



LUND UNIVERSITY

Marknadskapitalisering i förhållande till BNP & dess effekt på faktormodeller

En jämförande analys av OMX Helsinki & Bolsa de Valores de Colombia
2014–2019

Kandidatuppsats Hötterminen 2020

Nationalekonomiska institutionen - Ekonomihögskolan - Lunds Universitet

Författare

Rikard Klosterborg
Edvin Wallin

Handledare

Simon Reese
Datum: 2021/01/11

Abstract

This thesis has investigated the relationship between market capitalization to GDP ratio relative to the Capital asset pricing model (CAPM) and Fama French three-factor model (FF3M). More specifically, the applicability and significance of market capitalization to GDP ratio to describe the relationship between excess return and risk. The study was conducted on OMX Helsinki and Bolsa de Valores de Colombia (BVC) separately, then analyzed the differences between the two markets. Finland and Colombia are both representative countries for emerged and emerging markets, with different market capitalization to GDP ratio. For data selection, we included all active companies during and listed before the research period 2014-2019 in the sample due to the limited market size. Six portfolios were constructed in accordance with Fama and French (1993) for each country, and time series regression models were conducted on CAPM and FF3M. In addition to these two models, a hybrid model was created (HYB). The hybrid model includes market capitalization to GDP ratio as a variable based on the monthly percentage change. In previous studies, market capitalization to GDP ratio has shown to have a significant meaning for describing stock market development, stock market liquidity and development of financial intermediaries. The study concludes that market capitalization to GDP ratio as a variable in the time series regression has non-additional power to explain the systemic risk. In addition to the former statement, this paper concludes that CAPM and FF3M explains the systemic risk and excess return better for OMX Helsinki, Finland, with a higher market capitalization to GDP ratio than Colombia.

Keywords: *CAPM, Fama French three-factor model, Stock Market capitalization to GDP, OMX Helsinki, Colombia stock exchange*

Acknowledgements

We would like to thank our supervisor Simon Reese for guiding us through this thesis. He has shown much interest in the subject and given a perfect example of an ideal supervisor.

We also want to direct much appreciation towards the Department of Economics at Lund University for giving us knowledge and preparing us for this bachelor thesis.

Innehållsförteckning

1. Inledning	5
1.1 Bakgrund	5
1.2 Syfte	6
1.3 Avgränsning	7
2. Teori	9
2.1.1 CAPM	9
2.1.2 Kritik gentemot CAPM	11
2.2.1 Fama French Trefaktormodell	12
2.2.2 Förklarande variabler	13
2.2.3 Beroende variabler	15
2.2.4 Kritik gentemot Fama & French trefaktormodell	16
3. Litteraturoversikt	17
3.1 Faktormodeller och kapitalisering	17
4. Metod	19
4.1 Datainsamling	19
4.2 Konstruktion av portföljer	19
4.3 FF3M hybrid	20
4.4 Statistiska aspekter	20
5. Dataanalys och modellvalidering	23
5.1 Parameterskattningar	23
5.2 Modellsammanställning	26
5.3 Statistiska antaganden	27
6. Diskussion	31
7. Slutsats	34

8. Referenslista	35
Appendix	38

1. Inledning

1.1 Bakgrund

Inom området för portföljvalsteori används kontinuerligt faktormodeller för att beskriva och maximera avkastning i förhållande till risk. Hur enskilda variabler påverkar variationen hos en tillgång kom att förklaras i Harry Markowitz's (1952) *Modern Portfolio theory*, som sedan har utvecklats till Capital asset pricing model (CAPM).

Genom att inkludera en marknadspremie har modellen visat sig vara ett användbart verktyg för att estimerar en tillgångs avkastning i förhållande till risk och kostnad för kapital. CAPM påvisar att det finns ett positivt samband mellan tillgångens avkastning och risk (Fama och French, 2003). Med CAPM som utgångspunkt har ett flertal flerfaktormodeller utvecklats där bland annat Fama French trefaktormodell (FF3M) ingår. FF3M kommer att bli en central modell i denna studie. Genom att lägga till en storlekspremie och en värdepremie uppnår FF3M en förklarande överlägsenhet gentemot CAPM. Detta eftersom modellen inkluderar dessa två ytterligare faktorer utöver marknadspremien som återfinns i CAPM (Fama och French, 1993).

CAPM och FF3M är två utav många faktormodeller som används för att analysera marknader i olika länder. Två viktiga frågor är då, vilka aspekter påverkar modellernas förmåga att beskriva avkastning? Och desto viktigare, hur väl modellerna kan appliceras på olika typer av marknader med hänsyn till marknadskapitalisering?

Investerare strävar alltid efter att maximera avkastning i förhållande till risk. För att optimera avkastning kan investerare vända sig till marknader som tillhandahåller större avkastningsmöjligheter. Dessa typer av marknader karakteriseras av högre risk och är ofta lokaliserade i tillväxtländer. Buchanan och English (2007) menar att marknadskapitalisering i förhållande till BNP är ett bra mått för att beskriva aktiemarknadens storlek i förhållande till ekonomin som helhet, och ger en god indikation om aktiemarknadens utveckling. Måttet kan även beskriva länders finansiella utveckling såväl för privatpersoner och landet som helhet. I detta avseende tyder en hög kapitaliseringsgrad på en mer utvecklad ekonomi och motsatsen för en låg kapitaliseringsgrad, det vill säga en mindre utvecklad ekonomi. Garcia och Liu (1999) menar att

marknadskapitalisering i förhållande till BNP har en hög påverkan på utvecklingen av finansiella intermediärer, privat sparande, reallöner och aktiemarknadens likviditet. Av denna anledning blir marknadskapitalisering i förhållande till BNP en intressant variabel att inkludera i faktormodeller för att undersöka hur risk och avkastning påverkas av landets ekonomiska tillstånd.

Colombia och Finland är två länder med skilda värden för marknadskapitalisering gentemot BNP. Genom att analysera data från Datastream för den aktuella tidsperioden kan det konstateras att Finland har nästintill dubbelt så höga värden jämfört med Colombia. Intressant i detta avseende är att länderna enligt internationella valutafonden (IMF) klassificeras som olika typer av marknader. Enligt IMF är Colombia definierat som en tillväxtmarknad medan Finland kategoriseras som en utvecklad marknad. Denna skillnad i klassificering har en stor påverkan på avkastning och risk. Detta eftersom tillväxtmarknader historiskt sett är förknippade med högre volatilitet samt större spridning inom avkastning på kapital (Harvey, 1995).

1.2 Syfte

Inom området för tillväxtmarknader ligger aktiemarknadens utveckling och kapitalisering centralt för att beskriva landets ekonomiska tillstånd. I tidigare empiriska studier dras slutsatsen att FF3M modulerar avkastning bra som helhet men att det kan återfinnas avvikelser för enskilda variabler inom tillväxtmarknader (Arbelaez och Urrutia, 1998). Denna studie kommer därför fokusera på en särskild aspekt inom tillväxtmarknader, detta avser aktiemarknadens storlek och utveckling. Hur stor aktiemarknaden är i förhållande till den totala ekonomiska aktiviteten i ett land blir således ett lämpligt mått på aktiemarknadens storlek och utveckling.

Syftet med denna studie är att undersöka vilken effekt Colombia och Finlands marknadskapitalisering som andel av BNP har på FF3M och CAPM's förmåga att modulera avkastning och risk. De frågeställningar som denna studie ska försöka att besvara är följande:

- *Vilken effekt har landets kapitaliseringsgrad på tillgångarnas variation?*
- *Vilken effekt har landets kapitaliseringsgrad på variablernas förmåga att förklara tillgångarnas variation?*

För att testa vilken effekt kapitaliseringsgraden har på tillgångarnas variation kommer en ny modell att konstrueras. Denna modell kommer förlänga FF3M genom att lägga till ytterligare en variabel för landets marknadskapitalisering gentemot BNP. Finland och Colombia är två representativa länder för utvecklad- respektive tillväxtmarknad. För att besvara den andra frågeställningen analyseras länderna sinsemellan. Detta kommer ge förståelse om kapitaliseringsgradens faktiska betydelse på variablernas förmåga att beskriva sambandet mellan avkastning och risk.

1.3 Avgränsning

I artikeln *Common risk factors in the returns on stocks and bonds* skriver Fama och French (1993, s. 4):

“If markets are integrated, a single model should also explain bond returns”

I studien inkluderar de både aktier och obligationer i modellen (Fama och French 1993). Denna uppsats kommer avgränsas till aktier som handlas på den finländska börsen OMX Helsinki samt den colombianska börsen Bolsa de Valores de Colombia (BVC).

Fama och French (1993) använder sig av samtliga aktier på New York stock exchange, Amex och Nasdaq. Eftersom OMX Helsinki och BVC är relativt små börser kommer alla aktier som borsintroducerats innan år 2014 inkluderas.

Vid val av faktormodeller kommer studien avgränsas till Fama French trefaktormodell samt CAPM. Detta eftersom uppsatsens syfte inte är att testa faktormodellers effektivitet utan snarare hur länders marknadskapitalisering i förhållande till BNP påverkar dessa modeller.

Eftersom antalet bolag är relativt begränsat i denna studie kommer sex portföljer i en 3X2 matris att konstrueras för respektive land. Detta jämfört med de 25 portföljer som används av Fama och French. Anledningen till detta är för att undvika att portföljerna blir allt för små. Om portföljer blir för små ökar risken att estimaten blir missvisande till följd av att skattningarna baseras på enskilda tillgångar. Av denna anledning bör sex portföljer innehålla tillräckligt många tillgångar för att ge rättvisande estimat.

Uppsatsen kommer att avgränsas till en femårsperiod mellan år 2014–2019. Anledningen till att studien avser en femårsperiod är för att det faktiska värdet för beta är mer sannolikt att förändras under perioder längre än fem år (Bartholdy och Peare, 2005). Valet av period grundas dels i att effekterna av finanskrisen år 2008 hunnit lägga sig samt att säkerställa att all data finns tillgänglig.

Konstruktion av portföljer och tillämpning av modeller kommer göras i enlighet med Fama och French (1993) i så stor utsträckning som möjligt. I linje med Fama och French (1993) kommer Black, Jensen och Scholes förfarande av en tidsserieregression att tillämpas.

2. Teori

2.1.1 CAPM

Capital asset pricing model (CAPM) kan anses som en av de mest kända modellerna för att modulera avkastning för en tillgång gentemot den systematiska risken. Den systematiska risken är den risk som kommer från marknaden trots diversifiering av aktier. Modellen bygger på Harry Markowitz's (1952) *Modern Portfolio theory*.

CAPM bygger på ett flertal antaganden om hur individen och marknaden fungerar. Modellen antar att alla investerare investerar i en portfölj vid tidpunkten $t-1$ och att alla investerare är homogena och endast planerar en investering över en tidsperiod. Det förutsätts att alla investerare är rationella och endast beaktar portföljens volatilitet samt den förväntade avkastningen. Det primära antagandet för marknaden är att alla tillgångar är publika och går att handla på en marknadsplats. Därtill går det att låna samt låna ut till den riskfria räntan. Marknaden ska inte heller ha några transaktionskostnader eller skatter (Bodie et al. 2014, p 304). Dessa antaganden leder till att alla investerare i grunden kommer erhålla samma portfölj vid tidpunkten $t-1$ och därav samma förväntade avkastning vid tidpunkten t . Denna portfölj blir marknadsportföljen. Marknadsportföljen uppfyller kravet på maximerad avkastning och minimerad varians. Marknadsportföljens vikter ligger där kurvan för minimum variansen (variansen för varje given portfölj) tangerar den grafiska representationen av CAPM (Fama och French, 2003).

Teorin kring CAPM har generaliserats av bland annat Sharpe (1964) och Lintners (1965). Förändringarna som tillkommer är generaliseringar av CAPM där Sharpe och Lintners tillägg specificerade möjligheten att låna samt låna ut till den riskfria tillgången (Fama, 1973). Sharpe-Lintner generaliserar formeln för CAPM enligt följande:

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f] \quad \text{Där } i = 1, 2, \dots, N \quad (1)$$

$E(R_i)$ avser den förväntade avkastningen på en enskild tillgång i portföljen. Interceptet R_f , utgörs av den riskfria tillgången. Därefter förklaras den förväntade avkastningen med beta multiplicerat med marknadsfaktorn $(R_M - R_f)$. Beta representerar den systematiska risken som finns på

marknaden, och syftar på den risknivå som en investerare inte kan bortse ifrån genom diversifiering. Betavärdet är ett mått på risk i förhållande till marknadsportföljen R_M för tillgång i . Betavärden större än ett indikerar på en mer volatil tillgång jämfört med marknadsportföljen och betavärden mindre än ett är mindre volatil. Negativa betavärden tyder på att tillgången går kontracyklisk gentemot marknaden (Fama och French, 2003). För att få ut betavärdet används formel:

$$\beta_{iM} = \frac{COV(R_i, R_M)}{\sigma_M^2} \quad (2)$$

I formel 2 utgör $COV(R_i, R_M)$ kovariansen mellan avkastning på tillgång i gentemot avkastningen på marknadsportföljen. För att få ut beta (β_{iM}) divideras kovariansen med variansen för marknadsportföljen σ_M^2 . På grund av att marknadsportföljen inte går att mäta i verkligheten blir variansen i praktiken lika med variansen för marknadsindex. Företagen representeras i index mot dess vikt av marknadens totala kapital (Fama och French, 2003).

Teoretiskt konstrueras marknadsportföljen genom att vikta genomsnittet av alla tillgångar i ekonomin vilket inkluderar fastigheter, finansiella tillgångar och humankapital. Alla tillgångar är positiva och summeras till 1 enligt $\sum_{i=1}^n X_i = 1$. Avkastningen på marknadsportföljen fås därefter genom att ta summan av alla tillgångars vikter multiplicerat med den enskilda tillgångens förväntade avkastning vilket matematiskt beskrivs genom $E(R_M) = \sum_{i=1}^n X_i E(r_i)$. Därefter beräknas variansen för marknadsportföljen (σ_M^2) genom att summera vikterna för portföljens tillgångar multiplicerat med variablernas gemensamma varians (σ_{ij}). Matematiskt uttryckt $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n X_i X_j \sigma_{ij}$ (Fama och French, 2003).

För att möjliggöra en tidsserieregression specificeras modellen och därav tillkommer ett intercept (Fama och French, 2003). När modellen anpassas till en tidsserieregression ser modellen ut enligt följande:

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{iM}(R_{Mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

Den beroende variabeln illustrerar avkastning på en tillgång minus den riskfria tillgången. Variablerna följer en tidsserie, av denna anledning är det inte längre det förväntade värdet på variablerna som ligger centralt. Epsilon utgör feltermen i skattningen. Beta multipliceras med marknadsfaktorn (formel 3). Regressionen gör inga ändringar i de antaganden som återfinns i CAPM utan snarare ett försök att estimeras koefficienterna bättre. Alpha utgör interceptet i modellen och ska enligt Jensen förbättra estimatet av beta. Utan intercept antar CAPM att interceptet är lika med den riskfria tillgången. Genom att inkludera alpha går det att undersöka om antagandena för CAPM håller. Om alpha är skilt från noll tyder det på att interceptet inte är lika med den riskfria tillgången. Genom tidsserieregression förbättras betakoefficienten ytterligare eftersom modellen inte längre bygger på det förväntade värdet för parametrarna (Jensen, 1968).

2.1.2 Kritik gentemot CAPM

Tidigare studier har försökt lösa de brister som riktas mot CAPM. I CAPM kritiseras antagandet om att låna samt låna ut till den riskfria tillgången, eftersom detta anses vara orealistiskt i praktiken. Kritiken mot modellen bygger i kort på att antagandena för modellen endast är teoretiska och inte går att applicera i verkligheten. Fischer Black's (1972) skapar en variant av CAPM och påvisar att det går att uppnå effektiva portföljer genom att korta (blanka) en eller flera tillgångar. Därigenom går det att få lägre volatilitet med samma eller högre avkastning. Borttagandet av denna restriktion innebär att marknadsportföljen nu består av andra effektiva portföljer. Genom att ta bort dessa restriktioner tillkommer ett matematiskt problem. Detta är att portföljerna nödvändigtvis inte är effektiva. Därav menar Fama och French att antagandena inte håller (Fama och French, 2003).

Empiriskt går det att bevisa att interceptet är större än den riskfria tillgången vilket motsäger antagandet i CAPM. Detta tyder på att CAPM inte kan förklara sambandet mellan avkastning och risk. Genom åren har ett flertal empiriska studier testat modellens förmåga att beskriva avkastning. Tvärsnittsgression och tidsserieregression är två vanliga tillvägagångssätt för att testa detta. Ett problem med CAPM är att beta estimeras på en tillgångs avkastning och ger därav svaga skattningar. För bolag med historiskt högt betavärde underskattar CAPM bolagets beta. För bolag som har haft ett lågt betavärde överskattar CAPM beta. Forskning har tidigare påvisat att marknadsfaktorn i Sharpe-Lintners modell inte håller och är otillräcklig för att förklara

marknadspremien. Dessutom är marknadsportföljen inte definierad och bedöms svårfångad. Det är svårt att veta vilka tillgångar som ska inkluderas alternativt exkluderas. Det återfinns även begränsningar på hur portföljen ska konstrueras (Fama och French, 2003). Fama och French slår fast att CAPM inte kan förklara sambandet och introducerar därefter en trefaktormodell (FF3M) vilket nästa avsnitt kommer handla om.

2.2.1 Fama French Trefaktormodell

Fama French trefaktormodell (FF3M) är en vidareutveckling av CAPM. Genom att inkludera en storlekspremie och värdepremie påvisar Fama och French (1993) genom tvärsnittsregression och tidsserieregession att modellen uppnår förklarande överlägsenhet gentemot CAPM.

Modellen förlänger CAPM genom att lägga till två ytterligare faktorer. Dessa utgörs av en storleksfaktor (ME) och en värdefaktor (BE/ME). Storleksfaktorn (ME) det vill säga, företagets marknadsvärde, kan enklast beskrivas som en storlekspremie som beräknas genom att ta aktiepriset i juni år t multiplicerat med antalet aktier. Denna variabel utgör grunden för SMB (small minus big) vilket ligger till grund för något som kallas små-företagseffekten. Den andra variabeln i FF3M är en värdefaktor (BE/ME) som beräknas genom att ta företagets bokföringsvärde (BE) för räkenskapsåret i slutet av december år $t-1$ dividerat på marknadsvärdet (ME) i slutet av december år $t-1$. Värdefaktorn (BE/ME) utgör grunden för HML (high minus low) (Fama och French, 1993).

Fama och French menar att storleksfaktorn (ME) samt värdefaktorn (BE/ME) utgör ekonomiska fundament, det vill säga, essentiella data som är viktig för att beskriva variationen för en tillgång (Fama och French, 1993). I artikeln *The Cross Section of Expected Stock Returns* kommer Fama och French (1992) fram till att det finns ett negativt samband mellan storleksfaktorn och den genomsnittliga avkastningen. Fama och French menar att ett mindre företag (lågt ME) som representeras av lågt marknadsvärde presterar bättre än ett större företag (høgt ME) på lång sikt i termer om avkastning. Fama och French hänvisar även till sambandet mellan värdefaktorn (BE/ME) och lönsamheten för en tillgång. Detta samband innebär att ett företag med høgt BE/ME, även kallade värde-aktier genererar høgre avkastning än företag med lågt BE/ME, så kallade tillväxtaktier (Fama och French, 1992).

Fama och French förklarar vikten av storleksfaktorn (ME) och värdefaktorn (BE/ME) för att beskriva sambandet mellan avkastning och risk. Som nämnt ovan utgör dessa två faktorer grunden för variablerna SMB (small minus big) och HML (high minus low). Dessa två variabler tillsammans med marknadsfaktorn utgör de tre faktorer som ingår i FF3M (Fama och French, 1993). Uttrycket för modellen följer enligt:

$$R_i - R_f = \alpha + \beta_1(R_M - R_f) + \beta_2SMB + \beta_3HML + \varepsilon \quad (4)$$

Formel 4 utgör det matematiska uttrycket för FF3M. Här återfinns storlekspremien (SMB) och värdepremien (HML). SMB kan som nämnt beskrivas som den förväntade avkastningen från storleksfaktorn medan HML beskriver avkastningen från värdefaktorn. Marknadsfaktorn: $(R_M - R_f)$ beräknas precis på samma sätt som i CAPM. R_i representerar den förväntade avkastningen för portfölj i , och R_f är den riskfria tillgången. ε utgör feltermen i modellen. I nästa avsnitt kommer vi gå in mer djupgående och beskriva de förklarande variablerna.

2.2.2 Förklarande variabler

På årsbasis i juni år t rangordnas aktierna i storleksordning (ME). Därefter, kommer storleksfaktorn att dela upp företagen i två olika grupper. Detta görs genom att ta medianen av det samlande börsvärdet från de bolag som ingår i studien. Här representeras ena gruppen av ett lågt ME-värde, och den andra gruppen av ett högt ME-värde (Fama och French, 1993).

Utifrån BE/ME-kvoten delas aktierna upp i tre olika grupper. Fördelningen mellan de olika grupperna ser ut på följande sätt; 30% low, 40% medium och 30% high (Fama och French, 1992). BE/ME beräknas genom att ta bokföringsvärdet för räkenskapsåret i slutet av december år $t-1$ dividerat på ME (marknadsvärdet) i slutet av december år $t-1$. Här stryks de företag som uppvisar negativa BE-värden (Fama och French, 1993).

I tidigare studier menar Fama och French att värdefaktorn har en större inverkan på genomsnittlig avkastning än storleksfaktorn. På grund av att BE/ME genererar en högre förklaringsgrad delas företagen upp i tre grupper för BE/ME respektive två grupper för ME (Fama och French, 1992).

Utifrån ovanstående gruppering skapas sex olika portföljer enligt följande: S/L, S/M, S/H, B/L, B/M, B/H. Dessa portföljer kan i sin tur kategoriseras i *small-stock portfolios* (S/L, S/M, S/H) och *big-stock portfolios* (B/L, B/M, B/H) (Fama och French, 1993). Nedan följer en grafisk illustration om hur dessa portföljer konstrueras (figur 1).

	Low (30%)	Medium (40%)	High (30%)
<i>Small (50%)</i>	SL (Small/Low)	SM (Small/Medium)	SH (Small/High)
<i>Big (50%)</i>	BL (Big/Low)	BM (Big/Medium)	BH (Big/High)

Figur 1: 3X2 matris för att konstruera 6 size-BE/ME portföljer.

Not: Portföljerna kan kategoriseras i *small-stock portfolios* & *big-stock portfolios* utifrån storlek och BE/ME. Den vertikala axeln representerar fördelningen som görs efter storleksfaktorn (ME), både *small* och *big* innehåller 50% av det samlade börsvärdet för de tillgångar som ingår i analysen. Detta innebär att antalet bolag kommer variera mellan *small* och *big*. Den horisontella axeln sorterar bolagen efter värdefaktorn (BE/ME), här ser fördelningen ut på följande sätt: Low 30%, medium 40%, high 30%.

För respektive portfölj beräknas den månadsvisa värdeviktade avkastningen mellan juli år t och juni år $t+1$ där portföljerna omkonstrueras på årsbasis. Anledningen till att man beräknar avkastningen med start i juli år t är för att försäkra sig om att BE/ME för år $t-1$ är känd. För att vara inkluderad i undersökningen måste företaget ha ett aktiepris för december år $t-1$, juni år t samt BE/ME år $t-1$ (Fama och French, 1993).

Utifrån dessa sex portföljer kan SMB samt HML beräknas. SMB (small minus big) används för att beräkna den genomsnittliga avkastningen relaterad till företagets storlek. SMB beräknas som den månadsvisa skillnaden i genomsnittlig avkastning mellan *small-stock portfolios* och *big-stock portfolios*. SMB är skillnaden i avkastning för *small-stock portfolios* och *big-stock portfolios* där den genomsnittliga kvoten BE/ME är ungefär densamma för portföljerna (formel 5) (Fama och French, 1993).

$$SMB = \frac{(R_{SL} + R_{SM} + R_{SH})}{3} - \frac{(R_{BL} + R_{BM} + R_{BH})}{3} \quad (5)$$

HML (high minus low) används för att estimeras den genomsnittliga avkastning som är relaterad till företagets bokföringsvärde i förhållande till marknadsvärde (BE/ME). Denna beräknas genom att ta den månadsvisa genomsnittliga avkastningen från *high-BE/ME portfolios* minus den genomsnittliga avkastningen från *low-BE/ME portfolios* där storleksvariabeln för portföljerna kommer vara ungefär densamma (formel 6) (Fama och French, 1993).

$$HML = \frac{(R_{SH} + R_{BH})}{2} - \frac{(R_{SL} + R_{BL})}{2} \quad (6)$$

SMB och HML utgör som nämnt två utav de tre variablerna i FF3M, den tredje som även ingår i CAPM är marknadsfaktorn. Marknadsfaktorn utgörs av överavkastningen som genereras av marknadsportföljen. Denna definieras som avkastning minus den riskfria tillgången och beräknas som $R_M - R_f$ (Fama och French, 1993).

2.2.3 Beroende variabler

Som beroende variabler konstruerar Fama och French 25 olika portföljer efter storlek och värdekvot. Dessa 25 portföljer är konstruerade på samma tillvägagångssätt som användes för att konstruera de sex portföljerna ovan. Bolagen sorteras efter storlek (ME) i slutet på juni år t . Kvoten BE/ME sorteras genom att ta ME i slutet av december år $t-1$ och bokföringsvärdet (BE) i slutet på räkenskapsåret år $t-1$ (Fama och French, 1993).

Skillnaden är att Fama och French nu delar upp storleksvariabeln i 5 kvantiler och BE/ME-kvoten i 5 kvantiler, detta kommer skapa en 5X5 matris som genererar 25 *size-BE/ME portfolios* (Fama och French 1993).

Utifrån dessa portföljer kan den värdeviktade avkastningen på månadsbasis beräknas med början i juli år t till juni år $t+1$. Genom att sedan subtrahera avkastningen på vardera portfölj med den riskfria tillgången fås den beroende variabeln (Fama och French 1993).

2.2.4 Kritik gentemot Fama & French trefaktormodell

Eftersom FF3M bygger på CAPM återfinns mycket av den kritik som vi finner i CAPM även i FF3M.

Många studier har gjorts angående FF3M's förmåga att beskriva sambandet för avkastning och risk, men även huruvida modellen anses vara landspecifik eller ett globalt fenomen. Griffin (2002) testar modellerna utifrån ett lokalt, globalt och internationellt perspektiv och finner att modellen är anpassningsbara lokalt inom länder men lyckas inte förklara sambandet globalt och internationellt. Modellen har också svårt att ta in kostnad för kapital, här poängterar Griffin att det finns rum för framtida undersökning och utveckling av modellen.

I en studie av Foye (2018) används Fama och French femfaktormodell för att beskriva avkastning för länder inom Latinamerika och andra tillväxtländer. Modellen approximerar variablerna väl på många Latinamerikanska länder, det konstateras även att HML har en mycket liten signifikant effekt på marknaderna (Foye, 2018). Andra kommer fram till liknande slutsatser om avvikelser inom teorin för länder som befinner sig i en tillväxtfas. Arbelaez och Urrutia (1998) kommer fram till att fördelningen för avkastning inte följer en normalfördelning samt att det finns en positiv skevhet och kurtosis i fördelningen för tillväxtländer. Dessutom är korrelationen hög mellan företagen vilket skulle tyda på en *spill over effect*.

3. Litteraturoversikt

3.1 Faktormodeller och kapitalisering

Det finns studier som poängterar att det finns ett samband mellan marknadskapitalisering och länders ekonomiska utveckling. Garcia och Liu (1999) undersöker vilka variabler som bidragit till marknadskapitalisering och hur detta hör ihop med ekonomisk tillväxt. Det finns ett starkt samband mellan marknadskapitalisering och variabler såsom investeringar från utlandet, skuldsättningsgrad hos invånare samt utveckling av finansiella intermediärer. Av de variabler som mäts i publikationen finns det mycket som tyder på ett samband mellan ett lands ekonomiska utveckling samt hur utvecklade aktiemarknaden är.

Effekten som marknadskapitalisering i förhållande till BNP har på investeringar kan ses i Demirgüç-Kunt och Huizinga (1995) publikation. I publikationen presenteras en vidareutveckling av CAPM som tar hänsyn till marknadskapitalisering samt variabler såsom dubbelbeskattning vid investeringar utomlands. Resultatet kommer fram till att marknadskapitalisering visar en hög signifikans och korrelation mot avkastning på kapital. De finner att det finns ett negativt samband mellan avkastning och marknadskapitalisering vilket innebär att kostnaden för att investera i ett tillväxtland sjunker när kapitaliseringsgraden ökar.

Assefa och Mollick (2014) undersöker bland annat marknadskapitalisering mot BNP och dess betydelse för att beskriva avkastning inom Afrika. De finner att variabler som förklarar aktiemarknadens utveckling har viss signifikant påverkan på avkastning. Likviditeten inom marknaderna har en hög signifikant påverkan på avkastning. När de undersöker variabeln marknadskapitalisering mot BNP finner de en signifikans givet att man exkluderar sydafrikanska aktier. I Assefa och Mollick resultat har marknadskapitalisering en positiv påverkan på avkastning.

I en senare publikation av Demirgüç-Kunt och Levine (1996) studeras marknadskapitalisering i förhållande till BNP. Bland annat studeras hur ICAPM's estimat av beta avviker mellan länder med olika kapitaliseringsgrad. ICAPM är en vidareutveckling på CAPM vilket inkluderar variabler som förklarar den globala risken, exempelvis valutarisk. Huvudsyftet i publikationen är att undersöka olika variabler som bidragit till aktiemarknadens utveckling, däremot dras inga generella slutsatser kring kapitaliseringsgrad eller de linjära approximeringar som görs. De finner dock att Colombia

har en av de mest underutvecklade aktiemarknaderna under perioden som studeras (1986–1993). De understryker dessutom sambandet att länder med högre kapitaliseringsgrad har en signifikant lägre volatilitet inom marknaden.

Fama och French konstaterar att CAPM inte är ett rimligt mått för att beskriva sambandet mellan avkastning och risk. I deras nämnda trefaktormodell finns det två ytterligare variabler som mäter den fundamentala risken inom ekonomin. Den fundamentala risken är i sig ett mått på ekonomins investeringsmöjligheter. Det konstateras i en studie av Liew och Vassalou (2000) att det går att förutsäga ekonomisk tillväxt med hjälp av variablerna i FF3M. Statistiskt uppvisar Liew och Vassalou (2000) en hög signifikans mellan variablerna HML och SMB gentemot ekonomisk tillväxt i termer om BNP.

Kvoten marknadskapitalisering mot BNP är i grunden ett simpelt mått som kan mäta flera olika aspekter inom en ekonomi. Måttet kan direkt återspegla ett lands tillgänglighet för utländska investerare (El Hedi et al, 2010). Errunza (2001) diskuterar måttets bidragande effekt i termer om kapitaltillförsel från utländska investerare. Författaren menar att det finns ett positivt samband mellan ökat kvotvärde och liberalisering av aktiemarknaden som i sig har en effekt på investeringar från utlandet. Därutöver är måttet väl använt i litteratur och publikationer för att beskriva aktiemarknadens utveckling. Buchanan och English (2007) menar på att måttet i sig kanske ger en bättre definition av tillväxtmarknader än den nuvarande om undersökningen avser aktiemarknaden.

Kvoten har ett brett användningsområde och har bland annat fått namnet *Buffett indikatorn* efter finansmannen Warren Buffett. Enligt denna kan investerare med hjälp av måttet förutse börsuppgångar då kvoten mellan marknadskapitalisering och BNP är tillräckligt låg respektive börsnedgångar då kvoten är tillräckligt hög. Enligt Warren Buffett kan ett kvotvärde över 1,2 (120%) ses som att marknaden är övervärderad och undervärderad när den ligger under 0,8 (80%). Lleo och Ziemba (2018) visar på att måttet uppnår statistisk signifikans när kvoten överskrider ett 95% konfidensintervall. Det går på så sätt att förutspå framtida utvecklingar på aktiemarknaden (Lleo och Ziemba, 2018).

4. Metod

4.1 Datainsamling

I Colombia finns det 58 stycken aktiva bolag som handlas på BVC och är börsnoterade tidigare än år 2014. I Finland finns det 100 stycken aktiva bolag som börsnoterades tidigare än år 2014. Båda börserna kan därav anses vara relativt små till antalet aktiva bolag under den valda perioden (2014–2019). Data som ligger till grund för denna studie är hämtad från databasen Datastream. Inhämtad data bygger på tidsperioden (01/12/2013) - (01/01/2019). Detta för att kunna beräkna bokföringsvärde samt marknadsvärde för året innan jämförelsens start. Aktiekurser under denna period är hämtat för samtliga bolag som uppfyller kriteriet för börsintroduktion samt ingen konkurs. Antal aktier används för att räkna ut bolagens totala bokföringsvärde och marknadsvärde. Av denna anledning är bokföringsvärdet per aktie och marknadsvärde per aktie inhämtat. Aktiepriset från Datastream är redan justerad för aktiesplitar, återköp samt utdelning vilket underlättar beräkningar då detta annars skulle bidra till mätfel. Marknadskapitalisering i Finland fanns ej mätt för jämförelseperioden i Datastream. Av denna anledning inhämtades data från CEIC (2018) över Finlands marknadskapitalisering. Marknadskapitalisering för Colombia är hämtat från Datastream. Båda ländernas marknadskapitalisering är en kvot som mäts på årsbasis som därefter konverteras till den månadsvisa förändringen för att passa datamaterialet.

Den riskfria tillgången är en statsskuldväxel från respektive land. Räntan representeras av en 3-månaders yield som sammanställer avkastningskravet. Genom att sedan konvertera yelden till månadsbasis beräknas den riskfria tillgången. Formeln lyder:

$$R_{f(t)} = (1 + R_{f(t)})^{\left(\frac{1}{\text{månader}}\right)} - 1 \quad (7)$$

4.2 Konstruktion av portföljer

I denna studie konstrueras sex portföljer i en 3X2 matris för respektive land. Tillvägagångssättet för portföljens konstruktion kommer ske i enlighet med Fama och French (1993). Inledningsvis kommer aktierna sorteras i storleksordning i juni år t , som nämnt tidigare sorteras variablerna med hjälp av företagets marknadsvärde (ME). Företagen delas sedan upp i två olika kvantiler där vardera kvantil representerar 50% av det samlade marknadsvärdet för de företag som ingår i

undersökningen. Därefter sorteras bolagen enligt värdekvoten (BE/ME) med början i slutet på december år $t-1$. Denna faktor delas upp i tre kvantiler. Utifrån detta kan sex portföljer konstrueras efter storleksfaktorn och värdefaktorn (Fama och French 1993) (se figur 1 för grafisk illustration).

4.3 FF3M hybrid

CAPM och Fama och French trefaktormodell utgör grunden för undersökningen. Det finns tydliga indikationer från tidigare undersökningar på att dessa modeller inte fungerar lika bra på olika typer av marknader. Av detta skäl kommer ytterligare en modell att testas:

$$R_i - R_f = \alpha + \beta_1(R_M - R_f) + \beta_2SMB + \beta_3HML + \beta_4\left(\frac{MCMCAP}{Y}\right) + \varepsilon_i \quad (8)$$

Modellen förlänger FF3M genom en tilläggsvariabel. Variabeln utgörs av den procentuella förändringen av marknadskapitalisering i förhållande till BNP på månadsbasis (MCMCAP/Y). Valet att testa denna variabel är grundat i dess upptag av information. Den mäter som sagt tillgängligheten för utländska investerare på en börs samt hur liberaliserad och utvecklad ett lands aktiemarknad är. Dessutom ger variabeln en uppskattning av aktiemarknadens storlek och ekonomins utveckling. Det finns tydliga indikationer på att länders vars marknadskapitalisering är lågt även uppvisar högre volatilitet, eftersom de befinner sig i tillväxtfas (Harvey, 1995).

4.4 Statistiska aspekter

Gauss Markov teoremet och dess antaganden är centrala byggstenar för regressioner inom ekonometri. Teoremet bygger på sex antaganden som bidrar till att regressionens estimat blir både väntevärdesriktigt och effektivt. Det första antagandet är att den estimerade modellen ska följa ett linjärt samband, därefter att det förväntade värdet av feltermen är summerat till noll. Sedan ska ingen heteroskedasticitet råda samt att feltermen inte korrelerar vilket kan undersökas genom autokorrelation. Därutöver ska den oberoende variabeln och feltermen inte korrelera, samtidigt som det inte ska råda någon multikollinearitet. Om detta uppnås ska estimaten bli väntevärdesriktiga och effektiva enligt Gauss Markov teoremet (Dougherty, 2016. S.114–118). För att undersöka om Gauss Markov antagandena håller för regressionerna finns en rad olika statistiska tester och metoder. CAPM, FF3M och Hybridmodellen bygger på en linjär approximering genererad genom tidsserieregessioner. Därav är det lämpligt att använda sig av tester och statistiska mätparametrar

för en linjär regressionsmodell. Modellerna bygger på tidsserieregession, av denna anledning kan man tillämpa minsta kvadrat metoden för att skatta estimaten.

Heteroskedasticitet testas för att undersöka om residualernas varians genomgående följer samma fördelning. Autokorrelation undersöks för att se om residualerna korrelerar mellan tidsperioder. Autokorrelation går att testa genom Breusch-Godfrey test där p-värden under 0.05 och höga χ^2 -värden tyder på att det finns autokorrelation i en eller flera oberoende variabler. Heteroskedasticitet går att testa genom Breusch-Pagan test där p-värden under 0.05 tyder på heteroskedasticitet. Om heteroskedasticitet eller autokorrelation råder skapar det problem för modellen men inte nödvändigtvis problem som gör modellen irrelevant. Heteroskedasticitet kan göra hypotesprövningen felaktig, detta på grund av att standardfelen ökar vilket resulterar i att p-värdena inte överensstämmer med det faktiska p-värdet. Heteroskedasticitet påverkar inte förklaringsgraden och modellens prediktioner. Autokorrelation påverkar skattningen av medelfelet, detta kan bidra till att residualerna får en bias men i regel hålls parameterskattningen väntevärdesriktig. Detta leder till ineffektiva skattningar och dessutom kan det vara ett tecken på att modellen är fel-specificerad (Dougherty, 2016. S. 445–477).

Om modellen lämpar sig bra för att göra konfidensintervall och prediktionsintervall bör residualerna vara normalfördelade. Normalfördelningsantagandet testas genom Shapiro-Wilks normalitetstest där p-värden under 0.05 tyder på att normalfördelning ej råder inom residualerna. Ej normalfördelade residualer leder till att det inte går att göra pålitliga konfidensintervall samt prediktionsintervall, detta eftersom många test bygger på ett antagande om normalfördelning. Parameterskattningen förblir väntevärdesriktig oavsett om antagandet håller.

Multikollinearitet tyder på att två eller flera oberoende variablers varians korrelerar, detta kan skapa problem då det finns en risk att signifikansen för den oberoende variabeln undermineras.

Det går att studera multikollinearitet genom *variance inflation factor* (VIF). VIF mäter det linjära sambandet mellan flera oberoende variabler inom en multipel regression. VIF uttrycks enligt följande:

$$VIF = \frac{1}{1-R_i^2} \tag{9}$$

R_i^2 är förklaringsgraden för koefficienten i för regressionen. Generellt sätt tyder VIF-värden över 5 på att hög multikollinearitet råder vilket kan vara problematiskt.

För att förstå sig på hur bra variablerna modulerar sambandet undersöks förklaringsgraden hos de enskilda modellerna. Det mest centrala måttet på förklaringsgraden är justerat R^2 . Den mer kända R^2 ökar alltid desto fler variabler som inkluderas i modellen och därför kommer justerat R^2 vara ett bättre mått i denna studie. Justerat R^2 inkluderar en justering som tar hänsyn till antalet förklarande variabler i modellen (Dougherty, 2016. S. 188). Justerat R^2 bör vara högre än 0.6 och helst över 0.8. När justerat R^2 är lågt kan modellen sakna förmåga att beskriva samband. Justerat R^2 formel lyder:

$$\text{Justerat } R^2 = \frac{SS_{Resid}/(K-1)}{SS_{Total}/(n-1)} \quad (10)$$

SS_{Resid} är kvadratsumman av residualerna för en variabel, detta dividerat på residualernas totala kvadratsumma SS_{Total} . $K-1$ och $n-1$ beskriver antalet frihetsgrader för respektive kvadratsumma. Formeln möjliggör värden som är negativa för Justerat R^2 . Ett negativt värde innebär att variationen hos den beroende variabeln inte kan beskrivas av de oberoende variablerna. Eftersom variansen hos den beroende variabeln inte kan vara negativ tolkas ett negativt Justerat R^2 som noll (Miles, 2014).

5. Dataanalys och modellvalidering

Resultatet från tidsserieregessionerna för CAPM (formel 3), FF3M (formel 4) samt hybridmodellen (formel 8) presenteras i tabell 3 och 4 för respektive land. I dessa tabeller kan betavärdet, interceptet, justerat R^2 samt F-värdet avläsas. Tabellerna inkluderar även de statistiska tester som applicerats på modellerna. Dessa tester följer enligt: Shapiro-Wilks, Breusch-Godfrey samt Breusch-Pagan test. Den beroende variabeln $R_p - R_f$ utgör överskottsavkastningen i portföljen p . $R_M - R_f$ är överskottsavkastningen på marknadsportföljen vilket är en oberoende variabel. HML och SMB utgör de två oberoende tilläggsvariabler som ingår i FF3M. HML beskrivs som en värdepremie medan SMB utgör en storlekspremie (formel 5 och 6). 'MCMCAP/Y' är tilläggsvariabeln som används för att förlänga FF3M. Denna representerar den procentuella förändringen i marknadskapitalisering gentemot BNP på månadsbasis.

För respektive land appliceras tre modeller på sex olika portföljer. Modellerna följer enligt: CAPM, FF3M och HYB. Portföljkonstruktionen sker i enlighet med Fama French (1993), detta medför att rådande portföljsammansättning skiljer sig mellan portföljerna i termer om storlek, risk och värde. Eftersom modellerna skall appliceras på varje portfölj bildas 18 portföljspecifika modeller. För varje portföljspecifik modell genomförs en tidsserieregession som inkluderar 60 observationer, detta motsvarar en observation per månad för respektive portfölj. Därutöver undersöks om regressionerna uppfyller Gauss Markov antaganden. De antaganden som undersöks är de tester och värden som presenteras i sektion 4.4 i denna studie.

5.1 Parameterskattningar

För varje regression fås ett intercept. Interceptet alpha är signifikant för samtliga modeller i Colombia. En signifikansnivå på 1% innebär att nollhypotesen förkastas vilket betyder att interceptet är signifikant skilt från noll. CAPM förutsätter att interceptet inte är skilt från noll. Att interceptet för samtliga modeller i Colombia är skilt från noll innebär att CAPM's antagande om att interceptet är lika med den riskfria tillgången inte håller. För samtliga modeller i Finland är interceptet inte skilt från noll då ingen signifikans råder. Därav håller antagandet för CAPM i Finland vilket innebär att interceptet är lika med den riskfria tillgången. Fama och French (2003) säger att det empiriskt går att bevisa att interceptet inte är lika med den riskfria tillgången vilket är

en del av kritiken mot modellen. Kritiken överensstämmer med resultatet i Colombia men i Finland finns det inga empiriska belegg att förkasta nollhypotesen. Detta kan ge indikationer om avvikelser inom teorin för länder med lägre kapitaliseringsgrad. Arbelaez och Urrutia (1998) poängterar som ovan nämnt att det finns avvikelser för avkastningens fördelning inom tillväxtländer.

Marknadsfaktorn återfinns i samtliga 18 modeller. I Finland uppger variabeln en signifikans på 1% för samtliga 18 modeller. Vad gäller Colombia uppvisar variabeln inte samma signifikanta effekt, detta eftersom marknadsfaktorn inte är signifikant i någon av modellerna. Positiva betavärden mellan noll och ett indikerar på att en portföljspecifik modell i viss utsträckning rör sig i samma riktning som marknadsportföljen, men även att volatiliteten för den portföljspecifika modellen är lägre jämfört med marknadsportföljen. De portföljer som uppvisar negativa värden för betakoefficienten tyder på att portföljen rör sig kontracykliskt gentemot marknaden. I Finland återfinns $CAPM_{BL}$ vars beta överstiger 1. Detta tyder på att portföljen rör sig i samma riktning som marknadsportföljen men är kopplad till en högre volatilitet och därav högre risk.

För marknadsfaktorn skiljer sig resultatet mellan länderna. Eftersom marknadsfaktorn inte uppnår signifikans för någon av modellerna i Colombia går det inte att dra slutsatsen att beta är skilt från noll. Att beta inte är skilt från noll betyder att portföljerna är marknadsneutrala och att det inte finns en systematisk risk på portföljerna. Om teorin kring CAPM ska hålla behöver signifikans uppvisas för marknadsfaktorn. Det går därav att dra slutsatsen att sambandet för avkastning och risk på en portfölj ej kan förklaras genom CAPM i Colombia.

Variabeln SMB behandlas inte i CAPM vilket innebär att värden för SMB enbart kommer återfinnas i 12 av modellerna för respektive land. I Finland är storleksfaktorn signifikant på 1% för åtta av modellerna. Även $FF3M_{BH}$ uppvisar signifikans på 10% samt HYB_{BH} på 5%. I Colombia är SMB signifikant på 1% för sju av modellerna, samt 5% för HYB_{BH} . Ett positivt betavärde för variabeln SMB betyder att överskottsavkastning på portföljen är en följd av portföljens mindre storlek och vice versa. Teoretiskt sätt bör *Small* portföljer generera högre avkastning på lång sikt än *BIG* portföljer detta till följd av småföretagseffekten (Fama och French, 1992). I enlighet med teorin bör SMB uppvisa negativt beta för portföljerna; BL, BM och BH samt positivt beta för portföljerna SL, SM och SH. Eftersom SMB är signifikant skilt från noll för majoriteten av

modellerna i Finland och Colombia kan en slutsats vara att storleksfaktorn har en betydande roll för att beskriva sambandet mellan avkastning och risk. Därav är variabeln oberoende av ländernas kapitaliseringsgrad.

Precis som SMB återfinns HML enbart i 12 av modellerna. I Finland är variabeln signifikant i sex av modellerna med 1% signifikans. Ytterligare $FF3M_{SL}$ samt HYB_{SL} uppger signifikans på 5%. Även i Colombia är värdefaktorn skilt från noll med en signifikansnivå på 1% för sex av modellerna samt 5% för $FF3M_{BM}$ och $FF3M_{BH}$. Betakoefficienten för HML kan tolkas på liknande sätt som SMB fast hur avkastningen påverkas av kvoten bokföringsvärde dividerat marknadsvärde. Enligt teorin kan vi förvänta oss att överskottsavkastning sjunker när kvoten minskar. Detta till följd av att värdeportföljer (SH, BH) presterar bättre än tillväxtportföljer (SL, HL) (Fama och French, 1993). Portföljerna SL och BL bör visa högst betavärde för att denna teoretiska förväntning ska hålla. Detta återspeglas i resultatet för regressionerna där dessa portföljer har högst betakoefficient (se tabell 3, 4). Likt SMB kan vi dra slutsatsen att HML har stor betydelse för att beskriva sambandet mellan avkastning och risk för både Finland och Colombia. Resultatet i tabell 3 och 4 överensstämmer inte med Foye's (2018) slutsats. Foye's (2018) publikation visar att HML har en liten betydelse för att beskriva sambandet mellan avkastning och risk inom Latinamerikanska länder. Beta skiljer sig något mellan Finland och Colombia. I Colombia har HML en större betydelse för avkastning jämfört med Finland. Detta eftersom betakoefficienten för varje portföljspecifik modell är större i Colombia jämfört med Finland givet att BH exkluderas.

Variabeln för marknadskapitalisering är betecknad som $MCMCAP/Y$. Detta utgör förlängningen av FF3M vilket innebär att variabeln enbart existerar i sex av modellerna för respektive land. I Finland är variabeln signifikant för HYB_{BL} respektive HYB_{BH} med en signifikans på 1%. För Colombia uppvisar variabeln något högre signifikans. Här är $MCMCAP/Y$ signifikant i två av modellerna med 1% signifikans för HYB_{SL} respektive HYB_{BH} . Detta kan indikera att variabeln för marknadskapitalisering inte har stor betydelse för att beskriva sambandet mellan risk och avkastning på marknaden. Problemet med variabel är att den är beräknad på årsbasis och kan därför framställas som statisk. Detta leder till att variationen för avkastning på månadsbasis ej har möjlighet att samvariera med marknadskapitalisering eftersom variabeln är konstant. Detta leder i sig till en svagare korrelation vilket troligtvis kan försämra resultatet. Demirgüç-Kunt och Huizinga

(1995) kommer fram till att hög korrelation råder mellan marknadskapitalisering och avkastning. På grund av att variabeln är statistiskt i regressionerna (tabell 3 och 4) går det inte att konstatera detta. Tidigare forskning kommer fram till att SMB och HML har en hög korrelation med BNP. Liew och Vassalou (2000) konstaterar att BNP tillväxt korrelerar med SMB samt HML. Detta resultat återspeglas dock inte i regressionerna (tabell 3 och 4).

5.2 Modellsammanställning

Genom ovanstående redogörelse kan det klargöras vilken betydelse enskilda variabler har på portföljspecifika modeller. För att identifiera vilka modeller som gör mest tillförlitliga skattningarna för att beskriva avkastningens variation analyseras hur modellerna presterar som helhet. Genom att granska värden för modellernas justerade R^2 , p-värde samt F-värde ges en bättre förståelse om modellernas förmåga att beskriva hela sambandet. Resultatet i tabell 3 och 4 illustrerar hur väl modellerna beskriver sambandet för avkastning och risk. Modellerna appliceras på flertalet portföljer, portföljkonstruktionen skiljer sig dem emellan vilket innebär att portföljerna har olika karaktäristiska drag kopplat till risk, avkastning och storlek. I tabell 1 återfinns den genomsnittliga förklaringsgraden för modellerna. Detta beräknas genom att summera justerat R^2 för de portföljspecifika modellerna för respektive modell, och sedan dividerat på sex. På så sätt fås ett medelvärde av justerat R^2 och en insikt om hur modellerna överlag beskriver sambandet.

Från tabell 1 kan slutsatsen dras att de finländska modellerna av CAPM, FF3M och HYB har en bättre förklaringsgrad i förhållande till de colombianska i termer om justerat R^2 . Samtliga modeller uppvisar positiva värden över 0.4 förutom CAPM i Colombia som anger negativt värde nära noll. Detta tyder på att modellen överlag inte fungerar bra för att beskriva sambandet mellan avkastning och risk. Ur tabellen kan det avläsas att FF3M och HYB uppvisar högst justerat R^2 i respektive land. Av dessa genererar HYB högst justerat R^2 i genomsnitt. Dock finns det anledning att tro att FF3M är mer lämplig jämfört med HYB. I Finland ligger justerat R^2 nära varandra för FF3M och HYB. I Colombia däremot är skillnaden i justerat R^2 mellan FF3M samt HYB markant. En ökning från 0.43 till 0.56 kan tolkas som tillräcklig för att inkludera variabeln för marknadskapitalisering. Variabeln för marknadskapitalisering gentemot BNP uppvisar en signifikant betydelse för portföljspecifika modeller i bägge länderna, dock kan inte slutsatsen dras att variabeln genomgående har en strukturell påverkan för att beskriva sambandet mellan avkastning och risk.

Därav uppnår variabeln för marknadskapitalisering gentemot BNP inte tillräcklig signifikant betydelse för att inkluderas i FF3M.

Tabell 1: Genomsnittligt justerat R^2 för CAPM, FF3M och HYB.

Medelvärde

Modell	(CAPM)	(CAPM)	(FF3M)	(FF3M)	(HYB)	(HYB)
Land	FIN	COL	FIN	COL	FIN	COL
Justerat R^2	0.4582	-0.013	0.6858	0.4218	0.6902	0.5616

Not: Värdena beräknas genom att summera justerat R^2 för respektive modell. Detta divideras sedan med antalet portföljspecifika modeller som tillhör respektive modell. Samtliga portföljspecifika modeller för CAPM i Colombia uppvisar negativa värden. Negativa värden för justerat R^2 kan tolkas som noll.

5.3 Statistiska antaganden

De genomförda regressionerna har därutöver statistiska aspekter att ta hänsyn till såsom hur väl de uppfyller antagandena inom Gauss Markov teoremet. Multikollinearitet är ett av de antaganden som ingår i Gauss Markov teoremet och undersöks genom VIF. De VIF värden som återfinns i tabell 2 gör det möjligt att konstatera att ingen problematisk multikollinearitet råder inom någon av modellerna vilket därför uppfyller antagandet.

Tabell 2: VIF-värden: FF3M och HYB.

VIF	Finland	Colombia
FF3M	<i>Rm-Rf(1.05)</i> <i>SMB(1.03)</i> <i>HML(1.01)</i>	<i>Rm-Rf(1.001)</i> <i>SMB(1.13)</i> <i>HML(1.13)</i>
HYB	<i>Rm-Rf(1.05)</i> <i>SMB(1.20)</i> <i>HML(1.02)</i> <i>MCMCAP(1.17)</i>	<i>Rm-Rf(1.04)</i> <i>SMB(1.14)</i> <i>HML(1.36)</i> <i>MCMCAP/Y(1.24)</i>

Not: VIF mäter det linjära sambandet mellan flera oberoende variabler inom en multipel regression. VIF beräknas i enlighet med formel 9. Värden över 0.05 tyder på multikollinearitet.

Därefter testas autokorrelation genom Breusch-Godfrey test. För BH portföljerna i Colombia samt $CAPM_{SH}$ i Finland återfinns tecken på autokorrelation genom Breusch-Godfrey test. Resterande modeller uppvisar inte någon autokorrelation. Att det återfinns autokorrelation inom BH portföljen kan bero på portföljens konstruktion. Avkastningen på portföljen är konstant noll över perioden. Anledningen till detta är för att det inte ingår några bolag i BH portföljen för Colombia. Därav blir autokorrelation för BH portföljen hög för samtliga tidsperioder (se appendix graf 1). Finland däremot är mer diversifierat där endast $CAPM_{SH}$ visar på autokorrelation. För $CAPM_{SH}$ finns autokorrelation endast för en tidsperiod framåt vilket kan ses i appendix graf 3.

Antagandet för normalfördelade residualer testas genom Shapiro-Wilk test. Här återfinns problem för flertal modeller. Många modellers residualer följer ej en normalfördelning. Flera av modellernas residualer har en kurtosis eller en skevhet, för exempel se appendix graf 1-2. På grund av detta går det inte att skapa pålitliga konfidensintervall och prediktionsintervall genom regressionerna. Breusch-Pagan test om heteroskedasticitet förkastas ej och det går att konstatera att residualernas varians är konstanta för samtliga portföljer.

Tabell 3: Tidsserieregression från 18 portföljspecifika modeller i Finland. Statistiska tester: Shapiro-Wilks, Breusch-Godfrey samt Breusch-Pagan test

Finland

		Beroende variabel:																	
		(RP - Rf)																	
		(CAPM)	(CAPM)	(CAPM)	(CAPM)	(CAPM)	(CAPM)	(FF3M)	(FF3M)	(FF3M)	(FF3M)	(FF3M)	(FF3M)	(HYB)	(HYB)	(HYB)	(HYB)	(HYB)	(HYB)
		SL	SM	SH	BL	BM	BH	SL	SM	SH	BL	BM	BH	SL	SM	SH	BL	BM	BH
(Rm - Rf)	0.846*** (0.146)	0.730*** (0.087)	0.808*** (0.092)	1.098*** (0.179)	0.843*** (0.104)	0.900*** (0.147)	0.954*** (0.105)	0.784*** (0.065)	0.886*** (0.077)	0.870*** (0.091)	0.817*** (0.107)	0.937*** (0.121)	0.947*** (0.104)	0.780*** (0.065)	0.881*** (0.077)	0.861*** (0.089)	0.821*** (0.108)	0.927*** (0.119)	
SMB							0.921*** (0.126)	0.507*** (0.079)	0.519*** (0.093)	-0.660*** (0.110)	-0.136 (0.129)	-0.257* (0.145)	0.855*** (0.135)	0.474*** (0.084)	0.469*** (0.099)	-0.743*** (0.116)	-0.103 (0.140)	-0.357** (0.154)	
HML							-0.272** (0.103)	-0.197*** (0.064)	-0.009 (0.076)	-1.083*** (0.089)	-0.048 (0.105)	0.653*** (0.118)	-0.257** (0.103)	-0.189*** (0.064)	0.003 (0.076)	-1.064*** (0.088)	-0.055 (0.106)	0.677*** (0.117)	
`MCMCAP/Y`														2.164 (1.620)	1.083 (1.011)	1.613 (1.192)	2.689* (1.387)	-1.070 (1.676)	3.240* (1.841)
Intercept	0.006 (0.006)	0.003 (0.003)	0.003 (0.004)	-0.003 (0.007)	-0.004 (0.004)	0.004 (0.006)	0.002 (0.004)	0.001 (0.002)	0.001 (0.003)	0.003 (0.003)	-0.003 (0.004)	0.004 (0.005)	-0.007 (0.008)	-0.003 (0.005)	-0.006 (0.006)	-0.008 (0.007)	0.001 (0.008)	-0.009 (0.009)	
Observationer	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60
Justerat R ²	0.357	0.541	0.562	0.383	0.524	0.382	0.682	0.755	0.709	0.847	0.518	0.604	0.687	0.756	0.713	0.854	0.513	0.618	
Shapiro-Wilks	3.15e-07	0.0003	0.0015	0.9292	0.9426	0.4819	0.003	0.005	0.2424	0.9857	0.9584	0.3825	0.0031	0.0089	0.3627	0.9579	0.9529	0.2639	
Breusch-Godfrey	0.0137	0.132	0.006	0.9866	0.4911	0.1461	0.4068	0.785	0.1456	0.2441	0.5068	0.2136	0.5338	0.7811	0.137	0.2974	0.4418	0.3559	
Breusch-Pagan	0.3832	0.3849	0.8832	0.7049	0.4724	0.1946	0.0279	0.2254	0.452	0.5827	0.2579	0.3381	0.0427	0.5752	0.6034	0.6674	0.3625	0.5692	
F-värde	33.701*** (df = 1; 58)	70.456*** (df = 1; 58)	76.722*** (df = 1; 58)	37.662*** (df = 1; 58)	65.909*** (df = 1; 58)	37.541*** (df = 1; 58)	43.260*** (df = 3; 56)	61.577*** (df = 3; 56)	48.820*** (df = 3; 56)	109.790*** (df = 3; 56)	22.125*** (df = 3; 56)	30.998*** (df = 3; 56)	33.345*** (df = 4; 55)	46.590*** (df = 4; 55)	37.617*** (df = 4; 55)	87.338*** (df = 4; 55)	16.520*** (df = 4; 55)	24.894*** (df = 4; 55)	

*p < 0.01 < **p < 0.05 < ***p < 0.01

Not: Portföljerna är konstruerade i enlighet med Fama French 1993 (se figur 1). Tabellen avser Finland vilket framställer resultaten från regressionerna och de statistiska tester som används i denna studie.

Tabell 4: Tidsserieregression från 18 portföljspecifika modeller i Colombia. Statistiska tester: Shapiro-Wilks, Breusch-Godfrey samt Breusch-Pagan test

Colombia

	Beroende variabel:																	
	(RP - Rf)																	
	(CAPM) SL	(CAPM) SM	(CAPM) SH	(CAPM) BL	(CAPM) BM	(CAPM) BH	(FF3M) SL	(FF3M) SM	(FF3M) SH	(FF3M) BL	(FF3M) BM	(FF3M) BH	(HYB) SL	(HYB) SM	(HYB) SH	(HYB) BL	(HYB) BM	(HYB) BH
(Rm - Rf)	-0.014 (0.069)	-0.042 (0.067)	-0.009 (0.068)	0.021 (0.161)	-0.022 (0.103)	-0.010 (0.010)	-0.009 (0.039)	-0.037 (0.041)	-0.005 (0.067)	-0.005 (0.066)	-0.036 (0.085)	-0.009 (0.010)	0.011 (0.037)	-0.028 (0.042)	0.015 (0.068)	0.009 (0.067)	-0.016 (0.086)	0.005 (0.004)
SMB							0.674*** (0.083)	0.665*** (0.088)	0.211 (0.144)	-0.459*** (0.142)	-0.995*** (0.181)	0.004 (0.022)	0.695*** (0.079)	0.674*** (0.089)	0.233 (0.144)	-0.444*** (0.142)	0.973*** (0.182)	0.019** (0.008)
HML							-0.573*** (0.056)	-0.521*** (0.060)	-0.001 (0.098)	-1.391*** (0.096)	0.259** (0.123)	0.036** (0.015)	-0.639*** (0.058)	-0.548*** (0.065)	-0.066 (0.106)	-1.436*** (0.105)	0.193 (0.134)	-0.009 (0.006)
`MCMCAP/Y`													-0.281*** (0.103)	-0.113 (0.115)	-0.280 (0.187)	-0.195 (0.185)	-0.283 (0.236)	-0.196*** (0.011)
Intercept	0.020*** (0.003)	0.017*** (0.003)	0.012*** (0.003)	0.024*** (0.008)	0.013** (0.005)	0.017*** (0.0005)	-0.017*** (0.002)	-0.014*** (0.002)	0.013*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.013*** (0.004)	0.018*** (0.0005)	-0.018*** (0.002)	-0.015*** (0.002)	0.014*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	0.014*** (0.004)	-0.018*** (0.0002)
Observationer	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60	60
Justerat R ²	-0.017	-0.011	-0.017	-0.017	-0.016	-0.002	0.680	0.624	-0.010	0.828	0.315	0.084	0.713	0.624	0.012	0.828	0.321	0.872
Shapiro-Wilks	0.5883	0.7851	0.0007	0.0754	2.2e-10	0.0003	0.3129	0.3449	0.0007	0.01593	0.0286	0.0429	0.6244	0.0306	0.4164	0.0060	0.0159	0.0286
Breusch-Godfrey	0.2366	0.4737	0.4761	0.8253	0.204	5.9e-14	0.5465	0.4048	0.6667	0.653	0.9728	1.1e-12	0.4332	0.4418	0.9553	0.5085	0.7807	e.4e-05
Breusch-Pagan	0.3437	0.9129	0.0928	0.9365	0.3602	0.3419	0.5021	0.0797	0.4169	0.1896	0.1684	0.0311	0.577	0.105	0.2783	0.0702	0.2242	0.2761
F-värde	0.040 (df = 1; 58)	0.384 (df = 1; 58)	0.017 (df = 1; 58)	0.017 (df = 1; 58)	0.046 (df = 1; 58)	0.883 (df = 1; 58)	42.708*** (df = 3; 56)	33.629*** (df = 3; 56)	0.812 (df = 3; 56)	95.774*** (df = 3; 56)	10.062*** (df = 3; 56)	2.808** (df = 3; 56)	37.572*** (df = 4; 55)	25.446*** (df = 4; 55)	1.184 (df = 4; 55)	72.238*** (df = 4; 55)	7.965*** (df = 4; 55)	101.835*** (df = 4; 55)

*p < 0.01 < **p < 0.05 < ***p < 0.01

Not: Portföljerna är konstruerade i enlighet med Fama French 1993 (se figur 1). Tabellen avser Colombia vilket framställer resultaten från regressionerna och de statistiska tester som används i denna studie.

6. Diskussion

Genom analysen av datamaterialet och de tester som gjorts finns det klara skillnader mellan länderna om hur väl modellerna beskriver sambandet mellan avkastning och risk. Först och främst uppvisar den finska marknaden en högre förklaringsgrad för nästan samtliga portföljspecifika modeller. Därutöver är medelvärdet på justerat R^2 högre för samtliga modeller i Finland. Modellen som visar störst skillnad i förklaringsgrad mellan marknaderna är CAPM. Här går det tydligt att säga att CAPM inte är anpassningsbar på den colombianska marknaden då alpha är skilt från noll samt att det inte råder någon signifikans för beta på marknadsfaktorn. Dessutom är justerat R^2 för modellerna negativt vilket tyder på att de ej förklarar sambandet mellan risk och avkastning. Valet av länder bygger specifikt på hypotesen att det finns skillnader i hur lämpliga modellerna är för att förklara sambandet mellan avkastning och risk när ländernas kapitaliseringsgrad skiljer sig åt. För FF3M och HYB är justerat R^2 högre för både Colombia samt Finland jämfört med CAPM. Dock återfinns stora skillnader för Colombia och Finland sinsemellan.

I både Colombia och Finland går det att se den positiva effekt som variabeln för marknadskapitalisering har på genomsnittligt justerat R^2 (tabell 1). I Finland ökar inte förklaringsgraden tillräckligt mycket för att kunna utesluta att denna ökning inte berott på en slumpfaktor. Vad som gäller för bägge länder är att variabeln för marknadskapitalisering är signifikant för portföljspecifika modeller men inte genomgående. Av denna anledning går det inte att dra några slutsatser om variabelns faktiska applicerbarhet.

En ökning av marknadskapitalisering gentemot BNP leder till att det anpassade värdet på överskottsavkastning minskar i Colombia och vice versa. Detta skulle betyda att när kvoten ökar och aktiemarknaden växer i förhållande till BNP går avkastningen ner. Demirgüç-Kunt och Huizinga (1995) samt Assefa och Mollick (2014) finner variabeln marknadskapitalisering signifikant för att förklara överskottsavkastning. Assefa och Mollick (2014) finner variabel signifikant för mindre marknader i länder som klassificeras som tillväxtländer.

Utifrån marknadskapitalisering mot BNP går det att konstatera att aktiemarknaden är mindre i Colombia jämfört med Finland. Detta kan vara en anledning till varför variabeln uppvisar högre signifikans i Colombia utifrån Assefa och Mollick's (2014) resonemang att exkludera Sydafrika på grund av dess storlek. Problemet med variabeln i denna undersökning är att variabeln är statisk och inte gjord på månadsbasis och ger därför inte en rättvisande bild. All annan data bygger på den månadsvisa förändringen. Både MCMCAP/Y och BNP är makrovariabler som bägge anses vara trögrörliga, detta innebär att undersökningen skulle behöva genomföras över en längre tidsperiod för att kunna påvisa signifikant skillnad. I denna undersökning går det däremot att påvisa en stor skillnad på modellernas förmåga att modulera överskottsavkastning mellan dessa två marknader. Buchanan och English (2007) föreslår att marknadskapitalisering mot BNP kan definiera tillväxtländer. El Hedi et al (2010) menar att måttet återspeglar landets tillgänglighet för utländska investerare medan Errunza (2001) diskuterar det som ett tecken på liberalisering av aktiemarknaden. Utifrån denna syn finns det en skillnad på hur bra modellerna beskriver sambandet mellan avkastning och risk för två länder med skillnader inom utvecklingsnivå samt liberalisering. Att dra en slutsats att detta är ett globalt fenomen som återfinns utanför dessa marknader går inte att göra då urvalet av marknader är för litet. Detta kräver en mer djupgående studie som inkluderar flertalet länder med ekonomiska och socioekonomiska skillnader.

Interceptet och marknadsfaktorn är två intressanta variabler, speciellt eftersom det skiljer sig mellan länderna. För Finland råder det överlag ingen signifikans för interceptet. När det inte är signifikant skilt från noll kan slutsatsen dras att interceptet är lika med den riskfria tillgången vilket är det Jensen (1964) påvisar. I Colombia syns en stor skillnad inom CAPM där interceptet är signifikant skilt från noll för samtliga portföljer. Det tyder på att interceptet inte är lika med den riskfria tillgången vilket gör att antagandet för CAPM inte håller. Kring marknadsfaktorn syns liknande avvikelser mellan länderna. Marknadsfaktorn bör uppvisa signifikans och vara skilt från noll för att påvisa att en investerare kompenseras för risken inom portföljen. I Colombia uppfylls inte detta då ingen signifikans råder vilket betyder att portföljerna är marknadsneutrala. Det går därav inte att säga om det finns en systematisk risk inom Colombia vilket troligtvis inte stämmer. Ett rimligt antagande är att det alltid existerar en systematisk risk vid investeringar i aktier. Självklart kan detta variera beroende på marknadens tillstånd men att det skulle vara noll är högst osannolikt. Om beta är lika med noll skulle det tyda på att den systematiska risken är lika med

interceptet, vilket enligt teorin innebär att den systematiska risken för portfölj i är samma som den riskfria tillgången. Att dessa skulle ha samma risk är inte troligt. Det är möjligt att den colombianska marknadsportföljen bestående av enbart colombianska aktier är en dålig approximering av den sanna marknadsportföljen. En lösning på detta skulle kunna vara att inkludera utländska värdepapper för att skapa en mer rättvisande marknadsportfölj.

Mycket av resultatet kan bero på portföljkonstruktion. Konstruktionen av portföljerna sker i enlighet med Fama och French (1993). Det går att ifrågasätta huruvida portföljkonstruktion genom storleksviktade gränser är optimalt för mindre marknader. Andelen bolag per portfölj åskådliggörs i graferna 4 och 5 i appendix. Fördelning av bolag mellan portföljerna är skiftande, detta eftersom 95% av observationerna ingår i antingen SL, SM eller SH. Detta kommer ha en stor påverkan för de olika variablerna, eftersom skattningen av koefficienterna nu bygger på ett mindre urval. Detta kan bli missvisande då urvalet är för litet för att uppnå effektiva skattningar av parametrarna. Portföljer såsom SM har uppåt 1500 observationer för tidsperioden medan BH har 60 eller färre. Problemet kan troligtvis vara att Fama och French (1993) gör denna fördelning på 4797 bolag år 1991 varav 1181 bolag som sedan räknas som *BIG*. Genom att applicera teorin för Fama och French (1993) på en liten marknad med färre bolag finns det risk att *BIG* blir för litet för att genomföra rimliga approximeringar. Modellernas olika förmåga att beskriva marknaderna kan därav påverkas av hur marknader och fördelningen inom marknaden ser ut. Denna undersökning har inte studerat hur strukturer på marknaderna påverkar modellerna samt vilken storlek som behövs, då detta kräver ett större urval av marknader.

7. Slutsats

Denna studie har haft i ambition att besvara vilken betydelse ett lands kapitaliseringsgrad har på tillgångars variation samt dess effekt på variablernas förmåga att beskriva sambandet mellan avkastning och risk. Det kan konstateras att det finns en markant skillnad när det kommer till justerat R^2 mellan modellerna och länderna. I viss mån lyckas CAPM beskriva sambandet mellan avkastning och risk i Finland. Dock uppvisar modellen låga värden för justerat R^2 vilket kan komma att ifrågasätta modellens effektivitet. Resultatet stämmer överens med tidigare teori om att interceptet är lika med den riskfria tillgången samt att marknadsfaktorn uppvisar signifikans. För Colombia är teorin kring CAPM inte tillämpbar då interceptet inte är lika med den riskfria tillgången samt att marknadsfaktorn inte är skilt från noll. För Finland är Fama och French trefaktormodell samt Hybridmodellen applicerbar men det går ej att göra prediktionsintervall samt konfidensintervall för alla portföljer. Detsamma gäller i Colombia. Studiens resultat indikerar att portföljkonstruktionen i enlighet med teorin kan vara bristfällig för små marknader på grund av att urvalet blir för litet.

Marknadskapitalisering i förhållande till BNP förbättrar inte Fama och French Trefaktormodell tillräckligt mycket i Finland för att säga att hybridmodellen är överlägsen. Signifikans hos variabeln återfinns inom vissa portföljer i Finland. För Colombia förbättras justerat R^2 men variabeln uppvisar endast signifikans för två portföljer. Att variabeln uppvisar signifikans för två portföljer samt att justerat R^2 ökar är inte tillräckligt för att dra slutsatsen att variabeln bör inkluderas i modellen. Det går att konstatera att det råder en skillnad på hur bra modellerna går att applicera på två länder vars marknadskapitalisering i förhållande till BNP är skilda. Vår slutsats är att det krävs ett större urval av marknader för att kunna påvisa variabelns faktiska applicerbarhet på marknader med högre marknadskapitalisering i förhållande till BNP. Framtida forskning bör undersöka marknadskapitalisering i förhållande till BNP som variabel i modellen utifrån data som bygger på den månadsvisa förändringen. Detta bör undersökas inom flera marknader för att se om det finns ett samband. För att hantera variabelns trögrörlighet bör studien avse en längre tidsperiod för att fånga variabelns sanna effekt. Därutöver bör det undersökas om CAPM samt Fama och French trefaktormodell modulerar sambandet bättre i länder med högre marknadskapitalisering i förhållande till BNP. För båda dessa undersökningar bör mer data inhämtas för en längre tidsperiod. Något som inte kunnat göras i denna undersökning på grund av uppsatsens omfattning.

8. Referenslista

Assefa, T.A. and Mollick, A.V. (2014). African stock market returns and liquidity premia. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, [online] 32, S. 325–342.

Bartholdy, J. och Peare, P. (2005). Estimation of expected return: CAPM vs. Fama and French. *International Review of Financial Analysis*, [online] 14(4), S. 407–427.

Black, F. (1972). Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing. *The Journal of Business*, [online] 45(3), S. 444–455.

Buchanan, B. and English, P.C. (2007). Law, finance, and emerging market returns. *Emerging Markets Review*, [online] 8(3), S. 181–193.

Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2014). *Investments*. 10th Edition. New York: McGraw-Hill Irwin.

Census and Economic Information Center, CEIC (2018). *Finland Market Capitalization: % of GDP*. [online] Ceicdata.com. Available at: <https://www.ceicdata.com/en/indicator/finland/market-capitalization--nominal-gdp> [Hämtat 2 Dec. 2020].

Christopher Dougherty, 2016. Introduction to econometrics, *Multiple Regression analysis*. Oxford: Oxford University Press, S. 157-196

Christopher Dougherty, 2016. Introduction to econometrics, *Autocorrelation*. Oxford: Oxford University Press, S. 445-477

Demirgüç-Kunt, A. och Huizinga, H. (1995). Barriers to portfolio investments in emerging stock markets. *Journal of Development Economics*, [online] 47(2), S. 355–374.

Demirgüç-Kunt, A. och Levine, R. (1996). Stock Market Development and Financial Intermediaries: Stylized Facts. *The World Bank Economic Review*, [online] 10(2), S. 291–321.

Errunza, V (2001) Foreign portfolio equity investments, financial liberalization, and economic development. *Rev Int Econ* 9(4): S. 703–726

Fama, E.F. och French, K.R. (2003). The Capital Asset Pricing Model: Theory and Evidence. *SSRN Electronic Journal*.

Fama, E.F. (1973). A Note on the Market Model and the Two-Parameter Model. *The Journal of Finance*, [online] 28(5), S. 1181–1185.

Fama, E.F. och French, K.R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, [online] 33(1), S. 3–56.

Fama, E.F. och French, K.R. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *The Journal of Finance*, [online] 47(2), S. 427–465.

Foye, J. (2018). A comprehensive test of the Fama-French five-factor model in emerging markets. *Emerging Markets Review*, [online] 37, S. 199–222.

Griffin, J.M. (2002). Are the Fama and French Factors Global or Country Specific? *Review of Financial Studies*, [online] 15(3), S. 783–803.

Harvey, C.R. (1995). Predictable Risk and Returns in Emerging Markets. *Review of Financial Studies*, [online] 8(3), S. 773–816.

Harvey Arbelaez och Jorge L. Urrutia, 1998. The Behavior of the Colombian emerging capital market, I J. Jey Choi, John A. Doukas(Eds.), *Emerging Capital Markets- Finance and investment issues*. Westport: Quorum books, S. 316-324

Jensen, M.C. (1968). The Performance of Mutual Funds in the Period 1945-1964. *The Journal of Finance*, 23(2), S.389.

International monetary Fund, 2019. *Fiscal Monitor database*.

Lleo, S. och Ziemba W. T. (2019) Can Warren Buffett forecast equity market corrections? *The European Journal of Finance*, 25:4, S. 369-393

Liew, J. och Vassalou, M. (2000). Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth? *Journal of Financial Economics*, [online] 57(2), S. 221–245.

Lintner, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), S. 13.

Markowitz, H, och G. Peter Todd. *Mean-variance analysis in portfolio choice and capital markets*. Vol. 66. John Wiley & Sons, 2000.

Markowitz, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7(1), S. 77–91.

Mohamed El Hedi Arouri, Fredj Jawadi Duc och Khuong Nguyen, (2010). The Dynamics of Emerging Stock Markets Empirical Assessments and Implications. Springer Heidelberg Dordrecht: London New York.

Miles, J. (2014). *R Squared, Adjusted R Squared*. *Wiley StatsRef: Statistics Reference Online*.

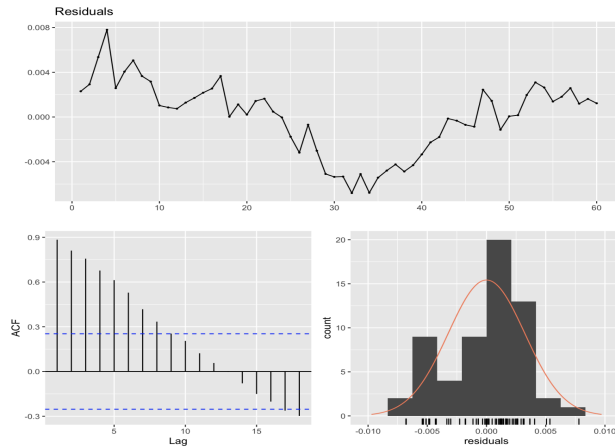
Organization for Economic Co-operation and Development, Interest Rates: 3-month or 90-day rates and yields: Interbank rates: Total for Colombia [COLIR3TIB01STM], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/COLIR3TIB01STM>, December 29, 2020.

Organization for Economic Co-operation and Development, 3-Month or 90-day Rates and Yields: Interbank Rates for Finland [IR3TIB01FIM156N], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/IR3TIB01FIM156N>, December 29, 2020.

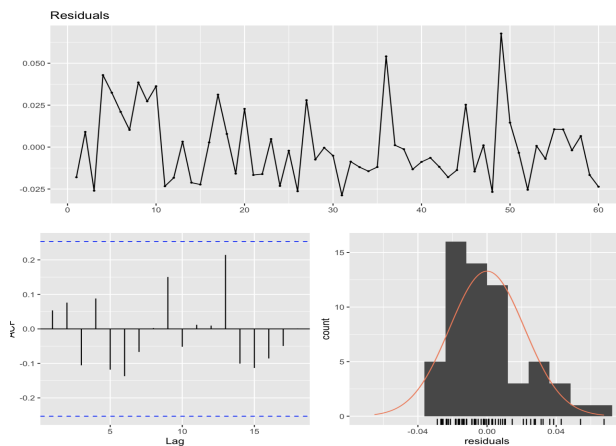
Sharpe, W.F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory Of Market Equilibrium Under Conditions Of Risk. *The Journal of Finance*, [online] 19(3), S. 425–442.

Valeriano F. Garcia och Lin Liu (1999) Macroeconomic Determinants of Stock Market Development, *Journal of Applied Economics*, 2:1, S. 29-59

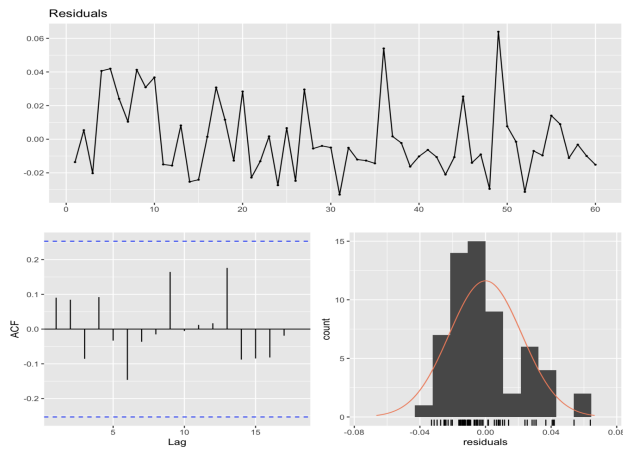
Appendix



Graf 1: Residualgrafer för Colombia: FF3M BH. Den övre grafen illustrerar trenden på tidsseriens residualer. Den nedre grafen till vänster presenterar autokorrelation mellan varje tidsperiod. Den nedre grafen till höger visar residualernas fördelning jämfört med en normalfördelning.

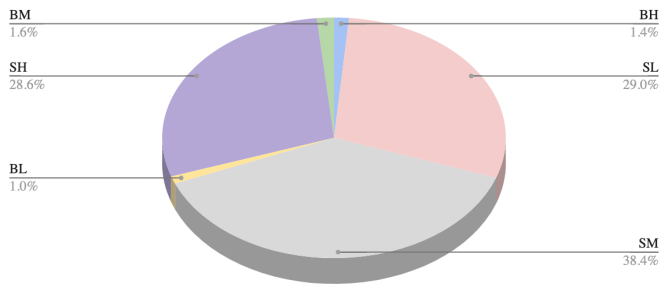


Graf 2: Residualgrafer för Colombia: FF3M SH. Den övre grafen illustrerar trenden på tidsseriens residualer. Den nedre grafen till vänster presenterar autokorrelation mellan varje tidsperiod. Den nedre grafen till höger visar residualernas fördelning jämfört med en normalfördelning.



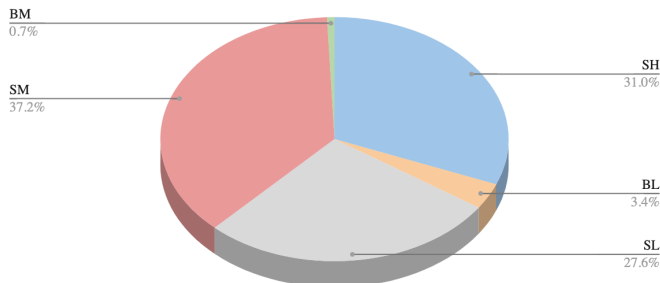
Graf 3: Residualgrafer för Finland: CAPM SH. Den övre grafen illustrerar trenden på tidsseriens residualer. Den nedre grafen till vänster presenterar autokorrelation mellan varje tidsperiod. Den nedre grafen till höger visar residualernas fördelning jämfört med en normalfördelning.

Portföljkonstruktion- Andel bolag per portfölj Finland



Graf 4: Observationer per portfölj Finland

Portföljkonstruktion- Andel bolag per portfölj i Colombia



Graf 5: Observation per portfölj Colombia

Tabell 5: Varians på marknadsportföljen för respektive land.

Varians Rm

Colombia	Finland
0.19874%	0.14509%

Tabell 6: Sammanställning av inkluderade bolag.

Bolag

Colombia		Finland	
ACERIAS PAZ DEL RIO	MAYAGUEZ	AFARAK GROUP	NELES
AGROGUACHAL	MINEROS	AHLSTROM-MUNKSJO	NESTE
ALIMENTOS DERIVADOS DE LA CANA	PRODUCTOS FAMILIA	AKTIA BANK A	NOHO PARTNERS
ALMACENES EXITO	PROMIGAS	ALANDSBANKEN A	NOKIA
ASDF.DE PNSI.Y CESA. PRCN.	RIOPAILA CASTILLA	ALMA MEDIA	NOKIAN RENKAAT
AVIANCA HOLDING PREF.	TEXTILES FABRICATO TEJICONDOR	APETIT	NORDEA BANK
BANCO COMERCIAL AV VILLAS	VALORES INDUSTRIALES	ASPO	NURMINEN LOGISTICS
BANCO DAVIVIENDA PREF.	VALORES SIMESA	ASPOCOMP GROUP	OLVI A
BANCO DE BOGOTA		ATRIA 'A'	ORIOLA B
BANCO DE OCCIDENTE		AVIDLY	ORION B
BANCO POPULAR		BASWARE	OUTOKUMPU 'A'

BANCOLOMBIA		BIOHIT B	OVARO KIINTEISTOSIJOITUS
BBV.ARGT.CLOMB.		BITTIUM	PANOSTAJA
BOLSA DE VALORES DE COLOMBIA		CAPMAN 'B'	PONSSE
BOLSA NACIONAL AGROPECUARIA		CARGOTEC 'B'	PUNAMUSTA MEDIA
CARTON DE COLOMBIA		CAVERION	QPR SOFTWARE
CARVAJAL EMPAQUES PREF.		CITYCON	RAISIO
CELSIA ESP		COMPONENTA	RAPALA VMC
CEMENTOS ARGOS		DIGIA	RAUTE 'A'
CEMEX LATAM HOLDING(BOG)		DIGITALIST GROUP	REKA INDUSTRIAL
CLINICA DE MARLY		DOVRE GROUP	REVENIO GROUP
COLOMBINA		ELECSTER 'A'	SAGA FURS
COLTEJER		ELISA	SAMPO 'A'
COMPANIA AGRICOLA SAN FELIPE		ENEDO	Sanoma
COMPANIA DE ELECTRICIDAD DE TULUA		EQ	SCANFIL
COMPANIA DE EMPAQUES		ETTEPLAN	SIEVI CAPITAL
CONCRETO		EXEL COMPOSITES	SIILI SOLUTIONS
CONSTRUCCIONES CIVILES		F-SECURE	SOLTEQ
CONSTRUCCIONES EL CONDOR		FINNAIR	SOPRANO
COOMEVA ENTIDAD PROMOTORA DE SALUD		FISKARS 'A'	SRV YHTIOT
CORPORACION DE FERIAS Y EXPOSICIONES		FORTUM	SSH COMMUNICATIONS SECURITY

CORPORACION FINANCIERA COLOMBIANA		GLASTON	STOCKMANN B
ECOPETROL		HKSCAN A	STORA ENSO R
EMPRESA DE ENERGIA DEL PACIFICO		HONKARAKENNE B	SUOMINEN
EMSA.DE TC.DE BOGOTA		HUHTAMAKI	TAALERI
ENKA DE COLOMBIA		ILKKA YHTYMA	TECNOTREE
FONDO GANADERO DE TOLIMA		INCAP	TELESTE
GAS NATURAL		INNOFACTOR	TIETOEVRY
GRUPO AVAL ACCIONES Y VALORES		INVESTORS HOUSE	TIKKURILA
GRUPO BOLIVAR		KEMIRA	TRAINERS HOUSE
GRUPO DE INVERSIONES SURAMERICANA		KESKISUOMALAINEN	TULIKIVI A
GRUPO ENERGIA BOGOTA		KESKO B	UPM-KYMMENE
GRUPO NUTRESA		KESLA A	UUTECHNIC GROUP
INDUSTRIAS ESTRA		KONE 'B'	VAISALA A
INGENIO CENTRAL CASTILLA		KONECRANES	VALOE
INTERCONEXION ELECTRICA		LASSILA & TIKANOJA	VIKING LINE
INVERSIONES ARGOS		MARIMEKKO	WARTSILA
INVERSIONES EQUIPOS Y SERVICIOS		MARTELA A	WULFF-GROUP
INVERSIONES VENECIA		METSA BOARD B	YIT
MANUFACTURAS DE CEMENTO		METSO OUTOTEC	YLEISELEKTRONIIKKA