



Ekonomihögskolan

Lunds universitet

Nationalekonomiska Institutionen

Kandidatuppsats

Juni 2006

**Indirekta och direkta inflationsprognoser:
En studie baserad på svensk kvartalsvis inflationsdata**

Handledare

Thomas Elger

Författare

Rebecca Bjärlestam

840405-3509

Sammanfattning

- Titel:** Indirekta och direkta inflationsprognoser: En studie baserad på svensk kvartalsvis inflationsdata
- Ämne/kurs:** NEK691, Examensarbete C, 10 poäng
- Författare:** Rebecca Bjärlestam
- Handledare:** Thomas Elger
- Nyckelord:** Direkt metod, indirekt metod, inflationsprognoser, Sverige
- Syfte:** Syftet med uppsatsen är att undersöka vilken av den indirekta (itererade) och den direkta metoden som är bäst att använda vid prognostisering av den svenska inflationen baserat på kvartalsvis inflationsdata för perioden 1993:1-2005:4. Därtill kommer uppsatsen att ge ökad förståelse för hur inflation i Sverige i allmänhet ska prognostiseras.
- Metod:** Tillvägagångssättet för uppsatsen är att skapa prognoser utifrån två olika metoder vilka sedan jämförs med det faktiska värdet av inflationen. Utifrån tre utvärderingskriterier avgörs vilken metod som ger det bästa utfallet.
- Slutsats:** Den metod som är bäst av den indirekta och den direkta för att prognostisera inflationen i Sverige givet kvartalsdata för tidsperioden 1993:1-2005:4 beror på vilken prognoshorisont som avses. När prognoshorisonten är ett år ger den direkta metoden bäst prognoser och när prognoshorisonten är två år ger den indirekta metoden minst prognosfel.

Innehållsförteckning

Sammanfattning	2
1 Inledning	4
2 Indirekta och direkta prognoser	7
2.1 Univariata indirekta och direkta prognoser.....	7
2.1.1 Indirekta prognoser	7
2.1.2 Direkta prognoser	8
2.2 Tidigare forskning.....	8
3 Svensk inflationsdata	11
4 Metod för att skapa prognoser	13
5 Utvärdering av prognoserna	15
6 Avslutande diskussion	20
6.1 Slutsatser.....	20
6.2 Förslag till fortsatt forskning.....	21
Källförteckning	22
Appendix	24

1 Inledning

I detta inledande avsnitt introduceras läsaren till uppsatsens ämnesområde. En bakgrund till ämnet ges för en allmän uppfattning om vad uppsatsen behandlar. Därefter redogörs för de avgränsningar som gjorts för att inskränka uppsatsens omfattning. Avsnittet avslutas med en disposition av arbetet.

Att fatta beslut under osäkerhet är ett bestående inslag i den ekonomiska vardagen. Vi är inte alltid medvetna om att vi gör prognoser, men de förväntningar vi har om framtiden kommer inverka på de beslut vi tar. Därmed är det av stor vikt för beslutsfattande att vidareutveckla och förstå prognosverktyg.

Makroekonomiska modeller har utvecklats i syfte att förklara och prognostisera framtida ekonomiska skeenden. Tre centrala makroekonomiska variabler som ofta prognostiseras är BNP, arbetslöshet och inflation. Dessa är relaterade till varandra såsom att inflationsprognoser kan skapas utifrån BNP- gapet samt att det föreligger ett negativt samband mellan BNP- gapet och arbetslösheten. Bland de viktigaste prognoserna är de som visar framtida inflationsförväntningar då dessa i samband med den faktiska inflationen påverkar långa räntor. Inflationsnivån är något som påverkar såväl relationen arbetsgivare- arbetstagare som relationen långgivare- låntagare.

Prognoser för inflation är således viktiga i många skilda sammanhang och de mest inflytelserika inflationsprognoserna i Sverige samlas i den inflationsrapport som Riksbanken lämnar kvartalsvis. Dessa inflationsprognoser ska fungera som ett beslutsunderlag för att höja reporäntan och därmed är det nödvändigt att prognoserna är exakta och tillförlitliga.

I Riksbankens inflationsrapport 2006:1 står det att det antagande som nämnvärt lett till bättre förutsättningar för Riksbanken att göra prognoser är att de numera antar att reporäntan kan komma att förändras framöver. Marknadens förväntningar på reporäntan avspeglas i de så kallade implicita terminräntorna och ger därmed en bra bild på dess framtida utveckling. Vidare inkluderar Riksbanken ett osäkerhetsintervall för att skapa mer tillförlitliga inflationsprognoser. Intervallet medför att de kan göra en uppskattning om osäkerheten är större eller mindre jämfört med tidigare prognoser och utifrån detta fatta beslut (Blix och Sellin 1999).

Utformandet av modeller för att prognostisera inflation är förknippat med åtminstone två olika former av osäkerhet; vilka variabler som är viktiga; och vilken ekonometrisk prognosmetod som ska användas. Till följd av detta förs det en ständig diskussion inom forskarvärlden om vilka variabler samt vilka modeller som bör användas för att förutsäga inflation. Valet av variabler kan baseras på ekonomisk teori där Philips-kurvan pekar på arbetslösheten som en särskilt viktig variabel medan kvantitetsteorin framhäver att penningmängden är en betydande variabel (se, till

exempel, Fregert och Jonung 2003). Stock och Watson (1999a) utvärderar prognoser gjorda med Philips-kurvan som grund för USA:s inflation och finner bland annat att den modellen leder till bättre prognoser än de som görs genom univariata autoregressioner. I empiriska studier antas det ofta att det finns en linjär relation mellan de makroekonomiska variablerna, men studier visar dock att icke-linjära modeller i vissa fall ger bättre prognoser än linjära modeller. Nakamura (2006) undersöker till exempel användbarheten av icke-linjära neurala nätverk (NN) för inflationsprognoser utifrån amerikansk data. Slutsatsen i hennes studie är att NN i jämförelse med univariata autoregressiva modeller har mindre prognosfel när prognoshorisonten är ett eller två kvartal. Binner *et al.* (2006) finner vidare att två icke-linjära modeller, den s.k. MS-AR modellen och den s.k. RNN modellen, är bättre än autoregressiva modeller för kortare tidshorisonter. Vid längre tidshorisonter skapar de linjära autoregressiva modellerna mer tillförlitliga prognoser.

En aktuell diskussion i prognoslitteraturen behandlar huruvida den indirekta, även kallade itererade, eller den direkta metoden bör användas för att generera prognoser (se, till exempel, Marcelliano *et al.* 2006). Indirekta prognoser görs genom att använda en enperiodsmodell som itereras framåt önskat antal perioder för att skapa prognoser. Inledningsvis skapas de indirekta prognoserna genom att använda dåtida värden på inflationen. Längre fram i tiden kommer prognoserna även att baseras på prognostiserade inflationsvärden. Direkta prognoser görs genom flerperiodsmodeller som är unika för prognoshorisonten. Flerperiodsprognoser skapas genom enbart använda dåtida värden av inflationen (Marcelliano *et al.* 2006).

Marcelliano *et al.* (2006) jämför indirekta och direkta prognoser från linjära univariata modeller baserade på amerikanska makroekonomiska tidsserier som arbetslöshet, ränta och löner. Resultatet från deras studie är att de indirekta prognoserna generellt sett är att föredra framför de direkta prognoserna. Denna slutsats är vad de fann i sin specifika studie, men poängterar: ”vilken metod som är bäst är en empirisk fråga” (Marcelliano *et al.* 2006 s.1, författarens översättning).

Syftet med uppsatsen är att undersöka vilken av den indirekta och den direkta metoden som är bäst för att prognostisera svensk inflation baserat på inflationsdata för 1993:1-2005:4. Uppsatsen kommer vidare att ge en större förståelse för hur inflationsprognoser i Sverige i allmänhet ska utformas.

Tillvägagångssättet för undersökningen är att skapa inflationsprognoser på ett kvartal, ett år och två års sikt utifrån såväl indirekta som direkta univariata modeller för inflationen. Prognostiserade värden jämförs med det faktiska värdet av inflationen. Prognosresultaten för den indirekta och den direkta metoden bedöms utifrån de tre utvärderingskriterierna mean error (ME), mean absolute error (MAE), root mean squared error (RMSE) för att värdera vilken

modell som ger minst prognosfel. Kriterierna ger en uppfattning om en viss metod systematiskt över- eller underskattar inflationen och ger även ett kvantitativt mått på feltermens storlek.

Den valda tidsperioden för undersökningen är från första kvartalet 1993 till fjärde kvartalet 2005. Anledningen till att år 1993 har utsetts som startpunkt är att Riksbanken i november året innan tvingades överge den fasta växelkursen. Sedan 1993 har Sverige således en flytande växelkurs, vilket innebär att kronans värde tillåts fluktuera gentemot andra valutor och att dess värde bestäms på valutamarknaden. Då rörlig växelkurs är förutsättningen för penningpolitisk självständighet innebär detta förfarande början på en ny penningpolitisk regim och därmed är det rimligt att börja beräkningarna vid detta årtal.

Uppsatsen är disponerad som följer: kapitel 2 Indirekta och direkta prognoser, kapitel 3 Svensk inflationsdata, kapitel 4 Metod för att skapa prognoser, kapitel 5 Utvärdering av prognoserna, kapitel 6 Avslutande diskussion.

2 Indirekta och direkta prognoser

I detta avsnitt redogörs den ekonometriska referensram som ligger till grund för den empiriska undersökningen. Avsnittet inleds med en beskrivning av indirekta och direkta prognoser. Därefter fortsätter avsnittet med en diskussion baserad på tidigare forskning kring vilken av metoderna som är att föredra. I slutet av avsnittet ges en sammanfattning av tidigare forskningsresultat.

2.1 Univariata indirekta och direkta modeller

2.1.1 Indirekta prognoser

Den indirekta metoden där prognoser itereras framåt är den vanligast förekommande såväl i praktiken som i teorin (se, till exempel, Enders 2004 som utförligt beskriver denna modell). De flesta svenska institutioner, däribland Riksbanken, använder en modell som bygger på principen för denna metod.

Prognoserna för den indirekta metoden görs genom att använda en modell för en period framåt och att utifrån den räkna framåt en period i taget (Marcellino *et al.* 2006).

Betrakta följande univariata autoregressiva modell för inflationen (se, till exempel, Binner *et al.*, 2006 och Marcellino *et al.* 2006)¹:

$$\pi_{t+1} = \alpha + \sum_{i=0}^{l-1} \beta_i \pi_{t-i} + \varepsilon_{t+1}, \quad (1)$$

där π_t är inflationen i period t , ε_{t+1} är feltermen i period $t+1$, α och β är parametrar som skattas, l är antalet laggar, det vill säga antalet autoregressiva termer och π_{t+1} är inflationen i period $t+1$.

Parametrarna i (1) kan skattas med OLS (ordinary least squares), vilket innebär att de skattade parametrarna $\hat{\alpha}$ och $\hat{\beta}$ väljs, för det fall $l=1$, på ett sådant sätt att summan av de kvadrerade avstånden från den anpassade räta linjen och de observerade inflationsvärdena π_t och π_{t+1} minimeras (Westerlund 2005).

De skattade parametrarna från (1) ger följande prognosekvation:

$$\pi_{t+1}^f = \hat{\alpha} + \sum_{i=0}^{l-1} \hat{\beta}_i \pi_{t-i}, \quad (2)$$

där π_{t+1}^f är en prognos av inflationen i period $t+1$ betingad på tillgänglig information i period t .

Därefter kan (2) användas för att iterera framåt en period åt gången för önskat antal perioder. När prognoshorisonten, som här betecknas h , är en period fås prognosen direkt från

¹ Det är även möjligt att använda multivariata modeller samt icke-linjära modeller för att prognostisera inflation (se, till exempel, Binner *et al.* 2005 och Marcellino *et al.* 2006).

prognosekvationen och baseras endast på observerade värden. Då h är större eller lika med två perioder skapas prognoserna genom att använda det prognostiserade värdet av inflationen. Detta leder till att indirekta prognoser kommer att baseras både på observerad och på prognostiserad inflation (se, till exempel, Bhansali 1999).

2.1.2 Direkta prognoser

Tillvägagångssättet för att skapa direkta prognoser är snarlikt tillvägagångssättet för att skapa indirekta prognoser. En avgörande skillnad är dock att den direkta metoden specificerar en ny autoregressiv modell för varje prognoshorisont. Detta leder till att flerperiodsprognoser direkt kan skapas istället för att enbart göra enperiodsprognoser (Bhansali 1999).

Betrakta följande univariata autoregressiva direkta modell för inflationen för prognoshorisonten h :

$$\pi_{t+h} = \rho + \sum_{i=0}^{l-1} \varphi_i \pi_{t-i} + \varepsilon_{t+h} \quad (3)$$

där π_t är inflationen i period t , ε_{t+h} är feltermen i period $t+h$, ρ och φ parametrar som skattas, l är antalet laggar och π_{t+h} är inflationen i period $t+h$.

Parametrarna i (3) kan skattas med OLS för varje prognoshorisont. Genom att göra parameterskattningar som är kopplade till prognoshorisonten kommer fler skattningar att genomföras, men framförallt innebär detta att alla observerade värden på inflationen inte tas i beaktande vid skattning (Bhansali 1999).

De skattade parametrarna $\hat{\rho}$ och $\hat{\varphi}$ från (3) ger följande prognosekvation:

$$\pi_{t+h}^f = \hat{\rho} + \sum_{i=0}^{l-1} \hat{\varphi}_i \pi_{t-i} \quad (4)$$

där π_{t+h}^f är inflationen som prognostiseras för period $t+h$.

När $h=1$ i (4) kan ekvationen användas för att göra prognoser en period framåt. För att göra flerperiodsprognoser måste en ny modell skattas. Hursomhelst kommer de direkta prognoserna oavsett prognoshorisont uteslutande att baseras på observerade värden på inflationen. Detta är en följd av att prognoser direkt ska kunna göras för flera perioder framåt i tiden (Marcellino *et al.* 2006). Lägg märke till att när $h=1$ är de indirekta och de direkta prognoserna samma för samma antal laggade värden på variabeln.

2.2 Tidigare forskning

Efter att ha redogjort för vad som menas med att göra prognoser med den indirekta respektive med den direkta metoden leder detta fram till frågan om det är bäst att använda en

enperiodsmodell eller om en flerperiodsmodell istället är att föredra. Svaret är inte givet då varken den indirekta eller den direkta modellen är fullkomlig i något avseende utan båda har tydliga svagheter. Marcellino *et al.* (2006) s.2 förklarar:

”Choosing between iterated and direct forecasts involves a trade-off between bias and estimation variance: the iterated method produces more efficient parameter estimates than the direct method, but it is prone to bias if the one-step-ahead model is misspecified. Ignoring estimation uncertainty, if both the iterated model and the direct model have p lags of the dependent variable but the true autoregressive order² exceeds p , then the asymptotic mean squared forecast error (MFSE) of the direct forecast typically is less than (and cannot exceed) the MFSE of the iterated forecast. On the other hand, if the true autoregressive order is p or less, then (still ignoring estimation uncertainty) the MFSEs of the direct and iterated methods are the same; because the iterated parameter estimator is more efficient, the MFSE including estimation uncertainty is less for the iterated method when the autoregressive order is correctly specified”.

Detta implicerar att om den indirekta modellen är rätt specificerad är det mer effektivt att göra prognoser en period framåt i taget. Om modellen å andra sidan är felspecificerad i någon utsträckning är det bättre att göra prognoser h -perioder framåt (se, även, Stock och Watson 1999b). Då det är mycket osannolikt att en autoregressiv modell med få laggar är korrekt specificerad brukar den direkta prognosen förespråkas i teorin (Marcellino *et al.* 2006).

Trots starkt teoretiskt stöd för den direkta metoden för att generera flerperiodersprognoser är den indirekta metoden vanligast förekommande i såväl empiriska studier som läroböcker i ekonometri. Ett antal studier (se Marcellino *et al.* 2006 för en översikt) har dock studerat frågan om vilken metod som fungerar bäst. Dessa studier har baserats på såväl simuleringar som verklig data.

Bhansali (1999), till exempel, använder sig av simuleringar och visar att det finns stöd för att den direkta modellen ger bättre prognoser än den indirekta, men att detta beror på flera olika faktorer såsom prognoshorisont samt vilken tidsserie det är som prognostiseras.

² Den sanna autoregressiva ordningen är ett begrepp som används i den teoretiska litteraturen, det vill säga antalet laggar som inkluderas i verkligheten (se, till exempel, Westerlund 2005). Det är ett strikt teoretiskt tänkande, om den sanna autoregressiva ordningen hade varit känd hade det ju inte varit svårt att skapa prognoser.

En större komparativ studie som jämför utfallet av den indirekta modellen mot den direkta är Kang (2003). I studien används autoregressiva modeller för att göra prognoser utifrån nio amerikanska ekonomiska tidsserier däribland aggregerad prisnivå, KPI för energi samt mätning av penningutbud. Genom till exempel ett informationskriterium kan optimalt antal laggar väljas som en funktion av prognoshorizonten. Laggarna som väljs antas ligga närmare den sanna autoregressiva ordningen. Kang (2003) finner att när antalet laggar väljs utifrån Akaikes informationskriterium (Akaike Information Criterion, AIC) leder inte detta nödvändigtvis till att den direkta modellen skapar bättre prognoser än den indirekta. Slutsatsen från studien är att utfallet av de indirekta prognoserna och de direkta prognoserna inte enbart beror på valet av laggar utan att utfallet av prognoserna även kan kopplas till valet av prognoshorizont.

Marcellino *et al.* (2006) finner, i likhet med Kang (2003), att trots att antalet laggar väljs genom AIC är inte detta alltid till den direkta metodens fördel. Marcellino *et al.* (2006) menar dock att det är de indirekta prognoserna som gynnas mest av att antalet laggar väljs genom AIC. Valet av korta laggar ($l=4$) gör att den direkta metoden skapar bättre prognoser. För modeller med långa laggar är den indirekta metoden att föredra, vilken också skulle vara bäst i genomsnitt. De indirekta prognoserna tenderar att ha mindre MFSE än de direkta prognoserna vid detta tillvägagångssätt (Marcellino *et al.* 2006). Ytterligare resultat från deras studie är att de direkta prognoserna är bättre än de indirekta när prognoshorizonten är kort, men att de direkta prognoserna försämras då prognoshorizonten förlängs. När prognoshorizonten är två år är de indirekta prognoserna generellt att föredra framför den direkta. I fallen då prognoshorizonten överstiger två år kan de direkta prognoserna vara märkbart sämre än de indirekta. Vidare visar Marcellino *et al.* (2006) att de indirekta prognoserna har mindre MFSE än direkta, vilket gäller framförallt om antalet laggar för de indirekta prognoserna väljs genom AIC samt att de indirekta prognoserna inte är alltför felspecificerade.

3 Svensk inflationsdata

I detta avsnitt presenteras det datamaterial som ligger till grund för undersökningen. Det insamlade materialet som används för att göra prognoser sammanfattas i en figur.

Från EcoWin erhålls kvartalsdata för Sveriges konsumentprisindex (KPI) för perioden 1992:4 till 2005:4. KPI mäter den genomsnittliga prisnivån på den korg med varor och tjänster som hushållen köper för sin konsumtion (se, till exempel, Fregert och Jonung 2003).

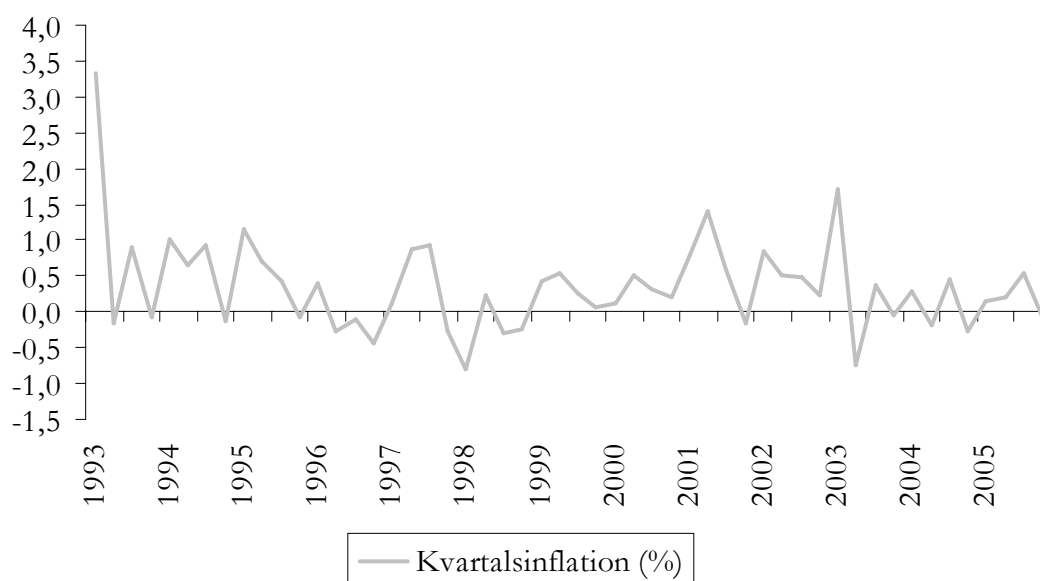
För att beräkna den relativa förändringen, inflationstakten, mellan två tidpunkter används följande formel (se, till exempel, Burda och Wyplosz 2005, Fregert och Jonung 2003):

Den procentuella inflationen i tidpunkt t :

$$\pi_t = 100 \times \left(\frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \right) = 100 \times \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \right) \quad (5)$$

Efter detta ingrepp finns den inflationsdata som behövs för beräkningarna, det vill säga procentuella värden på den svenska inflationen mellan 1993:1 och 2005:4.

Figur 1. Kvartalsinflation i Sverige under åren 1993-2005



Ur Figur 1 kan det uttydas att inflationen var högt positiv första kvartalet efter att Riksbanken hade fått penningpolitisk självständighet för att redan nästkommande kvartal vara negativ. Ett liknande fall i inflationen kan observeras mellan 2003:1 och 2003:2 då inflationen först var positiv för att kvartalet efter vara kraftigt negativ. Skillnaden i inflationen mellan 2003:1 och 2003:2 var heller inte lika stor som mellan 1993:1 och 1993:2.

Inflationen under första kvartalet 1993 var den högsta under hela tidsperioden med 3,3 % och den lägsta inträffade första kvartalet 1998 med -0,8 %. Däremellan och efter dess har inflationen fluktuerat och mer kortvariga såväl som mer långvariga toppar och dalar kan konstateras. Exempelvis upplevdes en lång tid av positiv inflation mellan kvartalen 1999:1 och 2001:3. Under den studerade tidsperioden har det mestadels varit inflation, men stundtals även deflation.

Ur Figur 1 kan det utläsas att inflationen gradvis har skiftat nedåt i takt med att förtroendet för inflationsmålpolitiken har stigit. Den senaste tiden har inflationen varit förhållandevis stabil på en låg nivå och med upprätthållande förtroende för Riksbanken samt i frånvaro av penningpolitiska chocker finns det anledning att tro att inflationen även i framtiden kommer att vara stabil.

4 Metod för att skapa prognoser

I detta kapitel redogörs de metodologiska val som har gjorts och varför dessa aktuella metoder har valt. Sist i avsnittet beskrivs utförligt tillvägagångssättet för att skapa prognoser med den indirekta metoden respektive med den direkta metoden.

Inflationsdata för perioden 1993:1 fram till 1999:4 används enbart för initiala parameterskattningar, dessa data betecknas här *in-sample*. De tjugofyra resterande observationerna, för perioden 2000:1 till 2005:4, används för prognosutvärdering och betecknas här *out-of-sample*. Givet detta kommer således den första *out-of-sample*-prognos att ges för första kvartalet 2000.

I syfte att begränsa undersökningen skattas de univariata linjära regressionsmodellerna med laggar mellan 1 och 4, vilket överensstämmer med tidigare gjorda studier (se, till exempel Nakamura 2006 och Binner *et al.* 2006 som båda tillämpar dessa lagglängder).

Prognoser görs för ett kvartal framåt i tiden till åtta kvartal framåt i tiden. Penningpolitiken antas få effekt först på två års sikt och därmed görs det oftast inte prognoser för längre än två år framåt. De prognoshorisonter som tas i beaktande vid jämförelsen av den indirekta metoden och den direkta metoden är de skapade prognoserna för ett kvartal framåt, ett år framåt samt två år framåt.

När en modell skattas med ett laggat värde används inflationen för ett kvartal tillbaka för att förklara inflationen innevarande kvartal. Vid skattning av en enperiodsmodell med två laggade värden används inflationen för föregående kvartal samt inflationen två kvartal tillbaka för att förklara inflationen inestående kvartal. Detta leder till att all tillgänglig information alltid nyttjas vid skattning. Modellen som skattas används för alla prognoshorisonter. Principen för en flerperiodsmodell är samma när prognoshorisonten är ett kvartal, men efter det skiljer den sig åt. Den direkta modellen följer istället mönstret att förskjuta de laggade värdena ett kvartal för att specificera en modell för varje prognoshorizont. Detta leder till att endast relevant information kommer att nyttjas vid skattningen. Systematiken för de båda modellerna är hursomhelst att 1-4 laggade värden läggs till av den beroende variabeln.

Inledningsvis skattas modellerna för perioden 1993:2 till 1999:4 för att skapa prognoser för 2000:1 då prognoshorisonten är ett kvartal och med ett laggat värde. Detta tillvägagångssätt är samma för den indirekta och den direkta metoden endast när prognoshorisonten är ett kvartal oavsett antalet laggar. I det fall då prognoshorisonten överskrider ett kvartal är utförandet annorlunda mellan de båda metoderna.

För att tydliggöra tillvägagångssättet vid skapandet av prognoser med den indirekta respektive med den direkta metoden exemplifieras utförandet av en $t+1$ -prognos med två laggar samt utförandet av en $t+4$ -prognos med två laggar. Förfarandet för att göra en $t+1$ -prognos med två laggar ser ut som följer: en linjär regressionslinje skattas utifrån de faktiska inflationsvärdena för 1993:3-1999:4. Sedan uppdateras parametrarna tills det finns parametervärden för 1999:4 och fram till 2005:4, således kommer $t+1$ prognosen bli betingad på informationen i period t . För att göra en prognos för 2000:1 används parameterskattningarna för 1999:4 samt inflationsvärdena för 1999:4 och 1999:3. Till prognosen för 2000:2 används parameterskattningarna för 2000:1 samt inflationsvärdena för 2000:1 och 1999:4. Observera att tillvägagångssättet för en $t+1$ -prognos är identisk för den indirekta och den direkta metoden.

Förfarandet för att göra en $t+4$ -prognos med två laggar ser ut som följer: för den indirekta metoden skattas en linjär regressionslinje utifrån inflationsvärdena för 1993:3-1999:4. Därefter uppdateras parametrarna tills det finns parametervärden för 1999:4 fram till 2005:4. Den första prognosen som kan göras när prognoshorisonten är fyra kvartal är för 2000:4, det vill säga fyra kvartal efter 1999:4. För att göra denna prognos används parameterskattningarna för 1999:4 samt den prognostiserade inflationen för 2000:3 och 2000:2. För att göra en prognos för 2001:1 används parameterskattningarna för 2000:1 samt den prognostiserade inflationen för 2000:4 och 2000:3. Längre fram i tiden kommer således de indirekta prognoserna att baseras både på faktisk och på prognostiserad inflation. För den direkta metoden skattas en linjär regression utifrån de faktiska inflationsvärdena för 1994:2 fram till 1999:4. Därefter uppdateras parametrarna tills det finns parametervärden för 1999:4 till 2005:4. För att göra en prognos för 2000:4 används parameterskattningarna för 1999:4 samt inflationsvärdena för 1999:4 och 1999:3. Till prognosen för 2001:1 används parameterskattningarna för 2000:1 samt inflationsvärdena för 2000:1 och 1999:4. På detta sätt kommer de direkta prognoserna följaktligen att enbart baseras på faktisk inflation. Observera att den direkta metoden alltid har det sista *in-sample*-värdet, i denna undersökning värdet för 1999:4, som utgångspunkt vid framräknandet av prognoser oavsett prognoshorisont.

5 Utvärdering av prognoserna

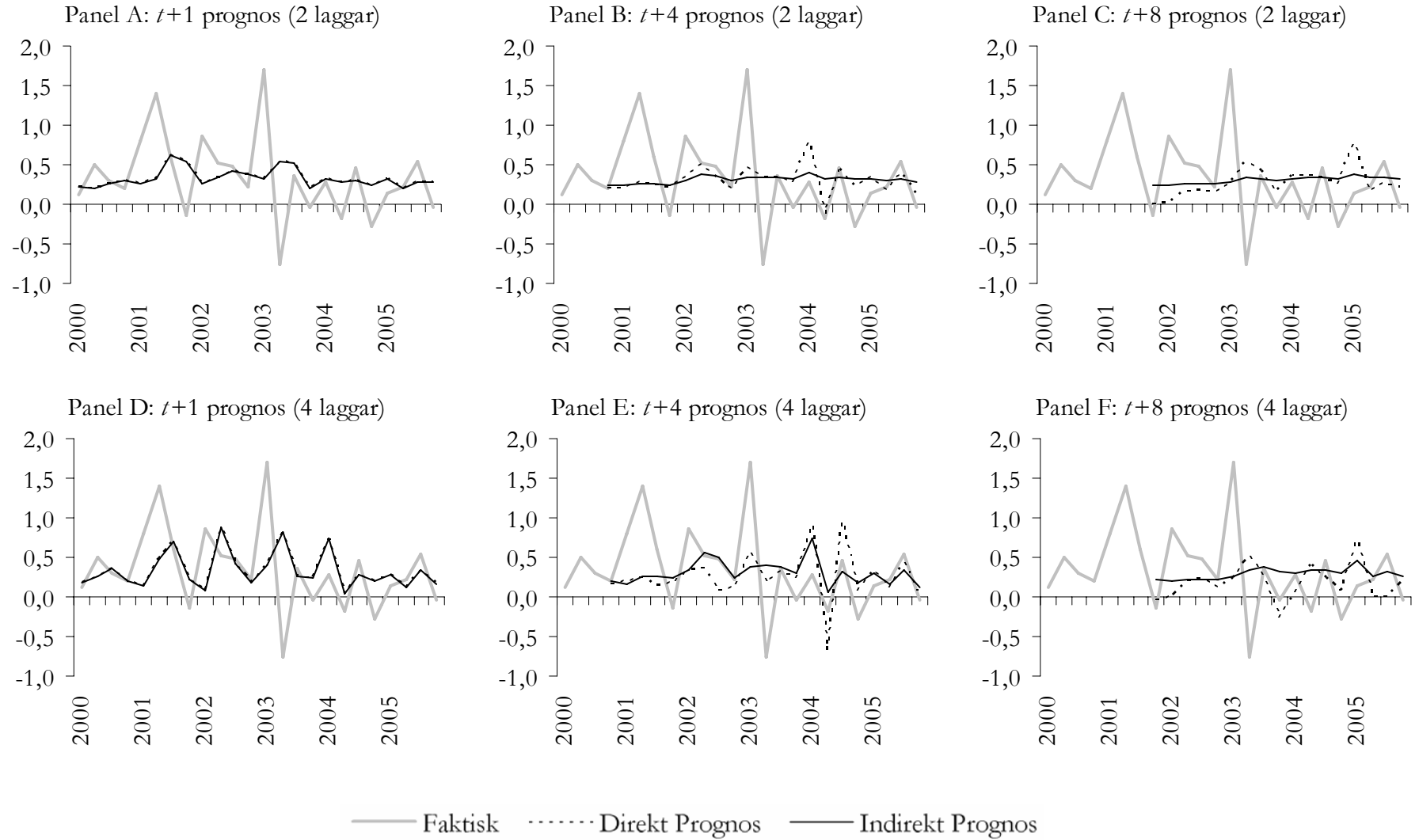
I detta kapitel analyseras den empiri som har samlats in genom de gjorda prognoserna. Materialet tolkas och återkopplas till referensramen. De framräknade prognoserna med den indirekta och direkta metoden sammanfattas delvis i en figur och i en tabell.

Efter att ha skapat prognoser med den indirekta samt med den direkta metoden är det tid för utvärdering och en jämförande analys. För detta ändamål plottas inledningsvis utvalda indirekta och direkta prognoser mot faktisk inflation över tiden. Figur 2 innehåller prognoser av kvartalsinflationen i procent, närmare bestämt visas de indirekta och de direkta prognoserna när antalet laggar är två respektive fyra samt för prognoshorisonerna 1, 4 och 8 kvartal. Observera att när prognoshorizonten är fyra kvartal skapas de första prognoserna för 2000:4 respektive för 2001:4 när prognoshorizonten är åtta kvartal.

I Figur 2 panel A samt panel D syns det att prognoserna för den indirekta och den direkta metoden sammanfaller när prognoshorizonten är ett kvartal. I det fallet då antalet laggar är två och prognoshorizonten ett kvartal ges en mer utplanad prognos som i större utsträckning missar såväl de höga som de låga värdena. När de laggade värdena utökas till fyra förekommer större varians i $t+1$ prognoserna, som är till fördel då den faktiska inflationens fluktuationer bättre fångas upp. Vänd till panel B ses en återkommande skillnad i de två modellernas prognoser; de indirekta prognoserna konvergerar mot ett medelvärde medan de direkta prognoserna genom ökad skattningsvariens varierar i större omfattning. Genom den ökade variansen ges prognoser som i detta fall i genomsnitt är bättre än de indirekta. I panel C är det ännu mer uppenbart att de indirekta prognoserna tenderar att plana ut för längre prognoshorisoner. Även här uppvisar de direkta prognoserna större varians, men prognostiserar stundtals helt fel vilket medför att de indirekta prognoserna är att föredra. Panel E stöder ytterligare hypotesen att de indirekta prognoserna tenderar att kretsa kring ett medelvärde när prognoshorizonten ökar, men att detta är mer uppenbart när antalet laggar är större. I panel F ses att de direkta prognoserna varierar mer, men att de indirekta prognoserna är bättre i genomsnitt.

Sammanfattningsvis kan det konstateras att när prognoshorizonten ökar tenderar de indirekta prognoserna att plana ut och konvergera mot ett medelvärde. Detta är mest uppenbart när antalet laggar är fyra, men kan även märkas när endast två laggade värden inkluderas. Den direkta modellen ger större variation i sina prognoser, vilket både kan vara en fördel och en nackdel. Generellt sett verkar det dock som att den ökade variansen hos de direkta prognoserna inte är till någon fördel i jämförelse med de indirekta prognoserna.

Figur 2. Utvalda prognoser av kvartalsinflation i procent



För en utökad analys används tre vanliga kriterier för utvärdering av prognoser; ME, MAE och RMSE. ME är det enklaste måttet på prognosfel och ger en indikation på om det finns någon symmetrisk avvikelse i prognoserna, RMSE är det vanligast förekommande måttet, medan MAE är känt för att vara mindre känslig mot ovanligt stora eller små värden (se, till exempel, Binner *et al.* 2005, Fregert och Jonung 2003).

$$ME = \frac{1}{K} \sum_{t=1999:4+h}^{2005:4} (\pi_t^f - \pi_t) \quad (6)$$

$$MAE = \frac{1}{K} \sum_{t=1999:4+h}^{2005:4} [(\pi_t^f - \pi_t)] \quad (7)$$

$$RMSE = \left[\frac{1}{K} \sum_{t=1999:4+h}^{2005:4} (\pi_t^f - \pi_t)^2 \right]^{1/2}, \quad (8)$$

där K är det totala antalet gjorda prognoser, h är prognoshorizonten, π_t^f är den prognostiserade inflationen i period t och π_t är den faktiska inflationen i period t . I denna studie är $K=24$, 21 eller 17 beroende på om h antar värdet 1, 4 eller 8.

Tabell 1 visar kvoten av MAE respektive RMSE för de indirekta prognoserna i jämförelse med MAE respektive RMSE för de direkta prognoserna för prognoshorisonterna 1, 4 och 8 kvartal samt när antalet laggar är mellan 1 och 4. Anledningen till att ME inte redovisas i Tabell 1 är att detta mått inte har något högt förklaringsvärde i relativa termer utan redovisas i absoluta termer för respektive modell i appendix. Även MAE samt RMSE redovisas för respektive modell i absoluta termer i appendix för de laggade värdena 1-4 samt för prognoshorisonterna 1,4 och 8 kvartal.

Kriteriekvoterna är beräknade enligt:

$$Kriteriekvot = \frac{Kvot^{indirekt}}{Kvot^{direkt}}, \quad (9)$$

där $Kvot$ är antingen MAE eller RMSE.

Kriteriekvoterna i Tabell 1 ska tolkas som följer: en kvot större än ett indikerar att prognoser skapade med den direkta metoden i genomsnitt är bättre än de som är skapade med den indirekta. Är kvoten å andra sidan mindre än ett indikerar detta att den indirekta metoden generellt sett skapar prognoser med mindre prognosfel än den direkta.

Tabell 1: MAE- och RMSE-kvoter

<i>Panel A: MAE</i>		Prognoshorisont	
Modell	1	4	8
AR(1)	1.000	1.121	0.934
AR(2)	1.000	1.130	0.918
AR(3)	1.000	1.066	0.849
AR(4)	1.000	0.917	0.868

<i>Panel B: RMSE</i>		Prognoshorisont	
Modell	1	4	8
AR(1)	1.000	1.064	0.935
AR(2)	1.000	1.059	0.912
AR(3)	1.000	1.089	0.889
AR(4)	1.000	1.023	0.911

Notera: Kvoter är uträknade som följer: det absoluta värdet av MAE för de indirekta prognoserna divideras med MAE för de direkta prognoserna. På motsvarande sätt har kvoterna för RMSE räknats ut genom att dividera det absoluta värdet av RMSE för de indirekta prognoserna med RMSE för de direkta prognoserna.

I Tabell 1 är kvoterna genomgående ett när prognoshorisonten är ett kvartal, vilket blir följderna då prognoserna för den indirekta och den direkta metoden är samma och således blir även MAE- och RMSE-kvoterna för respektive metod lika. Detta verifierar att uträkningarna är korrekt genomförda, men innebär att ingen av metoderna föredras framför den andra. Istället utvärderas vilken av metoderna som skapar bäst prognoser när prognoshorisonten är fyra respektive åtta kvartal.

För $t+4$ prognoser ser vi i Tabell 1 panel A att MAE är mindre för prognoserna skapade med den direkta metoden för samtliga laggade värden, med undantag för när $t=4$ då den indirekta metoden har mindre prognosfel. När prognoshorisonten är åtta kvartal är det enligt MAE genomgående den indirekta metoden som skapar bättre prognoser än den direkta.

Sammanfattningsvis indikerar MAE att den indirekta modellen skapar lika bra eller bättre prognoser än den direkta modellen när antalet laggar är fyra samt att den ger mindre prognosfel när prognoshorisonten är åtta kvartal oavsett antalet laggar. För övriga kombinationer med antal laggade värden och prognoshorisont implicerar MAE att de direkta prognoserna ger mindre prognosfel.

I panel B i Tabell 1 är alla kvoterna vid $t+4$ prognoser större än ett, vilket implicerar att det är den direkta metodens prognoser som i genomsnitt är bättre än prognoserna för den indirekta. När prognoshorisonten är åtta kvartal är RMSE- kvoterna genomgående mindre än ett och indikerar att det är den indirekta metoden som ger minst prognosfel. Det går inte att märka något tydligt förhållande vad gäller antalet laggar som inkluderas, det finns dock tendenser mot att det är den indirekta metoden som skulle gynnas mest av att fler laggade värden tillförs.

Resultaten över RMSE- kvoterna hävdar att när prognoshorisonten är fyra kvartal skapar den direkta metoden bättre prognoser. När prognoshorisonten däremot är åtta kvartal råder det strikt motsatta förhållandet, vilket är att prognoser gjorda med den indirekta metoden ger mindre prognosfel.

De resultat som framkommer i denna empiriska undersökning stämmer förhållandevis väl överens med tidigare forskningsresultat som poängterat att om den indirekta eller den direkta metoden föredras till stor del beror på prognoshorisonten. Prognoser skapade med den direkta metoden är att föredra när prognoshorisonten är kort, men försämras när prognoshorisonten förlängs. När prognoshorisonten är mer än ett år är prognoser för den indirekta metoden bättre i genomsnitt. Vidare framhäver den teoretiska litteraturen att utfallet av prognoserna även kan hänföras till valet av laggar. Då antalet laggar i denna empiriska studie högst är fyra är detta inte något resultat som är observerbart. Det finns dock tendenser för att det är den indirekta metoden som skulle gynnas mest av att inkludera fler laggar. Sambandet mellan antalet inkluderade laggar och utfallet av prognoserna är därmed inte lika tydligt som den effekt valet av prognoshorisont har på utfallet av prognoserna.

6 Avslutande diskussion

I detta sista kapitel framförs de slutsatser som dragits utifrån analysen. De viktigaste aspekterna kommer att lyftas fram och återkopplas till syftet. En redogörelse görs för de problemområden som anses vara intressanta för vidare studier.

6.1 Slutsatser

Eftersom det finns svagheter med båda metoderna som kan vara mer eller mindre framträdande är det svårt att finna ett avgörande vilken av den indirekta och den direkta metoden som skapar bäst prognoser generellt sett. De direkta prognoserna följs av större skattningsvarians, vilket i många fall försämrar utfallet mer än vad de indirekta prognosernas symmetriska avvikelser gör. Enligt analysen är det således inte någon av metoderna som oavsett antal laggar eller prognoshorisont är bättre än den andra.

Laggarna som används i studien är att betrakta som korta och har därmed inget omfattande förklaringsvärde för utfallet av prognoserna. Slutsatsen av den empiriska undersökningen blir att det inte går att avgöra vilken av metoderna som strikt bör föredras vid prognostisering av den svenska inflationen utifrån den studerade tidsperioden. Den metod som föredras är nära sammankopplat till valet av prognoshorisont. När prognoshorisonten är ett kvartal ger båda metoderna samma prognoser och således går det inte att avgöra vilken metod som föredras. Enligt den använda kvartalsdatan för svensk inflation skapar den direkta metoden bäst prognoser när prognoshorisonten är ett år, men prestationen försämras med ökad prognoshorisont. Detta leder till att de indirekta prognoserna ger minst prognosfel när prognoshorisonten är två år.

Eftersom det är betydelselöst vilken av modellerna som används för att prognostisera inflationen när prognoshorisonten är ett kvartal implicerar analysen att det skulle kunna vara så att den direkta metoden används för att prognostisera inflationen upptill det första året för att därefter övergå till att prognostisera inflationen med den indirekta metoden. Det bästa scenariot skulle därmed kunna vara att kombinera dessa två metoder för bäst prognoser.

Analysen finner således inte ett avgörande i om den indirekta eller den direkta metoden är bäst att använda vid prognostisering av den svenska inflationen. Resultatet som framkommer ger dock en ökad förståelse för hur inflationen i Sverige ska prognostiseras och antyder att det kan vara bättre att använda en kombination av metoderna för att skapa bäst prognoser.

6.2 Förslag till fortsatt forskning

Under arbetets gång har det konstaterats att det inte är oproblemiskt att göra inflationsprognoser, men att varje nytt steg i forskningen bidrar till ökad kunskap kring utformandet av prognosverktyg. Det har framkommit aspekter som skulle vara intressanta att undersöka närmare, men då det hade blivit alltför omfattande att ta samtliga aspekter i beaktande i denna uppsats är det upp till den som vill att forska kring detta. Det skulle förslagsvis vara intressant att undersöka hur andra variabler än inflation skulle ha för inverkan på prognoserna. Ytterligare ett förslag är att tillämpa olika test för utvärdering såsom Diebold-Mariano-testet och undersöka huruvida detta skulle förändra resultaten (se, till exempel Binner *et al.* 2006). Vidare skulle det vara av intresse att undersöka för kointegration när fler variabler används i modellerna. Det skulle även vara intressant att undersöka för icke-linjäritet i datan samt att beräkna konfidensintervall för prognoserna. Det är tydligt att det återstår flera aspekter att belysa och det ska bli intressant att uppmärksamma hur forskningen kring inflationsprognoser framskrider.

Källförteckning

Bhansali, R. J. (1999). Autoregressive model selection for multistep prediction. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 78, 295-305.

Binner, J. M., Elger, T., Nilsson, B & Tepper, J. A. (2005). Tools for non-linear time series forecasting in economics- an empirical comparison of regime switching vector autoregressive models and recurrent neural networks. *Advances in Econometrics*, 19. (pp. 71-92)

Binner, J. M., Elger, T., Nilsson, B & Tepper, J. A. (2006). Predictable non-linearities in U.S. inflation, *Economics Letters*, kommande

Blix, M och Sellin, P. (1999). Inflationsprognos med osäkerhetsintervall, *Penning- och valutapolitik*, 2. (pp. 12-28)

Burda, Michael och Charles Wyplosz. (2005), fjärde upplagan, *Macroeconomics*, University Press, Oxford.

Enders, W. (2004), andra upplagan, *Applied Econometric Time Series*, Wiley, New York.

Fregert, K. och Jonung, L., (2003), första upplagan, *Makroekonomi*, Studentlitteratur, Lund

Kang, I.-B. (2003) Multi-period forecasting using different models for different horizons: an application to U.S. economic time series data. *International Journal of Forecasting*, 19, 387-400.

Marcellino, M, Stock, J. H., & Watson, M. V. (2006). A comparison of direct and iterated multistep AR methods for forecasting macroeconomic time series. *Journal of Econometrics*.

Nakamura, E. (2006). Inflation forecasting using a neural network. *Economics letters*, 86. (pp.373-378)

Stock, J. H., & Watson, M. V. (1999a). Forecasting inflation. *Journal of Monetary Economics*, 44. (pp.293-335)

Stock, J. H., & Watson, M. V. (1999b). A comparison of linear and non-linear univariate models for forecasting macroeconomic time series. In: R. Engle & R. White (Eds), *Cointegration, Causality and forecasting: A Festschrift in Honor of Clive W. J. Granger* (pp. 1-44). Oxford: Oxford University Press

Sveriges Riksbank, Inflationsrapport 2006:1

Westerlund, J., (2005), *Introduktion till ekonometri*, Studentlitteratur, Lund

Appendix

Tabell A1: Utvärderingskriterier för prognoser baserade på indirekt metod

<i>Panel A: ME</i>	Prognoshorisont		
	1	4	8
Modell			
AR(1)	-0.0332	-0.0457	0.0483
AR(2)	-0.0115	-0.0402	0.0454
AR(3)	-0.0215	-0.0497	0.0494
AR(4)	-0.0126	-0.0427	0.0363

<i>Panel B: MAE</i>	Prognoshorisont		
	1	4	8
Modell			
AR(1)	0.3106	0.4076	0.3867
AR(2)	0.3723	0.3991	0.3891
AR(3)	0.3717	0.4137	0.3871
AR(4)	0.3679	0.3715	0.3900

<i>Panel C: RMSE</i>	Prognoshorisont		
	1	4	8
Modell			
AR(1)	0.5190	0.5515	0.5317
AR(2)	0.5345	0.5468	0.5360
AR(3)	0.5505	0.5543	0.5330
AR(4)	0.5428	0.5350	0.5427

Tabell A2: Utvärderingskriterier för prognoser baserade på direkt metod

<i>Panel A: ME</i>			
Modell	Prognoshorisont		
	1	4	8
AR(1)	-0.0332	-0.0483	0.0192
AR(2)	-0.0115	-0.0474	0.0150
AR(3)	-0.0215	-0.0907	-0.0254
AR(4)	-0.0126	-0.0959	-0.0811

<i>Panel B: MAE</i>			
Modell	Prognoshorisont		
	1	4	8
AR(1)	0.3106	0.3634	0.4142
AR(2)	0.3723	0.3532	0.4237
AR(3)	0.3717	0.3880	0.4559
AR(4)	0.3679	0.4052	0.4495

<i>Panel C: RMSE</i>			
Modell	Prognoshorisont		
	1	4	8
AR(1)	0.5190	0.5183	0.5686
AR(2)	0.5345	0.5162	0.5879
AR(3)	0.5505	0.5091	0.5993
AR(4)	0.5428	0.5228	0.5958