



LUNDS
UNIVERSITET

Ekonomihögskolan

Nationalekonomiska institutionen

VT 2016

Kandidatuppsats

Fundamentalers Påverkan på Svenska Kronkursen
-En ARDL-approach

Författare:

Nils Dominguez Berndtsson

Handledare:

Joakim Westerlund

Sammanfattning

Syftet med uppsatsen är att ta reda på hur olika fundamentala bestämningsfaktorer har påverkat den svenska kronkursen under perioden Q1 1996 till Q4 2015. Modeller som strävar efter att bestämma växelkursens förklaringsfaktorer har genom historien ofta haft missvisande resultat. En anledning till detta är att data på variablerna ofta är av icke-stationär typ och vanliga OLS-regressioner som genomförts på dessa således gett missvisande resultat. För att undvika problemet genomförs i uppsatsen olika kointegrationstest på datan. Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) modeller estimeras vilka ger förklaringsfaktorers kortsiktiga såväl som långsiktiga effekt på svenska valutakursen. Flertalet variabler är signifikanta och har förväntat tecken enligt teori. Detta ger stöd åt många av förklaringsfaktorerna i klassiska monetära växelkursmodeller såsom J. Frankels RID-modell och modeller av Portfolio-Balance typ.

Tack till: Jag vill tacka min handledare Joakim Westerlund för värdefull input under arbetet med uppsatsen.

Innehållsförteckning:

1. Inledning.....	4
2. Teori.....	5
2.1 Två fundamentala antaganden.....	5
2.2. Grundmodeller.....	6
2.3 De fundamentala variablerna.....	8
2.4 Kritik mot klassiska modeller.....	11
3. Empirisk analys.....	12
3.1 Metod.....	12
4. Empiriska resultat.....	20
4.1 Resultat från ADF test.....	20
4.2 Resultat från kointegrationstest.....	20
4.3 Resultat från modeller med differentierad data.....	23
5. Slutsats.....	26
6. Referenslista.....	28

1. Inledning

En valuta ses ofta enbart som ett betalningsmedel och inte som det den också är, en vara som vilken annan som helst. Om du använder pengar för att köpa kylskåp skulle parten i andra änden kunna se det som att denne använder kylskåp för att köpa varan pengar, (Hässel et al., 2001). På världens börser handlas valutor dygnet runt och valutamarknaden har länge utgjort den största marknaden i världen, (Nag & Mcgeever, 2016). Valutakursen är en av de viktiga makroekonomiska variablerna och har stor påverkan på länders handelsbalans vilket i sin tur kan påverka såväl inflationsnivåer som policybeslut, (Leigh, 2015). Faktorer som styr värdet på valutan har dock länge varit en gåta i makroekonomisk forskning och min uppsats sällar sig till den enorma mängd artiklar som finns skrivet om ämnet. Otaliga modeller har genom åren provats för att förutsäga växelkurser men ingen har gett helt tillfredställande resultat. Inte sedan 1983 då en klassisk artikel som hävdar att ingen av de då etablerade växelkursmodellernas prognosförmåga out-of-sample (utanför stickprovet) var bättre än den hos en random walk, (Meese & Rogoff, 1983) publicerades har någon övertygande kunnat motbevisa detta.

Vanligt förekommande är att data på de förklarande variablerna är icke-stationär i nivå. Därför ger ofta vanliga OLS skattningar på dessa upphov till nonsensregressioner vilket ofta ger växelkursmodellerna missvisande resultat. Ett undantag där det går att genomföra OLS-regressioner på icke-stationär data är om den förklarande och de beroende variablerna är kointegrerade. För att ta reda på om detta gäller i mitt fall undersöker jag med olika tester om det förekommer kointegration mellan de förklarande och den beroende variabeln i uppsatsen. Jag åtgärdar också för problemet med icke-stationär data genom att genomföra OLS-regressioner på mina modeller i första differensen där samtliga variabler är stationära.

Det är också vanligt förekommande att växelkursmodellerna försöker förklara växelkursen mellan två länder genom skillnaden i förklarande variabler mellan dessa. Detta kan också ofta ge missvisande resultat pg av tredje lands effekter. Jag försöker korrigera för detta genom att mäta kronkursen gentemot ett växelkursindex, det svenska kronkursindexet KIX. Växelkursindexet mäter kronans värde mot 32 andra valutor och mina förklarande variabler består av sammanvägda värden av förklarande variabler från dessa 32 länder.

Växelkursmodellernas oförmåga att ta hänsyn till omvärldsschocker såsom finanskrisen 2008 vilken fick många valutor att skarpt depreciera, har också kritiserats, (Kohler, 2010). Ett annat exempel är folkomröstningen i Storbritannien då brittena röstade för att lämna EU, vilket fick ner pundet till dess lägsta nivåer på 3 decennium, (Kottasova, 2016). Jag försöker kontrollera för

”omvärldsrisk” genom att inkorporera risk-indexet VIX som en förklarande variabel i modellen. Denna variabel mäter marknadens förväntningar på aktiemarknadens volatilitet de närmsta 30 dagarna och är ett vanligt mått på marknadsrisk, (Investopedia, n.d).

Två modeller estimeras. Den första benämns Modell 1 och innehåller variablerna penningmängd, real inkomst, korta räntenivåer, VIX-index, handelsbalans och inflation. Den andra benämns Modell 2 och innehåller samma variabler med skillnaden att variabeln för korta räntenivåer är utbytt mot variabeln Yield (yield spread) som mäter risk specifikt kopplad till Sverige/Svenska tillgångar. De två olika kointegrationstesten Engle-Grangers tvåstegsmetod och ARDL- approach to cointegration genomförs därefter på modellerna. Då ingen av modellerna klarar något av kointegrationstesten genomförs regressioner där alla variablerna är tagna i första differensen. Dessa modeller kan till skillnad från modellerna i nivå visa upp flera starkt signifikanta långsiktiga samband mellan växelkursen och de förklarande variablerna som också till stor del har förväntat tecken enligt teori.

2. Teori

2.1 Två fundamentala antaganden

Nedan ges en kort presentation av de teorier och variabler som många växelkursmodeller bygger på. Verklighetsförankringen hos många av dessa teorier är mycket omdiskuterad.

PPP

Köpkraftsparitet (PPP) mäter skillnad i prisnivå mellan länder och utgår ifrån lagen om ett pris. Enligt the lagen om ett pris så ska priset på en vara i land A i ett annat land B:s växelkurs kunna köpa exakt samma vara i land B. Går man steget längre och applicerar påståendet på en korg med varor eller prisindex såsom CPI hamnar man i absolut PPP. Vad detta säger är att skillnaden i prisnivåer mellan länder är lika med deras skillnad i växelkurs. (Dornbusch, 1985). Detta kan uttryckas på följande sätt:

$$p - p^* = e \quad (1)$$

Där e är den logaritmerade växelkursen (här och i resten av uppsatsen uttryckt på amerikanskt vis som priset på utländsk valuta i inhemsk valuta). p är logaritmerad inhemsk prisnivå och p^* är logaritmerad utländsk prisnivå. I de flesta monetära växelkursmodellerna brukar det hävdas att någon form av PPP håller. Ett antagande enligt denna teori är att växelkursen mellan två länder bara påverkas av skillnader i prisnivåer mellan länderna.

Absolut PPP håller dock dåligt i teorin då det ofta bortser från en rad faktorer. Det gäller t.ex. barriärer som tariffer, skillnader i skatter och andra kostnader mellan länder. Även skillnader i syn på varorna mellan länder kan påverka pris, (Rogoff, 1996). Därför antas ibland istället en svagare version av PPP gälla, (Dornbusch 1985). Detta uttrycks i (2)

$$\Theta p - p^* = e \quad (2)$$

där Θ är en konstant som representerar olika hinder för handel.

Det råder alltså konsensus om att antagandet om att fullständig PPP håller är orealistiskt. Trots detta har antagandet till stor del använts i formuleringen av de tidiga monetära växelkursmodellerna som antar flexibla priser. En förklaring till detta kan vara att modellerna inte anses stå och falla med detta antagande. Modellerna kan tillåta avvikelser från PPP, (Mussa, 1976). Antagandet är också i grunden ett bra riktmärke för nivåer på växelkurser och att frångå det skulle försvåra diskussioner om över och undervärdering av valutor, (Dornbusch, 1985).

Uncovered interest rate parity (UIRP)

Uncovered interest rate parity är ett till vanlig antagande bland de monetära växelkursmodellerna.

$$i_{t+1} - i_{t+1}^* = E(\Delta e) \quad (3)$$

Där i_{t+1} är logaritmerad inhemsk räntenivå, i_{t+1}^* är logaritmerad utländsk räntenivå och $E(\Delta e)$ är förväntad förändring i logaritmerad växelkurs. Om UIRP håller är den förväntade avkastningen på ett lands tillgångar lika med avkastningen hos landets utländska tillgångar korregerat för växelkurs. Detta betyder att skillnader mellan två länders växelkurs har en förklaring i räntedifferensen mellan länderna, (Rossi, 2013).

Implicit antas att inhemska och utländska finansiella tillgångar är perfekta substitut och att kapital flödar fritt dit den högsta avkastningen finns, (Burda & Wyplosz, 2012).

2.2 Grundmodeller

RID-Modellen

Den grundläggande monetära växelkursmodellen introducerades av J. Frankel 1976. Modellen bygger på en penningefterfrågefunktion där penningefterfrågan uttrycks som en funktion av real inkomst (y) och räntenivåer (i).

$$m_t - p_t = +\Phi y_t - \kappa i_{t+1} \quad (4)$$

Motsvarande funktion anses gälla i utlandet. Variabeln m står här för penningmängd, y för real inkomst och i för kort räntenivå. Koefficienterna framför y och i är konstanter.

$$m_t^* - p_t^* = \Phi y_t^* - \lambda i_{t+1}^* \quad (5)$$

Då PPP ($s_t = (p_t - p_t^*)$) antas hålla kan (4) kombineras med (5) till:

$$s_t = m_t - m_t^* - \phi(y_t^* - y_t) - \lambda(i_{t+1} - i_{t+1}^*) \quad (6)$$

(6) Kallas för "The flexible price monetary equation" och är en grundmodell inom för monetära växelkursmodeller, (Rossi, 2013).

Frankel utvecklande senare (6) till att involvera förändringar i real ränta och förväntad inflation. Denna modell fick namnet "The Real Interest Differential Model"(RID). Modellen skrivs:

$$s = m - m^* + \phi(y - y^*) + 1/\theta(r - r^*) + (\lambda + \frac{1}{\theta})(\Pi^e - \Pi^{e*}) \quad (7)$$

Växelkursen är här en funktion av: differenser i penningmängd, real inkomst, korta räntenivåer (justerade för inflation) och förväntad långsiktig inflation.

Frankel testade denna modell 1979 och visade upp starka resultat och högt förklaringsvärde för DM/USD kursen under åren 1974-78. De kommande decennierna kom dock att präglas av skepsis mot modellen och versioner av den, då den visade upp dåliga resultat out-of-sample. Bland annat den tidigare nämnda kritiken att modellernas förutsäggelseförmåga av växelkursen inte är mer träffsäkra än om växelkursen hade förutsagts genom en random walk, (Rogoff & Meese, 1983).

Portfolio-Balance modeller

Förutom kritiken mot huruvida PPP håller eller inte finns också kritik mot Uncovered interest rate parity teorin. Modeller som kritiserar detta sorteras ofta in under typen Portfolio-Balance modeller och hävdar att inhemska och utländska obligationer inte är perfekta substitut. Ett argument är att riskpremier och tillgång påverkar valet av dessa. Växelkursen påverkas alltså inte bara av tillgången och efterfrågan på pengar som i de tidiga monetära växelkursmodellerna, även tillgången och efterfrågan på inhemska och utländska obligationer samt andra icke-monetära tillgångar är viktiga att ta hänsyn till. Många försök har gjorts för att på något sätt kontrollera växelkursmodeller för de effekter som får marknadsaktörer att ändra i sina portföljer efter riskpremier associerade till olika länders tillgångar. Ofta försöker författare att dela upp icke-monetära tillgångar i, b(t) inhemska tillgångar innehavda av hemlandet och b(t)* utländska

tillgångar innehavda av hemlandet. Ekonomer har i försök att approximera dessa skillnader använt variabler som handelsbalans, bytesbalans och statsskuld. Exempel på mindre konventionella försök är hur efterfrågan/priset på guld ökar när landet blir osäkrare, (Dooley & Isard, 1993) samt att använda yield curves och yield spreads för att approximera osäkerheten förknippad med olika tillgångstyper, (Ping et al. 2009). Två kända Portfolio-Balance modeller gjordes av Hooper & Morton (1980) och Frankel (1982).

2.4 De Fundamentala variablerna

Handelsbalans

Enligt teori kan ett handelsbalansöverskott leda till ökad konsumtion vilket leder till en ökad efterfrågan på inhemsk valuta och en real appreciering. Det nya välståndet i landet kan också få folk att vilja spara mer i inhemska obligationer då de generellt har högre benägenhet att spara i inhemska obligationer gentemot utländska vilket får samma effekt. Resonemanget som framhäver att utländska och inhemska obligationer inte är perfekta substitut kallas för Portfolio-Balance effekten, (Frankel, 1983).

Ett handelsbalansunderskott kan få motsatt effekt då en höjd efterfrågan på importerade varor höjer efterfrågan på utländsk valuta jämfört med inhemsk och leder till en real depreciering, (Holman, 2001).

Det är dock omtvistat om skillnad i handelsbalansens påverkar på växelkursen på kort sikt. Svag signifikans hos variabeln i växelkursmodeller i en undersökning, (Frankel, 1983) har skyllts på att effekten variabeln har på växelkursen har motverkats av valutainterventioner som syftat till att bibehålla värdet på valutan under samma tid. Hooper & Morton (1980) argumenterar för ett svagt samband mellan skillnader i handelsbalans och valutakursfluktuation på kort sikt och menar istället att det mätbara sambandet finns i förväntningar om handelsbalans förändringen på lång sikt. De argumenterar för att en förändring i handelsbalans kan påverka växelkursen även om den neutraliseras av valutaintervention om aktörer ser förändringen som permanent och valuta interventionen som tillfällig, (Hooper & Morton, 1980).

Det kan också krävas att handelsbalansen mätt i procent av BNP passerar ett tröskelvärde för att den skall ha en betydande effekt på växelkurs. Detta tröskelvärde har tidigare mätts upp till runt 5 % för industrialiserade länder, (Freund, 2000).

Penningmängd

Traditionellt sett ska en ökning i penningmängd sänka värdet på växelkursen. Detta då ökningen innebär expansiv penningpolitik vilket innebär sänkta räntor och en real depreciering. En ökning av penningmängd minskar också valutans köpkraft vilket försvagar växelkursen.

Vanligt är att penningmängdsvariabeln är med i modellen som en exogen policykontrollerad variabler, men det är inte alltid fallet. I vissa modeller inkorporeras en penningmängdsvariabel som till viss del beror på andra förklaringsvariabler, (Boughton, 1988).

Real inkomst

Att skillnad i real inkomst ($y-y^*$) ofta är med i växelkursmodellerna är för att variabeln finns med i den grundläggande penningefterfrågeekvationen som ligger till grund för de monetära modellerna, (Frankel, 1979).

Denna variabel mäts ofta med hjälp av något produktivetsmått såsom BNP eller PPI, (Rossi, 2008), (Degrér et al., 2001). En ökning i produktivitet anses allmänt leda till en starkare valuta. Detta då incitamenten att placera pengar är starkare i ett land med högre ekonomisk tillväxt, (Hässel et al., 2001). En högre inhemsk produktivitet anses också förbättra statsfinanserna. Detta samtidigt som landets företag förbättrar sina vinstmarginaler då konsumtion, export och investeringar tar fart ger också en ökad efterfrågan på pengar vilket stärker valutan. (Hässel et al. 2001).

Räntedifferenser

Frankel har i sin klassiska artikel från 1979 ståndpunkten att det inom teorin för monetära växelkursmodeller finns två olika teorier om hur sambandet mellan ränta och växelkurs är. Först Chicagoteorin som antar att PPP håller och att priser är flexibla. Då antar han att en höjning av ett lands nominella räntenivå kommer av förväntad depreciering och inflationshot mot landets valuta. Detta gör att efterfrågan på landets valuta sjunker vilket gör att den deprecierar. En inhemsk ränteökning leder alltså i detta fall till en real depreciering.

Den andra teorin kallar Frankel den Keynesianska. Den antar fasta priser på kort sikt. Om landets nominella räntenivå nu höjs är det på grund av mer restriktiv penningpolitik som får landets penningmängd att minska utan en motsvarande sänkning av priserna. När räntenivån nu höjs orsakar detta ett kapitalinflöde som apprecierar valutan enligt Mundel-Flemming teorin, en räntehöjning leder här till en real appreciering, (Frankel, 1979).

Inflation

En ökning i inhemsk inflation ska enligt teori depreciera inhemsk valuta. Detta då en hög inhemsk inflation reducerar den inhemska köpkraften, (Hässel et al., 2001). Sambandet mellan inflation och växelkurs är dock ett av de mer komplexa och handlar mycket om allmänhetens inflationsförväntningar. Om man t.ex. har en hög inflation kan folk tänka sig att staten väljer att bedriva en mer restriktiv penningpolitik med t.ex. räntehöjningar. Då kan en hög inhemsk inflation istället få landets valuta att appreciera. Om landets räntenivå istället är låg i förhållande till förväntad inflation kan det leda till ett kapitalutflöde som deprecierar valutans, (Frankel, 1979).

VIX index

I kritik mot växelkursmodeller lyfts det ofta fram att modellerna inte har någon bra metod för att kontrollera för chocker, (Rogoff & Meese, 1982). I ett försök att på något sätt kontrollera för detta har jag med volatilitetsindexet VIX i modellen. Teorierna kring växelkurs och riskfaktorer handlar ofta om huruvida valutan klassas som en så kallad Safe-haven valuta folk köper när omvärldsläget är oroligt. Schweiziska franc har tidigare klassats som en sådan typ av valuta, (Rinaldo & Söderlind, 2007).

Yield spread

Allmän oro över ett lands tillgångar är vanligt och kan ha sin grund i t.ex. politisk instabilitet. Saaed et al. (2012) testar för denna faktor i en ARDL modell och finner att den har en negativ påverkan på den Pakistanska Rupeen.

I Portfolio-Balance modeller talas det mycket om variabler som kan vara tecken på att folk ändrar sin preferenser gentemot inhemska tillgångar jämfört med utländska. Dooley et al. (1992) använder ett ökat guldpris inom ett land som ett tecken på minskade preferenser för inhemska tillgångar.

Ett sätt att försöka simulera någon sorts riskfaktor förknippat med respektive lands tillgångar är att inkorporera en faktor för yield spread. Yield spread mäter skillnad i avkastning mellan räntepapper beroende på löptid. En hög spread är ofta förknippat med en osäkerhet kring landets framtida utveckling. Den kan t.ex. vara en indikator på recessioner, (Estrella & Mishkin, 1996). Andra exempel på forskning inom området är Ping et al. (2009) som hittar tydliga samband mellan skillnader i länders yield curve och växelkurs.

2.4 Kritik mot klassiska modeller

J. Frankel försökte sig på att syntetisera den monetära modellen för växelkurser med Portfolio-Balance approachen. Han gör detta genom att byta ut UIRP antagandet mot antagandet om imperfekta substitut. Han sätter in en approximation för relativa finansiella tillgångars utbud istället för den ”riskpremium faktor” som fanns där förut och inte gick att observera. Empiriskt går det till så att han lägger till extra variabler såsom finansiella tillgångars utbud och handelsbalans för att kontrollera för riskpremium faktorn. Resultaten är dock bristfälliga då samtliga riskpremium variabler har fel tecken och ofta är signifikanta.

Flera modeller av de monetära modellen har genom åren testats men ingen har fungerat helt tillfredställande. En kritik mot växelkursmodeller är att de kanske fungerar på en plats med dess specifika ekonomiska förhållanden och inte en annan eller att modellen bara fungerar på det specifika stickprov den används på, (Rossi, 2013). Det har också lyfts fram att förväntningarna på en valutas värde spelar en stor roll vid växelkursbestämning, (Frankel, 1996). Förväntningarna i sin tur har visat sig svåra att mäta då bland annat insamlad data på dessa har visat sig fungera dåligt som förklaringsfaktorer, (Frankel & Froot, 1987). Modellernas dåliga resultat skylls också på växelkursmodellernas brist på att ta hänsyn till chockers påverkan på växelkursen, (Rogoff & Meese, 1983).

Boughton (1988) går igenom flertalet monetära modeller. Han kommer fram till att det är svårt att veta vilka av variablerna som ska klassas som exogena och endogena i modellerna.

Hacche & Townsend (1981) estimerar en rad modeller på pundets effektiva värde mätt mot ett genomsnitt av valutorna hos Storbritanniens 5 största handelspartners. De estimerar modeller av alla typer nämnda i uppsatsen både på vecko, månads och årsdata men karakteriserar ändå sina resultat som ett misslyckande. Inte ens räntedifferenserna ger ett signifikant resultat, den enda variabeln som ger ett signifikant värde skilt från noll är den de konstruerar för att mäta effekten av valutainterventioner. J. Frankel har förutom de tidigare nämnda problemen men sin syntetiserade Portfolio-Balance modell även fått kritik för sin klassiska RID modell. Denna går ut på att resultaten ifrån hans klassiska artikel om RID modellen inte har gått att upprepa i efterhand, (Isaac & De mel, 1999).

I en studie från Sveriges riksbank från 2001 testar författarna många olika klassiska växelkursmodeller på svenska kronans värde via växelkursindexet TCW. Modellernas Out of

sample förmåga gentemot en random walk testas och de finner att ingen av modellerna slår en random walk, (Degrér et al., 2001).

3. Empirisk analys

3.1 Metod

ARDL modeller

Jag har i uppsatsen valt att använda mig av så kallade Auto Regressive Distributed Lag (ARDL) modeller. Dessa har ofta använts som växelkursmodeller på senare tid i då de visat sig ge värdefull information om samband mellan tidsserier på lång sikt, (Giles, 2013). Kointegrationstest med ARDL modeller utvecklades av Pesaran & Shin (1999) och Pesaran et al. (2001). Metoden har visat sig ge konsistenta långsiktiga samband i modeller oavsett om datan för de olika variablerna är av $I(1)$ eller $I(0)$ typ. Den är också effektiv vid små stickprov, (Belloumi, 2014).

Tidigare test av ARDL-modeller på växelkursen har gjorts av bla Morley (2009) som undersöker relativ data mellan Storbritannien och USA samt Storbritannien och Canada. Han estimerar på liknande sätt som jag en klassisk monetär modell och en av Portfolio-Balance typ där ett mått på aktiepriser finns med. Morley finner svaga resultat för den klassiska modellen men desto starkare för den där aktiepriser är med som förklarande variabel. Han påpekar också vikten av att mäta skillnad i riskfaktorer mellan inhemska och utländska tillgångar i sådana här undersökningar.

Evans (2013) undersöker växelkursen i Nigeria gentemot den amerikanska dollarkursen utifrån de klassiska variablerna: penningmängd, BNP och räntenivåer. Han finner kointegration mellan dessa variabler och växelkursen och stöd för långsiktiga samband däremellan.

Long & Samreth (2008) undersöker den filippinska växelkursens samband med samma klassiska variabler som Evans gentemot dollarkursen. På kort sikt finner de signifikanta variabler med förväntat tecken enligt teori. Test de genomför visar även på spår av kointegration och de finner således också långsiktiga samband mellan variablerna och växelkursen.

Bryunet al. (2012) testar en liknande modell för Sydafrikas växelkurs gentemot amerikanska dollarn för en relativt lång tidsperiod på 101 år. De hävdar att modellen på lång sikt slår en random walk. På kort sikt finner de dock svagt stöd för de fundamentala variablerna i den monetära modellen

Khan & Abbas (2015) estimerar en ARDL-modell av Portfolio-Balance typ för att undersöka hur pakistanska växelkursen påverkats av de pakistanska och amerikanska variablerna för penningmängd och aktiepriser. De finner långsiktiga samband mellan sina förklarande variabler och växelkursen.

Data

I min modell väljer jag att testa kronans värde gentemot växelkursindexet KIX.

Ett växelkursindex väger samman flera bilaterala växelkurser och skapar ett sammanlagt genomsnittsväxelkursindex. Växelkursindexet KIX är sammanvägt av 32 stora svenska handelspartners bilaterala växelkurser viktade efter hur mycket handel landet bedriver med Sverige. Vikterna uppdateras varje år efter hur handelsmönstret gentemot landet har ändrats och tar hänsyn till både export och import. Jag har viktat varje enskild variabel efter dessa vikter och fått fram ett medel för den kvartalsvis 1996-2015. Data för variablerna är hämtade från OECD:s databas med undantag för VIX-indexet och KIX-indexet som är hämtat från ST-Louis FED:s hemsida respektive Riksbankens hemsida. En ökning av växelkursindexet innebär en real depreciering och en minskning en real appreciering.

En tidig regression på växelkurser med växelkursindex gjordes av Hooper & Morton (1980). Före deras studie hade växelkursstudier mest gjorts på bilaterala växelkurser och bilateral data för de associerade variablerna. De argumenterar för att man lättare undviker tredje lands effekter om studien använder ett växelkursindex.

Även Hacche & Townsend (1981) en studie av växelkurser med ett sammanvägt index av växelkurser från Storbritanniens största handelspartners 1981. De beskrev dock sina resultat, mest gällande test av monetära växelkursmodeller som ett misslyckande.

Till tidigare studier av växelkursmodeller där man använt växelkursindex för att mäta värdet av svenska kronan kan Degreg et al. (2001) och Nilsson (2002) räknas. Dessa studier använde sig istället av växelkursindexet TCW, ett växelkursindex för svenska kronan med färre länder än KIX vars vikter inte kontinuerligt uppdateras.

Variabler

Tabell 1: Här presenteras mina variabler. Samtliga är motiverade av teoriavsnittet.

Variabel	Betydelse
KIX	Det logaritmerade svenska växelkursindexet KIX.
VIX	Det logaritmerade volatilitetsindexet VIX.
M	Den logaritmerade penningmängden M3.
Yield	Differensen mellan den långa 10 års räntenivån och korta 3 månaders räntenivån för samtliga länder.
BNP	BNP tillväxt, variabeln mäts som procentuell skillnad jämfört med föregående år.
HB	Handelsbalans mätt i procent av landets BNP.
π	Inflationsnivå mätt med CPI-index.
i	Den korta 3 månaders räntenivån.

Datan för KIX ländernas variabler är framtagen genom att variabeln för varje land mäts kvartalsvis. Ett kvartalsgenomsnittsvärde av variabeln för KIX länderna har sedan räknats ut enligt följande princip:

$$\sum_{1}^{32} X_j * Y_j$$

där siffrorna markerar länder, X markerar värdet på variabeln och Y landets andel i KIX indexet det specifika kvartalet.

För det mesta har data funnits för de 32 länder som ingår i indexet. I de flesta fall har summan av andelarna med data för kvartalet i alla fall blivit mer än 90%. För att andelarna ändå ska summera till 100% har summan av andelarna i de fall summan av dessa blivit mindre än 100% delats med det de summerat till och multiplicerats med 100. Detta är gjort enligt enligt Degré et al. (2001) tidigare studie av monetära växelkursmodeller på svenska kronkursen med växelkursindexet TCW som beroende variabel.

Alla variabler förutom KIX och VIX består sedan utav differensen av Sveriges kvartalsvärde på variabeln och samma variablers kvartalsgenomsnittsvärde värde för KIX-länderna. Att använda

differenser på detta sätt görs för att efterlikna de ursprungliga monetära växelkursmodellerna, (Frankel, 1979), så mycket som möjligt.

Jag estimerar två ARDL-modeller för svenska växelkursen för perioden K1 1996-K4 2015. Modellerna är identiska med ett undantag. Modell 1 innehåller variabeln korta räntenivåer och i Modell 2 är denna variabel utbytt mot variabeln för yield spread (Yield). Det var på grund av hög korrelation inte möjligt att ha med båda variablerna i samma modell då yield spread-variabeln bygger på data från den för korta räntor.

ADF-test för stationaritet

Det är vanligt att makroekonomiska tidsserier av typen jag samlat in data på är icke-stationära i nivå, (Nelson & Plosser, 1982).

Variabler som består av icke-stationär data kan i en OLS regression ge upphov till nonsensregressioner, (Dougherty, 2011). Jag börjar därför med att testa huruvida tidsprocesserna i mina variabler är stationära med ett Augmented Dickey-Fuller test (ADF) test. Nollhypotesen i detta test är att variabeln har en enhetsrot vilket innebär att den är icke-stationär. Testet genomförs både på variablerna i nivå och i första differensen.

Kointegrationstest

Då jag genom ADF-test konstaterat att samtliga av mina variabler är integrerade enligt $I(1)$ innebär detta att en OLS regression på dessa i nivå kommer att vara missvisande såvida jag inte har kointegration i min modell.

Kointegration i min regression på variablerna i nivå innebär att en kombination av variablerna trots att dessa är $I(1)$ leder till en stationär process. Detta då det finns ett långsiktigt stokastiskt samband mellan de förklarande variablerna och den beroende variabeln. Man kan se det som att processerna även om de är $I(1)$ över lång tid vandrar tillsammans eller att medelvärdet mellan variablerna över tid är konstant. För att detta ska vara möjligt måste residualtermen i en regression på variablerna vara en stationär process eftersom variablerna mellan vilka sambandet undersöks annars skulle drifta isär obestämbar mycket, (Dougherty, 2011). Ett vanligt tillvägagångssätt att testa för kointegration är därför att undersöka stationariteten hos residualerna i en regression vilket jag gör nedan.

Engle-Grangers tvåstegsmetod

För att testa för kointegration genomför jag först ett residualbaserat enhetsrotstest enligt Engle-Granger tvåstegsmetod, (Engle & Granger, 1987). Jag estimerar först en OLS-regression på variablerna i nivå och gör sedan ett ADF-test på residualerna ifrån denna regression. Detta test undersöker om residualerna från min OLS regression på variablerna i nivå ger upphov till en stationär process. Om detta är fallet indikerar det att det finns kointegration mellan min beroende variabel (KIX) och de förklarande variablerna.

Då OLS estimationer bygger på att minimera kvadratsumman av residualerna och att deras medelvärde automatiskt är 0 verkar en tidsprocess av dem ofta mer stationär än den egentligen är. Därför används strängare kritiska värden vid enhetsrotstester på residualserier, (Dougherty, 2011). I detta fall har jag jämfört min t-statistik mot kritiska värden givna för residualbaserade enhetsrotstest av Phillips & Ouliaris (1990).

ARDL-test för kointegration

Då datan på mina variabler både består av I(0) och I(1) processer och stickprovet består av relativt få observationer (80) finner jag det lämpligt att också genomföra ett ARDL-test för kointegration enl, Pesaran et al. (2001).

En ARDL modell baseras på en vanlig konventionell ECM-modell för kointegrerad data, (Giles, 2013):

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varphi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Där $\beta_0, \beta_i, \gamma_i$ och φ är konstanter, i markerar laggar mellan 1 och p respektive 0 och p. Delta (Δ) markerar att variablerna är tagna i första differensen. Det betyder att variablerna hela tiden mäts som skillnad gentemot föregående kvartal. I ekvationen ovan är bara ett X med (en förklarande variabel) men ekvationen har samma struktur med ett godtyckligt antal X .

Här består error-correction termen (Z) av de laggade residualerna (v_{t-1}) från den kointegrerade OLS-regressionen av X_t på Y_t med förklarande variabler i nivå.

$$v_{t-1} = Y_{t-1} - \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} = Z_{t-1} \quad (9)$$

I en ARDL-modell med samma variabler är EC-termen (Z) i (8) utbytt mot $\theta_0 Y_{t-1} + \theta_1 X_{t-1}$. Samma laggade variabler i nivå finns alltså med som i ECM-modellen men deras koefficienter (θ_0 och θ_1) är inte bestämda sedan tidigare. Det är detta som gör att ARDL-modellen kallas

”unrestricted model” och den mer konventionella ECM-modellen benämns som en ”restricted model”.

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta X_{t-1} + \theta_0 Y_{t-1} + \theta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

De olika θ anses här stå för långsiktiga effekter eller koefficienternas värden när ekvationen är i jämvikt. En förklaring till att θ koefficienterna står för långsiktiga effekter ges av definitionen för lång sikt eller jämviktsläget. Lång sikt definieras här som ett jämviktsläge där variablerna nått ett jämviktsvärde (blivit konstanter) och alla variabler i första differensen därför är 0. Ekvationen reduceras i detta läge till:

$$\theta_0 Y_{t-1} + \theta_1 X_{t-1} = 0 \quad (11)$$

ARDL-Bounds testet består utav två steg. Första steget går ut på att undersöka om dessa långsiktiga effekter är skilda från 0, alltså testas nollhypotesen, $H_0: \theta_0 = \theta_1 = 0$. F-statistiken för detta test jämförs mot kritiska värden givna av Pesaran et al. (2001).

Steg nummer två går ut på att testa om $\theta_0 < 0$. Detta är ekvivalent med att testa om koefficienten framför EC-termen i en vanlig ECM-modell är signifikant negativ, (Banerjee et al 1996). Att EC-termen måste vara mindre än 0 ($\varphi < 0$) är för att skattningsfelet (residualsumman) från regressionen på Y_{t-1} med variabler i nivå skall rättas åt rätt håll. Detta är endast fallet om $\varphi < 0$ då en tidigare underskattning av Y_{t-1} , med negativt värde på Z, residualsumman ($(Y_t - \alpha_0 + \alpha_1 x_1) < 0$) då rättar ΔY_t positivt och vice versa. Jag ställer alltså upp, $H_0: \theta_0 = 0$ och jämför t-statistiken från testet med kritiska värden från Pesaran et al. (2001).

Mer specifikt för min undersökning genomförs ARDL-testet på 2 modeller. Standardfelen i samtliga tester korrigeras för heteroskedasticitet med Whites standardfel. Regressionerna kontrolleras också för autokorrelation med Breusch-Godfrey test. Alla modeller i uppsatsen är valda efter Akaike information criterion (AIC), därav de olika antalet laggar i regressionerna.

Modell 1:

$$\begin{aligned} \Delta KIX_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta KIX_{t-1} + \beta_1 \Delta VIX_t + \beta_2 \Delta VIX_{t-1} + \beta_3 \Delta M_t + \beta_4 \Delta M_{t-1} + \beta_5 \Delta i_t + \\ & \beta_6 \Delta i_{t-1} + \beta_7 \Delta BNP_t + \beta_8 \Delta BNP_{t-1} + \beta_9 \Delta HB_t + \beta_{10} \Delta HB_{t-1} + \beta_{11} \Delta \pi_t + \beta_{12} \Delta \pi_{t-1} + \\ & \theta_0 KIX_{t-1} + \theta_1 VIX_{t-1} + \theta_2 M_{t-1} + \theta_3 i_{t-1} + \theta_4 BNP_{t-1} + \theta_5 HB_{t-1} + \theta_6 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (12)$$

Modell 2:

$$\begin{aligned} \Delta KIX_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta KIX_{t-1} + \beta_1 \Delta VIX_t + \beta_3 \Delta M_t + \beta_5 \Delta Yield_t + \beta_7 \Delta BNP_t + \beta_9 \Delta HB_t + \\ & \beta_{11} \Delta \pi_t + \theta_0 KIX_{t-1} + \theta_1 VIX_{t-1} + \theta_2 M_{t-1} + \theta_3 Yield_{t-1} + \theta_4 BNP_{t-1} + \theta_5 HB_{t-1} + \\ & \theta_6 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (13)$$

Jag testar också varje variabel enskilt mot den beroende variabeln ΔKIX_t . Jag estimerar alltså

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + \theta_0 Y_{t-1} + \theta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

för 1 förklarande variabel i taget. Dessa modeller väljs också efter AIC-kriterium. Modellerna kontrolleras för autokorrelation som de tidigare och använder även samma robusta standardfel.

Estimering av modeller i första differensen

Då inget utav testerna visat på kointegration i modell 1 eller modell 2 genomför jag OLS-regressioner på dem i första differensen där variablerna är stationära. Regressionerna som genomförs är fortfarande av ARDL typ med en laggad beroende variabel som förklarande variabel. Dessa modeller väljer jag att kalla ”Modell 1 diff” och ”Modell 2 diff”. Den generella formen för modellerna jag estimerar är:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Här står Y för KIX variabeln och X de olika förklarande variablerna. De specifika modellerna jag estimerar är skrivna nedan och valda efter lägst värde på AIC informations kriterium. Regressionerna är också korrigerade för heteroskedasticitet med Whites standard fel och kontrolleras för autokorrelation med Breuch-Godfrey-test.

Modell 1 diff:

$$\begin{aligned} \Delta KIX_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta KIX_{t-1} + \alpha_2 \Delta KIX_{t-2} + \alpha_3 \Delta KIX_{t-3} + \beta_1 \Delta VIX_t + \beta_2 \Delta VIX_{t-1} + \beta_3 \Delta M_t + \\ & \beta_4 \Delta M_{t-1} + \beta_5 \Delta i_t + \beta_6 \Delta i_{t-1} + \beta_7 \Delta BNP_t + \beta_8 \Delta BNP_{t-1} + \beta_9 \Delta HB_t + \beta_{10} \Delta HB_{t-1} + \beta_{11} \Delta \pi_t + \\ & \beta_{12} \Delta \pi_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (15)$$

Modell 2 diff:

$$\begin{aligned} \Delta KIX_t = & \alpha_0 + \alpha_1 \Delta KIX_{t-1} + \beta_1 \Delta VIX_t + \beta_2 \Delta VIX_{t-1} + \beta_3 \Delta M_t + \beta_4 \Delta M_{t-1} + \beta_5 \Delta Yield_t + \\ & \beta_6 \Delta Yield_{t-1} + \beta_7 \Delta BNP_t + \beta_8 \Delta BNP_{t-1} + \beta_9 \Delta HB_t + \beta_{10} \Delta HB_{t-1} + \beta_{11} \Delta \pi_t + \beta_{12} \Delta \pi_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (16)$$

Tolkningen av β koefficienterna i dessa ekvationer blir hur pass mycket förändringstakten av skillnaden mellan Sverige och KIX-länderna i respektive variablers fall påverkar förändringstakten för KIX-indexet. Tidsmässigt är betakoefficienternas påverkan i dessa regressioner, den påverkan de förklarande variablerna i genomsnitt haft per kvartal.

Långsiktiga Effekter från modeller i första differensen

Jag undersöker sedan variablernas långsiktiga effekt på växelkursen. Detta görs genom att analysera variablernas påverkan på växelkursen när ekvationen är i sitt jämviktsläge. Denna långsiktiga effekt ska tolkas som ΔX påverkan på ΔY till skillnad från de tidigare långsiktiga effekterna som mätte X påverkan på ΔY .

Här är ΔX och ΔY inte längre påverkade av t , $\Delta X_t = \Delta X_{t-1} = \text{jämvikts } X$ och $\Delta Y_t = \Delta Y_{t-1} = \text{jämvikts } Y$.

Den långsiktiga effekten av ΔX på ΔY i ekvation (14) kan visas bli:

$$\frac{\sum_{i=0}^p \beta_i}{1 - (\sum_{i=1}^p \alpha_i)}, \text{ (Dougherty, 2011).}$$

Jag undersöker vilka av mina variabler som har långsiktig effekt genom att undersöka för vilka

uttrycket: $\frac{\sum_{i=0}^p \beta_i}{1 - (\sum_{i=1}^p \alpha_i)}$ är signifikant skilt från 0. Detta görs med genom att estimeras Wald-test

med $H_0 = \frac{\sum_{i=0}^p \beta_i}{1 - (\sum_{i=1}^p \alpha_i)} = 0$.

4. Empiriska resultat

4.1 Resultat Från ADF-test

Tabell 2: I tabellen presenteras resultatet från ett ADF, enhetsrotstest på samtliga variabler.

Augumented Dickey-Fuller test (ADF)		
H_0 : Variabeln har en enhetsrot.		
	T-statistik	
Variabler	I nivå	I första differensen (Δ)
KIX	-3.04 **	-6.61 ***
VIX	-3.03 **	-9.57 ***
M	-1.31	-7.38 ***
Yield	-2.06	-7.59 ***
BNP	-	-8.99 ***
HB	-2.08	-12.98 ***
π	-2.54	-6.77 ***
i	-4.1821 ***	-6.95 ***

*** Markerar en signifikansnivå på 1 % och ** på 5 %.

Jag konstaterar efter detta test att alla mina variabler i nivå kan vara ostationära förutom den för kort ränta. Variabeln BNP finns endast med i första differensen då måttet jag använder för detta är definierat som procentuell förändring ifrån föregående kvartal. De variabler som inte är stationära i nivå blir stationära när jag differentierar dem vilket tyder på att de är integrerade av första ordningen, så kallade I(1) processer.

Då en OLS regression på dessa I(1) processer skulle vara missvisande och ge upphov till nonsensregressioner går jag vidare med kointegrationstesten.

4.2 Resultat Från Kointegrationstest

Resultat från Engle-Grangers tvåstegsmetod

Tabell 3: I tabellen presenteras resultaten från mitt residualbaserade test för kointegration enligt Engle-Grangers tvåstegsmetod för Modell 1 och 2.

ADF-test			
H_0 : Residualserien har en enhetsrot			
	Modell 1	Modell 2	Kritiskt värde, 5 % nivå, Phillips, Ouliaris (1990)
T-statistik	-3.067531	-3.8024	-4.7101

Jag kan inte i något av fallen förkasta nollhypotesen och resultaten visar således inte i något av fallen spår av kointegration mellan variablerna i modellen och växelkursen.

Resultat från ARDL-test för kointegration

Tabell 4: I tabellen presenteras resultaten från ARDL-Bounds kointegrationstestet på modell 1 och 2. Ingen av regressionerna i avsnittet visar spår av autokorrelation enligt ett Breusch-Godfrey test och är korrigerade för heteroskedasticitet med Whites standardfel, deras laggar är i samtliga fall valda efter AIC-kriteriet.

ARDL-Bounds-Test (beroende variabel, KIX)			
Steg 1 (F-statistik): $H_0: \theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = \theta_6 = 0$			
Steg 2 (T-statistik): $H_0: \theta_0 = 0$			
	Modell 1	Modell 2	Kritiskt värde, 5 % nivå, Pesaran et al (2001)
F-statistik	3,50	2,54	3,61
T-statistik	-1,69	-3,35	-4,38

Även om F-statistiken är nära gränsen för Modell 1 är t-statistiken för modellerna för låg för att nollhypotesen om ingen kointegration ska kunna förkastas för någon av modellerna. Detta kan dock bero på korrelation mellan de förklarande variablerna och jag estimerar därför enskilda modeller för en förklarande variabel i taget, fortfarande med KIX som beroende variabel. Ingen av regressionerna visar spår av autokorrelation enl. ett Breusch-Godfrey test och är korrigerade för heteroskedasticitet med Whites standardfel, alla modeller är valda efter AIC-kriterium:

Tabell 5: I tabellen presenteras resultaten ifrån ARDL-kointegrationstestet där förklaringsvariablerna står som ensamma förklarande variabler till växelkursen.

ARDL-Bounds-test (beroende variabel, KIX)											
Steg 1 (F-statistik): $H_0: \theta_0 = \theta_1 = 0$											
Steg 2 (T-statistik): $H_0: \theta_0 = 0$											
Förklarande Variabler	VIX	M	i	Yield	BNP	HB	π	Kritiska värden, Pesaran et al (2001)			
								(Upper bound)			
Koefficient	0,01	0,04	-0,01	0,01	-0,01	0,00	0,00	10 %	5 %	2,5 %	1 %
F-statistik	6,69**	6,03**	5,96**	6,52**	6,95**	5,82**	6,15**	4,78	5,73	6,68	7,84
T-statistik	-3,64**	-3,32**	-1,88	-3,26**	-2,93*	-3,41**	-3,19*	-2,91	-3,22	-3,5	-3,82

Vad som kan utläsas av tabellen är att 4 av mina 7 variabler på egen hand enligt ARDL-testet är kointegrerade med växelkursvariabeln KIX på 5 % nivån.

VIX koefficientens positiva värde tyder på att kronan inte är en så kallad Safe-haven valuta likt t.ex. Schweiziska franc (Rinaldo & Söderlind, 2007), vilken man flyr till i oroliga tider. Dess signifikans tyder på att kronkursen är känslig för omvärldsrisk.

Koefficienten för penningmängdsvariabeln är positiv vilket är konsistent med teori, (Rossi, 2012). En ökning i penningmängd förväntas i de flesta växelkursmodeller orsaka en real depreciering då detta likt inflation minskar pengarnas köpkraft. Detta kan noteras att detta inte alltid är fallet i undersökningar av denna typ, (Frankel, 1983).

Variabeln för yield spread ger ett signifikant positivt värde, enligt teori. Detta tyder på att riskfaktorn förknippad med ett land är något som försvagar dess valuta. Detta är i linje med resultat från Ping et al. (2009) som finner att skillnader mellan länders yield curve faktorer kan förklara växelkursen mellan dem. Det visar också att riskfaktorn är viktig när det gäller växelkursbestämning. En högre yield spread kan här ses som att landet erbjuder en högre riskpremium för sina obligationer, vilket enligt Portfolio-Balance modeller är förknippat med att landets ses som mer riskfyllt. En ökad riskfaktor förknippad med Sverige får i det här fallet svenska kronkursen att depreciera.

BNP-variabeln är signifikant och har förväntat negativt värde enligt teori då en ökning av BNP är synonymt med en ökad efterfrågan på pengar vilket leder till en real appreciering.

Handelsbalansvariabeln och inflationsvariabeln är enligt testet på egen hand kointegrerad med växelkursen men har av deras koefficienter att döma inte någon påverkan på den.

Jag fortsätter med mina ARDL-modeller där samtliga variabler är i första differensen för att se om någon av dessa presterar bättre där. Att enbart ha med variablerna i första differensen i en sådan här regression behöver inte vara något negativt. I en tidigare studie av VAR modeller på svenska kronkursen fann författarna att modeller i första differensen presterade markant bättre än de i nivå. Detta indikerade att modeller i nivå var dåliga på att fånga upp av långsiktiga samband mellan växelkursen och förklarande variabler, (Degrér et al., 2001).

4.3 Resultat från modeller med differentierad data

Kortsiktiga dynamiska effekter från modeller med differentierad data

Tabell 6: I tabellen presenteras resultat ifrån Modell 1 diff.

Beroende variabel: ΔKIX	Modell 1diff	
Variabel	Koefficient	Std.av
Intercept	-0,00	0,00
$\Delta KIX(-1)$	0,03	0,12
$\Delta KIX(-2)$	0,05	0,09
$\Delta KIX(-3)$	0,08	0,09
ΔVIX	0,05***	0,01
$\Delta VIX(-1)$	-0,01	0,01
ΔM	-0,26**	0,11
$\Delta M(-1)$	-0,13	0,08
Δi	-0,02***	0,01
$\Delta i(-1)$	-0,03***	0,01
ΔBNP	-0,00	0,00
$\Delta BNP(-1)$	-0,01***	0,00
ΔHB	0,00	0,00
$\Delta HB(-1)$	0,00	0,00
$\Delta \pi$	-0,01	0,00
$\Delta \pi(-1)$	0,02***	0,01
R2: 0,58		

Vad som kan utskiljas ur de kortsiktiga dynamiska effekterna i Modell 1 är att VIX och BNP variablerna återigen har tecken konsistenta med teori. Räntevariabeln är signifikant, inflationsvariabeln likaså med en lagg, båda har rätt tecken enligt teori. Koefficienten för penningmängd har ändrat tecken och är nu signifikant negativ. Variabeln handelsbalans är inte signifikant.

Räntevariabeln är signifikant negativ vilket är konsistent med den Keynesianska teorin om räntenivåer, (Frankel, 1979) och också det tecken som de allra flesta liknande empiriska undersökningarna fått på räntevariabeln.

Den signifikanta inflationsvariabeln med en lagg har också rätt tecken enligt teori. Detta stöder teori om att inflation minskar den inhemska köpkraften vilket försvagar den inhemska valutan.

Att penningmängdsvariabeln nu har signifikant negativt tecken beror sannolikt på korrelation ihop med de andra förklarande variablerna i modellen. Detta tecken har i princip ingen teoretisk anknytning men det är inte första gången det händer att variabeln ändå antar starkt signifikant negativt tecken. Ett exempel på liknande resultat är en undersökning av Frankels RID-modell på svenska kronkursen som också fått ett signifikant negativt värde på Penningmängdsvariabeln, (Johansson, 2005).

I ett annat fall mer specifikt kopplat till ARDL modeller fås rätt tecken och signifikans för M-variabeln först efter att en variabel för aktiepriser inkorporerats i modellen, (Morley, 2009). Tecknet kan också förklaras genom ett ifrågasättande av penningmängdsvariabelns exogenitet i modellen. Det kan t.ex. rimligen antas att myndigheter påverkar dess värde utifrån värde på växelkurs. Om en stark växelkurs får myndigheter att öka penningmängden kan detta också ge en negativ koefficient på M, (Boughton, 1988).

Handelsbalansens osignifikans har flera förklaringar. Dels kan detta bero på att databortfallet var störst för denna variabel men också på att det, liksom i fallet med variabeln för penningmängd, i tidigare forskning inte genomgående funnits starka resultat för denna variabel, (Frankel, 1983). En förklaring är att valutainterventioner har neutraliserat handelsbalansens effekt på växelkursen, (Hooper & Morton, 1980). Det kan också hända att handelsbalansen inte når upp till de tröskelvärde som krävs för att påverka växelkursen, (Freund, 2000).

Tabell 7: I tabellen presenteras resultat från modell 2 diff.

Beroende variabel: ΔKIX	Modell 2 diff	
	Koefficient	Std.av
Variabel		
Intercept	0,00	0,00
$\Delta KIX(-1)$	0,20**	0,10
ΔVIX	0,05***	0,01
$\Delta VIX(-1)$	0,00	0,01
ΔM	-0,16	0,14
$\Delta M(-1)$	-0,26**	0,10
$\Delta Yield$	0,02**	0,01
$\Delta Yield(-1)$	0,01	0,01
ΔBNP	0,00	0,00
$\Delta BNP(-1)$	0,01	0,00
ΔHB	0,00	0,00
$\Delta HB(-1)$	0,00	0,00
$\Delta \pi$	0,01	0,01
$\Delta \pi(-1)$	0,01**	0,01
R2: 0,45		

Koefficienterna för modell 2 liknar de från modell 1. Variabeln för korta räntor är utbytt mot yield spread-variabeln (Yield) vilken ger ett signifikant positivt värde. Detta har som i nämnts tidigare förklaringen att yield spread mäter en riskfaktor kopplat till ett specifikt land vars ökning får dess valuta att depreciera.

Vad som också bör kommenteras är att BNP variabeln i denna modell har minskad signifikans. Den är här signifikant på 12,25% nivå till skillnad från dess enprocentiga signifikansnivå i modell 1. Detta har sannolikt med att göra att variabler ökar och minskar i signifikans beroende på vilka andra av variabler som är med i regressionen, (Morley, 2009).

Långsiktiga effekter från modeller med differentierad data

Tabell 8: Långsiktiga effekter i Modell 1 diff.

Variabler	Koefficient	Std.avv
ΔVIX	0,05***	0,02
Δi	-0,05***	0,01
ΔBNP	-0,01***	0,00
ΔM	-0,35***	0,12

Tabell 9: Långsiktiga effekter i Modell 2 diff

Variabler	Koefficient	Std.avv
ΔVIX	0,06***	0,02
$\Delta Yield$	0,03**	0,01
ΔBNP	-0,01**	0,01
ΔM	-0,52***	0,20

De långsiktiga effekterna av ΔX på ΔY är i de fall de är signifikanta återigen med undantag för penningmängden i linje med teori. Penningmängdvariabelns negativa värde kan dock förklaras lättare på lång sikt än på kort med att en ökning i denna variabel på så småningom borde neutraliseras genom en real appreciering. I övrigt är de långsiktiga variablerna lika de på kort sikt. En skillnad är att inflationsvariabeln inte verkar ha någon långsiktig signifikant effekt. Resultaten visar att många av de fundamentala variablerna i Sveriges fall (VIX, i, Yield och BNP) har långsiktig påverkan på svenska växelkursen med förväntat tecken enligt teori.

5. Slutsats

Uppsatsen har undersökt fundamentala faktorer främst långsiktiga påverkan på växelkursen genom ARDL-modeller.

Ett bakslag med undersökningen är att kointegration inte funnits mellan variablerna och växelkursen i någon av mina modeller i nivå. Detta resultat kan tyckas tvetydigt då många av variablerna som ensamma förklarande variabler i regressioner gentemot växelkursen klarar kointegrationstesten. En förklaring till att de förklarande variablerna i nivå presterar dåligt tillsammans i en modell kan vara korrelationen mellan dessa. En annan att undersökningarna jag funnit som testar växelkursbestämning med ARDL-modeller och funnit kointegration i dessa inte använt sig av växelkursindex utan bilateral data.

I regressionerna med differentierad data blir tolkningen av variablernas koefficienter annorlunda. Här tolkas respektive förklarande faktors påverkan som dess tillväxts påverkan på växelkursens tillväxt. Det går dock fortfarande att se vilka riktningar förklaringsfaktorernas påverkan får på växelkursen (i detta fall dess tillväxttakt). Detta gör att även koefficienterna för de differentierade variablerna får en meningsfull tolkning.

I modellerna med differentierad data har variablerna för VIX-index (VIX), yield spread (Yield), BNP, inflation (π) och räntenivå (i) kortsiktiga signifikanta effekter med förväntat tecken enligt teori. De riskbaserade variablerna har påverkan både iform av omvärldsrisk (VIX) och genom risk som kan kopplas mer specifikt till olika länder (yield spread). När någon av dessa båda riskfaktorer

ökar visar sig detta ha en deprecierande effekt på växelkursen. En ökning av BNP stärker växelkursen och inflation deprecierar den. Räntevariabelns negativa tecken visar att högre räntor leder till en real appreciering. Penningmängden är signifikant negativ vilket skulle innebära att en ökning av den skulle leda till en real appreciering. Några förklaringar som ges till detta är ifrågasättandet av variabelns exogenitet eller att peka på andra undersökningar där variabeln haft liknande eller på andra sätt oklara resultat. Det troligaste enligt mig är dock att korrelationen med de andra variablerna gett penningmängden det negativa tecknet. Detta till stor del baserat på att penningmängdsvariabeln har ett signifikant positivt tecken i kointegrationstestet på variabeln i nivå.

Tolkningen av de differentierade variablernas långsiktiga effekt är diskutabel då definitionen av långsiktig effekt som kointegrations samband mellan den beroende variabeln i första differensen och de förklarande variablerna i nivå verkar vara praxis i den här typen av undersökningar. Ser man ändå ΔX långsiktiga påverkan på ΔY som meningsfull information ger min uppsats flera sådana signifikanta långsiktiga effekter. Höjningar i korta räntenivåer visar sig ha en signifikant långsiktig apprecierande effekt på växelkursen vilket är konsistent med teori. Detsamma gäller BNP-tillväxt. Koefficienterna framför VIX-index och yield spread visar att en höjning av variablerna på har en långsiktig deprecierande effekt på svenska valutakursen. Att penningmängden visar upp en negativ långsiktig effekt beror troligast på, liksom de liknande resultaten på kort sikt, korrelation med andra förklarande variabler. Sammanfattningsvis har stöd konsistenta med teori hittats åt både traditionella (BNP och korta räntenivåer) samt mer riskbaserade faktorer (VIX-index och Yield-spread) korta och långsiktiga påverkan på Svenska valutakursen. Av studien att döma verkar det på grund av problemen med att hitta kointegration i modeller med förklarande variabler i nivå effektivare att använda modeller med differentierad data i den här typen av undersökningar.

Förklaringsfaktorernas påverkan på växelkurs är naturligtvis viktig att ha i åtanke vid policybeslut rörande dessa. En uppgift för framtida forskning kan vara att bättre kontrollera för riskpremiumfaktorn i modeller. Förslagsvis genom att bättre approximera marknadsaktörers förväntningar om värdet på valutan.

6. Referenslista

Böcker:

- Burda, M. (2012). *Macroeconomics: A European Text*. 6th ed. Oxford University Press
- Dooley, M. & Isard, P. & Taylor, M. (1992). *Exchange Rates Country Preferences And Gold*. *NBER working paper series*. Working paper No. 4183, October
- Dougherty, C. (2011). *Introduction to Econometrics*. 4th ed. Oxford University Press
- Frankel, J.A. (1983) *Monetary and Portfolio-Balance Models of Exchange Rate Determination*. In: Jagdeep B.S & Bluford H.P. *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, Cambridge: MIT, 84-115
- Hacche, G. & Townend, J. (1981). *Exchange Rates and Monetary Policy: Modeling Sterling's Effective Exchange Rate, 1972-80*," in W. A. Ellis and P. J. N. Sinclair, *The Money Supply and the Exchange Rate*, Oxford, Clarendon Press, 1981, pp. 201-247
- Hässel, L. & Norman, M. & Andersson, C. (2001). *De finansiella marknaderna i ett internationellt perspektiv*. 3rd ed. Studentlitteratur AB
- Mussa, M.L. (1984). *The Theory of Exchange Rate Determination*. In: Bilson, J.F.O & Marston, R. C. ed. *Exchange Rate Theory and Practice*. University of Chicago press, pp. 13-78
- Pesaran, M. and Shin, Y. (1999), "An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis" in S. Strom, (ed) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge

Artiklar:

- Belloumi, M. (2014). *The relationship between trade, FDI and economic growth in Tunisia: An application of the autoregressive distributed lag model*. *Economic systems*, Vol. 38, issue 2, pp. 269-287
- Boughton, J. M. (1988). *The Monetary Approach To Exchange Rates: What Now Remains?* *International finance section*, Department Of Economics, Princeton University, Number 171, October
- Degrér, H. & Hansen, J. & Sellin, P. (2001). *Evaluation of exchange rate forecasts for the krona's nominal effective exchange rate*. *Sveriges Riksbank Working Paper Series*, No. 133, December

- Dornbusch, R. (1985). Purchasing Power Parity. *NBER working paper series*. Working paper no. 1591, March
- Engle, R.F. & Granger, C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, vol. 55, No. 2, pp. 251-276
- Estrella, A. & Mishkin, F. (1996). The Yield Curve as a Predictor of US Recessions. *Current issues in economics and finance*. 2, No. 7. June
- Evans, Olaniyi. (2013). The Monetary Model of Exchange Rate in Nigeria: an Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach. Department of Economics, Lagos Nigeria
- Frankel, J. A. (1979). On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Rate Differentials. *American Economic Review* 69(4), pp. 610-22
- Frankel, J. A. (1996). How well do foreign exchange markets function: might a tobin tax help? National Bureau Of Economic Research, Working paper 5422. January
- Frankel, J. A. & Froot, K.A. (1987). Using Survey Data To Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations, *The American Economic Review*. Vol 77. No 1, pp. 133-153. March
- Freund, C.L. (2000). Current adjustment in industrialized countries. *International Finance Discussion papers*. No.692. Washington, DC: Board of Governors of the Federal Reserve System
- Holman, J.A. (2001). Is The Large US Current Account Deficit Sustainable? Federal Reserve
- Hooper, P. & Morton, J. (1980). Fluctuations In The dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination, *International finance discussion papers*, Number 168, October
- Isaac, A.G. & de Mel. S. (1999). The Real-Interest-Differential Model after Twenty Years, *journal of international money and finance*, July
- Johansson, S. (2005). Identifying the Determinants of Exchange Rate Movements Evaluating the Real Interest Differential Model, Magisteruppsats nationalekonomi, Jönköping International Business School, June
- Kahn, A. & Zaheer, A. (2015). Portfolio balance approach: *An empirical testing*. *Journal of economics and international finance*, Vol 7 (6), pp. 137-143, June
- Kohler, M. (2010). Exchange rates during financial crises. *BIS Quarterly Review*, March

- Long, D. & Samreth, Sovannroeun. (2008). The Monetary Model of Exchange Rate: Evidence from the Philippines Using ARDL Approach, Graduate School of Economics, Osaka University
- Meese, R. & Rogoff, K. (1983) Empirical Exchange Rate Models Of The Seventies: Do they fit out of sample?. *Journal of International Economics* volume 14, pp. 3-24
- Morley, B. (2009). A Comparison of Two Alternative Monetary Approaches to Exchange Rate Determination over the Long-Run. *International Econometric Review (IER)*, Econometric Research Association, vol. 1, pp. 63-76, April
- Nelson, C.R. & Plosser, C.L. (1982). Trends And Random Walks In Macroeconomic Time Series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics* 10. pp. 139-162
- Nilsson, K. (2004). Do Fundamentals Explain the Behavior of the Swedish Real Effective Exchange Rate? *Scandinavian Journal of Economics* 106(4), pp. 603-622
- Pesaran, M. H. & Yongcheol, S. & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships. *Journal Of Applied Econometrics*, vol. 16, pp. 289-326
- Phillips, P. C. B & Ouliaris, S. (1990). Asymptotic Properties Of Residual Based Tests For Cointegration. *Econometrica*, vol. 58, No. 1, pp. 165-193
- Ranaldo, A. & Söderlind, P. (2007). Safe Haven Currencies. *Swiss national bank working papers*. Discussion Paper no. 2007-22, University of St. Gallen, Department of Economics
- Rogoff, K. (1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of economic literature*. Vol XXXIV, pp. 647-668, June
- Rossi, B. (2013). Exchange Rate Predictability. *Journal of economic literature*, 51, pp. 1063-1119.
- Saeed, A. & Awan, R.U. & Sial, M. H. & Sher, F. (2012). An Econometric Analysis Of Exchange Rate In Pakistan. *International Journal of Business and Social Science*. 3, No. 6, March
- Yu-chin, Chen. & Tsang Ping, Tsang. (2009). What Does The Yield Curve Tell Us About Exchange Rate Predictability? *Working papers UWEC-2009-04*, University of Washington, Department of Economics

Internetkällor:

Giles, D. (2013). ARDL Models-part 2 Bounds Tests. Econometrics Beat: Dave Giles Blog. Accessed 21 July 2016, <<http://davegiles.blogspot.se/2013/06/ardl-models-part-ii-bounds-tests.html>>

Investopedia n.d. VIX-CBOE Volatility Index. Accessed 22 July 2016, <<http://www.investopedia.com/terms/v/vix.asp>>

Kottasova, Ivana. (2016). Brexit Britain: Pound drops to \$1.28. CNN-Money-International-Markets. Accessed 22 July 2016, < <http://money.cnn.com/2016/07/06/investing/brexit-pound-drops/>>

Leigh, D. Liang, & Weicheng, L. & Poplawski-Ribeiro, M. & Tsyrennikov, V. (2015). Exchange Rates Still Matter For Trade. IMF News Article. Accessed 21 July 2016, < <https://www.imf.org/external/pubs/ft/survey/so/2015/RES092815B.htm>>

Nag, Anirban & Mcgeever. J. (2016). Foreign exchange, the world's biggest market, is shrinking. Reuters, United states. Accessed 21 July 2016, < <http://www.reuters.com/article/us-global-fx-peaktrading-idUSKCN0VK1UD>>