



EKONOMIHÖGSKOLAN
Lunds universitet

Nationalekonomiska institutionen

Diversifiering mot tillväxtländer utifrån en svensk investerares perspektiv

Författare: Johannes Liss
Handledare: Erik Norrman

Kandidatuppsats
Januari 2009

Sammanfattning

Titel: Diversifiering mot tillväxtländer utifrån en svensk investerares perspektiv.

Kurs: NEKK01 - Examensarbete kandidatnivå 15 hp

Författare: Johannes Liss

Handledare: Erik Norrman

Nyckelord: Emerging markets, korrelation, risk, portföljvalsteori, bear market

Syfte: Uppsatsens syfte är att undersöka möjligheter och fallgropar för diversifiering mot tillväxtländer utifrån en svensk investerares perspektiv.

Metod: Först studerades om korrelationen mellan Sverige och 24 tillväxtländer är högre i en marknad i nedgång än i andra marknadstillstånd. Sedan testades olika multiindexmodeller för att se om förändring i volatilitet påverkar korrelationen mellan marknaderna. Slutligen skapades och jämfördes fyra portföljer ex ante.

Slutsats: Korrelationen mellan Sverige och tillväxtländer är högre i en marknad i nedgång än under andra marknadstillstånd. Multiindexmodellerna fann viss påverkan från volatiliteten på korrelationen. Förklaringsgraden skiljde sig dock kraftigt för olika regressioner där korrelationen mellan Sverige och vissa länder påverkas i linje med tidigare studier och väldigt lite eller inte alls för andra regressioner. Vid test av olika ex ante strategier uppvisade minsta varians portföljen den bästa Sharpekvoten medan den svenska portföljen fick lägst Sharpekvot.

Abstract

The purpose of this thesis is to examine a Swedish investor's possibility to diversify into Emerging markets. This is done by investigate if correlations between Sweden and 24 Emerging markets is higher in bear market than during other market conditions. In the next step a multi index model is used to check if volatility affects correlation between the markets. Finally four ex ante portfolios were created and compared.

The conclusions are that correlations between Sweden and Emerging markets are higher during bear markets, which reduces the benefits of diversification. The multi index model shows mixed results in finding causality between volatility and correlations with a coefficient of determination in line with earlier studies for some regressions and very low or absent for others. When comparing the ex ante strategies we found that the minimum variance portfolio showed the highest Sharpe value while the Swedish portfolio showed the lowest.

Innehållsförteckning

1. INLEDNING	5
1.1 BAKGRUND	5
1.2 PROBLEMFÖRMULERING	5
1.3 SYFTE OCH FRÅGESTÄLLNING	6
2. TEORI	7
2.1 MEAN-VARIANCE-KRITERIET	7
2.2 PORTFÖLJVALSTEORI	7
2.3 DEN MULTIPLA REGRESSIONSMODELLEN	9
2.4 NEDÅTRISK OCH LPM	10
2.5 SHARPEKVOTEN	11
2.6 TIDIGARE FORSKNING	11
2.6.1 Volatilitetens påverkan på korrelationen	12
2.6.2 Korrelationstrend över tid	13
2.6.2 Korrelation och tillväxtländer	14
2.6.4 Ex ante strategier	15
3. METOD	16
3.1 MATERIAL	16
3.2 TILLVÄGAGÅNGSSÄTT	16
3.2.1 Korrelation under olika marknadstillstånd	16
3.2.2 Regressionsanalys och grafer för utvecklingen över tid	17
3.2.3 Beräkning av portföljer	19
3.3 BEGRÄNSNINGAR	19
4. RESULTAT OCH ANALYS	21
4.1 KORRELATION UNDER BEAR OCH BULL MARKNAD	21
4.2 VOLATILITETENS PÅVERKAN PÅ KORRELATIONEN	22
4.3 FÖRÄNDRING I KORRELATION OCH VOLATILITET ÖVER TID	26
4.4 PORTFÖLJER EX-ANTE	28
5. DISKUSSION OCH SLUTSATS	30
6. KÄLLFÖRTECKNING	31
7. APPENDIX	33
7.1 REGRESSIONER	33
7.2 FIGURER – UTVECKLING I VOLATILITET OCH KORRELATION ÖVER TID	34

1. Inledning

Kapitel ett ger en kort bakgrund till uppsatsen och presenterar dess syfte och frågeställning.

1.1 Bakgrund

De senaste årtiondena har avregleringar på de finansiella marknaderna ägt rum runt om i världen. Följden har varit ett ökat och mer rörligt kapitalflöde mellan länder. För så kallade Emerging Markets, eller tillväxtländer, har detta medfört ett kraftigt inflöde av utländska portföljplaceringar och direktinvesteringar. Samtidigt får placerare i västvärlden nya marknader att ta hänsyn till när en portfölj skall komponeras. En av grundbultarna inom portföljvalsteorin är att placerare föredrar hög avkastning framför låg avkastning och låg risk framför hög risk, detta är det så kallade mean-variance-kriteriet. Genom att kombinera tillgångar kan en lägre risk uppnås utan att minska den förväntade avkastningen. För en placerare är därför möjligheten till att minska risk genom internationell diversifiering av stor betydelse. En förutsättning är att marknaderna inte uppvisar perfekt korrelation. Forskningen på området är inte helt entydig men påvisar generellt att diversifieringsmöjligheter föreligger.

1.2 Problemformulering

Låg korrelation i avkastning mellan den inhemska börsen och utländska börser ökar diversifieringsmöjligheterna. Om korrelationen ökar när risken ökar minskar dock diversifieringsmöjligheten då den behövs som mest. Detta innebär minskad nytta av internationell diversifiering och att genomsnittliga korrelationstal kan ge en missvisande bild. Ett korrelationstal för en viss period ger oss inte heller någon uppfattning om korrelationen förändrats över tid och saknar därför värdefull information som måste tas fram på annat sätt.

1.3 Syfte och frågeställning

Syftet med denna uppsats är att undersöka en svensk investerares möjlighet till diversifiering genom placeringar i tillväxtländer. Detta undersöks genom att besvara frågorna:

1. Är korrelationen utifrån ett svenskt perspektiv högre i neråtgående marknad än i uppåtgående?
2. Hur påverkas korrelationen på börsavkastning mellan Sverige och tillväxtländer av förändringar i risk?
3. Ökar eller minskar korrelationerna över tid, det vill säga, finns det någon trend?
4. Kan en svensk investerare uppnå ett mer önskvärt förhållande mellan avkastning och risk genom att inkludera tillväxtländer i sin portfölj? Detta enligt mean-variance-kriteriet.

2. Teori

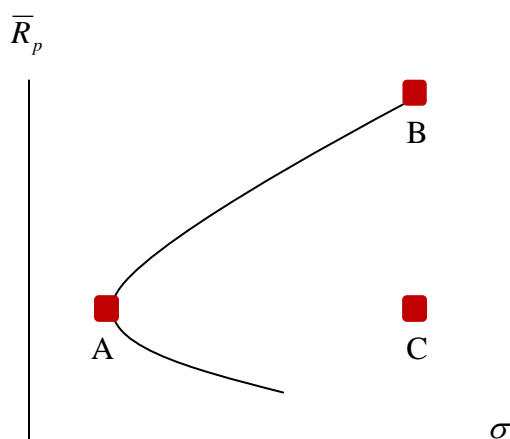
Kapitel två sammanfattar den teoretiska bakgrund vilken uppsatsen vilar på. Begrepp som används i undersökningen presenteras och kapitlet avslutas med tidigare forskning relaterad till problemformuleringen.

2.1 Mean-Variance-kriteriet

Harry Markowitz, en förgrundsgestalt inom portföljvalsteorin, förkastade i en artikel från 1952 hypotesen att en investerare skall maximera förväntad avkastning. Istället menade han att avkastning skall ses som något *önskvärt* och variation i avkastning som något *icke-önskvärt* (Markowitz, 1952, s. 77). Dessa antaganden som brukar omnämnas icke-mättnad och riskaversion ledde fram till hans slutsats om den väldiversifierade portföljen som den bästa investeringen.

2.2 Portföljvalsteori

Markowitz slutsatser har sedan byggts på av Sharpe, Lintner och Mossin som oberoende av varandra skapade en standardform för en generell jämvikt (Elton, Gruber et al, 2007 s. 285-286).



Punkten A kallas för minsta-varians-portföljen då den innehåller lägst varians av alla möjliga portföljer. Kurvan A-B utgör den effektiva fronten då de dominerar alla andra portföljer

genom att erbjuda antingen högre förväntad avkastning till samma risk eller lägre risk till samma förväntade avkastning. Punkt C är en dominerad portfölj.

En portföljs förväntade avkastning uttrycks som summan av de enskilda tillgångarnas förväntade avkastning:

$$\bar{R}_p = \sum_{i=1}^N (X_i \bar{R}_i)$$

Där \bar{R}_p är portföljens förväntade avkastning, X_i är vikten för tillgång i och \bar{R}_i är den förväntade avkastningen. Portföljens varians uttrycks med formeln:

$$\sigma_p^2 = \sum_{j=1}^N (X_j^2 \sigma_j^2) + \sum_{j=1}^N \sum_{\substack{k=1 \\ k \neq j}}^N (X_j X_k \sigma_{jk})$$

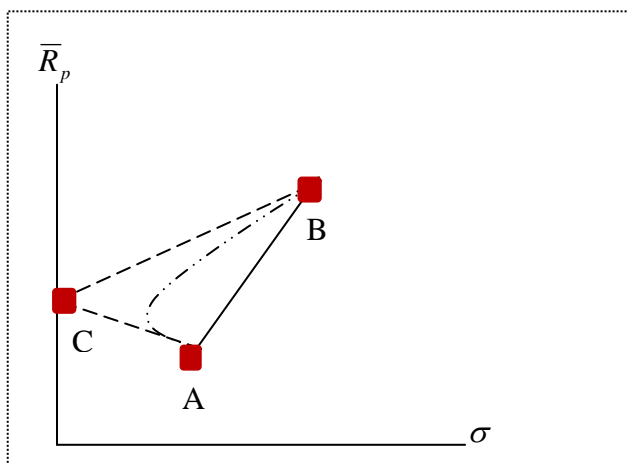
Formeln visar att en portföljs varians dels beror på de enskilda tillgångarnas varians (σ_j^2) och vikt men också deras inbördes kovarians (σ_{jk}). Kovariansen uttrycks med formeln:

$$E[(R_{1j} - \bar{R}_1)(R_{2j} - \bar{R}_2)]$$

Uttrycket visar produkten av två avvikelser. Avkastningarna för tillgång 1 (R_{1j}) subtraheras med dess medelvärde (\bar{R}_1) och avkastningarna för tillgång 2 (R_{2j}) subtraheras med dess medelvärde (\bar{R}_2). Positiv kovarians bidrar till portföljens risk medan negativ kovarians minskar risken. Med noll kovarians beror risken enbart på de enskilda tillgångarna (Elton, Gruber et al, 2007, s. 285-286). Delas kovariansen med produkten av varianserna fås korrelationen:

$$\rho_{jk} = \sigma_{jk} / \sigma_j \sigma_k$$

Korrelationen antar ett värde mellan minus ett och ett vilket gör talet mer hanterbart och lättare att tolka.



Med perfekt positiv korrelation mellan två tillgångar uppnås ingen riskreducering genom diversifiering, risken rör sig mellan punkt A och B. Vid perfekt negativ korrelation kan risken diversifieras bort fullständigt och vi hamnar i punkt C. I allmänhet ligger korrelationen någonstans mittemellan och bildar en böjd effektiv front.

2.3 Den multipla regressionsmodellen

Den multipla regressionsmodellen består av K-1 förklarande variabler och K koefficienter med interceptet β_1 och K-1 lutningskoefficienter som anger hur mycket den beroende variabeln ändras när den oberoende variabeln förändras. Regressionens systematiska del kan beskrivas på följande sätt:

$$E(y_i) = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_K x_{Ki}$$

och i sin slumpmässiga form skriver vi

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_{2i} + \beta_3 x_{3i} + \dots + \beta_K x_{Ki} + e_i$$

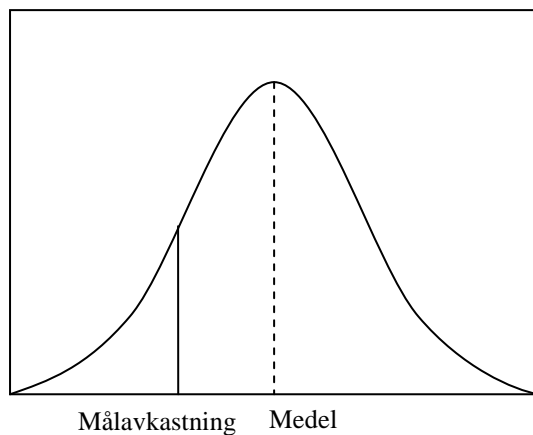
där förändringar som inte förklaras av de oberoende variablerna fångas upp av slumptermen e_i (Westerlund, 2005, s. 137-140).

Antagandena för den multipla regressionsmodellen är:

- 1) Regressionens förklarande variabler är linjära i parametrarna och har ett intercept och en slumpterm.
- 2) Slumptermen har medelvärdet noll vilket skrivs som: $E(e_i) = 0$
- 3) Homoskedastisitet; slumptermens varians är konstant för alla i. $\sigma^2 = \text{Var}(e_i)$
- 4) Ingen autokorrelation förekommer mellan slumptermerna e_i och e_j . $\text{Cov}(e_i, e_j) = 0$,
 $e_i \neq e_j$
- 5) De förklarande variablerna är ej slumpmässiga och inget exakt linjärt förhållande förekommer mellan dem.
- 6) Slumptermen är normalfördelad. $e_i \sim N(0, \sigma^2)$

2.4 Nedåtrisk och LPM

Ett alternativ till det traditionella måttet för risk, variansen (eller standardavvikelsen) är Lower Partial Movements (LPM). Till skillnad från variansen som tar hänsyn till all volatilitet mäter LPM endast nedåtrisken – risken att avkastningen blir under en viss målavkastning – och tar således inte hänsyn till ”risken” att avkastningen blir över det förväntade. Nedåtrisken som ett alternativ till variansmålet påpekades redan av Markowitz i sitt bidrag till portföljvalsteorin men hamnade i bakgrunden på grund av beräkningsvårigheter. På senare tid har intresset växt i ljuset av forskning som noterat att förluster väger tyngre än vinster. Analyser har visat att portföljer baserade på LPM ger lägre nedåtrisk än portföljer baserade på det traditionella variansmålet utan att ge avkall på realiserade avkastningar. Innebörden är ett förbättrat förhållande mellan avkastning och risk för investeraren.



Vid beräkning av LPM baserat på historisk data används följande formel:

$$LPM_n = \sum_{R_p \leq \tau} \frac{1}{T-1} (\tau - R_p)^n$$

Där τ står för målavkastning, T antalet observerade avkastningar vars värde, R_p är det minimerade värdet med avseende på målavkastningen. N-värdet speglar investerarens riskpreferenser där $n=1$ åsyftar riskneutralitet. Väljer vi $n=2$ erhålls semivariansen vilket motsvarar variansmålet med skillnaden att avvikelserna beräknas med hänsyn till målavkastningen snarare än kring medelvärdet. Om målavkastningen sätts till förväntad avkastning, $n=2$ och normalfördelning gäller erhålls den traditionella variansen (Harlow, 1991, s. 28-33).

W. V. Harlow (1991 s. 33-39) jämför i en artikel semiavvikelsen och standardavvikelsen genom att skapa två effektiva portföljfronter. Han använder sig av avkastningsdata från 11 industriländer under en tio års period. Resultatet visar på en högre andel obligationer i portföljen beräknad på semiavvikelser och lägre risk för samma avkastning.

2.5 Sharpekvoten

Behovet av utvärdering av fonder hänger samman med frågan om fondförvaltarens funktion. Om marknaden är effektiv kommer fonder som försöker att hitta fel prissatta tillgångar prestera sämre jämfört med sina konkurrenter netto då kostnaden sänker medelavkastningen. Detta skulle i sådana fall reducera fondförvaltarens roll till att välja risknivå samt undersöka inbördes korrelationer. För att kunna utvärdera och jämföra olika portföljer har en rad mått tagits fram. Ett vida använt mått presenterades av William Sharpe (1966, s. 119-138) under namnet *Reward-to-variability* men har senare kommit att kallas Sharpekvot. Kvoten byggde vidare på Treynors mått och relaterade avkastning till standardavvikelse och riskfri ränta enligt formeln nedan.

$$S = \frac{\bar{R}_p - R_f}{\sigma_p}$$

Där \bar{R}_p står för förväntad portföljavkastning, R_f för riskfri ränta och σ_p för portföljens standardavvikelse.

2.6 Tidigare forskning

Det har genomförts omfattande forskning kring korrelationen mellan länders börsavkastning. Olika ingångsvinklar har anförts, t.ex. volatilitetens påverkan på korrelationen, valutarisk kontra börsrisk, stabilitet, trend etc. Vissa undersökningar har fokuserat på historik och ex post medan andra försökt utveckla prognosmodeller för framtida korrelationer eller hedgemetoder för att eliminera valutarisk. Resultaten varierar beroende på metod och data som analyserats.

2.6.1 Volatilitetens påverkan på korrelationen

I en korrelationsstudie av G7-länderna finner Erb, Harvey och Viskanta (1994, s. 32-33 & s. 44-45) överraskande att korrelationerna minskat under den undersökta perioden 1970-1993. Detta trots en ökad globalisering och finansiell öppenhet länderna emellan, något som antas bidra till ökad korrelation. Studien visar att det föreligger asymmetri i korrelationsutvecklingen över en konjunkturcykel. Korrelationerna länderna emellan var som högst när länderna samtidigt gick in i en recession och lägre under uppgång och när de rör sig ur fas. Då den reala ekonomin är av stor betydelse för korrelationen blir ländernas industrisammansättning en viktigare faktor än finansiell integration.

Solnik och Boucrelle (1996) undersöker i en studie hur volatiliteten på börsavkastning påverkar korrelationen mellan USA och fem industriländer, mellan USA och EAFE samt mellan Tyskland och Frankrike. Som material används månadsdata och veckodata över en 37- respektive 12-årsperiod. Korrelationerna varierar över tid och skiljer sig mellan jämförda länder. Korrelationen med EAFE uppvisar tydliga pikar vid globala chocker som oljekriserna och 1987 års börskrasch. Konjunkturcykler och tillväxt påverkar börsavkastning vilket slår igenom på korrelationen för länder i fas på dessa punkter. Med hjälp av den multipla regressionsmodellen testas om förändringen i två länders volatilitet påverkar korrelationen. Resultaten ger statistiskt signifikans för alla volatilitetskoefficienter och förklaringsvärdet ligger mellan 8 och 31 procent. Ökad volatilitet ger ökad korrelation och USA:s volatilitet påverkar mest.

Börsavkastning påverkas delvis av internationella faktorer och dels nationella faktorer. Den faktor som för tillfället dominerar påverkar riktningen på korrelationen. Författarna framhåller att globaliseringen leder till ökande betydelse för de internationella faktorerna. Dessa resultat är negativa för placerare som vill minska risk genom internationell diversifiering (Solnik & Boucrelle, 1996, s. 17-25). Fyra år senare släppte Solnik, denna gång tillsammans med Longin en ny studie om volatilitetens påverkan på korrelationen. Denna gång användes extremvärdesteori för att finna en flervariabelsmetod. Slutsatsen är att korrelationen ökar under perioder av nedgång, så kallade bear markets, men inte i perioder av uppgång, så kallade bull markets (Solnik & Longin, 2000, s. 1-2 & 12-13).

Liljebloom och Löflund (1998) undersöker möjligheten till internationell diversifiering utifrån en nordisk investerares perspektiv. Fyra index (Världen, Europa, Euro-området och Norden)

används för att mäta avkastningen gentemot Finland, Sverige, Danmark och Norge. Metoden liknar den som Solnik och Boucrelle använde i sin studie 1996. Förklaringsvärdet ligger också kring samma nivåer. En skillnad i resultatet i denna studie är att Liljebloom och Löflund finner större påverkan av utländsk volatilitet på korrelationen. De inhemska volatilitetskoefficienterna är positiva men inte signifikanta. Mekanismerna är dock de samma, att volatilitet påverkar korrelation.

K.C Butler och D.C. Joaquin (2002) testar huruvida observerade korrelationer för en marknad i bear market, calm market (lugn marknad) och bull market kan förklaras av normal-, riskmetrics- och student-t-fördelning. Resultaten visar att de observerade korrelationerna i bear – till skillnad från i calm och bull – är betydligt högre än vad modellerna förespår.

Flera alternativ till dessa metoder för att utröna om korrelationen påverkas av ett extremare klimat har utarbetats. Campbell, Koedijk och Kofman (2002, s. 87-93) har valt att använda sig av *Value at Risk* som angreppssätt vilket de menar ger fördelar gentemot andra metoder, inte minst genom att den anses vara mer praktisk för en fondförvaltare. Resultat visar att korrelationen är villkorad till avkastningen. Ute i den vänstra svansen finner de en korrelation som är signifikant högre än den ovillkorade.

2.6.2 Korrelationstrend över tid

Solnik och Boucrelle (1996, s. 19-22) påpekar att en trendlinje för korrelationen över tid medför problem då metoden med glidande medelvärden ger autokorrelation. Trots problemen konstaterar de dock att nästan alla grafer visar att korrelationen ökar över tid vilket ger viss tyngd. Störst är lutningen mellan USA och Storbritannien, detta förklaras av Storbritanniens avreglering av de finansiella marknaderna vilket öppnat upp för utländskt ägande och investeringar.

Även Liljebloom och Löflund (1998, s. 7-8) finner en positiv lutning på trendkurvan. Något oväntat uppvisar Finland en högre korrelation med världen än med Europa från slutet av 1992. Detta förklaras med att Nokia – som representerade 30 % av börsvärdet – har stor verksamhet utanför Europa.

2.6.2 Korrelation och tillväxtländer

Anledningen till intresset för investeringar i tillväxtländer har historiskt varit och fortsätter så att vara möjligheten till högre avkastning och lägre korrelation. Över tid har industriländernas ekonomier blivit allt mer integrerade varvid korrelationerna mellan finansmarknaderna ökat till 60-95 procent medan korrelationen mellan industriländerna och tillväxtländerna ligger på 0-60 % (Sener, 2008, s. 2.) Motiven för att hitta ”safe-heavens” i denna region bör därför vara starka. Trenden mot finansiell avreglering bland tillväxtländerna har varit tydlig i Asien och Latinamerika. Länder som tidigare isolerade sig har liberaliserat valutaregleringar och öppnat upp för utländska investerare. Gert Bekaert, Campbell R. Harvey och Robin L. Lumsdaine kommer i en studie om liberaliseringsprocessernas effekter fram till att aktiemarknaderna växer och blir mer likvida samtidigt som volatiliteten och korrelationen med världsmarknaden går upp (2002, s. 243).

Litteraturen om tillväxtländernas integration med världsmarknaden är inte entydig men majoriteten pekar på att diversifiering med dessa länder i portföljen kan ge högre avkastning till lägre risk (Barry, 1998, s. 72-75). Precis som i fallet med i-länderna integreras tillväxtmarknaderna allt mer med världsmarknaden. Att mäta integration med världsmarknaden medför dock svårigheter. Regleringar och hinder behöver inte alltid vara bindande. Ett land kan också vara perfekt integrerat med omvärlden men ändå röra sig okorrelerat eller till och med negativt korrelerat om dess industrisammansättning skiljer sig avsevärt från världsgenomsnittet. Tillväxtländernas trendlinjer kan därför skilja sig åt (Bekaert & Harvey, 1995, s. 435-438). Senare studier har visat att industrisammansättningens betydelse ökar på bekostnad av landspecifika faktorer i och med finansiell avreglering och integration. Detta ökar korrelationen och är särskilt märkbart när det gäller tillväxtländer. (Fernandes & Campa, 2004, s. 440). Trots denna utveckling dominerar fortfarande de landspecifika faktorerna (Chen et al. 2006, s. 40-41).

Sener (2008, s. 2-6) använder sig av en *Principal Component Analysis* för att utröna viktiga faktorer till korrelation. Slutsatsen är att regionala faktorer har stor betydelse. Mönster där asiatiska, östeuropeiska samt latinamerikanska tillväxtländer bildar respektive grupper är tydligt om än inte perfekt. Till slutsatsen hör också att tillväxtländerna fortfarande tillhör ett separat segment med höga avkastningar, minskande risker och lägre korrelation med världsindex.

2.6.4 Ex ante strategier

Ex post kan effektiva portföljer och dess vikter identifieras utan större problem. För att uppnå större relevans för verkliga investerare har många studier fokuserat på ex ante strategier och på så sätt se om vi på förhand kan estimerar vikter som ger oss ett önskat förhållande mellan avkastning och risk. Eun och Resnick (1988, s. 209-214) testade ett antal hedgade och ohedgade ex ante strategier: minimum-variance portfolio (MVP), certainty-equivalence-tangency portfolio (CET), Bayes-Stein strategy (BST), equally weighted portfolio (EQW) samt en inhemsk USA portfölj. Endast CET-portföljen resulterade i lägre Sharpe kvot än den inhemska portföljen. De fann också att valutaförändringar var starkt korrelerade och därför bidrog därför substantiellt till portföljens risk varför de föreslår användandet av forward kontrakt. Samtliga hedgade portföljer uppvisade högre Sharpekvot än de ohedgade och bäst presterade MVP-portföljen.

Liljeblom och Löflund (1996) utvärderar samma strategier - och några till - från en nordisk investerares perspektiv. Till skillnad från Eun och Resnick gav de hedgade portföljerna blandade resultat för de olika länderna och för olika tidsperioder. Sammantaget dominerade även här MVP-portföljen vid jämförelse av Sharpekvot.

3. Metod

I metodkapitlet presenteras och motiveras metodval för de olika delundersökningarna. I sista avsnittet diskuteras uppsatsens begränsningar.

3.1 Material

För urval av marknader har MSCI:s Emerging Market index använts. Samtliga länder i indexet ingår i denna undersökning. Länderna är Argentina, Brasilien, Chile, Colombia, Egypten, Indien, Indonesien, Israel, Kina, Korea, Malaysia, Mexiko, Marocko, Pakistan, Peru, Filipinerna, Polen, Ryssland, Sydafrika, Taiwan, Thailand, Tjeckien, Turkiet och Ungern. Som aktieindex har jag valt MSCI Standard Country. Dessa index är väletablerade och användes också i de tidigare nämnda studierna av Solnik och Boucrelle samt Liljebloom och Löflund. Vecko- samt månadsdata för börsindex för åren 1995-2007 har inhämtats från datastram.

Värt att notera är att definitionen av vad en tillväxtmarknad är och vilka länder som bör klassificeras som sådana skiljer sig åt mellan olika aktörer. Kriterier handlar bland annat om levnadsstandard, marknadens storlek och marknadens kvalitet. FTSE valde 2008 att uppgradera Korea till i-land samtidigt som Argentina och Colombia sattes på övervakning för eventuell nedgradering till "frontier status" (www.bloomberg.com, a). MSCI har annonserat att en uppgradering av Israel och Korea till industriländer kan bli aktuell men länderna ligger i skrivande stund kvar i MSCI Emerging Market index (www.bloomberg.com, b).

3.2 Tillvägagångssätt

3.2.1 Korrelation under olika marknadstillstånd

För att utröna om korrelationen skiljer sig i olika marknadstillstånd använder jag mig av K.C Butlers och D.C. Joaquin's ingång. 156 månatliga observationer för avkastning tas fram för varje land. Tillväxtländernas avkastning sätts mot Sveriges avkastning och delas in i tre lika stora grupper - bear, calm och bull – med den svenska avkastningen som utgångspunkt för indelning i de olika marknadstillstånden. Den tredjedel månadsobservationer där den svenska

marknaden presterar lägst avkastning kategoriseras som bear, den tredjedel med högst avkastning kategoriseras som bull och resterade som calm. Sedan undersöks korrelationerna med Sverige under de olika marknadstillstånden. Slutligen genomförs ett t-test i SPSS. Medelkorrelationen i bull och calm sätts mot medelkorrelationen i bear med nollhypotesen att deras medelvärden inte skiljer sig åt.

$$H_0: \rho_{\text{bull}} = \rho_{\text{bear}}$$

$$H_0: \rho_{\text{calm}} = \rho_{\text{bear}}$$

$$H_1: \rho_{\text{bull}} \neq \rho_{\text{bear}}$$

$$H_1: \rho_{\text{calm}} \neq \rho_{\text{bear}}$$

Formeln som används i SPSS för att beräkna t-statistikan är

$$t = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - d_0}{\sqrt{S_p^2 \left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}}$$

där

$$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$$

d_0 står för differensen mellan populationsmedelvärdena enligt nollhypotesen, i detta fall noll.

\bar{X}_1 och \bar{X}_2 är stickprovets medelvärden, s_1 och s_2 är stickprovets standardavvikelser och n_1 och n_2 är stickprovsstorleken (Körner och Wahlgren 2006 s. 220-221).

3.2.2 Regressionsanalys och grafer för utvecklingen över tid

Som utgångspunkt för att testa ett eventuellt orsakssamband mellan risk och korrelation används en metod som är mycket lik den i Solniks och Boucrelles (1996) studie.

Veckoavkastning har beräknats logaritmiskt och i svenska kronor. Standardavvikelser, semiavvikelser och korrelationer beräknas som glidande medelvärden 52 veckor bakåt. Fem korrelationsserier skapades, Sverige mot de 24 tillväxtländerna med 626 observationer för varje serie. Målavkastningen för semivariansen har satts till noll vilket betyder att alla positiva avkastningar ersatts med en nolla i LPM-formeln.

$$\sigma_p = \sqrt{\sum_{t=1}^{52} \frac{1}{52-1} (R_{p,t} - \bar{R}_p)^2} * \sqrt{52} \quad LPM_2 = \sqrt{\sum_{t=1}^{52} \frac{1}{52-1} [\max(\tau - R_p; 0)]^2} * \sqrt{52}$$

$$\rho_{XY} = \frac{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2 (Y_i - \bar{Y})^2}}$$

Detta medför att det första årets observationer endast används för att beräkna de första volatilitets- och korrelationstalen och därmed är de första rapporterade volatilitets- och korrelationstalen från 1996. Standardavvikelseerna är årliga. Veckoavkastning har använts precis som i Solniks och Boucrelles undersökning på den kortare tidsperioden då månadsavkastning skulle ge betydligt färre observationer och ta flera år av observationer i anspråk för att beräkna de första korrelations- och volatilitetstalen.

Ett problem uppstår dock när man jobbar med löpande värden. Ett 52-tvåveckors glidande medelvärde betyder 51 veckors överlappning. Detta ger upphov till en autokorrelation som kan vara svår att korrigera i efterhand (Solnik & Boucrelle 1996 s. 25). För att komma runt detta problem beräknas därför förändringen i volatiliteten och korrelationen vilka sedan importerats till EViews. Ett alternativ till att använda sig av glidande medelvärden hade varit att istället använda sig av dagsdata som utgångspunkt för att sedan beräkna volatilitet och korrelation månadsvis. Detta hade eliminerat problemen med glidande medelvärden men istället introducerat nya problem som vilka dagar som skall jämföras med tanke på tidszonerna samt skillnader i helgdagar.

Tidsperiodens längd är vald dels för att den liknar Solniks och Boucrelles (ett år kortare) vilket ger möjligheter till jämförelse och dels därför att data längre tillbaka är svårtillgänglig för vissa länder.

Regressioner beräknas i EViews med korrelationerna som beroende variabler mot Sveriges och respektive lands volatiliteter. Där det behövts har korrigeringar för heteroskedasticitet och autokorrelation genomförts.

En alternativ modell testas också i EViews för att se om korrelationen påverkas av den föregående veckans förändring i volatilitet. En multipel regression med fyra förklarande variabler, förändringen i standardavvikelse samt samma förändring i standardavvikelse men med en veckas lagg. Då laggat värde saknas för den första veckan består regressionen av en observation färre än den ursprungliga regressionen.

Grafer med förändring i korrelation och volatilitet över tid har tagits fram i Excel. En trendlinje har lagts till vilket som i all tidsserieanalys ger risken att startdatumet kan påverka lutningen. Precis som vid regressionsberäkningarna måste problematiken med de glidande medelvärdena beaktas varför tolkning bör ske med detta i betänkande.

3.2.3 Beräkning av portföljer

För att till sist kunna säga något om huruvida svenska investerare bör exponera sina portföljer mot tillväxtländer eller ej jämförs ex-ante portföljer. En oblandad minsta varians portfölj tas fram med hjälp av samma månatliga observationer som användes i den första undersökningen. Vikterna för varje ny månad estimeras utifrån historisk data 24 månader bakåt. De två första åren används därför endast till estimering av vikterna för januari 1997. Totalt erhålls beräkning av vikter för 132 månader vilka sedan används för att beräkna den minsta variansportföljens avkastning och standardavvikelse. Den jämförs sedan med tre andra portföljer. En likaviktad, s.k. EQW-portfölj, bestående av 1/25 från varje tillväxtland och Sverige. En annan strategi är den värdeviktade världsportföljen, baserad på MSCI World och den sista strategin är den svenska portföljen, representerad av MSCI Sweden.

Innan Sharpekvoten beräknas omvandlas de månatliga avkastningarna och standardavvikelseerna till årliga värden. Den riskfria tillgången estimeras med räntan för en 12-månaders svensk statsskuldväxel. Räntesatsen låg den 19 januari 2009 på 1,076 % (www.riksbanken.se)

3.3 Begränsningar

I denna uppsats har ingen hänsyn tagits till eventuella regleringar som kan påverka möjligheten för utländska investerare att investera fritt i tillväxtländerna. Det kan finnas begränsningar för investeringar i företag som ingår i MSCI indexen vilket påverkar relevansen för resultaten i denna uppsats. Trenden har dock de senaste decennierna gått mot öppnare marknader vilket bör medföra att resultatens relevans ökar.

Vidare är alla siffror i svenska kronor. Inga möjligheter till heding har utforskats p.g.a. tidsbegränsning. Av samma anledning har antalet testade portföljer begränsats.

Det finns förstås många sätt att studera risk på som har sina fördelar och begränsningar. Value-at-Risk och GARCH är metoder som vissa korrelationsstudier lutar sig mot. Det finns också alternativ till Sharpekvoten för att utvärdera portföljer. Treynors index som använder betavärdet istället för standardavvikelsen är ett exempel på detta. I detta fall har Sharpekvoten passat bättre då måttet bygger på standardavvikelse. Ett alternativ kunde ha varit att skatta portföljbeta från världsmarknadsindex för att sedan jämföra portföljerna med Treynors index.

4. Resultat och Analys

Resultaten för delundersökningarna presenteras i olika avsnitt med tabeller, grafer och kommentarer. Vidare analyseras resultaten utifrån den teoretiska bakgrunden.

4.1 Korrelation under bear och bull marknad

Tabell 1 bygger på månadsdata för de analyserade länderna. Tre länder har gett negativ avkastning under den undersökta perioden. Korrelationerna mellan Sverige och tillväxtländerna är med ett undantag högre för månader i bear än i calm och bull. Detta stämmer överens med de resultat Butlers och Joaquins fick fram i sin undersökning.

Ytterligare en likhet är att de flesta marknader har negativ skevhet med längre svansar till vänster i fördelningen. Toppigheten är dock snarare generellt lägre än för normalfördelningen till skillnad från resultaten från ovan nämnda författare.

	Avkastning	Standard	Skevhe	Toppighe	Korrelatio	Korrelation		
		-	t	t		marknadstillstånd	Bear	Calm
		avvikelse			n			
Argentina	0,005	0,112	-0,470	2,204	0,362	0,280	0,120	0,052
Brasilien	0,010	0,117	-0,995	2,793	0,555	0,546	0,146	0,455
Chile	0,003	0,070	-0,652	2,475	0,498	0,385	0,197	0,250
Colombia	0,008	0,102	-0,142	0,813	0,258	0,252	0,130	-0,004
Egypten	0,015	0,089	0,878	2,317	0,229	0,275	-0,001	-0,022
Filipinerna	-0,004	0,097	0,077	1,927	0,292	0,204	0,295	-0,116
Indien	0,009	0,081	-0,064	-0,509	0,364	0,339	0,172	0,232
Indonesien	0,001	0,143	-0,385	2,506	0,276	0,266	0,064	0,093
Israel	0,007	0,075	-0,220	0,420	0,640	0,647	0,282	0,635
Kina	0,000	0,106	0,086	1,384	0,255	0,320	0,327	-0,072
Korea	0,005	0,118	0,523	3,534	0,385	0,419	0,006	0,067
Malaysia	0,000	0,103	0,018	3,278	0,284	0,257	0,201	0,223
Marocko	0,010	0,052	-0,015	1,993	0,057	0,126	0,203	-0,328
Mexiko	0,010	0,092	-1,083	2,685	0,513	0,410	0,159	0,303
Pakistan	0,001	0,118	-0,230	1,853	0,186	-0,033	0,303	0,250
Peru	0,012	0,085	-0,632	2,930	0,303	0,338	0,051	0,094
Polen	0,008	0,100	-0,234	2,287	0,438	0,296	0,037	0,230
Ryssland	0,017	0,178	-0,864	4,364	0,380	0,342	0,226	0,358
Sydafrika	0,005	0,077	-1,006	2,751	0,410	0,302	0,133	0,084
Taiwan	-0,002	0,089	0,082	0,288	0,437	0,346	0,152	0,144
Thailand	-0,006	0,123	-0,281	2,126	0,280	0,263	0,180	0,036
Tjeckien	0,013	0,077	-0,537	1,562	0,292	0,336	-0,149	0,087
Turkiet	0,011	0,162	-0,192	1,551	0,559	0,543	0,288	0,458
Ungern	0,015	0,100	-0,319	4,777	0,430	0,395	-0,109	0,233
Sverige	0,010	0,117	-0,995	2,793				

Tabell 1. Korrelation under olika marknadstillstånd

Tabell 2-5 visar resultatet för hypotesprövningen. Korrelation är i snitt dubbelt så hög i bear i jämförelse med bull. Standardavvikelsen är högre för medelkorrelationen i bull. P-värdet visar att skillnaden är signifikant. Liknande resultat finner vi när calm och bear testas mot varandra. Medelkorrelationen är signifikant högre i bear än i calm.

Marknad	Medelkorrelation	Standardavvikelse
Bull	0,156	0,207
Bear	0,327	0,137

Tabell 2.

	Medel	Standardavvikelse	t-värde	Frihetsgrader	P-värde
Bull – Bear	-0,171	0,154	5,432	23	0,000

Tabell 3.

Marknad	Medelkorrelation	Standardavvikelse
Calm	0,142	0,125
Bear	0,327	0,137

Tabell 4.

	Medel	Standardavvikelse	t-värde	Frihetsgrader	P-värde
Calm – Bear	-0,185	0,192	-4,726	23	9,22E-05

Tabell 5.

Dessa resultat är negativa för en placerare som söker riskspridning. De månader som den svenska marknaden har gått som sämst har tillväxtmarknaderna rört sig mer korrelerat med Sverige än de månader då den svenska marknaden rör sig lite eller går upp.

4.2 Volatilitetens påverkan på korrelationen

När Whites test utfördes på regressionerna i EViews hittades heteroskedasticitet. Även om Durbin-Watson-värdena inte uppvisade tecken på autokorrelation – värdena låg kring två – beslutade jag mig för att applicera Newey-Wests estimator på regressionen. Detta då denna estimator korrigerar för både heteroskedasticitet och autokorrelation och vid avsaknad av det sistnämnda fungerar som Whites estimator (Westerlund 2005 s. 191).

Tabell 6 och 7 visar hur de oberoende variablerna, volatiliteterna, påverkar den beroende variabeln korrelation för de tio regressioner med högst förklaringsgrad. R^2 varierar stort mellan de undersökta regressionerna. De som inte återfinns i tabellerna uppvisade alla under 5 % förklaringsgrad och vissa under 1 % (se appendix 7.1). Inom parentes visas p-värdet, fet stil markerar att sambandet är signifikant på 5 % -nivån. De flesta regressionskoefficienterna är positiva och inga negativa koefficienter är signifikanta. Inga intercept uppvisar signifikans. Utländsk förändring i volatilitet påverkar korrelationen i högre grad än den svenska. I tabell 6 och 7 är alla utländska volatilitetskoefficienter signifikanta på både 5 % -nivån och alla utom två på 1 % -nivån. Störst är förklaringsgraden för Tjeckien/Sverige med knappt 17 % i justerat R^2 . Båda volatilitetskoefficienterna visar här signifikans men den utländska (tjeckiska) har – som för de flesta regressioner – ett högre koefficientvärde. Generellt är förklaringsgraden för standardavvikelsen och semiavvikelsen ganska lika om än något större för den förstnämnda. Koefficienternas signifikansnivå skiljer sig inte heller nämnvärt mellan de olika riskmått. För de enskilda länderna kan dock skillnaden i förklaringsvärde vara stor.

Förklaringsvärdet är överlag lägre än de rapporterade av Solnik och Bourcrelle som låg mellan 8 % och 42 % (1996 s. 25). Med bakgrund till tidigare forskning om korrelationer och tillväxtländer är detta kanske något vi borde ha förväntat oss. Forskning visar att tillväxtländer är mindre integrerade och uppvisar lägre korrelation med världsmarknaden. Med lägre grad av integration och korrelation är det inte orimligt att misstänka att ”volatilitetschocker” får mindre effekt på marknadernas samvariation. Liljeboms och Löflunds studie (1998 s. 11) visar likaså generellt sett högre förklaringsvärden. Detta skulle dock kunna förklaras av att de använder sig av index för Europa och världen istället för enskilda länder. Det är rimligt att anta att dessa index vilka inkluderar många länder påverkar i högre grad.

Varför vissa länder uppvisar signifikans och hög förklaringsgrad och andra inte är svårt att slå fast. De östeuropeiska länderna utmärker sig, fyra av fyra är med på listan över högst förklaringsgrad för standardavvikelse och tre av fyra för semiavvikelsen. Kanske finns här en regional effekt. Detta skulle kunna knytas till Seners studie som visar att korrelationen påverkas av regionala effekter. Med ökad volatilitet på börserna hos våra närliggande tillväxtländer skulle vi i detta fall kunna förvänta oss ökad korrelation med Sverige.

Storleken på ländernas börser skulle också kunna vara en förklaring. Tre av fyra BRIC-länder finns med i tabell 6 och 7. Dessutom finner vi Korea, Sydafrika och Mexiko i tabellerna.

Tillsammans med BRIC-länderna återfinns då sju av de åtta länder med störst marknadskapitalisering enligt MSCI-indexen bland de länder med högst förklaringsgrad (www.msibarra.com). Paralleller kan här dras till tidigare nämnda studier där de största marknaderna tycks påverka mest, USA i Solniks och Boucrelles fall och Europa- och världsindex i Liljebloom och Löflunds fall.

Korrelation	Intercept	Volatilitet Svensk	Volatilitet Utländsk	Justerat R²
Tjeckien/Sverige	0,001 (0,347)	0,512 (0,013)	1,671 (0,000)	0,167
Ryssland/Sverige	0,001 (0,268)	0,382 (0,177)	0,730 (0,000)	0,140
Sydafrika/Sverige	0,001 (0,448)	0,253 (0,415)	1,497 (0,000)	0,128
Peru/Sverige	0,001 (0,545)	0,404 (0,157)	1,258 (0,003)	0,085
Korea/Sverige	0,001 (0,397)	0,093 (0,669)	0,469 (0,000)	0,079
Indien/Sverige	0,001 (0,298)	0,238 (0,521)	1,131 (0,000)	0,074
Colombia/Sverige	0,001 (0,401)	-0,006 (0,983)	0,830 (0,000)	0,070
Brasilien/Sverige	0,001 (0,506)	0,093 (0,782)	0,697 (0,002)	0,061
Ungern/Sverige	0,001 (0,525)	0,520 (0,027)	0,475 (0,005)	0,057
Polen/Sverige	0,000 (0,604)	-0,172 (0,541)	0,809 (0,001)	0,054

Tabell 6. Relation mellan korrelation och standardavvikelse (1995-2007)

Korrelation	Intercept	Volatilitet Svensk	Volatilitet Utländsk	Justerat R ²
Sydafrika/Sverige	0,001 (0,369)	-0,119 (0,781)	1,631 (0,000)	0,156
Brasilien/Sverige	0,001 (0,482)	0,206 (0,586)	0,858 (0,000)	0,116
Tjeckien/Sverige	0,001 (0,399)	0,384 (0,234)	1,296 (0,000)	0,102
Peru/Sverige	0,001 (0,593)	0,262 (0,504)	1,465 (0,001)	0,010
Mexiko/Sverige	0,001 (0,272)	-0,469 (0,228)	1,301 (0,000)	0,094
Ryssland/Sverige	0,001 (0,351)	0,556 (0,117)	0,527 (0,000)	0,080
Korea/Sverige	0,001 (0,361)	-0,333 (0,241)	0,412 (0,000)	0,062
Kina/Sverige	0,001 (0,499)	-0,420 (0,205)	0,797 (0,002)	0,064
Ungern/Sverige	0,001 (0,523)	0,610 (0,047)	0,366 (0,028)	0,048
Argentina/Sverige	0,001 (0,524)	0,357 (0,414)	0,500 (0,005)	0,044

Tabell 7. Relation mellan korrelation och semiavvikelse (1995-2007)

Tabell 8 visar hur de oberoende variablerna standardavvikelse och laggad standardavvikelse påverkar korrelationen för de tio regressioner med högst förklaringsgrad (se appendix 7.1 för övriga). Intercepten saknade precis som i tabellerna ovan signifikans och har exkluderats från tabellen. Standardavvikelse är mycket lika tabell 6 i både värde och signifikans. Få laggade standardavvikelse uppvisar signifikans. Framförallt är det regressioner med högt R² som har laggade koefficienter med signifikans, som den för Tjeckien/Sverige och Ryssland/Sverige. I tabellen ser vi att lika många, tre stycken, laggade koefficienter med signifikans är negativa som positiva. Förklaringsvärdet ökar med mindre än 1 % jämfört med regressionen utan de laggade värdena, för Colombia sker en liten minskning.

Resultatet visar att en modell med laggade standardavvikelser enligt detta upplägg tillför mycket lite förklaringskraft för hur volatiliteten påverkar korrelationen. Med mindre än 1 % i ökat R^2 tycks föregående veckas volatilitetsförändring knappt påverka korrelationen alternativt enligt en annan modell.

Korrelation	Volatilitet Svensk	Volatilitet Utländsk	Volatilitet Svensk Laggad	Volatilitet Utländsk Laggad	Justerat R^2
Tjeckien/Sverige	0.549 (0,006)	1,676 (0,000)	0.189 (0,317)	-0.407 (0,013)	0.172
Ryssland/Sverige	0.458 (0.061)	0.744 (0,000)	0.325 (0,031)	-0.199 (0,033)	0,148
Sydafrika/Sverige	0.271 (0.384)	1.486 (0,000)	0.043 (0.733)	-0.093 (0.626)	0,124
Korea/Sverige	0.111 (0.609)	0.485 (0,000)	-0.003 (0.981)	-0.158 (0,007)	0.085
Peru/Sverige	0.390 (0.170)	1.244 (0,004)	0.137 (0.463)	0.070 (0.551)	0,083
Indien/Sverige	0.236 (0.523)	1.138 (0,000)	0.026 (0.928)	0.156 (0.143)	0.074
Colombia/Sverige	-0.001 (0.997)	0.821 (0,000)	-0.099 (0.417)	0.028 (0.762)	0.066
Brasilien/Sverige	0.131 (0.697)	0.713 (0,002)	-0.184 (0.169)	-0.156 (0.279)	0.064
Ungern/Sverige	0.506 (0.050)	0.485 (0.013)	0.212 (0.078)	-0.014 (0.885)	0.057
Polen/Sverige	-0.144 (0.614)	0.811 (0,001)	-0.052 (0.816)	-0.257 (0,037)	0.057

Tabell 8. Relation mellan korrelation och laggade standardavvikelser (1995-2007)

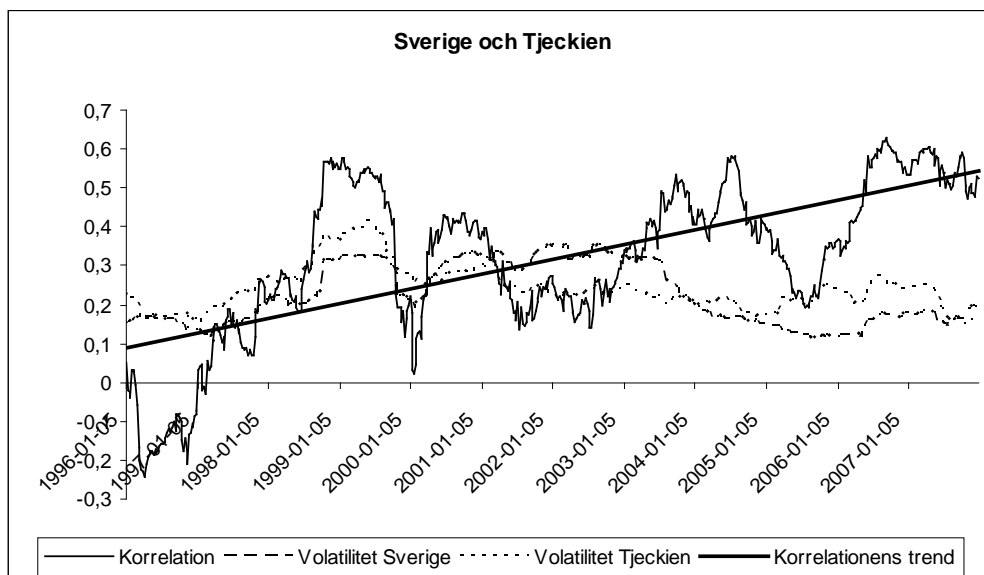
4.3 Förändring i korrelation och volatilitet över tid

Figur 1-3 nedan visar korrelation och standardavvikelse över tid för Tjeckien/Sverige, Ryssland/Sverige och Sydafrika/Sverige (se appendix 7.2 för resterande figurer). Till skillnad mot tabellerna ovan som bygger på förändringen i korrelation och volatilitet bygger graferna

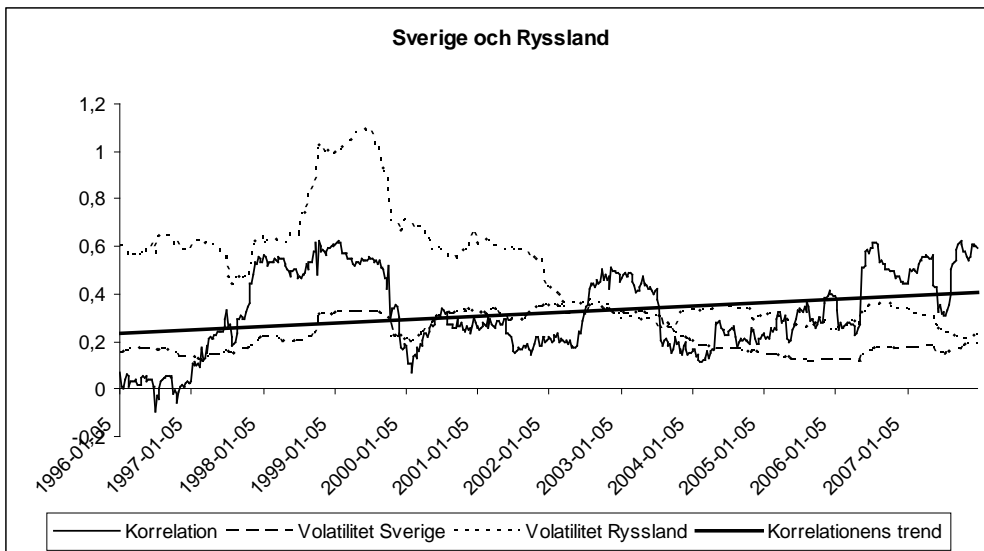
direkt på korrelations- och volatilitetstalen. Som tidigare nämnts bör därför tolkningen av trendlinjerna ske med försiktighet då de bygger på glidande medelvärden.

Alla korrelationer utom Argentina/Sverige visar en uppåtgående trend över tolvårsperioden. Varken korrelationerna eller volatiliteterna tycks vara stabila över tid utan förändras ibland väldigt abrupt. Plötsliga förändringar i volatiliteten kan ibland härledas till inhemska chocker, till exempel den skarpa uppgång i volatilitetskurvan som sker i Ryssland under krisen 1998. Som Liljebloom och Löflund påpekade är det svårt att med blotta ögat analysera sambanden mellan korrelation och volatilitet. För Ryssland med det högsta förklaringsvärdet finns dock en viss följsamhet. Då landets volatilitet ökade kraftigt efter krisen 1998 ökade också korrelationen med Sverige, när risken senare minskade föll också korrelationen med Sverige tillbaka.

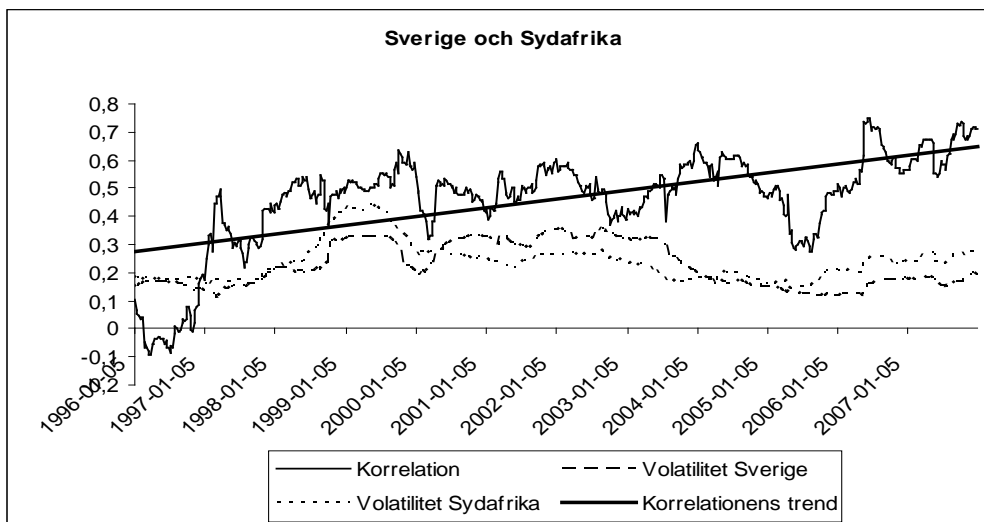
Tidseriedata med trend av detta slag kan vara känslig för val av start och änddatum. Trenden skulle kunna uppvisa ett annat mönster om perioden hade förskjutits bakåt eller framåt. Att den positiva trenden är så dominant tyder ändå på att perioden karakteriserats av ökande korrelation, vilket överensstämmer med forskning om ökad integration av de finansiella marknaderna också mellan tillväxtländer och industrialiserade länder.



Figur1. Korrelationen mellan Sverige och Tjeckien samt dess volatilitet (1996-2007)



Figur 2. Korrelationen mellan Sverige och Ryssland samt dess volatilitet (1996-2007)



Figur 3. Korrelationen mellan Sverige och Sydafrika samt dess volatilitet (1996-2007)

4.4 Portföljer ex-ante

Tabell 9 avkastning, standardavvikelse och sharpekvot för den icke blankade minsta variansportföljen, den jämviktade portföljen (EQW), den svenska portföljen samt världsportföljen. MVP och EQW-portföljen har presterat högst genomsnittlig årlig avkastning. Detta trots lägre standardavvikelse för MVP än MSCI Sweden. MSCI World uppvisade under perioden lägst avkastning till lägst risk.

	Avkastning	Standardavvikelse	Sharpekvot
MVP	0,094	0,164	0,498
EQW	0,094	0,226	0,358
MSCI Sweden	0,088	0,251	0,299
MSCI World	0,062	0,146	0,336

Tabell 9. Jämförelse av portföljer.

MVP presterade – mätt i Sharpekvot – bäst av portföljerna, och detta kanske något förvånande, med god marginal och delad första plats i avkastning. Den värdeviktade världsportföljen hamnar – med sin låga risk – på andra plats, tätt följd av EQW-portföljen. På sista plats och med högst risk finner vi MSCI Sweden. Detta ger en indikation på att en svensk investerare kan finna fördelar i att allokera en del av sina placeringar i tillväxtländer. Vid jämförelse med tidigare undersökningar av internationella portföljer ex ante finner vi överensstämmelse i resultaten. I både Euns och Resnicks studie och Liljebloms och Löfgrens studie hamnar MVP-portföljerna i toppskitet medan den inhemska strategin generellt placerar sig längre ned.

5. Diskussion och slutsats

Till sist sammanfattas resultaten och analyserna till en helhet. Förslag på framtida forskning ges i samband med värdering av metod.

Syftet med uppsatsen har varit att ge en bild av möjligheten till diversifiering mot tillväxtländer utifrån en svensk investerares perspektiv. Som ansats studerades fallgropar i form av minskad diversifieringseffekt när den är som mest önskad, d.v.s. när risken ökar och när marknaderna går ner. När den svenska marknaden delas in i tre grupper för att se huruvida korrelationerna skiljer sig i olika marknadstillstånd ser vi ett mönster, med signifikans för en högre korrelation i bear än i calm och bull vilket är negativt ur en investerares synvinkel. Jag finner också en viss påverkan på korrelationen av volatiliteten. Vid jämförelse med de studier som undersökt industriländer med liknande metod är dock sambandet svagare för korrelationen mellan Sverige och de flesta tillväxtländerna. Förklaringsgraden tycks inte heller öka när endast nedåtrisen beaktas med hjälp av semiavvikelsen.

Medan den första undersökningen endast testar en viss samvarians så försöker regressionen förklara orsaksförhållandet med en viss modell. Huruvida regressionen förklarar den skillnad jag fått i korrelationen i bear och bull är svår att säga. Skillnaden i datamaterialet minskar jämförbarheten. Definitionen av risk är här också av betydelse. Med högre korrelation i bear än i bull hade det inte varit orimligt att förvänta sig högre förklaringsvärde för nedåtrisk än den traditionella standardavvikelsen som också inkluderar uppåt chocker. Detta är dock inte fallet generellt, även om det är giltigt för en del enskilda länder. Det finns därför utrymme för att testa fler modeller för hur risk och korrelation hänger ihop vid investeringar på tillväxtmarknader. Kanske skulle någon GARCH eller Value-at-Risk-modell kunna förklara sambandet bättre.

Slutligen, att minsta varians portföljen ex ante presterar klarar sig mycket bra i jämförelse med den svenska portföljen och världsportföljen indikerar att tillväxtländer kan vara en bra diversifieringskomponent för en svensk investerare. Detta trots en allmän ökning i korrelation mellan Sverige och tillväxtländerna över tid och risken för en ökad korrelation i oroliga tider. Framtida studier som väger in valutarisk och prövar strategier för detta skulle kunna ge ytterligare värdefull information för investeraren.

6. Källförteckning

Litteratur

Elton, Edwin J. – Gruber, Martin J. – Brown, Martin J. – Goetzmann, William N. (2007), *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*. Sjunde upplagan. John Wiley & Sons, Inc

Körner, Svante – Wahlgren Lars (2006), *Statistisk dataanalys*. Fjärde upplagan. Studentlitteratur, Lund

Artiklar

Barry, Christopher B – Peavy, John W. III – Rodriguez, Mauricio (1998) “Performance characteristics of emerging capital markets”, *Financial Analysts Journal*, Vol. 54, Nr. 1, s. 72-80.

Bekaert, Geert – Harvey, Campbell R. (1995), “Time-Varying World Market Integration”, *American Finance Association*, Vol. 50, Nr. 2, s. 403-444.

Bekaert, Geert – Harvey, Campbell R. – Lumsdaine, Robin L (2002), “Dating the integration of world equity markets”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 65, Nr. 2, s. 203-247.

Campa, J.M. – Fernandes, N. (2006), ” Sources of gains from international portfolio diversification”, *Journal of Empirical Finance*, Vol. 13, Nr. 4-5, s. 417-443.

Campbell, Rachel – Koedijk, Kees – Kofman, Paul (2002), “Increased correlation in Bear markets”, *Financial Analysts Journal*, Vol. 58, Nr. 1, s. 87-94.

Erb, Claude B. – Harvey, Campbell R – Viskanta, Tadas E. (1994), “Forecasting international equity correlations”, *Financial Analysts Journal*, Vol. 50, Nr. 6, s. 32-46.

Harlow, W. V. (1991), “Asset Allocation in a Downside-Risk Framework”, *Financial Analysts Journal*, Vol. 47, Nr. 5, s. 28-41.

Liljeblom, Eva – Löflund, Anders (1997), "The benefits from international diversification for Nordic investors", *Journal of Banking & Finance*, Vol. 21, Nr. 4, s. 469-490.

Liljeblom, Eva – Löflund, Anders (1998), "The Euro and Portfolio choices: A Nordic perspective", Swedish School of Economics and Business Administration, Finland, Working Papers

Markowitz, Harry (1952), "Portfolio selection", *American Finance Association*, Vol. 7, Nr. 1, s. 77-91.

Longin, François – Solnik, Bruno (2001), "Extreme correlation of international equity markets", *The Journal of Finance*, Vol. 56, Nr. 2, s. 649-676.

Sener, Tulin (2008) "Uncorrelated Emerging Equity Markets", *Journal of American Academy of Business*, Vol. 12, Nr. 2, s 1-7.

Elektroniska källor

Samtliga elektroniska källor kontrollerades senast 2009-01-20 och fanns då kvar på nätet.

Bloomberg a:

http://www.bloomberg.com/apps/news?pid=newsarchive&sid=asvHMLj.GE_U

Bloomberg b:

<http://www.bloomberg.com/apps/news?pid=20601080&refer=Asia&sid=agKKxb4MwgkQ>

MSCIBarra:

<http://www.msclub.com/webapp/aocdemo/pages/IEIWeightCountryMarketCap.jsf;jsessionid=F42CBC9A4AE2D3EC83CDA7E2BC1BE830>

Sveriges Riksbank:

<http://www.riksbank.se/templates/stat.aspx?id=16739>

7. Appendix

7.1 Regressioner

Korrelation	Intercept	Volatilitet Svensk	Volatilitet Utländsk	Justerat R2
Argentina/Sverige	0,001	0,309	0,318	0,017
Chile/Sverige	0,001	-0,260	1,027	0,045
Egypten/Sverige	0,001	-0,170	0,443	0,010
Filipinerna/Sverige	0,000	0,224	-0,001	-0,001
Indonesien/Sverige	0,001	0,510	0,141	0,013
Israel/Sverige	0,001	0,227	0,811	0,049
Kina/Sverige	0,000	-0,005	0,630	0,041
Malaysia/Sverige	0,001	0,086	-0,127	-0,001
Marocko/Sverige	0,000	-0,266	0,993	0,018
Mexiko/Sverige	0,001	0,035	0,239	0,001
Pakistan/Sverige	0,000	-0,457	0,069	0,005
Taiwan	0,000	-0,478	0,623	0,028
Thailand	0,000	-0,080	0,388	0,017
Turkiet	0,001	-0,128	0,106	0,004

Relation mellan korrelation och standardavvikelse (1995-2007), signifikanta koefficienter i fet stil

Korrelation	Intercept	Volatilitet Svensk	Volatilitet Utländsk	Justerat R2
Chile/Sverige	0,001	-0,345	0,786	0,030
Colombia/Sverige	0,001	0,228	0,252	0,004
Egypten/Sverige	0,000	0,041	0,001	-0,003
Filipinerna/Sverige	0,000	0,357	0,344	0,011
Indien/Sverige	0,001	0,302	0,799	0,042
Indonesien/Sverige	0,001	0,849	0,224	0,033
Israel/Sverige	0,000	0,138	0,711	0,033
Malaysia/Sverige	0,001	0,099	-0,286	0,013
Marocko/Sverige	0,000	0,198	1,167	0,026
Pakistan/Sverige	0,000	-0,251	-0,128	0,000
Polen/Sverige	0,001	0,159	0,675	0,043
Taiwan/Sverige	0,001	-0,551	0,975	0,042
Thailand/Sverige	0,000	-0,153	0,483	0,018
Turkiet/Sverige	0,001	0,348	0,089	0,007

Relation mellan korrelation och semiavvikelse (1995-2007), signifikanta koefficienter i fet stil

Korrelation	Volatilitet Svensk	Volatilitet Utländsk	Volatilitet Svensk Laggad	Volatilitet Utländsk Laggad	Justerat R ²
Argentina/Sverige	0,329	0,339	0,194	-0,250	0,023
Chile/Sverige	-0,248	1,064	-0,042	-0,274	0,045
Egypten/Sverige	-0,152	0,442	-0,268	0,065	0,009
Filipinerna/Sverige	0,238	0,012	-0,195	-0,035	-0,003
Indonesien/Sverige	0,519	0,143	-0,126	-0,003	0,010
Israel/Sverige	0,241	0,817	-0,147	-0,021	0,048
Kina/Sverige	-0,004	0,650	-0,087	-0,281	0,044
Malaysia/Sverige	0,123	-0,085	-0,512	0,121	0,008
Marocko/Sverige	-0,247	1,083	-0,036	-0,445	0,019
Mexiko/Sverige	0,062	0,029	-0,128	-0,241	0,004
Pakistan/Sverige	-0,436	0,116	0,016	-0,348	0,012
Taiwan/Sverige	-0,399	0,628	-0,147	-0,422	0,037
Thailand/Sverige	-0,079	0,385	-0,028	0,013	0,014
Turkiet/Sverige	-0,121	0,113	-0,149	-0,043	0,003

Relation mellan korrelation och laggade standardavvikelser (1995-2007), signifikanta koefficienter i fet stil

7.2 Figurer – Utveckling i volatilitet och korrelation över tid

Figureerna nedan visar de figurer som inte fick plats i avsnitt 4.3. De visar precis som figur 1-3 korrelationen mellan Sverige och tillväxtländer samt dess volatiliteter under perioden 1996-2007.

