



UNIVERSITY OF GOTHENBURG
SCHOOL OF BUSINESS, ECONOMICS AND LAW

En empirisk studie av New Keynesian Wage Phillips Curve

FÖR DANMARK, SCHWEIZ OCH SVERIGE

Ludvig Gillholm & Richard Håkansson

Vårterminen 2018

Abstract

In this paper the New Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC) is being discussed. The purpose of this paper was to evaluate NKWPC in Denmark, Sweden and Switzerland during the period 2000Q4-2017Q4 and investigate negative repo rates effect on wage inflation.

NKWPC is an enhanced model of the classic Phillips Curve that attempts to describe the dynamic relationship between wage inflation and unemployment. The model is estimated by executing OLS regressions.

The paper concludes that there is evidence for applicability of NKWPC for Denmark and Switzerland, but not for Sweden. Further on, the study displays that the period with and without negative repo rates, are significantly different from each other.

Keywords: New Keynesian Wage Phillips Curve, Negative repo rate, Unemployment rate, Wage inflation

Kandidatuppsats i Nationalekonomi (15hp)

Department of Economics,
School of Business, Economics and Law
University of Gothenburg

Handledare: Per-Åke Andersson

Innehållsförteckning

1. Introduktion	1
1.1 Inledning.....	1
1.2 Syfte och forskningsfråga.....	3
1.3 Litteraturgenomgång.....	3
2. Teori	4
2.1 Phillipsskurvan.....	4
2.2 New Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC).....	5
2.3 Reducerad form av NKWPC.....	7
2.3 Kritik mot Phillipsskurvan och NKWPC.....	8
2.4 Reporänta.....	8
3. Data	10
3.1 Förklaring av data och undersökningsperioden.....	10
3.2 Prisinflation.....	10
3.3 Arbetslöshet.....	10
3.4 Löneinflation.....	11
3.5 Reporänta.....	11
4. Metod	13
4.1 Modeller för NKWPC.....	13
4.2 Test av OLS antaganden.....	14
4.2.1 Heteroskedasticitet.....	14
4.2.2 Stationäritet och kointegration.....	14
4.2.3 Säsongsbundenhet.....	15
4.2.4 Autokorrelation.....	15
5. Resultat och analys	17
5.1 Phillipsskurvans grafiska utveckling.....	17
5.2 Resultat av OLS antaganden och statistiska tester.....	20

5.3 Estimering av NKWPC med och utan reporäntans påverkan	23
6. Slutsats	26
7. Referenser.....	27
8. Appendix.....	31

1. Introduktion

1.1 Inledning

För en bättre förståelse om vilka makroekonomiska faktorer som driver löneinflation är det viktigt att börja i ekonomisk historia från år 1958. Phillips (1958) visar på det inverterade sambandet mellan arbetslöshet och inflation, kallad Phillipskurvan. Modellen presenterades av William Phillips 1958 och har sedan dess blivit en välkänd modell inom nationalekonomin (Sloman, Wride & Garratt, 2015). Personer inom bland annat centralbanker har höjt sina röster och ifrågasatt Phillipskurvans validitet, se diskussionen under januarimötet i Federal Open Market Committee (FOMC) (2018). Där ifrågasatte ledamöter användbarheten vid beslutsfattande av modeller som grundar sig på Phillipskurvan.

I takt med att den klassiska Phillipskurvans validitet ifrågasätts, har modifierade Phillipskurvor växt fram i ett försök att bättre förklara sambandet mellan arbetslöshet och löneinflation, se exempelvis Cogley & Sbordone (2006) och Galí (2011). En dämpad produktionsutveckling i samband med låga inflationsförväntningar har haft en tillbakahållande effekt på löneinflationen i nutid. Både för Sverige och omvärlden enligt Konjunkturinstitutet (KI) (2016). Galí:s (2011) modell innefattar förväntad löneinflation, konjunktorens effekt på arbetslöshet och inflation. Det skapar ett intresse att vidare undersöka modellen med bakgrund att utvecklade ekonomier har en låg historisk löneinflation enligt KI (2016).

Empiriska bevis angående New Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC) validitet har enligt Muto & Shintani (2014) fram till år 2014 bara bevisats av upphovsmannen Galí (2011). NKWPC har därifrån undersökts med data av exempelvis Muto & Shintani (2014) och López & Saglio (2017). Resultaten har varit liknande från båda rapporterna vilket visar på att NKWPC har viss empiriskt stöd. Det är därför möjligt att den fungerar som en jämviktsmodell för det inverterade förhållandet mellan löneinflation och arbetslöshet (López & Saglio, 2017).

Rapportens syfte är att fortsätta forska med samtida empiri på NKWPC och även använda elementet negativ reporänta. Som ovannämnt är NKWPC en skral utforskad teori, vilket skapar utrymme för rapporten att öka förståelsen av teorin och dess applicering. Negativ reporänta kommer användas för att undersöka en potentiell effekt på NKWPC. Med negativa reporäntor är nationalekonomin på utforskad mark, där extrem duvaktig¹ penningpolitik bedrivs både i Europa och USA.

¹ Beskrivning av en agenda att vara expansiv med att sänka en centralbanks reporänta. Motsatsen är högaktig när det bedrivs en agenda att höja reporäntan från en centralbank.

Gottfries (2013) hävdar att reporäntan inte kan bli negativ, utan bara kan reduceras till noll av en centralbank. Gottfries (2013) argument är att om räntan på statsobligationer är negativ kommer företag och hushåll föredra att hålla likvider till en orimlig nivå.

De Rezende (2017) visar att införandet av negativ reporänta i Sverige av Riksbanken har haft en liten påverkan på marknadsräntorna. De Rezende (2017) åskådliggör marknadsräntor som bankernas utlåningsräntor till hushåll och företag. Marknadsräntorna har till viss del varit på samma räntenivå som innan införandet av negativ reporänta under det fjärde kvartalet år 2014. Under samma tidsperiod efter införandet av negativ reporänta har svenska statsobligationer haft en dalande räntekurva som följt utvecklingen av Riksbankens reporänta (De Rezende, 2017). Därav är det intressant att undersöka negativa reporäntors effekt på makroekonomiska teorier, som Phillipskurvan och NKWPC. Detta för att se om negativ reporänta som ett centralbanks verktyg har påverkan på realekonomin och löneinflationen.

Rapportens fokus på länder med negativ reporänta skapar ett smalare urval av länder att studera. Länder som kommer undersökas är Danmark, Schweiz och Sverige. Dessa länders centralbanker har under en period bedrivit penningpolitik med negativa reporäntor. Andra alternativ att forska på är europeiska länder som ingår i European Central bank (ECB), då även ECB har applicerat en negativ reporänta till räntemarknaden. Anledningen till att ECB-länder inte undersökts är deras skilda ekonomiska förhållanden. Många länder inom ECB skiljer sig när det kommer till arbetslöshet och löneinflation fastän de tillhör samma monetära union enligt Van Poeck (2010). Exempelvis menar Van Poeck (2010) att Grekland och Tyskland är på varadera sida spektrumet. I nuläget har dock båda länderna en negativ reporänta genom att de tillhör samma monetära union (ECB, 2018). Det kan därmed vara svårt att härleda effekterna av en negativ reporänta genom NKWPC på ECB-länder. Därmed är rapportens undersökta länder få och koncentrerade till länder med självständig centralbank och som bedriver negativ reporänta.

1.2 Syfte och forskningsfråga

Syftet med uppsatsen är att undersöka New Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC) mellan år 2000 kvartal fyra till år 2017 kvartal fyra samt effekten av centralbankernas införande av negativa reporäntor på NKWPC. Val av tidsperiod motiveras under delavsnitt 3.1. För att uppnå syftet har följande frågeställning tagits fram.

- Kan NKWPC förklara Danmark, Schweiz och Sveriges löneinflation under perioden 2000 kvartal fyra till 2017 kvartal fyra?
- Vilken effekt har centralbankernas negativa reporäntor haft på NKWPC? En jämförelse innan och efter negativa reporäntor.

1.3 Litteraturgenomgång

Galí:s (2011) artikel ligger till teoretisk grund för uppsatsen vilket i sin tur har sin grund i Phillips (1958). Phillips artikel undersökte relationen mellan arbetslöshet och löneinflation i Storbritannien mellan år 1861–1957. Muto & Shintanis (2014) och López & Saglio (2017) regressionstolkningar av Galí:s artikel har också varit betydande i rapporten. För huvudsakliga statistiska tester och metoder har Sjö (2016) varit användbar.

Galí (2011) behandlar USA mellan år 1964–2007 med sin egenformade teori. Galí:s resultatet visar på en parallell rörelse mellan löneinflation och arbetslöshet. Muto & Shintani (2014) undersöker USA samt Japan under tidsperiod 1980–2013 och finner en bättre passform av NKWPC för Japan än för USA. López & Saglio (2017) utforskar ett flertal utvecklade länder för år 1985 till år 2014, resultatet visar på en heterogen lönesättning mellan de jämförbara länderna.

Samtliga vetenskapliga artiklar är referentgranskade vilket innebär att artiklarna är granskade av individer med likartade kompetenser. Att artiklar är referentgranskade är av betydelse för att de oftast anses besitta bra kvalitet. Det är samtidigt viktigt att belysa att en referentgranskad artikel inte är av kvalitet per automatik, då det kan uppstå brister i granskningsförfarandet (NE, u.å.).

2. Teori

I detta avsnitt presenteras teorin kring Phillipskurvan och NKWPC. Avsnittet tar även upp kritik till de två teorierna. En förklaring av reporänta och dess antaganden kommer även avhandlas.

2.1 Phillipskurvan

När arbetslösheten är hög (låg) är löneinflationen låg (hög). Med detta som utgångspunkt finns det en avvägning mellan löneinflation och arbetslöshet. Detta samband fann William Phillips vid en analys av Storbritannien under perioden 1861–1958 och illustrerade det med en modell vilket numera är känd som Phillipskurvan. Sambandet är när den aggregerade efterfrågan ökar och överskrider jämviktsnivån kommer arbetskraften bli allt mer efterfrågad. En ökad efterfrågan på arbetskraft ökar inflationen och minskar arbetslösheten. Att den teoretiska kurvan är negativt lutad förklaras genom att när arbetslösheten är hög finns det ett överskott på arbetskraft. Detta leder till att lönerna stiger långsamt eller inte alls. Det kan kopplas till att när arbetslösheten i ett land är låg, är ekonomin god vilket får lönerna att bjudas upp på grund av att arbetskraftsutbudet är oelastiskt. Fler har också chansen att omförhandla sina löner när det finns ont om outnyttjad arbetskraft (Sloman, Wride & Garratt, 2015).

Skiften i Phillipskurvan beror på faktorer som inte påverkar efterfrågan men som påverkar löneinflation och/eller arbetslöshet. Exempel på detta är kostnadschocker och inflationsförväntningar (Sloman, Wride & Garratt, 2015). Det finns olika exempel på exogena chocker. Gemensamt för samtliga är att chockerna sker plötsligt och oväntat vilket påverkar ekonomin i positiv eller negativ riktning. En kostnadschock kan vara en oväntad ökning av priset på olja. Ett högre oljepris ökar företagets kostnader omedelbart och resulterar att inflationen kommer att öka. Inflationsförväntningar och följande löneinflation drivs av arbetsgivarnas förväntningar på lönesättningen. Högre förväntningarna skapar att högre löneinflation kommer uppstå för den givna nivån av arbetslöshet. Om arbetslösheten är i linje med den naturliga jämviktsarbetslösheten kommer lönerna att öka i linje med förväntningarna (Gottfries, 2016).

Phillips (1958) beskrev sambandet mellan löneinflation och arbetslöshet med följande modell:

$$\log (y + a) = \log b + c \log x \quad (2.1)$$

Variabeln y står för procentuell förändring av lön och x är arbetslöshet uttryckt i procent. Vidare är variablerna a , b och c konstanter som är estimerade genom OLS², där a och b representerar värden som bäst motsvarar³ x och y med en arbetslöshet mellan noll till fem procent. Konstanten c ska anta det värde som bäst motsvarar x och y med en arbetslöshet mellan fem och elva procent (Phillips, 1958).

2.2 New Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC)

Muto & Shintani (2014) redogör för att uppkomsten kring teorin av det klassiska sambandet mellan löneinflation och arbetslöshet inte är tillräckligt adresserat i nationalekonomisk litteratur. Författarna menar att det därför blir svårt att förstå den teoretiska bakgrunden kring hur det faktiska sambandet är strukturellt bestämt. Phillipskurvan visar att det fanns ett samband grafiskt men inte de bakomliggande orsakerna kring *varför* det kan finnas ett samband mellan löneinflation och arbetslöshet (Muto & Shintani, 2014).

Vidare skriver Muto & Shintani (2014) att Phillipskurvan som relaterar till prisinflation och arbetslöshet, New Keynesian Phillips Curve (NKPC), har forskats på och blivit empiriskt undersökt i flera studier. New Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC) har dock undersökts i en mycket mindre grad (Muto & Shintani, 2014).

NKWPC är en vidareutveckling av formeln nedan vilket utvecklades av forskarna Erceg, Henderson & Levin (2000). Ekvationen för löneinflation är enligt följande:

$$\pi_t^w = \beta E_t\{\pi_{t+1}^w\} - \lambda_w(\mu_t^w - \mu^w) \quad (2.2)$$

π_t^w är löneinflation, $E_t\{\pi_{t+1}^w\}$ är förväntad löneinflation, μ_t^w beskriver det genomsnittliga lönepåslaget samt μ^w redogör för det förväntade lönepåslaget vilket definieras som lönegap (Galí, 2011).

Variabeln λ_w är definierad enligt följande:

$$\lambda_w = \frac{(1 - \theta_w)(1 - \beta\theta_w)}{\theta_w(1 + \epsilon_w\varphi)} > 0 \quad (2.3)$$

Variabeln θ_w representerar nivån av lönestelhet och antar ett värde mellan ett och noll. Värdet benämns som ”Calvo wage parameter” och mäter hur stor andel av arbetskraften som kan omförhandla sina löner i ett land. Ju högre värde, desto färre antal som kan omförhandla sin

² Den svenska termen är minstakvadratmetoden.

³ Den engelska termen är ”best fitted values”.

lön. Är det en hög lönestelhet innebär det att lönerna är trögrörliga medan om lönestelheten är låg varierar lönerna mer. β är diskonteringsfaktorn för nytta, ϵ_w är den konstanta löneelasticiteten samt φ är "Frisch labour supply elasticity". Den sistnämnda variabeln visar på den procentuella förändringen av en persons utbudna arbetskraft när det sker ett skift i reallönerna givet konstant marginalnytta av konsumtion (López & Saglio, 2017).

Generellt är elasticitet den procentuella förändringen av variabel x när det sker en förändring av variabel y som påverkar variabel x. Variabel ϵ_w representerar därför $\epsilon_w = (1 - \exp(-u^n \varphi))^{-1}$ (Galí, 2011).

Erceg, Henderson & Levin (2000) använder sig av lönegap som förklarande variabel för löneinflationen. Lönegapet förklarades i studien som avvikelser mellan genomsnittligt lönepåslag och det förväntade lönepåslaget. Problematiken i denna studie anser Galí (2011) är att lönegapet är svårt att analysera ekonometriskt då det är svårt att skatta korrekta värden för lönegap. I motsats till denna studie använder Galí (2011) arbetslöshetsstatistik istället för lönegap, vilket är observerbart ur ett ekonometriskt perspektiv. Denna tolkning är baserad på Galís (2011) härledning av ett linjärt samband mellan lönegap och arbetslöshet, med antagandet att hushåll baserar sin arbetsvilja på en avvägning mellan nyttan av reallönen att ta ett jobb och nyttan av fritid. Modellen kan då uttryckas som ett linjärt samband mellan löneinflation och arbetslöshet vilket är förenligt med Phillipskurvan (Galí, 2011).

Galí (2011) tillför följande till Erceg, Henderson & Levins (2000) ursprungsmodell:

$$\mu_t^w = \varphi u_t \quad (2.4)$$

$$u^n = \frac{1}{\varphi} \mu^w \quad (2.5)$$

Där u_t är faktisk arbetslöshet och u^n är naturlig arbetslöshet. Efter modifikationen förklaras löneinflation genom förväntad löneinflation samt avvikelse från jämviktssysselsättning som åskådliggörs i nedanstående 2.6 (Galí, 2011).

$$\pi_t^w = \beta E_t \{ \pi_{t+1}^w \} - \lambda_w (u_t - u_n) \quad (2.6)$$

Variabeln förväntat värde av framtida löneinflation, $\beta E_t \{ \pi_{t+1}^w \}$, kan vara svår att estimeras vilket får Galí (2011) att substituera ut den framåtblickande variabeln och presenterar följande:

$$\pi_t^w = -\lambda_w \varphi \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t(u_{t+k} - u_t) \quad (2.7)$$

Efter modifikationen implicerar NKWPC att löneinflation beror på den diskonterade summan av dagens och all framtida arbetslöshet (Galí, 2011).

Ekvation 2.6 beskriver att om allt annat lika, beror lutningen i NKWPC på graden av lönestelhet samt graden av arbetskraftens löneelasticitet. När lönestelheten är låg, det vill säga att stor del av arbetskraften har chans att omförhandla sina löner, eller när arbetskraftsutbudet är oelastiskt, är lutningen brant. (Muto & Shintani, 2014).

I den enklaste formen av NKWPC antar Galí (2011) att lönerna är fasta om arbetskraften inte får chans att omförhandla sina löner. Galí (2011) fortsätter, om arbetskraften inte får chans att omförhandla sina löner utvecklas lönerna enligt nedanstående regel:

$$w_{t+k|t} - w_{t+k-1|t} = \gamma \bar{\pi}_{t+k-1}^p + (1 - \gamma)\pi^p + g \quad (2.8)$$

$w_{t+k|t}$ är den nominella logaritmerade lönen i perioden $t + k$ när arbetskraften senast omförhandlade sina löner i perioden t . $\bar{\pi}^p$ är det indexerade värdet för prisinflation, π^p är prisinflationen i stationärt läge och g är produktivitetstillväxten i stationärt läge. Galí (2011) beskriver då följande NKWPC:

$$\pi_t^w = \alpha + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p + \beta E_t\{\pi_{t+1}^w - \gamma \bar{\pi}_t^p\} - \lambda_w \varphi(u_t - u^n) \quad (2.9)$$

$$\alpha = (1 - \beta)((1 - \gamma)\pi^p + g) \quad (2.10)$$

Likt Phillipskurvan visar NKWPC på ett samband mellan löneinflation och arbetslöshet. Galí (2011) framför två distinkta skillnader där modellerna skiljer sig. NKWPC innehar mikroegenskaper vilket Phillipskurvan saknar. Exempel på detta är, som tidigare nämnt, att sambandet i NKWPC är beroende av hur flexibla lönerna är och arbetskraftens löneelasticitet. Phillipskurvan nämner endast att när efterfrågan för arbetskraft är hög och antalet anställda är få, förväntas arbetsgivare bjuda upp lönerna. Den andra skillnaden är att NKWPC, som också nämnts tidigare, innehar en framåtblickande variabel, det vill säga $\beta E_t\{\pi_{t+1}^w\}$ (Galí, 2011).

2.3 Reducerad form av NKWPC

För att utforska sambandet mellan arbetslöshet och löneutveckling estimerar Galí (2011) en reducerad modell. Genom att kombinera ekvation 2.7 och 2.9 ges den estimerade modellen som analyseras med hjälp av OLS-regressioner.

$$\pi_t^w = \tilde{\alpha} + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p - \lambda_w \varphi \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t(u_{t+k} - u_n) \quad (2.11)$$

$$\text{Där } \tilde{\alpha} = \frac{\alpha}{1-\beta}$$

Galí (2011) antar att arbetslösheten följer en stationär autoregressiv modell av graden två. Muto & Shintani (2014) antar att arbetslösheten följer en autoregressiv modell av graden ett, vilket denna uppsats också gör.

$$u_t = \phi_0 + \phi_1 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

Genom att kombinera ovanstående ekvation, 2.12, med ekvation 2.11 ges den reducerade modellen i ekvation 2.13.

$$\pi_t^w = \delta + \gamma \pi_{t-1}^p + \psi_0 u_t \quad (2.13)$$

$$\text{Där } \delta \equiv \frac{1}{1-\beta} \left\{ \alpha + \lambda_w \varphi \left(u_n - \frac{\beta \phi_0}{1-\beta \phi_1} \right) \right\}$$

$$\text{samtidigt } \psi_0 \equiv -\frac{\lambda_w \varphi}{1-\beta \phi_1}.$$

2.3 Kritik mot Phillipskurvan och NKWPC

Bland akademiker och personer inom centralbanker har Phillipskurvan debatterats de senaste åren då Phillipskurvan har visat på en mer ”horisontell” utveckling av sin kurva under modern tid (FOMC, 2018). Olika iakttagelser om en platt Phillipskurva med data kring perioden millenniumskiftet till nutid har utformats av Karlsson & Österholm (2018) och Sloman, Wride & Garratt (2015). Den förstnämnda med data från USA och sistnämnda med data från Storbritannien.

Phillipskurvas framtid kan vara osäker som prognostiseringsverktyg för beslutsfattare enligt Karlsson & Österholm (2018). Att grundteorin i nutid har avtagit från den klassiska korrelationen mellan arbetslöshet och löneinflation, se Phillips (1958), kan vara oroande för NKWPC som är en utbyggnad av Phillipskurvan. Det kan skada NKWPC:s antaganden om ett orsakssamband mellan löneinflation och arbetslöshet.

2.4 Repoänta

Repo står för ”repurchase agreement” som är en av centralbankens verktyg i den öppna finansmarknaden. En repo är ett kombinerat sälj- och köpekontrakt av en statligt backad tillgång. Det vill säga att centralbanken köper en statlig skuldförbindelse, obligation, från en

kommersiell bank med ett kontrakt att återförsälja samma tillgång till samma bank vid ett bestämt datum. Oftast är kontraktets slutdatum en vecka framåt (Gottfries, 2013).

Gottfries (2013) påpekar att repo kan ses som ett kortsiktigt lån för kommersiella banker med staten som motpart, därav kan reporänta benämnas som riskfri ränta. Beslutet om reporäntan av centralbanken är den huvudsakliga policyn som styr centralbankens monetära politik. Kortfattat styr reporäntan de övriga räntor i en ekonomi genom att indirekt fastställa interbankräntan som bestämmer de flexibla marknadsräntorna.

Interbankränta avser ränta på lån banker sinsemellan med maxtidsperiod över natten. Lånet avser att kortsiktigt balansera bankens konto genom extra finansiering, med ett dygn som tidsintervall. Interbankräntan är den kortaste marknadsräntan i en ekonomi och styr bankernas in- och utlåningsränta till allmänheten (Gottfries, 2013). I slutändan påverkar således reporäntan konsumtions- och investeringsbeslut i den reala ekonomin.

3. Data

I detta avsnitt framställs den data som ligger till grund för de empiriska observationerna. En övergripande beskrivning av variablerna följs och en redogörelse för användningsområde och datainsamling.

3.1 Förklaring av data och undersökningsperioden

All tidsseriedata är kvartalsvis och säsongrensad om inget annat framgår. Kvartalsdata är jämförd löpande i procent med samma period från föregående år. Valet av kvartalsdata har gjorts med bakgrund att fyrdubbla antalet observationer som kan undersökas, jämfört med årsdata.

Undersökningsperioden är mellan det fjärde kvartalet år 2000 till det fjärde kvartalet år 2017. Bakåt har avgränsningen skett då kvartalsdata för arbetslöshet har varit knapphändig. Avgränsningen framåt har gjorts fram till enhetliga tillgängliga data som är så nära nutid som möjligt. Särskilda data är dessutom förlängd bakåt i tiden för att uppskatta rätt antal eftersläpande variabler som teorimodellerna kräver.

3.2 Prisinflation

Det finns flera olika sätt att mäta prisinflation på. Konsumentprisindex (KPI) är ett mått på prisinflation, vilket används i denna rapport. KPI är definierad som prisförändringen av en viss varukorg innehållande en viss typ av varor och tjänster. Dessa varor och tjänster skall spegla den privata konsumtionen i landet. Data har hämtats från OECD (2018c). Valet av KPI är på grund av den enhetliga tillgången till samma typ av data för alla undersökta länder.

3.3 Arbetslöshet

Arbetslöshetsdata hämtas från OECD (2018d) statistiska databas. Den matematiska formeln för arbetslöshet är enligt Gottfries (2013) följande:

$$u = \frac{L - N}{L} \quad (3.1)$$

Där u är den nominella arbetslösheten och L representerar antalet individer av landets arbetskraft. N är antalet individer av arbetskraften som arbetar. Arbetslöshet kan således räknas som antalet arbetslösa i procent av den totala arbetskraften.

Definitionen av arbetslöshet är personer vilka är utan arbete, men som är benägna att arbeta och som har vidtagit aktiva åtgärder till att finna ett nytt arbete inom de senaste fyra veckorna (OECD, 2018d).

Kvartalsdata för arbetslöshet Schweiz finns inte efter kvartal ett år 2010, utan bara i årsdata. Tidsserien för modellerna angående Schweiz blir i regel kortare. Detta betyder att antalet observationer för Schweiz kommer vara mindre. Grafiskt syns detta i figur 4 under resultatdelen.

3.4 Löneinflation

Löneinflation är den nominellt aggregerade löneutvecklingen. För Sverige och Danmark används ”hourly manufacturing index” som är inhämtad från OECD. Indexet är till största delen baserad på företagsundersökningar inom åtskilda ekonomiska sektorer men innefattar även administrativa data. ”Hourly manufacturing index” omfattar säsongrensad genomsnittlig timinkomst, inklusive övertid och bonusar per anställd. Basår för indexet är år 2005 (OECD, 2018b).

Med bakgrund av att data för Schweiz inte finns dokumenterad i ”hourly manufacturing index”, inhämtas löneutvecklingsstatistik från Schweiz federala statistikmyndighet (FSO) (2017). Följande innefattar administrativa data och är baserad på 250 000 observationer från Schweiz nationella försäkringsinstitut. Till skillnad från ”hourly manufacturing index” är bonusar och övertid inte inkluderad i angivna löner. Basåret för indexet är år 2015 (FSO, 2017). Jämförelser mellan länder kommer inte ske, där med ska de olika formaten för löneinflation inte nämnvärt påverka resultatet.

3.5 Reporänta

Som variabel för räntenivå används olika definitioner av reporänta för de tre centralbankerna. För Danmarks nationalbank, Nationalbanken, gäller ”certificates of deposit” räntan som reporänta i denna rapport. Månadsdata har hämtats från Nationalbankens Statbank (2018). Utifrån månadsdata har kvartalsdata beräknats genom ett aritmetiskt medelvärde för månaderna som avser kvartalen under perioden.

För data om Schweiz centralbanks reporänta avser ”Swiss Average Rate Overnight” (SARON) det syftet. SARON är en volym-vägd genomsnittsränta som har arbetats fram tillsammans av Schweiz centralbank och finansföretaget SIX för att återge en referensränta. SARON är en referensränta som speglar både verkliga transaktioner och kvoter för den underliggande schweiziska repomarknaden (SIX, 2017). SARON-data har i rapporten beräknats från medelvärdet på slutkurser från dagsdata inordnat efter rätt kvartal.

Sveriges Riksbank har löpande reporäntapubliceringar som har applicerats till rätt kvartal med hjälp av Riksbankens (2018) beräkningsmetod som visar medelvärdet för specifikt kvartal. Alla

benämnda centralbanker har åtminstone sedan första kvartalet år 2015 till nutid haft negativa reporäntor. Danmarks och Schweiz centralbanker har innan första kvartalet år 2015 använt negativa reporäntor som ett verktyg i deras respektive monetära politik. Antagandet att negativa räntor innan angiven tidpunkt varit marginellt under nollstrecket med ett större skifte kring första kvartalet år 2015 syns i figur 8 i appendix. Då även Sveriges Riksbank under första kvartalet år 2015 applicerade en negativ reporänta, använder denna rapport en enhetlig brytpunkt av den ovannämnda tidpunkten. Detta för att definiera en ensam binär variabel längre fram i uppsatsen.

4. Metod

Rapporten använder statistikprogrammet Stata för de ekonometriska uträkningarna och grafiska modellerna. Huvudmetodiken är NKWPC och dess grund Phillipskurvan.

4.1 Modeller för NKWPC

För att använda ekonometri på Galís reducerade modell under ekvation 2.13 har uppsatsen följt Muto & Shintani (2014) regressionstolkningar av den reducerade NKWPC-modellen. Dessa utförs med två regressioner. Ytterligare en regression genomförs för att se påverkan från negativa styrräntor. Den första regressionen kallad modell 1 antyder att löneutvecklingen påverkas av arbetslösheten i landet och tar inte hänsyn till prisinflation, definierad som KPI, i landet. Variabeln arbetslöshet divideras med hundra för att få värdena i decimalform. Slumpfelet står ϵ för i samtliga nedanstående OLS-regressioner.

$$\Delta \log(\text{löneinflation}) = \delta_0 + \delta_1 \frac{\text{arbetslöshet}}{100} + \epsilon \quad \text{Modell 1}$$

I regression modell 2 adderas ”laggad” prisinflation.

$$\Delta \log(\text{löneinflation}) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\text{arbetslöshet}}{100} + \alpha_2 \Delta \log(\text{kpi}_{t-1}) + \epsilon \quad \text{Modell 2}$$

Prisinflation tillförs till regressionen för att undersöka hur konsumentens köpkraftsutveckling påverkar löneutvecklingen.

Vid en regression av modell 2 tillsammans med dummyvariabeln reporänta kommer följande OLS-regression, kallad modell 3, att estimeras.

$$\Delta \log(\text{löneinflation}) = \rho_0 + \rho_1 \frac{\text{arbetslöshet}}{100} + \rho_2 \Delta \log(\text{kpi}_{t-1}) + \rho_3 \text{reporänta} + \epsilon \quad \text{Modell 3}$$

Variabler i en regression kan visa på en statistik signifikant samband, men inte alltid en kausal effekt (Wooldridge, 2013). Reporänta kommer användas som ensam binär variabel. Negativ reporänta efter kvartal ett år 2015 kommer vara undersökningsgrupp och innan nämnd tidpunkt är kontrollgrupp. Detta är enligt Wooldridge (2013) för att testa skillnaden i skärningspunkten mellan grupperna.

4.2 Test av OLS antaganden

I följande avsnitt presenteras de metodologiska utmaningar som användandet av tidsseriedata medför.

4.2.1 Heteroskedasticitet

Wooldridge (2012) uttrycker att heteroskedasticitet kan ge en opålitlig OLS-uträkning, men att det finns metoder som är robusta för heteroskedasticitet. Heteroskedasticitet påverkar medelfelet och konfidensintervallet för en koefficient som därifrån påverkar t-värdet. Följande ekvation från Wooldridge (2012) visar nollhypotesen för homoskedasticitet:

$$H_0: E(u^2 | x_1, x_2, \dots, x_k) = E(u^2) = \sigma^2 \quad (4.1)$$

Nollhypotesen håller om σ^2 har en konstant varians, således ett lågt värde. Om nollhypotesen förkastas med p-värde $\leq 0,05$ antas en alternativhypotes. Alternativhypotesen är enligt Williams (2015) att felmarginalen i variansen ökar (eller minskar) när det prognoserade värdet på utfallet ökar. Det vill säga att ju större det prognosticerade värdet på utfallet är, desto större är felmarginalen i variansen.

För att testa om data är homo- eller heteroskedastisk utförs olika tester. För observationer som är linjära rekommenderar Williams (2015) att använda ett Breusch-Pagan-test framför ett White-test. Testet produceras i Stata genom ett inbyggt kommando. Om resultat visar på heteroskedasticitet kommer robusta inställningar i regressioner användas i Stata. Breusch-Pagan-testets resultat visas i tabell 1 under delavsnitt 5.2.

4.2.2 Stationäritet och kointegration

Det är av betydelse att utföra enhetsrotstest för att undersöka om variabler är stationära eller icke-stationära i en ekonometrisk modell (Sjö, 2016). Om en variabel är stationär innebär det att den är oberoende av tid, vilket är viktigt för att kunna beskriva korrekta ekonomiska samband (Eurostat, u.å.). Vanligen är ekonomiska tidsserier icke-stationära och följer en slumpmässig trend. För att kunna inkludera icke-stationära variabler i en modell behöver de differentieras alternativt att de är kointegrerade (Sjö 2015). Att variabler är kointegrerade innebär att de är integrerade av samma ordning och följer en stationär process (Sjö, 2016).

Test för stationäritet utförs genom Augmented Dickey-Fuller test (ADF-test) vilket också är det mest använda testet. Kointegration testas genom Johansen Trace test som är det mest ändamålsenliga testet för kointegration (Sjö, 2016).

Nollhypotesen för ett ADF-test är att det finns enhetsrot. Alternativhypotesen blir därför att det inte finns enhetsrot, det vill säga, variabeln är stationär. I ett Johansen Trace test är nollhypotesen att det inte finns någon kointegration och alternativhypotesen att kointegration existerar (Sjö, 2016). ADF-testets resultat visas i tabell 3 under delavsnitt 5.2 och Johansen Trace-testets resultat i tabell 4 under samma delavsnitt.

4.2.3 Säsongsbundenhet

En annan utmaning med att använda tidsseriedata är att vissa perioder, som kvartal, har utmärkande egenskaper som påverkar koefficienten. Detta kallas säsongsbundenhet⁴ och är oftast en inneboende egenskap i tidsseriedata. Det enklaste alternativet för att testa om säsongsbundenhet berör data är att använda dummyvariabler (Sjö, 2016).

För kvartalsvisa tidsserier differenser implicerar Sjö (2016) följande ekvation:

$$(1 - L^4)y_t = y_t - y_{t-4} = \Delta_4 y_t \quad (4.2)$$

För att testa följande i Stata, utgörs en regression med y_t som är utfallet i perioden med kvartalsvariablerna i perioden som kontrollvariabler. Om någon av kvartalsvariablerna visar på statistisk signifikans (p-värde $\leq 0,05$ i ett F-test) finns det risk för säsongsbunden förändlighet.⁵ Detta enligt Farago (2015) och följande ekvation och nollhypotes:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 q_{2t} + \alpha_2 q_{3t} + \alpha_3 q_{4t} + u_t \quad (4.3)$$

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = 0 \quad (4.4)$$

α_0 är en konstant och $\alpha_{1,2,3}$ är koefficienter till kvartalen, q_{it} . Feltermen står u_t för. Om nollhypotesen inte kan förkastas finns det ingen säsongsbundenhet i y_t . Resultatet från F-testet visas i sektion 5.2 i resultatavsnittet.

4.2.4 Autokorrelation

Autokorrelation av residualer indikerar att det kan finnas beroende i en exogen variabel i regressionsmodellen. Därav krävs det att testa för att autokorrelation inte är närvarande i en tidsserie. Det vanligaste är ett Breusch-Godfrey LM (Lagrange Multiplikator) test (Nielsen, 2005). Nielsen (2005) säger att följande modell ska testas:

$$\hat{\epsilon}_t = \delta x_t + \gamma \hat{\epsilon}_{t-1} + e_t \quad (4.5)$$

⁴ Den engelska termen är "seasonality".

⁵ Den engelska termen är "seasonality bias".

Efter att residualerna i den första regressionen har sparats tillsammans med samma antal eftersläpande residualer som antalet oberoende variabler. Där $\hat{\epsilon}_t$ är den estimerade residualen från den första regressionen. Det nya slumpfelet är e_t och den förklarande variabeln, x_t , i ekvationen skapas möjligheten att testa om variabeln är strikt exogen och inte korrelerad med $\hat{\epsilon}_{t-1}$. δ och γ är koefficienter till tidigare nämnda variabler. Testet estimeras i Stata genom följande steg:

$$(T - p) * R^2 \quad (4.6)$$

Där T är antal observationer, p är antalet eftersläpande residualer och R^2 är determinationskoefficienten i ekvation 4.8. Nollhypotesen är att det inte finns någon autokorrelation och speglar att $\gamma = 0$ i ekvation 4.5 (Nielsen, 2005). Vid autokorrelation rekommenderar Wooldridge (2012) att använda Newey-West metoden, som finns inkorporerat i Stata. Resultatet från testet visas i delavsnitt 5.2. Valet av ”lag” på residualerna är fyra för att återge ett rullande årligt resultat från kvartalsdata om autokorrelation finns i någon av regressionerna.

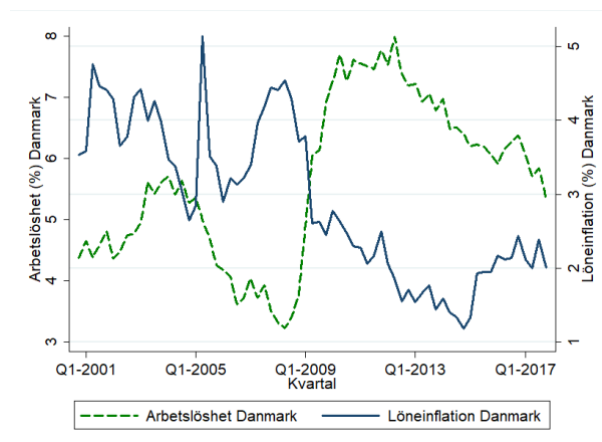
5. Resultat och analys

I följande avsnitt redovisas resultat och analys för genomförda ekonometriska undersökningar och statistiska tester. Första delavsnittet behandlar Phillipskurvan grafiskt och dess innehållande variablers utveckling och samband. Vidare presenteras testresultaten angående autokorrelation, homoskedasticitet, kointegration, stationäritet och säsongsbundenhet. Avsnittet avslutas med att redovisa genomförda regressioner på NKWPC med och utan reporänta.

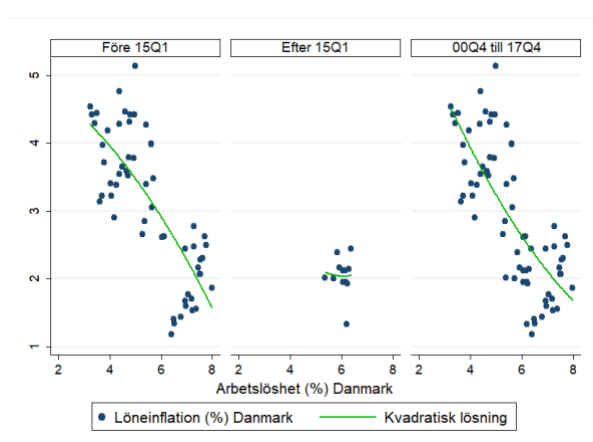
5.1 Phillipskurvans grafiska utveckling

Nedanstående diagram visar på sambandet mellan arbetslöshet och löneinflation. Det vänstra diagrammet visar linjära variabler med separata y-axlar. Sambandsdiagrammet till höger och dess kvadratiska lösning visar sambandet mellan löneinflation och arbetslöshet. Tre olika kvadratiska lösningar presenteras för olika tidsperioder. Perioden före negativa reporäntor betecknas ”före 15Q1” och perioden efter införandet av negativa räntor betecknas ”efter 15Q1”. ”00Q4 till 17Q4” visar den kvadratiska lösningen och sambandet mellan variablerna för hela mätperioden.

FIGUR 1. VARIABLERS UTVECKLING DANMARK



FIGUR 2. PHILLIPSKURVA DANMARK

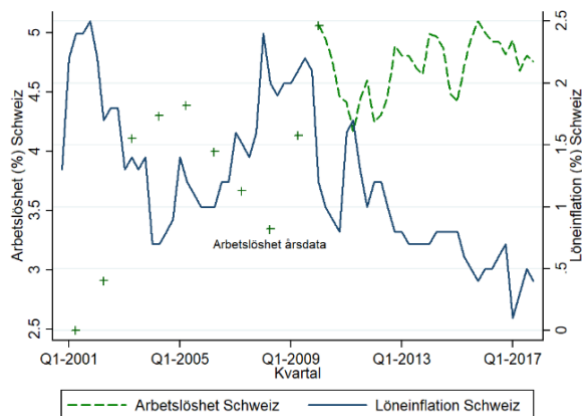


För Danmark är variablerna arbetslöshet och löneinflation klart isärgående. Variablerna har tydliga skiften mellan sig, särskilt kring punkten "Q1-2009". Vid nämnd punkt i figur 1 observeras att när arbetslösheten ökar, minskar löneinflationen. Detta samband speglar sig även i figur 2. Att när arbetslösheten minskar (ökar), ökar (minskar) löneinflationen. Detta överensstämmer med Phillips (1958) observationer. Det syns en tydlig korrelation mellan de två nämnda variablerna i figur 2 där ett negativt samband observeras.

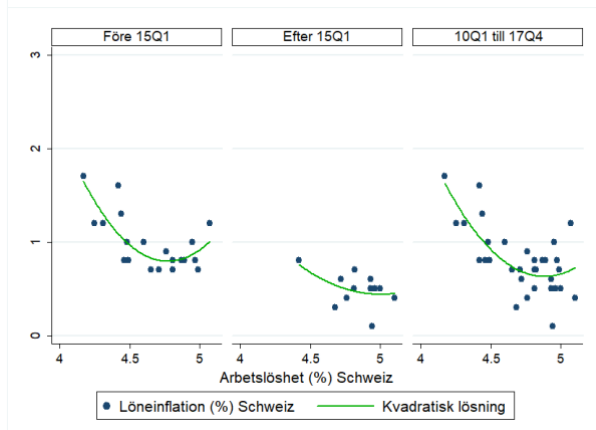
Med negativ reporänta, efter det första kvartalet 2015, observeras inget som skiljer från den totala uppfattningen om ett negativt samband. Observationerna i grafen ”Efter 15Q1” visar på

en centrering av variablerna. Det kan även synas i det normaltillstånd som variabeln löneinflation hamnat i, under figur 1. Löneinflationen har haft svårt att återhämta sig till högre nivåer efter punkten "Q1-2009". Även om arbetslösheten har visat på en fallande trend kring samma tidsperiod.

FIGUR 3. VARIABLERS UTVECKLING SCHWEIZ



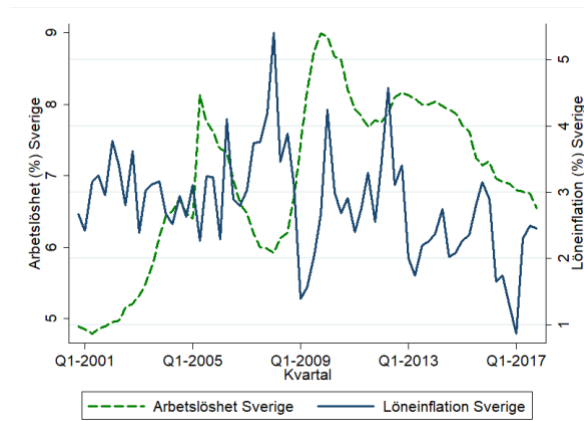
FIGUR 4. PHILLIPSKURVA SCHWEIZ



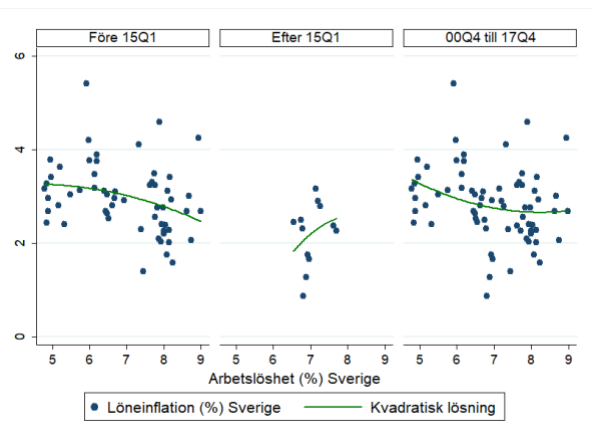
Schweiz arbetslöshet är i årsdata till och med första kvartalet år 2010. För att markera utvecklingen innan kvartalsdata har korsmarkörer placerats för att visa årsdata i figur 3. Samma skäl utgör att mindre observationer kan visas i Phillipskurvan för Schweiz. Om årsdata blandas med kvartalsdata skulle tydliga "outliers" synas i figur 4. Därav har dessa exkluderats från figuren. Detta för att minska påverkan från kraftigt avvikande datapunkter som skulle skapa mätfel och påverka den kvadratiska lösningen i ett negativt avseende.

Mindre antal observationer, jämfört med Danmark och Sverige, existerar för att se om sambandet i Phillipskurvan håller för Schweiz. Det negativa sambandet mellan arbetslöshet och löneinflation syns i figur 4, både före och efter att en negativ reporänta tillämpades. "Före 15Q1" är kurvan brantare och "efter 15Q1" är kurvan flackare. Den kvadratiske lösningen liknar den teoretiska kurvan och sambandet som Phillips (1958) visade på. Likt Danmarks resultat, observeras följaktligen ett negativt samband mellan arbetslöshet och löneinflation.

FIGUR 5. VARIABLERS UTVECKLING SVERIGE



FIGUR 6. PHILLIPSKURVA SVERIGE



Variablerna för Sverige i figur 5 har inget tydligt negativt eller positivt samband. Löneinflationen fluktuerar kring ett medelvärde runt 2,8 procent. Arbetslösheten har tydliga dalar och toppar som i vissa delar korrelerar med löneinflationen, se kring punkt ”Q1-2009”. Den allmänna avsaknaden av korrelation fortsätter i figur 6, där sambandet visar på något som kan likna ett nollförhållande. Detta resultat går i linje med diskussionen Karlsson & Österholm (2018) bedriver med Phillipskurvan och dess samband i Sverige

I figur 6 ”efter 15Q1” syns en positiv korrelation mellan arbetslöshet och löneinflation i den kvadratiske lösningen. Detta samband har sitt ursprung i figur 5 där arbetslösheten i nutid för Sverige har haft en avtagande trend tillsammans med löneinflationen. Ovanstående överensstämmer inte med Phillipskurvas teori om ett skiljaktigt samband.

5.2 Resultat av OLS antaganden och statistiska tester

TABELL 1. RESULTAT AV STATISTISKA TESTER FÖR MODELL 1

	Breusch-Pagan test	Breusch-Godfrey LM test	Säsongbundenhet F-test
Danmark	0,969	0,001**	Q1 = 0,969 Q2 = 0,727 Q3 = 0,955 Q4 = utelämnad
Schweiz	0,680	0,008**	Q1 = 0,674 Q2 = 0,868 Q3 = 0,957 Q4 = utelämnad
Sverige	0,626	0,001**	Q1 = 0,777 Q2 = 0,982 Q3 = 0,993 Q4 = utelämnad

Anmärkningar:

* Signifikant på 5 %-nivå

** Signifikant på 1 %-nivå

Breusch-Pagan testet för modell 1 angående heteroskedasticitet visar inte på att några ändringar angående regressionerna i detta fallet behövs. Däremot visar Breusch-Godfrey LM testet att autokorrelation finns i ovanstående regression för alla tre länder. Detta betyder att Newey-West metoden, som finns inkorporerat i Stata, kommer användas för samtliga länders regressioner. F-testen angående säsongbundenhet ger inga indikationer att någon av kvartalen påverkar den beroende variabeln.

TABELL 2. RESULTAT AV STATISTISKA TESTER FÖR MODELL 2

	Breusch-Pagan test	Breusch-Godfrey LM test	Säsongbundenhet F-test
Danmark	0,893	0,001**	Q1 = 0,969 Q2 = 0,727 Q3 = 0,955 Q4 = utelämnad
Schweiz	0,096	0,005**	Q1 = 0,674 Q2 = 0,868 Q3 = 0,957 Q4 = utelämnad
Sverige	0,797	0,001**	Q1 = 0,777 Q2 = 0,982 Q3 = 0,993 Q4 = utelämnad

Anmärkning:

* Signifikant på 5 %-nivå

** Signifikant på 1 %-nivå

Likt modell 1 finns varken heteroskedasticitet eller säsongbundenhet i modell 2. Däremot visar även Breusch-Godfrey LM testet i detta fallet att autokorrelation finns i regressionerna av modell 2 för länderna.

TABELL 3. FORTSÄTTNING RESULTAT AV STATISTISKA TESTER FÖR MODELL 2

Variabel	Koefficient	ADF-test Danmark	ADF-test Schweiz	ADF-test Sverige
Log (Löneinflation)	y_i	0,358	0,369	0,001**
Arbetslöshet	α_1	0,635	0,096	0,358
Log (KPI)	α_2	0,000**	0,000**	0,000**

Anmärkning:

* Signifikant på 5 %-nivå

** Signifikant på 1 %-nivå

Resultatet av ADF-testet för länderna visar på att andelen av oberoende variabler som är stationära är fyra stycken av nio möjliga. Att tillägga är som tidigare nämnt att ekonomiska

variabler ofta är icke-stationära. Som Sjö (2015) nämner kan icke-stationära variabler användas i regressioner om de är kointegrerade. Detta leder till att testa kointegration med ett Johansen Trace test.

TABELL 4 RESULTAT AV JOHANSEN TRACE TEST FÖR MODELL 2

Antal kointegrationsvektorer enligt nollhypotesen	Trace-statistik	Kritiskt värde, signifikans på 5 %-nivå
Danmark		
0	65,8947	29,68
1	11,6761*	15,41
2	2,1671	3,76
Schweiz		
0	37,1604	29.68
1	19,252	15.41
2	1,648*	3.76
Sverige		
0	39,7336	29.68
1	17,8444	15.41
2	4,4805	3.76

Anmärkingar:

* Indikerar värdet av r , utvalt av Johansens multipel-trace testprocedur. Detta antar värdet av antalet kointegrationsvektorer.

Resultatet för ovanstående Johansen Trace test visar på att det finns kointegration mellan variablerna för Danmark, Schweiz och Sverige. Anledningen är att det åtminstone finns en kointegrationsvektor för varje land. Det betyder att trace statistiken överstiger det kritiska värdet på minst en av nivåerna. Det medför att det kan anses som legitima att undersöka länderna med en OLS-regression.

5.3 Estimering av NKWPC med och utan reporäntans påverkan

TABELL 5. REGRESSION AV MODELL 1

Variabel	Koefficient	Land		
		Danmark	Schweiz	Sverige
Beroende variabel Log (Löneinflation)	γ_i			
Skärningspunkt	δ_0	0,0266** (11,86)	0,0181** (10,85)	0,0172** (5,87)
Arbetslöshet	δ_1	-0,2517** (-6,32)	-0,3098** (-8,41)	-0,0736* (-1,82)
Determinationskoefficient	R^2	0,571	0,645	0,065
Antal observationer	N	69	41	69

Anmärkningar:

I tabellen återges koefficienternas storlek med t-värden inom parentes.

* Signifikant på 5 %-nivå

** Signifikant på 1 %-nivå

Vid regression av modell 1 för de tre länderna syns en negativ koefficient av arbetslöshet för samtliga länder. Koefficienterna är signifikanta på olika nivåer, för Danmark och Schweiz är det på en 1 %-nivå. Koefficienten för de två nämnda länderna är ungefär lika i styrka, där en ökning i arbetslöshet påverkar löneinflation negativt. I Sverige syns samma indikation från koefficienten men med mindre magnitud. Regressionen för Sverige har även ett lågt R^2 -värde. Skärningspunkten visar i samtliga fall en marginell påverkan även om den är signifikant.

Det är intressant ur aspekten att Phillipskurvan indikerar samma samband. Resultatet visar att en trend finns att uttyda, när arbetslösheten minskar (ökar), ökar (minskar) löneinflationen. Skillnaden i koefficienternas styrka kan bero på olika lönestelheter i länderna, samt graden av arbetskraftens löneelasticitet.

TABELL 6. REGRESSION AV MODELL 2

Variabel	Koefficient	Land		
		Danmark	Schweiz	Sverige
Beroende variabel Log (Löneinflation)	y_i			
Skärningspunkt	α_0	0,0258** (12,26)	0,0182** (11,77)	0,0154** (6,48)
Arbetslöshet	α_1	-0,2458** (-6,83)	-0,3104** (-9,23)	-0,0536 (-1,60)
Log (KPI)	α_2	0,2925* (2,17)	0,0488 (0,35)	0,2892 (1,50)
Determinationskoefficient	R^2	0,5894	0,6472	0,1065
Antal observationer	N	69	41	69

Anmärkingar:

I tabellen återges koefficienternas storlek med t-värden inom parentes.

* Signifikant på 5 %-nivå

** Signifikant på 1 %-nivå

Vid tillförsel av konsumentens köpkraft definierat som KPI, förändras utfallet i jämförelse med modell 1. Variabeln arbetslöshet är inte längre statistisk signifikant för Sverige men fortfarande signifikant för Danmark och Schweiz. För arbetslösheten är koefficienterna liknande som i modell 1.

Gällande KPI indikerar variabeln att indexering av prisinflation är betydande för den beroende variabeln löneutveckling i Danmark men kan inte bevisas ha någon statistisk signifikant effekt i Schweiz och Sverige. Tecknet framför α_2 , avseende KPI, är positiv. Betydelsen är att om prisinflation ökar så ökar också löneinflationen. En anledning till detta kan vara att prisinflationen i större utsträckning påverkar och har effekt på lönesättningen i Danmark, jämfört med Schweiz och Sverige.

TABELL 7 REGRESSION AV MODELL 3

Variabel	Koefficient	Land		
		Danmark	Schweiz	Sverige
Beroende variabel Log (Löneinflation)	y_i			
Skärningspunkt	ρ_0	0,026** (12,58)	0,0163** (11,82)	0,0158** (7,21)
Arbetslöshet	ρ_1	-0,2362** (-6,53)	-0,2578** (-8,51)	-0,0514 (-1,64)
Log (KPI)	ρ_2	0,1762 (1,27)	0,0371 (0,30)	0,2719 (1,40)
Reporänta dummy	ρ_3	-0,0031** (-3,79)	-0,0163** (-4,98)	-0,0031** (-2,38)
Determinationskoefficient	R^2	0,6565	0,7501	0,2367
Antal observationer	N	69	41	69

Anmärkingar:

I tabellen återges koefficienternas storlek med t-värden inom parentes.

* Signifikant på 5 %-nivå

** Signifikant på 1 %-nivå

Arbetslösheten som variabel minskar i påverkan för de tre länderna när den oberoende dummyvariabeln av reporänta tillförs. Även KPI som en statistik signifikant variabel försvinner för Danmark. Det kan bero på att en till förklarande variabel finns i OLS-regressionen i och med reporäntans inträde.

Resultatet ovan visar att variabeln reporänta är signifikant för alla länder, vilket syns tydligt om determinationskoefficienterna jämförs i tabell 6 och 7. I ovanstående tabell är determinationskoefficient större. Reporäntans koefficient är negativ, vilket kan förklaras av att löneinflation varit på låga nivåer för samtliga länder under de senaste åren. Detta sammanfaller med tiden negativa reporäntor existerat.

6. Slutsats

Denna studie har undersökt Jordi Galís New Keynesian Wage Phillips Curve (NKWPC) mellan fjärde kvartalet år 2000 till fjärde kvartalet år 2017 för länderna Danmark, Schweiz och Sverige. Uppsatsen finner visst empiriskt stöd för NKWPC under den undersökta perioden. Utförda regressioner för Schweiz visar på att arbetslösheten i landet har påverkan på löneinflationen. Samma påstående kan inte upprepas när det kommer till KPI:s påverkan på löneinflation.

Arbetslöshet samt KPI är statistiskt signifikanta för Danmark. Resultatet tyder på att tillägget indexerad prisinflation har betydelse för Danmark. Samma fall kan inte påvisas ha någon statistisk signifikans och påverkan för Schweiz eller Sverige. Det kan innebära att lönesättningsprocessen skiljer sig åt mellan länderna och att löneinflationen påverkas av prisinflationen i Danmark

En skillnad i löneinflation efter införandet av negativa reporäntor bevisades ha effekt för samtliga länder då negativ reporänta som binär variabel visade på signifikans som negativ koefficient. Det bör beaktas att tidsperioderna innan och efter negativa reporäntor skiljer sig mycket åt, där en historiskt låg löneinflation i nutid sammanfallit med negativa reporäntors existens. Det är inte möjligt för denna rapporten att fastställa att negativa reporäntor som binär variabel ensamt kan förklara den negativa utvecklingen av löneinflation. Skillnad mellan tidsperioderna existerar dock, där negativa reporäntor kan vara en del av den förklarande faktorn.

En sammanvägd bedömning av Phillipskurvan och NKWPC kan ges av att Sverige har ett osäkert samband mellan löneinflation och arbetslöshet. Genom regressioner av NKWPC och okulär besiktning av Phillipskurvan, visar studien att det inte finns ett entydigt samband mellan löneinflation och arbetslöshet i Sverige under den valda undersökningsperioden.

Sambandet mellan löneinflation och arbetslöshet i Phillipskurvorna för Danmark och Schweiz indikerar en negativ korrelation. Detta styrker Phillips (1958) antaganden och går emot tesen att relationen mellan variablerna skulle gått ifrån det klassiskt negativa sambandet.

Vidare forskning kan utforska den empiriska möjligheten att applicera NKWPC på ECB-länder under samma tidsperiod. Även där finns utgångspunkten att fokusera på att ECB bedriver en negativ reporänta och se om sådant utförande visar på signifikans. Där kan strukturella skillnader mellan ECB-ländernas lönesättningsprocess undersökas och jämföras med ECB:s identiska penningpolitik.

7. Referenser

- Cogley, T. & Sbordone, M. A. (2006). Trend Inflation and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve. [Elektronisk] *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, no. 270. Tillgänglig: https://www.newyorkfed.org/research/economists/medialibrary/media/research/staff_reports/sr270.pdf [2018-04-19]
- De Rezende, R. B. (2017). The interest rate effects of government bond purchases away from the lower bound. [Elektronisk] *Journal of International Money and Finance*, vol. 74, ss. 165-186. Tillgänglig: ScienceDirect [2018-08-21]
- ECB (2018) *Statistics* [Elektronisk]. Tillgänglig: <https://www.ecb.europa.eu/stats/html/index.en.html> [2018-04-24].
- Erceg, C. J. Henderson, D. W. & Lewin A. T. (2000). Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts. [Elektronisk] *Journal of Monetary Economics*, vol. 46(2), ss. 281–313. Tillgänglig: Elsevier [2018-08-30].
- Eurostat (u.å.). *Stationarity*. [Elektronisk]. Tillgänglig: <https://ec.europa.eu/eurostat/sa-elearning/stationarity> [2018-04-18].
- Farago, A. (2015). *Lecture 13: Introduction to Time Series II* [Läroobjekt]. Department of Economics, University of Gothenburg. Tillgänglig: GUL, Basic Econometrics [2018-04-13]
- FOMC January 30-31. (2018). *Minutes of the Federal Open Market Committee*. Washington D.C.: Federal Reserve.
- FSO (2017) *Quarterly estimate of nominal wage development* [Elektronisk]. Tillgänglig: <https://www.bfs.admin.ch/bfs/en/home/statistics/work-income/wages-income-employment-labour-costs/wage-evolution/quarterly-estimate.html> [2018-04-04]
- Galí, J. (2011). The Return of the Wage Phillips Curve. *Journal of the European Economic Association*, vol. 9(3), ss. 436–461. Tillgänglig: Oxford Academic [2018-05-16]

Gottfries, N. (2013). *Macroeconomics*. 3. ed. Hampshire: Palgrave Macmillan.

Karlsson, S. & Österholm, P. (2018). A Note on the Stability of the Swedish Phillips Curve. [Elektronisk] *Örebro University School of Business Working Paper*, 6/2018. Tillgänglig: <https://www.oru.se/globalassets/oru-sv/institutioner/hh/workingpapers/workingpapers2018/wp-6-2018.pdf> [2018-05-11]

Jerkert, J. (u.å.). *Peer review*. [Elektronisk]. Nationalencyklopedin. Tillgänglig: NE databas [2018-05-13]

KI, (2016). *Lönebildningsrapporten 2016*. Stockholm. [Elektronisk]. Tillgänglig: https://www.konj.se/download/18.360fe5aa1578a976a7c4beda/1480502789837/Lonebildning_srapporten-2016.pdf [2018-04-30].

López-Villavicencio, A. & Saglio, S. (2017). The Wage Inflation-Unemployment Curve at the Macroeconomic Level. [Elektronisk] *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 79(1), ss. 55-78. Tillgänglig: Wiley Online Library [2018-04-17]

Muto, I. & Shintani, K. (2014). An Empirical Study on the New Keynesian Wage Phillips Curve: Japan and the US. [Elektronisk] *Bank of Japan Working Paper Series*, no. 14. Tillgänglig: https://www.boj.or.jp/en/research/wps_rev/wps_2014/data/wp14e04.pdf [2018-04-19]

Nationalbankens Statbank (2018) *Danmarks Nationalbank's official interest rates and money and capital market interest rates by item, country and methodology (monthly observations)*. [Elektronisk]. Köpenhamn: Danmarks Nationalbank. Tillgänglig: <http://nationalbanken.statbank.dk/statbank5a/default.asp?w=1843> [2018-04-10]

Nielsen, B. H. (2005). *Linear Regression with Time Series Data* [Lärobjekt]. Department of Economics, University of Copenhagen. Tillgänglig: http://www.econ.ku.dk/metrics/Econometrics2_05_II/LectureNotes/regression.pdf [2018-04-16]

OECD (2017) *Structural unemployment, forecasts, Economic Outlook*, no. 102. Paris: OECD Publishing.

OECD (2018a) *GDP per hour worked (indicator)* [Elektronisk]. doi: 10.1787/1439e590-en [2018-04-20]

OECD (2018b) *Hourly Earnings, Main Economic Indicators*, vol. 2018(2). Paris: OECD Publishing.

OECD (2018c) *Inflation (CPI) (indicator)* [Elektronisk]. doi: 10.1787/eee82e6e-en [2018-03-26]

OECD (2018d) *Unemployment rate (indicator)* [Elektronisk]. doi: 10.1787/997c8750-en [2018-04-04]

Phillips, A. W. (1958). The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. [Elektronisk] *Economica*, vol. 25(100), ss. 283-299. Tillgänglig: JSTOR [2018-04-17]

SIX Swiss Exchange (2017-09-26) *SARON® as the future CHF-alternative to LIBOR*. [Elektronisk]. Zürich: SIX. Tillgänglig: <http://www.six-swiss-exchange.com/news/overview.html?id=saron> [2018-04-11]

Sloman, J. Wride, A. & Garrat, D. (2015). *Economics*. 9. ed. Harlow: Pearson Education.

Sjö, B (2015). *Testing for unit roots and cointegration – A guide*.

Sjö, B (2016). *Lectures in Modern Economic Time Series Analysis*. 2 ed.

Sveriges Riksbank (2018) *Sök räntor & valutakurser*. [Elektronisk]. Stockholm: Sveriges Riksbank. Tillgänglig: <https://www.riksbank.se/sv/statistik/sok-rantor--valutakurser/> [2018-04-10]

Van Poeck, A. (2010). One Money and Sixteen Needs: Has the ECB's Monetary Policy Become More Balanced Towards the Needs of the Member States? [Elektronisk] *De Economist*, 158(1), ss. 43–60. Tillgänglig: Springer Link [2018-04-24]

Williams, R. (2015). *Heteroscedasticity*. [Lärobjekt]. University of Notre Dame. Tillgänglig: <https://www3.nd.edu/~rwilliam/stats2/l25.pdf> [2018-04-13]

Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics A Modern Approach*. 5. ed. Mason: South-Western, Cengage Learning.

8. Appendix

FIGUR 8. BRYTPUNKT REPORÄNTA FÖR SAMTLIGA LÄNDER

