LUNDS UNIVERSITET

Ekonomihögskolan

Kandidatuppsats i Finansiell Ekonomi

Januari 2016

Eric Tillaeus, 9401176673

Niklas Sköld, 9302134813

Deflation och Aktiemarknaden: Lärdomar från Japan

Handledare: Erik Norrman, Nationalekonomiska Institutionen, Lunds Universitet

Framläggning av uppsatsen: 14 januari 2016

Innehållsförteckning

1. 3

1.1 Abstract 3

2. 4

2.1 Inledning 4

2.2 Syfte 5

2.3 Teori 5

2.3.1 Deflation och likviditetsfällor 5

2.3.2 Deflation i Japan 7

2.3.3 Deflation och dess konsekvenser 8

2.3.4 Deflation och Aktiemarknaden 8

2.4 Metod 14

2.4.1 Databeskrivning 15

2.4.2 Tidsseriedata 16

2.4.3 Multikollinearitet 16

2.4.4 Enhetsrot 16

2.4.5 Heteroskedasticitet 17

2.4.6 Autokorrelation 17

2.4.7 Förväntad inflation 17

2.4.8 Binärvalsmodell 18

2.5 Resultat 20

2.5.1 Test av sambandet mellan avkastningen i Nikkei 225 och inflationstakt 20

2.5.2 Test av sambandet mellan avkastningen i Nikkei 225 och andra exogena variabler .. 21

2.5.3 Test av sambandet mellan riskpremien för Nikkei 225 och andra exogena variabler 24

2.4.4 Test av sambandet mellan sannolikhet för positiv avkastning i Nikkei 225 och andra exogena variabler 25

2.4.5 Test av sambandet mellan avkastning i Nikkei 225 och andra exogena variabler under deflation 27

2.6 Analys 32

3. 37

3.1 Källförteckning 37

1.

1.1 Abstract

Syftet med undersökningen har varit att utröna hur existensen av deflation påverkat aktiemarknaden. Den data som låg till grund för den ekonomiska analysen var främst finansiell data, men också makroekonomisk data, från Japan mellan 1969 och 2015. Data från USA i samma period förekom också. Den ekonomiska analysen gjordes genom att testa samband med OLS- och binärvalsmodeller.

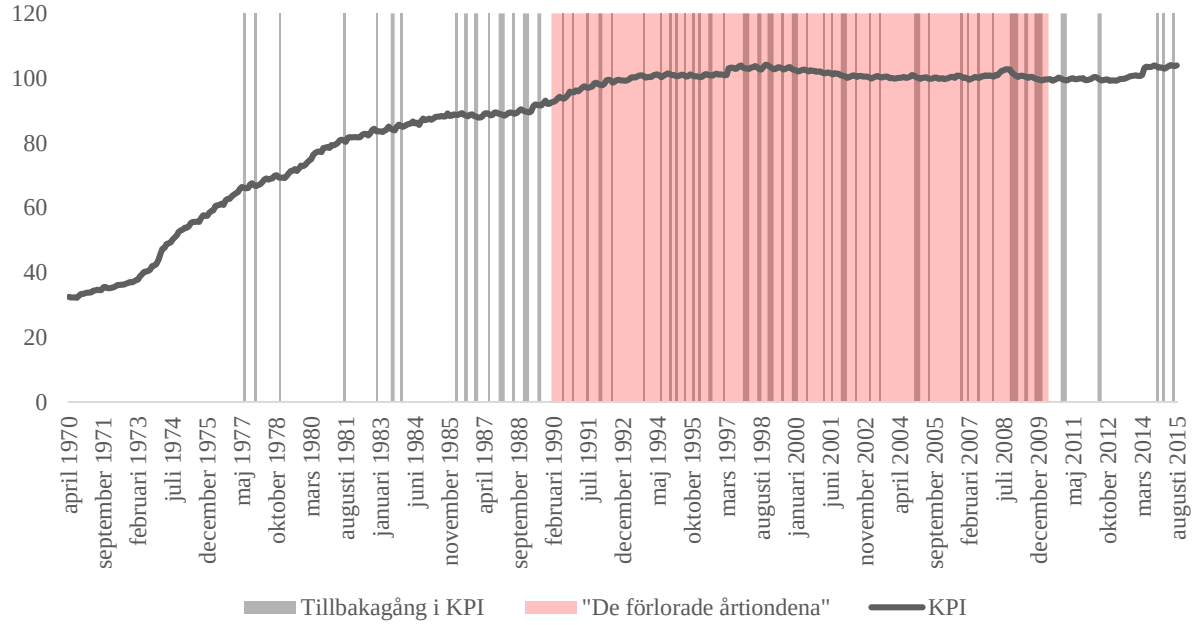
Inflation, och som resultat deflation, hade inget statistiskt säkerställt samband med avkastningen i aktieindex. Konsumentprisindex visade sig däremot påverka sannolikheten att aktieavkastningen var positiv, vilket talar för en direkt påverkan. Indirekta samband kunde påvisas – genom den kortsiktiga räntan och genom växelkursförändringar. Graden av estimeringsfel, hur fel investerare kunde antas ha om framtida inflation, visade sig ha en signifikant påverkan på avkastningen i aktieindex och på sannolikheten att avkastningen var positiv.

Relationen mellan signifikanta variabler och avkastningen i aktieindex såg inte annorlunda ut under deflation, vilket påtalar det faktum att låg deflation inte skiljer sig från låg inflation i grad eller mönster av påverkan. Sannolikt är det faktum att existensen av deflation inte påverkar aktiemarknaden ett resultat av att deflationen i perioden 1969 till 2015 i japan var låg vilket innebar att inflationsförväntningarna låg nära de faktiska inflationsnivåerna. Aktiemarknaden fungerar som ett mer effektivt verktyg för hedgning mot inflation under låga, stabila nivåer jämfört med starkt fluktuerande, höga nivåer.

2.

2.1 Inledning

Den japanska reala ekonomin har, med start 1990 då tillgångsbubblan sprack, under tjugo år präglats av stagnation. Fram till 2010 har den reala årliga tillväxttakten varit endast 1,59 procent[1] samtidigt som prisnivån i landet varit näst intill oförändrad. Utdragna perioder av deflation och lågkonjunktur karakteriserade Japan, aktiemarknaden har ännu inte lyckats ta sig tillbaka till den nivån den befann sig på i början på 90-talet. Den svaga tillväxttakten och den obefintliga inflationen har gett upphov till att perioden kallas för ”de förlorade årtiondena”.[2]



Figur 1. Historisk utveckling, konsumentprisindex i Japan

[1] Fukada & Yumada (2011, sid. 450)

[2] Reiko (2013, sid. 103)

Figur 2. Historisk utveckling, aktieindex Nikkei 225 i Japan

2.2 Syfte

Syftet med arbetet har varit att utreda hur avkastningen på aktiemarknaden påverkas under deflation genom att undersöka sambandet mellan avkastningen i aktieindex Nikkei 225 och inflationstakten, samt relationen mellan andra tänkbara förklarande variabler och avkastningen i aktieindex med särskilt fokus på hur sambanden förändras under perioder då den japanska ekonomin präglades av deflation.

2.3 Teori

2.3.1 Deflation och likviditetsfällor

Deflationsrisken blir allt högre, då inflationen i de utvecklade länderna och utvecklingsländerna inte varit lägre sedan 50- respektive 60-talet. Oväntade negativa chocker i aggregerat utbud eller efterfrågan kan sänka inflationen och, då inflationen är låg, skapa deflation. Problematiken med deflation, till skillnad från relativt hög inflation, är att den nominella räntan, som sänks för att parera disinflationen, inte kan understiga noll. Potentiella långivare skulle då hellre hålla pengar än låna ut dem. Incitamenten i att låna ut eroderas. Således finns risken att ekonomin fastnar i perioder med utdragen deflation och en likviditetsfälla. En likviditetsfälla är ett fenomen då efterfrågan på pengar är mättad – en

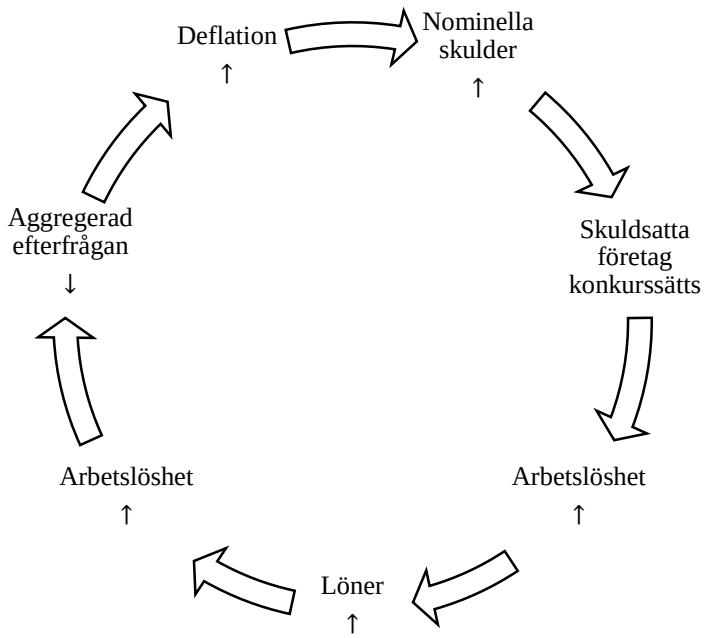
utökad penningmängd och i förlängningen penningpolitik är som resultat verkningslös på räntor. [3]

Det existerar flera anledningar till att en likviditetsfälla och deflation uppstår, ofta då inflationen redan fluktuerar kring låga nivåer. Det duala fenomenet kan vara ett resultat av en realiserad eller förväntad negativ chock i aggregerad efterfrågan, exempelvis att en husprisbubbla spricker eller att överdrivna estimeringar i tillväxt korrigeras. Problematiken i de redan låga räntorna som låg inflation samt låg förväntad framtida inflation medför kan beskrivas med relationen mellan räntor i ekonomin: Att sänka den korta nominella räntan medför, i kombination med trögrörliga inflationsförväntningar i den privata sektorn, att den korta realräntan sänks. Att den förväntade framtida kortsiktiga realräntan sjunker resulterar i att även i att realräntor med längre horisont – de räntor som påverkar konsumtion och investeringsbeslut och i förlängningen aggregerad efterfrågan i högre grad - drivs mot lägre nivåer. Högre förväntad inflation i kombination med ökad aggregerad efterfrågan ökar inflationen. Problemet är att en centralbank som justerar räntan i en ekonomi med låg inflation, och således låg nominell ränta, för att parera förväntningar om minskad inflation eller deflation inte har utrymme att sänka räntan avsevärt. Som påföljd tycks just ett deflationsscenario vara ytterst svårparerat. [4]

Existensen av en likviditetsfälla innebär att centralbankens försök att expandera penningmängden kan visa sig verkningslös, då det vore att utöka penningmängden på en redan mättad marknad. Konventionell penningpolitik är verkningslös då en nollränta införts, som resultat av att ekonomin är mättad med likvida medel som innebär en indifferens i den privata sektorn mellan att hålla statsskuldväxlar med nollränta och pengar. Centralbanken kan försöka expandera penningmängden genom att köpa statsskuldväxlar vilket skulle innebära att den privata sektorn substituerar pengar för statsskuldväxlar. Ett sådant händelseförlopp kan visa sig verkningslöst vad gäller priser och kvantiteter i ekonomin. Kombinationen av deflation och en likviditetsfälla är synnerligen förödande, då dessa element tillsammans kan bidra till att driva ekonomin mot ännu lägre och ihållande nivåer av deflation (och lågkonjunktur). [5]

[3] Svensson (2003, sid. 145-148)
[4] Ibid (sid. 145-148)
[5] Ibid (sid. 145-148)

Ihållande deflation kan ha förödande konsekvenser för en ekonomi. Under deflation sker kontinuerligt ett omfördelande av resurser från låntagare till långivare, i den mening att värdet på nominella skulder ökar. Ett omfördelande scenario kan vara fördärvligt för företag och hushåll med höga skulder, och kan resultera i ett fall i tillgångspriser. Finansiell instabilitet kan tänkas påträffas i en ekonomi med ihållande deflation, då banker möter stora utmaningar med exempelvis lån som inte kan betalas. Om löner är rörliga kommer lönerna tvingas nedåt i ekonomin, men om lönerna nedåt är trögrörliga kommer arbetslöshet uppstå. Som resultat av deflation och arbetslöshet kan paradoxalt nog lönerna stiga vilket innebär en ytterligare arbetslöshetsökning. Detta är vad som kallas en deflationsspiral, aggregerad efterfrågan sjunker vilket innebär ökad deflation, som innebär mer arbetslöshet och högre realränta (realräntan är enligt Fishers hypotes negativt deflationen) och lägre aggregerad efterfråga vilket innebär ökad deflation. Nedåtspiralen kan komma att fortsätta. [6]



Figur 3. Deflationsspiral

2.3.2 Deflation i Japan

Japans ekonomiska situation under 1990-talet är ett exempel på hur förödande en likviditetsfälla och existensen av deflation kan vara. Japan präglades av deflation och stagnerande tillväxt under större delarna av 90-talet. Japans påtagliga statsskuld är ett resultat

[6] Svensson (2003, sid. 145-148)

av misslyckad expansiv finanspolitik, under ett stort underskott, och deflation. Nollräntor och aggressivt expansiv penningpolitik misslyckades. Den förväntade deflationen har fortsatt, samtidigt som realräntan varit för hög. Japan tycks dessutom ha problem utöver de makroekonomiska i form av lågkonjunktur och deflation – den Japanska finansmarknaden påvisar strukturella problem.[7]

2.3.3 Deflation och dess konsekvenser

Baugh och Essary (2015) beskriver två typer av deflation: Godartad och malign deflation. Den förre uppstår som resultat av en chock i aggregerat utbud, ofta som resultat av innovationer i produktionen som reducerar marginalkostnader och kan verka positivt för konsumenter och ekonomin som helhet. Den senare typen av deflation, vilken var den som enligt författarna präglade Japan, uppstår som tidigare diskuterat som resultat av en chock i aggregerad efterfrågan och har mer förödande konsekvenser.

Deflation innebär att den övergripande prisnivån sjunker i ekonomin. Initialt kan detta verka positivt – konsumenter kan konsumera mer med samma mängd pengar, företag kan köpa in fler varor och sälja dem till ett tillfälligt högre utbud. Problematiken uppstår då deflationen förväntas hålla i sig, över en längre tidsperiod. Då minskar konsumentens marginalvilja att konsumera då priserna är lägre idag men förväntas bli ännu lägre imorgon. Sparandekvoten ökar. Företagen möts av lägre efterfrågan och sjunkande priser på deras varor, överproportionerlig lagerbildning uppstår och företagens lån växer i förhållande till intäkterna. Om det kausala sambandet existerar mellan deflation och andra ekonomiska fenomen, är det intressant att undersöka hur inflation kan påverka aktiemarknaden. Hur enskilda aktiepriser skulle påverkas av ihållande deflation och i förlängningen aktieindex är vad detta arbete syftar att svara på.

2.3.4 Deflation och Aktiemarknaden

2.3.4.1 Dividend Growth Model och CAPM

Aktiepriset idag är den nuvärdesdiskonterade summan av alla framtida utdelningar, enligt dividend growth model, DDM.[8]

$$P_0 = \frac{D_1}{1+k} + \frac{D_2}{(1+k)^2} + \frac{D_3}{(1+k)^3} + \frac{D_4}{(1+k)^4} + \cdots + \frac{D_N}{(1+k)^N} \qquad (1.1)$$

[7] Svensson (2003, sid. 145-148)
[8] Bodie, Kane & Marcus (2011, sid.768)

Om konstant tillväxttakt i vinster och utdelningar antas, kan prisrelationen beskrivas genom Gordons formel

$$P_0 = \frac{D_1}{k-g} \tag{1.2}$$

där[9]

$$g = b * r = \frac{reinvested\ earnings}{book\ value} = \frac{Reinvested\ earnings}{total\ earnings} * \frac{Total\ earnings}{Book\ value} \tag{1.3}$$

och b är den andel av vinsten som återinvesteras i företaget, och g är avkastningen på investeringar.

k är, som härleds genom CAPM, Capital Asset Pricing Model[10]:

$$k = r_f + \beta * (E(r_M) - r_f) \tag{1.4}$$

Således kan formeln för ett enskilt företags aktiepris beskrivas mer detaljerat

$$E_1 * (1 - b) = D_1 = E_0 * (1 + br)(1 - b) \tag{1.5}$$

$$P_0 = \frac{E_0*(1-b)(1+br)}{1+r_f+\beta*(E(r_M)-r_f)} + \frac{E_0*(1-b)(1+br)^2}{(1+r_f+\beta*(E(r_M)-r_f))^2} + \frac{E_0*(1-b)(1+br)^3}{(1+r_f+\beta*(E(r_M)-r_f))^3} + \cdots + \frac{E_0*(1-b)(1+br)^N}{(1+r_f+\beta*(E(r_M)-r_f))^N} \tag{1.6}$$

genom en utvecklad DDM-formel. I (1.5) kan följande tänkas hända i en ekonomi som präglas av deflation: Tillväxttakten i företagets vinst sjunker, som resultat av ihållande deflation och ihållande förväntad deflation vilket medför lägre efterfrågan och sjunkande priser såväl som en omfördelning av välstånd från låntagare till långivare, vilket leder till att summan av de nuvärdesdiskonterade utdelningarna sjunker.
Återinvesteringsandelen av företagets kan tänkas stiga och andelen som delas ut närma sig i extremscenariot noll. Detta eftersom företaget kan väntas behöva återinvestera en större del av vinster för att kunna betala löner och skulder – vilka kan öka under deflation[11] - både till

[9] Bodie et al (2011, sid. 773)
[10] Bodie et al (2011, sid. 310)
[11] Svensson (2003, sid. 145-148)

leverantörer och utlåningsinstitut. Att andelen som återinvesteras i företaget stiger leder till ett lägre aktiepris. Dock existerar argument för att utdelningarna hålls konstanta under deflation som resultat av att företagsledningar kan vara motvilliga att företagets utdelningar sjunker, då det skulle leda till sjunkande aktiepriser. [12]

Dessutom går den riskfria nominella räntan ned om utrymme finns. Detta som ett resultat av ett försök att parera disinflationen, det fenomen då inflationen sjunker, eller deflationen. Att räntan sjunker ger ett otydligt resultat i huruvida aktiepriset i fråga förändras, vilket beror på hur aktien står positionerad mot marknaden.

Den förväntade avkastningen på marknaden kan tänkas gå ned, då ovan nämnda effekter bör vara gällande i många företag på marknaden, särskilt de med stora skulder. Detta leder till att en del i diskonteringsfaktorn sjunker och enskilda aktiepriser stiger.

2.3.4.2 Arbitrage Pricing Theory

APT-modellen, Arbitrage Pricing Theory-modellen[13], beskriver relationen mellan avkastningen på en aktie som den förväntade avkastningen på aktien plus oväntad förändring i exogena variabler och en felterm.

Således beskriver modellen avvikelsen från förväntad avkastning som ett resultat av oväntade förändringar i förklarande variabel/variabler på följande vis

$$R_i - E(R_i) = \beta_{i1} * x_1 + \beta_{i2} x_2 + \cdots + e_i \tag{1.7}$$

där man kan tolka (1.6) som att oväntad förändring i aktiens avkastning beror på oväntade förändringar i andra variabler. Det är, enligt APT-modellen, således oväntade chocker som påverkar förändring i aktieprisavkastning, då andra förändringar redan är inprisade.

2.3.4.3 Fisherhypotesen och aktieavkastning

Fisherhypotesen[14] säger att realräntan (*ex ante*) är ett resultat av den nominella räntan subtraherat med den förväntade inflationen över en viss period så att följande ekvation erhålls:

$$r = i - \pi^e \tag{1.8}$$

[12] Madsen & Milas (2005, sid. 261)
[13] Bodie et al (2011, sid. 348)
[14] Burda & Wyplosz (2013, sid.327-329)

Vid inflation är framtida återbetalningar gjorda med pengar som är mindre värda än vad de är i dagsläget. Vid deflation är således framtida återbetalningar gjorda med pengar som är mer värda än i dagsläget. Ekvationen kan även skrivas om så att den nominella räntan beror av realräntan plus inflationen

$$i = r + \pi^e \tag{1.9}$$

vilket betyder att den nominella räntan bör kompensera för den förväntade inflationen, vars relation är 1:1. En förändring i inflationen leder till en lika stor förändring i den nominella räntan

$$\frac{\partial i(r,\pi)}{\partial \pi} = 1 \tag{1.10}$$

En liknande relation kan även återspeglas på aktiemarknaden där sambandet har beskrivits av Pimentel och Choudhry (2010). Realavkastningen (ex ante) beskrivs då som differensen mellan den förväntade avkastningen på aktiemarknaden och den förväntade inflationen

$$r_t = E(R_t|I_t) - E(\pi_t|I_{t-1}) \tag{1.11}$$

där r_t representerar realavkastningen som beror av väntevärdena av aktieavkastningen, R_t, och inflationen, π_t i period t. I_t och I_{t-1} representerar den tillgängliga informationen i respektive tidsperiod. Skillnaderna mellan de förväntade värdena och de faktiska värdena är variabels feltermer

$$R_t = E(R_t|I_t) + \mu_t \tag{1.12}$$

$$\pi_t = E(\pi_t|I_{t-1}) + \varepsilon_t \tag{1.13}$$

Variablerna $\mu_t$och ε_t är okorrelerade med väntevärdena.

Realavkastningen (ex ante) kan beskrivas med en konstant och en felterm

$$r_t = r + \hat{r} \tag{1.14}$$

där r är en konstant och $\hat{r}$ feltermen. Då ekvationerna sammanslås når man följande ekvation:

$$R_t = r + \pi_t + \eta_t \tag{1.15}$$

där $\eta_t = (\hat{r} + \mu_t - \varepsilon_t)$

2.3.4.4 Växelkurser och inflation

Den reala växelkursen mellan två länder kan beskrivas enligt sambandet

$$\Omega = \frac{SP}{P^*} = \frac{P}{P^*/S} \tag{1.16}$$

där S är den nominella växelkursen, P och P^* är den inhemska prisnivån respektive den utländska. Det går att se att så länge som de olika prisnivåerna i båda länderna är densamma så är den nominella och den reala växelkursen likvärda då $\frac{P}{P^*}$ är oförändrad. Vänder man på det och antar att den nominella växelkursen är konstant så kommer den reala växelkursen bero på skillnaden i prisnivå mellan länderna, då en lägre inflation i hemlandet leder till en lägre real växelkurs. Den reala växelkursen kan då på två sätt appreciera i hemlandet, antingen genom att den nominella växelkursen är stabil och att det existerar en högre inflationstakt i hemlandet eller genom att den nominella ökar medan den relativa prisnivån mellan länderna hålls konstant.

Mer generellt kan förändringen i real växelkurs skrivas

$$\frac{\Delta\Omega}{\Omega} = \frac{\Delta S}{S} + \frac{\Delta P}{P} + \frac{\Delta P^*}{P^*} = \frac{\Delta S}{S} + \pi - \pi^* \tag{1.17}$$

där π är inhemsk inflation och π^* utländsk inflation. Sambandet visar att den reala växelkursen drivs av två faktorer: dels förändringen i den nominella växelkursen och dels av inflationsdifferensen, skillnaden mellan inhemsk och utländsk inflation. Således bör en inflation som överstiger utlandets vara negativt för inhemska producenter då deras varor blir dyrare men gynna importörer då deras varar blir billigare i form av starkare köpkraft. Omvänt bör det motsatta resultatet erhållas.

Det finns dock motsägelser till teorin då det är svårt att mäta det som är utländsk inflation, då utländskt står för resten av världen. Många växelkurser beskrivs dock oftast i relation till den amerikanska dollarn men USA kan inte heller stå för resten av världen. En lösning är att

skapa ett medelvärde av utländska växelkurser, idealt inkluderat alla länders växelkurs, där varje växelkurs får en vikt beroende på hur omfattande handeln med landet är.
Detta är dock inget som kommer att användas i detta arbete.
Långsiktigt visar det sig även att länder med en hög inflation har en växelkurs som deprecierar i samma takt. Omvänt så apprecierar en växelkurs vars inhemska inflation är låg. Detta samband kan i följande ekvation beskrivas enligt (1.17) då förändringen i den reala växelkursen är noll

$$\frac{\Delta S}{S} = \pi^* - \pi \tag{1.18}$$

vilket dessutom medför följande relation

$$\frac{\Delta \Omega}{\Omega} = \frac{\Delta S}{S} + \pi - \pi^* = 0 \tag{1.19}$$

som beskriver att över lång tid förväntas den reala växelkursförändringen vara noll, vilket grundar sig i att expansiv penningpolitik i hemlandet leder till en högre inflation och är den nominella växelkursen oförändrad så apprecierar den reala växelkursen. Detta leder till en relativ ökning av inhemska priser vilket sänker konkurrenskraften hos inhemska producenter. Detta fortgår inte för alltid utan tillslut kommer den nominella växelkursen depreciera och konkurrenskraften återställs, sänks växelkursen med hela den ackumulerade inflationsdifferensen så har konkurrenskraften återställts fullständigt.[15]

[15] Burda & Wyplosz (2013, sid. 146-149)

2.4 Metod

Undersökningen har baserats främst på finansiell data, rörande japans ekonomi under tidsperioden 1969 till 2015. Regressionsanalys har tillämpats där OLS, Ordinary Least Squares, är den metod som huvudsakligen använts. Även en binärvalsmodell har använts i den ekonometriska analysen.

Månadsberäkning av data

I arbetet har månadsdata använts. De flesta variabler har varit av månadsfrekvens, medan ett färre antal har varit kvartals- eller årsdata.

Kvartalsdata	**Årsdata**
USA högkonjunktur (Dummy)	Japan befolkningsmängd
Japan högkonjunktur (Dummy)	Japan export av nominell BNP
Japan tillväxttakt Real BNP	Japan befolkningsminskning (Dummy)
Japan ln(Real BNP)	
USA tillväxttakt i utdelningar	
USA tillväxttakt Real BNP	

Transformering av kvartalsdata har skett genom att, för växande variabler, som olika BNP-mått ovan, det antagits konstant tillväxttakt mellan kvartal. Således har tillväxttakten i BNP mellan kvartalen beräknats och sedan transformerats till månadstillväxttakt genom att ta kvartalstillväxttakten upphöjt till en tredjedel. Detta har gjorts mellan varje kvartal i tidsserien mellan 1969 och 2015. Vad gäller utdelningar, som sker endast en gång i kvartalet, är det endast tillväxttakten som transformerats till en månatlig tillväxttakt, konstant mellan kvartalen – på samma sätt som i BNP.

Årsdata har transformerats på samma sätt, där förändringstakter höjts upp till en tolftedel. Konstant månadsvis tillväxttakt har således antagits varit konstant mellan åren.

Anledningen till att data skattats på ovan nämnda vis är för att inte generera saknade värden i Eviews, som dramatiskt reducerar antal observationer i underlaget för ekonomisk analys.

2.4.1 Databeskrivning

Variabel	*Beskrivning*	*Källa*
Avkastning Nikkei 225	Månadsavkastning i aktieindex Nikkei 225	Global Financial Data
Tillväxttakt Real BNP Japan	Månadsvis tillväxttakt i Real BNP i Japan	Global Financial Data
ln(Real BNP) Japan	Naturliga logaritmen av Real BNP i Japan	Global Financial Data
Japan Högkonjunktur (Dummy)	Dummy som antar värdet 1 om det råder högkonjunktur i Japan[16]	Global Financial Data
Nikkei P/E	P/E-tal för Nikkei 225	Global Financial Data
Nikkei genomsnittlig volatilitet	Genomsnittlig volatilitet i Nikkei 225	Nikkei Indexes
Japan Befolkningsmängd	Befolkningsmängd i Japan	Global Financial Data
Japan befolkningsminskning (Dummy)	Dummy som antar värdet 1 om det råder befolkningsminskning i Japan	Global Financial Data
Japan Export av Nominell BNP	Japans export som andel av Japans Nominella BNP	Quandl/Global Financial Data
Japan Yen/USD	Skillnaden i andelen YEN på en USD från månaden innan	Oanda
Japan KPI	Konsumentprisindex i Japan	Global Financial Data
Japan förändring månatlig inflation	Skillnaden i inflationstakt från månaden innan	Global Financial Data
Japan månatlig deflation (Dummy)	Dummy som antar värdet 1 om den månatliga inflationen var negativ	Global Financial Data
Japan PPI	Producentprisinflation i Japan[17]	Global Financial Data
Japan PPI (Dummy)	Dummy som antar värdet 1 om PPI-inflationen var negativ[18]	Global Financial Data
USA S&P 500	Månadsavkastning i aktieindex S&P 500	Global Financial Data
USA Förändring i utdelningar	Förändring i utdelningar i S&P 500 från månaden innan	Global Financial Data
USA P/E	P/E-tal för S&P 500	Global Financial Data
USA Real BNP-förändring	Månadsvis tillväxttakt i Real BNP i USA	Global Financial Data
USA Högkonjunktur (Dummy)	Dummy som antar värdet 1 om det råder högkonjunktur i USA[19]	Global Financial Data
Japan månadsränta	Nominell månadsberäknad ränta i Japan[20]	Global Financial Data
Japan förändring månadsränta	Förändring i räntenivån från månaden innan	Global Financial Data
Nikkei riskpremie	Månadsvis överavkastning i aktieindex Nikkei 225[21]	Global Financial Data
Japan arbetslöshet	Arbetslöshetsnivå i Japan	Global Financial Data
Estimerad inflation	Förväntad månadsinflation i Japan	Global Financial Data
Överraskningsindex	Absolut avvikelse i, faktisk från förväntad, inflation i Japan	Global Financial Data
Estimeringsfelsindex	Procentuell avvikelse i, förväntad från faktisk, inflation i Japan	Global Financial Data

[16] Högkonjunktur definieras som den tidsperiod då den naturliga logaritmen av Real BNP är ovanför sin trend, som skattats som en andra gradens polynom-funktion i Excel.
[17] Producentprisinflation är data av månadsfrekvens, men inflationen mäts över ett år, mellan månader.
[18] Deflationsdummyn mäter således inte huruvida deflation präglade Japan den undersökta månaden, utan året fram till och med månaden.
[19] Högkonjunktur definieras som den tidsperiod då den naturliga logaritmen av Real BNP är ovanför sin trendlinje, som skattas som en andra gradens polynom-funktion i Excel.
[20] Den nominella månadsräntan är omräknad från data på tre månaders statsskuldväxlar, som redovisar årsräntor. Årsräntorna, som redovisas månadsvis, är upphöjda till en tolftedel för att återspegla en månads placeringshorisont.
[21] Överavkastningen, alternativt riskpremien, är definierad som månadsavkastningen i Nikkei 225 minus månadsräntan vars transformering är redovisad ovan.

2.4.2 Tidsseriedata

Det uppstår en del problem vid användandet av tidsseriedata då man utför regressioner. Heteroskedasticitet och autokorrelation i feltermerna behövdes justeras för vid utförandet av olika regressioner. Den data som används ska vara stationär för att kunna användas i ekonometrisk analys, vilket gjorde att i de fall där data var icke-stationär krävdes transformerings av icke-stationär data till stationär data. Hur samtliga problem hanterades presenteras nedan.

2.4.3 Multikollinearitet

När man analyserar data och inkluderar fler än en förklarande variabel finns alltid risken för multikollinearitet, speciellt med tidsseriedata. Finns en stark korrelation mellan två förklarande variabler existerar det en risk att korrelationen påverkar resultatet av koefficienterna – modellen präglas av multikollinearitet. Det innebär inte att då hög korrelation förekommer så finns det multikollinearitet per definition. Har man ett högt antal observationer och en låg varians i feltermerna kan koefficienterna vara pålitliga trots hög korrelation.[22] Variance Inflation Factor undersöktes för att avgöra ifall det fanns multikollinearitet i regressionen, där detta arbete krävde ett värde högre än fem för att en justering i regressionen skulle krävas. Ett VIF-värde nära fem påträffades aldrig.
Då ADL-modeller, Auto Distributed Lag-modeller, används var dessa i formen av ADL(1) av den anledningen att vid fler laggar blev koefficienterna inte bara insignifikanta utan även multikollinearitet påträffades. Av den anledningen var ADL(1)-modellen bäst lämpad för undersökningen, men också av den anledning att de tester som utfördes undersöker månadsvisa observationer.

2.4.4 Enhetsrot

För att undersöka ifall en variabel följer en stationär process utfördes enhetsrottester på samtliga variabler, genom Augmented Dickey-Fuller-test i Eviews. I de fall där variablerna hade en enhetsrot och då inte var stationära, krävdes datatransformering med hjälp av förstadifferensen. Efter att förstadifferensen var erhållen, gjordes nya enhetsrotstest vilka alla konstaterade att de transformerade variablerna saknade enhetsrötter.

[22] Dougherty (2011, sid. 165-166)

Variabler som genomgick denna transformation för att uppfylla kraven om stationär data var måntligt KPI-inflation, årlig coreinflation, årlig KPI-inflation, växelkursen (Yen/USD) och månadsräntan.

2.4.5 Heteroskedasticitet

Samtliga utförda regressioner har testats för heteroskedasticitet, genom Breusch-Pagans heteroskedasticitetstest. Alla regressioner nedan saknade heteroskedastiska feltermer och bryter således inte mot BLUE, Best Linear Unbiased Estimator. I ett fall med heteroskedastiska feltermer är regressionsresultatet opålitligt.

2.4.6 Autokorrelation

Autokorrelation i residualerna testades för i alla regressioner, med hjälp av Durbin-Watson-testet, för att inte bryta mot BLUE. I samtliga regressioner accepterades nollhypotesen om icke-autokorrelation.

2.4.7 Förväntad inflation

När index för estimeringsfel och inflationsöverraskning skattades skedde detta genom följande modell, då det är rimligt att anta att investerare använder sig av historiskt skattade betavärden för att skatta framtida inflation vid val av placeringar

$$lnCPI_t = \beta lnCPI_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.1}$$

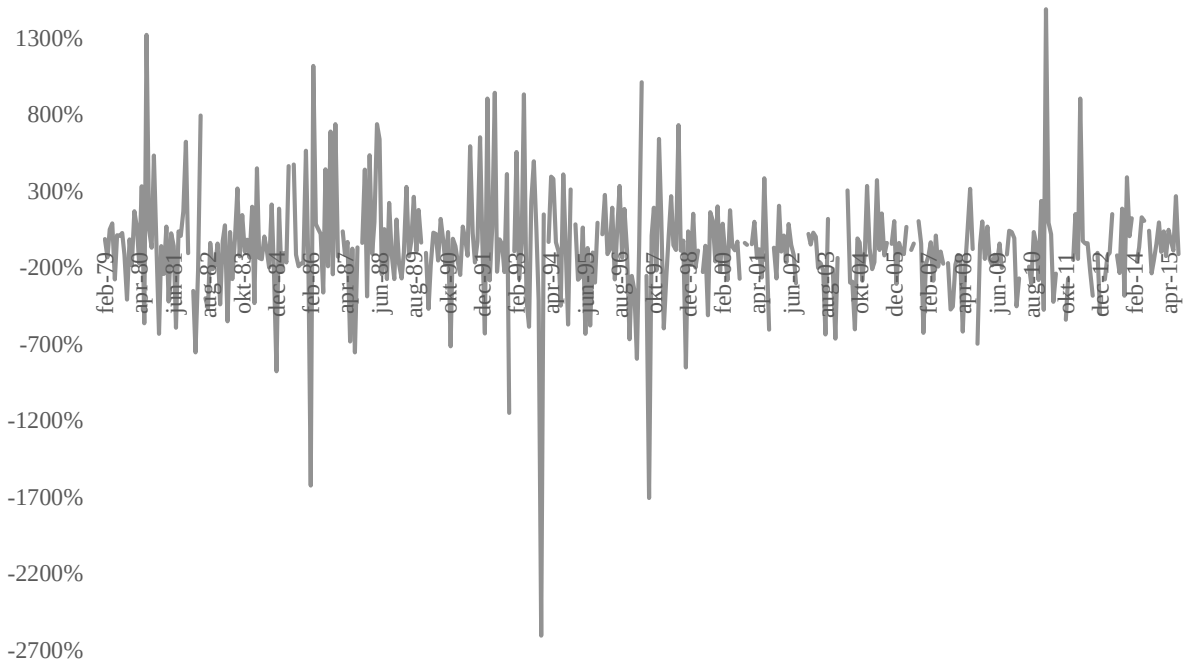
där $lnCPI_{t-1}$är den naturliga logaritmen av KPI en månad bak i tiden. För att för få skattningar vars feltermer var normalfördelade krävdes den naturliga logaritmen av KPI. Detta gjorde att skattningarna kunde beräknas med hjälp av en felterm, då det finns andra variabler som påverkar förändringar i KPI utöver sin egna laggade variabel.
För att skatta KPI månadsvis användes historiska betavärden för fem tidigare år: för åren 1979-1983 användes betavärden och feltermer som estimerades i en regression för år 1974-1978. Från och med 1989 skattades värdena med hjälp av regressioner om tre år - detta för att undvika heteroskedastiska feltermer.
Vid alla regressioner testades även för autokorrelation.
För att sedan beräkna förväntad inflation tillämpades följande metod:

$$\pi_t^e = lnCPI_t - lnCPI_{t-1} \tag{2.2}$$

Den förväntade inflationen användes för att beräkna två index. Det första är ett procentuellt mått på hur mycket estimeringarna skiljde sig från det faktiska utfallet, ett estimeringsfelsindex. Det andra är ett mått på skillnaden i utfall och placerares förväntade utfall vilket mäts i procentenheter och kallas överraskningsindex. Då den faktiska inflationstakten är nära noll månadsvis blir estimeringsfel högt procentuellt, vilket är värt att ha i åtanke.

$$\pi_{Estimeringsfel} = \frac{\pi_t^e}{\pi_t} - 1 \tag{2.3}$$

$$\pi_{Överraskning} = \pi_t - \pi_t^e \tag{2.4}$$



Figur 4. Estimeringsfelsindex

2.4.8 Binärvalsmodell

För att undersöka huruvida *överraskningsindex*, den oförväntade absoluta skillnaden i inflationen, påverkade sannolikheten att marknaden skulle ge positiv avkastning följande månad användes en logit-modell med en dummy för positiv avkastning för Nikkei 225 som beroende variabel och oförväntad inflation som oberoende variabel.

I och med att en logistisk sannolikhetsfunktion används istället för en linjär sannolikhetsfunktion innebär att skattningarna blir mer korrekta, då värden under noll och värden över ett undviks, och dessutom undgås problemen med heteroskedasticitet i feltermerna samt att standardfelen och teststatistiken är opålitliga.[23]
Följande modell ställs upp

$$p_i = F(Z_i) = \left(\frac{1}{1+e^{-Z_i}}\right) \tag{2.5}$$

där p_i är sannolikheten för utfall att dummyvariabeln antar värdet ett (positiv avkastning i Nikkei 225) och där Z_i är en linjär funktion av vår förklarande variabel

$$Z_i = \beta_1 + \beta_2 X_i \tag{2.6}$$

där X_i är oväntad inflation i period i. Marginaleffekten av Z fås genom att derivera funktionen med avseende på Z.

$$f(Z) = \frac{dp}{dZ} = \frac{e^{-Z}}{(1+e^{-Z})^2} \tag{2.7}$$

För att sedan ta reda på marginaleffekten av X_i på sannolikheten deriveras sannolikhetsfunktionen med avseende på X_i

$$\frac{dp_i}{dX_i} = f(Z_i) \times \beta_2 \tag{2.8}$$

och sedan användes den genomsnittliga marginaleffekten av alla observationer användes för att undersöka påverkan av den oväntade inflationen på sannolikheten för positiv avkastning i följande månad.

$$\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} f(Z_i) \times \beta_2 \tag{2.9}$$

[23] Dougherty (2011, sid. 356-357)

2.5 Resultat

2.5.1 Test av sambandet mellan avkastningen i Nikkei 225 och inflationstakt

För att undersöka huruvida existensen av deflation påverkar aktiemarknaden undersöktes relationen mellan olika mått på inflation och dess påverkan direkt eller indirekt genom andra kanaler och avkastningen i aktieindex.

$$R_{Nikkei} = \beta \Delta \pi \tag{3.1}$$

Genom att formulera följande formel undersöktes effekten av förändringen i den nominella månadsräntan på den månatliga avkastningen i aktieindex Nikkei 225:

$$R_{Nikkei} = \beta \Delta I = \beta (I_t - I_{t-1}) \tag{3.2}$$

Förändringen av skillnaden i den nominella räntan från månad till månad påverkade avkastningen i index signifikant. Då förändringen i månadsräntan steg med en procentenhet, per månad, sjönk månadsavkastningen i genomsnitt med 36,5 procentenheter [Tabell 1, Regression 1]. En ökning i månadsförändringen i räntan med en procentenhet är en påtaglig förändring, då det skulle innebära att årsräntans positiva förändring skulle stiga 12,68 procent om ökningen vore konstant under ett år.

$$RP_{Nikkei} = \beta \Delta I \tag{3.3}$$

Fortsättningsvis visade det sig att relationen mellan riskpremien och en ökad förändring i ränteskillnaden från månad till månad var något svagare. En enprocentig ökning i förändringen i den nominella räntan från förra månaden ledde till en genomsnittlig minskning i riskpremien med 36,17 procentenheter [Tabell 1, Regression 2].
För att undersöka huruvida inflationsförändringar har en indirekt påverkan på avkastningen i marknadsindex kunde följande enkla ADL(1)-modell ställas upp

$$\Delta I = \beta \Delta \pi_{-1} \tag{3.4}$$

En förändring i föregående månads inflationsförändring visade sig påverka förändringen i räntan under perioden efter signifikant. Då inflationens månadsförändring gick upp 10

procentenheter förra perioden steg den nominella räntans förändring i genomsnitt 0,027 procentenheter nästa period [Tabell 1, Regression 3].
Problematiskt då man undersöker relationen mellan inflation och ränta, då de definitionsmässigt beror av varandra, är att det kan existera omvänd kausalitet. Laggad inflation bör innebära att omvänd kausalitet inte kan existera, men enligt Pimentel och Choudhry (2014) kan den nominella räntan ses som en instrumentvariabel för förväntad inflation vilket innebär att detta samband ändå kan existera. Men då korrelationen var låg [Tabell 3, Korrelation 2] och det faktum att ingen av variablerna hade en signifikant Granger-kausalitet är ett rimligt antagande att påverkan endast går i en riktning [Tabell 2, Test 3 och 4].

$$R_{Nikkei} = \beta \pi_{E_{-1}} \tag{3.5}$$

där π_E är $\frac{\pi^e}{\pi} - 1$

En procentuell förändring i estimeringsfel har en signifikant påverkan på avkastningen i aktieindex [Tabell 1, Regression 4]. När estimerad månadsinflation avvek med 100 procentenheter mer från faktisk månadsinflation i den förra perioden minskade månadsavkastningen i nästkommande period i snitt med 0,1 procent.

2.5.2 Test av sambandet mellan avkastningen i Nikkei 225 och andra exogena variabler

I ett försök att få en bredare uppfattning om vad som påverkar aktieprisförändringar i Nikkei 225 under perioden 1969-2015 inkluderas andra signifikanta variabler i regressionen. Förändringar i den kortsiktiga räntans utveckling och en ökning i estimeringsfel, som tidigare redogjorts för, har ett linjärt signifikant samband med avkastningen i Nikkei 225. Det existerade ingen multikollinearitet mellan variablerna och således var det oproblematiskt att inkludera dem i en gemensam regression.
En tredje intressant, och rimligtvis signifikant, variabel att undersöka var avkastningen i aktieindex i USA.

$$R_{Nikkei} = \beta R_{SP500} \tag{3.6}$$

Relationen är signifikant, strax över en 1:2 nivå. Då avkastningen i S&P 500 Composite Index steg med 10 procentenheter ökade avkastningen i Nikkei 225 i genomsnitt med 5,6 procentenheter [Tabell 1, Regression 5]. Vidare förklarades variansen i Nikkei 225 mellan 1969 och 2015 till knappt 20 procent av variansen i S&P 500. Återigen, det finns risk för att omvänd kausalitet råder. Avkastningen i Nikkei 225 påverkade signifikant avkastningen i S&P 500 och korrelationen mellan avkastningarna var påtaglig [Tabell 3, Korrelation 1]. Dock betyder inte korrelation att kausalitet existerar och även om det är intuitivt rimligt att två av världens största aktieindex, som hemmahör på två av världens största aktiemarknader, i någon mån påverkar varandra visade Grangers kausalitetstest, som testar förmågan att prediktera framtida värden i den andra variabeln, att S&P 500 Composite Index hade en signifikant Granger-påverkan på Nikkei 225 [Tabell 2, Test 1], men att det omvända signifikanta sambandet inte existerade [Tabell 2, Test 2]. Därför var det inte nödvändigt att använda en instrumentvariabel.

$$R_{Nikkei} = \beta_{\pi_{E_{-1}}} \pi_{E_{-1}} + \beta_{\Delta I} \Delta I + \beta_{R_{SP500}} R_{SP500} \tag{3.7}$$

Specifikationen av månadsavkastningen i Nikkei 225 ovan säger att den beror på laggat estimeringsfel, förändring i nominell månadsränta och månadsavkastning i S&P 500 composite index. Samtliga variabler var signifikanta [Tabell 1, Regression 7]: En ökad positiv chock i estimeringsfel under förra månaden med 100 procentenheter gav i genomsnitt en minskad avkastning med 0,0013 procentenheter om alla andra variabler hölls konstanta. En ökning i förändringen i den kortsiktiga räntan med 1 procentenhet ledde i genomsnitt till att avkastningen i Nikkei 225 minskade med 33,7 procentenheter, allt annat lika. En ökning med 10 procentenheter i avkastningen i S&P 500 ledde i genomsnitt till en ökning i avkastningen i Nikkei med 6,02 procentenheter om övriga exogena variabler hölls konstanta. Förklaringsgraden för modellen var hög; 23,06 procent av variansen i Nikkei förklarades med hjälp av variansen i de exogena variablerna.

Genom att undersöka en annan kanal genom vilken den månatliga KPI-inflationen kan tänkas påverka avkastningen i Nikkei 225 – förändringen i växelkurs mellan Yen och USD – undersöktes följande relation:

$$\Delta \frac{YEN}{USD} = \beta(\pi_{USA} - \pi_{JAPAN}) \tag{3.8}$$

Förändringar i nominell växelkurs är beroende på differensen mellan utländsk inflation, i det här fallet månatlig inflation i USA, och inhemsk inflation, månatlig inflation i Japan. Vi erhöll ett statistiskt säkerställt samband: Då den månadsvisa skillnaden mellan inflationstakten i USA och inflationstakten i Japan ökade med 0,1 procentenheter ökade skillnaden i växelkursförändring med i genomsnitt 8,77 Yen [Tabell 1, Regression].

För att nå ytterligare insikter i vad som påverkade förändringar i Nikkei 225 varierade vi variablerna. Någon inflationsvariabel inkluderades inte direkt. Då inflationen möjligen påverkar aktieindex indirekt genom räntan, och indirekt genom växelkursförändringar, kan förändringen i månatlig ränta och förändringen i månatlig växelkursskillnad ses som de kanaler genom vilka inflationen påverkar index.

$$R_{Nikkei} = \beta_{\Delta I}\Delta I + \beta_{R_{SP500}}R_{SP500} + \beta_{\Delta\frac{YEN}{USD}}\Delta\frac{YEN}{USD} + \beta_{D_{JH}}D_{JH} \qquad (3.9)$$

Förändring i månatlig ränta, avkastningen på S&P 500 composite index och huruvida Japan befinner sig i högkonjunktur var alla signifikanta variabler [Tabell 1, regression 9]. Förändringen i växelkurs, förändringen i kvoten mellan Yen och Dollar var nästan signifikant på femprocentsnivån (p-värde 0,0594). Förklaringsgraden i modellen var relativt hög: 27,75 procent av variansen i Nikkei 225 förklarades av variansen i de exogena variablerna.
Då förändringen i räntenivån tilltog med 0,1 procentenhet, ökade avkastningen i Nikkei 225 i snitt med 7,27 procentenheter om de övriga variablerna hölls konstanta. Avkastningen i S&P 500 och avkastningen i Nikkei 225 hade en statistiskt säkerställd relation: Då den månatliga avkastningen i S&P 500 composite index ökade med 10 procentenheter ökade den månatliga avkastningen i Nikkei 225 i genomsnitt med 7,34 procentenheter, allt annat lika. Om vi förnekar nollhypotesen, $\beta_i = 0$ – den undersökta exogena variabeln har ingen påverkan på den endogena variabeln, på tioprocentsnivån innebar en ökad förändring i växelkursen Yen/USD med 10 Yen att avkastningen i Nikkei i genomsnitt ökade med 1,93 procentenheter om övriga exogena variabler hölls konstanta. Då den Japanska ekonomin präglades av högkonjunktur var avkastningen i Nikkei i genomsnitt 0,95 procentenheter lägre, allt annat lika.

2.5.3 Test av sambandet mellan riskpremien för Nikkei 225 och andra exogena variabler

Överavkastningen i aktieindex Nikkei 225, eller riskpremien placerare erhåller för att placera i den riskfyllda tillgången, är som tidigare diskuterat i teorin essentiell för placerares investeringsval.

Påverkan på Riskpremien för Nikkei 225 undersöktes initialt enligt följande modell:

$$RP_{Nikkei} = \beta_{\Delta I}\Delta I + \beta_{\Delta\frac{YEN}{USD}}\Delta\frac{YEN}{USD} \tag{3.10}$$

Riskpremien minskade då ränteförändringen ökade, ett statistiskt säkerställt samband. En positiv relation mellan växelkursförändringar och riskpremien var också signifikant. Då den månadsvisa ränteförändringen ökade med 0,1 procentenhet minskade riskpremien i genomsnitt med 7,32 procentenheter, om växelkursförändringar hölls konstanta, och då växelkursskillnaden mellan månader ökade 10 Yen ökade överavkastningen i Nikkei 225 med i snitt 2,41 procentenheter då ränteförändringar hölls konstant [Tabell 1, Regression 10].

Regression 7 utfördes, fast med riskpremien som endogen variabel.

$$RP_{Nikkei} = \beta_{\pi_{E_{-1}}}\pi_{E_{-1}} + \beta_{\Delta I}\Delta I + \beta_{R_{SP500}}R_{SP500} \tag{3.11}$$

Samtliga variabler var signifikanta [Tabell 1, Regression 11]. Då estimeringsfelen ökade med 100 procentenheter i förra månaden minskade riskpremien i Nikkei 225 i genomsnitt med 0,13 procentenheter, då alla andra variabler hölls konstanta. En ökning i skillnaden i räntenivån mellan månader med 0,1 procentenhet ledde i till att överavkastningen i snitt minskade med 3,38 procentenheter, allt annat lika. En positiv relation mellan avkastningen i S&P 500 och riskpremien i Nikkei 225 var statistiskt säkerställd: Då avkastningen i S&P 500 ökade med 10 procentenheter ökade riskpremien för Nikkei i genomsnitt med 5,90 procentenheter, om övriga exogena variabler hölls konstanta.

För att undersöka huruvida förändringar i volatilitet i aktieindex Nikkei 225 påverkar riskpremien användes variabeln *average volatility*. Ett intercept inkluderades i det tänkbara orsakssambandet.

$$RP_{Nikkei} = \alpha + \beta\bar{\sigma} \tag{3.12}$$

Interceptet och den exogena variabeln var signifikanta [Tabell 1, Regression 12]. Då genomsnittlig volatilitet ökade med 10 procentenheter minskade riskpremien i genomsnitt med 2,83 procentenheter. Av variansen i riskpremien för Nikkei 225 förklarades 22,36 procent av variansen i genomsnittlig volatilitet.

Grad av estimeringsfel hos placerare användes som en ytterligare exogen variabel för att formulera följande tänkbara samband:

$$RP_{Nikkei} = \alpha + \beta_{\pi_{E_{-1}}} \pi_{E_{-1}} + \beta_{\bar{\sigma}} \bar{\sigma} \tag{3.13}$$

De exogena variablerna hade ett statiskt säkerställt samband med den endogena variabeln, riskpremien [Tabell 1, Regression 13]. Då det laggade estimeringsfelet växte med 100 procentenheter minskade riskpremien i Nikkei med i genomsnitt 0,37 procentenheter, då genomsnittlig volatilitet hölls konstant. Den genomsnittliga volatiliteten i index hade en statistiskt säkerställd relation med riskpremien som placerare i index erhöll: då den genomsnittliga volatiliteten steg med 10 procentenheter minskade riskpremien med 2,17 procentenheter, allt annat lika.

Hur den genomsnittliga volatiliteten i Nikkei 225 berodde på inflationen undersöktes genom att använda KPI-nivån i Japan som exogen variabel.

$$\bar{\sigma} = \beta CPI_{-1} \tag{3.14}$$

Det existerade ett statistiskt säkerställt positivt samband mellan konsumentprisindex i Japan och genomsnittlig volatilitet i Nikkei 225 [Tabell 1, Regression 14]. Då KPI ökade med en enhet steg den genomsnittliga volatiliteten med 0,02 procentenheter.

2.4.4 Test av sambandet mellan sannolikhet för positiv avkastning i Nikkei 225 och andra exogena variabler

För att undersöka huruvida en förändring i S&P 500 påverkade sannolikheten att avkastningen i Nikkei 225 blev positiv ställdes följande Logit-modell upp.

$$p_{positiv\ avkastning} = \left(\frac{1}{1+e^{-\beta R_{SP500}}}\right) \tag{3.15}$$

Avkastningen i S&P 500 var en signifikant variabel [Tabell 4, Logit 1]. Den genomsnittliga marginaleffekten var den följande: Då avkastningen i S&P 500 steg med en procentenhet ökade sannolikheten att avkastningen i Nikkei 225 blev positiv med 4,41 procentenheter.

Då månadsvis förändring i KPI får representera den månadsvisa inflationen kan följande logit-modell undersökas:

$$p_{positiv\ avkastning} = \left(\frac{1}{1+e^{-\beta CPI_{-1}}}\right) \tag{3.16}$$

Laggat konsumentprisindex hade en statistiskt säkerställd relation med sannolikheten att avkastningen i aktieindex var positiv [Tabell 4, Logit 2]. Då KPI ökade med en enhet ökade sannolikheten att avkastningen i Nikkei 225 blev positiv i nästkommande period med i genomsnitt 0,05 procentenheter.

Laggad förväntad inflation undersöktes som exogen variabel i Logit-funktionen.

$$p_{positiv\ avkastning} = \left(\frac{1}{1+e^{-\beta \pi^{e}_{-1}}}\right) \tag{3.17}$$

Då den förväntade inflationen i förra perioden steg med en procentenhet ökade sannolikheten att avkastningen i aktieindex var positiv i nästa period med i genomsnitt 5,84 procentenheter, relationen är statistiskt säkerställd [Tabell 4, Logit 3].

De två föregående variablerna användes för att konstruera ett överraskningsindex. Detta användes som påverkande variabel i följande binärvalsmodell:

$$p_{positiv\ avkastning} = \left(\frac{1}{1+e^{-\alpha-\beta \pi_{\ddot{O}_{-1}}}}\right) \tag{3.18}$$

Då skillnaden mellan faktisk inflation och estimerad inflation ökade med en procentenhet minskade sannolikheten för positiv avkastning i Nikkei 225 i genomsnitt med 6,53 procentenheter, sambandet var signifikant [Tabell 4, Logit 4].

2.4.5 Test av sambandet mellan avkastning i Nikkei 225 och andra exogena variabler under deflation

För att undersöka hur variablerna specifikt interagerar under deflation introduceras variabeln dummy månatlig deflation. De tidigare signifikanta variablerna undersöks enskilt, i tre olika former enligt nedan:

$$Y = \alpha^* + \beta_i x_i + \beta_{D_{MD}} D_{MD}$$

$$Y = \alpha^* + \beta_i x_i + \beta_{MD} D_{MD} x_i$$

$$Y = \alpha^* + \beta_i x_i + \beta_{MD} D_{MD} x_i + \beta_{D_{MD}} D_{MD}$$

*Interceptet både inkluderades och exkluderades i regressionsanalysen.

α representerade ett intercept, D_{MD} var en dummy som antog värdet ett då månadsinflationen var negativ och x_i var en av ovan testade variabler som var signifikanta.

Inga statistiskt säkerställda samband mellan variablerna under deflation och avkastningen i Nikkei 225 kunde påvisas. Inga interaktionseffekter eller dummyvariabler hade någon signifikans.

Endogen variabel	*Exogen variabel*	*β*	*t-värde*
Avkastning Nikkei 225 [Regression 1]	Förändring månatlig inflation	0,224843	0,699881
Avkastning Nikkei 225 [Regression 2]	Förändring månatlig ränta	-36,49667	-2,471919**
Riskpremie Nikkei 225 [Regression 3]	Förändring månatlig ränta	-36,17274	-2,457243**
Förändring månatlig ränta [Regression 4]	Laggad förändring inflation	0,0027	2,936334*
Avkastning Nikkei 225 [Regression 5]	Laggat estimeringsfel (%)	-0,001808	-2,617511*
Avkastning Nikkei 225 [Regression 6]	Avkastning S&P 500	0,564792	11,92539*
Avkastning Nikkei 225 [Regression 7]	Laggat estimeringsfel (%)	-0,001293	-2,115262**
	Förändring månatlig ränta	-33,69912	-2,261550**
	Avkastning S&P 500	0,602231	10,41887*
Förändring Yen/USD [Regression 8]	Inflation USA-Inflation Japan	87,666002	2,340554**
Avkastning Nikkei 225 [Regression 9]	Förändring månatlig ränta	-72,32373	-2,832342*
	Avkastning S&P 500	0,733954	10,05631*
	Förändring Yen/USD-	0,001932	1,892284***
	Dummy, Japan högkonjunktur	-0,009512	-2,365161**
Riskpremie Nikkei 225 [Regression 10]	Förändring månatlig ränta	-73,22334	-2,510349**
	Förändring Yen/USD	0,002409	2,036867**
Riskpremie Nikkei 225 [Regression 11]	Laggat estimeringsfel (%)	-0,001271	-2,073539**
	Förändring månatlig ränta	-33,83456	-2,264895**
	Avkastning S&P 500	0,590337	10,18725*
Riskpremie Nikkei 225 [Regression 12]	Intercept	0,076511	6,157834*
	Japan Average Volatility	-0,283275	-6,095469*
Riskpremie Nikkei 225 [Regression 13]	Intercept	0,057809	4,083870*
	Laggat estimeringsfel (%)	-0,003731	-2,106190**
	Japan Average Volatility	-0,216662	-4,000587*
Japan Average Volatility [Regression 14]	Laggad KPI	0,002481	29,83571*

Tabell 1. Regressionsresultat, OLS.

*Koefficienten är signifikant på enprocentsnivån; **Koefficienten är signifikant på femprocentsnivån;

***Koefficienten är signifikant på tioprocentsnivån.

Beroende variabel	***Granger-kausalitet***	***F-värde***
Avkastning Nikkei 225 [Test 1]	Avkastning S&P500 → Avkastning Nikkei 225	3,42035**
Avkastning S&P500 [Test 2]	Avkastning Nikkei 225 → Avkastning S&P500	0,23250
Förändring månatlig ränta [Test 3]	Laggad förändring månatlig inflation → Förändring månatlig ränta	0,40484
Laggad förändring månatlig inflation [Test 4]	Förändring månatlig ränta → Laggad förändring månatlig inflation	1,24599

Tabell 2. Grangers kausalitetstest.

*Testet är signifikant på enprocentsnivån; **Testet är signifikant på femprocentsnivån; ***Testet är signifikant på tioprocentsnivån

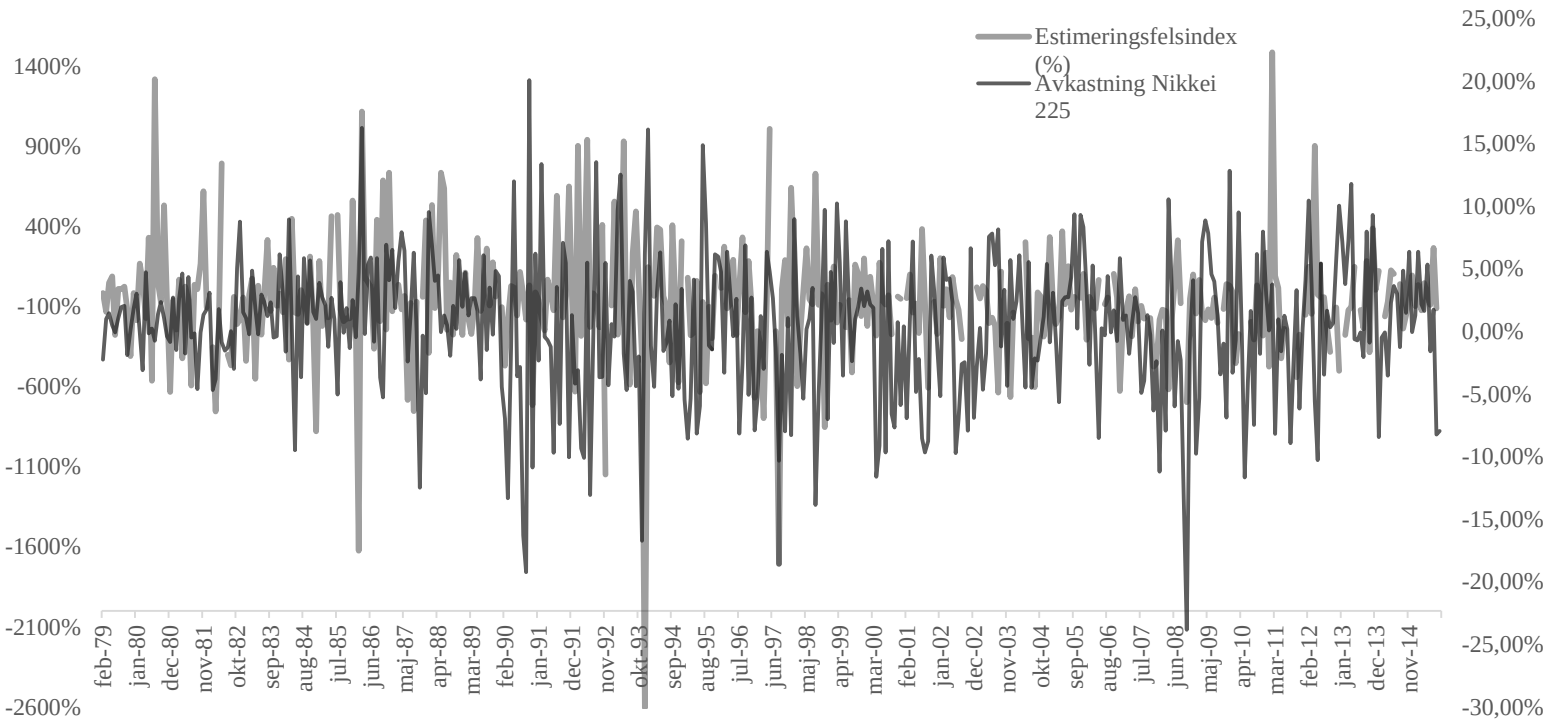
Korrelerade variabler	***Korrelation***
Avkastning Nikkei 225, Avkastning S&P500 [Korrelation 1]	0,446234
Förändring månatlig ränta, laggad förändring månatlig inflation [Korrelation 2]	0,124408

Tabell 3. Korrelationstabell

Endogen Variabel	*Exogen Variabel*	*z-värde*	*Genomsnittlig M.E.*
Positiv avkastning Nikkei (Dummy) [Logit 1]	Avkastning S&P 500 (Anges i hela procentenheter)	8,120985*	0,0441
Positiv avkastning Nikkei (Dummy) [Logit 2]	Japan laggad KPI	2,207610**	0,000527
Positiv avkastning Nikkei (Dummy) [Logit 3]	Japan laggad estimerad inflation (Anges i hela procentenheter)	1,958255***	0,058446
Positiv avkastning Nikkei (Dummy) [Logit 4]	Laggat överraskningsindex (Anges i hela procentenheter)	-2,322381**	-0,065273

Tabell 4. Regressionsresultat, Logit.

*Koefficienten är signifikant på enprocentsnivån; **Koefficienten är signifikant på femprocentsnivån; ***Koefficienten är signifikant på tioprocentsnivån



Figur 5. Estimeringsfel och Avkastning Nikkei 225. Estimeringsfel tillhör den vänstra y-axeln, avkastning till den högra.

2.6 Analys

Att något samband mellan inflationsförändring och avkastning på aktiemarknaden inte kunde påvisas är förenligt med teorin: Pimentel och Choudhry (2014) visar att inflation har en signifikant påverkan på aktiemarknaden endast under höga och volatila inflationsnivåer. Ett rimligt antagande är att detsamma gäller även deflation, då stabila och låga nivåer är nära de förväntade inflations/deflations-nivåerna som är de som används vid placeringar. APT-modellen säger att det är oväntade förändringar, chocker, som påverkar aktieprisförändringar och således avkastningar. Däremot kunde ett samband mellan KPI i förra perioden och sannolikheten att avkastningen i Nikkei 225 blev positiv påvisas, vilket talar för en viss orsaksrelation. Ett samband mellan estimerad inflation i förra perioden och sannolikhet för uppgång i aktieindex denna period existerade också.

Den nominella räntan och inflationen är enligt Fisher-hypotesen definitionsmässigt relaterade.[24] Har den nominella räntan en signifikant påverkan på avkastningen på aktiemarknaden är det troligt att inflationen har en indirekt påverkan.
Förändringen i den månatliga räntan hade en statistiskt säkerställd negativ relation med förändringen i aktieindex, vilket enligt teorin är ett rimligt resultat. Förändringar i den nominella räntan var en faktor för aktieprisförändringar i Japan mellan 1969 och 2015. När ränteförändringarna växer, räntan präglas av en större tillväxttakt, sjunker avkastningen i aktieindex. Då räntan går upp ändras placeringsvalen, det blir attraktivare att placera i statsskuldväxlar. Dessutom sjunker kortsiktigt enskilda aktiepriser om de värderas enligt DDM och CAPM. Vidare, då räntan stiger, minskar inflödet av pengar och investeringar till aktiemarknaden. Om aktörer på aktiemarknaden förväntar sig detta kan förväntade avkastningar tänkas sjunka. Företag med rörliga lån kan få problem, och vinster kan tänkas sjunka i framtiden vilket skulle återspeglas i priserna. Resultatet är i enighet med tidigare undersökningar av Pimentel och Choudhry (2014) kring marknadens riskpremie och den kortsiktiga räntan.
Små ökningar i den månatliga ränteförändringen ledde i genomsnitt till stora förändringar i avkastningen på aktiemarknaden, men en ökning i månadsförändringen i räntan med exempelvis en procentenhet är en påtaglig förändring, då det skulle innebära att årsräntans positiva förändring skulle stiga 12,68 procent om ökningen vore konstant under ett år.

[24] Burda & Wyplosz (2013, s.327)

Det är viktigt att ha i åtanke att den kortsiktiga nominella räntan i Japan varit nära noll under stora perioder av den undersökta tidsperioden, och att skillnader i månadsräntor från månad till månad aldrig ökade med en procentenhet.

Inflationens indirekta påverkan på avkastningen i Nikkei 225 undersöktes i resultatdelen. Då den nominella räntan används för att parera inflation, och således inflationsförändringar, bör ett indirekt samband existera. Ett statistiskt signifikant samband mellan laggade inflationsförändringar och ränteförändringar påvisades. Då förändringstakten i inflation ökade, steg förändringstakten i räntan perioden efter. Inflationen kan således tänkas ha en indirekt påverkan på aktiemarknaden även om inflationen, alternativt deflationen, är låg och stabil. Denna påverkan sker i så fall genom räntan.
Det är viktigt att tydliggöra att låg, stabil inflation teoretiskt och intuitivt inte bör ha någon signifikant påverkan på avkastningen i ett aktieindex, förutom låg, indirekt påverkan genom andra kanaler, troligtvis genom räntan. Detsamma bör gälla den låga, stabila deflation Japan karaktäriserades av under de förlorade årtiondena.

Oväntade chocker, enligt APT-modellen, bör påverka avkastningen i ett aktieindex. Inflationschocker definierades i följande exogena variabel som oväntade procentuella avvikningar från estimerad inflation, således hur felaktiga placerares estimeringar var.
Att estimeringsfelet kunde påvisas ha en signifikant påverkan på avkastning i aktieindex är ett resultat intressant för investerare. Sannolikt är en anledning till det faktum att oväntade förändringar i förra perioden spelar roll för placeringar idag ett resultat av att placerare justerar sina inflationsförväntningar och därmed sina placeringar. Särskilt då de oväntade förändringarna ökar mer. Detta samband bekräftas även av Schwert (1981) som hävdar att en avvikelse från den förväntade inflationen bringar ny information om framtida inflation och att dessa ny framtida förväntningar styr avkastningskurvan. Förändringar i oväntad avvikelse från estimerad inflation påverkar inte nödvändigtvis den nominella räntan, något statistiskt signifikant samband har inte påträffats, men onekligen den reala räntan. Då graden av estimeringsfel är stort i perioden innan, och estimerad inflation antas till viss del vara inprisad i aktieindex, är det tänkbart att investerare justerar sina kortsiktiga inflationsförväntningar. Således är det möjligt att hedgningen mot inflation av aktiemarknaden minskar, då skattningar visats sig vara opålitliga i perioden innan. En annan tänkbar effekt oväntad inflation har på aktiepriset är genom är ökad skattebörda för företag. Schwert (1981) argumenterar att ökad oväntad inflation leder till ökade priser och följaktligen till högre omsättning, men då

lagerkostnader och avskrivningar baserar sig på historiska priser, och därför inte följer inflationen, finns det ingen uppvägande effekt på dessa poster och därför blir den reala skattebördan tyngre.

Växelkursförändringar i relationen mellan Yen och USD beror på inflationsdifferensen mellan USA och Japan. Således har Japans relativt låga inflationstakt lett till depreciering av växelkursen. Ett signifikant samband existerade mellan inflationsdifferensen och växelkursförändringar. Under deflation kan detta samband tänkas bli starkare, växelkursen deprecierar mer vilket gynnar exportföretag och hämmar importföretag. I Japan mellan 1990 och 2015 tycktes exportföretagen gynnas mer än vad importföretagen hämmades, då en statistisk säkerställd positiv relation mellan ökade tillväxttakter i växelkursförändringar och avkastning i Nikkei 225 existerade. Exportföretagen möter ökad efterfrågan på den amerikanska marknaden som är dess största exportland[25], i och med lägre priser på japanska varor, och vinsterna samt framtida vinster kan tänkas öka, vilket ökar aktiepriserna enligt DDM. Samtidigt möter importföretagande högre priser på amerikanska varor och vinsterna samt framtida vinster kan tänkas sjunka, däremot är de största japanska importvarorna råolja, bensin och raffinerad olja[26] – något som inte USA tillhandahåller Japan. Bytesbalansen med USA är således positiv. Exportföretagen tycks ha gynnats mer än importföretagen.
Växelkursförändringar är följaktligen precis som ränteförändringar en kanal genom vilken inflationstakten kan tänkas ha en indirekt påverkan på avkastningen på Nikkei 225.
Växelkursförändringar har, till skillnad från ränteförändringar, en positiv relation med avkastningen i aktieindex.
Växelkursförändringar har också en positiv signifikant relation med riskpremien, vilket förändrar incitamenten att placera i den riskfyllda tillgången Nikkei 225. Placeringsvalen blir annorlunda, det blir mer attraktivt att placera i aktieindex, då investerare kompenseras mer för att ta på sig risk, och mindre attraktivt att placera i statsskuldväxlar.

Ett samband mellan avkastningen i S&P 500 och avkastning i Nikkei 225 kunde påvisas. Också ett samband mellan S&P 500 och sannolikheten för att avkastningen i Nikkei 225 var positiv kunde säkerställas statistiskt.

[25] OEC
[26] OEC

Att det existerar ett samband mellan två av världens största aktieindex, S&P 500 och Nikkei 225, hemmahörande på den största respektive tredje största aktiemarknaden i världen[27] är intuitivt. Avkastningen i Nikkei 225 beror på avkastningen i S&P 500, vilket sannolikt beror främst på en kombination av att företag hemmahörande på Tokyobörsen påverkas av att företag hemmahörande i Japans största exportland, USA, förändras och som resultat justerar förväntningarna om framtiden för placerare i Japan. Framtida vinster och utdelningar kan komma att påverkas, och som resultat aktiepriser enligt DDM. Exportrelationen går inte åt det andra hållet, Japans import kommer i största del från Kina. Avkastningen i S&P 500 är dessutom signifikant tillsammans med laggat estimeringsfel och laggad ränta.

I enighet med Pimentel och Choudhry (2014) påvisades en negativ relation mellan genomsnittlig volatilitet i Nikkei 225 och riskpremien för Nikkei 225. Då det enligt ovan nämnda författare existerar en positiv relation mellan genomsnittlig volatilitet och kortsiktiga räntor är det tänkbart att det genom räntorna riskpremien påverkas. Inflationen påverkade både räntan, och således indirekt den genomsnittliga volatiliteten, och den genomsnittliga volatiliteten direkt. Alltså kan inflationen tänkas ha en indirekt påverkan på riskpremien. Således kan alltså en ökad inflation leda till en minskad riskpremie och därmed ändra placeringsvalen. Då räntan stiger, riskpremien sjunker och den genomsnittliga volatiliteten stiger minskar den genomsnittliga Sharpekvoten[28] för aktieindex. Detta leder till förändrade placeringsincitament: Det är attraktivare att investera i den riskfria tillgången, statsskuldväxlar, och mindre attraktivt att placera i aktieindex.

Överraskningsindex i förra perioden har en negativ relation med sannolikhet för uppgång i aktieindex. Då skillnaden i procentenheter mellan faktiskt inflationsutfall och förväntat inflationsutfall stiger minskar avkastningen på aktiemarknaden. Att sannolikheten att avkastning är positiv ökar då estimerad inflation i förra perioden stiger kan vara ett tecken på att aktiemarknaden till viss del agerar som ett instrument för hedgning mot estimerad inflation. Däremot, om vi ser räntan som en indirekt kanal genom vilken inflationen påverkar aktiemarknaden, har vi det motsatta sambandet där avkastningen i aktieindex sjunker då inflationen stiger. Samtidigt, då inflationen ökar minskar avkastningen i aktieindex om vi ser växelkursen som en indirekt kanal för inflationens påverkan. Det är möjligt att estimerad

[27] Forbes
[28] Bodie et al (2011, sid. 161)

inflation är vad aktiemarknaden fungerar som ett hedgningsintrument för, och inte faktisk inflation.
Resultatet av att den faktiska inflationen skiljer sig från den estimerade inflationen har en negativ effekt på aktieavkastningen kan alltså dels bero på att hedgningen inte är optimal, och det faktum att det finns en negativ effekt av inflationen på aktiemarknaden. Det kan också finnas en komponent i prisförändringen som beror på att placerare justerar sin portfölj av den riskfria och den riskfyllda tillgången.

Då inga specifika egenskaper hos variablerna kunde påvisas under deflation är det rimligt att anta att aktiemarknaden beter sig på samma sätt under låg deflation och låg inflation, låga stabila nivåer är nära dem förväntade. Det faktum att deflation inte innebär några ekonomiska omvälvningar likt de som beskrivs i teoridelen är ett viktigt resultat. Sannolikt är det höga och ihållande deflationsnivåer som gör ett verkligt avtryck på aktiemarknaden, precis som höga och ihållande inflationsnivåer påverkar aktiemarknaden vilket påvisas av Pimentel och Choudhry (2014).

3.

3.1 Källförteckning

Baugh, L och M Essary (2015), “The Impact of Deflation: Are Negative Banks Rates Possible?”, *International Journal of the Academic Business World,* Volym 9, nr 1.

Bodie, Z, A Kane och A Marcus (2011), *Investments and Portfolio Management,* McGraw-Hill/Irvin, New York

Burda, M och C Wyplosz (2013), *Macroeconomics A European Text,* Oxford University Press, Oxford

Dougherty, C (2011), *Introduction to Econometrics,* Oxford University Press, Oxford

Forbes (n.d.), ”The World’s Biggest Stock Exchanges”, Tillgänglig online: http://www.forbes.com/pictures/eddk45iglh/nasdaq/ [Hämtad: 12:e december 2015]

Fukada, S och J Yamada (2011), “Stock Price Targeting and Fiscal Deficit in Japan: Why did the fiscal deficit increase during Japan’s lost decades?”, *Journal of The Japanese and International Economies,* Volym 25, nr 4.

Global Financial Data (n.d.), ”Japan 3-month Treasury Bill Yield”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 10:e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”Japan Consumer Price Index”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 10:e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”Japan Population”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 12:e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”Japan Producer Price Index”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 10:e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”Japan Real GDP in 2010 Yen”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 10:e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”Japan Unemployment Rate”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 18:e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”Japanese Yen per US Dollar”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 10:e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”Nikkei 225 Price/Earnings Ratio”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 10:e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”Nikkei 225 Stock Average (w/GFD extension)”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 10:e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”S&P 500 Composite Index (w/GFD extension)”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 17:e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”S&P 500 P/E-Ratio (As Reported Earnings)”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 17e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”United States BLS Consumer Price Index NSA”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 17e november 2015]

Global Financial Data (n.d.), ”United States Real GDP in 2009 Dollars”, Tillgänglig online: http://www.globalfinancialdata.com [Hämtad: 18:e november 2015]

Madsen, J och C Milas (2005), “The price-dividend relationship in inflationary and deflationary regimes”, *Finance Research Letters,* Volym 2, nr 4.

Nikkei (n.d.), ”Nikkei Stock Average Volatility Index”, Tillgänglig online: http://indexes.nikkei.co.jp/en/nkave/index/profile?idx=nk225vi [Hämtad: 12:e november 2015]

Oanda (n.d.), ”Historical Exchange Rates”, Tillgänglig online: http://www.oanda.com/currency/historical-rates/ [Hämtad: 10:e november 2015]

OEC (n.d), “Japan”, Tillgänglig online: http://atlas.media.mit.edu/en/profile/country/jpn/ [Hämtad: 12:e december 2015]

Pimentel, R och T Choudhry (2010), “Do Stock Returns Hedge against High and Low Inflation? Evidence from Brazilian Companies”, *The Review of Finance and Banking,* Volym 2, nr 2.

Pimentel, R och T Chouhdry (2014), “Stock Returns Under High Inflation and Interest Rates: Evidence from the Brazilian Market”, *Emerging Markets Finance & Trade,* Volym 50, nr.1

Quandl (2014), ”Japan Exports of goods and services (% of GDP)”, Tillgänglig online: https://www.quandl.com/data/WORLDBANK/JPN_NE_EXP_GNFS_ZS-Japan-Exports-of-goods-and-services-of-GDP [Hämtad: 11:e november 2015]

Reiko, A (2013), “A Demographic Perspective on Japan’s “Lost Decades””, I G. McNicoll, J. Bongaarts och E. P. Churchill, (red.), *Population and Development Review,* Volym 38.

Schwert, G (1981), “The Adjustment of Stock Prices to Information About Inflation”, *The Journal of Finance,* Volym 36, nr 1.

Svensson, L (2003), “Escaping from a Liquidity Trap and Deflation: The Foolproof Way and Others”, *Journal of economic perspectives,* Volym 17, nr 4.