

Rapport till Finanspolitiska rådet
2010/2

Har finanspolitik omvända effekter
under omfattande budgetsaneringar?
Den svenska budgetsaneringen
1994-1997

U. Michael Bergman²
Københavns Universitet,
EPRU, FRU och Finanspolitiska rådet

Preliminär version

Maj 2010

²De åsikter som uttrycks i denna rapport är författarens egna och speglar inte nödvändigtvis Finanspolitiska rådets uppfattning. Jag har erhållit värdefulla synpunkter och kommentarer från Martin Flodén och Lars Calmfors.

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 1654-800

Sammanfattning

En omfattande budgetsanering kan enligt teorin om expansiva finanspolitiska kontraktioner (EFC) leda till ökad privat konsumtion och produktion, så kallade omvända effekter. Dessa effekter kan uppstå om hushållen förväntar sig permanent lägre offentliga utgifter i framtiden och därmed också lägre framtida beskattning. Eftersom livsinkomsten därmed förväntas stiga borde BNP och privat konsumtion öka. Om skatter är snedvridande kan lägre framtida skatter stimulera arbetsutbudet och minska arbetslösheten.

Vi undersöker hur en restriktiv finanspolitik påverkar ekonomin genom att studera den svenska budgetsanering som genomfördes efter finanskrisen i mitten av 1990-talet. I vår empiriska analys kan vi särskilja de effekter som finanspolitik har under normala tider från de effekter som en omfattande budgetsanering har på ekonomin. Under normala tider förväntas en restriktiv finanspolitik att leda till fallande BNP och konsumtion samt stigande arbetslöshet. Dessa förutsägelser får starkt stöd av vår empiriska analys. Dessutom finner vi att skatteändringar har större effekter på BNP, konsumtion och arbetslöshet jämfört med ändringar i offentlig konsumtion.

Vi finner däremot inget starkt stöd för omvända effekter under den svenska budgetsaneringen. Den omfattande konsolideringen av de offentliga finanserna hade inga andra effekter än de som finanspolitiken har i normalfallet. Detta resultat är överraskande eftersom den svenska budgetsaneringen ofta betraktas som såväl omfattande som framgångsrik. En förklaring kan vara att hushållen förväntade sig att nedskärningarna i de offentliga utgifterna endast var temporära så att varken de förväntade framtida skatterna eller den framtida förväntade disponibla inkomsten påverkades.

1 Inledning

En aktuell fråga är hur en så kallad exitstrategi skall utformas, dvs en strategi för att fasa ut de penning och finanspolitiska stimulansåtgärder som använts för att motverka de negativa effekterna av finanskrisen. Som en del i en exitstrategi ingår en omläggning av de offentliga utgifterna och intäkterna så att en långsiktigt hållbar utveckling av de offentliga finanserna återupprättas. Samtidigt finns det en befogad oro bland de som är ansvariga för den ekonomiska politiken att en konsolidering av de offentliga finanserna skall ge en svagare ekonomisk utveckling med negativa effekter på ekonomisk tillväxt och stigande arbetslöshet. Med utgångspunkt i traditionell makroekonomisk teori kan vi förvänta oss att en budgetsanering har en kontraktiv effekt på ekonomin. Det är troligt att såväl minskade offentliga utgifter som höjda skatter leder till lägre ekonomisk aktivitet med stigande arbetslöshet. Dessa förutsägelser är bekymmersamma, speciellt för länder som har budgetunderskott som vida överstiger den gräns som stipuleras av stabilitets och tillväxtpakten samtidigt som de befinner sig i en recession, exempelvis Portugal, Spanien och Grekland.

Enligt ekonomisk teori är det emellertid möjligt att en omfattande budgetsanering har expansiva effekter, eller omvända effekter, på ekonomisk utveckling eftersom långsiktigt lägre offentliga utgifter kan ge förväntningar om permanent lägre offentliga utgifter och skatter i framtiden. Denna icke-keynesianska prediktion benämns i litteraturen som ”expansiv finanspolitisk kontraktion” (EFC) (Giavazzi och Pagano (1990)).¹ Dessa expansiva effekter uppstår inte enbart i icke-keynesianska utan också i ny-keynesianska modeller med trögrörliga priser. Enligt dessa senare modeller leder ökade offentliga utgifter som finansieras med klumpsummeskatter till fallande privat konsumtion, precis som EFC-hypotesen föreslår (Canzoneri, Cumby och Diba (2003) och Linnemann and Schabert (2003)). Argumentet är att ökade offentliga utgifter tenderar att minska privat förmögenhet och därigenom leda till fallande privat konsumtion eftersom livsinkomsten faller. Linnemann och Schabert (2004) visar emellertid att de konventionella keynesianska effekterna återkommer i dessa modeller om substitutionselasticiteten mellan offentlig och privat konsumtion är låg.

En omfattande budgetsanering kan också påverka hushållens förväntningar om den framtida skattebördan. Om framtida skatter förväntas bli lägre på grund av att offentliga utgifter blir lägre än tidigare, leder detta till förväntningar om ökad livsinkomst (nuvärdet av hushållens förmögenhet stiger vilket i sin tur signalerar en ökad permanent inkomst) som också kan leda till förändrat arbetsutbud om skatter är snedvridande. En viktig förutsättning är att budgetsaneringen är trovärdig och systematisk. Om budgetsaneringen inte leder till att hushållen reviderar sina förväntningar om framtida offentliga utgifter och skatter då kommer de sedvanliga negativa effekterna på aggregerad efterfrågan att dominera. Detta innebär att finanspolitiken kan få andra effekter

¹Denna hypotes kan också hänföras till argument som fördes fram av German Council of Economic Experts under tidigt 1980-tal och benämns därför ibland också som den tyska synen.

under omfattande budgetsaneringar jämfört med under normala tider (Blanchard (1987), Bertola and Drazen (1993), Sutherland (1997), Barry (1999), Perotti (1999), Giavazzi, Jappelli och Pagano (2000)).

Empiriskt stöd för EFC-hypotesen och för omvända effekter har presenterats tidigare av bland andra Alesina och Perotti (1995), Perotti (1999), Giavazzi, Jappelli och Pagano (2000), Höppner och Wesche (2000) och Afonso (2006).² Det finns också studier som förkastar dessa effekter, exempelvis van Aarle och Garretsen (2003) som fokuserar på EU-länder och använder den metod som föreslagits av Giavazzi och Pagano. De finner inget starkt stöd för EFC. Hjelm (2002), använder panel data regressionser och förkastar EFC-hypotesen.

Den danska budgetsanering som genomfördes under mitten av 1980-talet används ofta som ett typexempel på starka EFC-effekter (Giavazzi och Pagano (1990), Bertola och Drazen (1993), samt Bergman och Hutchison (1999, 2010)). Denna slutsats har emellertid ifrågasatts bland annat av Andersen och Risager (1990,1991) och Andersen (1994) som visar att den mycket positiva utvecklingen av tillväxt och sysselsättning i huvudsak orsakades av statlig lönepolitik som gav lägre reallöner och en ökad internationell konkurrenskraft. Samtidigt visar Bergman och Hutchison (1999) att huvuddelen av den överraskande starka tillväxten i konsumtionen kan förklaras av en positiv utveckling i bytesförhållandet i utrikeshandeln som samverkade med andra faktorer som bidrar till en långsiktigt ökande inkomst. Andra förklaringar som framförts i litteraturen är lägre reala räntor som kan hänföras till anknytningen av den danska kronan till den tyska marken. Denna hypotes motsägs dock av att den reala räntan efter skatt ökade kraftigt under budgetsaneringen vilket borde leda till lägre konsumtion.³

I detta sammanhang är den svenska budgetsanering som genomfördes efter finanskrisen i mitten av 1990-talet intressant att undersöka. De finanspolitiska åtgärder som genomfördes under denna period omfattade 126 mdr kr i permanenta budgetförstärkningar varav hälften bestod av nedskärningar i de offentliga utgifterna.⁴ Tabell 1 redovisar några makroekonomiska nyckeltal för de offentliga finanserna och den makroekonomiska utvecklingen före, under och precis efter budgetsaneringen. Vi ser här att nedskärningar i de offentliga utgifterna var betydande, de totala utgifternas andel av BNP föll från 68,3 procent kvartalet innan budgetsaneringen genomfördes till 58,7 procent det första kvartalet 1998 när konsolideringen avslutades. De offentliga intäkterna ändrades emellertid inte i någon större utsträckning trots skattehöjningarna. Intäkternas andel av BNP låg något lägre under budgetsaneringen jämfört med före och efter. Fram till det första kvartalet 2000 ökade andelen till nästan 62 procent. Som väntat föll budgetunderskottet (oavsett vilket mått vi använder) och vändes till överskott.

²Hemming, Kell och Mahfouz (2002) sammanfattar litteraturen kring EFC-hypotesen.

³Den kortsiktiga reala räntan efter skatt steg från -2,8 procent 1982 till 1,5 procent 1986.

⁴Se Proposition 2000/01:100, 2001 års vårproposition bilaga 5.

Tabell 1 Makroekonomiska nyckeltal före, under och efter budgetsaneringen 1994:4 till 1997:4

	Före	Under	Efter
Totala utgifter som andel av BNP	67,5	63,3	58,5
Totala intäkter som andel av BNP	60,3	58,9	60,6
Budgetunderskott	-7,2	-4,4	2,0
Primärt underskott	-0,5	1,6	1,2
Primärt underskott som andel av potentiell BNP	-7,7	-2,8	3,3
Tillväxt	-0,5	2,9	4,2
Konsumtion	-0,7	1,8	4,0
Arbetslöshet	8,0	11,3	8,5
	1994:3	1998:1	2000:4
Totala utgifter som andel av BNP	68,2	58,7	58,1
Totala intäkter som andel av BNP	59,4	59,3	61,8
Budgetunderskott	-8,8	0,6	3,7
Primärt underskott	0,8	1,5	0,8
Primärt underskott som andel av potentiell BNP	-7,9	2,1	4,5
Tillväxt	4,2	3,5	3,2
Konsumtion	1,5	2,5	3,1
Arbetslöshet	11,1	10,3	6,3

Anm. Före benämner perioden 1991:1–1994:3, under är perioden 1994:4–1997:4 och efter är perioden 1998:1–2000:4. Samtliga tal i tabellen är i procent och är genomsnitt under respektive period.

Källa: Egna beräkningar baserad på data från OECD.

Den makroekonomiska utvecklingen är också intressant att studera. Genomsnittlig tillväxt och förändringen i hushållens konsumtion var båda negativa under perioden före budgetsaneringen. Men vi noterar också att den ekonomiska tillväxten redan hade ökat kraftigt under de sista kvartalen innan budgetsaneringen genomfördes. Exempelvis var tillväxten strax över 4 procent under det tredje kvartalet 1994, se den undre delen av Tabell 1. Som väntat föll tillväxten under saneringsperioden för att sedan ta fart igen när den var avslutad. Arbetslösheten stannade också kvar på en hög nivå under budgetsaneringen och började sjunka snabbt från början av 1998. Efter tre år var den nästan halverad. Vår tolkning är att denna budgetsanering innebar en betydande omläggning i de offentliga finanserna som avviker från normal finanspolitik. Med andra ord, vi ser den svenska budgetsaneringen som en specifik och atypisk händelse.

Syftet med denna rapport är att genomföra ett empiriskt test av EFC-hypotesen med fokus på förekomsten av icke-linjära effekter i samband med den svenska budgetsaneringen 1994–1997. Vi kommer att använda den ansats som föreslagits av Blanchard och Perotti (2002). Deras ansats kombinerar traditionell strukturell tidsserieanalys med en fallstudie av de effekter som specifika händelser, exempelvis en budgetsanering, har på ekonomin.⁵ Med hjälp av denna ansats kan vi särskilja effekterna av normala ändringar i offentliga konsumtionsutgifter och direkta skatter mot de effekter en omfattande omläggning av de offentliga finanserna har. Vi utvidgar också deras ansats genom att inkludera arbetslösheten i modellen vilket medför att vi kan studera de dynamiska sambanden mellan finanspolitik och arbetslöshet både under normala tider och under budgetsaneringen.

Rapporten är upplagd på följande vis. Avsnitt 2 introducerar den metodik vi använder inklusive det dataset vi studerar. Den statistiska modellen och frågan

⁵Denna ansats har använts i en rad studier av finanspolitikens effekter, exempelvis Perotti (2002), Afonso och Claeys (2008) och Bergman och Hutchison (2010).

hur vi identifierar de finanspolitiska effekterna redovisas i Appendix A medan Appendix B diskuterar specifikationen av den empiriska modellen i detalj. I avsnitt 3 presenteras den empiriska analysen. Avslutningsvis sammanfattas de viktigaste resultaten i avsnitt 4.

2 Data och metodik

Det dataset vi analyserar består av kvartalsvisa observationer av BNP, privat konsumtion, offentlig konsumtion, direkta skatter och arbetslöshet. Samtliga variabler är i fasta priser och har logaritmerats förutom arbetslösheten som är i procent. Observationsområdet sträcker sig från det första kvartalet 1971 till det fjärde kvartalet 2008. All data har hämtats från OECD.

Den ansats vi kommer att använda innebär att vi särskiljer de effekter som finanspolitik har under 'normala tider' och de effekter som kan hänföras till en omfattande budgetsanering ('onormala tider'). Vi följer Blanchard och Perotti (2002) genom att vi kombinerar ett s k vektorautoregressivt system (*VAR*-modell) med en fallstudie av budgetsanering. *VAR*-modeller är ett standardverktyg för att undersöka vilka effekter som finanspolitik och penningpolitik har på ekonomin. Denna modell tillåter oss att undersöka vilka effekter en plötslig ändring i exempelvis de offentliga utgifterna har på BNP och konsumtion under normala tider. Modellen har fem huvudvariabler: BNP, privat konsumtion, offentlig konsumtion, direkta skatter och arbetslöshet. Vi inkluderar också BNP-gapet i G7-länderna för att fånga att den svenska ekonomin påverkas av världskonjunkturen. Appendix A beskriver i detalj hur modellen skattas och hur de finanspolitiska effekterna identifieras. Observera också att denna identifikation endast tillåter oss att studera de makroekonomiska effekterna av finanspolitik, dvs överraskande och icke-förväntade ändringar i skatter och offentlig konsumtion. Det är alltså inte möjligt att undersöka exempelvis hur ökad produktivitet påverkar ekonomin, se Appendix A.

Denna ansats kombineras med en fallstudie som syftar till att undersöka hur en omfattande omläggning av de offentliga finanserna påverkar produktion, konsumtion och arbetslöshet. En omfattande budgetsanering bör betraktas separat från de dynamiska effekter som finanspolitik har i normalfallet. För att mäta den effekt som finanspolitiken har under onormala tider låter vi en s k dummyvariabel representera den svenska budgetsaneringen. Vi definierar saneringsperioden som sträcker sig från det fjärde kvartalet 1994 till utgången av 1997.⁶ Den exakta tidsdateringen av saneringsperioden är naturligtvis ganska godtycklig men de resultat vi redovisar i den empiriska analysen nedan påverkas inte i någon större utsträckning då vi gör smärre justeringar av saneringsperioden.

Ansatsen innebär att dummyvariabeln mäter effekterna på produktion och konsumtion samt arbetslösheten separat från de effekter som finanspolitiken har under normala tider. Genom att beräkna de dynamiska effekter denna dummyvariabel ger på BNP osv får vi en bild av om och hur effekterna av

⁶Detta betyder att dummyvariabeln är lika med ett under dessa kvartal medan den är lika med noll alla andra kvartal.

budgetsaneringen avviker från finanspolitikens normala effekter. I detta sammanhang ger ansatsen oss möjligheter att empiriskt testa för omvända effekter i finanspolitiken.

I de nästkommande avsnitten analyseras de dynamiska effekterna på produktion, konsumtion och arbetslöshet då antingen offentlig konsumtion minskas eller då skatterna höjs, vi undersöker därmed effekterna av en restriktiv finanspolitik under normala tider. Därefter undersöker vi hur den svenska budgetsaneringen påverkade ekonomin. Avslutningsvis undersöker vi hur viktig dummyvariabeln som representerar budgetsaneringen är genom att vi beräknar så kallad historisk dekomponering, dvs vi beräknar prognoser för produktion, konsumtion och arbetslöshet med hjälp av vår modell då vi antingen utesluter dummyvariabeln eller inkluderar den i prognoserna. Dessa beräkningar ger en bild av hur betydelsefull dummyvariabeln och därmed budgetsaneringen var för utvecklingen av BNP och konsumtion under saneringsperioden.

3 Empirisk analys

3.1 Finanspolitikens effekter under normala tider

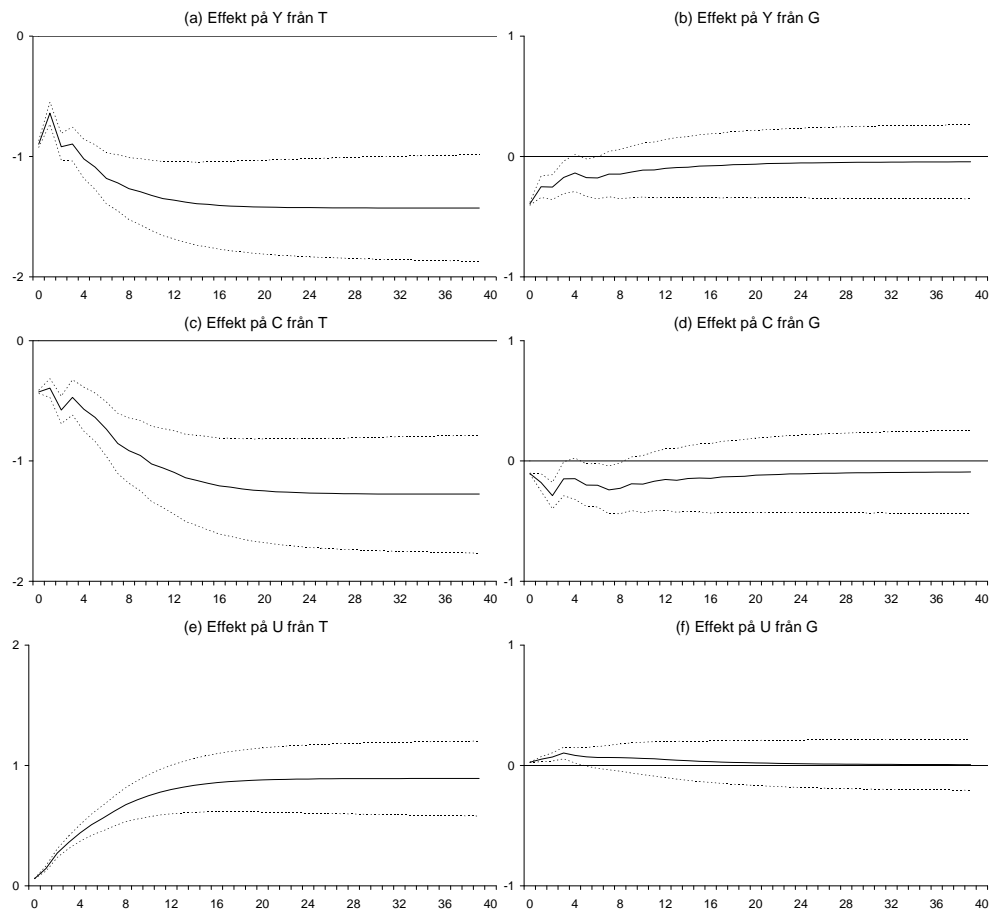
De resultat som redovisas nedan baseras på en VAR-modell med 4 laggar där vi inkluderar dummyvariabeln som representerar den svenska budgetsaneringen. Vi inkluderar också, som redan nämnts ovan, produktionsgapet i G7-länderna eftersom omvärlden har en stor påverkan svensk ekonomi. I den empiriska analysen önskar vi renodla effekterna av finanspolitik och budgetsanering från det inflytande som världskonjunkturen har på svensk ekonomi. Vi antar samma laglängd för denna variabel som för de övriga variablerna i modellen. Fler detaljer kring modellspecifikationen ges i Appendix B.

I Figur 1 visas hur nivån på BNP, privat konsumtion och arbetslösheten reagerar på strukturell positiv chock till skatter (de direkta skatterna höjs med en procentenhet) och en negativ chock till offentlig konsumtion (offentlig konsumtion minskar med en procentenhet), dvs impulsresponser som visar de dynamiska effekterna av en oväntad störning "allt-annat-lik".⁷ Med andra ord, vi undersöker hur en restriktiv finanspolitik påverkar ekonomin. De streckade kurvorna i Figur 1 visar osäkerheten i skattningarna, dvs så kallade konfidensintervall.⁸ Konfidensintervallen kan användas för att avgöra om effekten på BNP av exempelvis höjda direkta skatter är statistiskt signifikant. Om konfidensintervallet inbegriper noll-linjen är inte effekten statistiskt skild från noll och tolkningen är att effekten inte är statistiskt säkerställd. Vi ser i denna figur att BNP och privat konsumtion utvecklas på förväntat vis efter en ökning av skatterna. Ökade skatter har en negativ effekt på BNP. Vi får samma resultat för privat konsumtion även om effekterna storleksmässigt är något mindre.

⁷I Appendix C redovisas hur skatter och offentlig konsumtion reagerar på dessa störningar.

⁸Konfidensintervallen har beräknats med hjälp av modellsimuleringar med 1000 försök.

Figur 1 Impulsresponser för BNP (Y), privat konsumtion (C) och arbetslöshet (U) efter höjd skatt (T) och minskad offentlig konsumtion (G) under "normala" tider



Anm: Konfidensintervall som visar osäkerheten i skattningarna visas som streckade linjer i figuren.

Dessa impulsresponser ligger helt i linje med vad traditionell keynesiansk makroekonomisk teori förutsäger. Figurerna visar hur BNP och privat konsumtion reagerar på minskad offentlig konsumtion. Som vi ser har minskad offentlig konsumtion endast en kortsiktig negativ effekt på BNP. Efter ungefär 1 år är inte effekten statistiskt signifikant. Detta tyder på att skatteändringar är ett mer effektivt sätt att påverka BNP än ändringar i offentlig konsumtion i den meningen att effekterna är störst och enligt våra beräkningar statistiskt signifikanta. Som väntat liknar impulsresponserna för privat konsumtion de effekter som beräknats för BNP. Minskad offentlig konsumtion har endast en kortsiktig negativ effekt. Slutsatsen är att en restriktiv finanspolitik (antingen höjda skatter eller minskad offentlig konsumtion) har de sedvanliga åtstramande effekterna under normala tider. Vi finner också att effekterna av en skatteändring är större än effekterna av en ändring i offentlig konsumtion.⁹

⁹Observera att de långsiktiga effekter som ses i figuren är resultatet av grundläggande antaganden i den statistiska modellen, se Appendix B för en utförlig diskussion. Det är därför inte möjligt att dra slutsatsen att den långsiktiga effekten på, exempelvis BNP av en skatthöjning är negativ. Det är endast möjligt att göra en ekonomisk tolkning av de kortsiktiga och medelfristiga impulsresponserna.

De två sista graferna i Figur 1 visar hur arbetslösheten reagerar på ändringar i skatterna och i offentlig konsumtion. Vi ser här att höjda skatter leder till ökande arbetslöshet. Det är överraskande att denna effekt är relativt kraftig, speciellt jämfört med de effekter vi uppmäter för en ändring i offentlig konsumtion. Initialt finner vi en ökad arbetslöshet då offentlig konsumtion minskas men effekten är statistiskt signifikant endast under det första året och är storleksmässigt negligierbar.

Sammantaget visar dessa impulsresponsen att restriktiv finanspolitik har de förväntade keynesianska effekterna under normala tider. Skatteändringar har stora kortsiktiga och medelfristiga effekter på såväl produktion och konsumtion som arbetslöshet medan ändringar i offentlig konsumtion endast har kortsiktiga och små effekter.

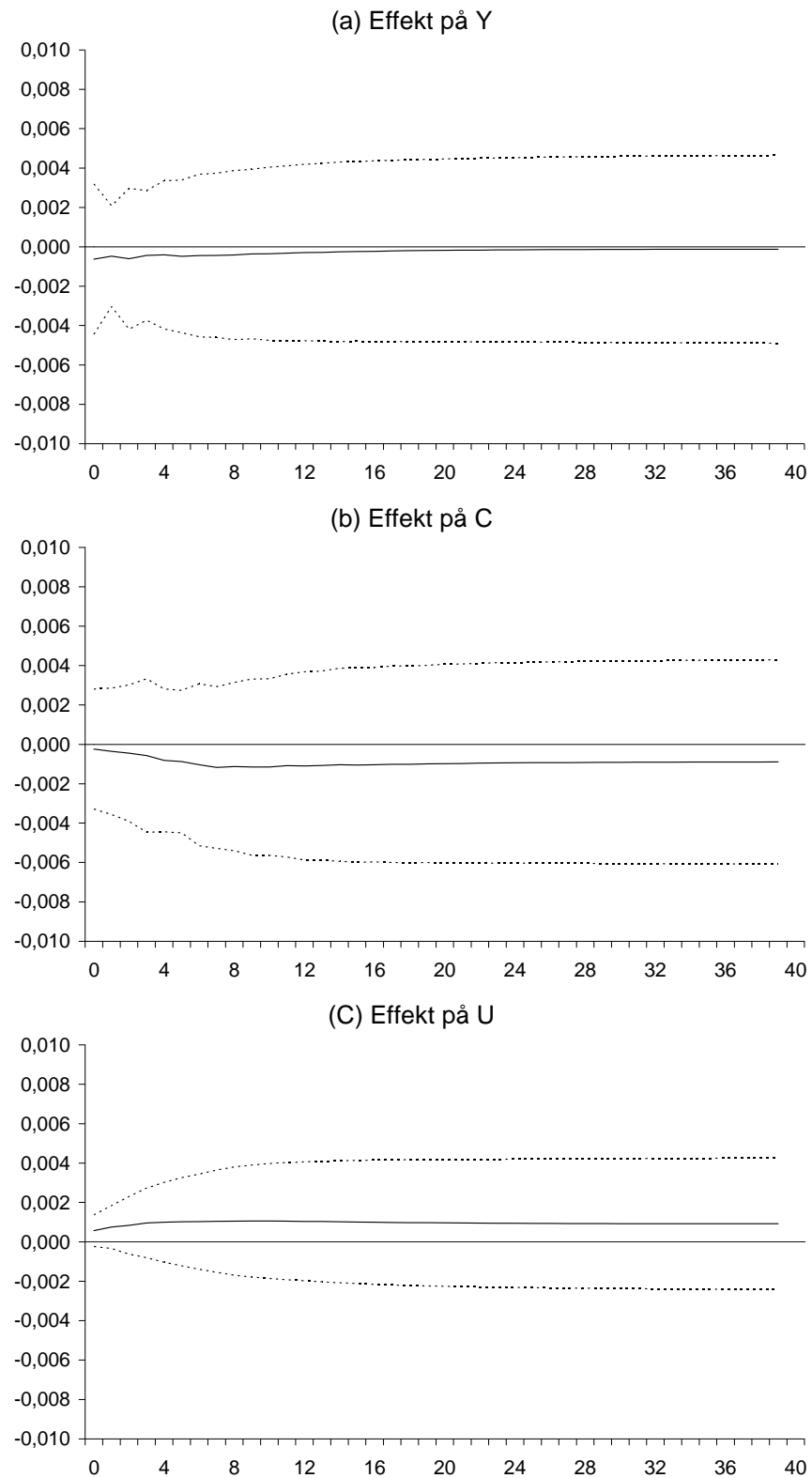
3.2 Effekter av en omfattande budgetsanering

Låt oss nu undersöka vilka effekter som en omfattande budgetsanering har på ekonomin, dvs finanspolitikens effekter under onormala tider. Precis som nämnts tidigare lägger vi till en dummyvariabel som är lika med ett under budgetsaneringen 1994:4–1997:4 och noll i övrigt.¹⁰ Denna dummyvariabel representerar därmed budgetsaneringen och mäter hur denna påverkar de i modellen ingående variablerna. Figur 2 visar hur BNP, konsumtion och arbetslöshet reagerar på budgetsaneringen. På samma sätt som i den föregående analysen av finanspolitikens effekter under normala tider inkluderar vi ett mått på osäkerheten i figurerna.

De dynamiska effekterna på de ingående variablerna som denna dummyvariabel har representerar den implicerade responsen till budgetsaneringen. Dessa impulsresponsen tillåter oss därmed att jämföra och särskilja normalfallet med de effekter en omfattande budgetsanering har på ekonomin. Notera att de impulsresponsen som redovisats ovan i Figur 1 och de som härrör från dummyvariabeln som visas i Figur 2 är fundamentalt åtskilda. Impulsresponserna i Figur 1 visar hur variablerna reagerar på en standardiserad chock till någon av de ingående variablerna. För att undersöka effekten av budgetsaneringen studerar vi hur en enhetschock till dummyvariabeln påverkar modellens variabler. Det är inte möjligt att transformera impulsresponserna i Figur 1 så att en direkt jämförelse av storleken av effekterna kan genomföras. Därför jämförs endast utseendet och tecknet på impulsresponserna i Figur 1 och 2. Det är också värt att nämna att den långsiktiga effekten av en chock till dummyvariabeln är skild från noll. Skälet är detsamma som när det gäller impulsresponserna i Figur 1 ovan, den långsiktiga effekten bestäms av grundläggande antaganden i den statistiska modellen. Vi kan därför inte ge någon ekonomisk tolkning till de långsiktiga effekterna.

¹⁰En alternativ ansats är att tillåta samtliga parametrar i modellen att ändras under budgetsaneringen. Eftersom antalet observationer för budgetsaneringsperioden är få väljer vi att använda dummyvariabelansatsen istället.

Figur 2 Impulsresponser för BNP (Y), privat konsumtion (C) och arbetslöshet (U) efter en omfattande budgetsänring



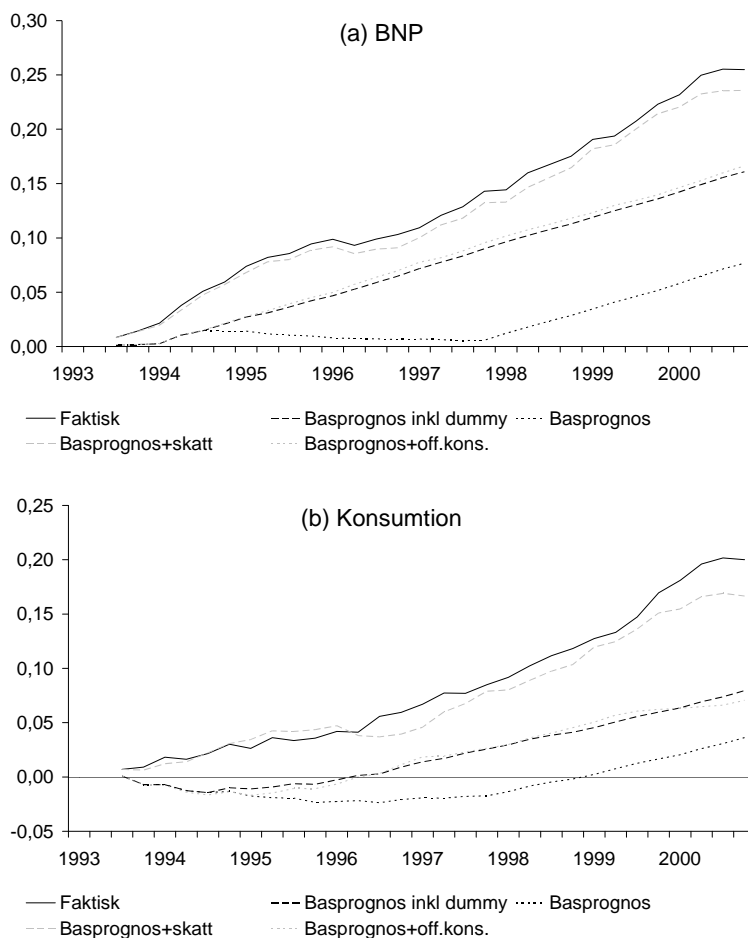
Anm: Konfidensintervall som visar osäkerheten i skattningarna visas som streckade linjer i figuren.

Vi ser i de övre två graferna att budgetsaneringen har en negativ effekt på både BNP och konsumtion men samtidigt är inte denna effekt statistiskt säkerställd. Tolkningen är att budgetsaneringen inte hade någon statistiskt signifikant effekt på dessa båda variabler utöver de som redovisas i Figur 1. Detsamma gäller för arbetslösheten, impulsresponsen är positiv vilket indikerar ökad arbetslöshet men effekten är inte statistiskt signifikant. Detta betyder att budgetsaneringen inte gav andra effekter på ekonomin än de sedvanliga keynesianska effekterna och det finns inget empiriskt stöd för omvända effekter av finanspolitiken under onormala tider.

För att ytterligare undersöka effekterna av en budgetsanering och därmed eventuella skillnader mellan normala och onormala tider beräknar vi prognoser för BNP och konsumtion med hjälp av vår modell och jämför med en modell där vi inte inkluderar en dummyvariabel. Detta innebär att vi grafiskt illustrerar signifikansen av att inkludera en dummyvariabel. Vi kan också beräkna prognoser under förutsättningen att endast en av de strukturella störningarna tillåts påverka modellen. Därmed kan vi jämföra och uppskatta vilken betydelse som oförutsedda chocker till skatter och offentlig konsumtion hade under budgetsaneringen. Figur 3 visar prognoser för BNP och konsumtion då vi använder hela vår modell med början i det tredje kvartalet 1993. Vid denna tidpunkt beräknar vi prognoser framåt i tiden under antagandet om att vi känner faktiska framtida värden på produktionsgapet i G7-länderna. Prognoserna fortsätter fram till 2000:4. I figurerna är den heldragna linjen faktisk BNP alternativt konsumtion. Prognoser då vi använder hela modellen visas med långa streckade kurvor (basprognos inkluderat dummyvariabeln), prognosen då vi utesluter dummyvariabeln visas med en prickad kurva.

Vi ser att dummyvariabeln endast bidrar marginellt till prognoserna av BNP, storleksmässigt i paritet med den effekt som chocker till offentlig konsumtion bidrar med. I den vänstra figuren, som visar prognoser för BNP, ser vi att chocker till offentlig konsumtion är relativt oviktiga som förklaring till produktionens utveckling. Samtidigt finner vi att chocker till skatter är mycket betydelsefulla. Då vi endast använder basprognosen och utesluter såväl dummyvariabeln som andra chocker förutom skattechocker kommer modellen att ge prognoser som ligger mycket nära faktisk utveckling. Skattechocker har avgörande betydelse för utvecklingen av såväl BNP. Detta resultat är förenligt med de impulsresponsen vi visar i Figur 1 och 2. I Tabell 1 fann vi att de offentliga intäkterna som andel av BNP sjönk något under budgetsaneringen medan de offentliga inkomsternas andel föll kraftigt. Detta borde leda till något ökande BNP under förutsättning att skatterna utgör en stor andel av de offentliga intäkterna och en liten minskning av BNP då offentlig konsumtion faller. Detta visas i de impulsresponsen som finns i Figur 1. En jämförelse av den relativa betydelsen av de andra tre chockerna visar att dessa chocker endast har en marginell betydelse.

Figur 3 Historisk dekomponering av BNP och privat konsumtion under och efter budgetsaneringen



Den historiska dekomponeringen av konsumtion som visas i Figur 3 är fullt konsistent med resultaten för BNP. Dummyvariabeln som representerar budgetsaneringen har marginell betydelse och lika stor betydelse som chocker till offentlig konsumtion medan chocker till skatterna är den viktigaste förklaringsfaktorn bakom konsumtionsutvecklingen. Om hänsyn tas endast till de skattechocker som inträffade under perioden, vi bortser från alla andra typer av chocker, överskattas utvecklingen av privat konsumtion. Om endast skattechocker hade inträffat under denna perioden skulle privat konsumtion ökat mer än vad som blev fallet. Samtidigt ser vi i figuren att faktisk konsumtionsutveckling underskattas under den senare delen av saneringsperioden. Negativa chocker till offentlig konsumtion motverkar de positiva effekter som chocker till skatterna har under perioden men sammantaget förklarar chocker till skatter och offentlig konsumtion huvuddelen av utvecklingen av konsumtionen under budgetsaneringen. De övriga chockerna som vi inte kan särskilja från varandra bidrar endast i liten omfattning till den faktiska utvecklingen.

4 Sammanfattning

I denna rapport visas att den svenska budgetsanering som genomfördes 1994–1997 inte hade några andra effekter än de som traditionell ekonomisk teori förutsäger. Det finns inget starkt stöd för hypotesen att finanspolitiken hade omvända effekter under den svenska budgetsaneringen. Detta är överraskande speciellt eftersom denna budgetsanering i allmänhet betraktas som både mycket omfattande och synnerligen framgångsrik. Omfånget av de finanspolitiska åtgärderna var runt 7,5 procent av BNP och stora underskott i de offentliga finanserna vändes på kort tid till stora överskott. En av de främsta anledningarna till varför budgetsaneringen anses ha utgjort ett systemskifte är att det genomfördes stora nedskärningar i offentlig konsumtion.

En möjlig orsak till varför våra test förkastar omvända effekter av finanspolitik kan vara att skatterna inte påverkades i någon större utsträckning. Det är möjligt att hushållen inte förväntade sig lägre framtida beskattning och därigenom inte ökade sin konsumtion som svar på budgetsaneringen trots de omfattande nedskärningarna i de offentliga utgifterna. Skatternas andel av BNP ökade strax efter att budgetsaneringen avslutats. En intressant fråga i sammanhanget är om hushållen förväntade sig denna utveckling eller inte. Ett exempel är att den värnskatt som infördes som en del i omläggningen av de offentliga finanserna i praktiken finns kvar trots att den endast skulle vara tillfällig.¹¹ Detta är en illustration på att tillfälliga åtgärder ofta tenderar att bli permanenta. En möjlig tolkning är att hushållen förväntade sig att värnskatten skulle bli permanent. På samma sätt är det möjligt att de nedskärningar i offentlig konsumtion som genomfördes sågs som tillfälliga ändringar och endast representerade en återgång till de tidigare nivåerna, dvs när de expansiva åtgärderna fasats ur och långsiktigt hållbara finanser återupprättats förväntade hushållen att de offentliga utgifterna skulle ligga kvar på samma nivå som de gjorde innan krisen bröt ut. Behovet av framtida skatteintäkter skulle då inte påverkas vilket i sin tur medför att hushållens framtida inkomster efter skatt inte heller påverkas. Den faktiska utvecklingen under de senaste 10 åren visar att de offentliga utgifternas andel av BNP inklusive offentlig konsumtion har minskat något och de ligger numera någon eller några procentenheter över 50 procent. Detsamma gäller skatternas andel av BNP.

¹¹Värnskatten infördes från och med inkomståret 1995 och avskaffades 1999. Samtidigt infördes en extra statlig skatt för inkomster över en viss nivå.

Referenser

- Afonso, A. och P. Claeys, (2008), "The Dynamic Behaviour of Budget Components and Output," *Economic Modelling* 25, 93–117.
- Alesina, A. och R. Perotti, (1995), "Fiscal Expansions and Fiscal Adjustments in OECD Countries," NBER Working Paper 5214.
- Andersen, T. M., (1994), "Disinflationary Stabilization Policy — Denmark in the 1980s," i, Åkerholm, J. och A. Giovannini, (red.), *Exchange Rate Policies in the Nordic Countries*, Centre for Economic Policy Research, London.
- Andersen, T. M. och O. Risager, (1990), "Wage Formation in Denmark," i, Calmfors, L., (red.), *Wage Formation and Macroeconomic Policies in the Nordic Countries*, Oxford University Press, Oxford.
- Andersen, T. M. och O. Risager, (1991), "The Role of Credibility for the Effects of a Change in the Exchange-Rate Policy," *Oxford Economic Papers* 43, 85–98.
- Barry, F., (1999), "Comment," i, Andersen, T. M., S. E. H. Jensen och O. Risager, (red.), *Macroeconomic Perspectives on the Danish Economy*, MacMillan, New York.
- Bergman, U. M. och M. M. Hutchison, (1999), "Economic Expansions and Fiscal Contractions: International Evidence and the 1982 Danish Stabilization," i, Andersen, T., S. E. H. Jensen och O. Risager, (red.), *Macroeconomic Perspectives on the Danish Economy*, MacMillan, New York.
- Bergman, U. M. och M. M. Hutchison, (2010), "Expansionary Fiscal Contractions: Re-Evaluating the Danish Case," *International Economic Journal* 24, 71–93.
- Bertola, G. och A. Drazen, (1993), "Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity," *American Economic Review* 83, 1170–1188.
- Blanchard, O. J., (1987), "Germany and the World Economy: A US View," *Economic Policy* 1, 195–200.
- Blanchard, O. J. och R. Perotti, (2002), "An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output," *Quarterly Journal of Economics* 117, 1329–1368.
- Canzoneri, M., R. Cumby och B. Diba, (2003), "New Views on the Transatlantic Transmission of Fiscal Policy and Macroeconomic Policy Coordination," i, Buti, M., (red.), *Monetary and Fiscal Policies in EMU*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Flodén, M., (2009), "Automatic Fiscal Stabilizers in Sweden 1998–2009," Rapport till Finanspolitiska rådet 2009/2.
- Giavazzi, F., T. Jappelli och M. Pagano, (2000), "Searching For Non-Linear Effects Of Fiscal Policy: Evidence From Industrial and Developing Countries," *European Economic Review* 44, 1259–1289.
- Giavazzi, F. och M. Pagano, (1990), "Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries," i, Blanchard, O. J. och S. Fischer, (red.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge.
- Giorno, C., P. Richardson, D. Roseveare och P. van den Noord, (1995), "Estimating Potential Output Gaps and Structural Budget Balances," *OECD Working Paper* No. 152.

- Girouard, N. och C. André, (2005), "Measuring Cyclically-Adjusted Budget Balances for OECD Countries," OECD Economics Department Working Papers, No. 434.
- Hemming, R., M. S. Kell och S. Mahfouz, (2002), "The Effectiveness of Fiscal Policy in Stimulating Economic Activity — A Review of the Literature," IMF Working Paper No. 02/208.
- Hjelm, G., (2002), "Is Private Consumption Growth Higher (Lower) During Periods of Fiscal Contractions (Expansions)?," *Journal of Macroeconomics* 24, 17–39.
- Höppner, F. och K. Wesche, (2000), "Non-Linear Effects of Fiscal Policy in Germany: A Markov-Switching Approach," Bonn Econ Discussion Paper 9/2000.
- Linnemann, L. och A. Schabert, (2003), "Fiscal Policy in the New Neoclassical Synthesis," *Journal of Money, Credit and Banking* 35, 911–929.
- Linnemann, L. och A. Schabert, (2004), "Can Fiscal Spending Stimulate Private Consumption?," *Economics Letters* 82, 173–179.
- Perotti, R., (1999), "Fiscal Policy in Good Times and Bad," *Quarterly Journal of Economics* 114, 1399–1436.
- Perotti, R., (2002), "Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries," ECB Working Paper No. 168.
- Sutherland, A., (1997), "Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy?," *Journal of Public Economics* 65, 147–162.
- van Aarle, B. och H. Garretsen, (2003), "Keynesian, Non-Keynesian or No Effects of Fiscal Policy Changes? The EMU Case," *Journal of Macroeconomics* 25, 213–240.

Appendix A Empirisk modell

I detta appendix diskuteras vår empiriska ansats i detalj. Utgångspunkten för den empiriska analysen är en vektorautoregressiv modell (VAR) med fem variabler; skatter, offentlig konsumtion, BNP, privat konsumtion och arbetslöshet. Samtliga variabler förutom arbetslösheten är i fasta priser och logaritmeras. Vi antar att de dynamiska sambanden mellan dessa variabler kan modelleras med hjälp av följande vector moving average (VMA) system

$$\Delta x_t = \delta + R(L)v_t \quad (1)$$

där $x_t = [T_t \ G_t \ Y_t \ C_t \ U_t]'$, och där L är en lag operator. De strukturella chockerna $v_t = [\psi_T \ \psi_G \ \psi_Y \ \psi_C \ \psi_U]'$ uppfyller kraven att $E[v_t] = 0$ och att $E[v_t v_t']$ är diagonal, ψ_i är chocker till skatt, offentlig konsumtion, BNP, privat konsumtion och arbetslöshet. Parametrarna i lagpolynomet $R(L)$ kan beräknas från skattningar av följande VMA-modell

$$\Delta x_t = \delta + C(L)\varepsilon_t \quad (2)$$

där $C(L) = I_5 + \sum_{j=1}^{\infty} C_j L^j$, och den fem-dimensionella vektorn med residualerna ε_t antas vara vitt brus, dvs $E[\varepsilon_t] = 0$ och en icke-singulär kovariansmatris $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma$. Det grundläggande problemet är att identifiera de fem strukturella chockerna v_t i (1) som linjärkombinationer av den reducerade formens störningar ε_t i (2), dvs att beräkna matrisen F så att $v_t = F^{-1}\varepsilon_t$.

För att identifiera vår modell följer vi den procedur som föreslagits av Blanchard och Perotti (2002). Vi kan definiera sambanden mellan residualerna i den reducerade formen och de strukturella chockerna på följande vis

$$\begin{aligned} \varepsilon_t^T &= a_1 \varepsilon_t^Y + a_2 \psi_t^G + \psi_t^T \\ \varepsilon_t^G &= b_1 \varepsilon_t^Y + b_2 \psi_t^T + \psi_t^G \\ \varepsilon_t^Y &= c_1 \varepsilon_t^T + c_2 \varepsilon_t^G + c_3 \varepsilon_t^p + \psi_t^Y \\ \varepsilon_t^C &= d_1 \varepsilon_t^T + d_2 \varepsilon_t^G + d_3 \varepsilon_t^p + \psi_t^C \end{aligned} \quad (3)$$

där a , b , c , och d är parametrar som skall skattas. De första två relationerna i (3) innebär att oförutsedda ändringar i skatter (under period t) orsakas av oförutsedda ändringar i BNP och strukturella chocker till offentlig konsumtion och skatter, medan oförutsedda ändringar i offentlig konsumtion orsakas av oförutsedda ändringar i BNP och strukturella chocker till skatter och offentlig

konsumtion. De nästkommande ekvationerna säger att det finns ett samtidigt samband mellan oförutsedda ändringar i BNP (och i privat konsumtion) och oförutsedda ändringar i skatter och offentlig konsumtion förutom de egna strukturella chockerna. Den sista ekvationen visar hur strukturella chocker till arbetslösheten samverkar med ickeförväntade ändringar i BNP. Vi antar att; (i) det finns ingen samtida återkoppling mellan chocker i arbetslösheten och vare sig skatter eller offentlig konsumtion, och (ii) att chocker till privat konsumtion inte påverkar arbetslösheten i samma period.

För att beräkna parametrarna i modellen ovan följer vi den procedur som skisseras i Blanchard och Perotti med två undantag. För det första konstruerar Blanchard och Perotti parametern a_1 som mäter skatternas BNP-elasticitet med hjälp av disaggregerad skattedata. Vi sätter denna parameter lika med 1,3 som ungefär motsvarar att 1 enhets ökning i BNP leder till 0,6 enheters ökning i skatteintäkterna. För det andra sätter vi parametern b_1 som mäter den offentliga sektorns BNP-elasticitet till -0,2 dvs något högre än det estimat som beräknats av Giorno, Richardson, Roseveare and van den Noord (1995), Girouard och André (2005) och Flodén (2009). Blanchard och Perotti sätter denna parameter till noll eftersom de inte finner något samband mellan offentlig konsumtion och BNP i den amerikanska ekonomin. Sambandet mellan oförutsedda ändringar i skatter och offentlig konsumtion representeras av parametrarna a_2 och b_2 och tillåter för möjligheten att offentlig konsumtion reagerar på ändringar i skatter eller tvärtom. Precis som Blanchard och Perotti poängterar finns det ingen övertygande metod för att identifiera dessa parametrar. Lösningen är att studera och jämföra två fall, då $a_2 \neq 0$ och $b_2 = 0$ eller då $a_2 = 0$, $b_2 \neq 0$.

Till sist, parametern e_1 representerar den simultana effekten från BNP till arbetslösheten medan ψ_t^p är den strukturella chocken till arbetslöshet. Vår identifikation innebär att vi tillåter att ändringar i svensk BNP påverkar arbetslösheten i samma period och att chocker till arbetslöshet påverkar både BNP och privat konsumtion samtidigt i samma period.

Vi följer Blanchard och Perotti när det gäller att skatta parametrarna i VMA-modellen i (2) genom att vi tillåter varje parameter i lagpolynomet att vara kvartalsspecifik. Detta innebär att den tidsförskjutna reaktionen tillåts att variera beroende på det specifika kvartal som observationerna härrör från. Orsaken till att vi tillåter denna säsongvariation i responsen hos skatteintäkterna då BNP ändras (eller responsen i offentlig konsumtion då BNP ändras) är att det är troligt att säsongsmönster kan vara så starka att dessa responser påverkas signifikant. Några skatter, exempelvis punktskatter och moms inbetalas med en tidsförskjutning. Dessa skattningar används sedan för att beräkna de parametrar som krävs för att identifiera vårt system ovan, dvs den identifierande matrisen. Det är viktigt att notera att vi endast identifierar de två finanspolitiska störningarna. Det är alltså inte möjligt att undersöka hur chocker till de återstående tre variablerna påverkar. Dessa chocker kan inte separeras med hjälp av denna identifikation.

Appendix B Modellspecifikation

Detta appendix diskuterar modellspecifikation och redovisar resultaten av diagnostiska test. Det första steget i den empiriska analysen är att undersöka egenskaperna hos de tidsserier vi studerar. Vi har genomfört en rad olika test för enhetsrötter och kointegration. Detta är nödvändigt eftersom vår empiriska modell förutsägs innehålla variabler som inte är kointegrerade och som är stationära.

Resultaten från dessa test visar att samtliga variabler, eventuellt med undantag för arbetslösheten, innehåller enhetsrötter, se Tabell 2. I den övre delen av tabellen redovisas ADF-test där vi ser att vi inte kan förkasta förekomsten av en enhetsrot i något fall oberoende av om vi inkluderar en linjär eller en kvadratisk deterministisk trend. Den undre delen av tabellen visar resultaten av Engle-Granger kointegrationstest. Det finns inget starkt stöd för förekomsten av kointegration, vi ser att nollhypotesen att variablerna inte är kointegrerade inte kan förkastas.

Av dessa skäl väljer vi att skatta en modell där vi antar att de enskilda variablerna innehåller en enhetsrot men att det inte existerar någon kointegrerande relation mellan dessa. Detta antagande har konsekvenser för tolkningen av de långsiktiga effekterna av strukturella störningar. Modellen formuleras i termer av förändringstakter eftersom variablerna antas innehålla enhetsrötter på nivåform vilket innebär att de långsiktiga effekterna av en strukturell störning på variablernas förändringstakt blir lika med noll. Men, på nivåform kommer den långsiktiga effekten på de ingående variablerna inte nödvändigtvis att bli lika med noll. Även om en störning inte ger långsiktiga effekter på förändringstakten är det möjligt att den långsiktiga effekten på nivån inte blir lika med noll. Konsekvensen av detta är att vi inte kan ge någon ekonomisk tolkning av de skattade långsiktiga effekterna. Om vi i stället antar att de ingående variablerna inte innehåller enhetsrötter kommer VAR-modellen att skattas på nivåform. De långsiktiga effekterna på de ingående variablerna kommer under detta antagande att bli lika med noll eftersom variablerna inte innehåller enhetsrötter. Ingen störning kan i detta fall ge långsiktiga effekter på variablernas nivå. Precis som i det tidigare fallet kan vi inte ge någon ekonomisk tolkning av de långsiktiga effekterna av strukturella störningar.

Det är samtidigt viktigt att notera att det inte finns någon restriktion i modellen som avgör hur en variabel rör sig efter att en störning påverkar modellen. De kortsiktiga effekterna är inte begränsade på något vis utan de ingående variablerna tillåts fritt att reagera på ändringar i offentlig konsumtion och inkomster. Varken storleken på dessa effekter eller riktningen är på förhand bestämda av modellens antaganden utan skattas fritt. Detta innebär att de kort- och medelfristiga impulsresponserna kan ges en ekonomisk tolkning. Definitionen av kort- såväl som lång-sikt är naturligtvis godtycklig och det finns inget i den empiriska modellen som kan vägleda oss i detta avseende. Normalt brukar man tolka medelfristig-sikt som längden på en konjunkturcykel, dvs mellan 5 och 10 år. Vi ansluter oss till denna konvention.

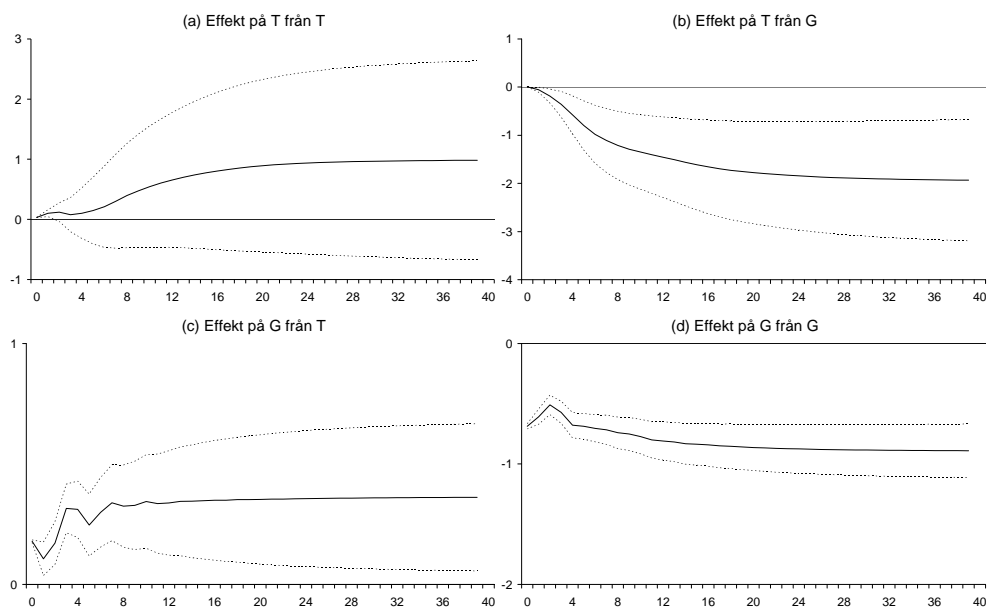
Tabell 2 Test för enhetsrötter och kointegration

Variabel	τ_τ	τ_γ
Skatter	0,521	0,577
Offentlig konsumtion	0,867	0,430
BNP	0,382	0,502
Privat konsumtion	0,100	0,033
Arbetslöshet	0,078	0,171
Kointegrationstest	0,749	0,828

Anm. τ_τ benämner ADF-test med konstant och linjär trend, och τ_γ med konstant och kvadratisk trend. Alla ADF-test baseras på en automatisk laglängd bestämning med maximalt 12 laggar. Engle-Granger tvåstegsmetod används för att testa för kointegration. Enbart asymptotiska p-värden redovisas i tabellen. Nollhypotesen är enhetsrot alternativt ingen kointegration.

Appendix C Impulsresponser för skatter och offentlig konsumtion efter en restriktiv finanspolitik

Figur 4 Impulsresponser för skatter och offentlig konsumtion efter höjd skatt och minskad offentlig konsumtion



Anm. Konfidensintervall som visar osäkerheten i skattningarna visas som streckade linjer i figuren.