



LUNDS
UNIVERSITET

Kan de svenska hushållens skuldsättning förklara den strukturellt svaga kronan?

Nationalekonomiska institutionen

Kandidatuppsats

Augusti 2023

Författare: Fiffi-Fiona Eriksson Mogensen

Handledare: Fredrik NG Andersson

Abstract

This paper examines whether the increased debt in Swedish households has an impact on the Swedish exchange rate. A hypothesis is formulated based on several empirical studies, which claims that the Swedish banks use market financing in foreign currency to cover Swedish house loans. By using data from the period 2002 to 2022 on the Swedish exchange rate index and data from the largest banks in Sweden, a linear OLS model is established. The model estimates a relationship between the debt structure of households in Sweden and the Swedish exchange rate. The results indicate a potential relationship between the debt structure of households and the exchange rate; however, the result showed that the effect on the exchange rate could vary.

Keywords: exchange rate, household debts, market financing.

Innehållsförteckning

1. Inledning.....	4
2. Bakgrund.....	6
2.1 Hushållens skuldexpanding.....	6
2.2 Teori	8
2.3 Skuldsättning och växelkursen.....	9
2.4 Marknadsfinansieringens risker.....	11
3. Empirisk analys	15
3.1 Regressionsmodell	15
3.2 Data och deskriptiv analys.....	18
3.3 Resultat.....	21
3.4 Resultatdiskussion.....	27
4. Avslutning.....	31
5. Referenser.....	32

Appendix

1. Inledning

Denna uppsatts undersöker om de svenska hushållens höga skuldkvot som finansieras av marknadsfinansiering genom utländska lån, är en eventuellt bidragande faktor till kronförsvagningen och dess nedåtgående trend. Kronan har försvagats mot euron i över 10 års tid och den strukturellt svaga kronan har väckt debatt då deprecieringen av kronan inte överensstämmer med Riksbankens prognoser. Riksbanken har under flera år haft centrala skäl till att förvänta en appreciering av kronan. De menar att Sveriges sparandeöverskott mot omvärlden, starka statsfinanser och en välskött ekonomi i jämförelse med många andra länder skulle ha samverkat till en appreciering av kronan. Deprecieringen av kronan har ingen påvisad förklaring och under det senaste året har nedgången i kursen dessutom accelererat. Under år 2022 visar siffror en kronförsvagning på närmare 10 procent (Riksbanken 2023a). Utifrån det ekonomiska läget belyser Riksbanken att den strukturellt svaga kronan påverkar ekonomin i fel riktning då en svag växelkurs försvårar för Riksbankens inflationsbekämpande (Riksbanken, 2018).

Utifrån detta görs en studie som undersöker om kronkursens nedåtgående trend kan förklaras av en faktor som inte studerats ännu: hushållens ökade skulder. Detta leder till frågeställningen: Kan de svenska hushållens skuldsättning förklara den strukturellt svaga kronan?

Utifrån Riksbankens uttalanden och rapporter har marknadsfinansieringen ökat i takt med hushållens skuldexpanding. Marknadsupplåningen i utländsk valuta expanderade innan finanskrisen år 2008 till följd av ett fall och har sedan dess ökat i en tilltagande takt efter finanskrisen år 2010. I samband med marknadsupplåningen har hushållens skulder accelererat sedan början år 2014 och en strukturell kronförsvagning har konstaterats från år 2014. Därav syftar denna uppsatts till att undersöka om det finns ett samband mellan dessa tre ekonomiska tillstånd.

Vidare har prognosavvikelsen och kronkursens nedåtgående trend analyserats av av empiriska studier inom området. De påstår att hushållens skulder finansieras av utländska lån genom marknadsfinansiering, vilket kan vara en eventuell bidragande faktor till kronförsvagningen och dess nedåtgående trend. Hahm m.fl. (2013) menar att kreditboomen i utländsk valuta, i syfte att finansiera bolånen, medverkar till kapitalflöden och

valutafluktuationer. Kauko (2012) belyser att marknadsfinansieringen skapar obalanser i varu- och tjänstemarknaden vilket understöds i en senare studie av Kauko (2014) som påpekar att den internationella marknaden ger tillgång till ökade krediter genom utlandslån i syfte att finansiera svenska bolån. Studien påvisar att kreditexpansionen medverkar till en ökad importefterfrågan. Detta belystes även i en studie av Kiander m.fl. (2011) som menade att kreditexpansionen i Sverige under tidigt 1990-tal användes för att köpa varor från utlandet. Dessa studier implicerar att marknadsfinansieringen som finansierar hushållens ökade skulder medför till en depreciering av valutan vilket kan förklaras av Mundels (1963) ekonomiska teori.

Vidare framhäver Davis m.fl. (2016), Avdjiev m.fl. (2020), Eklund m.fl. (2012) och Ingves (2013) riskerna med marknadsfinansieringen i takt med de ökade utbuds- och efterfrågeobalanser hos valutan. Detta tydliggörs även av Dornbusch (1976) som studerade växelkursförändringar i små, öppna ekonomier som belyser att en expansion hos penningmarknaden, sker vid en ökad kreditinlåning och frodas genom en expansiv penningpolitik. Detta menar Mundel (1963), genom ekonomisk teori, medverka till en depreciering av valutakursen. Detta understryks även av Cao m.fl. (2021), de menar att centralbankens expansiva penningpolitik kan skapa ytterligare nedgång av växelkursen genom ökning av bankers lån i utländsk valuta. Sammantaget visar studierna tecken på att ett högt risktagande skapar valutafluktuationer som sker till följd av en ökad kreditefterfrågan av hushållen.

Uttalandet testas genom att lokalisera om det finns ett samband mellan den strukturellt svaga kronan och hushållarens höga skulder som finansieras av storbankernas lån i utländsk valuta. Vidare presenterar bakgrunden problematiken med marknadsfinansieringen kopplat till hushållens ökade skulder genom tidigare empiriska studier. Teorin belyser vilka kanaler som kan beskriva hur skuldsättningen hos de svenska hushållen kan påverka växelkursen. Därefter görs en empirisk analys genom utformande av en regressionsmodell som ska studera om en ökning av bankernas lån i utländsk valuta kan medverka till deprecierandet av kronan. Resultatet visade att sambandet mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta delvis kan förklara hypotesen om att de svenska hushållens ökade skuldsättning kan förklara den strukturellt svaga kronan. Analysen är betydande för Sveriges framtida ekonomiska utveckling.

2. Bakgrund

Flera rapporter och analyser från Riksbanken och Finansinspektionen har belyst hur hushållens skuldkvot bidrar till ekonomisk ostabilitet genom marknadsfinansiering. I avsnittet om hushållens skuldexpanding förankras även detta till den strukturellt svaga kronan.

Vidare återfinns flertalet kanaler som kan beskriva hur skuldsättningen hos de svenska hushållen kan påverka växelkursen. Dessa redogörs i teoriavsnittet genom användning av Mundell Fleming modellen som är lämplig vid analys av växelkursförändringar i små, öppna ekonomier som är väl integrerade på den internationella världsmarknaden. Modellen fördjupar sig i hur växelkursen påverkas av penningpolitiken via tre marknader: *den inhemska penningmarknaden, varu- och tjänstemarknaden* samt *den internationella marknaden*. Vidare i avsnittet skuldsättning och växelkursen sammanlänkas dessa kanaler med empiriska studier som i praktiken redogör för hur hushållens bolån genom marknadsfinansiering kan medverka till en depreciering av kronkursen. Därefter i avsnittet marknadsfinansieringens risker presenteras de risker som tillkommer vid lån i utländsk valuta, vilket framhävs av empiriska studier och expertutlåtanden inom området.

2.1 Hushållens skuldexpanding

I publicerandet av den penningpolitiska rapporten från februari 2023 framgick tre interventioner¹ som skulle medverka till minskad inflation och en apprecierande effekt på kronkursen (Riksbanken, 2023a). Under april 2023 publicerade Riksbanken årets andra penningpolitisk rapport. Den framhöll att de ekonomiska interventionerna inte har haft önskad effekt då siffror visade på en oföränderlig växelkursutveckling och en knapp nedgång i den underliggande² inflationsnivån (Riksbanken, 2023b). Riksbankens upplysande av det ekonomiska läget belyser att Sverige präglats med en strukturellt svag krona under flera år utan någon entydig förklaring, vilket är ett tecken på att orsaken till deprecieringen av kronan bör

¹ Ingripandet innefattar en ökning av styrräntan till på 3,0 procent, en gradvis försäljning av statsobligationer, vilket ska öka efterfrågan och skapa en apprecierande effekt på kronan. Detta ska även medverka till en räntestigning på statsobligationerna vilket kan bidra till ett ökat förtroende för den nationella ekonomin och därmed attrahera utländska investerare, vilket i sin tur ökar efterfrågan på kronan som bidrar till appreciering. Den sista aktionen innefattar en ökad emissionsvolym av riksbankscertifikat vilket ska medverka att dämpa inflationstrycket.

² Underliggande inflation syftar till den långsiktiga inflationen där volatila prisförändringar, som orsakas av exempelvis fluktuerande energipriser (Riksbanken, 2023b).

undersökas. Finansinspektionen (2019) belyser viktigheten av att analysera hur förhållandena på den finansiella marknaden påverkar kronans rörelse. Förutom den strukturellt svaga kronan möter svensk ekonomi ytterligare ett problem beträffande hushållens höga skuldkvot. Hushållen är en betydande ekonomisk aktör på marknaden, som genom sina stora skulder, leder till ett finansiellt risktagande för hela ekonomin. Detta uppmärksammas även av Riksbanken (2023a) som menar att bankerna tar höga risker när de finansierar utlåningar till hushållens bolån genom exponering av marknadsfinansiering i utländsk valuta.

Från september år 2008 till juli år 2009, sänktes räntan med 450 räntepunkter, från 4,75 procent ner till 0,25 procent under loppet av mindre än ett år, vilket är anmärkningsvärt (Riksbanken, 2023). Till följd av den expansiva penningpolitiken som Riksbanken förde efter finanskrisen år 2008 och som sedan expanderade under år 2014, stack skulderna hos de svenska hushållen i väg och har sedan dess ökat i en tilltagande takt. I ett pressmeddelande från SCB (2023b) framgår det att de svenska hushållens skulder är höga i förhållande till inkomsterna. Skulderna ligger på omkring en halv miljon kronor per person, vilket motsvarar uppvisa de tredje största skulderna i EU. De påpekar även att majoriteten av skulderna går till bolån.

De svenska bolånen finansieras av storbankerna Nordea, SCB, Swedbank och Handelsbanken genom en ökad kreditgivning som har riktas bostadsändamål. Omkring 60 procent av bankernas totala tillgångar består av utlåningar till kunder. Storbankerna har omkring 75 procent av bolånemarknaden. Kreditexpansionen till hushållen skapar en obalans i systemet då kreditgivningen har växt mer än inlåningen från allmänheten. Under de senaste 10 åren har marknaden expanderat utanför Sverige och storbankerna har finansierat inlåningsunderskottet genom marknadsfinansiering i utländsk valuta. Detta har skett i samband med hushållens ökade lån till bostadsändamål. Marknadsfinansiering kan möjliggöra för riskdiversifiering och skapa en ökad penningmängd utöver de traditionella insättningarna från kunder. Denna typ av finansiering sker både i kronor och utländsk valuta. Idag har de svenska bankerna ett inlåningsunderskott på omkring 3000 miljarder kronor Eidestedt m. fl (2020).

Vidare, år 2013 ökade Riksbanken valutareserven för att täcka valutamarknadens lån vid en valutakris. En analys av finansinspektionen, baserad på historiska trender, påpekar att valutareserven är betydande för Sverige eftersom bankerna är integrerade på den internationella

marknaden genom sina skulder i utländsk valuta (Lundgren, 2021). Riksbankens ingripande markerar att kronan är ständigt exponerad för valutafluktuationer då de måste stärkas med en valutareserv i syfte att försvara valutans i nödlägen.

Utifrån Riksbankens två penningpolitiska rapporter från februari och april år 2023 samt finansinspektionens redogörelse för finansiell stabilitet understryks två intressanta problemområden: *den strukturellt svaga kronkursen och hushållens höga skuldkvot genom marknadsfinansiering.*

2.2 Teori

Taylorregeln är bunden till *den inhemska penningmarknaden* och är en ekonomisk modell som återger hur centralbanker reglerar inflationen, resursutnyttjandet och den långsiktiga räntan. Detta görs med styrräntan som penningpolitiskt verktyg, vilket i sin tur påverkar växelkursen. Modellen används som ett riktmärke för att värdera penningpolitiska beslut (Jonsson m.fl. 2017). Centralbanken styr mot inflationsmålet genom att föra en åtstramande penningpolitik med räntehöjningar när inflationen överstiger inflationsmålet och när resursutnyttjandet överstiger den långsiktiga nivån. Samt i motsatts till detta, föra en expansiv penningpolitik och sänka räntan när inflationen och resursutnyttjandet ligger under sitt mål. Riksbanken har inget mål för den svenska kronkursen utan har som högsta syfte att hålla inflationen till 2 %, med en avvikelse på 0,5 %. Därav är Riksbankens inflationsmål som uppnås genom ränteverktyget, en betydande faktor som påverkar växelkursen (Riksbanken, 2023c). Räntekanalerna har sedan inverkan på växelkursen genom kapitalflöden samt utbud och efterfrågan av växelkursen på den internationella marknaden, vilket förklaras nedan.

In- och utflöden av kapital har inverkan på växelkursen genom *den internationella marknaden*. Räntan anger avkastningen och kapital flödar dit den genererar högst avkastning. Den inhemska räntan återges som i och den utländska räntan skrivs som i^* . En högre ränta i utlandet än i hemlandet $i < i^*$, medverkar till ett kapitalutflöde respektive en högre ränta i hemlandet än i utlandet $i > i^*$ vilket medverkar till ett kapitalinflöde. Därav påverkar omvärldens räntor växelkursen genom att det råder positiv korrelation mellan räntan och växelkursen (Mundell, 1963).

Vidare kan *varu- och tjänstemarknaden* återge effekter på ekonomins investeringar och sparande, vilket har ett avtryck på ekonomins BNP. En flytande växelkurs innebär att centralbanken står utan förfogande över växelkursen. Detta innebär att landets bytesbalans styrs endogent av händelser på den internationella varu- och tjänstemarknaden genom import- och export. En högre efterfrågan på utländska varor leder till en ökad import och en nedgång i bytesbalansen och BNP. En högre efterfrågan på de inhemska varorna leder till en ökad export och en uppgång i bytesbalansen och BNP. En högre efterfrågan på utländska varor leder till ett importöverskott och en reducerad bytesbalans. Den finansiella balansens utgörs av nettot av importen och exporten. Detta sker då lån i utländsk valuta genererar ett kapitalutflöde från det inhemska landet vilket reducerar den finansiella balansen (Dornbusch 1980). Vidare medverkar den högre efterfrågan på utländsk valuta än på inhemsk valuta till en depreciering av den inhemska valutan. Därav utgörs ett lands bytesbalans av kapitalflöden mellan länderna, vilket medverkar till växelkursförändringar (Mundell, 1963).

Sammantaget kan både penningmarknaden genom ränteinterventioner hos Riksbanken, kapitalflöden genom den internationella marknaden samt bytesbalansen som utgörs av import och export hos varu- och tjänstemarknaden påverka växelkursen.

2.3 Skuldsättning och växelkursen

En studie av Hahm m.fl. (2013) påvisade hur internationella kapitalflöden, som sker till följd av hushållens kreditexpansion i utländsk valuta har inverkan på växelkursen. Hahm m.fl. (2013) konstaterade att höga nivåer av bankkulder i utländsk valuta gav upphov till valutakriser. Detta realiserades när bankerna ökade sin utlåning genom nyttjande av andra finansieringskällor, i stället för att använda traditionella insättningar från kunder. När bankerna använder sig av så kallad *non-core liabilities*³, resulterar detta i en ökad sårbarhet vid kriser genom att utsätta landet för valutafluktuationer. De understödde sina argument genom att undersöka utfallet av en kreditboom, där banklånen i utländsk valuta expanderade vilket bidrog till stora kapitalflöden. Studien visade att när kreditboomen sedan minskade och kapitalflödena reducerades, påverkades landets valuta genom utbuds- och efterfrågestörningar på valutan.

³ Non- core liabilities är skulder som banker upptar utanför kärnverksamheten.

Vidare påvisade i en studie av Kauko (2012) att ökade lån i utländsk valuta skapade obalanser på varu- och tjänstemarknaden. Kauko (2012) menade att uppkomsten av makroekonomiska risker, vilket i ett senare stadie utmynnade i ekonomiska kriser, utvecklades genom banklån i utländsk valuta vilket resulterade i ett bytesbalansunderskott. Detta medförde till att banksystemets kreditkvalitet försämrades. Det framgick även att de inhemska aktörerna på marknaden som spenderade intjänade pengar och inte från utländska lån, medverkade till ett mer stabilt kassaflöde. Således kan denna studie belysa att ökade skulder från hushållen som finansieras med utlandslån leder till ett minskat bytesbalansunderskott och medför till makroekonomiska risker.

Detta kan förklaras av en studie utförd av Kauko (2014) som redogjorde för hur hushållens ökade skulder genom utlandsfinansiering medverkade till en ökad efterfrågan på utländsk valuta genom importmarknaden. Kauko (2014) menar att bankkriser grundar sig i en så kallad "boom" period som karaktäriseras av ökade krediter från bankerna genom lån i utländsk valuta. Studien observerade att en så kallad uppbyggnadsfas, där bankerna ökar sina krediter genom utlandslån och skapade ett bytesbalansunderskott. De menade att i takt med en ökning av nettoskulden i utlandet möjliggörs ökade krediter till hushållen som stimulerade efterfrågan på importvaror.

Detta belyste även en studie av Kiander m. fl (2011), som menade att kreditexpansionen som skedde i Sverige under 1990-talet, i syfte att finansierade de växande bostadslånen, spred sig till importmarknaden där krediterna användes till import av varor från utlandet. Utifrån Mundel Flemming modellen förtydligas hur fria kapitalflöden på den internationella varu- och tjänstemarknaden skapar en ökad efterfrågan på utländsk valuta som medverkar till en depreciering av valutan. Därav kan (Mundel 1963) förtydliga hur den ökade importen inverkan på nationella valutan genom en depreciering.

Sammantaget finns flertalet kanaler som kan beskriva hur skuldsättningen hos de svenska hushållen kan påverka växelkursen. Hahm m.fl. (2013) menade att kreditboomen i utländsk valuta som förorsakas av hushållens ökade lån, medförde till kapitalflöden på den internationella marknaden vilket orsakade valutafluktuationer. Vidare menade Kauko (2012)

att marknadsfinansieringen, som i synnerhet sker till hushållens bolån, leder till ekonomiska kriser. Detta skapar, genom varu- och tjänstemarknaden, ett ökat bytesbalansunderskott som ytterligare en studie av Kauko (2014) påpekas medverka till en ökad utlandsnettoskuld genom en tilltagande ökning av importen. Dessa understödjs av Mundel (1963) och Dornbusch (1980) ekonomiska teori om att en ökad efterfrågan på utländsk valuta medverkar till en depreciering av den inhemska valutan. Vidare belyses marknadsfinansieringens risker och hur hushållens ökade krediter genom penningmarknaden kan medverka till växelkursförändringar.

2.4 Marknadsfinansieringens risker

Davis m.fl. (2016), framhöll i en studie hur växande lån från den privata sektorn kan förknippas med bankkriser. De påvisade att den ökade kreditutlåningen som innebär lån utländsk valuta, även medförde till en reducerad bytesbalans. En kreditutväxt i samband med en negativ bytesbalans kan ytterligare förstärka riskerna för bankkriser. De påpekade även att innan år 2008 uppvisade Sverige högst kreditlån av alla europeiska länder. Därav belyser Davis m.fl. (2016) att hushållens ökade skulder genom en ökad marknadsfinansiering i takt med ett reducerat bytesbalansunderskott medförde till risker för bankkriser.

Vidare i en studie av Avdjiev m.fl. (2020) analyserades vilka risker ett lands ekonomi utsätts för i takt med bankernas utlandsfinansiering. I samband med coronapandemins finansiella störningar undersökte de utfallet av en ökad efterfrågan på den amerikanska dollarn i takt med att utbudet på dollarn minskade. De konstaterade att efterfrågeökningen på dollarn skapade en ökad kostnad vid anskaffning av dollar samtidigt som valutaswappar ökade i pris då de fanns i en begränsad tillgång under pandemin, vilket skapade störningar i den finansiella globala kedjan. Problematiken som uppkom kan sammanlänkas med en rapport från Eklund m.fl. (2012) som belyser hur valutaomvandlingen skapar en utbuds- och efterfrågeobalans specifikt i Sverige. Då tillgången på swapparna reduceras krävde de svenska bankerna en motpart som förlängde swappen i syfte att förse bolånemarknaden med svenska kronor.

Eklund m.fl. (2012) menade att Sverige, som är ett litet land med en egen valuta och en gränsöverskridande bankverksamhet inte har samma innehav av stora handelsvalutor, såsom euro och dollar. Därav ökar behovet av att emittera skuld i svensk valuta på den internationella marknaden. De svenska bankerna finansierar omkring 700 miljarder kronor av sin utlåning med

utländsk valuta genom marknadsfinansiering varav cirka en tredjedel går till bostadslån. Detta sker genom valutaswappar där upplåningen i utländska valuta omvandlas till svenska kronor på längre löptider. De svenska bankernas omvandling till svensk valuta genom en annan utländsk bank kräver att den utländska banken tillhandahåller kronor som de som regel lånar från andra svenska bank med kort löptid. Detta medför till att de utländska bankerna snabbt kan lämna den svenska marknaden ifall marknaden uppfattas som osäker. Omvandlingen medför till att bankerna utsätts för risker och är sårbara för störningar. Exempelvis skapade swappmarknaden problem år 2010, efter finanskrisen år 2008, då Riksbankens tre lån med löptid förföll. Det skapade osäkerhet och rubbningar på den svenska lånemarknaden då detta ledde till ett ökat säljtryck av CYY-swappar som finansierades i kronor.

Utifrån studien av Avdjiev m. fl (2020) och rapporten från Eklund m.fl. (2012) understryker de riskerna som uppkommer när motparter drar sig undan på swappmarknaden. Detta skapar störningar på valutamarknaden genom utbuds- och efterfrågeobalanser på valutan. Detta styrks även av Ingves (2013) som upplyste riskerna med marknadsfinansieringen. Han använde den ekonomiska teorin om kapitalplaceringar i syfte att förklara hur kronkursen, som är en relativt liten valuta, snabbt utsätts för ekonomiska utmaningar när den ständigt exponeras för den internationella finansiella marknaden. Ingves (2013) påpekade två sammanlänkande svagheter i Sveriges finansiella system: hushållens höga skuldkvot och bankernas marknadsfinansiering i utländsk valuta samverkar till ett löpande behov av omvandling av upplåning i utländsk valuta till svenska kronor.

Sammanfattningsvis främhäver Davis m.fl. (2016), Avdejiev m.fl. (2020), Eklund m.fl. (2012) spridningsriskerna med bankernas utlandsverksamhet vid en störning eller kris genom valutafluktuationer som gör systemet sårbart och kan skapa avtryck i den svenska ekonomin när valutan utsätts för utbuds- och efterfrågeförändringar⁴. Belysandet kan sammanlänkas till hushållens ökade skulder genom Ingves (2013) som beskriver att den ökade kreditexpansionen sker till bostadsändamål.

⁴ En minskad efterfrågan av valutan i ett land med en rörlig växelkurs leder till depreciering av valutan (Mundel, 1963).

Nedan beskrivs, utifrån två empiriska studier, hur Riksbankens ränteintervention genom expansion på penningmarknaden kan medverka till en depreciering av kronkursen, vilket sker till följd av en ökad skuldbenägenhet hos hushållen.

Dornbusch (1976) studerade växelkursförändringar i små öppna ekonomier. Studien menade att en expansion hos penningmarknaden, vilket sker vid en ökad kreditinlåning, medverkar till en depreciering av valutakursen. Detta sker i samband med att centralbanken svarar med en hög respons av penningefterfrågan genom att öka utbudet av pengar via en expansiv penningpolitik. Interventionen genererar en lägre ränta vilket i sin tur leder till ett utflöde av kapital. Detta beskriver Mundel (1963) ske via in- och utflöde av kapital på den internationella marknaden. En lägre ränta i hemlandet än i utlandet leder till en depreciering av valutan eftersom kapital flödar dit det genererar högst avkastning.

Efterverkningarna av hushållens ökade skuldbenägenhet som frodas av centralbankens lågräntepolitik kan även understrykas i studie av Cao m.fl. (2021). De menade att en expansiv penningpolitik genom en låg styrränta från centralbanken medförde till en ytterligare ökad efterfrågan på bankutlåning, vilket medförde till ökade skulder i utländsk valuta. Studien påvisar att den ökade kreditefterfrågan som skedde genom hög respons från centralbankens kan ytterligare stimulera till lån i utländsk valuta genom en penningexpansion och medföra till valutafluktuationer.

Utifrån de kanaler som kan beskriva hur skuldsättningen hos de svenska hushållen kan påverka växelkursen genom ekonomisk teori, empiriska studier och riskuttalanden formuleras en hypotes. De svenska hushållens skulder medverkar till en depreciering av kronkursen, genom storbankernas marknadsfinansiering som medför till ett löpande problem. Detta understöds av Hahm m.fl. (2013) som menar att svenska hushållens kreditexpansion i utländsk valuta har en inverkan på växelkursen genom att kreditboomen medverkar till en penningexpansion vilket leds av en expansiv penningpolitik som Jonsson m.fl. (2017) och Riksbanken (2023c) belyser sker via Riksbankens räntekanal. Dornbusch (1976) menar att centralbanker som bemöter penningefterfrågan med en expansiv penningpolitik som Mundel (1963) beskriver genom den internationella marknaden, bidrar till ett kapitalutflöde och en depreciering av kronkursen. Lågräntepolitiken menar Cao m. fl (2021) medverka till ytterligare skulder i utländsk valuta.

Hypotesen om att hushållens skulder medför till en depreciering av valutan formateras även från ett strukturellt problem genom att Kauko (2012) menar att en ökad nettoskuld till utlandet medverkar uppvisas genom reducerad bytesbalans. Vilket Kauko (2014) menade ökade efterfrågan på importen som Kiander m.fl. (2011) påvisades ske i Sverige under 1990-talet då nettoskulden framkallade en ökad importefterfrågan. Detta förtydligas genom Mundel (1963) som menar att ökad efterfrågan på utländsk valuta medverkar till en depreciering av den inhemska valutan. Utlandsskulder möjliggörs genom fria kapitalflöden internationellt. Detta menar även Ingves (2013) har att göra med de expanderade bolånen i Sverige, som genom den internationella marknaden genererar till ett öppet kapitalflöde och medför till valutafluktuationer.

Ytterligare två centrala faktorer som har inverkan på den svenska växelkursen är arbetslösheten som anger produktivitet i ett land samt inflationsskillnader. Dessa betonas i syfte att formatera en senare regressionsmodell där dessa faktorer läggs in som kontrollvariabler.

I en studie av Sun m.fl. (2004) beskriver de med hjälp av Fischer ekvationen hur valutan deprecierar respektive apprecierar vid inflationsskillnader mellan länder under en flytande växelkurs. Den reala räntan, r , kan beskrivas som skillnaden mellan den nominella räntan, i , och förväntad inflationstakt π^e . Real ränta = nominell ränta – förväntad inflation. Avkastningen vid sparande ökar vid en nominell räntehöjning men minskar vid en inflationsökning. Det betyder i sin tur att en hög inflation på lång sikt medverkar till en depreciering av valutan eftersom inflationen reducerar penningvärdet. Därav kompenseras skillnader i inflationsnivåer av växelkursen. En lägre inflation i utlandet jämfört med i hemlandet medverkar till en depreciering av valutan, relativt till andra länders valuta och vice versa.

Centralbanken reglerar inflationen och resursutnyttjandet med hjälp av räntekanalerna. Ett lågt resursutnyttjande och en låg sysselsättning resulterar i en hög arbetslöshet. Öberg (2007) menar att en hög produktivitet i Sverige karaktäriseras av låga inflationsnivåer till följd av en lagom löneutveckling. Utifrån detta indikerar en låg arbetslöshet på ett högre resursutnyttjande vilket Öberg (2007) menar medfört till att Riksbanken fört en lågräntepolitik som medverkar till en deprecierande effekt på växelkursen (Riksbanken 2023c). Produktiviteten i ett land som

kopplas till graden av arbetslöshet som styr sysselsättningen är en central faktor som har inverkan på den svenska kronkursen vilket är betydande vid en analys av växelkursen.

3. Empirisk analys

För att testa hypotesen om de svenska hushållens skuldsättning kan förklara den strukturellt svaga kronan skapas fyra regressionsmodeller. Ekvationerna är simultana eftersom de empiriska studierna och teoriavsnittet belyser att flera av variablerna samverkar med varandra genom att inkludera flera ekonomiska marknader. Regressionerna görs i datorprogrammet Eviews och skattar det sammanlagda sambandet mellan variablerna. Resultatet påvisar om det finns ett kausalt samband mellan variablerna, som i sin tur kan förklara förändringar i växelkursindex. Resultaten presenteras i tabell 1–4.

3.1 Regressionsmodell

Nedan presenteras den multipla regressionsmodellen för period t utan laggar.

$$\Delta \ln \sigma_t = \alpha + \beta_1 L_{UV_t} + \beta_2 UE_t + \Delta \beta_3 BOP_t + \beta_4 \ln FAB_t + \Delta \beta_5 \ln \pi_{SV_t} + \Delta \beta_6 \ln \pi_{EU_t} + \Delta \beta_7 \ln \pi_{US_t} + \Delta \beta_8 P_t + \Delta \beta_9 iSV_t + \Delta \beta_{10} iEU_t + \Delta \beta_{11} iUS_t + dummy1 + dummy2 + \varepsilon_t \quad (1)$$

Anm. Δ =variabeln är differentierad. In= variabel är logaritmerad.

Regressionsmodell (1) består av den beroende variabeln; växelkursen (σ_t) som är en funktion av den oberoende variabeln; de svenska storbankernas lån i utländsk valuta (L_{UV_t}). Detta understöds av tidigare studier som Hahm m.fl. (2013) och Kauko (2012) som menar att kreditboomen i utländsk valuta som förorsakas av hushållens ökade lån medför till kapitalflöden som på den internationella marknaden kan medföra till valutafluktuationer. Även Davis m.fl. (2016), Avdejiev m.fl. (2020), Eklund m.fl. (2012) och Ingves (2013) belyser att marknadsfinansieringen medför till obalanser på valutamarknaden genom utbuds- och efterfrågestörningar. I modellen tillkommer ytterligare förklarande variabler som utifrån tidigare empiriska studier genom penning-, varu- och tjänstemarknaden internationellt kan påvisa hur hushållens skulder kan tänkas ha en inverkan på växelkursen. Utifrån studien av Dornbusch (1976) som menar att hushållens skuldbenägenhet kan genom en responsiv

centralbank medverka till en expansiv penningpolitik genom ränteverktyget medför till ett löpande problem då det medför till en depreciering av växelkursen. Därav adderas den förklarande variabeln; räntan i Sverige (i_{SV_t}). Studien av Kauko (2014) menar att skulderna i utländsk valuta som upprättas till bolån, medverkar till ett strukturellt problem genom uppvisande av en reducerad bytesbalans till följd av en ökad nettoskuld till utlandet. Detta menade studien av Kiander m.fl. (2011) framkallade en ökad importefterfrågan, vilket medverkar till en reducering i den finansiella balansen. Den ökade importefterfrågan menar Mundel (1963) skapa en deprecierande effekt på valutan. Därav adderas de två förklarande variabelerna; finansiella balansen; (FAB_t), bytesbalansen; (BOP_t).

Ytterligare i regressionsmodell (1) tillkommer sju kontrollvariabler. Öberg (2007) och Riksbanken (2023c) menade att arbetslösheten, som anger produktiviteten i ett land påverkar växelkursen genom Riksbankens räntekanal, därav tillkommer kontrollvariablerna; arbetslösheten (UE_t) samt; produktiviteten (P_t). Utifrån studien av Sun m.fl. (2004) kan Fischer ekvationen motivera hur inflationsskillnader mellan Sverige och omvärlden kan påverka växelkursen i takt med ränteskillnader mellan länder. Därav adderas kontrollvariablerna; inflationen i Sverige (π_{SV_t}); Euroområdet π_{EU_t} ; USA (π_{US_t}) samt; räntorna i Euroområdet (i_{EU_t}); USA (i_{US_t}), vilka är centrala faktorer som påverkar växelkursen. *Dummy*⁵ tillsätts i alla regressioner för att korrigera för extremvärden som tillkommer när värdena avviker avsevärt från datan och resterande observationer. *Dummy*⁶ tillkommer för att korrigera för icke-stationäritet, (α) är en konstant och (ε_t) utgörs av feltermen.

Variablerna i tidsseriedata verkar oftast med fördröjd effekt på en eller flera andra variabler. I regressionsmodell (2) som presenteras nedan har den oberoende variabeln; bankernas lån i

⁵ Utifrån analys av residualerna avviker datan och påvisar extrema värden under månaderna: 2002M06, 2003M05, 2008M09, 2008M10, 2008M11, 2008M12, 2009M01, 2009M02, 2009M03, 2009M04, 2009M05, 2009M07, 2009M08, 2012M07.

Dummyvariabeln har värdet 1 på de angivna månaderna och värdet 0 på resterande och namnges som *dummy*₁.

⁶ Utifrån analys visade variablerna inflationen i Euroområdet (π_{EU_t}) och Sverige (π_{SV_t}) en icke konstant varians för månaderna: 2021M12, 2022M0, 2022M02, 2022M08, 2022M09, 2022M12, 2022M12

Dummyvariabeln har värdet 1 på de angivna månader och värdet 0 på resterande och namnges som *dummy*₂.

utländsk valuta (L_{UV_t}) en fördröjd effekt på den beroende variabeln; växelkursen (σ_t). Utifrån avsnittet som belyste riskerna med marknadsfinansieringen kan studien av Avdeijiev m.fl. (2020) påvisa att valutakurseffekterna tillkom först under coronapandemins finansiella störningar. Även rapporten från Eklund m.fl. (2012) konstaterade att efterföljderna av finanskrisen år 2008 hade en valutakurseffekt på grund av exponeringen mot utländsk valuta. Detta indikerar på att den oberoende variabeln samt de förklarande- och kontrollvariablerna skapar en fördröjd effekt på växelkursen. Även i avsnittet som framhäver skuldsättningen och växelkursen belyser Hahm m.fl. (2013) att kreditexpandingens påföljder tillkommer vid reducerandet av kreditexpandingen. Även Kauko (2012) och (2014) menar att det sker en så kallad uppbyggnadsfas innan kreditexpandingen uppvisar en inverkan på växelkursen som medför till en minskad bytesbalans och en ökad importefterfrågan.

Då majoriteten av studierna påpekar att hushållens ökade skulder i utländsk valuta har en fördröjd effekt på växelkursen skapas modeller där den oberoende-, förklarande- och kontrollvariablerna laggas upp till tre laggar. Dessa verkar med upp till tre månaders fördröjning på den beroende variabeln.

Regressionsmodell med laggar

$$\begin{aligned} \Delta \ln \sigma_t = & \alpha + \beta_1 L_{UV_{t-1}} + \dots + \beta_3 L_{UV_{t-3}} + \Delta \beta_4 BOP_{t-1} + \dots + \\ & \Delta \beta_6 BOP_{t-3} + \beta_7 \ln FAB_{t-1} + \dots + \beta_9 \ln FAB_{t-3} + \Delta \beta_{10} P_{t-1} + \dots + \Delta \beta_{12} P_{t-3} + \\ & \Delta \beta_{12} iSV_{t-1} + \dots + \Delta \beta_{15} iSV_{t-3} + \beta_{16} UE_{t-1} + \dots + \beta_{18} UE_{t-3} + \Delta \beta_{19} \ln \pi_{SV_{t-1}} + \dots + \\ & \Delta \beta_{21} \ln \pi_{SV_{t-1}} + \Delta \beta_{22} \ln \pi_{EU_{t-1}} + \dots + \Delta \beta_{24} \ln \pi_{EU_{t-3}} + \Delta \beta_{25} \ln \pi_{US_{t-1}} + \dots + \\ & \Delta \beta_{26} \ln \pi_{US_{t-3}} + dummy1 + dummy2 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

Anm. Fullständiga regressionsmodeller finns i appendix D

För variabler angiva i index tas logaritmen. Logtransformeringen av variabeln skapar en elasticitet. Dessa innefattar den beroende variabeln valutan (σ_t), inflationen i Sverige (π_{SV_t}), Euroområdet (π_{EU_t}) och USA (π_{US_t}). Den oberoende variabeln, bankernas lån i utländsk valuta är angiven i andelar av BNP, vilket motsvarar procent och därav tas inte logaritmen av denna. Övriga variabler som är angivna i numeriska värden tas logaritmen för att transformera dessa till procent, detta görs med variabeln bytesbalansen (BOP_t). Övriga variabler är angiva

som en andel vilket anges som ett procentuellt värde. Dessa variabler tas första differensen av, då de uppvisade en enhetsrot, vilket medför till att de anges som en procentuell förändring.

För att avgöra om datan är icke-stationär görs ett Augmented Dickey-Fuller test. Resultatet presenteras i appendix B. ADF-testet uppvisade att alla variabler förutom arbetslösheten (UE_t), storbankernas lån i utländsk valuta (L_{UV_t}) och den finansiella balansen ($lnFAB_t$) påvisades vara icke-stationära. För att korrigera för de variablerna som uppvisade icke-stationäritet tas första differensen, vilket markeras med: Δ . Datat är nu integrerat av ordningen ett. Variablerna: $\Delta ln\pi_{SV_t}$ och $\Delta ln\pi_{EU_t}$ uppvisade enhetsrötter trots de differentierande versionerna, vilket korrigeras genom att tillsätta *dummy2*. Modellen är följaktligen linjär i parametrar men inte i data.

3.2 Data och deskriptiv analys

Data hämtades månadsvis från åren 2002 till 2022, viss data hämtades kvartalsvis där datan för de olika kvartalen lades in månadsvis eftersom månadsdata inte var tillgänglig. Analysen utförs 10 år efter införandet av den rörliga växelkursen som infördes år 1992. Val av tidsperioden grundar sig i att bankernas lån i utländsk valuta ökade i takt med de växande skulderna hos hushållen under början av år 2000-talet, som sedan expanderade under år 2014. Detta skedde även i samband med flera växelkursförsvagningar som inträffade under 2000-talet samtidigt som storbankernas utlandsfinansiering ökade under 2000-talet.

De centrala variablerna utgörs av växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta. Data för beroendevariabeln, växelkursen hämtas månadsvis från Riksbankens⁷ kronindex. KIX-index presenterar ett viktat genomsnitt av kronkursen utifrån deras viktigaste handelsländer och är ett index som används för att mäta relativa förändringar i växelkursen genom tidsperioder. Den huvudsakliga förklarande variabeln utgörs av de svenska storbankernas in- och utlåning i utländsk valuta. Data för den hämtas månadsvis från SCB⁸ och mäts som en kvot i relation till BNP, vilket anges som procent. Data inhämtad för efterföljande variabler presenteras med respektive förkortningar i appendix A.

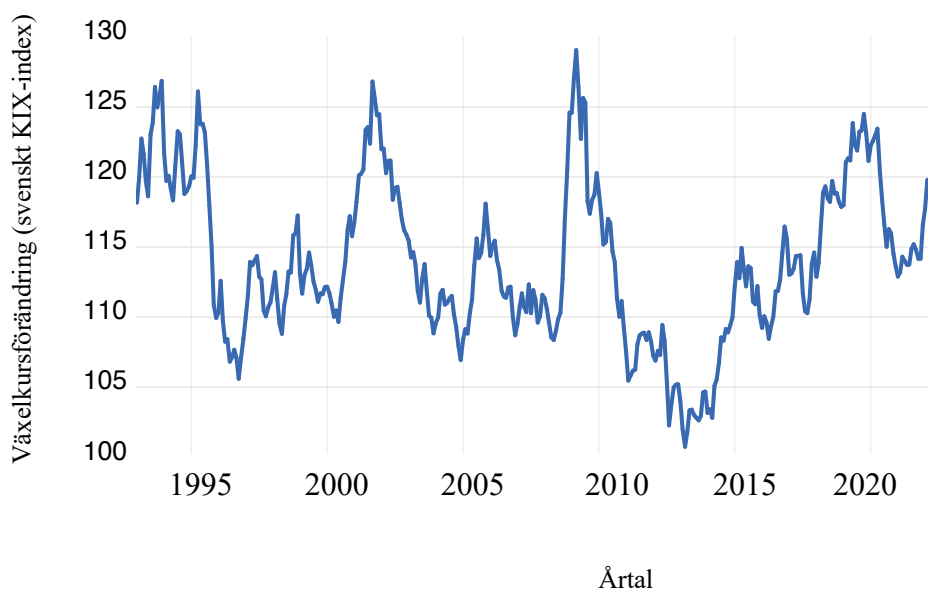
⁷ Riksbanken (2023) Hämtades online från: <https://www.riksbank.se/sv/statistik/sok-rantor--valutakurser/>

⁸ SCB (2023a). Hämtades online från:

https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_FM_FM0401_FM0401X/MFIM1/

I resultatet uppvisar tabell 1–4 marginaleffekten av en procentuell förändring i den beroende variabeln, växelkursindex σ_t , när den oberoende variabeln, storbankernas lån i utländsk valuta, L_{UV} ändras med en procent L_{UV} . Resultaten tolkas som att växelkursindexet är känsligt för förändringar hos den bankernas lån i utländsk valuta ifall koefficienten för L_{UV} uppvisar ett högt tal, respektive mindre känsligt för förändringar om koefficienten för L_{UV} ett lägre tal. Med stöd från de empiriska analyser som presenterats i bakgrunden skildras de förväntade resultaten utifrån data ovan. Utifrån värdena har diagram skapats i datorprogrammet Eviews. Diagram 1 uppvisar att den strukturellt svaga kronan har accelererat från och med år 2014. Samtidigt visar diagram 2 att hushållens skuldkvot⁹ har ökat i tilltagande takt under hela 2000-talet. Skulduppbyggnaden har även skett i takt med expanderingen av marknadsfinansiering i utländsk valuta, som visas i diagram 3. Båda dessa utvecklades vid början av 2000-talet sedan har skett i tilläggande takt.

Diagram 1: Växelkursutveckling sedan införandet av rörlig växelkurs i Sverige år 1992

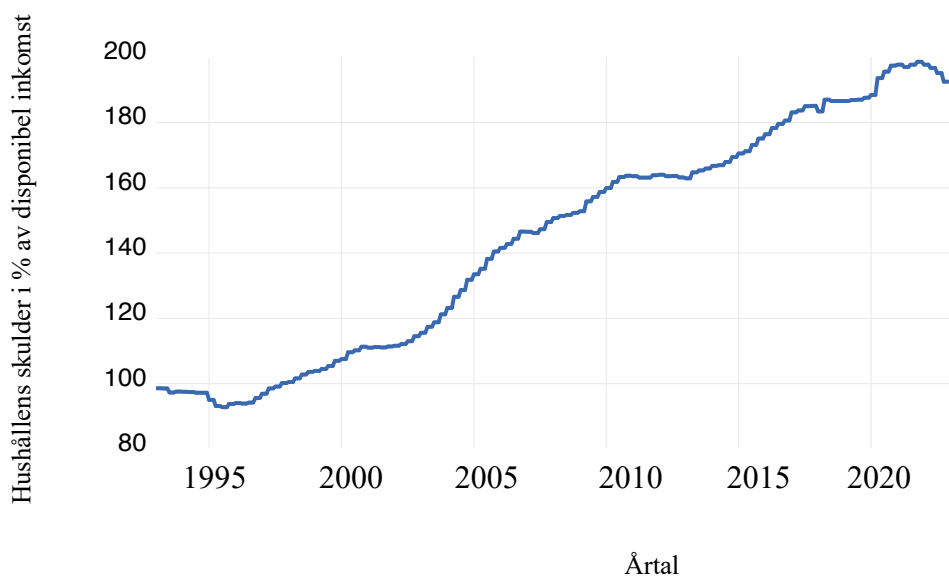


Källa: Riksbanken

⁹ SCB (2023c). Hämtades online från:

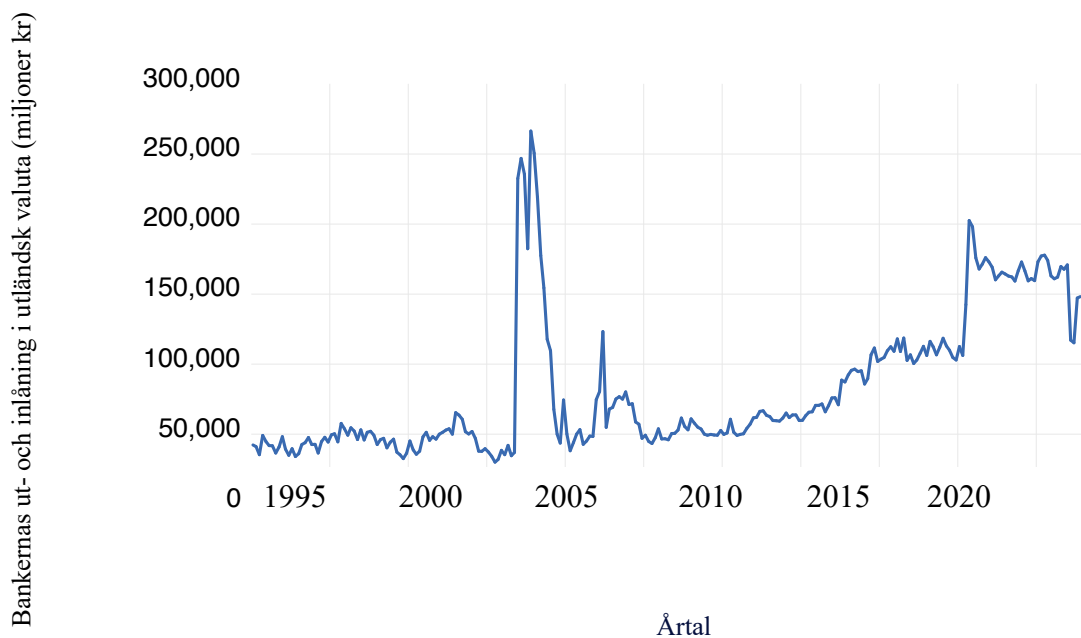
https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_FM_FM0401_FM0401X/MFIM1/

Diagram 2: De svenska hushållens skuldkvot



Källa: SCB

Diagram 3: Svenska storbankernas marknadsfinansiering i utländsk valuta



Källa: SCB

Utifrån tidigare empiriska studier och diagrammen finns stöd för att deprecieringen av kronan har påverkats av bankernas lån i utländsk valuta genom hushållens bolån.

Resultaten bör därmed uppvisa en positiv koefficient för variabeln; bankernas lån i utlandsvaluta L_{UV} , vilket medför till en uppgång i valutaindex som motsvarar en depreciering av växelkursen.

De förväntade resultaten kan förklaras av hypotesen som har formats från de tidigare empiriska studierna. Dornbusch (1976) och Cao (2021) som menar att centralbanker som bemöter kreditefterfrågan med en expansiv penningpolitik skapar ett löpande problem genom en depreciering av växelkursen genom räntekanalerna. Därav bör den förklarande variabeln; räntan i Sverige iSV_t förklara deprecieringen av kronan genom att uppvisa en marginaleffekt på växelkursindex. Även de förklarande variablerna; bytesbalansen BOP_t och; den finansiella balansen FAB_t bör uppvisa en marginaleffekt på växelkursindex. Kauko (2012) menar att en ökad nettoskuld till utlandet uppvisas genom ett ökat bytesbalansunderskott. Vilket Kauko (2014) menade ökade efterfrågan på importen som Kiander m.fl. (2011) påvisades ske i Sverige under 1990-talet då nettoskulden framkallade en ökad importefterfrågan. Detta bör uppvisas genom en reducerad finansiell balans.

3.4 Resultat

Resultatet för det skattade sambandet mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta presenteras i tabell 1.1–4.1. Fullständiga regressionsresultat finns i appendix E.

Ett Walds-test utförs för att testa om variablerna av samma lagglängder är gemensamt signifikanta för att undersöka om gruppen av variablerna har en samlad inverkan på växelkursindex. För att öka tillförlitligheten och uppnå en regressionsmodell som fångar upp riktiga samband mellan de oberoende variablerna och den beroende variabeln görs statistiska tester. Dessa innefattar Breusch Pagan -Test för autokorrelation, samt Breusch Pagan Godfrey-Test för heteroskedacitet. Dessa test presenteras i nedanstående tillhörande tabell 1.2–4.2.

Tabell 1.1: Skattade sambandet mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta

Beroende variabel:	
Valutan ($\ln\sigma_t$)	Koefficient
Antalet laggar	()
<i>Bankers lån i utländsk valuta (L_{UV})</i>	0,087701**
<i>Arbetslöshet (UE)</i>	-0,001137
<i>Bytesbalansen (ΔBOP)</i>	-0,030872
<i>Finansiella balansen ($\ln FAB$)</i>	-0,000028*
<i>Inflation i Sverige ($\Delta \ln \pi_{SV}$)</i>	-0,014863
<i>Inflation i EU ($\Delta \ln \pi_{EU}$)</i>	-0,064324
<i>Inflation i USA ($\Delta \ln \pi_{US}$)</i>	-0,136970**
<i>Produktivitet (ΔP)</i>	-0,000301
<i>Räntan i Sverige (Δi_{SV})</i>	-0,034056**
<i>Räntan i Euroområdet (Δi_{EU})</i>	-0,005957
<i>Ränta i USA (Δi_{USA})</i>	0,012758**

Anm.: Δ =Variabeln i regressionerna är differentierade.

\ln = Variabeln är logaritmerad.

**/* representerar signifikansnivåerna 5/10 %

Tabell 1.2: Statistiska tester

Statistiska tester	P-värde
Walds-test	0,0000**
R-squared	0,2560
Adjusted R-squared	0,2152
Breusch-Pagan Godfrey test	0,3361

Antal observationer: 250

Resultatanalys för tabell 1.1

Utifrån tabell 4.1 återfinns ett signifikant samband, med 95% konfidensintervall mellan växelkursen och storbankernas lån i utländsk valuta. Koefficienten är positiv, vilket medför till att en procents ökning av storbankernas lån i utländsk valuta har en positiv inverkan på 0,087701 procent på valutaindexet, vilket genererar en depreciering av växelkursen. Parameterskattningen är låg då koefficienten uppvisar ett litet procentuellt tal, vilket medför till en liten marginaleffekt på växelkursen

Tabell 2.1: Skattade sambandet mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta

Beroende variabel:		
Valutan ($\ln\sigma_t$)	Koefficient	Koefficient
Antalet laggar	(0)	(-1)
<i>Bankers lån i utländsk valuta (L_{UV})</i>	0,120609**	-0,053191
<i>Arbetslöshet (UE)</i>	-0,001094	0,000186
<i>Bytesbalansen (ΔBOP)</i>	-0,004273	0,000173
<i>Finansiella balansen ($\ln FAB$)</i>	-2,51E-05	3,47E-06
<i>Inflation i Sverige ($\Delta \ln \pi_{SV}$)</i>	0,023699	-0,219667
<i>Inflation i EU ($\Delta \ln \pi_{EU}$)</i>	-0,088567	0,249121
<i>Inflation i USA ($\Delta \ln \pi_{US}$)</i>	-0,086735	-0,009475
<i>Produktivitet (ΔP)</i>	-0,000114	8,79E-05
<i>Räntan i Sverige (Δi_{SV})</i>	-0,028496**	-0,017805**
<i>Räntan i Euroområdet (Δi_{EU})</i>	0,006819	-0,005433
<i>Ränta i USA (Δi_{USA})</i>	0,007808	0,001863

Anm.: Δ =Variabeln i regressionerna är differentierade.

\ln = Variabeln är logaritmerad.

**/* representerar signifikansnivåerna 5/10 %

Tabell 2.2: Statistiska tester

Statistiska tester	P-värde
Walds-test	0,0001**
Walds test 1 lagg	0,4535
R-squared	0,2914
Adjusted R-squared	0,2158
Breusch-Pagan Godfrey test	0,5177
Breusch- Pagan test	0,1377

Antal observationer: 250

Anm.: Breusch-Pagan testet görs upp till 1 lagg

Resultatanalys för tabell 2.1

Utifrån tabell 2 återfinns ett signifikant samband, med 95% konfidensintervall mellan växelkursen och storbankernas lån i utländsk valuta, utan laggar. Koefficienten är positiv, vilket medför till att en ökning av storbankernas lån i utländsk valuta har en positiv inverkan på 0,120609 procent på valutaindexet, vilket genererar en depreciering av växelkursen.

Parameterskattningen är högre då koefficienten uppvisar ett större procentuellt tal, vilket medför till en marginaleffekt på växelkursen.

Tabell 3.1: Skattade sambandet mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta

Beroende variabel:			
Valutan ($\ln\sigma_t$)	Koefficient	Koefficient	Koefficient
Antalet laggar	()	(-1)	(-2)
<i>Bankers lån i utländsk valuta (L_{UV})</i>	0,101946*	0,090189	-0,137637**
<i>Arbetslöshet (UE)</i>	-0,001100	0,000464	-0,000723
<i>Bytesbalansen (ΔBOP)</i>	-0,014896	0,036005	0,106979
<i>Finansiella balansen ($\ln FAB$)</i>	-0,000032	0,000005	0,000005
<i>Inflation i Sverige ($\Delta \ln \pi_{SV}$)</i>	-0,200148	-0,250796	-0,638341**
<i>Inflation i EU ($\Delta \ln \pi_{EU}$)</i>	0,039638	0,268926	0,832724**
<i>Inflation i USA ($\Delta \ln \pi_{US}$)</i>	-0,072724	0,035211	-0,019611
<i>Produktivitet (ΔP)</i>	-0,000092	0,000298	-0,000058
<i>Räntan i Sverige (Δi_{SV})</i>	-0,025318**	-0,021004**	0,016723**
<i>Räntan i Euroområdet (Δi_{EU})</i>	0,009865	-0,014961	-0,015024
<i>Ränta i USA (Δi_{USA})</i>	0,006627	0,001791	0,005055

Anm.: Δ =Variabeln i regressionerna är differentierade.

\ln = Variabeln är logaritmerad.

**/* representerar signifikansnivåerna 5/10 %

Tabell 3.2: Statistiska tester

Statistiska tester	P-värde
Walds-test	0,0015**
Walds test 1 lagg	0,1230
Walds test 2 laggar	0,0107**
R-squared	0,3621
Adjusted R-squared	0,2573
Breusch-Pagan Godfrey test	0,2548
Breusch- Pagan test	0,0585

Antal observationer: 249

Anm.: Breusch-Pagan testet görs upp till 2 laggar

Resultatanalys för tabell 3.1

Utifrån tabell 3 återfinns ett signifikant samband, med 90% konfidensintervall mellan växelkursen och storbankernas lån i utländsk valuta, utan fördröjning. Koefficienten är positiv, vilket medför till att en ökning av storbankernas lån i utländsk valuta har en positiv inverkan på 0,101946 procent på valutaindexet, vilket genererar en depreciering av växelkursen. Parameterskattningen är hög då koefficienten uppvisar ett större procentuellt tal, vilket medför till en marginaleffekt på växelkursen. Utifrån tabell 3 återfinns ett signifikant samband, med 95% konfidensintervall mellan växelkursen och storbankernas lån i utländsk valuta, med två månaders fördröjning. Koefficienten är negativ, vilket medför till att en ökning av storbankernas lån i utländsk valuta har en negativ inverkan på -0,137637 procent på valutaindexet, vilket genererar en appreciering av växelkursen. Parameterskattningen är högre då koefficienten uppvisar ett större procentuellt tal, vilket medför till en marginaleffekt på växelkursen. Inkludering av flera laggar ger ett resultat där den totala effekten anges av summan av laggarna. Resultatet indikerar därav på att en ökning av bankernas lån i utländsk valuta har en sammanlagd negativ effekt på valutaindex vilket medför till en appreciering på växelkursen.

Tabell 4.1: Skattade sambandet mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta

Beroende variabel:				
Valutan ($\ln\sigma_t$)	Koefficient	Koefficient	Koefficient	Koefficient
Antalet laggar	()	(-1)	(-2)	(-3)
<i>Bankers lån i utländsk valuta (L_{UV})</i>	0,099507	0,095969	-0,20329**	0,064451
<i>Arbetslöshet (UE)</i>	-0,000108	0,000460	7,97E-05	-0,001893
<i>Bytesbalansen (ΔBOP)</i>	-0,022852	0,002634	0,100187	-0,060412
<i>Finansiella balansen ($\ln FAB$)</i>	0,000240	0,000007	-0,000008	0,000012
<i>Inflation i Sverige ($\Delta \ln \pi_{SV}$)</i>	-0,145149	-0,199859	-0,571921	-0,090500
<i>Inflation i EU ($\Delta \ln \pi_{EU}$)</i>	0,003547	0,204038	0,786422**	-0,173204
<i>Inflation u USA ($\Delta \ln \pi_{US}$)</i>	-0,070296	0,101649	-0,026022	0,069448
<i>Produktivitet (ΔP)</i>	-0,000103	0,000042	-0,000217	-0,000264
<i>Räntan i Sverige (Δi_{SV})</i>	-0,022725**	-0,024597**	0,019812**	-0,004655
<i>Räntan i Euroområdet (Δi_{EU})</i>	0,009160	-0,008171	-0,025281*	0,011734
<i>Ränta i USA (Δi_{USA})</i>	0,005951	-0,001109	0,007144	0,005257

Anm.: Δ =Variabeln i regressionerna är differentierade.

\ln = Variabeln är logaritmerad.

**/* representerar signifikansnivåerna 5/10 %

Tabell 4.2: Statistiska tester

Statistiska tester	P-värde
Walds-test	0,0286**
Walds test 1 lagg	0,1288
Walds test 2 laggar	0,0138**
Walds-test 3 laggar	0,5917
R-squared	0,391573
Adjusted R-squared	0,252331
Breusch-Pagan Godfrey test	0,4045
Breusch- Pagan test	0,1267

Antal observationer: 248

Ann.: Breusch-Pagan testet görs upp till 3 laggar

Resultatanalys för tabell 4.1

Det återfinns ett signifikant samband, med 95% konfidensintervall mellan växelkursen och storbankernas lån i utländsk valuta, med två månaders fördröjning. Koefficienten är negativ, vilket medför till att en ökning av storbankernas lån i utländsk valuta har en negativ inverkan på med -0,203292 procent på valutaindexet, vilket genererar en appreciering av växelkursen. Parameterskattningen är högre och koefficienten uppvisar ett större procentuellt tal, vilket medför till en marginaleffekt på växelkursen.

3.4 Resultatdiskussion

Sammantaget visar resultaten ett svagt stöd för att hushållens lån har en deprecierande effekt på växelkursen eftersom den oberoende variabeln uppvisade små parameterskattningar som resulterar i låga marginaleffekter. Resultatet uppvisade även ett lågt kausalt samband mellan de förklarande variablerna och växelkursen vilket medför till att resultatet måste tolkas med försiktighet.

Utifrån tabell 1.1, som presenterar resultatet som förts på en regressionsmodell utan laggar, återfinns ett signifikant positivt samband, mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta. Dock med en liten marginaleffekt, genom uppvisande av en låg koefficient. Utifrån tabell 2.1 som presenterar resultatet som förts på en regressionsmodell med en lagg, påvisar resultatet på att det finns ett signifikant positivt samband mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta, under samma månad, med en hög marginaleffekt, genom uppvisande av en hög koefficient. Utifrån resultatet i tabell 1.1 och 2.1 uppvisar kontrollvariabeln; räntan i Sverige (i_{SV}) statistisk signifikans och kan därmed samverka till en förändring i valutakursindex. Resultatet kan förklaras genom ränteinterventionernas påverkan på valutans vilket sammanförs med hypotesen om ett löpande problem mot bakgrund av Riksbanken (2023c) som belyser hur Riksbankernas ränteverktyg har förfogandet över styrräntan. Detta menar Mundel (1976), menar medverka till kapitalflöden på den internationella marknaden. Till detta har en förändring av räntan en inverkan på växelkursen vilket förklaras av Dornbusch (1976) som menade att en expansiv räntepolitik hos centralbanken, vilket Cao m.fl. (2021) menade ske

när centralbanken reagerar på en ökad efterfrågan på penningmarknaden, medverkar till en kreditexpansion genom lån i utländsk valuta. Detta belyser Mundel (1976) kan medverka till ett utflöde av kapital och således en depreciering av växelkursen. Därav kan hushållens ökade skuldkvot genom kreditexpansionen som utvecklas genom en lågräntepolitik, medverka till en depreciering hos kronkursen. Dock uppvisar tabell 2.1 låga koefficienter på variabeln; bankernas lån i utländsk valuta (L_{UV}) vilket indikerar på en låg margineffekt på växelkursindex och resultatet bör därmed tolkas med försiktighet.

De förklarande variablerna; finansiella balansen (FAB), visades endast vara statistiskt signifikant i tabell 1.1 och variabeln; bytesbalansen (BOP), visade ingen statistisk signifikans. Därav går det inte att dra några välgrundade slutsatser om att ett ökat bytesbalansunderskott och en reduktion av den finansiella balansen kan förklara hur hushållens ökade skulder kan medverka till en depreciering av kronkursen. Dock kan det löpande problemet som understöds av de empiriska studierna från Dornbusch (1976) och Cao m.fl. (2021) förklara hur räntebesparingarna kan medverka till en ökad kreditexpansion. En expansiv räntepolitik som ökar penningmängden kan kopplas till det strukturella problemet som infinner sig när dessa ökade krediter förs in på den internationella marknaden och medverkar till ett bytesbalansunderskott och en ökad importefterfrågan. Hahm m.fl. (2013) och Dornbusch (1980) menar att ett lån i utländsk valuta genererar ett kapitalutflöde från det inhemska landet. I takt med upptagandet av lån reduceras den finansiella balansen vilket skapar ett bytesbalansunderskott. Detta understöds av Mundel (1976) som förklarar att ett ökat utflöde av kapital har en deprecierande effekt på valutan. Detta belyste Kauko (2012) ske i samband med utvecklingen av banklån i utländsk valuta som skapade en obalans i varu- och tjänstemarknaden genom ett bytesbalansunderskott. Vidare menade Kauko (2014) att detta skedde genom låneexpansionen som skapade en uppbyggnadsfas vid ökade bolån genom lån i utländsk valuta. Detta medförde till en kreditökning och ett bytesbalansunderskott som medverkade till ett växande importmarknad. Till detta belyste Kinander m. fl (2011) ett exempel på detta då det realiserades i Sverige under slutet av 1900-talet. Studien menade att bostadslånens expansion medverkade till en kreditökning som användes för köp av importvaror. Detta kan även understrykas av ekonomisk teori då Mundel (1963) menar att en internationell varu- och tjänstemarknad möjliggör för kapitalflöden mellan länder och medför

till en ökad efterfrågan på utländsk valuta genom ökad import vilket genererar en depreciering av valutan.

Utifrån tabell 3.1, som uppvisar resultatet som förts på en regressionsmodell med två laggar, pekar resultatet mot att det finns ett signifikant positivt samband mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta, under samma månad, med en hög margineffekt. Däremot indikerar resultatet i tabell 3.1 på att det fanns ett signifikant negativt samband mellan växelkursen och storbankernas lån i utländsk valuta, med två månaders fördröjning, med en högre margineffekt. Vilket betyder att totala effekten, på att en ökning av bankernas lån i utländsk valutan är negativ vilket medför till en appreciering på växelkursen. Även i tabell 4.1 visar resultatet att det finns ett signifikant negativt samband mellan växelkursen och storbankernas lån i utländsk valuta, med två månaders fördröjning. Detta är inte i enighet med hypotesen, då de uppvisar att en ökning av bankernas lån i utländsk valuta genererar en minskning i valutaindexet vilket medför till en appreciering av valutan. Resultaten från tabell 3.1 som uppvisades signifikanta visar även teckenbyte mellan laggarna.

Teckenbyten mellan laggarna och en appreciering av kronkursen kan förklaras genom de tidigare studierna, Davis m.fl. (2016), Avdjiev m.fl. (2020), Eklund m.fl. (2012) och Ingves (2013) som belyser att marknadsfinansieringen medför till valutafluktuationer genom utbuds- och efterfrågestörningar. Detta sker genom varu- och tjänstemarknaden som medverkar till internationella kapitalflöden mellan Sverige och andra länder som kan medverka till upp- och nedgångar i valutaindex. Detta kan understödjas av Stefan Ingves (2013) uttalande om att bankernas utlandsfinansiering kan medföra till en utbuds- och efterfrågeobalans hos valutan vid användandet av valutaswappar. Även Hahm m.fl. (2013) belyste att kreditboomen på den internationella marknaden skapade valutafluktuationer. Därav kan teckenbyten mellan koefficienterna utgöras av valutafluktuationer och av utbuds- och efterfrågestörningar på valutan.

Majoriteten av studierna påpekar att hushållens ökade skulder i utländsk valuta har en fördröjd effekt på växelkursen. Utifrån Walds- test i tabell 3.2 och 4.2 kan man dra slutsatsen att gruppen av variabler med upp till två månaders fördröjning har en gemensam inverkan på växelkursindex. Avdjiev m.fl. (2020) och Eklund m.fl. (2012) konstaterande att

valutakurseffekterna först kom under coronapandemins finansiella påföljder samt finanskrisen år 2008:s efterverkningar. Hahm m.fl. (2013), Kauko (2012) och Kauko (2014) menade även att uppbyggningsfasen av kreditexpansionen skedde över ett ”boom” förlopp och hade därefter en påverkan på växelkursen. Dock var resultaten i tabell 3.1 och 4.1 inte i enighet med hypotesen med att hushållens ökade skulder i utländsk valuta har en deprecierande och fördröjd effekt på växelkursen. Den fördröjda effekten kunde därmed ha förlängts för att eventuellt lokalisera ytterligare fördröjda inverknings av bankernas lån i utländsk valuta på växelkursen.

Ytterligare, utifrån resultattabellerna 2.1, 3.1 och 4.1 med de laggade regressionsmodellerna saknar många variabler förklaringskraft genom att uppvisa liten eller ingen signifikans. Dessa resultat försvårar vid förklarandet av variationen i växelkursen. Detta kan tyda på att det finns en del multikollinearitet mellan variablerna eftersom de är starkt korrelerade med varandra vilket gör det svårt att isolera varje enskild variabels effekt (Mansfield m.fl. 1982). Alla resultat uppvisade med ett Breusch-Pagan test att residualerna inte var autokorrelerade. Därav anses skattningarna vara effektiva och korrekta. Vid tillägg av laggar på den oberoende variabeln och kontrollvariablerna ökade R^2 , dock gav detta även upphov till att justerad R^2 var betydligt lägre än R^2 vilket kan tyda på att de laggade variablerna leder till en överanpassning genom överflödiga variabler som inte förbättrar modellen eller ger en bättre prediktion på resultatet. Detta medför till estimeringssvårigheter vid analys av den oberoende variabelns effekter på den beroende variabeln med hjälp av koefficienterna. Detta kan orsaka hög varians och medverka till ett högre R^2 - värde. Utifrån alla tabeller är R^2 lågt vilket tyder på att regressionsmodellen inte fångar upp riktiga samband mellan de oberoende variablerna och den beroende variabeln och försvårar vid förklarandet av hypotesen genom otillförlitliga resultat. R^2 är för litet för att kunna dra några välgrundade slutsatser (Baltagi, 2021). Sammanfattningsvis måste resultaten tolkas med försiktighet eftersom regressionsmodellen ger svagt stöd för hypotesen och påvisade ett lågt R^2 samt låga parameterskattningar. Några resultat uppvisade höga parameterskattningar genom högre, men negativa koefficienter vilket inte kan sammanföras med hypotesen men som kan sammankopplas med tidigare ekonomiska studier som har påvisat och belyst att valutafluktuationer sker till följd av ökade skulder till hushållens bolån genom marknadsfinansiering.

5. Avslutning

Det påvisade sambandet mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta kan delvis motivera hypotesen om att de svenska hushållens skuldsättning kan förklara den strukturellt svaga kronan. Dock bedöms effekterna som små. I det anseendet kan vidare forskning inom området vara meningsfullt i syfte att utvärdera vilka faktorer som medverkar till den strukturellt svaga kronkursen och de återkommande prognosavvikelserna. Inledningsvis presenterades Riksbankens penningpolitiska rapporter från februari och april år 2023 problematiken med den strukturellt svaga kronan. De menade att kronförsvagningen förde ekonomin i fel riktning eftersom det försvårar för Riksbankens inflationsbekämpande. Ytterligare framhäver Finansinspektionen (2019) och Riksbanken (2023b) hur kronförsvagningen kan sammanlänkas med hushållens ökade kreditexpansion som SCB (2023b) har bedömts accelerera i Sverige. De belyser att Sverige år 2023 uppvisade de tredje högsta skulderna i EU och majoriteten av dessa gick till bolånen.

Utifrån resultaten som understöds av tidigare empiriska studier bör Riksbanken undersöka om hushållens ökade skulder medverkar till en depreciering av kronan till följd av de bank- och valutariskerna som belysts av Lundberg (2021), Avdjiev m.fl. (2020), Eklund m.fl. (2012) och Ingves (2013). Trots att hushållens skulder uppvisande en svag inverkan på kronkursen är resultatet betydande för framtida policy då Riksbanken (2023a) har belyst den strukturellt svaga kronan som ett problem. Dessutom har Finansinspektionen (2019) och empiriska studier som Davis m.fl. (2016), Hahn m. fl (2013), Kauko (2012) påvisat att kronförsvagningen har en koppling till hushållens ökade skulder till bolånen genom marknadsfinansiering i utländsk valuta.

Avslutningsvis, med stöd av Eidestedt m.fl. (2020) som belyser att marknadsfinansiering som riktas till bostadsändamål vilket Dornbusch (1976) och Cao m.fl. (2021) menar förstoras genom lågräntepolitik, bör ränteläget i Sverige från år 2014 fram till mitten av år 2022 ses över. Den ökade kreditgivning som riktas till bostadsändamål menar Kauko (2014) och Kiander m.fl. (2011) sprida sig till importmarknaden, vilken ekonomisk teori uppges medverka till en depreciering av valutan. Följaktligen bör hushållens skuldkvot som växer i takt med

marknadsfinansieringen, ses över i syfte att lokalisera en eventuell betydande faktor för den strukturellt svaga kronan.

6. Referenser

Avdjiev, S. Eren, E & McGuire, P. (2020). Dollar funding costs during the Covid-19 crisis through the lens of the FX swap market. *Bis Bulletin*. nr 1, s 1–6. [PDF-fil]. Tillgänglig online: <https://www.bis.org/publ/bisbull01.pdf>, [Hämtad 4 april 2023].

Baltagi, B.H (2011). What is Econometrics. *Springer*. 6:e upplagan, Syracuse University, Syracuse, USA

Cao, J. Dinger, V. Gomez, T. Gric, Z. Hodula, M. Jara, A. Juelstrud, R. Liaudinskas, K. Malovaná, S. Terjimia, Y. (2023) Monetary policy spillover to small open economies: Is the transmission different under low interest rates? *Journal of Financial Stability*, nr 60, s. 101, 116. [PDF-fil]. Tillgänglig online: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1572308923000165> [Hämtad 16 maj 2023].

Davis, S. Mack, A. Phoa, W. Vandenabeele, A. (2016). Credit booms, banking crises, and the current account. *Journal of International Money and Finance*, nr 60, s. 360-377. [PDF-fil]. Tillgänglig online: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0261560615001576>, [Hämtad 29 juni 2023].

Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of political Economy*, nr 84(6), s. 1161-1171. [PDF-fil]. Tillgänglig online: https://www.jstor.org/stable/pdf/1831272.pdf?refreqid=excelsior%3Ade8432fa786e02f6cecaeef80ef01d91&ab_segments=0%2Fbasic_search_gsv2%2Fcontrol&origin=&initiator=&acceptTC=1 [Hämtad 29 maj 2023].

Dornbusch, R. Fischer, S. Exchange Rates and the Current Account. (1980) *The American Economic Review*, nr 70(5), s. 960-971. [PDF-fil]. Tillgänglig online: <https://www.jstor.org/stable/pdf/1805775.pdf?refreqid=excelsior%3A68ba97b9b4efbebcf80c>

[6ef9e81ab6ef&ab_segments=0%2Fbasic_search_gsv2%2Fcontrol&origin=&initiator=&acctTC=1](#) , [Hämtad 16 april 2023].

Eidestedt, R. Forsman, D. Ünlü, E. (2020). Storbankernas finansiering och dess påverkan på hushållens bolåneräntor. *Sveriges Riksbank*. nr 8, s. 1–18. [PDF-fil]. Tillgänglig online: <https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/ekonomiska-kommentarer/svenska/2020/storbankernas-finansiering-och-dess-paverkan-pa-hushallens-bolanerantor.pdf> , [Hämtad 28 juli 2023].

Eklund, J. Milton, J. Rydén, M. (2012). Svenska bankers användning av valutaswapmarknaden för att omvandla upplåning i utländsk valuta. *Sveriges Riksbank*. no 2, pp 18–42 [PDF-fil]. Tillgänglig online: https://archive.riksbank.se/Documents/Rapporter/POV/2012/rap_pov_artikel_2_120607_sve.pdf, [Hämtad 5 april 2023].

Eurostat (2023). HICP. Monthly data index. Tillgänglig online: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/PRC_HICP_MIDX__custom_5823564/default/table?lang=en [Hämtad 20 maj 2023].

Finansinspektionen (2019). Finansinspektionen och finansiell stabilitet. [PDF-fil]. Tillgänglig online: <https://www.fi.se/contentassets/be52777b45194e2892a243793817b7ff/fi-och-finansiell-stabilitet-20191219.pdf>, [Hämtad 3 augusti 2023].

FRED (2023). Personal Consumption Index. Tillgänglig online: <https://fred.stlouisfed.org/series/PCE#0> [Hämtad 20 maj 2023].

Hahm, H. Shin, H. Shin, K. (2013). Non-core bank liabilities and financial vulnerability. *NBER working papers*, nr 45, s. 3–26.

Ingves, S. (2013). Att strukturella risker i den svenska banksektorn. *Sveriges Riksbank*. [PDF-fil]. Tillgänglig online:

https://archive.riksbank.se/Documents/Tal/Ingves/2013/tal_ingves_130320_sve.pdf , [Hämtad 10 april 2023].

Jonsson, M. Katinic, G (2017). Är den svenska penningpolitiken i linje med Taylor- Regeln? *Sveriges Riksbank*. [PDF-fil]. Tillgänglig online:

<https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/ekonomiska-kommentarer/svenska/2017/ar-den-svenska-penningpolitiken-i-linje-med-taylor-regeln.pdf> ,

[Hämtad 28 april 2023].

Kauko, K. (2012). External déficits and non-performing loan in the recent financial crisis. *Economic Letters*, nr 115 (2), s. 196-199.

Kauko, K. (2014). How to foresee banking crises? A Survey of the empirical literature. *Economic Systems*, nr 38(3), s. 289–208. Tillgänglig online:

<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0939362514000545?via=ihub> , [Hämtad 15 maj april 2023].

Kiander, J. Vartia, P. (2011). Lessons from the crisis in Finland and Sweden in the 1990s. *Empirica*, nr 38, s. 53-69. [PDF-fil]. Tillgänglig online:

<https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=9dc78cb9470ccf63c6442871de0842d9cd7bd661> [Hämtad 28 maj 2023].

Lundgren, J. (2021). Storbankernas finansieringsstrukturhistoriska trender. FI-analys nr 31. [PDF-fil]. Tillgänglig online:

<https://www.fi.se/contentassets/0a5ff2b1b4094a1dafb919cbf96aa38d/fi-analys-31-storbankernas-finansieringsstruktur.pdf> , [Hämtad 26 maj 2023].

Finansinspektionen 2019 c innan

Mundel, R.A. (1963). Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates. *Canadian Economics Association*, nr 29 (4), s. 475–485. [PDF-fil].

Tillgänglig online:

https://www.jstor.org/stable/pdf/139336.pdf?refreqid=excelsior%3A03b292958e51ad31e079d3ecdb571427&ab_segments=&origin=&initiator=&acceptTC=1 [Hämtad 20 maj 2023].

OECD (2023). Short-term interest rates. Tillgänglig online:

<https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm> [Hämtad 20 maj 2023].

Riksbanken (2018). Fördjupning- Kronans betydelse för inflationen, *Sveriges Riksbank*.

[PDF-fil]. Tillgänglig online:

<https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/rpp/svenska/2019/kronans-betydelse-for-inflationen-fordjupning-i-redogorelse-for-penningpolitiken-2018.pdf>, [Hämtad 5 april 2023]

Riksbanken (2023). Sök räntor & valutakursen, *Sveriges Riksbank*, Tillgänglig online:

<https://www.riksbank.se/sv/statistik/sok-rantor--valutakurser/>, [Hämtad 4 april 2023].

Riksbanken (2023a). Penningpolitisk rapport: februari 2023, *Sveriges Riksbank*, Tillgänglig

online: <https://www.riksbank.se/sv/penningpolitik/penningpolitisk-rapport/2023/penningpolitisk-rapport-februari-2023/>, [Hämtad 4 april 2023].

Riksbanken (2023b). Penningpolitisk rapport: april 2023, *Sveriges Riksbank*, Tillgänglig

online: <https://www.riksbank.se/sv/penningpolitik/penningpolitisk-rapport/2023/penningpolitisk-rapport-april-2023/>, [Hämtad 28 maj 2023].

Riksbanken (2023c). Inflationsmålet, *Sveriges Riksbank*, Tillgänglig online:

<https://www.riksbank.se/sv/penningpolitik/inflationsmalet/> [Hämtad 7 april 2023].

SCB (2023a). Finansräkenskaper efter sektor, kontopost och motsektor År 1995–2022.

Statistikdatabasen. Tillgänglig online:

https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_FM_FM0103_FM0103A/FirENS2010ofAr/ [Hämtad 4 april 2023].

SCB (2023b). Svenskarnas skulder tredje högt i EU. *Statistikdatabasen*. Tillgänglig online: <https://www.scb.se/pressmeddelande/svenskarnas-skulder-tredje-hogst-i-eu/>, [Hämtad 7 juni 2023].

SCB (2023c). Monetära finansinstitutens tillgångar och skulder efter institut, kontopost och valuta. Månad 1998M01 - 2023M06. *Statistikdatabasen*. Tillgänglig online: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_FM_FM0401_FM0401X/MFIM1/ [Hämtad 7 maj 2023].

SCB (2023d). Arbetskraftsundersökningarna (AKU). *Statistikdatabasen*. Tillgänglig online: <https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/arbetsmarknad/arbetskraftsundersokningar/arbetskraftsundersokningarna-aku/> [Hämtad 7 juni 2023].

SCB (2023e). Betalningsbalans. Finansiell balans. Transaktioner efter typ av investering och kontopost. År 1982 – 2022. *Statistikdatabasen*. Tillgänglig online: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_FM_FM0001_FM0001A/FM0001FinansBAr/ [Hämtad 20 maj 2023].

SCB (2023f). Betalningsbalans. Transaktioner efter kontopost. Kvartal 1982K1 - 2023K1. *Statistikdatabasen* Tillgänglig online: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_FM_FM0001_FM0001A/FM0001BetBalKv/ [Hämtad 20 maj 2023].

SCB (2023g). Konsumentprisindex med fast ränta (KPIF), 1987=100. Månad 1987M01 - 2023M07. *Statistikdatabasen*. Tillgänglig online: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_PR_PR0101_PR0101G/KPIF/ [Hämtad 22 maj 2023].

SCB (2023h). Nationalräkenskaper, BNP-indikator. 2011=100 Månad 2000M01 - 2023M06.

Statistikdatabasen Tillgängling online:

https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_NR_NR9999_NR9999A/NR9999ENS2010BNPIndN/ [Hämtad 22 maj 2023].

Sun, Y. Philips C.B, P. (2004). Understanding the Fischer equation. *Journal of Applied Econometrics*, nr 19(7), s. 869-886. [PDF-fil]. Tillgänglig online:

<https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=b84e759161962b77d22bd00b44289d7cca7330d2> [Hämtad 10 juni 2023].

Öberg (2007). Productivity and monetary policy. *Sveriges Riksbank*. [PDF-fil]. Tillgänglig

online: <https://archive.riksbank.se/Pagefolders/30669/070607e.pdf> , [Hämtad 19 april 2023].

Appendix A: Data och källor för kontrollvariabler

Variabel	Förkortning	P-värde
Arbetslösheten	UE	Hämtas månadsvis från SCB ¹⁰ . Mäts som andel av den totala befolkningen.
Bytesbalansen	BOP	Hämtas kvartalsvis från SCB ¹¹ Mäts i miljarder.
Finansiella balansen	FAB	Hämtas kvartalsvis från SCB ¹² Mäts i relation till BNP i miljarder.
Inflation i Sverige	π_{SV}	Hämtas kvartalsvis från SCB ¹³ Mäts i relation till BNP i miljarder mätt i Konsument Prix Index med Fast Ränta, KPIF. Måttet justerar för volatila och kortsiktiga fluktuationer i räntesatserna.
Inflation i Euroområdet	π_{EU}	Hämtas månadsvis från Eurostat ¹⁴ Mäts i Harmonized Index of Consumer Prices, HICP som justerar för kortsiktiga fluktuationer i ekonomin som gör datan är jämförbara med andra länder.
Inflation i USA	π_{US}	Hämtas månadsvis ifrån Fred ¹⁵ Mäts i Personal Consumption Expenditures, PCE fastställer inflationsnivån genom konsumentutgifter.
Produktivitet	P	Mäts i BNP i relation till antalet sysselsatta, varav data för BNP ¹⁶ och sysselsättning ¹⁷ hämtades från SCB.
Räntan i Sverige	i_{SV}	Data för de korta räntorna i Sverige, Euroområdet och US hämtades månadsvis från OECD ¹⁸ mätt i procent
Räntan i Euroområdet	i_{EU}	Data för de korta räntorna i Sverige, Euroområdet och US hämtades månadsvis från OECD ¹⁹ mätt i procent
Räntan i USA	i_{US}	Data för de korta räntorna i Sverige, Euroområdet och US hämtades månadsvis från OECD ²⁰ mätt i procent

¹⁰ SCB (2023d). Hämtades online från: <https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/arbetsmarknad/arbetskraftsundersokningar/arbetskraftsundersokningarna-aku/>

¹¹ SCB (2023e). Hämtades online från: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_FM_FM0001_FM0001A/FM0001FinansBAr/

¹² SCB (2023f). Hämtades online från: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_FM_FM0001_FM0001A/FM0001BetBalKv/

¹³ SCB (2023g). Hämtades online från: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START_PR_PR0101_PR0101G/KPIF/

¹⁴ Eurostat (2023). Hämtades online från: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/PRC_HICP_MIDX_custom_5823564/default/table?lang=en

¹⁵ FRED (2023). Hämtades online från: <https://fred.stlouisfed.org/series/PCE#0>

¹⁶ SCB (2023h). Hämtades online från: <https://www.scb.se/hitta-statistik/sok/?query=bnp&tab=ssd>

¹⁷ SCB (2023d). Hämtades online från: <https://www.scb.se/hitta-statistik/statistik-efter-amne/arbetsmarknad/arbetskraftsundersokningar/arbetskraftsundersokningarna-aku/>

¹⁸ OECD (2023). Hämtades online från: <https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm>

¹⁹ OECD (2023). Hämtades online från: <https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm>

²⁰ OECD (2023). Hämtades online från: <https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm>

Appendix B: Augmented Dickey- Fuller test

Variabel	P-värde
$\Delta \ln \sigma$	0
L_{UV}	0
UE	Uppvisade ingen enhetsrot
ΔBOP	0
$\ln FAB$	Uppvisade ingen enhetsrot
$\Delta \ln \pi_{SV}$	0,998
$\Delta \ln \pi_{EU}$	0,550
$\Delta \ln \pi_{US}$	0
ΔP	0,001
Δi_{SV}	0
Δi_{EU}	0
Δi_{US}	0

Anm.: Δ =Variabeln är av första differensen för att uppnå stationäritet.

\ln = variablerna är logaritmerade.

Appendix D: Fullständiga laggmodeller

Regressionsmodell utan laggar

$$\Delta \ln \sigma_t = \alpha + \beta_1 L_{UV_t} + \beta_2 UE_t + \Delta \beta_3 BOP_t + \beta_4 \ln FAB_t + \Delta \beta_5 \ln \pi_{SV_t} + \Delta \beta_6 \ln \pi_{EU_t} + \Delta \beta_7 \ln \pi_{US_t} + \Delta \beta_8 \ln P_t + iSV_t + \Delta \beta_{10} iEU_t + \Delta \beta_{11} iUS_t + dummy1 + dummy2 + \varepsilon_t$$

Regressionsmodell med en lagg

$$\Delta \ln \sigma_t = \alpha + \beta_1 L_{UV_t} + \beta_2 L_{UV_{t-1}} + \beta_3 UE_t + \beta_4 UE_{t-1} + \Delta \beta_5 BOP_t + \Delta \beta_6 BOP_{t-1} + \beta_7 \ln FAB_t + \beta_8 \ln FAB_{t-1} + \Delta \beta_9 \ln \pi_{SV_t} + \Delta \beta_{10} \ln \pi_{SV_{t-1}} + \Delta \beta_{11} \ln \pi_{EU_t} + \beta_{12} \ln \pi_{EU_{t-1}} + \Delta \beta_{13} \ln \pi_{US_t} + \Delta \beta_{14} \ln \pi_{US_{t-1}} + \Delta \beta_{15} \ln P_t + \Delta \beta_{16} \ln P_{t-1} + \Delta \beta_{17} iSV_t + \Delta \beta_{18} iSV_{t-1} + \Delta \beta_{19} iEU_t + \Delta \beta_{20} iEU_{t-1} + \Delta \beta_{21} iUS_t + \Delta \beta_{22} iUS_{t-1} + dummy1 + dummy2 + \varepsilon_t$$

Ekvation D3: Regressionsmodell med två laggar

$$\begin{aligned} \Delta \ln \sigma_t = & \alpha + \beta_1 L_{UV_t} + \beta_2 L_{UV_{t-1}} + \beta_3 L_{UV_{t-2}} + \beta_4 UE_t + \beta_5 UE_{t-1} + \beta_6 \Delta UE_{t-2} + \Delta \beta_7 BOP_t + \\ & \Delta \beta_8 BOP_{t-1} + \Delta \beta_9 BOP_{t-2} + \beta_{10} \ln FAB_t + \beta_{11} \ln FAB_{t-1} + \beta_{12} \ln FAB_{t-2} + \Delta \beta_{13} \ln \pi_{SV_t} + \Delta \beta_{14} \ln \pi_{SV_{t-1}} + \\ & \Delta \beta_{15} \ln \pi_{SV_{t-2}} + \Delta \beta_{16} \ln \pi_{SV_t} + \Delta \beta_{17} \ln \pi_{EU_{t-1}} + \Delta \beta_{18} \ln \pi_{SV_{t-2}} + \Delta \beta_{19} \ln \pi_{US_t} + \Delta \beta_{20} \ln \pi_{US_{t-1}} + \\ & \Delta \beta_{21} \ln \pi_{US_{t-2}} + \Delta \beta_{22} \ln P_t + \Delta \beta_{23} \ln P_{t-1} + \Delta \beta_{24} \ln P_{t-2} + \Delta \beta_{25} iSV_t + \Delta \beta_{26} iSV_{t-1} + \Delta \beta_{27} iSV_{t-2} + \\ & \Delta \beta_{28} iEU_t + \Delta \beta_{29} iEU_{t-1} + \Delta \beta_{30} iEU_{t-2} + \Delta \beta_{31} iUS_t + \Delta \beta_{32} iUS_{t-1} + \Delta \beta_{33} iUS_{t-2} + dummy1 + dummy2 + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Ekvation D4: Regressionsmodell med tre laggar

$$\begin{aligned} \Delta \ln \sigma_t = & \alpha + \beta_1 L_{UV_t} + \beta_2 L_{UV_{t-1}} + \beta_3 L_{UV_{t-2}} + \beta_4 L_{UV_{t-3}} + \beta_5 UE_t + \beta_6 UE_{t-1} + \Delta \beta_7 UE_{t-2} + \\ & \Delta \beta_8 UE_{t-3} + \Delta \beta_9 BOP_t + \Delta \beta_{10} BOP_{t-1} + \Delta \beta_{11} BOP_{t-2} + \Delta \beta_{12} BOP_{t-3} + \\ & \beta_{13} \ln FAB_t + \beta_{14} \ln FAB_{t-1} + \beta_{15} \ln FAB_{t-2} + \beta_{16} \ln FAB_{t-3} + \Delta \beta_{17} \ln \pi_{SV_t} + \Delta \beta_{18} \ln \pi_{SV_{t-1}} + \\ & \Delta \beta_{19} \ln \pi_{SV_{t-2}} + \Delta \beta_{20} \ln \pi_{SV_{t-3}} + \Delta \beta_{21} \ln \pi_{EU_t} + \Delta \beta_{22} \ln \pi_{EU_{t-1}} + \Delta \beta_{23} \ln \pi_{EU_{t-2}} + \Delta \beta_{24} \ln \pi_{EU_{t-3}} + \\ & \Delta \beta_{25} \ln \pi_{US_t} + \Delta \beta_{26} \ln \pi_{US_{t-1}} + \Delta \beta_{27} \ln \pi_{US_{t-2}} + \Delta \beta_{28} \ln \pi_{US_{t-3}} + \Delta \beta_{29} \ln P_t + \Delta \beta_{30} \ln P_{t-1} + \\ & \Delta \beta_{31} \ln P_{t-2} + \Delta \beta_{32} \ln P_{t-3} + \Delta \beta_{33} iSV_t + \Delta \beta_{34} iSV_{t-1} + \Delta \beta_{35} iSV_{t-2} + \Delta \beta_{36} iSV_{t-3} + \Delta \beta_{37} iEU_t + \\ & \Delta \beta_{38} iEU_{t-1} + \Delta \beta_{39} iEU_{t-2} + \Delta \beta_{40} iEU_{t-3} + \Delta \beta_{41} iUS_t + \Delta \beta_{42} iUS_{t-1} + \\ & \Delta \beta_{43} iUS_{t-2} + \Delta \beta_{44} iUS_{t-3} + dummy1 + dummy2 + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Appendix E: Fullständiga resultattabeller

Tabell 1.1: Skattade sambandet mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta utan

Beroende variabel:	Koefficient	Std. Fel	T-stat	P-värde
Valutan ($\ln \sigma_t$)				
<i>L_{UV}</i>	0,087701	0,023768	3,689935	0,0003**
<i>UE</i>	-0,001137	0,000718	-1,583224	0,1147
<i>ΔBOP</i>	-0,030872	0,097935	-0,315233	0,7529
<i>lnFAB</i>	-0,000028	0,000015	-1,798934	0,0733*
<i>Δlnπ_{SV}</i>	-0,014863	0,221594	-0,067075	0,9466
<i>Δlnπ_{EU}</i>	-0,064324	0,198695	-0,323734	0,7464
<i>Δlnπ_{US}</i>	-0,136970	0,066187	-2,069442	0,0396**
<i>ΔP</i>	-0,000301	0,000256	-1,176658	0,2405
<i>Δi_{SV}</i>	-0,034056	0,005585	-6,097935	0,0000**
<i>Δi_{EU}</i>	-0,005957	0,008351	-0,713410	0,4763
<i>Δi_{US}</i>	0,012758	0,004252	3,000555	0,0030**
<i>Dummy1</i>	-0,021758	0,004339	-5,014678	0,0000**
<i>Dummy2</i>	0,011267	0,004926	2,287558	0,0230**
<i>c</i>	0,005525	0,005228	1,056874	0,2916

Anm.: Δ=Variabeln i regressionerna är differentierade.

\ln = Variabeln är logatithmerad.

**/* representerar signifikansnivåerna 5/10 %

Tabell 2.1: Skattade sambandet mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta

Beroende variabel:	Koefficient	Std. Fel	T-stat	P-värde
Valutan ($\ln\sigma_t$)				
L_{UV}	0,120609	0,052917	2,279216	0,0236**
$L_{UV}(-1)$	-0,053191	0,053063	-1 002409	0,3172
UE	-0,001094	0,001140	-0,959867	0,3382
$UE(-1)$	0,000186	0,001149	0,161885	0,8715
ΔBOP	-0,004273	0,101329	-0,042172	0,9664
$\Delta BOP(-1)$	0,000173	0,099259	0,001744	0,9986
$\ln FAB$	-2.51E-05	1.99E-05	-1,262785	0,2080
$\ln FAB(-1)$	3.47E-06	2.03E-05	0,171106	0,8643
$\Delta \ln \pi_{SV}$	0,023699	0,240109	0,098703	0,9215
$\Delta \ln \pi_{SV}(-1)$	-0,219667	0,261942	-0,838610	0,4026
$\Delta \ln \pi_{EU}$	-0,088567	0,214963	-0,412013	0,6807
$\Delta \ln \pi_{EU}(-1)$	0,249121	0,224404	1,110143	0,2681
$\Delta \ln \pi_{US}$	-0,086735	0,074416	-1,165545	0,2450
$\Delta \ln \pi_{US}(-1)$	-0,009475	0,070760	-0,133903	0,8936
ΔP	-0,000114	0,000283	-0,401351	0,6885
$\Delta P(-1)$	8.79E-05	0,000263	0,334054	0,7387
Δi_{SV}	-0,028496	0,006177	-4,613190	0,0000**
$\Delta i_{SV}(-1)$	-0,017805	0,007035	-2,530770	0,0121**
Δi_{EU}	0,006819	0,012157	0,560933	0,5754
$\Delta i_{EU}(-1)$	-0,005433	0,010566	-0,514160	0,6076
Δi_{US}	0,007808	0,005230	1,492741	0,1369
$\Delta i_{US}(-1)$	0,001863	0,004790	0,388952	0,6977
$Dummy1$	-0,021356	0,004421	-4,830365	0,0000**
$Dummy2$	0,014323	0,005287	2,709092	0,0073**
c	0,004334	0,005742	0,754756	0,4512

Anm.: Δ =Variabeln i regressionerna är differentierade.

\ln = Variabeln är logatithmerad.

**/* representerar signifikansnivåerna 5/10 %

Tabell 3.1: Skattade sambandet mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta

Beroende variabel:				
Valuta ($\ln\sigma_t$)	Koefficient	Std. Fel	T-stat	P-värde
<i>L_UV</i>	0,101946	0,054025	1,886998	0,0605*
<i>L_UV (-1)</i>	0,090189	0,075096	1,200981	0,2311
<i>L_UV (-2)</i>	-0,137637	0,059972	-2,295018	0,0227**
<i>UE</i>	-0,001100	0,001188	-0,926609	0,3552
<i>UE (-1)</i>	0,000464	0,001323	0,350757	0,7261
<i>UE (-2)</i>	-0,000723	0,001203	-0,601070	0,5484
<i>ΔBOP</i>	-0,014896	0,100032	-0,148908	0,8818
<i>ΔBOP (-1)</i>	0,036005	0,099407	0,362200	0,7176
<i>ΔBOP (-2)</i>	0,106979	0,099116	1 079338	0,2817
<i>lnFAB</i>	-0,000032	0,000020	-1,548566	0,1230
<i>lnFAB (-1)</i>	0,000005	0,000025	0,211483	0,8327
<i>lnFAB (-2)</i>	0,000005	0,000020	0,230754	0,8177
<i>Δlnπ_SV</i>	-0,200148	0,248224	-0,806319	0,4210
<i>Δlnπ_SV (-1)</i>	-0,250796	0,277645	-0,903296	0,3674
<i>Δlnπ_SV (-2)</i>	-0,638341	0,275819	-2,314345	0,0216**
<i>Δlnπ_EU</i>	0,039638	0,227475	0,174252	0,8618
<i>Δlnπ_EU (-1)</i>	0,268926	0,243970	1,102293	0,2716
<i>Δlnπ_EU (-2)</i>	0,832724	0,233287	3,569523	0,0004**
<i>Δlnπ_US</i>	-0,072724	0,079528	-0,914437	0,3615
<i>Δlnπ_US (-1)</i>	0,035211	0,078663	0,447616	0,6549
<i>Δlnπ_US (-2)</i>	-0,019611	0,075375	-0,260186	0,7950
<i>ΔP</i>	-0,000092	0,000300	-0,306341	0,7596
<i>ΔP (-1)</i>	0,000298	0,000288	1 033145	0,3027
<i>ΔP (-2)</i>	-0,000058	0,000274	-0,212037	0,8323
<i>Δi_SV</i>	-0,025318	0,006572	-3,852147	0,0002**
<i>Δi_SV (-1)</i>	-0,021004	0,007400	-2,838268	0,0050**
<i>Δi_SV (-2)</i>	0,016723	0,007882	2,121529	0,0350**
<i>Δi_EU</i>	0,009865	0,012557	0,785659	0,4329
<i>Δi_EU (-1)</i>	-0,014961	0,013746	-1,088373	0,2777
<i>Δi_EU (-2)</i>	-0,015024	0,010499	-1,430968	0,1539
<i>Δi_US</i>	0,006627	0,005663	1,170260	0,2432

$\Delta_i_{US} (-1)$	0,001791	0,005634	0,317966	0,7508
$\Delta_i_{US} (-2)$	0,005055	0,004952	1 020906	0,3085
<i>Dummy1</i>	-0,019577	0,004423	-4,425928	0,0000**
<i>Dummy2</i>	0,015876	0,005377	2,952355	0,0035**
<i>c</i>	0,007977	0,006054	1,317618	0,1890

Anm.: Δ =Variabeln i regressionerna är differentierade.

In= Variabeln är logatithmerad.

***/* representerar signifikansnivåerna 5/10 %*

Tabell 4.1: Skattade sambandet mellan växelkursen och bankernas lån i utländsk valuta

<i>Beroende variabel:</i>				
<i>Valutan ($\ln\sigma_t$)</i>	Koefficient	Std. Fel	T-stat	P-värde
<i>L_UV</i>	0,099507	0,060627	1,641294	0,1023
<i>L_UV (-1)</i>	0,095969	0,081825	1,72864	0,2422
<i>L_UV (-2)</i>	-0,203292	0,084143	-2,416028	0,0166**
<i>L_UV (-3)</i>	0,064451	0,062263	1,035142	0,3018
<i>UE</i>	-0,000108	0,001437	-0,075255	0,9401
<i>UE (-1)</i>	0,000460	0,001493	0,308079	0,7583
<i>UE (-2)</i>	-7.97E-05	0,001411	-0,056480	0,9550
<i>UE (-3)</i>	-0,001895	0,001317	-1,439467	0,1516
<i>ΔBOP</i>	-0,022852	0,115914	-0,197142	0,8439
<i>$\Delta BOP (-1)$</i>	0,002634	0,101616	0,025920	0,9793
<i>$\Delta BOP (-2)$</i>	0,100187	0,102585	0,025920	0,9793
<i>$\Delta BOP (-3)$</i>	-0,060412	0,123520	0,976619	0,6253
<i>lnFAB</i>	0,000240	0,000022	-1,047665	0,3299
<i>lnFAB (-1)</i>	0,000007	0,000025	0,274413	0,7840
<i>lnFAB (-2)</i>	-0,000008	0,000024	-0,344664	0,7307
<i>lnFAB (-3)</i>	0,000012	0,000021	0,577948	0,5639
<i>$\Delta \ln\pi_{SV}$</i>	-0,145149	0,268015	-0,541568	0,5887
<i>$\Delta \ln\pi_{SV} (-1)$</i>	-0,199859	0,290996	-0,686811	0,4930
<i>$\Delta \ln\pi_{SV} (-2)$</i>	-0,571921	0,299801	-1,907669	0,0579
<i>$\Delta \ln\pi_{SV} (-3)$</i>	-0,090500	0,291667	-0,310287	0,7567
<i>$\Delta \ln\pi_{EU}$</i>	0,003547	0,246650	0,014380	0,9885
<i>$\Delta \ln\pi_{EU} (-1)$</i>	0,204038	0,258075	0,790615	0,4301
<i>$\Delta \ln\pi_{EU} (-2)$</i>	0,786422	0,267460	2,940338	0,0037**
<i>$\Delta \ln\pi_{EU} (-3)$</i>	-0,173204	0,255365	-0,678259	0,4984
<i>$\Delta \ln\pi_{US}$</i>	-0,070296	0,081524	-0,862277	0,3896
<i>$\Delta \ln\pi_{US} (-1)$</i>	0,101649	0,086771	1,171462	0,2428
<i>$\Delta \ln\pi_{US} (-2)$</i>	-0,026022	0,085405	-0,304695	0,7609
<i>$\Delta \ln\pi_{US} (-3)$</i>	0,069448	0,083192	0,834796	0,4048
<i>ΔP</i>	-0,000103	0,000334	-0,307838	0,7585
<i>$\Delta P (-1)$</i>	0,000042	0,000317	0,133250	0,8941
<i>$\Delta P (-2)$</i>	-0,000217	0,000310	-0,700059	0,4847
<i>$\Delta P (-3)$</i>	-0,000264	0,000349	-0,758303	0,4492
<i>Δi_{SV}</i>	-0,022725	0,006739	-3,372132	0,0009**
	-0,024597	0,007908	-3,110576	0,0021**

$\Delta i_{SV} (-1)$	0,019812	0,008983	2,205483	0,0286**
$\Delta i_{SV} (-2)$	-0,004655	0,008477	-0,549158	0,5835
$\Delta i_{SV} (-3)$	0,009160	0,012918	0,709073	0,4791
Δi_{EU}	-0,008171	0,014644	-0,557995	0,5775
$\Delta i_{EU} (-1)$	-0,025281	0,014314	-1,766143	0,0789*
$\Delta i_{EU} (-2)$	0,011734	0,011065	1,060538	0,2902
$\Delta i_{EU} (-3)$	0,005951	0,006068	0,980740	0,3279
Δi_{US}	-0,001109	0,006680	-0,166069	0,8683
$\Delta i_{US} (-1)$	0,007144	0,005922	1,206363	0,2291
$\Delta i_{US} (-2)$	0,005257	0,005376	0,977994	0,3293
$\Delta i_{US} (-3)$	-0,018017	0,004662	-3,865000	0,0001**
<i>Dummy1</i>	0,014443	0,005740	2,516153	0,0126**
<i>Dummy2</i>	0,009307	0,006462	1,440148	0,1514

c

Anm.: Δ =Variabeln i regressionerna är differentierade.

In= Variabeln är logatithmerad.

***/* representerar signifikansnivåerna 5/10 %*