



EKONOMI
HÖGSKOLAN
Lunds universitet

Nationalekonomiska Institutionen
Lunds Universitet
Juni 2007

Handledare: Kristian Jönsson

Empiriska växelkursmodeller för den svenska kronan

-

Är det någon som fungerar?

Magisteruppsats
Mattias Grahn (810223-0334)

Abstract

The forecast ability of four well-known exchange rate models for the Swedish krona is tested in this thesis. The models that are tested are the purchase power parity, the real interest differential model, the sticky-price model and a productivity model. In addition to the benchmark, the random walk, they are also compared to each other. They are all tested on three different horizons one quarter, two quarters and four quarters. The mean squared forecast error criteria and the direction of change criteria are used for evaluation of the forecast ability. Only in a couple of cases are the forecast ability of the theoretical based models significant better than the random walk.

Keywords: Exchange rates, Sweden, productivity, Purchase power parity, Real interest differential, Forecast performance, Direct forecast.

Innehållsförteckning

1 INLEDNING	4
2 TEORI	7
2.1 KÖPKRAFTSPARITETSTEOREMET	7
2.2 REALA RÄNTEDIFFERENTIALMODELLEN	8
2.3 TRÖGRÖRLIGA PRISER	11
2.4 PRODUKTIVITETS MODELL	11
3 DATA OCH DEFINITIONER	14
4 SKAPANDET AV PROGNOSE OCH PROGNOSEUTVÄRDERING	16
4.1 SKAPANDE AV PROGNOSE	16
4.2 UTVÄRDERING AV PROGNOSE.....	18
4.2.1 Kvadrerat medelfel.....	19
4.2.2 Riktningsskriteriet.....	20
5 RESULTAT	22
5.1 RELATIONEN MELLAN DE KVADRERADE MEDELFELEN	22
5.1.1 SEK/USD	23
5.1.2 SEK/JPY.....	24
5.1.3 SEK/GBP	26
5.2 RIKTNINGSSKITERIET	29
6 SLUTSATS	30
REFERENSER	32
LITTERATUR	32
DATA.....	33

1 Inledning

Valutamarknaden är en av de största marknaderna i världen, 2004 omsatte den dagligen cirka 2400 miljarder dollar (Pilbeam, s. 4, 2006). För att få ett perspektiv på storleken kan det jämföras med USA:s BNP som samma år var cirka 12 000 miljarder dollar¹. Innan en vecka passerat har ett värde större än USA:s BNP för ett år omsatts på valutamarknaden. I dagens globaliserade värld är detta inte konstigt och det är lätt att förstå att väldigt många institutioner, företag och privatpersoner påverkas av växelkursens rörelser. Denna osäkerhet, eller risk, är något som de flesta strävar efter att minimera. Ett sätt att minska valutarisken är naturligtvis att ha en bra bild över hur valutorna kommer att förändras. Det är här en bra växelkursprognos kommer in i bilden.

Det har förekommit väldigt mycket forskning rörande prognostisering av växelkurser. En av de mest kända artiklarna är skriven av Meese och Rogoff (1983). Artikeln har haft stort genomslag både i efterföljande litteratur och i policysammanhang. Meese och Rogoff (1983) testade fem olika valutamodeller mot de stora valutorna USD, GBP och YEN med data från 1970- talet. En senare undersökning med liknande utgångspunkt skrevs av Cheung et al. (2005). Cheung et al. (2005) utvecklar sin artikel genom att lägga till bland annat produktivitetsmodellen och köpkraftspariteomet.

Meese och Rogoff's (1983) artikel visade att en slumpvandring nästan alltid gav bättre prognosresultat än de undersökta modellerna, oavsett prognoshorisont. De dåliga resultaten som Meese och Rogoff (1983) erhöll har bidragit till väldigt många undersökningar som försöker slå slumpvandringen med diverse olika modeller. Cheung et al. (s. 1161ff 2005) hade en något positivare slutsats då de lyckades slå slumpvandringen för några enstaka horisonter och valutor med några av modellerna. Till exempel visade sig produktivetsmodellen fungera riktigt bra för dollar mot D-mark, men även reala räntedifferentialen och

¹ *Main economic indicators: volym 2007* utgåva 5 från Source OECD's hemsida.

köpkraftsparitetsteoremet lyckades bra på längre horisonter, även resultaten inte var statistiskt signifikanta.

Flera författare har använt sig av helt statistiska modeller som inte grundar sig på någon ekonomisk teori. Ett exempel är Cuaresma och Hlouskova (2005) som testade flera olika rent statistiska modeller för att förutspå växelkurser i Östeuropa. De lyckades på längre horisonter slå slumpvandringen. Även Bergman och Hanson (2005) lyckades slå slumpvandringen med en helt statistisk modell. För att studera i vilken utsträckning den ekonomiska teorin kan förutspå växelkurserna, baseras alla modeller i denna uppsats på ekonomisk teori.

I denna uppsats undersöks vilken växelkursmodell som bäst kan förutspå den svenska kronan (SEK). Uppsatsen bygger till största del på artiklarna från Meese och Rogoff (1983) och Cheung et al. (2005). På grund av detta används flera modeller som Cheung et al. (2005) använde sig av. Den största delen av växelkurslitteraturen behandlar endast de stora valutorna såsom den amerikanska dollarn (USD), den japanska yenen (JPY) och det brittiska pundet (GBP). Dessa valutor är på grund av sin storlek intressanta men ur ett svenskt perspektiv är naturligtvis den svenska kronans förhållande till andra valutor intressantare.

De olika växelkurserna som undersöks mot den svenska kronan är USD, GBP och JPY. Den amerikanska dollarn och den Japanska Yenen har valts då det är två av världens största valutor. Det Brittiska pundet har valts då Sverige har en utbredd handel med Storbritannien, Sverige exporterar 7,2 % av sin totala export till Storbritannien², ungefär samma siffror gäller för den totala importen. Tre olika valutor undersöks för att inte landsspecifika fel ska påverka modellernas resultat. För att vidare undersöka om de olika modellerna presterar olika bra på olika horisontlängder undersöks följande horisonter: ett kvartal, två kvartal samt fyra kvartal.

Det huvudsakliga resultatet i denna uppsats är att ingen modell lyckas att upprepade gånger slå slumpvandringen så att det är statistiskt säkerställt. Den modell som presterar bäst är köpkraftsparitetsteoremet som vid två olika tillfällen är signifikant bättre än slumpvandringen då MSE kriteriet används. För riktningkriteriet kan ingen modell sägas ge ett signifikant resultat.

² SCB, http://www.scb.se/templates/tableOrChart___26637.asp

Resterande av uppsatsen är upplagd enligt följande: Andra kapitlet beskriver teori och de olika växelkursmodellerna som undersöks. Datamaterialet presenteras och definitionerna beskrivs i det tredje kapitlet. I det fjärde kapitlet beskrivs hur de olika prognoserna skapades och hur utvärderingen går till. Utvärderingen sker i det femte kapitlet och i det sista kapitlet avslutats uppsatsen med en diskussion kring resultaten.

2 Teori

I denna del kommer den teori som är relevant att presenteras och de modeller som används kommer att förklaras. Det finns väldigt många olika modeller som försöker förklara växelkurser, de som valts i denna uppsats har visat sig vara fungerande eller har haft en stor betydelse inom forskningen. Alla modeller jämförs med varandra men även med en slumpvandring. Slumpvandringen skapas genom att man antar att dagens växelkurs är den bästa gissningen för alla framtida växelkurser. Slumpvandringen är ett vanligt sätt att utvärdera växelkursprognoser, vilket beror på att det är en av de enklaste prognoser som man kan göra.

2.1 Köpkraftsparitetsteoremet

Köpkraftsparitetsteoremet heter på engelska Purchase Power Parity (PPP). Flera av modellerna i denna uppsats bygger på antagandet att PPP håller. PPP ger en bra förståelse för hur växelkurserna påverkas av prinsnivån. Väldigt många har undersökt PPP med olika metoder och resultat. Cheung et al. (s. 1161, 2005) använde PPP som en prognosmodell och kom fram till att det ger bra resultat på längre sikt. Ett av problemen med växelkursmodeller är den brist på längre kontinuerliga tidsserier. En lösning på detta är att öka antalet länder vilket ger mer data. Detta gjorde Frankel och Rose (s. 222, 1996) och kom fram till att halveringstiden för en avvikelse från jämvikt är ungefär fyra år. En annan metod är att testa PPP som en icke-linjär modell vilket El-Gamal och Ryu (s. 388, 2006) gjorde i sin studie. De kom fram till att en icke-linjär modell inte ger någon klar förbättring. Sosvilla-Rivero och Garcia (s. 376, 2005) använde sig av en PPP modell med inflationsförväntningar. De undersökte horisontlängderna 1-5 dagar och på denna korta horisont lyckades de slå slumpvandringen. I denna uppsats testas därför PPP som en prognosmodell.

PPP bygger på att när stora prisskillnader uppstår mellan länder kommer detta att utjämnas på grund av arbitrage. Eftersom det uppstår transportkostnader och skatter är det svårt för PPP att hålla i absolut tal. Istället kan man då mäta PPP i relativa tal vilket säger att skillnaden i inflation mellan två länder är den förväntade deprecieringstakten av växelkursen (Pilbeam, s. 126f, 2006). I denna uppsats används samma ekonometriska version som Cheung et al. (s. 1153, 2005) och den presenteras i ekvation (1).

$$(1) \quad \Delta s_t = \beta_0 + \beta_1 (\Delta p_t - \Delta p_t^*) + e_t$$

I (1) är p_t förändringen i logaritmen av konsumentprisindex för det inhemska landet och p_t^* är samma variabel för utlandet. s_t är växelkursen i logaritm. β_0 är interceptet, β_1 är lutningskoefficienten och e_t är en felterm. Lutningskoefficienten sätts i enighet med tidigare forskning lika med ett, se t.ex. Cheung et al. (s. 1153, 2005).

2.2 Reala räntedifferentialmodellen

Den reala räntedifferentialmodellen som på engelska heter Real Interest Differential (RID) och skapades av Frankel (1979). Det är en monetär modell som antar att priserna är rörliga och att kapitalmarknaderna är likvida och snabbt förändras till en ny jämvikt.

Frömmel et al. (2005) undersökte RID och hänvisade till en undersökning som granskade vad valutahandlare och fondförvaltare ansåg vara de största och viktigaste indikatorerna av förändringar i växelkursen. I den undersökningen framgick det att skillnader i räntor samt förändringar i dessa var de främsta indikatorerna. Frömmel et al. (2005) använde sig av en regimskiftande RID modell och de resultat som Frömmel et al. (2005) kom fram till var att en regimskiftande RID modell är bättre än den enkla RID. Isaac och Mel (2001) upprepade Frankel's undersökning från 1979. Deras resultat för RID var negativa och påvisade att RID inte fungerar särskilt bra. Isaac och Mel (s. 491, 2001) tittade endast på in sample egenskaperna och utvärderade inte några prognosresultat.

En annan intressant artikel skrevs av Kanas (2004), som undersökte länken mellan växelkursen och den reala räntedifferentialen. Detta jämfördes sedan med länken mellan

växelkursen och den reala produktionsdifferentialen. Kanas (s. 36, 2004) kom fram till att räntedifferentialen har störst påverkan på växelkursen. Mark och Moh (s. 334, 2005) undersökte också länken mellan räntedifferentialen och den reala växelkursen och de använde sig av flera icke-linjära metoder. Deras resultat visar att det finns en länk mellan räntedifferentialen och växelkursen även på kortare tidshorisonter som ett år. Det finns väldigt blandade resultat gällande RID's användbarhet för skapandet av växelkursprognoser. I denna uppsats undersöks RID på grund av dess stora påverkan på efterföljande litteratur samt att både Frömmel et al. (2005) och Kanas (2004) påvisar att det finns ett samband mellan räntedifferentialen och växelkursen.

I denna uppsats används den RID modell som Frankel (1979) RID utvecklade, modellen härleds nedan. Frankel (1979) utgår ifrån den monetära efterfrågefunktionen och den uttrycks i (2). I (2) betecknas logaritmen av pengamängden m , p är logaritmen av prisnivån, y är logaritmen av real BNP och r är den nominella räntan. Vidare antas att det är samma förhållande i andra länder vilket ger (3). En * markerar att det är en variabel från utlandet.

$$(2) \quad m - p = \eta y - \sigma r$$

$$(3) \quad m^* - p^* = \eta y^* - \sigma r^*$$

$$(4) \quad (m - m^*) = (p - p^*) + \eta(y - y^*) - \sigma(r - r^*)$$

Koefficienterna η och σ antas vara identiska i alla länder. Ekvation (3) subtraheras från (2) vilket ger (4). Uncovered interest parity (UIP) antar att inhemska och utländska statsobligationer är perfekta substitut och säger att den förväntade förändringen i växelkursen kommer att bestämmas av skillnaderna i de olika ländernas räntor (Pilbeam, s. 149f, 2006). UIP antas hålla och beskrivs med ekvation (5), där den förväntade förändringstakten av växelkursen är \dot{s} . Förändringstakten i växelkursen antas bero på skillnaden mellan nuvarande växelkurs och jämviktsläget, men även på skillnaden i inflation mellan länderna. Detta illustreras med (6).

$$(5) \quad \dot{s} = r - r^*$$

$$(6) \quad \dot{s} = -\theta(s - \bar{s}) + (\pi - \pi^*)$$

Ekvationerna (5) och (6) används tillsammans vilket ger (7).

$$(7) \quad s - \bar{s} = -\frac{1}{\theta}[(r - \pi) - (r^* - \pi^*)]$$

Sedan antas att PPP håller på långsikt, vilket beskrivs med (8).

$$(8) \quad \bar{s} = \bar{p} - \bar{p}^*$$

$$(9) \quad \bar{s} = \bar{p} - \bar{p}^* = \bar{m} - \bar{m}^* - \eta(\bar{y} - \bar{y}^*) + \sigma(r - r^*)$$

$$(10) \quad s_t = \beta_0 + \beta_1(m - m^*) - \beta_2(y - y^*) + \beta_3(r - r^*) + \beta_4(\pi - \pi^*) + u_t$$

På lång sikt är växelkursen i sitt jämviktsläge det vill säga $s = \bar{s}$. Börjar med att lösa ut prisnivån från ekvation (4) och sätter den lika med (8) vilket ger (9). Ekvation (9) säger att det långsiktiga jämviktsläget för växelkursen beror på skillnaden mellan ländernas långsiktiga prisnivå. Den långsiktiga prisnivån beror på skillnaden i BNP och räntor mellan länderna. Frankel (1979) antar sedan att penningmängden och BNP:s jämviktsläge är den nuvarande nivån. Ekvation (7) används stoppas sedan in i (9) som skrivs om och ger ekvation (10). I ekvation (10) ser vi att växelkursen även antas bero på skillnaderna i räntorna mellan länderna.

På lång sikt bör växelkursen vara i jämvikt och då blir vänsterledet i (7) noll, vilket leder till att (11) måste hålla. Där \bar{r} är de långa räntorna som är lika med inflationsförväntningarna. Detta samband används i (10) vilket skapar den slutgiltiga modellen (12).

$$(11) \quad (\bar{r} - \bar{r}^*) = (\pi - \pi^*)$$

$$(12) \quad s_t = \beta_0 + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t^s - i_t^{s*}) + \beta_4(i_t^l - i_t^{l*}) + u_t$$

I ekvation (12) är i^s (i^l) de korta (långa) räntorna och u_t är en felterm. s_t , m_t och y_t är växelkursen, penningmängden respektive BNP i logaritm.

2.3 Trögrörliga priser

Denna modell härstammar ifrån Dornbusch (1976) och heter på engelska The Sticky-Price modell (SP). Dornbusch (1976) utvecklade SP modellen med ett land mot omvärlden och antog att de finansiella marknaderna var likvida samt att lönerna och varupriserna var trögrörliga. Dornbusch ville förklara fenomenet att växelkursen var mer volatil än prisnivån. Det har forskats mycket kring denna modell, till exempel Meese och Rogoff (1983) och Schinasi och Swamy (1989). Meese och Rogoff (s. 12ff, 1983) kommer fram till dåliga resultat för alla modeller som testas. De lyckas dock få lägre medelfel vid ett tillfälle med en prognoshorisont på en månad för SP modellen. Schinasi och Swamy (1989) använder inga restriktioner på koefficienterna för de förklarande variablerna och lyckas då slå slumpvandringen.

Dornbusch (1976) utgick ifrån ett land mot resten av världen. I denna uppsats används istället en variant som är mellan två olika länder. SP kan beskrivas med (10) och modellen är väldigt lik RID men bygger på att priserna är trögrörliga vilket RID inte gör. Skillnaderna på antagandena är stora vilket också ger olika teoretiska värden på koefficienterna. De faktiska utfallen på värdena kommer inte att undersökas närmare.

$$(10) \quad s_t = \beta_0 + \beta_1(m - m^*) - \beta_2(y - y^*) + \beta_3(r - r^*) + \beta_4(\pi - \pi^*) + u_t$$

Där m är mängden pengar, y är real BNP, r är den korta räntan, π är den inflationen, s_t är växelkursen och u_t är en felterm. Variablerna penningmängd, växelkurs och real BNP är i logaritm form.

2.4 Produktivitets modell

Produktivitetsmodell (PROD) som används här utvecklades först av Clements och Frenkel (1980). PROD är vanligt förekommande i litteraturen och har till exempel undersökts av Bergvall (2004) och Cheung et al. (2005). Resultaten av Cheung et al. (2005) är blandade men produktivitsmodellen lyckas generera bra resultat för GBP/D-marken vid kortare horisonter. Bergvall (2004) kom fram till att produktions differentialen har en betydande påverkan på den svenska kronan.

PROD bygger på penningmängden, räntorna, BNP, och det relativa priset på de icke handlade varorna mot priset på de handlade varorna. Med icke handlade varor menas varor som inte handlas mellan olika länder. Clements och Frenkel (1980) utgår ifrån att de reala balanserna, är pengamängden dividerat med prisnivån (13). Samma sak gäller för utlandet (14). Ekvation (13) och (14) divideras med varandra och skrivs om vilket ger (15).

$$(13) \quad L(\cdot) = M / P$$

$$(14) \quad L(\cdot)^* = M^* / P^*$$

$$(15) \quad \frac{P}{P^*} = \frac{M}{M^*} \frac{L(\cdot)^*}{L(\cdot)}$$

Clements och Frenkel (1980) antog även att prisnivån är en Cobb-Douglas funktion som beror av priset på icke handlade varor (P_N) och priset på handlade varor (P_T). Enligt ekvation (16) samt (17). Där β och β^* är den inhemska och utländska andelen av icke handlade varor.

$$(16) \quad P = P_N^\beta P_T^{1-\beta}$$

$$(17) \quad P^* = P_N^{*\beta^*} P_T^{*1-\beta^*}$$

Sedan divideras (16) och (17) med varandra och relationen av priset för de handlade varorna löses ut och ekvation (18) erhålls.

$$(18) \quad \frac{P_T}{P_T^*} = \frac{\left(\frac{P_T}{P_N}\right)^\beta}{\left(\frac{P_T^*}{P_N^*}\right)^\beta} \frac{P}{P^*}$$

$$(19) \quad P_T / P_T^* = S$$

PPP antas även att hålla för handlade varor, vilket ger ekvation (19). Använder nu (15), (18) och (19) vilket leder till nästa ekvation (20).

$$(20) \quad S = \frac{\left(\frac{P_T}{P_N}\right)^\beta}{\left(\frac{P_T^*}{P_N^*}\right)^\beta} \frac{M}{M^*} \frac{L(\cdot)^*}{L(\cdot)}$$

Som funktion för de reala balanserna antar Clements och Frenkel (1980) att de reala balanserna beror på reala inkomsten (BNP) och räntan. Vilket även stämmer överrens med tidigare antaganden om pengaefterfrågan. Sedan tas logaritmen av (20) för att få (21) som är den slutgiltiga modellen.

$$(21) \quad s_t = \beta + \beta_1(m_t - m_t^*) + \beta_2(y_t - y_t^*) + \beta_3(i_t^s - i_t^{s*}) + \beta_4(z_t - z_t^*) + u_t$$

I (21) betecknas logaritmen av pengamängden m , y är BNP i logaritm, z är priserna på handlade varor dividerat med priset på icke handlade varor i logaritm, i_t^s är den korta räntan, s_t är växelkursen i logaritm och u_t är en felterm.

RID, SP och PROD bygger alla på det grundläggande antagandet att skillnaden i BNP, penningmängd och räntor mellan länderna påverkar växelkursen. Den fjärde variabeln är den som varierar mellan modellerna. Då RID beror på de långa räntorna, SP beror på inflationen samtidigt som PROD beror på de relativa skillnaderna i priset på handlade och icke handlade varor mellan länderna.

3 Data och definitioner

Den data som används är kvartalsdata för Sverige, USA, Storbritannien och Japan. Datamaterialet sträcker sig från kvartal ett 1993 till och med kvartal fyra 2006. Alla data är hämtad från source OECD:s hemsida, förutom växelkursen för den svenska kronan gentemot den japanska yenen och det brittiska pundet som är hämtad från Riksbankens hemsida.

Frankel (sid. 614, 1979) påvisar att valet av penningmängdsmått ej påverkar resultatet nämnvärt samtidigt som Mese och Rogoff (sid. 14, 1983) hävdar att M1 är det penningmängdsmått som genererar bäst resultat. M1 är definierat såsom alla pengar i cirkulation samt bankkonton utan uttagsspärr. Penningmängdsmåttet M2 inkluderar kontanter, bankinlåning och tidsbunden inlåning. Medan i M3 inkluderas även längre tidsbunden inlåning samt större institutioners konton (Burda och Wyplosz, 2005, s. 175). För Sverige finns endast M3 för hela tidsperioden. Samtidigt som den gemensamma nämnaren för övriga länder är M2. På grund av detta väljs M3 för Sverige och M2 för övriga länder.

Konsumentprisindex (KPI) har för alla länder basår 2000 och inflationen är den procentuella förändringen i konsumentprisindex. Real BNP är i prisnivån från år 2000 för alla länder förutom Storbritannien där real BNP inte fanns med basår 2000 utan det närmsta basåret är 2005. Den korta räntan är 90 dagars räntan och den långa räntan är den 10 åriga statsobligations räntan för respektive land. Priset på icke handlade varor är löner samtidigt som priserna på handlade varor är producentprisindex (PPI) med basår 2000 för alla länder. KPI, räntorna och SEK/USD kommer från *Economic Outlook No 80*. Lönerna är definierade som variabeln *Wages and Salary* och kommer även de från *Economic Outlook No 80*. BNP, PPI och penningmängden kommer från *Main economic indicators: volym 2007 utgåva 5*. Både *Main economic indicators: volym 2007 utgåva 5* och *Economic Outlook No 80* kommer från Source OECD:s hemsida.

På grund av att Japans BNP serie inte finns i en kontinuerlig serie från 1993 till och med 2006 används en kortare *in sample* period med start 1994 för alla beräkningar med JPY. Detta gör

att regressionerna för SEK/JPY får fyra mindre observationer, vilket kommer att påverka dem negativt. Vid jämförelsen av modellerna kommer alla modeller under JPY att ha mindre data, vilket gör att de ändå kan jämföras med varandra.

4 Skapandet av prognoser och prognosutvärdering

Nedan förklaras hur prognoserna skapats samt teorin bakom prognosutvärderingen. En slumpvandring (RW) utan drift kommer att användas som referens mot de olika modellerna i enighet med tidigare forskning se bland annat Meese och Rogoff (1983). I denna uppsats används inga restriktioner på koefficienterna förutom vid PPP modellen där β_1 är lika med ett. Alla variabler är i förändring per kvartal. Cheung et al. (2005) använder sig av variablerna i förändring men även en feltermsspecifikation. Då Cheung et al. (2005) inte drar några slutsatser huruvida den ena metoden är bättre än den andra och förändringstakten är vanligast förekommande i litteraturen och används därför i denna uppsats.

4.1 Skapande av prognoser

När Meese och Rogoff (1983) skapade sina prognoser använde de sig av ekvation (22), där de använde de verkliga utfallen på de förklarande variablerna för den tidsperiod prognosen skall skapas för. I (22) är x_t den förklarande variabeln och Både β och β_1 skapas genom en regression med data upp till period t .

$$(22) \quad y_{t+h} = \beta + \beta_1 x_{t+h} + e_t$$

Även Cheung et al. (2005) skapade sina prognoser med denna metod. Detta gör att deras prognoser är omöjliga att använda i praktiken, så länge man inte kan förutspå alla förklarande variabler väldigt bra.

Marcellino et al. (2006) gjorde en studie om direkta och itererade prognoser av amerikanska makrovariabler. Prognoserna grundade sig helt på ekonometrisk teori. Direkta prognoser bygger på att man förskjuter de förklarande variablerna ”bakåt” vid skapandet av koefficienterna. Detta leder till att mängden data som används vid skapandet av regressionen

minskar med längden på prognoshorizonten. Lika många perioder som prognoshorizonten är förskjuts de förklarande variablerna bakåt, man spår således direkt till prognoshorizonten. Den främsta fördelen med direkta prognoser är att man endast behöver använda data från den dagen då prognosen skapades för att göra prognoser. De itererade prognoserna skapas genom att om man spår en period framåt, sedan används det värdet vid skapandet av nästa periods prognos. På detta sätt fortsätter man tills den önskade prognoshorizonten är uppnådd.

De resultat som erhöles av Marcellino et al. (2006) var att itererade prognoser ger ett något bättre resultat jämfört med direkta prognoser framförallt på längre horisonter. Vid skapandet av itererade prognoser krävs också framtida värden på alla de förklarande variablerna. Vilket gör att man behöver en prognosmodell för varje förklarande variabel för att prognosmodellen skall kunna generera några prognoser vid horisonter längre än en period.

Marcellino et al. (2006) förutspådde makrovariabler i sin artikel, med en helt statistisk modell. Det är en enkel statistisk metod som fungerade väl för att förutspå makrovariabler. En annan stor fördel är att endast data fram till perioden t används för att skapa prognoserna och detta skulle sålunda vara väldigt praktiskt vid skapandet av prognoser. Det är möjligt att de direkta prognoserna genererar dåliga resultat eftersom att växelkursmodellerna utgår ifrån att den förklarande och den beroende variabeln är i samma tidsperiod. I brist på tidigare forskning går det inte att avgöra hur mycket prognoserna förändras.

I denna uppsats används därför en direkt prognosmetod istället för att använda samma metod som Meese och Rogoff (1983). I slutändan anser jag att vikten av att kunna använda prognosmetoden i verkligheten väger tyngre än att utvärdera de olika modellerna med hjälp av data som inte finns tillgänglig vid tidpunkten då prognosen skapades.

Den direkta prognosen skapas enligt Marcellino et al. (2006) med en regression för respektive modell enligt (23) genom att göra en regression med minsta kvadratmetoden. Den förklarande variabeln är förskjuten h antal steg, där h är horisontlängden. I detta exempel används endast en förklarande variabel, de riktiga modellerna har dock ett större antal. Där β_1 är lutningskoefficienten till den förklarande variabeln x_t och β är interceptet.

$$(23) \quad y_t = \beta + \beta_1 x_{t-h} + e_t$$

$$(24) \quad y_{t+h} = \hat{\beta} + \hat{\beta}_1 x_t$$

För att kunna skapa en prognos förskjuts formeln till (24). Sedan används de skattade värdena på koefficienterna från (23) och de värdena på de förklarande variablerna, x_t , från period t . Detta ger det prognostiserade värdet på y_{t+h} .

Vid skapandet av prognoserna används en ”rullande” teknik, i enighet med tidigare forskning på området som till exempel Cheung et al. (1983). *In sample* perioden är den data som finns tillgänglig vid skapandet av prognosen och *out of sample* är den data som antas vara otillgänglig vid prognostillfället. *In sample* perioden har en konstant längd, så när varje prognos är skapad flyttas hela *in sample* perioden fram innan näst kommande prognos skapas. Detta ger två fördelar enligt Cheung et al. (s.1155, 2005) dels bidrar det till att koefficienterna snabbare följer eventuella tidsberoende förändringar i de förklarande variablerna. Det innebär också att regressionerna inte får tillgång till mer data med tiden vilket skulle ge bättre regressioner i slutet av urvalet.

För varje modell skapas vid varje tidpunkt tre prognoser. En med en horisont på ett kvartal, en med en horisont på två kvartal och den tredje skapas med fyra kvartals horisont. Första prognosen skapas vid fjärde kvartalet 2000. Detta görs för varje modell och valuta till och med att alla prognoser kommer till 2006 kvartal fyra. Det innebär att det blir 24, 23 respektive 21 prognoser per valuta och modell för horisonten med ett, två respektive fyra kvartal.

4.2 Utvärdering av prognoser

I denna del beskrivs de olika metoderna som används för att utvärdera prognoserna. I huvudsak används två olika tester för att utvärdera prognoserna. Alla modeller jämförs med en slumpvandring men även mot varandra. Slumpvandringen skapas genom att anta att dagens värde på växelkursen är bästa prognosen för imorgon. Den första utvärderingsmetoden är det kvadrerade medelfelet för modellen dividerat med det kvadrerade medelfelet för jämförande modell. Förlustfunktionen för modellerna undersöks med en t-statistika från Diebold och Mariano (2005). Det andra testet som används är riktningskriteriet vilket undersöker huruvida modellen skapar en prognos som går åt samma håll som de verkliga utfallen mer än hälften av gångerna.

4.2.1 Kvadrerat medelfel

Det kvadrerade medelfelet (MSE) är ett vanligt sätt att utvärdera prognoser och har använts av bland annat av Cheung et al. (2005). MSE räknas ut med ekvation (25) där prognosutfallet, \hat{s}_t , subtraheras från det riktiga utfallet på växelkursen, s_t . Detta fel kvadreras, och medelvärdet för prognoserna räknas ut. T är antal prognoser.

$$(25) \quad MSE = \sum_{s=1}^N \frac{(s_t - \hat{s}_t)^2}{T}$$

Sedan undersöks relationen av det kvadrerade medelfelet för modellerna mot varandra genom att dividera MSE värdet för den ena modellen med MSE värdet från den andra modellen. När denna relation är större än ett indikerar detta på att den första modellen är sämre än den andra modellen och vice versa.

För att sedan kunna testa om modellerna signifikant skiljer sig från varandra används statistikan från Diebold-Mariano (1995) vid utvärderingen av prognoserna. Först skapas en förlustfunktionen av det kvadrerade felet för varje tidpunkt en prognos är skapad med ekvation (26).

$$(26) \quad L_p = (s_t - \hat{s}_t)^2$$

Förlustfunktionen för den jämförande modellen subtraheras sedan med förlustfunktionen av modellen i alla tidpunkter. Detta visas i ekvation (27) där L_p är förlustfunktionen för modellen och L_s för jämförande modell.

$$(27) \quad d_t = L_p - L_s$$

Sedan räknas t-värdet ut och nollhypotesen är att ingen skillnad kan urskiljas mellan modellerna som testats. t-värdet räknas ut med (28) enligt Diebold och Mariano (s. 135, 1995). Där \bar{d} är medel värdet av d_t och T är antal prognoser.

$$(28) \quad S_t = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{2\pi\hat{f}_d(0)}{T}}}$$

$$(29) \quad 2\pi\hat{f}_d(0) = \sum_{\tau=-T-1}^{T-1} 1\left(\frac{\tau}{S(T)}\right)\hat{\gamma}_d(\tau)$$

$$(30) \quad \hat{\gamma}_d(\tau) = \frac{1}{T} \sum_{t=|\tau|+1}^T (d_t - \bar{d})(d_{t-|\tau|} - \bar{d})$$

$$(31) \quad 1\left(\frac{\tau}{S(T)}\right) = 1 \text{ när } \left|\frac{\tau}{S(T)}\right| \leq 1$$

$$= 0 \text{ när } \left|\frac{\tau}{S(T)}\right| > 1$$

Den viktade summan av autokovariansen i urvalet räknas ut med (29) och (30). Ekvationen $\tau/S(T)$ är lagg fönstret och $S(T)$ är trunckeringslaggen. Diebold och Mariano (s. 135, 1995) väljer att använda $h-1$ som trunckeringslagg, där h är horisontlängden på prognosen. Diebold och Mariano (2005) förklarar inte hur trunckeringslaggen ska väljas vid prognoser med en horisontlängd på ett kvartal därför användas 1 som trunckeringslagg vid dessa prognoser. Laggfönstret som studeras väljs enligt (31). Det erhållna t-värdet används sedan för att räkna ut p-värdet³.

4.2.2 Riktningsskriteriet

Riktningsskriteriet innebär att man undersöker huruvida en prognos spår rätt riktning av förändringen i växelkursen. I denna uppsats undersöks riktningsskriteriet även om det inte är vanligt förekommande i den teoretiska litteraturen. Riktningsskriteriet är en väldigt enkel och metod som kan användas vid spekulation/investering. Inspirationen till att använda denna utvärderingsmetod kom ifrån Cheung et al. (2005).

³ Detta görs med Excels funktion *tförd*.

Vid de tillfällen då prognosen förutspår rätt riktning ges r_t en etta och vid fel riktning ges r_t värdet noll, således bör medelvärdet, \bar{r}_t , vara 0,5 för nollhypotesen att prognosmodellen inte kan systematiskt förutspå rätt riktning. Detta innebär att en modell som har ett värde på \bar{r}_t större än 0,5 spår rätt riktning i över 50 % av fallen. Även ett värde klart lägre än 0,5 kan användas till spekulering. Vid detta fall gör man tvärtom vad modellen säger. För att testa detta räknas t-värdet ut med (31). Med det erhållna t-värdet räknas sedan p-värdet ut och sedan jämförs p-värdet mot en signifikansnivå. T är antalet prognoser.

$$(31) \quad S = \frac{(\bar{r} - 0,5)}{\sqrt{0,25/T}}$$

5 Resultat

I detta avsnitt utvärderas de olika prognosmodellerna och deras resultat analyseras. Resultat delen består av två delar. Först beskrivs förhållandet av det kvadrerade medelfelet och sedan riktningsskriteriet. I varje del utvärderas sedan resultatet för varje valuta var för sig.

5.1 Relationen mellan de kvadrerade medelfelen

Resultaten för relationen av det kvadrerade medelfelet mellan modellerna presenteras nedan i den högra/övre diagonala delen av matrisen. Tabellen är uppbyggd så att varje värde i tabellen är MSE värdet från modellen i den vågräta raden dividerat med modellen från den vänstra kolumnen. Denna relation kommer förkortas (RE) och om (RE) är mindre än ett innebär detta att modellen i den övre (vågräta) raden är bättre än jämförd modell från vänsterkolumnen. Ett tal större än ett betyder att modellen från den vänstra kolumnen är bättre.

I den vänstra/nedre diagonala delen av matrisen är värdet medelvärdet av d_i (\bar{d}_i). I den vågräta raden finns den modell som används som benchmark mot modellen i den vänstra kolumnen. Ett negativt tal för \bar{d}_i tyder på att modellen i den vänstra kolumnen är bättre än den jämförda modellen på översta raden och vid ett positivt tal gäller det omvända. P-värdet är skapat av Diebold och Mariano's (2005) statistika med nollhypotesen att de två jämförda modellerna är lika bra. För att kunna förkasta nollhypotesen krävs ett p-värde mindre än signifikansnivån. En * intill \bar{d}_i innebär att nollhypotesen förkastas på 10 % signifikansnivå, ** innebär 5 % signifikansnivå och *** innebär 1 % signifikansnivå. Till exempel: en modell som har * intill sitt \bar{d}_i lyckas således förkasta sin nollhypotes. Om talet är negativt är modellen i den vänstra kolumnen bättre än modellen på den vågräta raden och vice versa.

5.1.1 SEK/USD

Nedan i Tabell 1 presenteras resultaten för prognoser på ett kvartal i valutan SEK/USD. Enligt RE är alla modeller utom PROD marginellt bättre än slumpvandringen, det vill säga de har ett RE lägre än ett. Den klart bästa modellen som har lägre RE jämfört med alla de andra modellerna är PPP. De enda slutsatserna som kan dras med hjälp av p-värdet och \bar{d}_t är att RID, SP och PPP är bättre PROD alla med 5 % signifikansnivå.

Tabell 1: Prognoser SEK/USD, 1 kvartals prognoshorizont

Modell	RW	RID	SP	PROD	PPP
RW	1	0,98299	0,98791	1,40728	0,92435
RID	-0,00001	1	1,00500	1,43163	0,94034
SP	-0,00001	0,00000	1	1,42450	0,93566
PROD	0,00018	**0,00019	**0,00019	1	0,65683
PPP	0,00002	-0,00003	-0,00003	** -0,00022	1

Not: I den övre/högre diagonala delen av matrisen presenteras RE värdet, i den undre/vänstra delen presenteras \bar{d}_t . * markerar en signifikansnivå på 10 %, ** markerar en signifikansnivå på 5 %, *** markerar en signifikansnivå på 1 %.

I Tabell 2 undersöks SEK/USD för prognoser med två kvartals horisont. Alla modeller lyckas prestera bättre än slumpvandringen enligt RE. PPP klarar även vid denna tidshorisont att generera ett bättre RE värde än de andra modellerna. Nollhypotesen kan inte förkastas för någon modell vid denna prognoshorizont.

Tabell 2: Prognoser SEK/USD, 2 kvartals prognoshorizont

Modell	RW	RID	SP	PROD	PPP
RW	1	0,71464	0,72627	0,82610	0,69214
RID	-0,00018	1	1,01628	1,15598	0,96852
SP	-0,00017	0,00001	1	1,13746	0,95300
PROD	-0,00011	0,00007	0,00006	1	0,83784
PPP	0,00001	-0,00001	-0,00002	-0,00008	1

Not: I den övre/högre diagonala delen av matrisen presenteras RE värdet, i den undre/vänstra delen presenteras \bar{d}_t . * markerar en signifikansnivå på 10 %, ** markerar en signifikansnivå på 5 %, *** markerar en signifikansnivå på 1 %.

Tabell 3: Prognoser SEK/USD, 4 kvartals prognoshorizont

Modell	RW	RID	SP	PROD	PPP
RW	1	0,56909	0,53657	0,61832	0,69303
RID	*-0,00030	1	0,94285	1,08649	1,21778
SP	*-0,00033	-0,00002	1	1,15235	1,29160
PROD	** -0,00027	0,00003	0,00006	1	1,12084
PPP	-0,0002	0,00009	0,00011	0,00005	1

Not: I den övre/högre diagonala delen av matrisen presenteras RE värdet, i den undre/vänstra delen presenteras \bar{d}_t . * markerar en signifikansnivå på 10 %, ** markerar en signifikansnivå på 5 %, *** markerar en signifikansnivå på 1 %.

Så även om RE är lägre för modellerna kan ingen modell sägas vara statistiskt säkerställt bättre än någon annan modell eller slumpvandringen. PROD presterar klart bättre än vid prognoshorizonten på ett kvartal.

I Tabell 3 är prognoshorizonten fyra kvartal. Där syns en försämring av RE för PPP gentemot de övriga modellerna. Både RID och SP ger låga RE värden jämfört med slumpvandringen och de lyckas förkasta nollhypotesen med 10 % signifikansnivå. Både RID och SP kan således sägas vara signifikant bättre än RW. En annan modell som lyckas prestera ännu bättre är PROD som lyckas förkasta sin nollhypotes med 5 % signifikantnivå. Att PPP försämras på långsikt går emot de resultat som Cheung et al. (s. 1160f, 2005) kommer fram till. Detta kan bero på att Cheung et al. (s. 1160, 2005) använde sig av en felterms specifikation vid skapandet av PPP prognoserna. Cheung et al. (s. 1161, 2005) erhåller även signifikanta resultat för PROD för dollarn/D-marken vid ett och fyra kvartals horisont. Detta stämmer delvis överrens med resultaten i denna uppsats då PROD lyckas förkastas sin nollhypotes vid en prognoshorizont med fyra kvartal för SEK/USD.

5.1.2 SEK/JPY

Nästa del av utvärderingen är SEK/JPY. I Tabell 4 börjar prognoserna för ett kvartal att undersökas. Här presterar PPP klart bäst enligt RE. Vi får ett p-värde som är ogiltigt på grund av negativa tal under rottecknet. Enligt Diebold och Mariano (s. 135, 2005) skall då nollhypotesen förkastas.

Tabell 4: Prognoser SEK/JPY, 1 kvartals prognoshorisont

Modell	RW	RID	SP	PROD	PPP
RW	1	0,68650	0,77048	0,97583	0,59740
RID	-0,00016	1	1,12234	1,42145	0,87022
SP	-0,00011	0,00004	1	1,26651	0,77536
PROD	-0,00001	**0,00014	0,00010	1	0,61220
PPP	***-0,00008	****-0,00004	-0,00009	*-0,00019	1

Not: I den övre/högre diagonala delen av matrisen presenteras RE värdet, i den undre/vänstra delen presenteras \bar{d}_t . * markerar en signifikansnivå på 10 %, ** markerar en signifikansnivå på 5 %, *** markerar en signifikansnivå på 1 %, **** markerat ogiltigt p-värde.

Vilket ger att PPP är bättre än RID och med 10 % signifikansnivå bättre än PROD. PPP lyckas med 1 % signifikansnivå slå slumpvandringen. RID kan med 5 % signifikansnivå sägas vara bättre än PROD. RE värdet avslöjar att PROD genererar sämst resultat av alla de olika modellerna även om den är marginellt bättre än slumpvandringen.

I Tabell 5 ser vi resultatet för prognoser med en horisontängd på två kvartal. Även här är det enligt RE PPP som genererar bäst resultat jämfört med övriga modeller. PROD har även denna gång mycket dåliga resultat även om den enligt RE slår slumpvandringen. PPP lyckas förkasta sin nollhypotes vid två tillfällen. PPP är med 5 % signifikansnivå bättre än RW och med 10 % signifikansnivå bättre än SP. RID är med 10 % signifikansnivå bättre än SP.

Tabell 5: Prognoser SEK/JPY, 2 kvartals prognoshorisont

Modell	RW	RID	SP	PROD	PPP
RW	1	0,62649	0,65264	0,84646	0,50215
RID	-0,00017	1	1,04175	1,35113	0,80153
SP	*-0,00015	*0,00001	1	1,29698	0,76940
PROD	-0,00007	0,00010	0,00009	1	0,59323
PPP	**0,00014	-0,00006	*-0,00007	-0,00015	1

Not: I den övre/högre diagonala delen av matrisen presenteras RE värdet, i den undre/vänstra delen presenteras \bar{d}_t . * markerar en signifikansnivå på 10 %, ** markerar en signifikansnivå på 5 %, *** markerar en signifikansnivå på 1 %.

Tabell 6: Prognoser SEK/JPY, 4 kvartals prognoshorisont

Modell	RW	RID	SP	PROD	PPP
RW	1	1,40418	1,53510	1,36701	0,86465
RID	0,00012	1	1,09324	0,97353	0,61577
SP	0,00016	0,00004	1	0,89050	0,56325
PROD	0,00011	-0,00001	-0,00005	1	0,63251
PPP	-0,00004	** -0,00016	** -0,00020	* -0,00015	1

Not: I den övre/högre diagonala delen av matrisen presenteras RE värdet, i den undre/vänstra delen presenteras \bar{d}_t . * markerar en signifikansnivå på 10 %, ** markerar en signifikansnivå på 5 %, *** markerar en signifikansnivå på 1 %.

För prognoser med ett års horisont finns resultaten i Tabell 6. PPP är signifikant bättre än SP och RID med 5 % signifikansnivå och med 10 % signifikansnivå bättre än PROD. Övriga modeller genererar dåliga resultat. Även för SEK/GBP genererar PPP bäst resultat jämfört med de andra modellerna, och signifikant bättre än slumpvandringen för de två kortare horisonterna. Detta stämmer bra med de tidigare resultaten för SEK/USD men sämre jämfört med resultaten från Cheung et al. (s. 1161, 2005).

Att RID och SP inte lyckas visa sig vara signifikant bättre än slumpvandringen är i enighet med både Meese och Rogoff (1983) och Isaac och Mel (2001).

5.1.3 SEK/GBP

Sedan undersöks SEK/GBP i Tabell 7 med ett kvartals prognoshorisont. Där PPP har ett lågt RE mot alla modeller och skapar således bäst prognoser. P-värdet avslöjar att PPP inte är signifikant bättre än någon av de andra modellerna. Enligt RE är slumpvandringen här bättre än RID och SD. Det enda statistiskt signifikanta som kan härledas är att PROD är bättre än RID, detta med 1 % signifikansnivå. För prognoser med två kvartals horisont kan resultaten ses i Tabell 8. Alla modeller har lägre RE jämfört med slumpvandringen. Men återigen så har ingen tillräckligt lågt p-värde för att förkasta nollhypotesen. PPP är även här den modell som ser ut att prestera bäst, RID kommer på en god andra plats.

Tabell 7: Prognoser SEK/GBP, 1 kvartals prognoshorisont

Modell	RW	RID	SP	PROD	PPP
RW	1	1,04510	1,26692	0,98921	0,77819
RID	0,00001	1	1,21225	0,94652	0,74461
SP	0,00005	0,00004	1	0,78080	0,61424
PROD	0,00000	****-0,00001	-0,00005	1	0,78668
PPP	-0,00003	-0,00005	-0,00010	-0,00004	1

Not: I den övre/högre diagonala delen av matrisen presenteras RE värdet, i den undre/vänstra delen presenteras \bar{d}_t . * markerar en signifikansnivå på 10 %, ** markerar en signifikansnivå på 5 %, *** markerar en signifikansnivå på 1 %, **** markerat ogiltigt p-värde.

I Tabell 9 kan vi se resultatet för den längsta horisonten, ett år. På denna horisontlängd är det inte längre PPP som ger bäst resultat. Här ger både SP och RID väldigt lågt RE tal. Alla modeller lyckas återigen slå slumpvandringen mätt i RE. SP lyckas förkasta sin nollhypotes och är därför signifikant bättre än slumpvandringen. En modell som lyckas med 1 % signifikansnivå visa sig bättre än PROD är RID.

Återigen så presterar PPP bättre på de kortare horisonterna jämfört med de andra modellerna, även om inget av resultaten är signifikanta. Både SP och RID lyckas bra på den längsta horisonten och SP visar sig vara signifikant bättre än slumpvandringen. Prognosmodellerna tenderar att prestera bättre på längre horisonter.

Tabell 8: Prognoser SEK/GBP, 2 kvartals prognoshorisont

Modell	RW	RID	SP	PROD	PPP
RW	1	0,62145	0,67409	0,70477	0,59686
RID	-0,00010	1	1,08472	1,13409	0,96043
SP	-0,00008	0,00001	1	1,04551	0,88542
PROD	-0,00008	0,00002	0,00001	1	0,84688
PPP	-0,00003	-0,00001	-0,00002	-0,00003	1

Not: I den övre/högre diagonala delen av matrisen presenteras RE värdet, i den undre/vänstra delen presenteras \bar{d}_t . * markerar en signifikansnivå på 10 %, ** markerar en signifikansnivå på 5 %, *** markerar en signifikansnivå på 1 %.

Tabell 9: Prognoser SEK/GBP, 4 kvartals prognoshorisont

Modell	RW	RID	SP	PROD	PPP
RW	1	0,45501	0,41708	0,65856	0,61734
RID	-0,00015	1	0,91665	1,44737	1,25987
SP	** -0,00016	-0,00001	1	1,57898	1,37444
PROD	-0,00010	***0,00006	0,00007	1	0,87046
PPP	-0,00012	0,00003	0,00004	-0,00002	1

Not: I den övre/högre diagonala delen av matrisen presenteras RE värdet, i den undre/vänstra delen presenteras \bar{d}_t . * markerar en signifikansnivå på 10 %, ** markerar en signifikansnivå på 5 %, *** markerar en signifikansnivå på 1 %.

5.2 Riktningskriteriet

Nedan i Tabell 10 presenteras resultatet för riktningskriteriet. Här utvärderas huruvida modellerna systematiskt spår åt rätt alternativt fel håll. Nollhypotesen utgår ifrån att modellerna spår rätt håll hälften av tidpunkterna. Talet för varje modell i tabellen är \bar{r}_t . Ingen av modellerna lyckas förkasta nollhypotesen vid signifikansnivån 1% och 5%. Endast SP och PROD lyckas vid varsitt tillfälle komma under en signifikansnivå på 10 %. Om nu en slutsats kan dras av dessa svaga resultat så skulle SP passa vid en prognoshorisont på två kvartal och PROD vid fyra kvartal. Det är endast vid SEK/USD som modellerna lyckas förkasta sin nollhypotes. Cheung et al. (s. 1164, 2005) kommer fram till att PPP och SP ger bäst resultat med riktningskriteriet. Detta stämmer delvis med resultaten i denna uppsats. Cheung et al. (2005) hävdar vidare att resultaten för riktningskriteriet är landsspecifika. I denna undersökning erhålls för få signifikanta resultat för att kunna dra någon slutsats kring huruvida detta stämmer.

Tabell 10: Riktningskriteriet

Modell	RID	PROD	SP	PPP	
SEK/USD					
Horisont					
	1	0,3750	0,5417	0,3750	0,3333
	2	0,3478	0,3478	*0,3043	0,4348
	4	0,4286	*0,7143	0,4762	0,3333
SEK/GBP					
Horisont					
	1	0,3750	0,3750	0,4167	0,4167
	2	0,4783	0,3913	0,4783	0,4783
	4	0,5238	0,3810	0,6190	0,6190
SEK/JPY					
Horisont					
	1	0,4167	0,4167	0,5417	0,4583
	2	0,4348	0,5652	0,3478	0,6087
	4	0,5238	0,4286	0,3810	0,5238

Not: De värden som presenteras här är \bar{r}_t , * markerar en signifikansnivå på 10 %, ** markerar en signifikansnivå på 5 %, *** markerar en signifikansnivå på 1 %.

6 Slutsats

I denna uppsats har fyra olika växelkursmodeller undersökts med tidshorisonterna ett, två och fyra kvartal. Den svenska kronan har varit centrum för hela uppsatsen och den har undersökts mot den amerikanska dollarn, det brittiska pundet samt den japanska Yenen. Alla prognoser som utförts har gjorts med *out of sample* teknik. Prognoserna har utvärderats med två olika metoder. I den traditionella litteraturen används ofta endast MSE som måttstock på hur bra en prognos är. I denna uppsats har riktningskriteriet lagts till för att nyansera modellerna bättre.

För att summera upp resultaten kan man säga att ingen modell lyckas slå slumpvandringen med en 5 % signifikansnivå vid upprepade tillfällen förutom PPP som lyckas två gånger. Om man bara studerar MSE relationen så har PPP modellen gjort väldigt bra resultat och haft lägre MSE för varje modell och valuta. Speciellt vid de kortare horisonterna lyckas PPP bra. Detta är tvärtemot vad Cheung et al. (s. 1161, 2005) erhåller för resultat. För de andra modellerna är resultatet klart sämre även om SP och PROD lyckas slå slumpvandringen vid ett tillfälle var. Precis som Isaac och Mel (s. 491, 2001) hävdar ger RID dåliga resultat. En annan tendens som går att utläsa är att PROD gör bättre prognoser på längre horisonter, detta gäller för både SEK/USD och SEK/GBP. Även Cheung et al. (s. 1161, 2005) kommer fram till att PROD fungerar bättre på längre horisonter. SP lyckas med 10 % signifikansnivå slå slumpvandringen tre gånger, varav två stycken på den längsta prognoshorisonten. Vilket antyder att SP är bättre på längre horisonter. Cheung et al. (2005) erhåller att slumpvandringen är signifikant bättre än prognosmodellerna, i denna uppsats lyckas inte slumpvandringen signifikant slå prognosmodellerna för något tillfälle. Om detta är en förbättring av prognosmetoden eller beroende på dataurvalet är svårt att dra några slutsatser om.

Vid riktningskriteriet kan SP och PROD med 10 % signifikansnivå sägas ge rätt riktning oftare än fel riktning. Detta är ett ganska dåligt betyg för modellerna, Cheung et al. (s. 1150f, 2005) lyckades erhålla bättre resultat.

Framtida forskning skulle med fördel kunna behandla icke-linjära eller rent statistiska modeller, men även att göra itererade prognoser kan vara intressant. Ytterligare studier av PPP för att styrka alternativt motbevisa de bra resultaten för PPP i denna uppsats skulle vara intressant. Detta skulle kunna göras med en känslighetsanalys till exempel genom att ta bort restriktionerna på koefficienterna. För att avgöra huruvida direkta prognoser ger en förbättring av prognosresultatet bör en studie med direkta prognoser utföras på Cheung et al. (2005) data. Att göra prognoser med längre horisonter skulle även det vara relevant. Som svar på titeln till uppsatsen är svaret, nja.

Referenser

Litteratur

Bergman, M., U., Hansson J., 2005, Real exchange rates and switching regimes, *Journal of International Money and Finance*, Volym 24, s. 121–138.

Bergvall, A., 2004, What Determines Real Exchange Rates? The Nordic Countries, *Scandinavian Journal of Economics*, Volym 102, s. 315-337.

Burda, M., Wyplosz, C., 2005, *Macroeconomics A European Text*, Oxford University Press, Oxford.

Cheung, Y.-W., Chinn, M. D., Pascual A. G., 2005, Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive?, *Journal of International Money and Finance*, Volym: 24, s. 1150-1175.

Clements, W. K., Frenkel, A. J., 1980, Exchange rates, money and the relative prices: The dollar-pound in the 1920:s, *Journal of International Economics*, Nummer 10, , s. 249-262.

Cuaresma, J., C., Hlouskova, J., 2005, Beating the Random Walk in Central and Eastern Europe, *Journal of Forecasting*, Volym 24, s. 189–201.

Diebold, F. X., Mariano, R., 1995, Comparing predictive accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics*, Nummer 13, s. 253-265.

Dornbusch, R., 1976., *Expectations and exchange rate dynamics*, *Journal of Political Economy* Volum 84, s., 1161-1176.

El-Gamal, M. A., Ryu, D., 2006, Short-memory and the PPP hypothesis, *Journal of Economic Dynamics & Control*, Volym 30, s. 361–391.

Frankel J. A., 1979, On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials, *The American Economic Review*, Volym 69, Nummer 4, s. 610-622.

Frankel, J. A., Rose, A. K., 1996, A panel project on purchasing power parity: Mean reversion within and between countries, *Journal of International Economics*, Volym 40, s. 209-224.

Frömmel, M., MacDonald, R., Menkhoff, L., 2005, Do fundamentals matter for the D-Mark/Euro–Dollar? A regime switching approach, *Global Finance Journal*, nummer15, s. 321– 335.

Isaac G., A., Mel S., 2001, *The real-interest-differential model after 20 years*, *Journal of International Money and Finance*, Volym 20, s. 473–495.

Kanas A., 2004, Real or monetary? The US/UK real exchange rate, 1921–2002, *International Financial Markets, Institution and Money*, Nummer 15, s. 21–38.

Marcellino M., Stock J., Watson M., 2006, A comparison of direct and iterated multistep AR methods for forecasting macroeconomic time series, *Journal of Econometrics*, Nummer 135, s. 499–526.

Mark C., N., Moh Y-K., 2005, The real exchange rate and real interest differentials: the role of nonlinearities, *International Journal of Finance and Economics*, Volym 10, s. 323-335.

Meese R., Rogoff K., 1983, Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, Nummer 14, s.3-24.

Pilbeam, K., 2006, *International Finance*, Palgrave Macmillan, Hampshire.

Schinasi J., Swamy P., A., V., B., 1989, The out-of-sample forecasting performance of exchange rate models when coefficients are allowed to change, *Journal of International Money and Finance*, Volym 8, s. 375-390.

Sosvilla-Rivero S., Garcia E., 2005, Forecasting the Dollar/Euro Exchange Rate: Are International Parities Useful?, *Journal of Forecasting*, volym 24, s. 369-377.

Data

Source OECD's hemsida
www.sourceoecd.org

Riksbankens hemsida
www.riksbank.se