



**LUND UNIVERSITY**  
School of Economics and Management

Lunds universitet  
Nationalekonomiska institutionen  
NEKH01 samt NEKH02 – HT18

# Utländska avkastningskurvors prediktion av svensk ekonomisk tillväxt

En studie om de tyska och amerikanska avkastningskurvorna kan användas för att prognostisera svensk BNP tillväxt

Författare: Fredrik Hedman och Jacob Skogsborg

Handledare: Frederik Lundtofte

## **Abstract**

This thesis extends Chinn & Kucko's (2015) article which examines if a country's yield curve can predict its economic growth. The results show that Sweden's yield curve is not a particularly good predictor of the Swedish industrial production growth. In order to develop the article, the purpose of this thesis is to determine if the German and US yield curves can be used in order to predict the Swedish future GDP growth. It uses two types of least-square regressions in order to achieve its purpose; the in-sample regression and the out-of-sample forecast. The in-sample regression uses all available data to calculate whether the yield curves has a significant impact on GDP growth. The out-of-sample forecast does a similar calculation but only uses data previous to the date from when the forecast begins. Results from the in-sample regressions shows that the Swedish yield curve has an insignificant impact on the Swedish GDP growth, while both foreign yield curves has a significant impact. Furthermore, the results from the out-of-sample forecast shows that the foreign yield curves are able to make fairly good forecasts of the Swedish GDP growth. On the other hand, the yield curves tend to lose predictability when the economy is in a state of shock or crisis.

## Innehållsförteckning

|                              |    |
|------------------------------|----|
| <b>Abstract</b> .....        | 2  |
| <b>Inledning</b> .....       | 4  |
| <b>Teori</b> .....           | 5  |
| <b>Data</b> .....            | 7  |
| <b>Metod</b> .....           | 13 |
| In-sample .....              | 13 |
| Out-of-sample-forecast ..... | 14 |
| <b>Resultat</b> .....        | 16 |
| In-sample .....              | 16 |
| Out-of-sample-forecast ..... | 21 |
| <b>Diskussion</b> .....      | 24 |
| <b>Slutsats</b> .....        | 24 |
| <b>Referenser</b> .....      | 27 |

## **Inledning**

En av de huvudsakliga uppgifterna för Sveriges Riksbank (2013) är enligt dem själva att bestämma hur penningpolitiken för Sverige ska utformas. Vidare ansvarar centralbanken för att se till att finansiell stabilitet råder i ekonomin, vilket innebär att ”främja ett säkert och effektivt betalningsväsende” (Sveriges Riksbank, 2013, s. 3). För att kunna tillgodose detta genomförs prognoser för var ekonomin befinner sig i konjunkturcykeln samt marknadens förväntningar på inflationen (Alsterlind & Dillén, 2005). Det finns olika metoder för att prognostisera marknadens inflationsförväntningar men ett sätt, som används av bland annat Riksbanken, är att delvis studera avkastningskurvan (Alsterlind & Dillén, 2005). Avkastningskurvan visar skillnaden mellan den långa räntan och den korta räntan. Den ger Riksbanken en uppfattning om vad marknaden tror kommer att hända med den framtida inflationen (Alsterlind & Dillén, 2005). Antingen tror marknaden att inflationen ökar och då är kurvan positivt lutande eller så tror de att inflationen kommer minska då är kurvan negativt lutande (Alsterlind & Dillén, 2005). En negativt lutande avkastningskurva brukar indikera att ekonomin är på väg in i en lågkonjunktur, med sänkta inflationsförväntningar som följd (Chinn & Kucko, 2015). Detta skeende kunde iaktas i USA 2006, alltså två år innan krisen 2008 vilket skapade intresse om kurvans prognostiseringsvärde (Chinn & Kucko, 2015). Chinn & Kucko (2015) valde att utveckla den tanken för att undersöka om avkastningskurvan kunde användas för att prediktera ekonomisk tillväxt, som mått på ekonomisk tillväxt använder de förändring i industriproduktionen. Undersökningens resultat visade bland annat att USA och Tyskland var relativt bra på att prediktera sin egen ekonomiska tillväxt med avkastningskurvan, medan det inte fungerade att prediktera Sveriges tillväxt med dess avkastningskurva.

Sammanfattningsvis syftar den här studien till att undersöka om de tyska och amerikanska avkastningskurvorna kan prediktera svensk BNP tillväxt.

Det som är nytt i den här uppsatsen i förhållande till tidigare forskning är att undersöka om två större ekonomier som Tyskland och USA med hjälp av sina avkastningskurvor kan prediktera ett mindre lands som Sveriges ekonomiska tillväxt. I detta fall är det givet att det mindre landets avkastningskurva har ett relativt dåligt prognostiseringsvärde på sin egen ekonomiska tillväxt. Undersökningen bygger vidare på Chinn & Kuckos (2015) undersökning och anledningen till att Tyskland och USA väljs är för att båda länderna är länder som är centrala för svensk tillväxt. USA räknas dessutom till en av de stora världsekonomierna i världen samt Tyskland är en av Sveriges största handelspartners. Enligt Kommerskollegiums (2018) rapport för 2017 stod Tyskland för 10,9% av Sveriges totala export samt 18,8% av

Sveriges totala import. USA stod för 6,9% av Sveriges totala export samt 2,4% av Sveriges totala import år 2017 (Kommerskollegium, 2018). Dessutom verkade Chinn och Kuckos (2015) prognoser för Tysklands BNP förändring rent visuellt följa tillväxten för Sveriges industriproduktion.

Det finns omfattande tidigare forskning om avkastningskurvans prognostiseringsvärde, ett exempel på det är Chauvet & Potter (2005) som undersöker hur avkastningskurvan kan prediktera lågkonjunkturer. Vidare har även Chinn & Kucko (2015) skrivit en artikel som undersöker avkastningskurvans prognostiseringsvärde för ekonomisk tillväxt. Generellt har de tidigare studierna visat att avkastningskurvan har ett prognostiseringsvärde men att sambandet i många fall är relativt svagt, och i somliga fall icke-signifikant (Chinn & Kucko, 2015). Det råder även samförstånd att prognostiseringsvärdet påverkas av makroekonomiska faktorer och att chocker i ekonomin tenderar att försämra avkastningskurvans prediktiva förmåga (Chauvet & Potter, 2005).

## **Teori**

“En avkastningskurva (eng: *Yieldcurve*) beskriver en relation mellan räntebärande papper med samma kreditrisk, men med olika löptider. Tänk på att avkastningskurvan ritas som en kurva, men egentligen är det ”punkter” dvs. räntenoteringar för olika löptider som binds samman till en rät linje.” (Andersson, Hässel & Norman, 2001, s.96).

Det finns olika sätt att beräkna avkastningskurvan, det sätt som använts i den här uppsatsen, av Andersson, Hässel & Norman (2001) samt av Chinn & Kucko (2015) är att subtrahera räntan på en 10-års statsobligation med räntan på en 3-månaders statsskuldväxel, eller närmsta motsvarighet. Förändringar i den korta och den långa räntan leder var för sig till olika skeenden i ekonomin som i slutändan påverkar den ekonomiska tillväxten. Den korta räntan påverkas mycket av reporäntan som sätts av Riksbanken, vilken i sin tur har stor påverkan på bankernas utlåningsräntor (Andersson, Hässel & Norman, 2001). Den långa räntan brukar anses vara den av marknaden förväntade framtida korta räntan (Chinn & Kucko, 2015). Faktorer som påverkar den långa räntan är bland annat marknadens inflationsförväntningar, utländska långa räntor och politiska faktorer (Andersson, Hässel & Norman, 2001). Beroende på läget i ekonomin så har kurvan olika utseenden. Kurvan kan enligt Andersson, Hässel & Norman (2001) vara positivt lutande vilket indikerar att dagens korta ränta borde stiga till den framtida förväntade räntan. Vidare menar författarna att kurvan kan vara negativt lutande vilket

innebär att marknaden tror att den korta räntan i framtiden kommer vara lägre än dagens korta ränta. Det sista alternativet är att kurvan är flack som tyder på att marknaden tror att den korta räntan kommer vara oförändrad (Andersson, Hässel & Norman, 2001).

Följande teorier brukar användas för att förklara avkastningskurvans utseende, oftast appliceras de tillsammans för att ge en mer fullständig bild eftersom att teorierna enskilt inte är särskilt förklarande (Andersson, Hässel & Norman, 2001).

Förväntningshypotesen är en av förklaringarna till avkastningskurvans utseende, Asgharian & Nordén (2007) menar att den bygger på två antaganden; att investerare har homogena preferenser och att de är riskneutrala. Enligt förväntningshypotesen är investerare likgiltiga inför obligationens löptid så länge den förväntade avkastningen på obligationerna är densamma (Andersson, Hässel & Norman, 2001). Hur investerare väljer att investera beror alltså på förväntningarna vilket även speglas i avkastningskurvan. Ytterligare en faktor för avkastningskurvans utseende är investerares förväntningar om den framtida ekonomiska aktiviteten, som till exempel inflation (Chinn & Kucko, 2015).

En annan förklaring till avkastningskurvans utseende är likviditetspreferensteorin som antar att investerare är riskaverta, det vill säga de är vill ha kompensation för ökat risktagande (Andersson, Hässel & Norman, 2001). Eftersom att det är svårare att bedöma avkastningsmöjligheterna på längre sikt är investerare mer benägna att placera i tillgångar med korta löptider (Andersson, Hässel & Norman, 2001). Författarna menar därför att investeringar med längre löptid tenderar att ha en högre ränta till följd av en ökande riskpremie.

Slutligen beskrivs marknadssegmenteringsteorin som att investerare är benägna att investera i räntebärande tillgångar med en löptid som överensstämmer med deras placeringshorisont (Andersson, Hässel & Norman, 2001). Det är annorlunda från förväntningshypotesen som påstår att investerare oavsett risk investerar där avkastningen är som högst. Notera det som nämnts tidigare att teorierna var för sig inte ger en fullständig bild utan brukar kombineras.

Uppsatsen bygger som sagt vidare på Menzie Chinn och Kavan Kuckos artikel ”The Predictive Power of the Yield Curve Across Countries and Time” (Chinn & Kucko, 2015). Gällande urval av länder var ett kriterium för författarna att länderna skulle ha robusta och likvida finansmarknader, de länder som undersöktes var: Kanada, Frankrike, Tyskland, Italien, Japan, Nederländerna, Sverige, Storbritannien och USA. Den beroende variabel i regressionerna var respektive lands industriproduktion och avkastningskurvorna beräknades genom att subtrahera 10-årsräntan på en statsobligation med 3-månaders räntan på en

statsskuldväxel. Därefter genomförde författarna en "within-sample regression", resultatet visade att respektive land hade en signifikant positiv koefficient för sin avkastningskurva. Detta indikerar enligt författarna att avkastningskurvan kan användas för att uppskatta industriproduktions tillväxten. Därefter genomfördes en "Rolling-window regression" för att undersöka hur väl avkastningskurvan kunde prediktera den framtida industriproduktions tillväxten. Där var resultaten mer blandade, överlag har avkastningskurvans prognostiseringsvärde försämrats för USA sedan 1998. För alla euroländer i undersökningen blir prognoskoefficienterna under 1990-talet icke-signifikanta vilket tros bero på minskad volatilitet hos de makroekonomiska variablerna. Å andra sidan uppvisade många länder i undersökningen en ökad signifikans hos prognoskoefficienterna under krisen 2008. Författarna tar även upp det faktum att Tyskland har gått igenom stora institutionella förändringar under 90- samt 00-talet som kan ha påverkat avkastningskurvans prognostiseringsvärde, där poängteras främst införandet av euron.

Vidare nämner Chauvet & Potter (2005) att avkastningskurvan i USA kan användas för att prediktera recessioner, dock med blandad precision och därför bör resultaten tolkas med en viss skepsis. Författarna diskuterar även olika faktorer som kan påverka avkastningskurvans prognostiseringsförmåga, exempel på dessa faktorer är ekonomin befinner sig i en chock eller hur väl marknaden svarar på ekonomisk politik. Dessutom har statsskulden en betydelse då en minskande statsskuld gör att mängden statsobligationer minskar på marknaden (Chauvet & Potter, 2005), därmed försämras marknads likviditet (Andr n Meiton, 2016).

Kontrollvariabler kallas de variabler som kan p verka resultatet i en regressionsanalys ut ver de t nkta oberoende variablerna som testas. Syftet med att inkludera kontrollvariabler i regressionen  r f r att g ra resultatet mer trov rdigt (Bowerman, O'Connell & Koehler, 2004). De kontrollvariabler som har testats i denna unders kning  r f ljande:

Den f rsta kontrollvariabeln som inkluderas  r den svenska avkastningskurvan f r att p  s  s tt unders ka om den har n gon signifikant p verkan p  svensk BNP f r ndring.  r den svenska avkastningskurvan dessutom inte inkluderad, finns en risk f r att en obefogad varians tillfaller de utl ndska avkastningskurvorna ist llet. Dessutom  r variabeln, av naturliga sk l inkluderad i Chinn & Kucko (2015) unders kning.

Enligt Casellina & Uberti (2008) har marknads inflationsf rv ntningar en p verkan p  den l nga r ntan, d r f r ndringar i f rv ntningarna leder till f r ndringar av den

långa räntan. Därför hämtades inflationsdata från Sverige, USA och Tyskland som testas mot sina respektive avkastningskurvor.

Finansdepartementet (2018) beskriver i en rapport om metod för beräkning av potentiell BNP att produktivitet, arbetade timmar, sysselsättning och arbetslöshet är viktiga variabler. Dessa faktorer har en stor påverkan på BNP, om fler personer arbetar fler timmar och produktiviteten ökar kommer BNP stiga. Därför inkluderas dessa variabler som kontrollvariabler: produktiviteten i näringslivet, arbetade timmar på den svenska arbetsmarknaden (kalender- och säsongrensat), sysselsättningen och arbetslöshet.

Vidare menar Ramanyake & Lee (2015) att exporttillväxt har en påverkan på utvecklade länders ekonomiska tillväxt. På så sätt att export leder till att arbetsproduktivitet och kapitaleffektivitet ökar vilket har en positiv påverkan på ekonomisk tillväxt (Ramanyake & Lee, 2015). Därför inkluderas Sveriges exporttillväxt som en kontrollvariabel.

Slutligen undersöktes Harrod-Domar-modellen och Solow-modellen, där olika faktorer som påverkar ekonomisk tillväxt tas upp (Matthews, 1988; Nationalencyklopedin, 2018). Därför kommer följande svenska variabler att användas som kontrollvariabler: sparkvot, finanssparkvot, låneskuld, bruttoinvesteringar, totala skatter och offentliga utgifter.

## **Data**

För att genomföra undersökningen behövs en uppsättning data. Eftersom undersökningen till stor del utgår ifrån Chinn & Kucko (2015) så var det tänkt att samma tidsintervall skulle användas. Dock var all data inte tillgängligt för intervallet och det behövdes därför begränsas något, resultatet blev ett tidsintervall från 1980 till 2013. Chinn & Kucko (2015) använde även månadsdata i sin undersökning, då BNP endast publiceras kvartalsvis så använde de industriproduktion som ett substitut. Detta har inte gjorts i denna undersökning då det ansetts vara mer relevant att använda faktisk BNP data. Även om industriproduktion kan vara korrelerad med BNP så övergår Sverige mer mot en tjänsteintensiv ekonomi där tjänsteexporten har ökat i större utsträckning än varuexporten (SCB, 2017). Eftersom förhållandet har ändrats så har svensk BNP data använts och den är hämtat från SCB (2018) samt är säsons- och kalenderkorrigerad BNP från produktionssidan.

De huvudsakliga oberoende variablerna som i synnerhet är av intresse är avkastningskurvorna från Tyskland samt USA, de bygger på skillnaden mellan 10-årig statsobligationsränta och 3-månaders statsskuldsväxelränta eller närmaste motsvarigheten. De amerikanska räntorna har hämtats från OECD (2018a; 2018b), de tyska räntorna har hämtats från OECD (2018c; 2018d) och de svenska räntorna är hämtade från Sveriges Riksbank



(2018a). Inflationsdata för Sverige, Tyskland och USA är hämtade från OECD (2018e). Statistik för arbetslöshet är hämtat från SCB (2018) och avser åldrarna 16 - 64 år. Antalet arbetade timmar är hämtade från SCB (2018) och är kalender och säsongrensad. Folkmängden för Sverige är hämtad från SCB (2018) i årsdata, denna är därefter omräknad till kvartalsdata med konstant ökning mellan kvartalen. Produktiviteten i näringslivet (multifaktorproduktivitet) är i årsdata och även den hämtad från SCB (2018). Antalet sysselsatta, varuexport, sparkvot, finansiell sparkvot, låneskulder som andel av disponibel inkomst, bruttoinvesteringar, totala skatter samt offentliga utgifter är hämtade från SCB (2018).

Vanliga problem med tidsserieanalyser är icke-stationäritet, autokorrelation och heteroskedasticitet (Beckett, 2013). Detta bör därför kontrolleras med ett par förtester. Därmed testas alla variabler för stationäritet, regressionen som sedan tas fram testas för autokorrelation och heteroskedasticitet. Det enhetsrots test för stationäritet som används är ett Augmented Dickey-Fuller test (ADF-test). Statistikprogrammet själv väljer antalet laggade variabler i enlighet med Schwarz Info Criterion med max 12 stycken laggade variabler. I Tabell 1 presenteras det Augmented Dickey-Fuller testet som gjorts på den beroende svenska BNP variabeln, där valde programmet att använda en laggad variabel.

**Tabell 1**  
**Stationäritetstest av svensk BNP tillväxt**

Den här tabellen visar ett stationäritetstest för den svenska BNP tillväxten (SE.BNP.%) laggad med en period. I kolumnerna visas koefficienterna, t-värden och p-värden. Nollhypotesen är att variabeln i fråga har en enhetsrot (unit root), alltså att den är icke-stationär. Resultaten tyder på att variabeln är stationär.

| <b>Noll hypotes: SE.BNP.% har en enhetsrot (unit root)</b> |                    |                |                |
|--|--------------------|----------------|----------------|
| <i>Variabel</i>  | <i>Koefficient</i> | <i>t-värde</i> | <i>p-värde</i> |
| Augmented Dickey-Fuller test statistic                     |                    | -5,764506664   | 0,0000019***   |
| SE.BNP.% (-1)  | -0,641225211       | -5,764506664   | 0,0000001***   |
| D(SE.BNP.% (-1))   | -0,231583683       | -2,683746264   | 0,0082585***   |
| Konstant   | 0,003325036        | 3,200979388    | 0,0017336***   |

\*:  $p < 0,10$     \*\*:  $p < 0,05$     \*\*\*:  $p < 0,01$

Resultatet från samtliga ADF-tester visade att svensk BNP förändring i procent, avkastningskurvorna från Sverige, USA och Tyskland antydde på stationäritet. Kontrollvariablerna var alla icke-stationära inledningsvis, för att uppnå

stationäritet i variablerna transformerades dem antingen om till procentuell förändring eller genom att ta variabeln per capita. Bowerman, O'Connell & Koehler (2004) ger förslag på att transformeringen för tidsserier kan göras i absoluta termer genom första differensen, det vill säga nuvarande period minus föregående period. För att enklare förstå och tolka resultaten i relation till BNP tillväxt som uttrycks i procentuell förändring, ansågs det mest intuitivt att transformera om de oberoende variablerna till procentuell förändring. Därför blev transformeringen genom att ta nuvarande period subtraherat med föregående period dividerat med föregående period. Ett annat sätt att försöka transformera icke-stationär data till stationär data är att kontrollera för en ökad population, därför har kontrollvariablerna testats för stationäritet efter att ha dividerats med en tidsserie av Sveriges ökande folkmängd. Samtidigt finns det en risk att parameteruppskattningarna blir annorlunda när variablerna transformeras, vilket kan påverka resultatet negativt (Beckett, 2013).

De variabler som var stationära i procentuell förändring var produktivitet, arbetslöshet, export, sparkvot, låneskuld, bruttoinvesteringar samt finanssparkvot. Den variabel som blev stationär när den transformerades till per capita var arbetade timmar.

För att avgöra om dessa ska tas med i undersökningen gjordes regressioner med varje kontrollvariabel var för sig som oberoende variabel tillsammans med laggad BNP förändring, mot svensk BNP förändring som beroende variabel. Det här tillvägagångssättet används först för att se om variablerna enskilt hade en signifikant påverkan BNP förändringarna, hade dem inte en påverkan har de inte inkluderats i de sammanställda regressionerna. Vad som även har testats är om inflationen för respektive land har haft en påverkan på dess avkastningskurva, varken för Sverige, USA eller Tyskland har detta visat på ett signifikant samband.

De individuella regressionerna gjordes med en alpha nivå på 10% för att fånga upp fler effekter som kan ha påverkan på signifikansen av de variablerna som främst avses testas, samt för att undvika Typ II-fel. Av ovan nämnda variabler som var stationära var följande signifikanta med alpha på 10%; arbetade timmar per capita (TIMMAR.Cap), låneskuld (LÅNE.SK.%) samt bruttoinvesteringar (BRUTTO.INV.%). Den svenska avkastningskurvan (SE.AVKASTN.K) inkluderas också. Förklarande variabel är svensk BNP förändring (SE.BNP.%) och huvudsakliga oberoende variabler är den tyska (TY.AVKASTN.K) och amerikanska avkastningskurvan (US.AVKASTN.K). Tabell 2 visar deskriptiva värden för de variabler som kommer att användas i undersökningen.

**Tabell 2**  
**Deskriptiv Statistik av Inkluderade Variabler**

Den här tabellen visar deskriptiv statistik för de variabler som testats i studien. De statistiska mått som har inkluderats är: medelvärde, median, maxvärde, minimivärde och standardavvikelse. Antalet observationer finns också inkluderat och skiljer sig bara för den svenska avkastningskurvan (SE.AVKASTN.K) där antalet datapunkter var något färre än för övriga variabler.

|                | <i>SE.BNP.%</i> | <i>BRUTTO.INV.%</i> | <i>TIMMAR.Cap</i> | <i>LÅNE.SK.%</i> | <i>SE.AVKASTN.K</i> | <i>TY.AVKASTN.K</i> | <i>US.AVKASTN.K</i> |
|----------------|-----------------|---------------------|-------------------|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| Medel          | 0,0053          | 0,0067              | 0,0001            | 0,0044           | 1,5140              | 1,0299              | 1,8912              |
| Median         | 0,0064          | 0,0085              | 0,0001            | 0,0046           | 1,4250              | 1,3026              | 2,0299              |
| Maxvärde       | 0,0249          | 0,0798              | 0,0001            | 0,0384           | 3,6873              | 3,1200              | 4,3730              |
| Minvärde       | -0,0374         | -0,1059             | 0,0001            | -0,0415          | 0,1900              | -3,1900             | -0,7574             |
| Std. Avvikelse | 0,0100          | 0,0270              | 0,000005          | 0,0133           | 0,9181              | 1,2752              | 1,1690              |
| Observationer  | 131             | 131                 | 132               | 131              | 91                  | 132                 | 132                 |

Den tänkta undersökningen riskerar att bli irrelevant om det råder en korrelation mellan den svenska avkastningskurvan och de tyska samt amerikanska. Om det råder en medel till stark positiv korrelation mellan avkastningskurvorna så innebär det att undersökningen i princip blir densamma som Chinn & Kucko (2015) redan genomfört. Resultatet från korrelationstestet visade att det fanns en svag korrelation mellan de olika avkastningskurvorna vilket gör fortsatta undersökningar relevanta (Tabell 3).

**Tabell 3**  
**Korrelationsmatris Avkastningskurvor**

Tabellen visar en korrelationsmatris som inkluderar de svenska, tyska -och amerikanska avkastningskurvorna. Den svenska har en svagt negativ korrelation med den tyska och en svagt positiv korrelation med den amerikanska. Den tyska och amerikanska visar en svagt positiv korrelation mellan varandra.

|                     | <i>SE.AVKASTN.K</i> | <i>TY.AVKASTN.K</i> | <i>US.AVKASTN.K</i> |
|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>SE.AVKASTN.K</i> | 1                   | -0,092              | 0,056               |
| <i>TY.AVKASTN.K</i> | -                   | 1                   | 0,039               |
| <i>US.AVKASTN.K</i> | -                   | -                   | 1                   |

När variablerna visat sig vara stationära och undersökningen är av relevans utförs en uppsättning least-square regressioner på variationer av den första formeln för in-sample.

Innan några slutsatser dras genomfördes Breusch-Godfrey serial correlation test för autokorrelation samt Whites test för heteroskedasticitet. Dessa test visade på att autokorrelation inte råder men att regressionens feltermen är heteroskedastiska. Därför används robusta standardfel (HAC) och regressionen görs om med hänsyn till dessa standardfel, eftersom heteroskedasticitet fanns i förtesterna så används robusta standardfel även i alla efterföljande regressioner.

I regressionerna laggas alla oberoende variabler och kontrollvariabler, detta för att bygga den något mer realistiska modellen att använda parametrar baserade på föregående tidsperioder för att uppskatta nuvarande eller framtida perioder (Jochumzen, 2017). Det som kvarstår att bestämma är vilken eller vilka laggade BNP variabler som ska inkluderas. Detta görs genom att genomföra en regression med en uppsättning laggade BNP variabler för att se hur dessa beter sig. I Tabell 4 nedan visas koefficienterna samt p-värdena för dessa. De koefficienter som urskiljer sig är när BNP laggas med två respektive fyra perioder, dessa är signifikanta med alpha på 5%. Vidare genomfördes en regression med bara de variabler som laggas med 2 och 4 perioder för att undersöka hur Akaike Info Criterion ändras. När regressionen har 8 laggade variabler är AIC -6,378230 som sedan sjunker till det något bättre värdet -6,413907 när endast två laggade variabler inkluderas. Därför används SE.BNP.%(-2) samt SE.BNP.%(-4) i undersökningens regressioner.

**Tabell 4**  
**Test för antalet Laggade BNP-variabler**

Tabellen visar en sammanställning av den svenska BNP tillväxten (SE.BNP.%) laggad med mellan en till åtta perioder, detta för att ta reda på vilken period som vidare ska användas. Koefficienterna och p-värden visas i den andra respektive tredje kolumnen. Resultatet visar att perioderna två och fyra bar mest signifikans, vilket är anledningen till att BNP tillväxten laggas med två och fyra perioder i resterande regressioner.

|  | <i>Koefficient</i> | <i>p-värde</i> |
|--|--------------------|----------------|
| Konstant                                     | 0.004165           | 0.0070***      |
| SE.BNP.% (-1)                                | 0.122820           | 0.2620         |
| SE.BNP.% (-2)                                | 0.269569           | 0.0017***      |
| SE.BNP.% (-3)                                | 0.182160           | 0.1272         |
| SE.BNP.% (-4)                                | -0.203586          | 0.0356**       |
| SE.BNP.% (-5)                                | -0.106185          | 0.3407         |
| SE.BNP.% (-6)                                | 0.004644           | 0.9651         |
| SE.BNP.% (-7)                                | 0.048448           | 0.5878         |
| SE.BNP.% (-8)                                | -0.081253          | 0.3087         |
| *: $p < 0,10$ **: $p < 0,05$ ***: $p < 0,01$ |                    |                |

## Metod

### In-sample

För att kunna besvara problemformuleringen på ett bra sätt används en klassisk least-square regression för att på så sätt kunna urskilja sambandet mellan den svenska BNP tillväxten samt de tyska och amerikanska avkastningskurvorna. Detta görs genom att använda det insamlade datamaterialet över hela tidsperioden för att bygga en modell, vidare namngiven "in-sample". För att visa på ett kausalt samband bör de oberoende variablerna vara laggade för att föreligga den beroende variabeln i tid samt att kontrollvariablerna är inkluderade i regressionen (Bowerman, O'Connell & Koehler, 2004). Genom att låta de oberoende variablerna föreligga i tid så kan det till en viss grad fastställas att de har påverkan på den beroende variabeln. Om dessutom hänsyn tas till att de oberoende variablerna inte gör anspråk på varians som tillhör kontrollvariablerna genom att räkna med dessa, stärker det sannolikheten för att resultatet som visas är korrekt. För att undersöka in-sample-regressionens resultat används determinationskoefficient  $adj. R^2$ . Det är andelen förklarad varians av de oberoende variablerna på de beroende variablerna där justeringen är för antalet oberoende variabler som

är medräknade i regressionen (Bowerman, O'Connell & Koehler, 2004). I in-sample resultaten kommer det gå att urskilja om någon multikollinearitet finns i regressionerna, om adj.  $R^2$  är nära 1 ska multikollinearitet misstänkas. De in-sample modellerna som testas blir kombinationer av denna:

$$\begin{aligned} SE.BNP.\% = C + \beta_1 SE.BNP.\%_{(-2)} + \beta_2 SE.BNP.\%_{(-4)} \\ + \beta_3 TY.AVKASTN.K_{(-1)} + \beta_4 US.AVKASTN.K_{(-1)} + \beta_5 BRUTTO.INV.\%_{(-1)} \\ + \beta_6 TIMMAR.Cap_{(-1)} + \beta_7 LÅNE.SK.\%_{(-1)} + \beta_8 SE.AVKASTN.K_{(-1)} \end{aligned}$$

### Out-of-sample-forecast

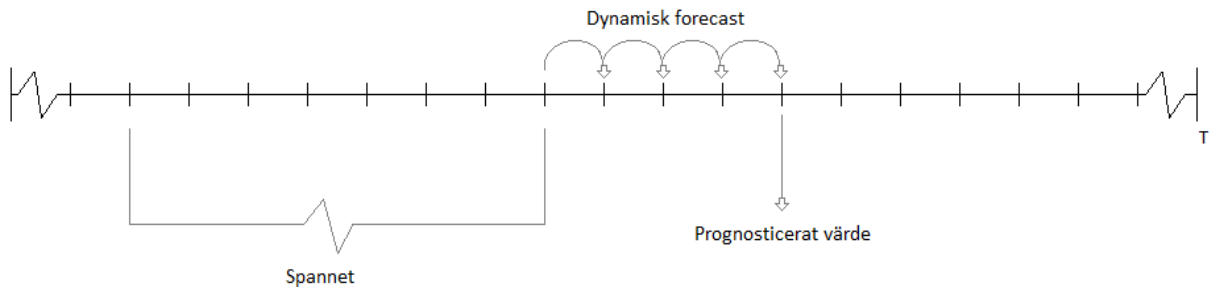
Andra delen av undersökningen bygger på att testa hur huvudvariablerna kan appliceras i ett verkligt scenario. Att vid en given tidpunkt använda tillgänglig data ett visst antal perioder tillbaka i tiden för att kunna göra en prediktion om framtiden kallas för en rolling-window forecast. Ett visst antal perioder tillbaka i tiden kallas vidare för "spannet". Beroende på storleken på spannet är det olika många regressioner som behöver göras. För att kunna genomföra dessa regressioner kommer ett program användas (Eviews, 2011). Programmets uppgift blir att använda det givna spannet och först uppskatta  $\beta_i$  i följande modell. När detta görs kommer inte alla kontrollvariablerna att tas hänsyn till. Detta för att på ett tydligare sätt se effekten av undersökningens huvudsakliga oberoende variabler.

$$\begin{aligned} SE.BNP.\% = C + \beta_1 SE.BNP.\%_{(-2)} + \beta_2 SE.BNP.\%_{(-4)} \\ + \beta_3 TY.AVKASTN.K_{(-1)} + \beta_4 US.AVKASTN.K_{(-1)} \end{aligned}$$

När programmet har uppskattat  $\beta_i$ - parametrarna för det givna spannet kommer det sedan att använda dessa uppskattningar och göra en prediktion om fyra tidsperioder, det vill säga ett år framåt i tiden. Detta görs genom en dynamisk forecast istället för en statisk forecast. Skillnaden är att en dynamisk forecast använder sig av tidigare uppskattade värden för att vidare uppskatta nästa värde samtidigt som en statisk forecast fyller tomrummet med faktiska värden (Beckett, 2013).

$$\begin{aligned} SE.BNP.\%_{(+4)} = C + \beta_1 SE.BNP.\%_{(-2)} + \beta_2 SE.BNP.\%_{(-4)} \\ + \beta_3 TY.AVKASTN.K_{(-1)} + \beta_4 US.AVKASTN.K_{(-1)} \end{aligned}$$

Programmet ska sedan göra en prognos för varje värde fram till det sista av all insamlad data. Dock behöver programmet spannets vidd och ytterligare fyra perioder för att kunna göra den första prediktionen. Därför blir det färre prediktioner än ur in-sample modellens regression. De olika spannen som kommer testas är 12, 16, 20, 24, 28, 40, 60, 80 och 120. Vad som kan förväntas ur denna out-of-sample prediktion är en serie för varje spann med prognostiserad BNP tillväxt.



**Figur 1. Illustration av hur out-of-sample regressionen är programmerad att fungera.** Figuren visar hur programmet som användes vid out-of-sample regressionerna fungerar. I figuren är sista punkten i spannet från den period som prognosen ska göras. Programmet prognostiserar med hjälp av spannet som består av tidigare svensk BNP tillväxt, fyra stycken värden framåt i tiden, vilket benämns dynamisk forecast. Programmet raderar sedan de tre tidigare prognostiserade värdena och kvar finns ett prognosticerat värde som är en prognos för vad BNP tillväxten är om fyra kvartal.

Dessa serier kan sedan jämföras med den faktiska BNP förändringen, delvis relativt med hur stora felen är och delvis hur väl korrelerade de predikterade serierna är mot faktiska BNP förändringen. Dessa olika sätt att utvärdera prognoserna två liknande mått, Root Mean Square Error (RMSE) är ett vedertaget sätt att utvärdera prognoser (Bowerman, O'Connell & Koehler, 2004). För att tolka resultaten används även *adj. R<sup>2</sup>* som ger en enklare intuition samt Root Square Error (RSE). Nedan följer formlerna för hur prognoserna kommer utvärderas när de uppskattade serien tagits fram.

$$R^2 = 1 - \frac{\sum(y - \hat{y})^2}{\sum(y - \bar{y})^2}$$

$$\text{adj. } R^2 = 1 - (1 - R^2) \frac{n - 1}{n - p - 1}$$

där p är antalet oberoende variabler och n är antalet observationer.

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (\hat{y}_t - y_t)^2}{T}} \quad RSE = \sqrt{(\hat{y} - y)^2}$$

där T är antalet predikterade observationer.

## Resultat

### In-sample

I in-sample regressionen undersöks fyra olika uppsättningar variabler, delvis dem som presenteras i Tabell 5 men även dem i Tabell 7. Notera att alla variablerna är stationära i enlighet med Augmented Dickey-Fuller test.

**Tabell 5**  
**In-sample (1)**

Tabellen visar resultatet av den första in-sample studien som inkluderar huvudvariablerna samt alla kontrollvariabler, utan den svenska avkastningskurvan. Kolumn två och tre visar koefficienter och p-värden för den första regressionen, som endast inkluderade nämnda kontrollvariabler som oberoende variabler. P-värdena visade att alla oberoende variabler var signifikanta. Kolumn fyra och fem visar koefficienter och p-värden för den andra regressionen som inkluderar nämnda kontrollvariabler samt huvudvariablerna som oberoende variabler. P-värdena visade att huvudvariablerna var signifikanta, samtidigt som kontrollvariablerna förutom de laggade BNP variablerna uppvisade en svagare signifikans än i den första regressionen.

| <i>Obs = 127</i>          | <i>Kontrollvariabler (1)</i> |                | <i>Alla variabler (1)</i> |                |
|---------------------------|------------------------------|----------------|---------------------------|----------------|
|                           | <i>Koefficient</i>           | <i>p-värde</i> | <i>Koefficient</i>        | <i>p-värde</i> |
| Konstant                  | 0,0520                       | 0,0019***      | 0,0385                    | 0,0362**       |
| SE.BNP.%(-2)              | 0,2230                       | 0,0009***      | 0,1680                    | 0,0057***      |
| SE.BNP.%(-4)              | -0,1961                      | 0,0367**       | -0,2135                   | 0,0172**       |
| BRUTTO.INV.%(-1)          | 0,0727                       | 0,0724*        | 0,0533                    | 0,1262         |
| LÅNE.SK.%(-1)             | 0,0934                       | 0,0588*        | -0,0145                   | 0,8182         |
| TIMMAR.Cap.(-1)           | -346,5129                    | 0,0044***      | -248,9848                 | 0,0595*        |
| TY.AVKASTN.K(-1)          | -                            | -              | 0,0031                    | 0,0049***      |
| US.AVKASTN.K(-1)          | -                            | -              | -0,0013                   | 0,0931*        |
| <i>adj. R<sup>2</sup></i> |                              | 0,1497         |                           | 0,2333         |

\*:  $p < 0,10$    \*\*\*:  $p < 0,05$    \*\*\*:  $p < 0,01$

I andra kolumnen i Tabell 5, som benämns Kontrollvariabler (1), används kontrollvariablerna exklusive den svenska avkastningskurvan som oberoende variabler och svensk BNP tillväxt som den beroende. I den tredje kolumnen Tabell 5, som benämns Alla variabler (1), inkluderas även de tyska samt amerikanska avkastningskurvorna som oberoende variabler tillsammans med kontrollvariablerna. Detta görs för att kunna undersöka hur



regressionen ser ut först utan de utländska avkastningskurvorna och sedan med dem inkluderade. I den tredje kolumnen går det tydligt att se hur de tyska och amerikanska avkastningskurvorna stjäl signifikans av övriga variabler. Det kan urskiljas då kontrollvariablerna får försämrade p-värden som sjunker till att antingen bli icke-signifikanta eller till att bli signifikanta med alpha på 10%. De laggade BNP variablerna förblir signifikanta på samma nivå. Detta kan indikera att de inkluderade utländska avkastningskurvorna i större utsträckning stjäl signifikans från kontrollvariablerna. I kolumn två har en del av förklaringsgraden blivit tilldelad kontrollvariablerna, men när vi inkluderar de utländska avkastningskurvorna allokeras signifikansen om till dem. Om kontrollvariablerna förklarade svensk BNP tillväxt bättre hade de behållit signifikansen och de utländska avkastningskurvorna hade blivit icke-signifikanta. Nu blir istället kontrollvariablerna mindre signifikanta och avkastningskurvorna signifikanta. När avkastningskurvorna stjäl signifikans från kontrollvariablerna går det att slutleda att signifikansen bör tillhöra avkastningskurvorna. Vidare har avkastningskurvorna en positiv påverkan på förklaringsgraden så till vida att  $adj. R^2$  ökar med 8,4 procentenheter när avkastningskurvorna inkluderas. Det är ett argument för att avkastningskurvorna bidrar till att kunna prediktera BNP tillväxt.

Chinn och Kucko (2015) hävdar att om ett lands egen avkastningskurva är signifikant och har en positiv koefficient så har avkastningskurvan goda möjligheter att prediktera landets egen ekonomiska tillväxt. Den tyska avkastningskurvan uppfyller dessa kriterier i förhållande till svensk BNP tillväxt och bör därför vara en god prediktor. Det som är mer intressant är den amerikanska avkastningskurvan som har en negativ koefficient men ändå är signifikant. Det skulle då inte ligga i linje med det som Chinn och Kucko (2015) påstår, det ska dock poängteras att deras påstående är aktuellt för avkastningskurvan som tillhör landet själv. Det är dock outforskad mark hur den negativa koefficienten ska tolkas, en hypotes är att det kan ha att göra med hur mycket variabeln laggas. Här är variabeln laggad med en period men den kanske borde vara laggad med flera perioder, beroende på vilken hastighet den amerikanska avkastningskurvan påverkar svensk BNP tillväxt. Detta går att likna med den fyra perioder laggade svenska BNP variabeln i Tabell 5, den har konsekvent signifikant negativ koefficient men när den endast laggas med två perioder är koefficienten positiv. Det är möjligt att den amerikanska avkastningskurvan har ett omvänt beteende. Att den är negativt korrelerad vid få laggade perioder men positivt korrelerad vid fler laggade perioder. Detta diskuteras vidare i avsnittet om framtida forskning.

**Tabell 6**  
**Prediktiv förmåga av Svensk Avkastningskurva**

Tabellen visar om den svenska avkastningskurvan laggad med en period (SE.AVKASTN.K(-1)) har en prediktiv förmåga mot den svenska BNP tillväxten. Kolumn två och tre visar koefficient och p-värde, p-värdet indikerar att den svenska avkastningskurvan är icke signifikant.

| <i>Obs = 91</i>  | <i>Koefficient</i> | <i>p-värde</i> | <i>R<sup>2</sup></i> |
|------------------|--------------------|----------------|----------------------|
| Konstant         | 0,0052             | 0,0658*        | 0,0006               |
| SE.AVKASTN.K(-1) | -0,0003            | 0,8569         |                      |

\*:  $p < 0,10$     \*\*:  $p < 0,05$     \*\*\*:  $p < 0,01$

Vad som presenteras i Tabell 6 är hur den svenska avkastningskurvan kan prediktera svensk BNP tillväxt, det vill säga en liknande undersökning som Chinn och Kucko (2015) redan gjort. Där är den svenska avkastningskurvan inte signifikant, men konstanten är det. Detta skulle kunna bero på att Sverige har en relativt liten statsobligationsmarknad jämfört med till exempel USA, då Sveriges statsskuld är 29% av BNP medan USA:s är på 78% av BNP (Åkerman, 2018; Carlgren, 2018a). Enligt Chauvet & Potter (2005) har statsskuldens storlek en påverkan på avkastningskurvans prediktiva förmåga. Då färre obligationer på marknaden försämrar marknaden likviditet (Andrén Meiton, 2016). I Sveriges fall har statsskulden i snitt sjunkit de senaste 20 åren (Carlgren, 2018a). Riksbanken har i linje med den expansiva penningpolitiken som har drivits stödköpt svenska statspapper, där Riksbanken äger drygt hälften av den utestående stocken (Riksgälden, 2018). Anledningen till att statspapper stödköps är för att sänka ränteläget i ekonomin och få ut monetära medel i samhället (Sveriges Riksbank, 2018b). Riksbankens expansiva penningpolitik har därför inneburit att räntorna på marknaden har pressats ned (Carlström, 2017), samt att likviditeten på den svenska obligationsmarknaden har försämrats (Andrén Meiton, 2018). Då avkastningskurvans prediktiva förmåga till stor del hänger på hur pass bra marknaden förväntningar speglas i räntenoteringarna, går det att argumentera utifrån resultatet i Tabell 6 att de svenska marknadsräntorna inte speglar marknaden speciellt bra. Vilket i sin tur gör att den svenska avkastningskurvan inte är speciellt lämplig för att prediktera svensk BNP tillväxt.

**Tabell 7**  
**In-sample (2)**

Tabellen visar resultatet av den andra in-sample studien som inkluderar huvudvariablerna samt alla kontrollvariabler, inklusive den svenska avkastningskurvan (SE.AVKASTN.K). Kolumn två och tre visar koefficienter och p-värden för den första regressionen som endast inkluderade nämnda kontrollvariabler som oberoende variabler. P-värdena visar att endast arbetade timmar per capita (TIMMAR.Cap), låneskuld (LÅNE.SK.%) och BNP tillväxt laggad med två perioder (SE.BNP.%(-2)) är signifikanta. Kolumn fyra och fem visar koefficienter och p-värden för den andra regressionen som inkluderar nämnda kontrollvariabler samt huvudvariablerna som oberoende variabler. P-värdena visar att huvudvariablerna är signifikanta, samtidigt som de kontrollvariabler som var signifikanta i första regressionen uppvisade en försvagad signifikans.

| <i>Obs = 91</i>           | <i>Kontrollvariabler (2)</i> |                | <i>Alla variabler (2)</i> |                |
|---------------------------|------------------------------|----------------|---------------------------|----------------|
|                           | <i>Koefficient</i>           | <i>p-värde</i> | <i>Koefficient</i>        | <i>p-värde</i> |
| Konstant                  | 0,0584                       | 0,0005***      | 0,0515                    | 0,0095***      |
| SE.BNP.%(-2)              | 0,2208                       | 0,0153**       | 0,1539                    | 0,0586*        |
| SE.BNP.%(-4)              | 0,0013                       | 0,9890         | -0,0678                   | 0,5015         |
| BRUTTO.INV.%(-1)          | 0,0345                       | 0,4316         | 0,0099                    | 0,7791         |
| LÅNE.SK.%(-1)             | 0,1143                       | 0,0559*        | 0,0175                    | 0,8190         |
| TIMMAR.Cap(-1)            | -402,3606                    | 0,0015***      | -337,8662                 | 0,0196**       |
| SE.AVKASTN.K(-1)          | -0,0001                      | 0,9075         | 0,0000                    | 0,9682         |
| TY.AVKASTN.K(-1)          | -                            | -              | 0,0026                    | 0,0460**       |
| US.AVKASTN.K(-1)          | -                            | -              | -0,0020                   | 0,0318**       |
| <i>adj. R<sup>2</sup></i> |                              | 0,1265         |                           | 0,2084         |

\*: p < 0,10    \*\*: p < 0,05    \*\*\*: p < 0,01

I den tredje och fjärde uppsättningen variabler som presenteras i Tabell 7 undersöks alla kontrollvariabler inklusive den svenska avkastningskurvan. För övrigt är uppsättningen densamma, i den andra kolumnen, som benämns Kontrollvariabler (2), testas alla kontrollvariabler som oberoende variabler mot den beroende variabeln BNP tillväxt. I den tredje kolumnen, som benämns Alla variabler (2), inkluderas även de utländska avkastningskurvorna som oberoende variabler.

I Tabell 7 går det att utläsa att den svenska avkastningskurvan är fortsatt icke-signifikant, samt att p-värdet försämras ytterligare jämfört med Tabell 6. Andra kolumnen i Tabell 7 jämfört med andra kolumnen Tabell 5 uppvisar att kontrollvariablerna låneskuld och

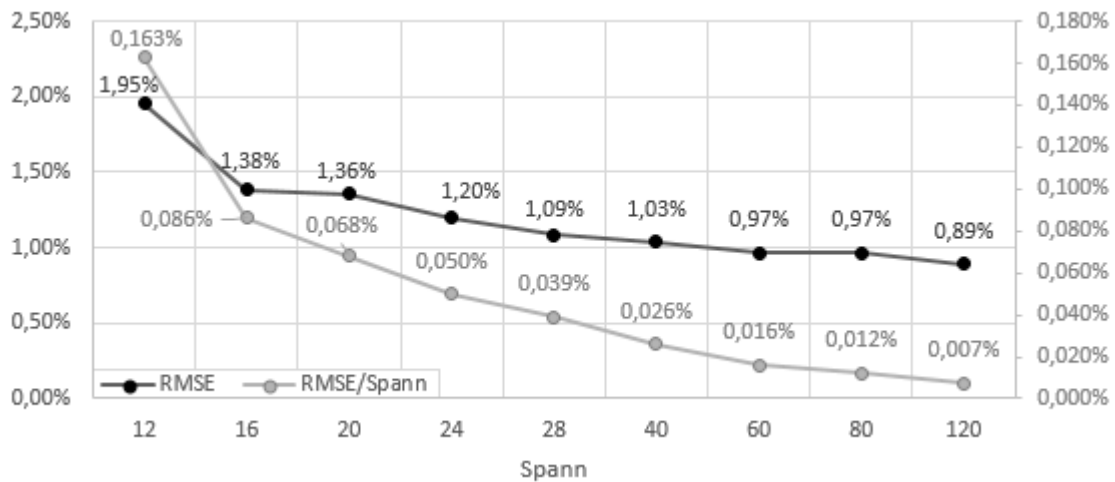
timmar per capita har oförändrade signifikansvärden men något bättre p-värden. Dessutom går det att utläsa att inkluderandet av den svenska avkastningskurvan försämrar kontrollvariabeln bruttoinvesteringar och de laggade BNP variabelernas signifikans. Det extra intressanta är att den fyra perioder laggade BNP variabeln blir helt icke-signifikant.

Vidare uppvisar konstanterna i Tabell 5 och 7 ett intressant beteende då de är konsekvent signifikanta med en positiv koefficient. Det innebär att Sverige i snitt har en positiv BNP tillväxt, dessutom indikerar signifikansen att det finns mer att undersöka. Hade hänsyn tagits till alla möjliga variabler är en tes att konstanten inte hade varit signifikant. På så sätt att det finns flera variabler att testa och att de variabler som inkluderats antagligen kan transformeras för att bli mer signifikanta. Dessutom är variabeln arbetade timmar per capita konstant signifikant i regressionerna med en negativ koefficient. Den negativa koefficient är intressant då den tyder på att om antalet arbetade timmar per person ökar så minskar BNP tillväxten. Detta är kontraintuitivt för att det skulle betyda att om människor jobbar mer så borde BNP tillväxten minska, det är dock irrelevant för studiens syfte och kommer därför ignoreras. I övrigt är kontrollvariablernas koefficienter rimliga i avseende på tecken och storheter.

När även de tyska och amerikanska avkastningskurvorna inkluderas i regressionen så försämras i stort sett alla kontrollvariablernas p-värden. En intressant aspekt i regressionen är att den svenska avkastningskurvan får ett försämrat p-värde. Samtidigt som den amerikanska avkastningskurvan får ett förbättrat p-värde så går den från att vara signifikant med en alpha gräns på 10 % till att vara signifikant med en alpha gräns på 5 %. Motsvarande så går den tyska avkastningskurvan från att vara signifikant på en alpha gräns på 1% till 5%. Detta indikerar att den amerikanska avkastningskurvas signifikans förbättras och den tyska försämras när den svenska inkluderas. Likväl med alla variabler inkluderade i tredje kolumnen i Tabell 7 utkristalliserar sig de tyska och amerikanska avkastningskurvorna som bland de mer relevanta prognosvariablerna för den svenska BNP tillväxten. Eftersom att den svenska avkastningskurvan är icke-signifikant så innebär det i enlighet med Chinn & Kucko (2015) att den svenska avkastningskurvan inte är en särskilt bra prediktor för den svenska BNP tillväxten. De efterlyser signifikans och en positiv koefficient för att avkastningskurvan ska anses vara en bra prediktor. Vidare innebär inkluderingen av den svenska avkastningskurvan att regressionerna i Tabell 7 får sämre  $adj.R^2$  värden. Detta beror sannolikt på den svenska avkastningskurvas icke-signifikans. Intressant nog ökar  $adj.R^2$  med ca 8,2 procentenheter, vilket är i princip lika mycket som i Tabell 5 när de utländska avkastningskurvorna inkluderas. Det är med andra ord de utländska avkastningskurvorna som driver upp förklaringsgraden oavsett om den svenska motsvarigheten är inkluderad eller inte.

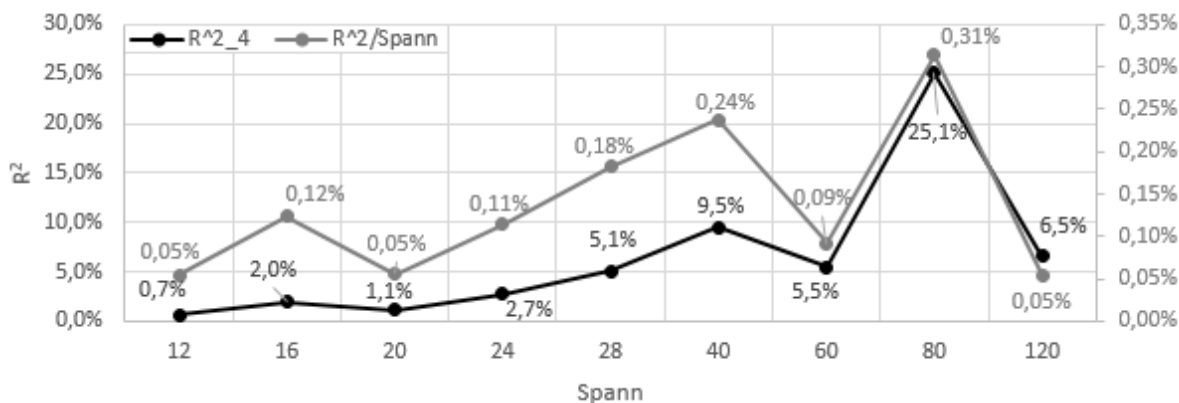
## Out-of-sample-forecast

I Figur 2 nedan visas RMSE samt kvoten RMSE per spann (RMSE/Spann) för de olika prognoserna i förhållande till svensk BNP tillväxt. Vidare förändras längden mellan punkterna i grafen från fyra perioder mellan spann 12–28 till 20 perioder mellan spann 40–80 och slutligen till 40 perioder mellan spann 80–120.



**Figur 2. RMSE out-of-sample.** Figuren visar Root Mean Square Error (RMSE) för de spann som användes under out-of-sample regressionerna. Punkterna visar alltså hur mycket prognoserna i snitt skiljer sig från verklig BNP tillväxt i procent. Den svarta linjen visar RMSE för vardera spann och generellt minskar RMSE ju större spann som används, dock minskar inte RMSE i lika stor utsträckning från spann 28 och uppåt. Den grå linjen visar RMSE per spann vilket visar hur mycket RMSE kan minska om antalet spannperioder ökas med en tidpunkt. Där blir det tydligare att RMSE visserligen minskar ju fler spannperioder som används, men å andra sidan minskar RMSE i allt mindre grad ju fler spannperioder som används.

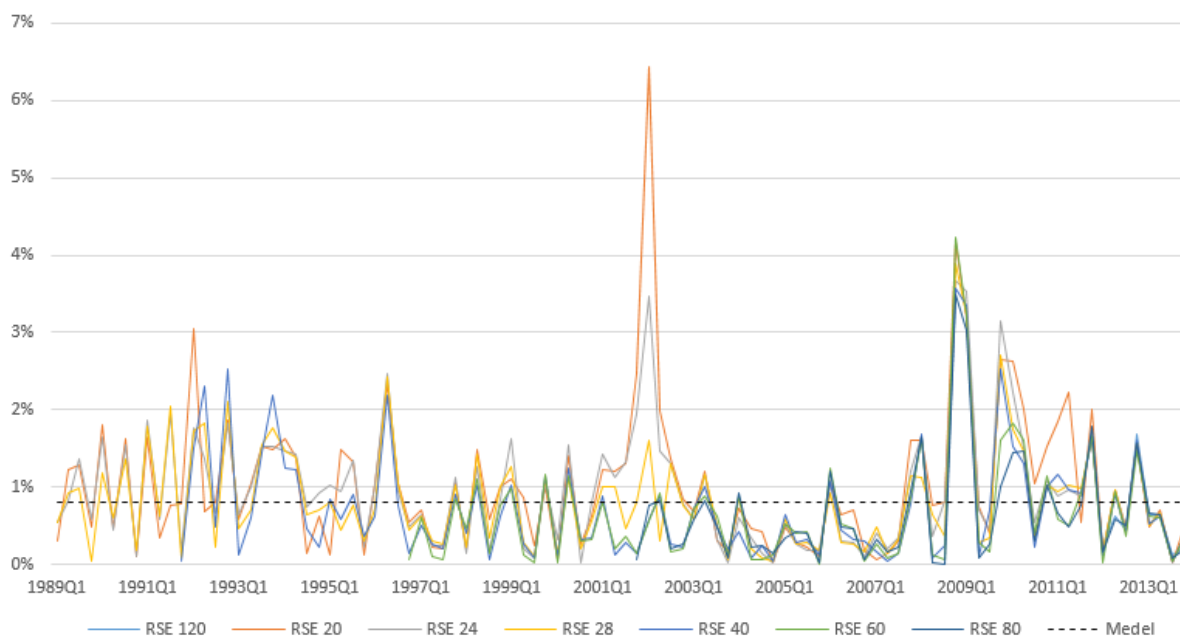
Det som kan urskiljas är en minskning av RMSE när antalet spann ökar vilket indikerar att ett ökat antal spann leder till en bättre prognos. Däremot visar RMSE per spann hur mycket RMSE minskar om ytterligare ett spann inkluderas. Intressant är att observera lutningen för varje punkt som en derivata. Då lutningen för punkterna med spann 12–16 är brantare så innebär det att man tjänar mer på att öka antalet spann från 16 till 20 spann för att få en bättre prognos. Det som också kan urskiljas är att lutningen blir mindre brant ju större spannet blir, det betyder att nyttan av att öka med ytterligare fler spann blir mindre och mindre.



**Figur 3. Förklaringsgrad out-of-sample.** Figuren visar förklaringsgraden för de olika spannen som användes under out-of-sample regressionerna mot verklig BNP tillväxt. Den svarta linjen visar förklaringsgraden för vardera spann, grafen visar i snitt en ökande förklaringsgrad från spann 12 till 40. Därefter följer grafen en mer svårtydd trend. Den grå linjen visar förklaringsgrad per spann som visar hur mycket förklaringsgraden ökar genom att öka antalet spannperioder med en tidpunkt. Den följer ungefär samma mönster som den svarta linjen.

I Figur 3 ovan illustreras de olika spannens förklaringsgrad  $R^2$  samt  $R^2$  per spann, gentemot den faktiska BNP förändringen. Intuitionen är att ett större antal spann förbättrar förklaringsgraden. Vilket även går att se genom kurvan  $R^2/\text{spann}$  som i snitt är stigande mellan spann 12–40. Därefter fluktuerar värdena utan någon till synes enhetlig logik, anledningen till det kan vara att ju fler spann som används desto färre predikterade värden kan därmed beräknas. Används färre värden för att beräkna förklaringsgraden så kan det leda till mer osäkra resultat. Därför finns det anledning att vara skeptisk mot till exempel spann 80 som uppvisar en förklaringsgrad betydligt högre än de andra. Vilket delvis skulle kunna hänvisas till att det endast genomförs 52 regressioner för spann 80 jämfört med 92 regressioner för spann 40, i en serie där maximala antalet datapunkter är 132. Å andra sidan kan förklaringsgraden av spann 80 motiveras av att det är det mest optimala antalet tidpunkter att ha med i ett spann. Det råder dock en skepsis mot detta då värdena kring spann 60 och 120 varierar så pass mycket.

Spann 120 uppvisar i motsats till spann 80 en relativt låg förklaringsgrad vilket kan ha att göra med att spann 120 prognosen endast bygger på 12 predikterade värden. Den första predikterade datapunkten är Q1 2010 vilket innebär att den dynamiska forecasten har estimerat värden för hela 2009 baserat på koefficienter som använder data från 2008. Det innebär i och med finanskrisen att de prediktionerna kan bli väldigt missvisande och då få väldigt låg förklaringsgrad.



**Figur 4. Root Square error (RSE) out-of-sample.** Figuren visar Root Square Error (RSE) för de spann som användes under out-of-sample regressionerna. Linjerna visar hur mycket vardera spann skiljer sig i absoluta procentenheter från verklig BNP tillväxt och den streckade linjen visar medelfelet för samtliga RSE. RSE linjerna fluktuerar som mest i början på 1990-talet, i början på 2000-talet och i slutet av 2000-talet. Däremot står RSE 20 och RSE 24 för de största fluktuationerna i början på 2000-talet, medan övriga RSE ligger kring eller under medel.

I Figur 4 ovan visas RSE för de olika prognoserna i förhållande till verklig BNP tillväxt. Det som kan urskiljas är hur mycket de olika prognostiseringarna i procentenheter skiljer sig mot svensk BNP tillväxt. Den svarta streckade linjen är medelvärdet för alla RSE linjer, vilket visar att prognosernas genomsnittliga fel är strax under en procentenhet.

Topparna i grafen indikerar på större fel än i förhållande till medelvärdet, de sker mellan åren 1991–1993, 1996, 2002 samt 2009–2011. Gemensamt för dessa avvikelser är att de skedde under eller efter ekonomin gått igenom en kris. Detta påvisar avkastningskurvans svaghet för att kunna prediktera ekonomisk tillväxt när ekonomin drabbas av chocker, vilket påpekas i Chauvet & Potter (2005).

I början av 1990-talet drabbades Sverige av en finanskris som satte hela bankväsendet i gungning. I Figur 4 går det att utläsa att prognoserna fluktuerar mer än vanligt oavsett vilket spann som används, vilket innebär att spannlängden inte har någon större påverkan på prognosens fel.

Vidare i början av 2000-talet när IT-bubblan sprack så påverkades prognoserna med kortast spann (här 20 respektive 24) främst då de uppvisade kraftigt avvikande felvärden. Samtidigt uppvisade de andra spannen inga större avvikelser vilket indikerar att om bara

spannen är tillräckligt långa, så klarar de utländska avkastningskurvorna av relativt väl att prediktera svensk BNP tillväxt under IT bubblan. Vilket i sin tur kan bero på att Sverige klarade sig relativt bra genom den krisen, sett till att BNP inte förändrades i särskilt stor utsträckning under den perioden i början på 2000-talet (Carlgren, 2018b). Slutligen går det att utläsa krisen 2008 där samtliga prognoser avviker mer än normalt, under den krisen spelar det ingen roll vilket spann som används. Resultaten var likartade på så sätt att alla prognoser skiljde sig ungefär lika mycket, de utländska avkastningskurvorna var med andra ord inte speciellt bra på att prediktera svensk BNP tillväxt.

## **Diskussion**

Även om resultaten den här uppsatsen har kommit fram till är intressant så finns det vissa reservationer som måste göras.

Kontrollvariablerna som används har transformerats för att göras stationära. Variablerna har räknats om till procentuell förändring eller per capita. Det finns möjlighet att transformera variablerna på andra sätt, men anledningen till att variablerna transformerades som de gjorde är för att den förklarande variabeln presenterades på samma sätt. Hade variablerna transformerats om på andra sätt hade fler variabler möjligen blivit stationära och då kunnat räknas in som kontrollvariabler.

Vidare har framförallt Tyskland genomgått stora institutionella förändringar under tidsperioden för undersökningen. Förändringar som Tysklands återförening 1990 och eurons införande 1999 har som stora makroekonomiska händelser med största sannolikhet påverkat den tyska avkastningskurvans prediktiva förmåga. En hypotes är att tyska avkastningskurvans prediktiva förmåga har försämrats, vilket egentligen är ett argument för undersökningens resultat. Trots att den tyska avkastningskurvan visar på prediktiv förmåga så är det möjligt att den skulle vara bättre utan de strukturella förändringar som skett.

I uppsatsen analyseras även skillnaden mellan de båda in-sample regressionerna. En viktig skillnad mellan de båda regressionerna är att den första är beräknad med 127 observationer medan den andra är beräknad på 91 observationer. Varför endast 91 observationer tagits med är för att tillgänglig data till den svenska avkastningskurvan endast fanns från 1987, istället från 1981 som använts för de andra variablerna. Detta kan potentiellt ha en påverkan på resultatet i den andra regressionen.

Dessutom genomfördes out-of-sample-forecasten med olika spann bakåt i tiden, för att undersöka vilket spann som genererar bäst prognoser. Det kan verka som att ju fler spann



bakåt i tiden som används för att beräkna prognosen desto mer exakt blir den. Problemet är det att ju fler spann som används desto färre regressioner görs.

Det nämns i uppsatsen att anledningen till att tidsintervallet för BNP tillväxt som utgås ifrån endast är fram till och med 2013 beror på att BNP tenderar att revideras i efterhand allt eftersom att information görs tillgänglig. Det finns visserligen färdigredigerad data efter 2013, men ett urval gjordes delvis för att försöka efterlikna Chinn och Kucko (2015) samt för att undvika den perioden när Sverige har haft minusränta då det inte faller inom syftet som ska undersökas.

Syftet med out-of-sample-forecasten var att se hur modellen fungerar i ett verkligt scenario. Det ska dock sägas att det verkliga scenariot inte är helt optimalt, då det antagits att färdigredigerad BNP data funnits tillgänglig redan samma kvartal som prognosen genomförts. Ett sådant verkligt scenario finns dock inte, eftersom BNP redigeras i efterhand. Vilket är en sanning med modifikation då BNP generellt sett endast korrigeras till viss del, vilket kan bidra till en felaktighet i studien. Ett åtgärdande av detta problem skulle vara komplicerat men av högsta relevans. Därför uppmanas framtida forskare att se hur modellen kan redigeras, för att ta hänsyn till att närliggande datapunkter är preliminära.

## **Slutsats**

För att sammanfatta resultaten visar in-sample-regressionerna att de utländska avkastningskurvorna har en mer signifikant påverkan på den svenska BNP tillväxten än vad den svenska motsvarigheten har. Baserat på de resultaten genomfördes en out-of-sample-forecast med olika spann för att undersöka de utländska avkastningskurvornas prognosvärde. Beroende på vilka spann som användes så kunde de prognostisera fram relativt bra resultat, det som dock ska poängteras är att avkastningskurvorna hade problem att prediktera BNP tillväxten under kriser. Vad som även ska noteras är att variablerna är transformerade till procentuell förändring och per capita för att göra dem stationära, vilket kan göra det svårare att se resultat.

För att svara på undersökningens syfte blir svaret ett försiktigt ja. Det går att säga att så länge ekonomin inte befinner sig i kris, är det möjligt att använda de tyska och amerikanska avkastningskurvorna för att få en rimlig prediktion av svensk BNP tillväxt.

Ett förslag till framtida forskning är att förbättra undersökningens out-of-sample-forecast genom att inkludera kontrollvariablerna i själva uppskattningen av modellen. För att sedan bara använda avkastningskurvorna som oberoende variabler när själva prognosen av framtida BNP tillväxt görs. Vad som också kan göras är att särskilja de laggade BNP variablerna

från de utländska avkastningskurvorna för att få ett tydligare resultat. Ett tydligare resultat i form av att kunna se om det är de laggade BNP variablerna eller avkastningskurvorna som bidrar mest i prognostiseringen. Samtidigt kan fler kontrollvariabler inkluderas i undersökningen vilket konstanterna i in-sample regressionerna indikerar genom att de är signifikanta.

Dessutom kan motsvarande undersökning göras för att undersöka vidare hur avkastningskurvorna ska laggas för bästa resultat. Att se hur lång tid det tar för de tyska och amerikanska avkastningskurvorna att på bästa prediktera svensk BNP tillväxt. Anledningen till det är att antalet laggade tidsperioder kunde få relativt stor påverkan på variablernas signifikans. Det finns möjligheter att lagga den svenska avkastningskurvan på olika sätt, till exempel med fyra perioder. Det ledde till att avkastningskurvan blev signifikant med ett alpha på 10% mot svensk BNP förändring (Koefficient: 0,0025 och p-värde: 00798). Detta resultat är dessutom mer i linje med de resultat som Chinn och Kucko (2015) fick fram i deras in-sample undersökning gällande Sverige.

För att generalisera sambandet vore det intressant att göra motsvarande undersökning på flera mindre länder som har mycket handel med större länder för att se om resultaten är konsekventa. Det som har tagits fram i den här studie är ett exempel där det till viss del fungerar men det vore intressant att se om det här är ett generellt samband som fungerar för fler länder.

## Referenser

- Alsterlind, Jan., & Dillén, Hans. (2005). *Penningpolitiska förväntningar och terminspremier*. Tillgänglig online: [http://archive.riksbank.se/Upload/Dokument\\_riksbank/Kat\\_publicerat/Artiklar\\_PV/alsterlinddillen.pdf](http://archive.riksbank.se/Upload/Dokument_riksbank/Kat_publicerat/Artiklar_PV/alsterlinddillen.pdf) [Hämtad: 2018-12-12]
- Andersson, Christin., Hässel, Leif., & Norman, Marie. (2001). *De finansiella marknaderna i ett internationellt perspektiv*. Tredje upplagan. Stockholm: SNS Förlag.
- Andrén Meiton, Louise. (2016). *Riskfylld resa mot inflationshimlen*. Tillgänglig online: <https://www.svd.se/riskfylld-resa-mot-inflationshimlen> [Hämtad: 2018-12-12]
- Asgharian, Hossein., & Nordén, Lars. (2007). *Räntebärande instrument – Värdering och riskhantering*. Lund: Studentlitteratur.
- Beckett, Sean. (2013). *Introduction to time series using stata*. 1. ed. College Station, Tex.: Stata Press
- Bowerman, Bruce L., O'Connell, Richard T., & Koehler, Anne B. (2004). *Forecasting, time series, and regression: an applied approach*. 4. ed. Belmont: Thomson Brooks/Cole
- Carlgren, Fredrik. (2018a). *Statsskulden*. Tillgänglig online: <https://www.ekonomifakta.se/Fakta/Offentlig-ekonomi/Statsbudget/Statsskulden/> [Hämtad: 2018-12-12]
- Carlgren, Fredrik. (2018b). *BNP - Sverige*. Tillgänglig online: <https://www.ekonomifakta.se/Fakta/ekonomi/Tillvaxt/BNP---Sverige/> [Hämtad: 2018-12-12]
- Carlström, Johan. (2017). *Riksbankens strategi innebär risker*. Tillgänglig online: <https://www.svd.se/riksbankens-strategi-innebar-risker> [Hämtad: 2018-12-12]
- Casellina, Simone., & Uberti, Mariacristina. (2008). *Optimal Monetary Policy and Long-Term Interest Rate Dynamics: Taylor Rule Extensions*. Computational Economics, vol. 32, no. 1–2, pp. 183–198. Tillgänglig online: <http://ludwig.lub.lu.se/login?url=http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=ecn&AN=0991645&site=eds-live&scope=site> [Hämtad: 2018-11-25]
- Chauvet, Marcelle., & Potter, Simon. (2005). *Forecasting recessions using the yield curve*. J. Forecast., 24: 77-103. Tillgänglig online: <https://doi.org/10.1002/for.932> [Hämtad: 2018-12-10]
- Chinn, Menzie., & Kucko, Kavan. (2015). *The Predictive Power of the Yield Curve Across Countries and Time*. Int Finance, 18: 129-156. Tillgänglig online: <https://doi.org/10.1111/infi.12064> [Hämtad: 2018-09-15]
- Eviews, Esther. (2011). *Basic Rolling Regression*. Svar från Esther på Eviews forum tillgänglig online: <http://forums.eviews.com/viewtopic.php?t=878%0b> [Hämtad: 2018-11-25]

- Finansdepartementet. (2018). *Metod för beräkning av potentiella variabler*. Tillgänglig online: <https://www.regeringen.se/497a7f/contentassets/4270e290ce5d4fe7b372153e10b5061f/metod-for-berakning-av-potentiella-variabler-april-2018.pdf>. [Hämtad: 2018-10-27]
- Jochumzen, Peter. (2017). *ADL (p,q) model*. NEKG31, videoföreläsning, LUSEM Lund, 2017-04-28. Tillgänglig online: <http://youtubedia.com/Pages/Show/439?courseid=8&chapterid=89&sectionid=223> [Hämtad: 2019-01-11]
- Kommerskollegium. (2018). *Sveriges utrikeshandel med varor och tjänster samt direktinvesteringar*. Tillgänglig online: [https://www.kommers.se/Documents/dokumentarkiv/Verksamhetsomr%c3%a5den/Utrikeshandel/Handelsutveckling%20och%20statistik/Kvartalsrapporter/Sveriges handel med varor och tj%c3%a4nster samt direktinvesteringar hel%c3%a5ret 2017.pdf](https://www.kommers.se/Documents/dokumentarkiv/Verksamhetsomr%c3%a5den/Utrikeshandel/Handelsutveckling%20och%20statistik/Kvartalsrapporter/Sveriges%20handel%20med%20varor%20och%20tj%c3%a4nster%20samt%20direktinvesteringar%20hel%c3%a5ret%202017.pdf) [Hämtad: 2019-01-04]
- Matthews, RCO. (1988). *The Work of Robert M. Solow*, Scandinavian Journal of Economics, vol. 90, no. 1, p. 13. Tillgänglig online: <http://ludwig.lub.lu.se/login?url=http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=5916739&site=eds-live&scope=site> [Hämtad: 2018-12-04]
- Nationalencyklopedin. (2018). *Harrod–Domar-modellen*. Tillgänglig online: <https://www.ne.se/uppslagsverk/encyklopedi/l%C3%A5ng/harrod-domar-modellen> [Hämtad: 2018-12-04]
- OECD (2018a), *Long-term interest rates (indicator)*. doi: 10.1787/662d712c-en. Tillgänglig online: <https://data.oecd.org/interest/long-term-interest-rates.htm#indicator-chart> [Hämtad: 2018-11-27]
- OECD (2018b), *Short-term interest rates (indicator)*. doi: 10.1787/2cc37d77-en. Tillgänglig online: <https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm> [Hämtad: 2018-11-27]
- OECD (2018c), *Long-term interest rates (indicator)*. doi: 10.1787/662d712c-en. Tillgänglig online: <https://data.oecd.org/interest/long-term-interest-rates.htm#indicator-chart> [Hämtad: 2018-11-27]
- OECD (2018d), *Short-term interest rates (indicator)*. doi: 10.1787/2cc37d77-en. Tillgänglig online: <https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm#indicator-chart> [Hämtad: 2018-11-27]
- OECD (2018e), *Inflation (CPI) (indicator)*. doi: 10.1787/eee82e6e-en. Tillgänglig online: <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm> [Hämtad: 2018-11-27]
- Ramanayake, Sanika Sulochani., & Lee, Keun. (2015). *Does openness lead to sustained economic growth? Export growth versus other variables as determinants of economic growth*. Journal of the Asia Pacific Economy 20, no.3 p. 345-368. Tillgänglig online: <http://ludwig.lub.lu.se/login?url=http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bas&AN=BAS875876&site=eds-live&scope=site> [Hämtad: 2018-11-27].

Riksgälden. (2018). *Statsupplåning - Prognos och analys 2018:3*. Tillgänglig online: <https://www.riksgalden.se/contentassets/0e0526220a6b4486a3fc8600ec5120da/statsupplaning-prognos-och-analys-2018-3.pdf> [Hämtad: 2019-01-07]

SCB. (2017). *Varuexport – en motor i svensk ekonomi*. Tillgänglig online: <https://www.scb.se/hitta-statistik/artiklar/2017/Varuexport--en-motor-i-svensk-ekonomi/> [Hämtad 2019-01-04]

SCB. (2018). *Statistikdatabasen*. Tillgänglig online: <http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/?rxid=eadfb0b-3c63-4149-a003-508bf912bf6c> [Hämtad: 2018-10-22]

Sveriges Riksbank. (2013). *Riksbanken och finansiell stabilitet*. Tillgänglig online: [https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/riksbanken-och-finansiell-stabilitet/svenska/2013/rap\\_riksbanken\\_och\\_finstab\\_130204\\_sve.pdf](https://www.riksbank.se/globalassets/media/rapporter/riksbanken-och-finansiell-stabilitet/svenska/2013/rap_riksbanken_och_finstab_130204_sve.pdf) [Hämtad: 2018-12-12].

Sveriges Riksbank. (2018a). Sök räntor & valutakurser. Tillgänglig online: <https://www.riksbank.se/sv/statistik/sok-rantor--valutakurser/?g6-SETB3MBENCH=on&g7-SEGV10YC=on&from=1987-01-02&to=2013-12-30&f=Quarter&c=cAverage&s=Comma> [Hämtad: 2018-12-05]

Sveriges Riksbank. (2018b). *Köp av statsobligationer*. Tillgänglig online: <https://www.riksbank.se/sv/penningpolitik/genomforande-av-penningpolitiska-beslut/kop-av-statsobligationer/> [Hämtad: 2019-01-07]

Åkerman, Felicia. (2018). *Varningen: USA:s statsskuld sväller*. Tillgänglig online: <https://www.di.se/nyheter/varningen-usas-statsskuld-svaller/> [Hämtad: 2018-12-12]