



LUND UNIVERSITY
School of Economics and Management

Nationalekonomiska institutionen

Kandidatuppsats 15 p

29 maj 2008

Penningtermer i transmissionsmekanismen

Skattningar av IS-kurvor för Sverige med förändringen av den reala monetära basen som
förklarande variabel

Författare:

Niklas Eilert

Handledare:

Klas Fregert

-Abstract-

I denna uppsats skattas IS-kurvor för Sverige med förändringen av den reala monetära basen som förklarande variabel. Undersökningen fastställer ett starkt statistiskt samband mellan penningtermerna och BNP-gapet. Detta resultat förklaras av att samma avkastningar som avgör den aggregerade efterfrågan även är de alternativkostnadsvariabler som figurerar i penningefterfrågefunktionen.

Nyckelord: IS-kurva, transmissionsmekanism, pengar, monetär bas

Innehållsförteckning:

1. Inledning	4
2. Teori	6
2.1 <i>Bakgrund</i>	6
2.2 <i>Pengar som ett "överlägset index" för ett "spektrum av avkastningar"</i>	7
2.3 <i>Konsekvenser för penningefterfrågan</i>	9
3. Metod och resultat	12
3.1 <i>Presentation av variablerna</i>	12
3.2 <i>Val av specifikation</i>	13
3.2.1 <i>IS-kurvan med pengar (ISM)</i>	14
3.2.2 <i>Rudebusch & Svenssons IS-kurva med pengar (RSP)</i>	15
3.2.3 <i>F-test för val av specifikation</i>	15
3.2.4 <i>Rudebusch & Svenssons IS-kurva med pengar och det reala TCW-indexet (RSPQ)</i>	16
3.2.5 <i>Rudebusch & Svenssons IS-kurva (RS)</i>	16
3.3 <i>Val av tidsperiod</i>	17
3.4 <i>Resultat</i>	17
3.4.1 <i>Skattning av RS-specifikationen</i>	18
3.4.2 <i>Resultat för en sluten ekonomi: skattning av RSP-specifikationen</i>	19
3.4.3 <i>Resultat för en öppen ekonomi: skattning av RSPQ-specifikationen</i>	21
3.4.4 <i>Resultatsammanfattning</i>	23
4. Sammanfattning	25
Appendix: Realt TCW-index	27
5. Referenser	29

1. Inledning

Nelson (2002) genomförde skattningar av empiriska IS-kurvor för USA och Storbritannien. I dessa var BNP-gapet beroende variabel, medan laggar av samma term, den korta realräntan, samt förändringen av den reala monetära basen oberoende. Nelson kunde i samtliga fall konstatera att penningtermerna tillförde förklaringsvärde till BNP-gapet utöver det som gavs av den korta realräntan.

Detta står i kontrast till hur de IS-kurvor som används i nutida studier av penningpolitiska åtgärders utfall vanligtvis ser ut. I en ”typisk empirisk IS-ekvation” (direkt översättning av: ”typical empirical IS equation”) ges istället den aggregerade efterfrågan (uttryckt i termer av ett BNP-gap) som en negativ funktion av en kort realränta. Någon penningterm dyker inte upp som förklarande variabel (Nelson 2002:689).

Avsaknad av penningstermer karaktäriserar även IS-funktioner i teoretiska makroekonomiska modeller över den korta sikten. I dessa beror efterfrågan (uttryckt i termer av ett BNP-gap) istället på alla framtida förväntade korta realräntor, vilket är ekvivalent med den långa realräntan (Nelson 2003:1048).

Fler studier har funnit resultat som överensstämmer med Nelsons (2002). Binner m.fl (2007) kunde för 1980Q2-2005Q1 fastställa ett statistiskt signifikativt samband mellan penningstermer (dock ej förändringen i den reala monetära basen) och den aggregerade efterfrågan för eurozonen. Elger m.fl (2008) har också genomfört en studie över Storbritannien för åren 1977Q1-2005Q1 i vilken de bekräftade Nelsons (2002) resultat.

De ovan presenterade IS-kurvorna utgår samtliga från antagandet om en sluten ekonomi. I en av skattningarna för Storbritannien frångick Nelson (2002) detta. För att få en specificering som istället utgick från en öppen ekonomi använde han sig här av förutom

de förklarande variabler som presenterats ovan, BNP-gapet, den korta realräntan och förändringen av den reala monetära basen även ett reall effektivt växelkursindex.

Syftet med den här uppsatsen är att för Sverige genomföra samma skattningar som Nelson (2002) gjort för USA och Storbritannien. Detta sker för att kunna svara på följande frågeställning: *”tillför förändringen av den reala monetära basen förklaringsvärde till BNP-gapet i en empirisk IS-kurva för Sverige?”*.

Frågeställningen kommer att undersökas för både antagandet om en sluten och en öppen ekonomi. Att frånga antagandet om en sluten ekonomi kan vara särskilt intressant för ett litet exportberoende land som Sverige.

Undersökningen är främst intressant ur två perspektiv. Först eftersom att mer empiri kan ifrågasätta, eller bekräfta Nelsons tidigare resultat. Därtill kan det vara intressant att se hur det potentiella sambandet ser ut ur ett svenskt perspektiv. Om det inte går att fastställa att förändringen av den reala monetära basen tillför förklaringsvärde i de svenska empiriska IS-kurvorna kan det vara intressant att fråga sig varför.

I nästa avsnitt följer Nelsons (2002 och 2003) teoretiska förklaring till varför förändringen av den reala monetära basen statistiskt signifikant tillför förklaringsvärde i en empirisk IS-kurva. Därpå kommer metod och resultat att efter varandra presenteras i ett gemensamt kapitel. Sist följer en sammanfattning av uppsatsen.

2. Teori

2.1 Bakgrund

Taylor (1993) beskrev hur man med en enkel funktion kan approximera hur en centralbank agerar med den korta nominella räntan i syfte att influera stabiliseringspolitikens två målvariabler – inflation och BNP. En sådan ”taylorregel” har i allt högre grad kommit att påverka utseendet av analysen av penningpolitik (Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005:506).

En effekt av att en dylik reaktionsfunktion anbringats till dagens teoretiska makroekonomiska modeller över den korta sikten har blivit att man där i numer helt bortser från vad en viss räntenivå innebär för mått på penningmängden. Nelson (2003:1030) ger sin syn på varför: ”if policy action can be characterized in terms of movements in interest rates, it is convenient to trace the transmission of policy effects through the reaction of aggregate demand to interest rates” och följaktligen utelämnar mått på penningmängden ur analysen.

Att mer noga beskriva hur dessa modeller ser ut, eller att försöka återge några ytterligare karaktärsdrag som de bär ligger utanför denna uppsats ramar. För ett exempel på en modell där en taylorregel används och där penningstermer utelämnas hänvisas istället till Sørensen & Whitta-Jacobsen (2005). Meltzer (2001:2f) ger också en schematisk beskrivning utav en sådan modell.

Samtidigt som pengar för en tynande tillvaro i den vetenskapliga litteraturen som analyserar transmissionsmekanismen har även centralbanker i allt högre utsträckning kommit att bortse från variabeln vid tagande av beslut rörande penningpolitiska åtgärder (Nelson 2003:1031).

Att förändringen av den reala monetära basen tillför förklaringsvärde i en empirisk IS-funktion berättigar, menar dock Nelson (2002) en roll för penningtermer (i alla fall förändringen av den reala monetära basen) att spela i analysen av transmissionsmekanismen (se även 2003) (det bör även tilläggas att han till detta i hög grad inspirerats av Melzter (2001)). Detta både i den vetenskapliga litteraturen och för centralbanker som en indikator över läget i ekonomin. För att i bägge dessa fall mer exakt förstå hur bör man beakta den teoretiska förklaring Nelson ger sina empiriska resultat. En mer utförlig redogörelse av denna följer i de två nästkommande avsnitten.

Det bör också påpekas att Nelsons (2002) skattningar inte är några typiska "S:t Louisekvationer" (se till exempel: Romer 2006:258f) då han med dem inte önskar bevisa ett kausalt samband mellan pengar och aggregerad efterfrågan. Nelsons menar istället att de bägge variablernas utveckling över tiden beror på samma underliggande faktorer.

2.2 Pengar som ett "överlägset index" för ett "spektrum av "avkastningar"

Den teoretiska utläggningen nedan baseras på antagandet om en sluten ekonomi, eftersom det är vad Nelson (2002 och 2003) utgår ifrån. Att utesluta reala växelkursers påverkan på BNP stämmer också överens med de empiriska resultat som presenteras längre ned i metod- och resultatdelen.

Som i inledningen nämndes specificeras en "typisk empirisk IS-ekvation" med BNP-gapet som en negativ funktion av kort realränta (Nelson 2002:689). Detta gör att den sammanfattar en penningpolitisk åtgärd i rörelser från instrument till målvariabel utan att försöka tolka vad som händer där emellan.

Att exakt veta vad som händer mellan åtgärd och utfall i transmissionsmekanismen är höjt i dunkel (Friedman 1999:322f). Tanken är idag i alla fall den att centralbanken genom sin styrränta påverkar den korta realräntan (eller egentligen den korta nominella, men om inflationspersistens råder, vilket det keynesianska antagandet säger, kommer en förändring i den nominella leda till en förändring i den reala). Med hjälp av denna önskar

de i sin tur att influera de längre realräntor som påverkar den konsumtion och de investeringar som utgör huvuddelen av den aggregerade efterfrågan.

Realränteförändringar påverkar också tillgångspriser, vilket i sin tur påverkar allmänhetens konsumtionsvilja (Sørensen & Whitta-Jacobsen 2005).

Givetvis är det möjligt att anta att en helt och hållet mekanisk relation föreligger mellan en penningpolitisk åtgärd och dess slutliga utfall i ekonomin. Alltså att de olika avkastningarna påverkar varandra och i slutändan den aggregerade efterfrågan efter ett bestämt mönster. Detta torde dock endast vara ett scenario möjligt i en helt teoretisk modell och inget som förekommer i verkligheten. Länken mellan korta och långa räntor störs till exempel av de chocker som oregelbundet påverkar ekonomin.

Tolkning görs här att vad Nelson menar när han påstår att: "there are many real interest rates, implicit and explicit, relevant for the economic activity and that the real interest rate on short time securities can be an inadequate stand-in for those yields (or relative prices)" (2002:694) är just detta.

Här kommer också förändringen av den reala monetära basen kommer in i bilden, menar Nelson eftersom att "the real money stock might serve as a better summary of the various changes in yields than a measure based on a specific interest rate". Ett penningmängdsmått kan alltså spela rollen som ett "överlägset index" för ett "spektrum av avkastningar" som avgör den aggregerade efterfrågan. Detta är anledningen till att förändringen av den reala monetära basen tillför förklaringsvärde i en empirisk IS-kurva, jämte den korta realräntan (2002:694).

Detta behöver samtidigt inte betyda att den korta realräntan inte längre är en viktig variabel i analysen. Sørensen & Whitta-Jacobsen (2005:513) menar att den medför påverkan på den aggregerade efterfrågan. (I resultatdelen kommer också ett statistiskt signifikant samband mellan den korta realräntan och BNP-gapet att redovisas.) Vad Nelson (2002 och 2003) försöker säga är endast att den inte ensam kan förklara BNP-gapet i en empirisk skattning.

En förklaring av några av de uttryck som använts ovan är här på sin plats. Tolkningen görs här att det Nelson menar med att en förväntad avkastning är ”implicit” är att den inte finns explicit angiven någonstans. Det kan alltså handla om avkastningar på aktier, fastigheter och liknande där avkastningen inte kan anges eftersom att den inte med säkerhet kan förutsägas. En ”explicit” avkastning är det motsatta. Detta är när man med säkerhet (i alla fall i nominella termer) kan säga hur stor den kommer att bli. Investeraren kan alltså få den explicit angiven innan investeringen sker. Detta kan alltså handla om penningmarknadsräntor och liknande.

När Nelson menar att transmissionsmekanismen verkar genom att relativpriser ändras syftar han troligen på att de relativa priserna mellan konsumtion och investeringar idag och imorgon ändras och att detta förändrar den aggregerade efterfrågan idag. Detta sker genom inkomst- och substitutionseffekter. Oavsett vilken av dessa som dominerar kommer något att hända med efterfrågan idag (om effekterna inte är lika stora vill säga).

2.3 Konsekvenser för penningefterfrågan

Att efterfrågan beror på ”ett spektrum av avkastningar” innebär inte i sig att förändringen av den reala monetära basen får de ovan beskrivna indexegenskaperna. För att förstå varifrån dessa kommer måste man även beakta penningefterfrågan. Vanligtvis beskrivs hur denna beror positivt på den aggregerade efterfrågan och negativt på den korta nominella räntan (här bortses från transaktionskostnader, då de antas vara fasta på kort sikt) (se till exempel: Burda & Wyplosz 2005:241).

Nelson (2002:694f och 2003:1049) förklarar hur indexegenskaperna kan uppkomma genom en förändring av en ovan beskriven penningefterfrågefunktion. Han argumenterar för att den korta nominella räntan bör bytas ut som alternativkostnadsvariabel mot flera olika sorters avkastningar såsom de av olika värdepapper och fysiska tillgångar. Inspiration till detta har Nelson funnit i Friedman (1956).

Sambandet uppkommer sedan om de alternativkostnadsvariabler som bestämmer efterfrågan av pengar är samma som det ”spektrum av avkastningar” avgör den aggregerade efterfrågan (Nelson 2003:1049).

Det är rimligt att anta att penningefterfrågans ”spektrum av avkastningar” bör uttryckas i nominella termer eftersom ekonomins agenter vill ha kompensation för inflation. Därtill borde den variabel som avgör den aggregerade efterfrågan uttryckas i reala termer (Burda & Wyplosz 2005:183). Men om man antar att inflationen uppvisar persistens på kort sikt, kommer det nominella ”spektrumet av avkastningar” att röra sig i tandem med sitt reala dito.

Penningefterfrågan beror under dessa förutsättningar på både de reala (eftersom att de avgör den aggregerade efterfrågan) och de nominella avkastningarna. Följaktligen kommer en förändring av avkastningarna att påverka både penningefterfrågan och den aggregerade efterfrågan (eftersom att den som bekant beror på de reala avkastningarna) i samma riktning. Mer precist är detta hur sambandet uppstår.

En ytterligare not är här på sin plats. För att sambandet mellan real monetär bas och aggregerad efterfrågan ska uppkomma måste antingen penningmultiplikatorn vara stabil eller att efterfrågan av real monetär bas i sig specificeras med ett ”spektrum av avkastningar” som alternativkostnadsvariabel. Då penningmultiplikatorn sedan 1980-talet varit tämligen svajig torde det senare antagandet vara det mest rimliga (Burda & Wyplosz 2005:213).

Det bör tilläggas att diskussionen ovan rimmar något illa med hur de empiriska IS-kurvorna egentligen specificeras. Nelsons (2002 och 2003) teoretiska förklaring antyder att relativt höga värden på aggregerad efterfrågan innebär relativt höga värden av efterfrågan av real monetär bas. Men höga värden av efterfrågan av den reala monetära basen är samtidigt inte ekvivalent med att förändringen samma variabel samtidigt är stor. Att BNP är lika högt ovan trend i två efter varandra följande perioder medför till exempel

inte att förändringen av den reala monetära basen mellan dessa perioder samtidigt kommer att vara stor.

Att ett ”spektrum av avkastningar” avgör både den aggregerade efterfrågan och penningefterfrågan, menar Nelson (2003:1032) är en insikt förfäktad i ”monetaristisk analys”. Han menar också att detta ger penningstermer (till synes i alla fall förändringen av den reala monetära basen) en roll att spela även i dagens modeller.

Nelson ger förslag på hur en teoretisk modell, vilken innehåller de ovan beskriva egenskaperna, alltså att förändringen i den reala penningmängden (samma som förändringen i den reala monetära basen vid antagandet om en stabil penningmultiplikator) innehåller information om det ”spektrum av avkastningar” som avgör den aggregerade efterfrågan. Att mer noga beskriva en sådan modell ligger dock utanför denna uppsats ramar. Istället hänvisas till Nelson (2002:696ff).

Att även penningefterfrågan beror på det ”spektrum av avkastningar” som avgör den aggregerade efterfrågan medför att pengar (av de empiriska resultaten att döma i alla fall förändringen av den reala monetära basen) blir intressant för centralbanker vid fattande av beslut kring penningpolitiska åtgärder. Nelson (2003:1031) menar nämligen att “the dependence on these determinants gives it an indicator role that may be a reason for continuing to monitor money”. Tolkningen görs här att centralbanker kan använda förändringen av den reala monetära basen som en indikator på hur BNP-gapet kommer att utvecklas, detta tack vare det statistiskt signifikanta sambandet mellan de två variablerna.

3. Metod och resultat

3.1 Presentation av variablerna

De variabler som kommer att användas i regressionsanalysen och som presenteras nedan kommer i största möjliga mån följa Nelson (2002).

Den beroende variabeln, BNP-gapet (y_t) är uttryckt i procent av potentiell BNP och hämtad från konjunkturinstitutets hemsida.

Realräntan i period t ges av följande uttryck:

$$(\frac{1}{4} * \sum_{j=0}^3 i_{t-j}) - \Delta_4 p_t \quad (1)$$

(1) är hämtad från Rudebusch och Svensson (2002:421). Dess vänstra del beskriver hur fyra kvartal av nominella räntetermer (i) (uttryckta i årlig procentuell avkastning) adderas för att sedan divideras på 4. Detta följer tillvägagångssättet i Nelson (2002).

I skattningen för Sverige kommer i att utgöras av en tremånaders statsskuldsväxel, tagen från riksbankens hemsida. Detta följer Nelson (2002) och Elger m.fl (2008).

Den högra termen ($\Delta_4 p_t$) är den årliga inflationstakten. Denna erhålls av differensen av p_t och p_{t-4} (där p_t är den naturliga logaritmen av ett konsumentprisindex i kvartal t och p_{t-4} följaktligen samma sak för kvartal $t-4$) (Nelson 2002:689). Prisindexet är hämtat från Organisationen för ekonomiskt samarbete och utvecklings (OECD) hemsida.

Förändringen per kvartal av den reala monetära basen ges av:

$$\Delta(m - p)_t, \quad (2)$$

där: $\Delta(m - p)_t = (m - p)_t - (m - p)_{t-1}$

I (2) är m den naturliga logaritmen av den säsongsjusterade monetära basen (m), hämtad från Statistiska centralbyråns (SCB) hemsida. p är som ovan nämnts ett konsumentprisindex.

För att frångå antagandet om en sluten ekonomi behövs också en variabel som beskriver utvecklingen av svenska reala växelkurser. I detta syfte har ett reall TCW (Total Competitiveness Weights) -index konstruerats. Grunden till detta, (det nominella) TCW-indexet och de 20 där tillhörande ländernas vikter har hämtats från riksbankens hemsida. Anledningen till att just detta effektiva index har valts är att det mäter hur den svenska kronan utvecklats mot en korg av Sveriges största handelspartners valutor. Teorin säger som bekant att i en öppen ekonomi leder en real depreciering till en ökning av nettoexporten, vilket i sin tur påverkar BNP positivt (och givetvis det omvända vid en real appreciering).

För att göra om det nominella TCW-indexet till ett reall mått används konsumentprisindex för Sverige och de 20 länder som ingår i det effektiva växelkursindexet, samtliga hämtade från OECD:s hemsida.

I analysen nedan kommer det reala TCW-indexet i period t att benämnas Q_t . Det utgår från priset på svenska varor relativt utländska. En ökning av det innebär således en real depreciering av kronan.

För en utläggning kring hur det reala TCW-indexet räknats fram hänvisas till Appendix.

3.2 Val av specifikation

Eftersom att uppsatsens frågeställning ska undersökas för både antagandet om en sluten och en öppen ekonomi kommer två svenska IS-kurvor att skattas. Det blir en för var antagande. De specifikationer som kommer att användas i skattningen utgår från Nelson (2002).

Under antagandet om en sluten ekonomi använder Nelson dock olika specifikationer för USA respektive Storbritannien (utan att det framgår varför). Ett F-test kommer att avgöra vilken av dessa två som ska användas för Sverige.

Den specifikation som F-testet indikerar bör användas i analysen för en sluten ekonomi kommer även att utgöra grunden för den som används till den öppna ekonomin.

Förutom dessa två skattningar vilka innehåller den reala monetära basen som förklarande variabel kommer även en ”typisk empirisk IS-kurva” att skattas. Detta är alltså en funktion utan penningstermer och som utgår från antagandet om en sluten ekonomi.

3.2.1 IS-kurvan med pengar (ISM)

Den specifikation som i Nelson (2002) används för Storbritannien (under antagandet om en sluten ekonomi) utgår från vad Elger m.fl (2008:126) kallar för ”den standardiserade IS-kurvan” (översättning från: ”the standard IS curve”). Beroende variabler i denna är fyra laggar av BNP-gapet och den korta realräntan. Därtill inkluderas även ett intercept.

Nelson (2002) tillför fyra laggar av förändringen av den reala monetära basen till ”den standardiserade IS-kurvan”. Detta gör att den istället benämns som ”IS-kurvan med pengar” (ISM) (översatt från: ”IS curve with money”) i Elger m.fl (2008:126) och ser ut som följer:

$$\begin{aligned}
 y_t = & \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 y_{t-2} + \beta_4 y_{t-3} + \beta_5 y_{t-4} \\
 & + \beta_6 [(\frac{1}{4} * \sum_{j=0}^3 i_{t-1-j}) - \Delta_4 p_{t-1}] + \beta_7 [(\frac{1}{4} * \sum_{j=0}^3 i_{t-2-j}) - \Delta_4 p_{t-2}] \\
 & + \beta_8 [(\frac{1}{4} * \sum_{j=0}^3 i_{t-3-j}) - \Delta_4 p_{t-3}] + \beta_9 [(\frac{1}{4} * \sum_{j=0}^3 i_{t-4-j}) - \Delta_4 p_{t-4}] \\
 & + \beta_{10} \Delta(m-p)_{t-1} + \beta_{11} \Delta(m-p)_{t-2} + \beta_{12} \Delta(m-p)_{t-3} + \beta_{13} \Delta(m-p)_{t-4}, \quad (ISM)
 \end{aligned}$$

Denna specificering lämnas omotiverad i både Nelson (2002) och Elger m.fl (2008).

3.2.2 Rudebusch & Svenssons IS-kurva med pengar (RSP)

Analysen för USA i Nelson (2002) under antagandet om en sluten ekonomi utgår från empirisk IS-funktion hämtad från Rudebusch & Svensson (2002:421). Till denna lägger Nelson till ett intercept och fyra laggar av förändringen av den reala monetära basen. Detta ger den följande utseende:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 y_{t-2} + \beta_7 \left[\frac{1}{4} * \sum_{j=0}^3 \dot{i}_{t-1-j} \right] - \Delta_4 p_{t-1} \\ + \beta_{10} \Delta(m-p)_{t-1} + \beta_{11} \Delta(m-p)_{t-2} + \beta_{12} \Delta(m-p)_{t-3} + \beta_{13} \Delta(m-p)_{t-4}, \quad (\text{RSP})$$

Denna specifikation kommer härnäst att benämnas Rudebusch & Svenssons IS-kurva med pengar (RSP).

Rudebusch & Svensson (2002) ger ingen förklaring till mängden laggade BNP-gapstermer eller varför enkom en realränteterm används. Den del de har bidragit med till RSP utgör dock en del av en större empirisk modell vilken motiveras med sin enkelhet, sin överensstämmelse med modeller som centralbanker använder och de goda empiriska resultat som den ger. I Nelson (2002) utelämnas en förklaring till varför just fyra laggar av den reala monetära basen används.

Den oregelbundna beteckningen på koefficienterna i RSP ovan (β_7 efter β_3 osv) är till för de ska överensstämma med motsvarande koefficienter i ISM, detta för att underlätta beskrivningen av F-testet nedan.

3.2.3 F-test för val av specifikation

Att valet mellan RSP och ISM avgörs av ett F-test passar bra i detta sammanhang eftersom att det tillåter ett samtidigt test av flera variablers presumtiva statistiska signifikans.

Under nollhypotesen kommer ISM att innehålla följande restriktioner: $\beta_4 = \beta_5 = \beta_7 = \beta_8 = \beta_9 = 0$ (alltså de variabler som är med i ISM, men inte RSP). Resultatet av detta test ger: $F(5, 37) = 1,2806$ [p-värde: 0,2930], vilket betyder att nollhypotesen om att

koefficienterna är lika med 0 inte kan förkastas. Detta gör att den specifikation som kommer att användas i skattningen av den svenska IS-kurvan med förändringen i den reala monetära basen som förklarande variabel under antagandet om en sluten ekonomi blir RSP.

3.2.4 Rudebusch & Svenssons IS-kurva med pengar och det reala TCW-indexet (RSPQ)

För en funktion, vilken beskriver en öppen ekonomi placeras fyra laggar av det reala TCW-indexet in i RSP. Detta följer Nelson (2002). Detta ger följande specifikation (Rudebusch & Svenssons IS-kurva med pengar och ett reallt effektivt växelkursindex (RSPQ)):

$$\begin{aligned}
 y_t = & \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 y_{t-2} + \beta_7 \left[\frac{1}{4} * \sum_{j=0}^3 i_{t-1,j} \right] - \Delta_4 p_{t-1} \\
 & + \beta_{10} \Delta(m-p)_{t-1} + \beta_{11} \Delta(m-p)_{t-2} + \beta_{12} \Delta(m-p)_{t-3} + \beta_{13} \Delta(m-p)_{t-4} \\
 & + \beta_{14} Q_{t-1} + \beta_{15} Q_{t-2} + \beta_{16} Q_{t-3} + \beta_{17} Q_{t-4}
 \end{aligned}
 \tag{RSPQ}$$

Nelson (2002) ger inga argument till varför just fyra laggar av den reala växelkursen bör brukas.

3.2.5 Rudebusch & Svenssons IS-kurva (RS)

Utöver RSP och RSPQ kommer även en specifikation utan förändringen i den reala monetära basen att skattas i analysen. Detta kommer att vara RSP utan pengar (RS), vilket är ekvivalent med Rudebusch & Svenssons (2002:421) IS-kurva (fast med ett intercept):

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 y_{t-1} + \beta_3 y_{t-2} + \beta_7 \left[\frac{1}{4} * \sum_{j=0}^3 i_{t-1,j} \right] - \Delta_4 p_{t-1}
 \tag{RS}$$

Att skatta RS öppnar upp för möjligheten att jämföra resultaten som RSP och RSPQ ger med de från en funktion vilken inte innehåller några penningstermer.

3.3 Val av tidsperiod

Arbetet kommer att utgå från kvartalsdata, eftersom att det är vad Nelson (2002) använder sig av. Valet av tidsperiod faller på 1994Q1-2007Q2, vilket avviker från vad Nelson använder i sina skattningar. Han genomför två skattningar för USA och Storbritannien vardera under antagandet om en sluten ekonomi. Först för 1960Q1-1999Q2 och sedan även 1982Q1-1999Q2. Anledningen till att han genomför två skattningar per land är att han 1982 observerar ett brott i den amerikanska monetära basens omloppshastighets tidsserie. Han finner dock att denna inte medför någon avgörande påverkan på skattningarnas resultat. (Av denna anledning kommer det inte att undersökas ifall ett liknande brott inträffat i en den svenska serien.)

Skattningen för Storbritannien vilken utgår från en öppen ekonomi baserar Nelson på tidsperioden 1960Q1-1999Q2.

Att det tidsspann som kommer att användas för Sverige avviker från de som Nelson brukar motiveras med att detta är en studie, vilken behandlar hur transmissionsmekanismen bör modelleras och då torde det också vara mest adekvat att låta denna utgå från den tid under vilken den svenska stabiliseringspolitiken har bedrivits med just penningpolitik (Sverige övergick till flytande växelkurs den 19 november 1992, men observationerna från 1993 försvinner in i skattningen som laggade värden till 1994Q1). Detta gör förvisso tidsperioden ganska kort: 14,5 år eller 50 observationer efter justeringar.

3.4 Resultat

För att avgöra om förändringen av den reala monetära basen tillför förklaringsvärde i RSP och RSPQ kommer samma metod som användes vid valet av specifikation att begagnas, nämligen ett F-test. Detta även nu av samma anledning: det möjliggör ett samtidigt test kring flera variablers statistiska signifikans och det är också det tillvägagångssätt som begagnas i Nelson (2002). Penningtermernas koefficientsumma och deras långsiktiga koefficient i skattningen av RSP och RSPQ kommer också att presenteras.

3.4.1 Skattning av RS-specifikationen

I tabell 1 redovisas resultaten från denna skattning.

Tabell 1

RS-specifikationen

Beroende variabel:

y_t (från konjunkturinstitutet)

52 observationer (efter justeringar)

	Koefficient	Std avvikelse	p-värde
Intercept	0.0044	0.0017	0.0135
y_{t-1}	0.8011	0.1500	0.0000
y_{t-2}	0.0355	0.1336	0.7918
$(\frac{1}{4} * \sum_{j=0}^3 i_{t-j}) - \Delta_4 p_{t-1}$	-0.2486	0.0860	0.0058
<hr/>			
R^2	0.9681		
DW	2.0481		

I tabell 1 visas att skattningen av RS-specifikationen har ett högt R^2 -värde om 0,9681. Den första laggen av BNP-gapets p-värde är väldigt lågt, medan det omvända gäller för den andra laggen. Att räntetermens koefficient är negativ stämmer överens med ekonomisk teori, då det indikerar att en höjning av räntan kommer att leda till att BNP-gapet minskar om det är ovan trend (Elger m.fl 2008:126).

Eftersom att DW-statistikan ligger nära 2 utesluts möjligheten att autokorrelation föreligger i feltermerna.

3.4.2 Resultat för en sluten ekonomi: skattning av RSP-specifikationen

I tabell 2 redovisas resultaten från denna skattning.

Tabell 2
RSP-specifikationen

Beroende variabel:

y_t (från konjunkturinstitutet)

50 observationer (efter justeringar)

	Koefficient	Std avvikelse	p-värde
Intercept	0.0021	0.0014	0.1404
y_{t-1}	0.6169	0.1336	0.0000
y_{t-2}	0.2397	0.1231	0.0582
$(1/4 * \sum_{j=0}^3 i_{t-j}) - \Delta_4 p_{t-1}$	-0.2387	0.0693	0.0013
$\Delta(m - p)_{t-1}$	0.0131	0.0563	0.8171
$\Delta(m - p)_{t-2}$	0.2547	0.0551	0.0000
$\Delta(m - p)_{t-3}$	0.0018	0.0549	0.9734
$\Delta(m - p)_{t-4}$	0.1978	0.0513	0.0004
R^2	0.9810		
DW	2.3193		

Att döma av resultaten i tabell 2 ger RSP-specifikationen bättre värden än RS. I den förra har alla de variabler, förutom interceptet som skattningarna har gemensamt, lägre p-värden.

BNP-gaps-laggarna är båda statistiskt signifikanta (vilket inte var fallet i RS). Detta gäller särskilt för $t-1$. Den för $t-2$ är inte lika bra, men trots allt signifikant på tioprocentnivån. Realräntan är statistiskt signifikant på enprocentsnivån. Två av

penningtermerna ($t-2$ och $t-4$) är också starkt signifikanta. Regressionen som helhet har också ett högt R^2 -värde om 0,9810, vilket är något högre än det i RS (0,9681).

Skattningen innehåller samtidigt några variabler som avviker från dessa goda resultat. Den första och tredje laggen av förändringen av den reala monetära basen är långt ifrån att vara statistiskt signifikanta.

För att avgöra om den reala monetära basen påverkar BNP-gapet i RSP genomförs ett F-test i vilket penningtermerna är restriktioner. Detta ger följande resultat: $F(4, 42) = 7,9914$ [p-värde: 0,001]. Detta indikerar att minst en av koefficienterna är skiljd från 0 och gör det möjligt att dra slutsatsen att förändringen av den reala monetära basen signifikativt tillför förklaringsvärde till RSP-specifikationen.

Ytterligare stöd till penningtermernas användande i IS-kurvan ges av att deras koefficientsumma (vilken är 0,4675) är signifikant skiljd från 0 ($F(1, 42) = 23,1435$ [p-värde: 0,0000]). Ett F-test avslöjar endast ifall en av koefficienterna som testas är skiljd från 0. Genom att då även titta på koefficientsumman kan man få ytterligare information kring variablernas signifikans. I skattningen av RSP kan detta vara av särskilt intresse eftersom två av penninglaggarna hade höga p-värden.

Nelson (2002) redovisar också den långsiktiga penningtermkoefficienten. Denna ges av summan av penningtermernas koefficienter dividerat på 1 minus summan av de laggade BNP-termernas koefficienter. Detta innebär alltså vad en viss steady-statenivå av den reala monetära basen innebär för BNP-gapets steady-stateläge. Den långsiktiga penningtermkoefficienten är 3,2606. Detta resultat är också signifikant, om än inte i lika hög grad som för koefficientsumman: $F(1, 42) = 6,5766$ [p-värde: 0,0140]. Det leder dock hur som helst till ett förkastade av nollhypotesen på femprocentnivån.

Andersson m.fl (1994:158) presenterar en tumregel för DW-statistikan. Den säger att om $DW < 3$ kan man räkna bort möjligheten att feltermerna är autokorrelerade. Följaktligen kan man så göra i skattningen av RSP, då dess DW är 2,3193.

3.4.3 Resultat för en öppen ekonomi: skattning av RSPQ-specifikationen

I tabell 3 redovisas resultaten från denna skattning.

Tabell 3
RSPQ-specifikationen

Beroende variabel:

y_t (från konjunkturinstitutet)

50 observationer (efter justeringar)

	Koefficient	Std avvikelse	p-värde
Intercept	-0.0062	0.0293	0.8345
y_{t-1}	0.6073	0.1443	0.0002
y_{t-2}	0.2444	0.1395	0.0878
$(\frac{1}{4} * \sum_{j=0}^3 i_{t-j}) - \Delta_4 p_{t-1}$	-0.2285	0.0746	0.0040
$\Delta(m-p)_{t-1}$	0.0275	0.0607	0.6527
$\Delta(m-p)_{t-2}$	0.2513	0.0587	0.0001
$\Delta(m-p)_{t-3}$	0.0183	0.0602	0.7629
$\Delta(m-p)_{t-4}$	0.1873	0.0553	0.0016
Q_{t-1}	-0.0002	0.0003	0.4550
Q_{t-2}	0.0005	0.0004	0.2102
Q_{t-3}	-0.0003	0.0004	0.4740
Q_{t-4}	0.0000	0.0003	0.7926
R^2	0.9819		
DW	2.3256		

R^2 är marginellt högre i RSPQ (0,9819) än i RSP (0,9810), men p-värdena för de variabler som specifikationerna har gemensamt är förutom den första och tredje laggen av förändringen av den reala monetära basen lägre i RSP.

Ett F-test för ifall TCW-indexet ska uteslutas ur RSPQ ger ett bekräftande svar: $F(4, 38) = 0,4348$ [p-värde: 0,7826]. På goda grunder kan det antas att det reala TCW-indexet inte tillför förklaringsvärde till IS-kurvan. Detta är också vad Nelson (2002) kommer fram till genom sin skattning för Storbritannien, även om han inte redovisar några kvantitativa resultat.

Att med endast dessa resultat döma ut tanken att den reala växelkursen kan påverka BNP-gapet är samtidigt något vanskligt. Den stora depreciering av kronan som följde av att den släpptes fri att flyta under 90-talskrisen har här lämnats utanför, då de laggade värdena inte sträcker sig längre tillbaka än till 1993Q1.

Ett F-test rörande förändringen av den reala monetära basens presumtiva uteslutning ur RSPQ samstämmer med resultaten från skattningen av RSP: $F(4, 38) = 6,1857$ [p-värde: 0,0006]. Förändringen av den reala monetära basen tillför följaktligen förklaringsvärde även till RSPQ-specifikationen.

Penningtermernas koefficientsumma är för RSPQ 0,4844 och statistiskt signifikant skiljd från 0: ($F(1, 38) = 17,6001$ [p-värde: 0,0002]). Den långsiktiga penningtermkoefficienten är: 3,2673. Även denna statistiskt signifikant skiljd från 0: $F(1, 38) = 4,9909$ [p-värde: 0,0314]. Även om bägge dessa test för RSPQ gav låga p-värden var samma statistiskor lägre i samma test för RSP.

Då de flesta av RSP:s p-värden är lägre än RSPQ:s och eftersom att det reala TCW-indexet utesluts ur analysen dras slutsatsen att RSP är den specifikation som ger de bästa resultaten av de två. Eftersom att RSP visat sig bättre än både RS och RSPQ kommer ingen jämförelse av de två senare specifikationernas resultat att göras.

Då $DW < 3$ i skattningen av RSPQ torde man kunna utesluta möjligheten även i detta fall att feltermerna är autokorrelerade.

3.4.4 Resultatsammanfattning

Syftet med denna uppsats var att testa i fall förändringen av den reala monetära basen tillförde förklaringsvärde i två empiriska svenska IS-kurvor. De F-test som genomfördes i syfte att ge svar på detta gav både för RSP- och RSPQ-specifikationen resultatet att starka signifikanta statistiska samband förelåg. Att därtill penningtermernas koefficientsummor och dess långsiktiga koefficienter var statistiskt signifikant skiljda från 0 gav ytterligare stöd åt detta.

RSP gav också över lag bättre resultat än vad RS och RSPQ gav. Detta stämmer väl överens med Nelsons (2002) resultat.

Resultaten (se sammanfattning i tabell 4) för Sverige och de som Nelson fann för USA är ganska lika. Jämförelsen försvåras dock något av att Nelson inte redovisar fler än två decimaler. Det är i det här fall svårt att säga något mer förutom att pengar signifikant tillför förklaringsvärde i de bägge ländernas IS-kurvor.

Att ett starkare statistiskt samband mellan BNP-gapet och förändringen av den reala monetära basen föreligger för Sverige än för Storbritannien går att utläsa av tabell 4. p-värdet från det F-test som avgör penningtermernas varande i IS-funktionen är lägre för Sverige (0,0001 jämfört med 0,03 för Storbritannien)

Resultaten för Sverige ger de högsta R^2 -värdena. Detta håller även för de skattningar för USA och Storbritannien då endast observationer mellan 1982Q1 och 1991Q2 tas med. Dessvärre rapporterar Nelson inte några p-värden rörande penningtermernas presumtiva varande i dessa skattningar.

Tabell 4
 Sammanfattning av de viktigaste
 resultaten

	Sverige	USA	Storbritannien*
<i>Specifikation utan $\Delta(m - p)$ (RS)</i>			
R ²	0.9685	0.907	0.893
<i>Specifikation med $\Delta(m - p)$ (RSP)</i>			
R ²	0.9811	0.919 (0.962)**	0.901 (0.979)**
p-värde för uteslutande av $\Delta(m - p)$	0.0001	0.00 (Ej tillgängligt)**	0.03 (Ej tillgängligt)**
<i>Specifikation med $\Delta(m - p)$ och q (RSPQ)</i>			
R ²	0.9819	Ej genomfört	Ej tillgängligt
p-värde för uteslutande av $\Delta(m - p)$	0,0007	Ej genomfört	Ej tillgängligt
p-värde för uteslutande av Q	0,7770	Ej genomfört	Ej tillgängligt

* Skattningarna för Storbritannien utgår från "den standardiserade IS-kurvan"

** Värde inom parentes är för 1982Q1-1999Q2, det andra för 1960Q1-1999Q2

Källa (USA och Storbritannien): Nelson (2002)

4. Sammanfattning

Denna uppsats syfte var att se om förändringen av den reala monetära basen tillför förklaringsvärde till skattningar av svenska empiriska IS-kurvor. Arbetet bygger på en artikel av Nelson (2002) där detta testas för USA och Storbritannien.

Två skattningar, vilka baserades på data från 1994Q1 till 2007Q2 genomfördes. En som utgick från antagandet om en sluten ekonomi och en från en öppen. Bägge dessa skattningar utgick från en specifikation vars grundstruktur var hämtad från Rudebusch & Svensson (2002). De innehöll därtill även fyra laggar av förändringen av den reala monetära basen samt ett intercept. Specifikationen vilken utgick från en öppen ekonomi innehöll även fyra termer av ett reall TCW-index. Detta följde tillvägagångssättet i Nelson (2002).

För både antagandet om en sluten och en öppen ekonomi kunde det konstateras att förändringen av den reala monetära basen statistiskt signifikant tillförde förklaringsvärde till BNP-gapet. I skattningarna var realräntetermen även statistisk signifikant. Nollhypotesen om att det reala TCW-indexet skulle uteslutas ur IS-funktionen kunde dock inte förkastas.

Den teoretiska bakgrunden till dessa skattningar utgår från vad Nelson (2002 och 2003) beskriver som den ”monetaristiska” synen på transmissionsmekanismen, enligt vilken flera olika räntor och avkastningar avgör både den aggregerade efterfrågan och penningefterfrågan. Om detta ”spektrum av avkastningar” är samma i bägge dessa funktioner kommer penningtermerna att fungera som ett index för rörelserna i alla de avkastningar som avgör den aggregerade efterfrågan.

Nelson (2002 och 2003) menar att denna insikt är något som fattas i de modeller som för närvarande dominerar analysen av transmissionsmekanismen. Resultaten kan därtill ses

som ett argument för att centralbanker i högre grad än vad de för tillfället gör bör beakta utvecklingen av olika penningmängdsaggregat när de ska ta beslut rörande penningpolitiska åtgärder.

Samtidigt som resultaten från skattningarna, vilka presenterats i uppsatsen tyder på ett starkt samband mellan förändringen av den reala monetära basen och BNP-gapet baseras undersökningen endast på 50 observationer (efter justeringar), vilket måhända är i minsta laget. Framtida studier då fler observationer står till buds kan kanske råda bot på denna osäkerhet.

Appendix: Realt TCW-index

X_t , p_{ti} och p_t har räknats om så att de utgår från 1993Q1 = 100 (detta medför även att den första observationen av Q_t är = 100).

Den reala växelkursen för Sverige gentemot land i , uttryckt som ett index, q_{ti} (priset på varor i Sverige i termer av varor i landet i under perioden t) ges av:

$$q_{ti} = x_{ti} * p_{ti} / p_t \quad (3)$$

I (3) är p_t ett prisindex för Sverige i perioden t . p_{ti} är det samma fast för land i . x_{ti} är den nominella växelkursen för svenska kronor per enheter av land i :s valuta, uttryckt som ett index.

Ett reall TCW-index för Sverige (Q_t) ges av ett geometrisk index (i alla fall här, eftersom att så räknas TCW-indexet ut, som nedan visas i (5)):

$$Q_t = q_{t1}^{\text{vikt 1}} * q_{t2}^{\text{vikt 2}} * \dots * q_{t20}^{\text{vikt 20}} \quad (4)$$

”Vikt 1” visar hur stor den svenska handeln är med land 1 relativt de andra 19 länderna (”vikt 2” bestäms av handeln med land 2 osv). (Vikterna är uträknade av den Internationella valutafonden (IMF).)

Men eftersom att (det nominella) TCW-indexet (X_t) redan är uträknat enligt följande procedur:

$$X_t = x_{t1}^{\text{vikt 1}} * x_{t2}^{\text{vikt 2}} * \dots * x_{t20}^{\text{vikt 20}}, \quad (5)$$

går det inte utan manipulation att använda sig av (4). För att lösa detta placera (3) i (4):

$$Q_t = (x_{t1} * p_{t1} / p_t)^{\text{vikt } 1} * (x_{t2} * p_{t2} / p_t)^{\text{vikt } 2} * \dots * (x_{t20} * p_{t20} / p_t)^{\text{vikt } 20} \quad (6)$$

Lös sedan ur alla $x_{ti}^{\text{vikt } i}$, vilket ger:

$$Q_t = x_{t1}^{\text{vikt } 1} * (p_{t1} / p_t)^{\text{vikt } 1} * x_{t2}^{\text{vikt } 2} * (p_{t2} / p_t)^{\text{vikt } 2} * \dots * x_{t20}^{\text{vikt } 20} * (p_{t20} / p_t)^{\text{vikt } 20} \quad (7)$$

Placera sedan (5) i (7):

$$Q_t = X_t * (p_{t1} / p_t)^{\text{vikt } 1} * (p_{t2} / p_t)^{\text{vikt } 2} * \dots * (p_{t20} / p_t)^{\text{vikt } 20} \quad (8)$$

(8) har sedan använts för att räkna ut det reala TCW-indexet för Sverige.

5. Referenser

Andersson, G., Jorner U., Ågren A., 1994, *Regression och tidsserieanalys*, Studentlitteratur, Lund.

Binner, J. M., Bissoondeal, R. K., Elger, T., Jones, B. E. Mullineux A. W., 2008, Admissible monetary aggregates for the euro area, kommande i *Journal of international money and finance*.

Birch Sørensen, P., Whitta-Jacobsen, H. J., 2005, *Introducing Advanced Macroeconomics: Growth & Business Cycles*, McGraw-Hill, New York.

Burda, M., Wyplosz, C., 2005, *Macroeconomics – A european text*, 4:e upplagan, Oxford university press, Oxford.

Elger, T., Jones, B. E. Edgerton, D. L., Binner, J. M., 2008, A note on the optimal level of monetary aggregation in the United Kingdom, *Macroeconomics Dynamics*, sid 117-131.

Friedman, B., 1999, The future of monetary policy: The central bank as an army with only a signal corps?, *International Finance* 2:3 1999, sid 321-338.

Friedman, M., 1956, The quantity theory of money: a restatement, Från: Friedman M. (redaktör), *Studies in the The quantity theory of money*, University of Chicago press, Chicago, 3-21.

Meltzer, A. H., 2001, The Transmission process, från hemsida:
<http://www2.tepper.cmu.edu/afs/andrew/gsia/meltzer/>

Nelson, E., 2002. Direct effects of base money on aggregate demand: theory and evidence, *Journal of Monetary economics* 49, 687-708.

Nelson, E., 2003. The future of monetary aggregates in monetary policy analysis, *Journal of Monetary economics* 50, 1029-1059.

Romer, D., 2006, *Advanced Macroeconomics*, 3:e upplagan, McGraw-Hill, New York.

Rudebusch, G. D., Svensson L. E. O., 2002, A reform of the Eurosystem's monetary-policy strategy is increasingly urgent, Briefing paper for the Committee on Economic and Monetary affairs, Europaparlamentet.

Taylor, J. B., 1993, Discretion versus policy rules i practice, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195-204.

Statistiska källor

Konjunkturinstitutet (KI), webbplats: <http://www.konj.se>

Riksbanken, webbplats <http://www.riksbank.se>

Statistiska centralbyrån (SCB), webbplats: <http://www.scb.se>

Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD), webbplats: <http://www.oecd.org>