



LUND
UNIVERSITY

Empiriskt test av den konsumtionsbaserade CAPM

En utvärdering av dess precision med fokus utifrån konsumtionsteori

Oliwer Silfverberg
Nationalekonomiska institutionen
Kandidatuppsats
VT 2015

Handledare: Bujar Huskaj

Sammanfattning

I denna uppsats testas den konsumtionsbaserade CAPM empiriskt på den amerikanska marknaden. Undersökningen tillämpas både på års- och månadsbasis för perioden 1970-2013 samt delperioden 1970-2006. Syftet med uppsatsen är att undersöka modellens precision på historisk data och utifrån detta tillämpas tester för att se om modellen är korrekt specificerad. Först konstrueras 20 stycken aktieportföljer i USA som tillsammans med konsumtionstillväxten utvärderas i modellen med hjälp av olika statistiska metoder. Till att börja med används en Fama-Macbeth regression för att undersöka riskpremien och för att testa om sambandet mellan förväntad avkastning och konsumtionsrisk är linjärt. Vidare jämförs priset från en enkel linjär regression framtagen för både den konsumtionsbaserade CAPM mot den traditionella CAPM och ett GRS-test tillämpas. Slutligen skattas parametrarna i modellen med en GMM estimation så att den förväntade avkastningen manuellt kan beräknas. Utifrån detta följer en diskussion där antaganden i modellen på djupet analyseras utifrån klassisk konsumtionsteori. Slutsatsen från alla statistiska tester i denna undersökning är entydlig och det mesta tyder på att den jämna konsumtionstillväxten har svårt att förklara den stora variationen i avkastningsdata som uppvisades för perioden.

Nyckelord: CCAPM, CAPM, Konsumtion, Avkastning, Risk

Innehållsförteckning

1. Introduktion	1
2. Tidigare forskning	4
3. Teori	8
3.1 Capital Asset Pricing Model	8
3.2 Den stokastiska diskonteringsfaktorn	9
3.3 Consumption based Capital Asset Pricing Model	10
3.4 Budgetrestriktion i flera perioder	12
3.5 Inkomst- och substitutionseffek i flera perioder	13
3.6 Kort om indifferenskurvornas utseende	15
4. Data	17
4.1 Konsumtion	17
4.2 Portföljer	19
4.3 Konsumtionshärmande portfölj	20
4.4 Avgränsningar i data och mätproblem	21
5. Metod	23
5.1 Fama-Macbeth regression	23
5.2 Linjär regression med CMP	24
5.3 GRS-test	25
5.4 Generalized Method of Moments och CCAPM	26
5.5 Test för autokorrelation och stationäritet i data	28
6. Resultat	30
6.1 Test för autokorrelation och stationäritet i data	30
6.2 Fama-Macbeth regression	31
6.3 CMP och GRS-test	35
6.4 GMM estimation	36
7. Resultatdiskussion	39
7.1 CCAPM ur ett konsumtionsperspektiv	39
7.2 Specifikationerna i CCAPM	43
7.3 Prisfel för CMP och MKT	44
8. Avslutande Kommentarer	46
9. Referenser	48

Kapitel 1

Introduktion

De finansiella marknaderna utgör en viktig byggsten för en välfungerande och modern marknadsekonomi eftersom de hjälper till att på ett effektivt sätt fördela resurser mellan olika aktörer. Där mycket av den tidigare forskningen inom området har handlat om prissättning av finansiella tillgångar.

Den moderna portföljevalsteorin tog sin början på 1950-talet då Harry Markowitz utvecklade en teori för hur kapital skulle placeras under osäkerhet. Markowitz menade att placeringsbeslutet inte bara berodde på den förväntade avkastningen utan även att risken som osäkerheten förde med sig skulle tas i beaktande (Nobel Media AB, 2014).

Ett stort genombrott kom när William Sharpe (1964), John Lintner (1965) och Jan Mossin (1966) byggde vidare på Markowitz arbete och oberoende av varandra tog de fram Capital Asset Pricing Model (CAPM) som är en modell för att prissätta riskabla tillgångar. CAPM används än idag i bland annat beslutsfattande processer till att ta fram korrekta kalkylräntor för investeringsprojekt och att värdera finansiella tillgångar. Genom årens lopp har modellen även varit vanligt förekommande i flertalet empiriska undersökningar.

I CAPM beror den förväntade avkastningen för en tillgång på hur mycket marknadsrisk tillgången har, där mer marknadsrisk medför en högre förväntad avkastning. Marknadsrisken i sin tur beror på samvariationen mellan den enskilda tillgången och marknadsportföljen. Modellen är en jämnviktsmodell där möjligheten till högre förväntad avkastning enbart ska gå att få genom att ta på sig högre marknadsrisk. Marknadsportföljen i sig är en värdeviktad portfölj bestående av samtliga tillgångar från alla marknader. Däremot förklarar modellen inte vilka makroekonomiska faktorer som gör att marknadsportföljen varierar i värde och således antas variationen bero på exogena orsaker.

Ett antagande i den vanliga Capital Asset Pricing Modellen är att individer baserar sina placeringsbeslut angående sin förmögenhet utifrån en tidsperiod åt gången. Merton (1973) med flera argumenterade för att den traditionella CAPM baserad på en tidsperiod var aningen begränsad och att i själva verket är verkligheten mer komplex då det är rimligt att tänka sig att individer väljer att spara olika mycket vid olika stadier i livet och således också vill ta på sig olika mycket marknadsrisk vid olika åldrar. Han menade på att tillgångspriset bättre skulle speglas av individens val av konsumtion och investeringsbeslut över flera tidsperioder.

En modell som tar hänsyn till individers preferenser över flera tidsperioder är Consumption Based Capital Asset Pricing Model (CCAPM) som togs fram av Rubinstein (1976), Lucas (1978) och Breeden (1979). Modellen utgår ifrån att priset på en tillgång beror på dess konsumtionsrisk som mäts i termer av tillgångens kovarians med aggregerad konsumtionstillväxt samt en riskpremium för att bära konsumtionsrisken.

CCAPM utgår ifrån att varje individ vill maximera sin nytta av den totala konsumtionen över hela livsrymden och tar inte bara hänsyn till de konsumtionsmöjligheter som ges förtillfället (Bodie, Kane & Marcus 2014, s. 435-439). Notera att i CCAPM är det konsumtionen som är det viktiga för varje individ tillskillnad från förmögenheten som i den traditionella CAPM. Anledningen är helt enkelt att faktorer som exempelvis den riskfria räntan och priset på vanliga konsumtionsvaror kan variera över tid och därmed är det nyttan av konsumtion som modellen tar hänsyn till.

Marknadsportföljen är inte helt observerbar eftersom den ska innehålla alla tillgångar enligt teorin. Tidigare empiriska tester av CAPM har istället använt sig av en proxy såsom ett index av något slag som substitut. En av de som framförde stark kritik mot denna metod för att testa CAPM var Richard Roll som i sin artikel "*A critique of the Asset pricing theory's tests*" från 1977 menade att CAPM inte alls går att testa om man inte har tillgång till marknadsportföljen sammansatt på rätt sätt. I den konsumtionsbaserade CAPM är den förklarande variabeln konsumtionstillväxt som både är observerbar och mer lättillgänglig, vilket också är en anledning till att använda CCAPM istället för CAPM om den förstnämnda har bra precision.

Eftersom CAPM är så vanligt förekommande både i praktiken, i empiriska studier och i undervisning inom den finansiella teorin är det intressant att undersöka om en mer komplex flerperiodsmodell såsom CCAPM kan förklara avkastningen med ännu bättre precision. Om så är fallet skulle man kunna ta fram mer precisa kalkylräntor, vilket skulle förenkla beslutsprocesser. Detta resonemang ger en grund vid framtagandet av syftet till denna uppsats.

Syftet med denna uppsats är att undersöka hur bra precisionen är för en Consumption Based Capital Asset Pricing Model genom att studera modellen mer ingående på den amerikanska marknaden mellan åren 1970-2013. Dessutom jämförs priset från den traditionella CAPM med den konsumtionsbaserade CAPM för att ytterligare testa vilken modell som ger bäst utfall.

Utifrån syftet följer en rad frågor som det är tänkt att denna uppsats ska besvara. För att CCAPM ska ge god precision krävs det att modellen är korrekt specificerad och av detta följer det då en rad frågor. Stämmer verkligen modellantagandet om att riskpremien för konsumtionstillväxt är positiv? Är sambandet mellan förväntad avkastning och konsumtionsrisk linjärt? Samt om det finns några prisfel i termer av avkastning som modellen ej lyckas förklara?

Anledningen till att riskpremien ska vara positiv är att investerare enligt modellen antas vara villiga att få lägre avkastning för de tillgångar som ger en försäkring mot konsumtionsrisk då makroekonomiska händelser missgynnar konsumtionsvalen (Jagannathan & Wang, 2007). Detta i sin tur skulle garantera högre avkastning i då konsumtionstillväxten är god.

För att testa CCAPM används tre olika statistiska metoder. Först undersöks riskpremien och portföljernas konsumtionsbeta genom en Fama-Macbeth regression som togs fram av Fama och Macbeth (1973). Vidare genomförs en enkel linjär regression och ett GRS test för att undersöka prisle, både för en konsumtionshärmande portfölj och för marknadsportföljen. Slutligen estimeras tidsdiskonteringsfaktorn och koefficienten förriskaversion i modellen med hjälp av en GMM estimation för att ta fram modellens förväntade avkastning och andra typer av prisle.

Resultaten i denna uppsats är entydliga på att den konsumtionsbaserade CAPM har svårt att förklara den mer volatila avkastningen med hjälp av konsumtionstillväxten som uppvisar betydligt mindre variation. Av detta följer att det inte kunde påvisas att det fanns någon signifikant och positiv riskpremie för konsumtionsrisk. Dessutom blir de estimerade prislefen betydligt större för den konsumtionshärmande portföljen än marknadsportföljen i alla fyra testperioder. Jag fann inte heller några realistiska mönster när det gäller individernas beteende vid analys av modellen utifrån konsumtionsteori.

Merparten av tidigare forskning på området har gjorts före finanskrisen och i första hand utifrån årlig och kvartalsvis data, mig veterligen saknas det studier med mer kontinuerliga observationer. Denna uppsats utgår ifrån mer aktuell data och en mer gedigen analys har gjorts av modellens träffsäkerhet utifrån månadsdata jämfört med tidigare känd forskning. Min förhoppning är också att kunna bidra med ökad förståelse för modellen och de bakomliggande faktorerna som styr prissättningen, genom att tillämpa konsumtionsteori så att individens verkliga beslutssituation hamnar i fokus. Tidigare studier på CCAPM nöjer sig i princip med att antingen förkasta eller acceptera modellen utifrån statistiska metoder.

Begränsningar har gjorts i undersökningen så att nyttofunktionen i modellen är en power utility function med konstant riskaversion över tid (CRRA). Med egenskapen av att riskaversionens koefficienten tolkas som elasticiteten av valet att konsumera idag jämfört med spara inför framtiden (Mehra, 2006). Vidare förenklas analysen för konsumtionsvalen över flera perioder till att enbart beröra två stycken perioder så att det blir lättare att illustrera.

Resterande del av uppsatsen är organiserad på följande sätt: I kapitel 2 ges en kort sammanfattning av tidigare empiriska test av den konsumtionsbaserade CAPM och andras varierade resultat. I kapitel 3 presenteras modellen och annan relevant teori som krävs för att kunna analysera resultatet. Efter det följer kapitel 4 där det beskrivs hur konsumtions- och avkastningsdatan är framtagen samt mätproblem. I kapitel 5 presenteras de olika metoderna som används för att studera modellen. Vidare följer kapitel 6 och 7 där resultatet presenteras och på djupet analyseras utifrån relevant teori. Uppsatsen avslutas med en kort sammanfattning i kapitel 8, där även förslag till vidare forskning presenteras.

Kapitel 2

Tidigare forskning

Det råder delade meningar om hur väl den konsumtionsbaserade CAPM presterar i tidigare litteratur. Breeden, Gibbons & Litzenberger (1989) undersökte riskpremien mellan åren 1929-1982 i Nordamerika och fann starkt stöd för teorin att ökad konsumtionsrisk medförde högre förväntad avkastning. Genom en Fama-Macbeth regression där 17 stycken olika portföljer testades mot kvartalsvis konsumtionsdata omräknad till årsbasis kunde de visa att riskpremien var positiv för hela perioden. När de delade upp perioden i delar påvisades också en positiv riskpremie i samtliga perioder, som i de flesta fall även var signifikant.

Även Jagannathan & Wang (2007) konstaterade att CCAPM gav en signifikant positiv riskpremie för perioden 1954-2003 när de testade 25 stycken portföljer skapade av Fama och French. De visade också att interceptet i Fama-Macbeth regressionen inte var signifikant skild från noll, vilket är i enlighet med modellen och utifrån det drogs slutsatsen att tillgångar som är okorrelerade med konsumtionstillväxt erhåller den riskfria räntan som avkastning.

Samma lyckade resultat att förklara CCAPM hade inte Kirch, Soares-Terra & Wickström-Alves som i sin rapport "An empirical test of the consumption-based asset pricing model in Latin America" från år 2009 testade modellens precision i Brasilien, Chile Colombia och México. På grund av varierad tillgänglighet i datamaterialet använde de sig av olika längder på testperioderna för de olika länderna med start under 1990-talet och slut år 2005.

I Fama-Macbeth regressionen observerade de en negativ riskpremien för Colombia, vilket inte är förenligt med modellantagandet. Dessutom estimerades riskpremien för Chile till ett positivt värde mindre än den riskfria räntan, vilket skulle tyda på att den riskfria räntan har mer konsumtionsrisk än aktieportföljen i det berörda landet enligt författarna.

För att testa CCAPM ytterligare gjorde Kirch, Soares-Terra och Wickström-Alves en enkel linjär regression för genomsnittlig riskpremie mot konsumtionsbeta och residualvariansen i respektive land. De menade att modellen då kunde förkastas om riktningskoefficienten för konsumtionsbeta ej var signifikant skild från noll. Resultatet blev att modellen enbart förkastades för México.

Vidare observerades en låg determinationskoefficient (Adjusted R^2) för samtliga länder. Den högsta var 17.3% för Colombia. Författarna menade då att denna låga förklaringsgrad inte var tillfredsställande för att enbart

konsumtionstillväxt skulle förklara avkastning. Genom att studera residualvariansen kunde de också konstatera att det fanns andra faktorer än konsumtionsbeta i Brasilien som påverkade avkastningen. Detta ledde i sin tur till att CCAPM även förkastades i Brasilien. Sammantaget konstaterades det att modellen helt förkastades i Brasilien och México, medan den förklarade avkastningen tveksamt i Chile (låg riskpremie) och Colombia (negativ riskpremie).

Mankiw & Shapiro (1986) jämförde riskpremien för CCAPM mot den klassiska CAPM med hjälp av en multipel regression där de använde sig av både konsumtions- och marknadsbeta som förklarande variabler. Om CCAPM har bättre precision än CAPM skulle lutningskoefficienten för den konsumtionsbaserade CAPM vara positiv och spegla riskpremien, samtidigt som koefficienten för den traditionella CAPM skulle vara nära noll enligt författarna. De använde sig av kvartalsdata för amerikanska tillgångar mellan åren 1959-1982.

Vid testet användes flera olika regressionsstrategier (OLS, WLS och GLS med instrument) och i samtliga fall noterades en betydligt större och mer signifikant riskpremie för den traditionella CAPM än CCAPM. Dessutom observerades en negativ riskpremie för den konsumtionsbaserade CAPM i tre av de fem regressionerna. Utifrån detta konstaterades att marknadsportföljens beta innehåller mer relevant information för att prissätta tillgångar än konsumtionsbeta.

Mankiw & Shapiro presenterade också en alternativ syn på varför CCAPM fungerar sämre än den traditionella CAPM. Den vanliga CCAPM tar hänsyn till aggregerad konsumtion för prissättning men eftersom alla individer ej äger aktier och andra finansiella tillgångar så är det troligt att modellen inte gäller för dessa individer. Om deras konsumtion dessutom utgör en stor del av den totala konsumtionen är det inte heller realistiskt att aggregerad konsumtion kan förklara avkastningen. Däremot menade författarna att CCAPM gäller för de individer som äger aktier.

Ett annat sätt att testa precisionen i CCAPM är att skapa en portfölj av tillgångar där vikterna helt bestäms så att portföljen får så hög korrelation som möjligt med konsumtionstillväxt (Kroencke et al, 2013). För att testa CCAPM körs sedan en enkel regression för respektive testportfölj mot den konsumtionshärmande portföljen (CMP). Anledningen till att denna metod är populär är för att observerbar konsumtionsdata förekommer mindre frekvent än avkastningsdata samt att den konsumtionshärmande portföljen enbart fångar upp den information som är relevant för tillgångarnas avkastning från den makroekonomiska faktorn (Asgharian, 2004). Den konsumtionshärmande portföljen har också fördelen att den kan användas till att försäkra sig mot konsumtionsrisk.

Jagannathan & Wang (2007) skapade en CMP utifrån 6 stycken Fama-French portföljer sorterade efter book-to-market och storlek för att testa de 25 stycken aktieportföljerna som användes i Fama-Macbeth regressionen. Det genomsnittliga prisfelet (interceptet) för regressionerna blev 1.91 % och med ett GRS-test kunde de slutligen konstatera att alla prisfelet tillsammans var signifikant skilda från noll. Som i sin tur innebär att den konsumtionshärmande portföljen inte förklarade all variation i avkastning för testportföljerna.

År 2013 argumenterade Hou och Sxymanowska för att den konsumtions härmande portföljen bara skulle bestå av råvaruterminer istället för aktier och obligationer, eftersom dessa instrument innehåller mer prisrelevant information. De testade sin råvaro konstruerade CMP på amerikansk data för åren 1984-2007 och kunde visa att det fanns en signifikant positiv riskpremie. Vid jämförelse visade de också att riskpremien ej var signifikant varken för enbart konsumtionstillväxt eller för en CMP bestående av enbart aktier och då drog de slutsatsen av att valet av CMP hade stor betydelse för precisionen i CCAPM.

I den konsumtionsbaserade CAPM är parametern för riskaversion viktig. Den säger något om relationen mellan hur villiga individer är att byta bort konsumtion idag mot att spara och konsumera i framtiden. En rad studier har gjorts på hur stor denna parameter bör vara för att vara realistisk och verkligen spegla människors beteende. Arrow (1971) slog fast att riskaversionen är konstant över tid med ett värde kring ett. Medan Friend & Blume (1975) ansåg att ett riskaversions värde runt två var mer realistiskt. Slutligen konstaterade Mehra & Prescott (1985) att en övre gräns för parametervärdet vid tio gav snarlika resultat för modellens utfall.

Li (2010) testade fyra olika varianter av CCAPM genom att estimerar koefficienten för riskaversion i modellen med hjälp av Generalized Method of Moment (GMM) som utvecklades av Hansen (1982). Han använde sig av data ifrån 17 stycken olika länder för perioden 1970-2007 som skulle representera hela världen.

Genom att estimerar den okända riskaversions parametern i modellen kunde han sedan använda sig av konsumtionsdata för att få fram modellens förväntade avkastning som sedan jämfördes med den realiserade avkastningen.

Han testade först den mest förekommande varianten av CCAPM som utgår ifrån aggregerad konsumtionstillväxt för hela världen och observerade ett värde på 28.18 för riskaversions koefficienten. Bin Li (2010) argumenterade vidare för att det höga värdet på riskaversion berodde på att den aggregerade konsumtionstillväxten för perioden var mycket mer jämn än de observerade aktieindexens volatilitet. Med hänvisning till Mehra & Prescotts tidigare slutsatser konstaterade han att parametervärdet var alldeles för högt för att användas till att förklara överavkastningen enligt CCAPM på ett realistiskt sätt.

De andra tre modellerna Li (2010) testade var specialvarianter CCAPM. Den ena var en Heterogen CCAPM som utgår ifrån att alla individer har olika nivåer på konsumtion men samma nyttofunktion och därmed också samma riskaversion. Vidare testades en modell som tog hänsyn till konsumtionsöverskottet i ekonomin och till sist en modell där dagens konsumtion sattes i relation till konsumtionen en period bak i tiden.

Koefficienten för riskaversion var betydligt lägre för samtliga tre specialvarianter av modellen jämfört med den klassiska CCAPM då de antog värden mellan 1.70–20.39, vilket är mer ekonomiskt rimligt enligt tidigare empirisk forskning. Även genomsnittligt prisfel för dessa mer komplexa modeller blev lägre. Däremot konstaterade Li med hjälp av ett Hansen J-test och genom att studera det maximala prisfelet i respektive land att den klassiska CCAPM var bättre anpassad till datan än de tre övriga modellerna.

Breeden, Gibbons & Litzenger (1989) testade också om sambandet mellan förväntad avkastning och konsumtionsrisk var linjärt med ett likelihood ratio test. De kunde ej påvisa något linjärt samband vid 5 % signifikansnivå för hela perioden. Närmare undersökning för delperioder visade att de första åren som undersöktes 1929-1939 förkastade linjäriteten medan det linjära sambandet kunde påvisas för resterande år.

Kapitel 3

Teori

I detta kapitel presenteras nödvändig teori för hur prissättningen går till i både den traditionella och konsumtionsbaserade varianten av CAPM. Först presenteras den traditionella CAPM, följt av kort introduktion till den stokastiska diskonteringsfaktorn som ger ökad förståelse för hur en individ agerar med avseende på flera tidsperioder och är en viktig komponent vid härledningen av den konsumtionsbaserade CAPM. Kapitlet avslutas med en övergripande presentation av klassisk konsumtionsteori som är nödvändig till att analysera resultaten.

3.1 Capital Asset Pricing Model

När Sharpe (1964), Lintner(1965) och Mossin (1966) oberoende av varandra utvecklade Capital Asset Pricing Model (CAPM) lades grunden för den moderna portföljvalsteorin. Modellen gjorde det nu möjligt att kvantifiera risk och koppla den till den ersättning tillgångar förtjänar för att bära risk.

Vid härledningen av CAPM utgick de ifrån att alla individer hade homogena förväntningar när det gäller framtida avkastning, risk och samvariation samtidigt som alla ville placera i en mean-variance effektiv portfölj. Modellen är en enperiodsmodell där individerna fattar sina placeringsbeslut baserade på endast en tidsperiod fram i taget.

Förutsatt några förenklade antaganden i modellen såsom att alla marknader är effektiva, att man kan låna till riskfri ränta och att det inte finns några transaktionskostnader eller skatter så kommer marknadsportföljen att vara en mean-variance effektiv portfölj (Campbell, Lo & Mackinlay, 1996). Där marknadsportföljen är en värdeviktad portfölj som består av samtliga tillgångar från alla marknader.

CAPM kan användas till att prissätta riskabla tillgångar men även till att ta fram korrekt kalkylränta. I modellen beror den förväntade avkastningen för en tillgång linjärt på dess kovarians i avkastning med marknadsportföljens avkastning enligt följande formel

$$E(r_i) = r_f + \beta_{i,m}[E(R_m) - r_f] \quad (1)$$

$$\beta_{i,m} = \frac{\text{Cov}(r_i, R_m)}{\text{Var}(R_m)}, \quad (2)$$

där r_i avkastningen för tillgång i , r_f är den riskfria räntan och R_m är avkastningen för marknadsportföljen.

Den förväntade avkastningen för en tillgång i beror på förutom den riskfria räntan även på marknads riskpremie samt mängden marknadsrisk en tillgång har, vilket fångas upp av $\beta_{i,m}$.

3.2 Den stokastiska diskonteringsfaktorn

Den stokastiska diskonteringsfaktorn (SDF) används för att uttrycka det problem individer står inför när det gäller att konsumera eller investera inför framtiden. Antag att individer vill maximera den förväntade nyttan av total konsumtion över hela livet enligt

$$\text{Max } E_t [\sum_{j=0}^{\infty} \delta^j U(C_{t+j}) | F_t], \quad (3)$$

där δ^j är tidsdiskonteringsfaktorn $0 < \delta < 1$, C_{t+j} är individens konsumtionsnivå i perioden $t + j$, F_t är den tillgängliga informationen vid tidpunkt t och $U(\cdot)$ är nyttan av konsumtion i respektive period.

En lösning till maximeringsproblemet ges av sambandet (Campbell, Lo & Mackinlay, 1996)

$$U'(C_t) = \delta E_t [r_{i,t+1} U'(C_{t+1})] \quad (4)$$

Här är vänstersidan marginalnyttan av att avstå konsumtion av en dollar i tidsperiod t och högersidan är det diskonterade nuvärdet av att investera en dollar i en tillgång i vid tidpunkt t , för att sedan sälja av den i tidsperiod $t + 1$ med avkastningen $r_{i,t+1}$ och som sedan konsumeras.

Om högerled skulle vara större än vänsterled så får individen mer nytta av att spara sitt kapital i tillgången och därmed fortsätta köpa tillgången tills sambandet är uppfyllt.

Dela nu vänster- och högerled i (4) med $U'(C_t)$ för att få

$$1 = E_t [r_{i,t+1} M_{t+1}], \quad (5)$$

där $M_{t+1} = \delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$ och defineras som den stokastiska diskonteringsfaktorn. SDF är alltså det diskonterade nuvärdet av kvoten mellan marginalnyttorna. δ anger hur ivriga individer är att konsumera, där ett lägre värde innebär att individen hellre vill konsumera nu än i framtiden. Samtidigt är alltid marginalnyttorna positiva och därmed är M_{t+1} också alltid positiv.

Från ekvation (4) får man fram nödvändig information för att kunna beskriva alla enskilda individers marginalnyttor som tillsammans skapar den

stokastiska diskonteringsfaktorn för ekonomin. Har alla individer samma SDF så råder det perfekt korrelation mellan marginalnyttorna och perfekt konkurrens i ekonomin. Vid skillnader mellan individers marginalnyttor så kommer de finnas flera olika stokastiska diskonteringsfaktorer i ekonomin och således även någon form av imperfekt konkurrens.

3.3 Consumption based Capital Asset Pricing Model

Consumption based Capital Asset Pricing Model (CCAPM) är en jämviktsmodell över flera tidsperioder som används till att prissätta riskabla tillgångar. Modellen är en uppföljare till den traditionella CAPM och utvecklades på 1970-talet av Rubinstein (1976), Lucas (1978) och Breeden (1979).

CCAPM prissätter tillgångar på ett linjärt och proportionellt sätt utifrån tillgångens konsumtionsbeta. Där ett högre konsumtionsbeta medför att tillgången har större känslighet för rörelser i konsumtionsnivån och därmed också högre konsumtionsrisk, vilket i sin tur ska belönas med högre förväntad avkastning (Breeden, Litzenberger & Jia, 2014).

I den allra vanligaste varianten av CCAPM antar man att ekonomin består av flera hushåll som har identiska preferenser och samma mängd kapital. Lägger man sedan ihop alla individer till en representativ investerare med konsumtion lika med den aggregerade konsumtionen blir modellen enklare att studera än om man skulle använda sig av enskilda individers konsumtionsmönster (Campbell, Lo & Mackinlay, 1996). Detta leder i sin tur till att priset på en riskabla tillgången kommer bero på den representativa investerarens beteendemönster när denne vill jämna ut sin konsumtion över tid.

Antag att den representativa investeraren i ekonomin vill maximera sin nytta enligt en power utility function (CRRA) med konstant riskaversion enligt formeln

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad (6)$$

där C_t är aggregerad konsumtion per capita och γ är koefficienten för riskaversion. Fördelarna med denna typ av nyttofunktion som gör den mest användbar är att den är skalenlig, vilket medför att riskpremien för konsumtionsrisk ej ändras när den totala förmögenheten i ekonomin ändras (Aquino, 2003).

Vidare följer att ekvation (6) är endast en av två nyttofunktioner där alla individer kan sättas samman till en representativ investerare som är oberoende av startkapitalet. En nackdel är däremot att både risk- och tidspreferenser fångas upp i samma parameter γ , då den tolkas som elasticiteten av valet att konsumera idag i jämförelse med att investera inför framtiden (Mehra, 2006).

För att få ett uttryck för den konsumtionsbaserade CAPM utgå ifrån ekvation (5) fast med CRRA nyttofunktionen (6) i den stokastiska

diskonteringsfaktorn så att den får följande form

$$M_{t+1} = \delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} = \delta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} \quad (7)$$

På samma sätt kan ett uttryck skrivas med den riskfria räntan

$$1 = E_t[r_{f,t+1} M_{t+1}], \quad (8)$$

där $r_{f,t+1}$ är den riskfria räntan i tidsperiod $t + 1$.

För en riskabel tillgång kan överavkastningen nu uttryckas genom att subtrahera (8) från (5) (Aquino, 2003)

$$0 = E_t[R_{i,t+1} M_{t+1}], \quad (9)$$

där $R_{i,t+1}$ är överavkastningen $r_{i,t+1} - r_{f,t+1}$, i tidsperiod $t + 1$ för en tillgång i .

Vidare för att kunna estimeras den förväntade avkastningen med hjälp av historisk data så måste ekvation (9) vara villkorslös (Jagannathan & Wang, 2007). Då följer att (9) kan uttryckas i termer av kovarians

$$\begin{aligned} E_t[R_{i,t+1}] E\left[\delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}\right] &= \\ -cov\left[\delta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}, R_{i,t+1}\right] & \end{aligned} \quad (10)$$

Med hjälp av första ordningens Taylor expansion kan $\frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}$ uttryckas som

$$\begin{aligned} \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} &\approx \frac{U'(C_t) + U''(C_t)(C_{t+1} - C_t)}{U'(C_t)} \\ &= 1 - \left(-\frac{C_t U''(C_t)}{U'(C_t)} \right) \frac{(C_{t+1} - C_t)}{C_t} \\ &= 1 - \gamma_t (g_{c,t+1} - 1), \end{aligned} \quad (11)$$

där $\gamma_t = -\frac{C_t U''(C_t)}{U'(C_t)}$ och tolkas som koefficienten för riskaversion. Med tidigare antaganden om nyttofunktionen så kommer γ_t att vara konstant och lika med γ , $g_{c,t+1} = \frac{C_{t+1}}{C_t}$ och är konsumtionstillväxt mellan period t och $t + 1$.

Slutligen fås CCAPM genom att sätta in (11) i (10)

$$E_t[R_{i,t+1}] = \frac{\gamma \text{var}(g_{c,t+1})}{1 - \gamma E(g_{c,t+1} - 1)} \frac{\text{cov}(g_{c,t+1}, R_{i,t+1})}{\text{var}(g_{c,t+1})},$$

där $\frac{\gamma \text{var}(g_{c,t+1})}{1 - \gamma E(g_{c,t+1} - 1)} = \lambda_c$ och $\frac{\text{cov}(g_{c,t+1}, R_{i,t+1})}{\text{var}(g_{c,t+1})} = \beta_{i,c}$. Då ges uttrycket för den konsumtionsbaserade CAPM av

$$E_t[R_{i,t+1}] = \lambda_c \beta_{i,c}, \quad (12)$$

där λ_c är riskpremien för konsumtionsrisk som antas vara positiv (Jagannathan & Wang, 2007) och $\beta_{i,c}$ är tillgång i 's konsumtions beta, som är ett mått på mängden konsumtionsrisk.

3.4 Budgetrestriktion i flera perioder

För att kunna studera den representativa individens optimala konsumtionsval över flera perioder krävs en budgetrestriktion. I en förenklad värld där hänsyn ej tagits till individens startkapital kan första och andra periodens budgetrestriktion uttryckas på följande sätt

$$c_t + s = y_t \quad (13)$$

$$c_{t+1} = y_{t+1} + (1 + r)s, \quad (14)$$

där s är sparande, c_i är konsumtionsnivån och y_i är inkomstnivån som tjänas period i . Genom att lösa ut s ur ekvation (14) och sedan kombinera ekvationen med (13) fås ett uttryck för en budgetrestriktion över flera perioder (Doppelhofer, 2009)

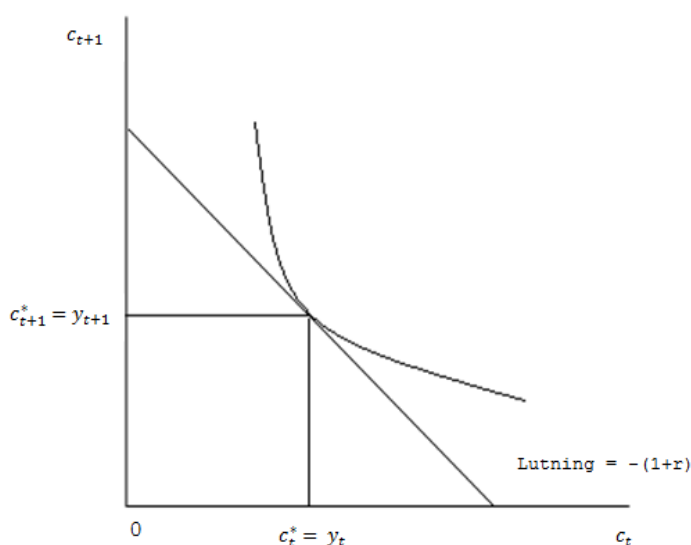
$$y_t + \frac{y_{t+1}}{1+r} = c_t + \frac{c_{t+1}}{1+r} \quad (15)$$

I graf 1 visas budgetrestriktionen som den negativt lutning $-(1 + r)$. I grafen har den representativa individen valt en kombination av konsumtion (c_t^*, c_{t+1}^*) som motsvarar precis den inkomst som erhålls i respektive period (y_t, y_{t+1}) men vilken kombination som helst på budgetrestriktionen är möjlig och valet beror på nyttofunktionens utseende.

Exempelvis om individen väljer en kombination där $c_t^* < y_t$ så kommer individen att spara en del av sin inkomst och därmed kan konsumera mer i nästa period $c_{t+1}^* > y_{t+1}$, illustrativt hamnar man i en punkt till vänster om nuvarande tangeringspunkt i budgetrestriktionen.

På liknande sätt kan individen låna pengar i första perioden för att konsumera mer än sin inkomstnivå $c_t^* > y_t$. Lånet måste betalas tillbaka i nästkommande period och därmed blir konsumtionen lägre i denna period $c_{t+1}^* < y_{t+1}$. Illustrativt skulle tangeringspunkten då hamna till höger om den nuvarande i graf 1.

Graf 1 Budgetrestriktion i flera perioder



Beskrivning: I graf 1 finns en budgetrestriktion för den representativa individen med lutning $-(1+r)$, där r kan ses som medelavkastning över samtliga portföljer. c_i är konsumtionsnivån och y_i är inkomstnivån i respektive period i .

3.5 Inkomst- och substitutionseffek i flera perioder

Om den framtida inkomsten y_{t+1} ökar kommer budgetrestriktionen flytta parallellt åt höger som del A i graf 2 visar. Med en konkav nyttofunktion kommer det resultera i att både sparande och konsumtion i nästa period ökar från (c_t, c_{t+1}) till (c'_t, c'_{t+1}) .

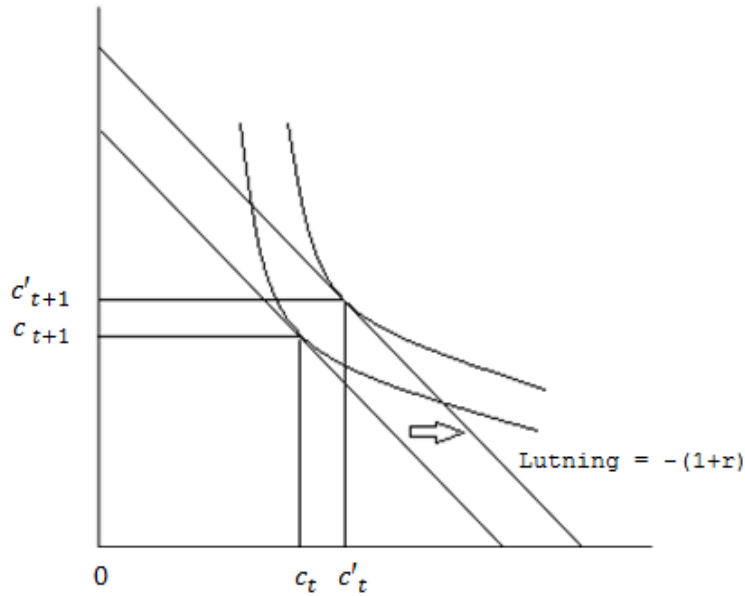
I del B presenteras händelseförloppet när den genomsnittliga avkastningen r ökar till r' . Det som händer när avkastningen ökar är att det blir mer fördelaktigt att spara eftersom relativpriset för konsumtion idag ökar i förhållande till framtida konsumtion, detta kan tolkas som en form av substitutionseffekt och därmed kommer budgetrestriktionen luta mer negativt. I del B är detta illustrerat genom en förflyttning från kombinationen (c'_t, c'_{t+1}) som tangeras av indifferenskurva I_1 till den nya gråfärgade budgetrestriktionen som tangeras av den högre indifferenskurvan I_2 i punkten (c''_t, c''_{t+1}) . Skillnaden mellan dessa punkter är alltså att den representativa individen konsumerar mindre idag och sparar mer inför framtiden.

Om individen sparar i första perioden kommer en ökning av avkastningen även leda till en inkomsteffekt (Doppelhofer, 2009). Detta eftersom individen i föregående period dels väljer att spara mer i kombination med att avkastningen på sparat ökar så kommer det finnas mer disponibel inkomst i den nya perioden och därmed sker en parallell förflyttning av budgetrestriktionen. I del B syns detta genom att individen når upp till en ännu högre indifferenskurva I_3 som tangerar den nya budgetrestriktionen i

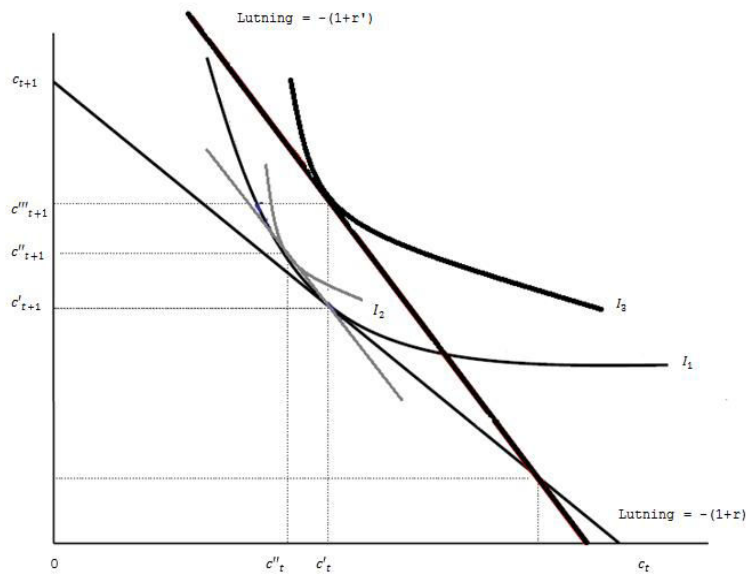
punkten (c'_t, c''_{t+1}) . Totalt sätt kommer en ökning av den genomsnittliga avkastningen att leda till att individen vill spara mer men konsumera lika mycket, givet de konkava nyttofunktionerna som visas i del B och är en kombination av både en positiv inkomst- och substitutionseffekt.

Graf 2 Inkomst- och substitutionseffekter

A. Inkomsteffek i nästa period



B. Inkomst- och substitutionseffekt av ökad avkastning



Beskrivning: I del A syns en inkomsteffekt i nästkommande period med resultatet att budgetrestriktionen flyttar parallellt åt höger. I del B syns den totala effekten av en ökning av den genomsnittliga avkastningen. Först sker en substitutionseffekt som ändrar lutningen på budgetrestriktionen till $-(1+r')$ eftersom det blir mer fördelaktigt att spara. När avkastningen på sparande sedan ökar sker en inkomsteffekt som flyttar budgetrestriktionen utåt.

3.6 Kort om indifferenskurvornas utseende

För att enklare kunna illustrera resultatet grafiskt tänker vi oss att nyttofunktionen tar hänsyn till två perioder åt gången. Observera att detta gäller bara min slutdiskussion i kapitel 7.1. Modellen i sin helhet är anpassad för fler tidsperioder över hela livet. Med tidigare angiven nyttofunktion enligt ekvation (6) kommer den totala nyttan över två perioder ges av

$$U(c_t, c_{t+1}) = U(c_t) + \delta U(c_{t+1}), \quad (16)$$

där δ är tidsdiskonteringsfaktorn. Den sammansatta nyttofunktionen antas fortfarande ha en konstant koefficient för riskaversion. Insättning av ekvation (6) i (16) ger

$$U(c_t, c_{t+1}) = \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \delta \frac{c_{t+1}^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (17)$$

Omskrivning av ekvation (17) genom att bryta ut c_{t+1} själv på en sida skapar ett uttryck för indifferenskurvorna (Wakker, 2008)

$$c_{t+1} = \left[\frac{1-\gamma}{\delta} \left(m - \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \right]^{\frac{1}{1-\gamma}}, \quad (18)$$

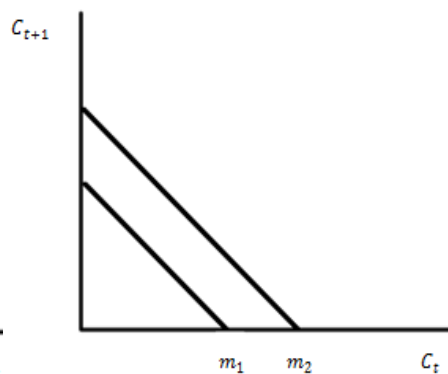
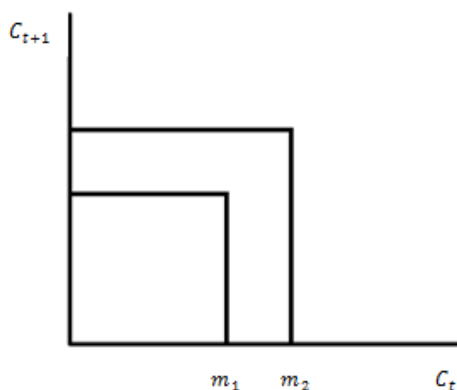
där m är en godtycklig och konstant nyttonivå längs en indifferenskurva.

Peter P. Wakker (2008) visade genom en normalisering av en generaliserad CRRA nyttofunktion hur indifferenskurvorna från ekvation (18) ser ut för olika värden på γ . Han menade vidare att kurvornas form även gäller för icke normaliserade skalor och för andra varianter av CRRA nyttofunktioner. I graf 3 presenteras fyra stycken olika former som indifferenskurvan kan anta vid olika parametervärden på γ .

Graf 3 Indifferenskurvor

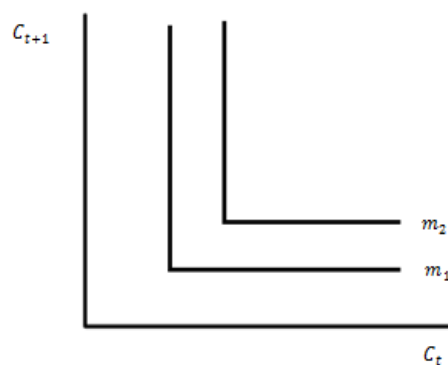
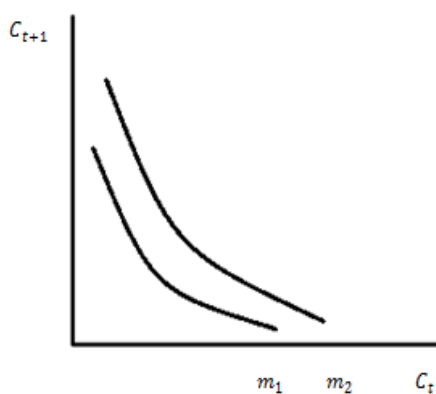
A. $\gamma = -\infty$

B. $\gamma = 0$



C. $\gamma = 0.5$

D. $\gamma = +\infty$



En högre

Beskrivning: Graferna A-D visar indifferenskurvor för nyttofunktionen (6) för olika världen på riskaversion. Där nyttonivån $m_2 > m_1$.

Tidsdiskonteringsfaktor δ innebär att den representativa individen blir mer benägen till att spara och därmed kommer indifferenskurvorna vara brantare. Medan en högre koefficient för riskaversion γ gör att individen hellre vill konsumera idag eftersom den framtida konsumtionen är osäker.

Kapitel 4

Data

I det här kapitlet redovisas var konsumtions- och avkastningsdata är hämtade ifrån samt hur den har omarbetats för att enklare kunna analysera frågeställningen. Nästkommande del i kapitlet beskriver hur konsumtionsdatan har bearbetats och gjorts om till konsumtionstillväxt. Sedan beskrivs hur portföljedatan har hanterats och hur skapandet av den konsumtionshärmande portföljen gått till. Kapitlet avslutas med avgränsningar och om mätproblem i konsumtionsdatan.

4.1 Konsumtion

Konsumtionsdatan som används i den här empiriska undersökningen är aggregerad konsumtionsdata för hushåll i USA för perioden 1970-2013. Vidare kommer CCAPM testas både med årlig konsumtionstillväxt baserad på kvartalsdata och månadskonsumtionstillväxt från månadsdata.

Data på totala konsumtionsutgifter av icke varaktiga konsumtionsvaror och tjänster har hämtats från The Bureau of Economic Analysis (BEA), som är en världsledande myndighet i det amerikanska handelsdepartementet när det kommer till att tillhandhålla relevant och uppdaterad ekonomisk statistik för USA (Bureau of Economic Analysis, 2013).

Från BEA har också uppgifter hämtats på prisindex för icke varaktiga konsumtionsvaror och tjänster. Samt befolkningsstatistik för att på egen hand kunna skapa tidsserier med konsumtionstillväxt per capita.

I Tabell 1 presenteras mer precisa källor för konsumtionsdata hämtade från The national income and product accounts (NIPA), som är en del av nationsräkenskaperna för USA producerade av BEA.

Tabell 1 Datakällor

Data	Kvartal	Månad
Icke varaktiga konsumtionsvaror	2.3.5	2.8.5
Tjänster	2.3.5	2.8.5
Prisindex	2.3.4	2.8.4
Befolkning	2.1	2.6

Beskrivning: Tabell 1 visar från vilken tabell i NIPA som kvartal- och månadsdata hämtats ifrån.

För att få fram tidsserier med konsumtionstillväxt per capita omvandlas först nominell konsumtionsnivå för icke varaktiga konsumtionsvaror och tjänster till real nivå enligt formeln

$$\text{Real Konsumtionsnivå} = \frac{100 * \text{Nominell Konsumtionsnivå}}{\text{Prisindex}} \quad (19)$$

Den totala konsumtionsnivån divideras sedan med befolkningen och till sist tas konsumtionstillväxten fram

$$g_{c,t+1} = \left(\frac{c_{t+1}}{c_t} - 1 \right) * 100\% \quad (20)$$

För att få fram den årliga konsumtionstillväxten används data från fjärde kvartalet för två på varandra följande år. Medan konsumtionstillväxten per månad räknas fram från två månader efter varandra. Vidare multiplicerades tillväxttaken med 3/4 för att få bättre precision i konsumtionsbeta som passar datan bättre. I del 4.4 kommer jag utveckla detta resonemang ytterligare.

Graf 4 Konsumtionstillväxt



Beskrivning: Graf A och B anger den framräknade konsumtionstillväxten för åren 1970-2013 i USA. Notera att för varje år finns det 12 stycken observationer i Graf B.

4.2 Portföljer

Till att testa CCAPM kommer jag använda mig av 20 stycken aktieportföljer. Data på portföljeavkastning, marknadsportföljen och riskfri ränta är hämtad från Kennet R. Frenchs hemsida, som i sin tur utgick ifrån CRSP databasen.

Ursprungligen hämtades uppgifter på års- och månadsavkastning för 100 stycken värdeviktade portföljer bestående av alla aktier som var marknadsnoterade på NYSE, AMEX och NASDAQ. Portföljerna var sorterade utifrån storlek och rörelseresultat.

Medan marknadsportföljen är också en värdeviktad portfölj bestående av alla tillgångar i USA som är listade på tidigare nämnda börser. Som mått på den riskfria räntan används en månads stadsskuldsväxel som ursprungligen kommer från Ibbotson & Associates, Inc.

För att skapa mina testportföljer togs först överavkastningen över riskfri ränta fram för samtliga portföljer. Vidare beräknades konsumtionsbeta för varje portfölj genom en enkel regression med konsumtionstillväxt som förklarande variabel till avkastningen. Sedan skapades 20 stycken likaviktade portföljer sorterade utifrån storlek på konsumtionsbeta, med 5 stycken av de gamla portföljerna i varje.

4.3 Konsumtionshärmande portfölj

Den konsumtionshärmande portföljen (CMP) är en portfölj där vikterna bestäms så att portföljens avkastning får så hög korrelation som möjligt med konsumtionstillväxt.

För att skapa CMP användes data på 17 stycken värdeviktade industriportföljer hämtade från Kennet R. Frenchs hemsida. Industriportföljerna består av alla marknadsnoterade tillgångar på NYSE, AMEX och NASDAQ, som sedan sorterats utifrån industri.

Vid antagandet att konsumtionsbeta för en portfölj är konstant kan man visa genom att minimera variansen att den konsumtionshärmande portföljen ges av följande villkor (Breedon, Gibbons & Litzenberger, 1989)

$$\min_{var} w'Vw + 2\lambda(\beta_{cnb} - w'\beta_c), \quad (21)$$

där w är en 17×1 vektor innehållandes vikter, V är varians-kovarians matrisen, β_c är en 17×1 vektor innehållande varje industris konsumtionsbeta, som räknades fram som korrelationen mellan avkastning och konsumtionstillväxt multiplicerat med standardavvikelsen i avkastning och dividerat med standardavvikelsen i konsumtionstillväxt. Vidare är β_{cnb} konsumtionsbeta för CMP och λ en konstant med följande beräkningsformler

$$\beta_{cnb} = w'\beta_c \quad (22)$$

$$\lambda = \frac{\beta_{cnb}}{\beta_c'V^{-1}\beta_c} \quad (23)$$

Då ges första ordningens villkoret av $w = \lambda V^{-1}\beta_c$ som Breedon, Gibbons & Litzenberger (1989) visade kunde skrivas om till

$$w'Vw = \lambda\beta_{cnb} \quad (24)$$

med hjälp av (22) och (23). För att skapa en CMP måste (21) och (24) vara uppfyllda och villkoren håller även för blankning av tillgångar, det vill säga negativa vikter. I tabell 2 presenteras vikterna och medelavkastning till de fyra stycken konsumtionshärmande portföljerna som används i denna undersökning.

Tabell 2 Konsumtionshärmande portfölj

A. Industri	År	Månad
Bank och finans	1.75 (-1.26)	0.73 (+0.12)
Bilar	1.22 (-0.26)	-0.41 (+0.11)
Byggnader	-0.02 (-0.68)	0.74 (+0.39)
Detaljhandel	0.03 (+0.20)	0.34 (-0.29)
Elektricitet & gas	-0.54 (+0.64)	-0.20 (-0.42)
Fabriksprodukter	-1.93 (+1.59)	-0.29 (-0.26)
Kemikalier	-1.05 (+1.54)	0.20 (+0.26)
Kläder & textilier	-0.44 (+0.03)	0.56 (+0.29)
Konsumtionsvaror	-1.78 (+0.93)	-0.54 (+0.08)
Maskiner	0.45 (+0.46)	0.70 (+0.09)
Mat	2.30 (-1.19)	0.22 (+0.05)
Metall	0.52 (-0.83)	-0.08 (-0.23)
Mineraler	-1.03 (+0.60)	-0.44
Olja & petroleum	2.97 (-1.63)	0.48
Transport	-1.39 (+0.53)	-0.01
Varaktiga varor	0.13 (-0.74)	-1.07 (-0.45)
Övrigt	-0.19 (+0.07)	0.08 (+0.25)
Totalt	1	1

B. Medelavkastning (%)	År	Månad
1970-2013	17.32	1.41
1970-2006	19.04	1.78

Korrelation		
1970-2013	0.6951	0.2203
1970-2006	0.6571	0.2394

Beskrivning: Del A innehåller information om vikterna för respektive industri vid skapandet av CMP. Där portföljerna skapades utifrån års- och månadsavkastning. Parenteserna anger differensen i vikt för CMP för delperioden 1970-2006 i förhållande till hela perioden 1970-2013. Del B anger medelavkastning de fyra olika konsumtionshärmande portföljerna i respektive period och korrelation mellan portföljernas avkastning och konsumtionstillväxt.

4.4 Avgränsningar i data och mätproblem

Den konsumtionsbaserade CAPM prissätter tillgångar utifrån dess kovarians i avkastning med konsumtionstillväxt. I modellen beräknas konsumtionstillväxt fram genom att jämföra förändringen på aggregerad konsumtion i slutet på perioden med aggregerad konsumtion i början på perioden. Medan rapporterad data på aggregerad konsumtion är en summa över all konsumtion som skett över en period. Här uppstår alltså ett problem eftersom vi endast är intresserade av konsumtionsnivån vid vissa tidpunkter.

Breeden, Gibbons & Litzenberger (1989) härledde en lösning på problemet så att avkastningsdatan bättre skulle passa ihop med konsumtionsdatan. De visade att om man multiplicerade konsumtionstillväxten med 3/4 så skulle konsumtionsbetan som beräknas fram utifrån diskreta tidpunkter bli mer anpassade till den mer intervallbaserade konsumtionsdatan.

En annan implikation med konsumtionsdata är att den rapporteras som konsumtionsutgifter och därför kan det vara klokt att ifrågasätta validiteten en aning. Eftersom modellen och den stokastiska diskonteringsfaktorn utgår ifrån att den representativa investeraren antingen konsumerar eller sparar, så uppstår ett problem om en del av konsumtionsutgifterna från datan ej konsumeras i den tidsperiod varan köps i.

Vidare används säsongrensad konsumtionsdata på årsbasis, som inte anger det rätta konsumtionsvärdet exakt utan snarare en mer jämn konsumtionsnivå fördelat över året. Eftersom precisionen i CCAPM ska testas vore det bättre om variationer som dessa finns med i konsumtionsmönstret för att kunna se om modellen ger en realistsikt bild av verkligheten.

I undersökningen används jämförelseperioderna 1970-2013 och 1970-2006 för att undersöka modell med och utan konsumtionsmönster från finanskrisen. Genom att ha med perioden för finanskrisen ökar precisionen för estimatorerna eftersom ombytligheten i konsumtion ökar.

Fördelen med att använda månadsdata istället för årsdata är att det finns fler observationer som kan användas till att skatta kovariansen, vilket då leder till ett mindre estimeringsfel. Däremot med mer frekvent data på konsumtion minskar reliabiliteten och risken för mätfel ökar då fler mätningar måste göras.

I denna undersökning har datan för konsumtion och aktiekurser begränsats till att omfatta kvartal och månad. Med anledning av att i princip ingen tidigare studie använder sig av månadsdata. Därför tycker jag det är intressant att undersöka precisionen i modellen trots att reliabiliteten i konsumtionsdata kan vara låg på månadsbasis. För att inte dra allt för missvisande slutsatser utifrån månadsdatan används också kvartalsdata som har haft bättre empirisk framgång tidigare att jämföra med.

Då ingen tidigare känd studie av CCAPM har gjorts med data från och efter finanskrisen var det en självklarhet att ha med så aktuell data som möjligt för att testa precisionen under nya men också ostabila marknadsförhållanden. Avgränsningar har gjorts tillbaka i tiden då startåret är 1970, dels för att få ett acceptabelt antal observationer men också för att hålla undersökningen uppdaterad och inte allt för tillbakablickande på allt för gamla trender som inte gäller längre. Vidare testas modellen bara i USA så att studien inte ska bli allt för omfattande.

Konsumtionsdatan omfattar ej konsumtion av varaktiga varor. Främst för att varje tidsperiod där individen väljer mellan att konsumera eller spara inte ska bli allt för lång och därmed blir modellen mer realistisk med fler tidsperioder. Dessutom har tidigare undersökningar definierat konsumtionstillväxt på liknande sätt, och därmed blir det enklare att göra jämförelser.

Avgränsningar i portföljedatan har också gjorts då mina portföljer enbart representerar alla marknadsnoterade tillgångar på NYSE, AMEX och NASDAQ och ej onoterade tillgångar, främst på grund av lättillgängligheten av data för dessa tillgångar. Jag valde att undersöka 20 stycken portföljer främst så att resultatet skulle bli lättöverskådligt och inte allt för rörigt som det skulle kunna bli mer fler portföljer, men också tillräckligt många för att kunna tillämpa en tvåstegs regression.

Kapitel 5

Metod

För att undersöka och besvara frågeställningen används en kvantitativ metod för att testa om den konsumtionsbaserade CAPM är misspecificerad och jämföra dess precision mot den traditionella CAPM, genom att skatta riskpremien och riskaversions koefficienten. Vidare tillämpas ett GRS-test för att testa om det finns något prisfel i båda modellerna och till sist används en GMM estimation för att skatta parametrarna i modellen. I resterande delar i kapitlet presenteras de statistiska metoderna som används. Kapitlet avslutas med metoderna som används för att testa om det råder autokorrelation och stationaritet i datan.

5.1 Fama-Macbeth regression

Fama-Macbeth regression är en regression i två steg som används till att estimerariskpremien för en utvald makroekonomisk faktor, som i denna undersökning kommer vara konsumtion. Namnet kommer ursprungligen ifrån Eugene Fama och James Macbeth som år 1973 använde denna estimeringsmetod i sin rapport *"Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests"* där de testade om investerare ville hålla mean-variance effektiva portföljer.

För att estimerariskpremien skattas först ett konsumtionsbeta för varje portfölj genom en tidsserieregression. Där konsumtionsbetat är ett mått på mängden konsumtionsrisk portföljen har

$$\begin{aligned} R_{1,t} &= \alpha_1 + \beta_{1,c}g_{c,t} + \varepsilon_{1,t} \\ R_{2,t} &= \alpha_2 + \beta_{2,c}g_{c,t} + \varepsilon_{2,t} \\ &\vdots \\ R_{n,t} &= \alpha_n + \beta_{n,c}g_{c,t} + \varepsilon_{n,t}, \end{aligned} \tag{25}$$

där $R_{i,t}$ är överavkastning i tidsperiod t för portfölj i upp till portfölj n , $g_{c,t}$ är tillväxttakten i konsumtion vid tidpunkt t och $\beta_{i,c}$ är konsumtionsbeta för tillgång i .

Nästa steg i Fama-Macbeth regressionen är att köra en tvärsnittsregression med de skattade konsumtionsbetan som förklarande variabel mot avkastningen för samtliga portföljer för att få fram riskpremien i en tidsperiod. Genom att upprepa denna regression över samtliga tidsperioder erhålls en tidsserie för riskpremien. Beräknar man sedan medelvärdet för

denna tidserie fås den genomsnittliga riskpremien över tid (IHS Eviews, 2014).

$$\begin{aligned}
 R_{i,1} &= \gamma_1 + \lambda_1 \hat{\beta}_{i,c} + \varepsilon_{i,1} \\
 R_{i,2} &= \gamma_2 + \lambda_2 \hat{\beta}_{i,c} + \varepsilon_{i,2} \\
 &\vdots \\
 R_{i,T} &= \gamma_T + \lambda_T \hat{\beta}_{i,c} + \varepsilon_{i,T},
 \end{aligned}
 \tag{26}$$

där $R_{i,t}$ är samma som i (25), $\hat{\beta}_{i,c}$ är skattat beta från (25), λ_t är riskpremien i tidsperiod t upp till T och γ_t är en konstant.

5.2 Linjär regression med CMP

Den konsumtionshärmande portföljen är en portfölj där avkastningen har så hög korrelation som möjligt med konsumtionstillväxt. Anledningen till att testa CCAPM med en CMP är att priset på tillgångar rapporteras mer frekvent och att reliabiliteten i avkastningsdata är betydligt högre än i konsumtionsdata (Breedon, Gibbons & Litzenberger, 1989). Därmed kan man testa precisionen i den konsumtionsbaserade CAPM på ett bättre sätt när regressionen bara innehåller avkastningar.

För att testa modellen tillämpas en tidsserieregession för varje portföljs överavkastning mot överavkastningen i CMP enligt följande

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i CMP_t + \varepsilon_{i,t}, \tag{27}$$

där $R_{i,t}$ är överavkastningen i tidsperiod t för portfölj i och CMP_t är överavkastningen för den konsumtionshärmande portföljen i tidsperiod t .

Enligt modellantaganden som presenterades under teoridelen beror överavkastningen för en tillgång i CCAPM enbart på mängden konsumtionsrisk som fångas upp i konsumtionsbetat samt riskpremien för konsumtionstillväxt. Om modellen är korrekt specificerad ska sambandet vara linjärt och om det inte finns någon konsumtionstillväxt ska det inte gå att få någon överavkastning. Det vill säga prisfelet α ska vara lika med noll.

Via ekvation (27) estimeras prisfelets storlek för CCAPM där en korrekt specificerad modell implicerar att portföljernas överavkastning enbart förklaras av överavkastningen i CMP och därmed ska α vara ej signifikant skild från noll. Vidare testas den traditionella CAPM på samma sätt fast med marknadsportföljen istället för CMP.

5.3 GRS-test

GRS-testet är ett statistiskt test för att undersöka om alla intercept från separata tidsserieregressioner gemensamt är lika med noll. Testet utvecklades från början av Gibbons, Ross & Shanken (1989) då de undersökte om portföljer var marknadseffektiva med hjälp av den traditionella CAPM. Testet är vanligt förekommande än idag för att testa prissfel som det i ekvation (27).

GRS-testet fungerar att använda på ett ändligt stickprov och följer en F fördelning med antagandet att residualerna kommer från en normalfördelning och är oberoende och likafördelade.

Hypoteserna formuleras på följande sätt

$$\begin{aligned} H_0: \alpha_i &= 0 \quad \forall i \\ H_1: \alpha_i &\neq 0 \quad \forall i \end{aligned}$$

och testfunktionen ges av (Diether, 2001)

$$\left(\frac{T}{N}\right) \left(\frac{T-N-L}{T-L-1}\right) \left[\frac{\hat{\alpha}' \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\alpha}}{1 + \bar{\mu}' \hat{\Omega}^{-1} \bar{\mu}}\right] \sim F(N, T - N - L), \quad (28)$$

där T är antalet tidsperioder, N är antalet portföljer, L är antalet förklarande faktorer från regressionen, $\hat{\alpha}$ är en $N \times 1$ vektor av skattade prissfel, $\bar{\mu}$ är en $L \times 1$ vektor innehållande medelavkastning för de förklarande faktorerna, $\hat{\Sigma}$ är en $N \times N$ kovariansmatris för residualerna som ges av

$$\hat{\Sigma} = \frac{\hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}}{T-L-1}, \quad (29)$$

där $\hat{\varepsilon}$ är en $T \times N$ matris innehållande alla residualer. Slutligen är $\hat{\Omega}$ en $L \times L$ kovariansmatris för de förklarande faktorernas överavkastning som ser ut på följande sätt

$$\hat{\Omega} = \frac{(F - \bar{F})'(F - \bar{F})}{T-1} \quad (30)$$

där F är en $T \times L$ matris bestående av faktorernas överavkastning och \bar{F} är en $T \times L$ matris innehållande medelavkastning för varje förklarande faktor.

Mig veterligen finns inte GRS-testet inbyggt i Eviews så jag har räknat ut det för hand med matrisberäkning i Excel.

Jagannathan & Wang (2007) använde sig av ett GRS-test för att testa om 25 stycken prissfel var gemensamt skilda från noll eller ej. Tyvärr så uppstår ett problem när man inte har någon restriktion på kovariansmatrisen (29). När N ökar så ökar antalet kovarianstermer som måste skattas väldigt fort och därmed blir resultatet mer osäkert när $N \times N$ är stort i relation till stickprovets

storlek. Exempelvis om jag skulle testa alla 20 stycken portföljers prisfel skulle det krävas 210 stycken skattade parametrar. En regel för att kunna använda en kovariansmatris utan restriktioner är att N vara nära $(n(n + 1))/2$ som är antalet skattade kovarianstermer (Fitzmaurice, Laird & Ware, 2011).

I denna undersökning kommer jag bara tillämpa GRS-testet på det största och minsta prisfelet i varje tidsperiod för att testa om de tillsammans är skilda från noll. Jag resonerar såhär att om resultatet blir att det finns signifikanta prisfel för detta prisfelspar är det också troligt att resterande 18 stycken som ligger i intervallet mellan dem också är skilda från noll.

5.4 Generalized Method of Moments och CCAPM

Generalized Method of Moments (GMM) kan användas till att estimeras tidsdiskonteringsfaktorn δ och riskaversionskoefficienten γ i den konsumtionsbaserade CAPM. Fördelen med att skatta parametrar med GMM är att det inte krävs några antaganden om känd fördelning, fungerar på heteroskedastisk data och kräver inte en linjär skattningsfunktion (Verbeek, 2012).

GMM är en generell variant av Method of Moments som i sin tur bygger på att parametrarna skattas utifrån ett ekvationssystem uppbyggt av moment conditions.

Det k :te ordningens populations moment runt ett värde a definieras som (Blom, 1984)

$$v_k = E[(X - a)^k], \quad (31)$$

där X är en slumpvariabel. Antag för enkelhetens skull att $a = 0$ och att X är normalfördelad med okända parametrar. För att skatta μ och σ^2 i populationen används stickprovs moments för att skapa ett ekvationssystem där de okända parametrarna kan lösas ut. Första och andra populations momentet ges av

$$v_1: E[X] = \mu \quad (32)$$

$$v_2: E[X^2] = \sigma^2 + \mu^2, \quad (33)$$

där v_2 fås fram från en omskrivning av formeln för populationsvarians. Ersätt nu alla förväntningsvillkor av populationen till stickprovsmoment villkor samt strukturera om (32) och (33) till ett ekvationssystem där obekanta parametrars sätts i högerled (The Pennsylvania State University, 2015)

$$\begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \mu \\ \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \mu^2 = \sigma^2 \end{cases} \quad (34)$$

I översta ekvationen är det enkelt att se att μ skattas som stickprovsmedelvärdet \bar{X} . Som via insättning i den nedersta ekvationen ger skattningen för σ^2

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}^2 &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 - \bar{X}^2 \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2\end{aligned}\quad (35)$$

I det här enkla exemplet fanns det lika många ekvationer som okända parametrar att skatta. Generellt sätt med mer komplexa funktioner och med fler ekvationer än parametrar att estimeras går det inte att lösa ekvationssystemet exakt. Istället används GMM för att estimeras parametrarna, genom att generalisera ekvation (31) på följande sätt

$$g(\theta) = E[f(w_t, z_t, \theta)] = 0, \quad (36)$$

där θ är en $K \times 1$ vektor innehållande de parametrar som ska skattas, f är en vektor av dimension R innehållande alla funktioner, w_t innehåller variablerna i modellen, som är konsumtionsdata i denna undersökning och z_t är en $R \times 1$ vektor innehållande instrument. Ett instrument kan tolkas som relevant ekonomisk data som är känd vid tidpunkten t (Verbeek, 2012).

Analogt med Method of Moments ges stickprovs momenten i GMM av

$$g(\theta) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T f(w_t, z_t, \theta) \quad (37)$$

Om $R = K$ har vi lika många ekvationer som okända parametrar och en unik lösning kan eventuellt hittas via Method of Moments. När $R > K$ och f ej linjär går det generellt inte att lösa ekvationssystemet exakt, så istället hittas en lösning genom att minimera avståndet från $g(\theta)$ och noll så att θ blir så litet som möjligt. Genom att uttrycka (37) på kvadratisk form ges lösningen i GMM av (Nielsen, 2005)

$$\min_{\theta} Q(\theta) = g(\theta)' W_T g(\theta), \quad (38)$$

där W_T är en positivt definit matris innehållande vikter. GMM skattningarna är konsistenta och asymptotiskt normalfördelad under några svaga antaganden. Valet av W_T kommer påverka variansen av $\hat{\theta}$ och ge olika konsistenta skattningar. I min undersökning har jag valt alternativen HAC som viktmatris och en iterationsprocess till konvergens för att uppdatera vikterna i ekvation (38) som inställningar i Eviews.

Tillämpning av ekvation (37) som skapar stickprovsmomenten ger följande uttryck för CCAPM

$$\begin{cases} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[\delta \left(\frac{c_t}{c_{t-1}} \right)^{-\gamma} R_{i,t} \right] z_{1,t} = 0 \\ \vdots \\ \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[\delta \left(\frac{c_t}{c_{t-1}} \right)^{-\gamma} R_{i,t} \right] z_{R,t} = 0 \end{cases} \quad (39)$$

Där ekvation (9) i kombination med (7) har använts för att uttrycka den konsumtionsbaserade CAPM, $z_{j,t}$ är olika instrument som är kända vid tidpunkt t för alla $j = 1, 2, \dots, R$. Jag använde mig av ett intercept och lagg en period tillbaka i tiden på konsumtionstillväxt och samtliga 20 stycken portföljer som instrument vid GMM estimationen.

Slutligen estimeras $\theta = [\delta, \gamma]'$ genom att uttrycka (39) på kvadratiskform och justera vikterna W_T så att den kvadratiskaformen blir så liten som möjligt.

5.5 Test för autokorrelation och stationäritet i data

För att få så precisa skattningar som möjligt av konsumtionsbeta och riskpremien i Fama-Macbeth regressionen testas konsumtionsdatan om det råder autokorrelation.

Autokorrelation innebär att feltermen i en tidsperiod är korrelerad och påverkas av feltermen i tidigare tidsperioder. Om det råder autokorrelation kommer skattningarna i Fama-Macbeth regressionen fortfarande vara väntesvärdesriktiga och konsistenta. Däremot kommer skattningarna ej vara effektiva, med för stora standardfel som följd och i sådana fall behöver de korrigeras med Newey-Wests (HAC) standardfel (Dougherty, 2011).

Test för autokorrelation implementeras genom att använda residualerna från ekvation (25) och (26) som är skattade feltermen till att köra en regression med laggade residualer enligt följande modell

$$e_t = \rho e_{t-1} + v_t, \quad (40)$$

där e_i är residualen i tidsperiod i och v_t är en ny felterm som uppfyller alla klassiska antaganden. Om det råder autokorrelation förkastas $H_0: \rho = 0$ till förmån för $H_1: \rho \neq 0$ som väljer att accepteras.

Det är mer vanligt förekommande att problemet med autokorrelation uppstår vid hantering av tidsserier men autokorrelation kan även förekomma i viss typ av tvärsnittsdata (Brooks, 2008). Som i det här fallet när portföljerna är skapade i samma land. Om exempelvis det uppstår en slumpvis chock som gör att en sektor i ekonomin går dåligt och påverkar en portfölj negativt är det troligt att detta även avspeglar sig på andra portföljer.

Vidare tillämpas ett Augmented Dickey-Fuller test för att bekräfta att både konsumtion- och portföljedatan är stationär. Detta är en nödvändighet för att kunna ta fram portföljernas beta från en regression med tidsserier.

Om tidsserierna inte skulle vara stationära kan det se ut som att det finns ett samband mellan variablerna trots att de är helt oberoende av varandra. Detta fenomen kallas Spurious regression och ger ett missvisande resultat från regressionsanalysen.

Svag stationäritet kännetecknas av att väntevärde och varians av en tidsserie är konstant och oberoende av tiden samt att kovariansen av tidsseriens värde mellan två tidpunkter bara beror på avståndet dem emellan och inte på tiden (Dougherty, 2011). Vid förkastande av $H_0: \theta = 0$ till förmån för $H_0: \theta < 0$ i Dickey-Fuller testet bekräftas det att tidsserien är stationär och därmed att vanlig regression är okej att använda.

Kapitel 6

Resultat

För att kunna dra några slutsatser om den konsumtionsbaserade CAPM är korrekt specificerad och hur bra dess precision är, så har metoderna som presenterades i kapitel 5 tillämpats på historisk data för att undersöka hur väl teorin om CCAPM fungerar empiriskt. Resultaten presenteras både för hela testperioden 1970-2013 och för delperioden 1970-2006 för de flesta av testerna, främst för att se om precisionen varierar vid olika marknadsförhållanden.

I den kommande analysen har mina 20 stycken aktieportföljer fått namnen pr11,pr12,...,pr30 och genomgående används de konventionella nivåerna för signifikans där $* p \leq 0.05$, $** p \leq 0.01$, $*** p \leq 0.001$.

Först kontrolleras det om det finns autokorrelation samt om datan är stationär. Vidare följer en presentation av resultatet från varje statistiskt metod som tillämpats.

6.1 Test för autokorrelation och stationäritet i data

Vid de vanliga signifikansnivåerna kunde inte autokorrelation hittas i någon av de 20 stycken tidsserieregressionerna (25) på månadsdata. Däremot hittades autokorrelation i tvärsnittsregressionen (26) för året 1980. På månadsbasis fanns autokorrelation direkt i tidsserieregressionen för den första portföljen (pr11) för båda testperioderna. Datan på både års- och månadsbasis uppvisar alltså autokorrelation och standardfelen kommer därför justeras enligt HAC i samtliga regressioner. I tabell 3 nedan redovisas för vilken period autokorrelation hittades för respektive typ av data.

Tabell 3 Autokorrelation

<i>Data</i>	<i>Period</i>	ρ
År	1980	-0.5797*
Månad	1970-2013	0.1237**
Månad	1970-2006	0.1270**

Beskrivning: Tabell 3 visar för vilken tidsperiod $H_0: \rho = 0$ förkastas till förmån för att det råder autokorrelation.

Stationariteten i både portfölj- och konsumtionsdatan kontrollerades med ett Augmented Dickey-Fuller test. Samtliga 20 stycken tidsserier med portföljeavkastning på års- och månadsbasis och konsumtionstillväxten per månad gav trestjärnig signifikans medan konsumtionstillväxten på årsbasis gav tvåstjärnig signifikans. Sammantaget förkastas nollhypotesen att datan icke är stationär vid 1 % och jag väljer att tro på att all data är stationär.

6.2 Fama-Macbeth regression

Genom att tillämpa en tidsserieregression för varje portfölj mot konsumtionstillväxten, i enlighet med ekvation (25) estimeras respektive portföljs konsumtionsbeta. Som i sin tur kan tolkas som mängden konsumtionsrisk portföljen har.

I min undersökning testar jag modellen utifrån fyra olika typer av konsumtionsdata. Dels mot årlig tillväxttakt beräknad från kvartalsdata och dels mot konsumtionstillväxt per månad. Vidare testas modellen för en period innehållande finanskrisen och en där den inte är med.

I tabell 4 presenteras de skattade konsumtionsbetan för varje portfölj tillsammans med portföljens överavkastning över den riskfria räntan, för samtliga tidsperioder och typ av data.

I del A syns att 4 av 20 stycken portföljer erhöll ett signifikant beta för hela testperioden medan endast 2 av 20 stycken betan var signifikant skilda från noll för delperioden. Det väldigt svaga resultatet tyder på att standardfelen är stora i förhållandet till det estimerade konsumtionsbetat i de flesta tidsserieregressionerna samtidigt som det inte statistiskt säkerställt att storleken på konsumtionsbetat har någon påverkan på portföljernas överavkastning. Generellt innebär detta att konsumtionstillväxten inte alls lyckas förklara variationen i portföljernas överavkastning.

För månadsdatan blev regressionerna mer lyckad. I del B kan man utläsa att samtliga konsumtionsbetan blev signifikanta och att de flesta även hade trestjärnig signifikans. Resultatet från del B tyder på att variationen i konsumtionstillväxt på månadsdata förklarar variationen i överavkastningen för samtliga portföljer på månadsbasis.

Om man jämför storleken på samma portföljers betan mellan del A och B så syns det är de är ungefär lika stora. Därmed beror den stora skillnaden i signifikans på att standardfelen är betydligt större för de betan som skattades med årsdata.

Tabell 4 Överavkastning och Konsumtions-beta för 20 stycken aktieportföljer

A. År	1970-2013		1970-2006	
Portföljer	β	R	β	R
Pr11	7.57*	9.15	8.06*	9.40
Pr12	6.67*	10.33	7.26*	10.41
Pr13	6.41	9.99	5.75	10.38
Pr14	6.16*	10.01	5.63	10.47
Pr15	5.86	7.43	6.63	7.28
Pr16	5.50*	10.39	5.64	10.55
Pr17	5.05	8.84	5.70	8.42
Pr18	5.10	11.58	5.26	11.72
Pr19	4.89	10.29	5.11	10.10
Pr20	4.72	10.12	4.45	10.09
Pr21	4.42	11.36	5.20	11.05
Pr22	4.25	8.94	4.27	8.78
Pr23	4.02	10.85	4.33	10.76
Pr24	3.86	12.12	3.43	12.07
Pr25	3.69	10.20	3.21	10.26
Pr26	3.52	10.90	3.44	10.74
Pr27	3.38	11.15	3.39	11.03
Pr28	3.18	9.03	3.78	8.47
Pr29	2.99	12.24	3.57	11.40
Pr30	1.22	10.41	1.85	9.24
n		44		37

B. Månad	1970-2013		1970-2006	
Pr11	5.71***	0.56	6.01***	0.54
Pr12	4.68***	0.72	4.88***	0.69
Pr13	4.52***	0.64	4.71***	0.63
Pr14	4.25***	0.74	4.47***	0.70
Pr15	4.15***	0.83	4.28***	0.84
Pr16	4.07***	0.72	4.20***	0.71
Pr17	3.99***	0.83	4.30***	0.78
Pr18	3.89***	0.84	4.01***	0.84
Pr19	3.82***	0.87	4.01***	0.86
Pr20	3.75***	0.77	3.81***	0.79
Pr21	3.70***	0.79	3.74***	0.79
Pr22	3.59***	0.81	3.65***	0.82
Pr23	3.49***	0.73	3.67***	0.71
Pr24	3.43***	0.77	3.63***	0.71
Pr25	3.37***	0.67	3.43***	0.64
Pr26	3.26***	0.68	3.42***	0.66
Pr27	3.10***	0.63	3.20***	0.60
Pr28	2.87***	0.56	2.87***	0.58
Pr29	2.63**	0.60	2.75**	0.57
Pr30	2.48**	0.45	2.60**	0.42
n		528		444

Beskrivning: I tabell 4 anges respektive portföljs estimerade konsumtionsbeta från ekvation (25). R motsvarar årlig medelavkastning i del A medan den är medelavkastning per månad i del B, angiven i procent i båda delarna. n är antalet observationer från tidsserien som var med i regressionen.

Genom att tillämpa en tvärsnittsregression precis som ekvation (26) så skattas en riskpremie för varje tidsperiod. I tabell 5 presenteras en sammanställning för riskpremiens egenskaper för de olika testperioderna.

Man kan exempelvis utläsa ur del A att det är väldigt stor spridning mellan det största och minsta observerade värdet i förhållande till medelvärdet eftersom de ligger flera standardavvikelse ifrån sitt medel. Den stora spridningen tyder på att riskpremiens fördelning har tjocka svansar både uppåt och nedåt.

I regressionerna har det observerats negativa riskpremier för många tidsperioder. Detta strider mot antagandet i modellen att individer ska få kompensationen för konsumtionsrisk. Kompensationen för konsumtionsrisk har alltså varierat ganska mycket över tid men det som är intressant är hur den genomsnittliga riskpremien har sett ut för varje testperiod över tid.

I del B presenteras data från en regression tillämpad på varje portföljs medelavkastning över hela tidsperioden mot dess konsumtionsbeta. Det anmärkningsvärda här är att bara en av fyra riskpremier blev signifikant skild från noll och dessutom negativ. Detta tyder på mängden konsumtionsrisk som fångas upp i betan bara har ett statistiskt säkerställt samband med överavkastning i endast en av fyra tester. Samtidigt blev förklaringsgraden väldigt låg i samtliga tester, vilket tyder på att det finns stor variation i portföljernas överavkastning som inte kan förklaras av variationen i konsumtionsbeta.

Den dåliga prestationen i CCAPM bekräftas ytterligare i graf 5 där överavkastning och konsumtionsbeta är uppritade. Lutningen på linjerna är densamma som medelavkastningen i tabell 5. Vi ser exempelvis i del A och B att sambandet är hyffsat linjärt men negativt, vilket kan tolkas som att högre konsumtionsrisk inte alls garanterar högre avkastning.

I del C och D är förvisso sambandet positivt men det verkar bara gälla för konsumtionsbetan mellan 2 och 4. Nivåer över 4 tycks ha ett starkt negativt samband. Kom också ihåg att sambandet bara är statistiskt säkerställt i graf A och därmed bör de andra graferna tolkas med försiktighet.

Tabell 5 Deskriptiv statistik för riskpremien

A.	År(13)	År(06)	Månad(13)	Månad(06)
Medel	-0.29*	-0.19	0.04	0.03
Max	7.09	7.32	8.22	7.71
Min	-5.66	-3.87	-6.58	-6.16
Std.av	1.84	1.91	1.49	1.44
n	20	20	20	20

B. Genomsnittlig riskpremie

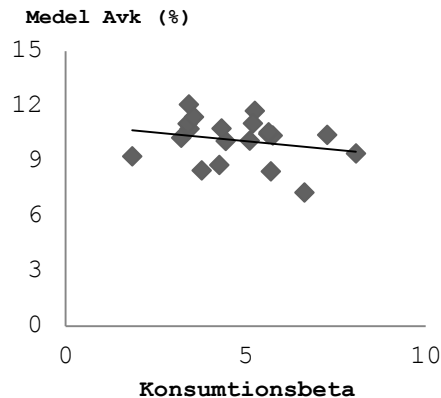
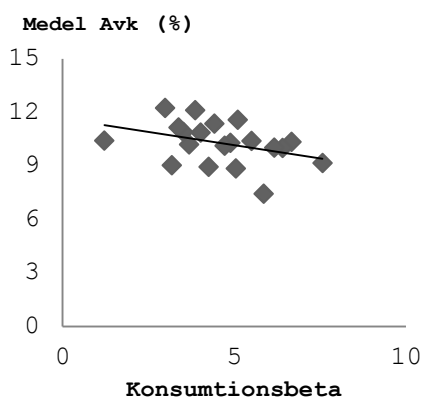
Medel	-0.29*	-0.19	0.04	0.03
Std.av	0.11	0.17	0.06	0.06
R-squared	0.14	0.06	0.07	0.05
n	20	20	20	20

Beskrivning: Del A anger deskriptiv statistik för riskpremien λ som estimerats genom tvärsnittsregressioner enligt (26) med estimerade betan från ekvation (25). I del B har den genomsnittliga avkastningen för varje portfölj beräknats och körts i en regression med betan. År/månad(*) anger för vilken period riskpremien är beräknad utifrån, där * står för slutår. Överavkastningen är angiven i procent.

Graf 5 Avkastning och Konsumtionsbeta

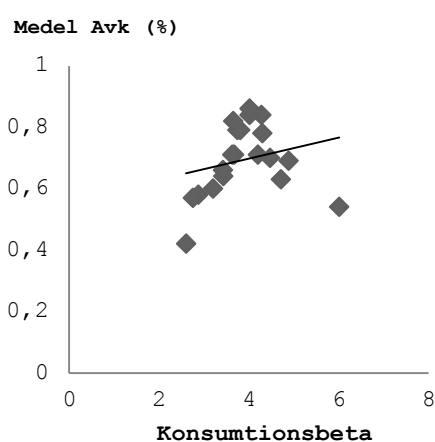
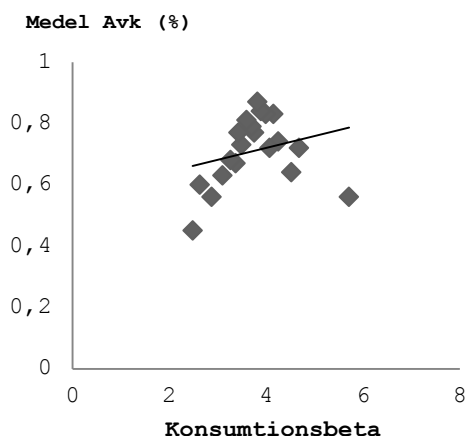
A. 1970-2013

B. 1970-2006



C. 1970-2013

D. 1970-2006



Beskrivning: Graf 5 visar relationen mellan medelavkastning och konsumtionsbeta för varje portfölj. Del A och B är representera portföljerna på årsbasis medan C och D anger relationen per månad.

6.3 CMP och GRS-test

I tabell 6 presenteras deskriptiv statistik för prisfelen α som estimerats från ekvation (27). Prisfelen har både tagits fram för den konsumtionshärmande portföljen som är tänkt att representera CCAPM samt marknadsportföljen för att kunna jämföra dess storlek mot den traditionella CAPM.

Observera att enligt ekvationen för CAPM (1) ska det finnas ett prisfel ekvivalent med den riskfria räntan. Ett litet och observerbart prisfel mot MKT är att föredra för att bekräfta en bra precision i den traditionella CAPM, givet att det finns en riskfri tillgång. Medan i den konsumtionsbaserade CAPM ska det inte finnas några prisfel alls enligt ekvation (12).

För alla fyra testperioder kan man enkelt se att medel-, max- och minprisfelet är betydligt större i CCAPM jämfört med CAPM. Summan är det totala prisfelet för samtliga 20 stycken portföljer i varje testperiod och även där kan man se att det är stora skillnader mellan modellerna. Skillnaderna i prisfel tycks vara större på årsbasis i del A jämfört med i del B men trots det talar alla mätvärden för att marknadsportföljen genererar mindre prisfel än den konsumtionshärmande portföljen.

Vidare presenteras GRS-statistiken och tillhörande p-värde i tabell 6. GRS-testet är gjort på de portföljer som uppvisar störst respektive minst prisfel och storleken på dessa prisfel i varje period hittas under max och min. Slutsatsen från detta test är entydligt då testet för både CMP och MKT i varje period förkastar nollhypotesen att prisfelen är lika med noll för den traditionella signifikansnivån 5 %.

Givet att det finns en riskfri tillgång tyder GRS-testet för den traditionella CAPM att modellen håller. Exempelvis skulle medelprisfelet som redovisas i varje period kunna tolkas som den genomsnittliga riskfria räntan. På årsbasis estimeras medelprisfelet för CAPM till 3.32 respektive 3.72 %, vilket ändå känns som en rimlig nivå för den riskfria tillgången över den långa tidsperioden.

I den konsumtionsbaserade CCAPM ska överavkastningen för en tillgång entydligt bestämmas av ett linjärt samband mellan mängden konsumtionsrisk och riskpremien för konsumtion. GRS-testet visar för alla fyra testperioder att det finns ett signifikant prisfel även för den minst felprissatta portföljen. Det finns alltså avkastning som portföljerna erhåller som inte kan förklaras av den konsumtionshärmande portföljen.

Tabell 6 Prisfel i CAPM och CCAPM

A. År	1970-2013		1970-2006	
	CMP	MKT	CMP	MKT
Medel	8.12	3.32	6.60	3.72
Max	10.41	5.56	9.39	6.08
Min	4.62	0.07	2.08	0.14
Summan	162.38	66.45	132.09	74.35
Std.av	1.44	1.41	1.67	1.45
n	20	20	20	20
GRS-stat	8.29	4.69	6.04	6.95
p-värde	.0010	.0146	.0057	.0029

B. Månad	1970-2013		1970-2006	
	Medel	0.28	0.17	0.27
Max	0.43	0.31	0.41	0.33
Min	0.00	0.02	0.04	0.03
Summa	5.50	3.41	5.32	3.58
Std.av	0.11	0.09	0.10	0.10
n	20	20	20	20
GRS-stat	6.73	7.40	9.60	10.05
p-värde	.0013	.0007	.0001	.0001

Beskrivning: I del A och B redovisas prisfelen α från ekvation (27). 20 stycken regressioner är gjorda både mot den konsumtionshärmande portföljen (CMP) och marknadsportföljen (MKT) i varje tidsperiod. Alla prisfel redovisas ej utan bara de karaktäristiska dragen: medel, max och min. Prisfelen är angivna i procent på årsbasis i del A och månadsbasis i del B. Summan anger det totala prisfelet över samtliga 20 stycken portföljer i respektive tidsperiod. GRS-stat och tillhörande p-värde testar om det största och minsta observerade prisfelen gemensamt är skilda från noll.

6.4 GMM estimation

I GMM estimationen har tidsdiskonteringsfaktorn och koefficienten för riskaversion estimerats för att på egen hand beräkna den förväntade avkastningen i den konsumtionsbaserade CAPM enligt ekvation (12). Differensen mellan den genomsnittliga realiserade avkastningen och den framräknade enligt modellen är prisfelen α_{GMM} för GMM estimationen.

I tabell 7 finns resultaten för samtliga fyra testperioder. I CCAPM prissätts tillgångar på ett linjärt sätt där högre konsumtionsrisk i form av beta även ska generera högre förväntad avkastning. I tabellen kan man exempelvis utläsa att ett högre konsumtionsbeta på årsbasis även medför högre förväntad avkastning, på grund av att riskpremien λ är positiv.

När det gäller månadsdatan kan man se att den framräknade riskpremien på månadsbasis blev väldigt liten och ej signifikant skild från noll. Detta resulterar i att den förväntade avkastningen angiven med två decimaler blir noll och överlag väldigt liten. Man ska också ha i åtanke alla mätproblem som finns i konsumtionsdatan på månadsbasis.

GMM estimationen tycks alltså förklara den förväntade avkastningen bäst på årsdata jämfört med månadsdata men noterbart är att prisfelen angivna i procent är väldigt stora i båda fallen. Exempelvis predikterar CCAPM att portfölj 11 ska ha en genomsnittlig avkastning per år på 1.18% medan den i själva verket blev 9.15% för hela perioden. Genomgående för alla fyra testperioder predikterar modellen en betydligt lägre avkastning än vad som verkligen observerades, vilket även bekräftas av att det genomsnittliga prisfelet $\bar{\alpha}_{GMM}$ för alla portföljer är stort i samtliga perioder.

Riskpremien är positiv i samtliga perioder, vilket tyder på att det finns en försäkring mot konsumtionsrisk och att det modellantagandet stämmer. Riskpremien anger priset på att ta på sig konsumtionsrisk men eftersom prisfelen blev alldeles för stora och att modellen underestimerade de förväntade avkastningen för samtliga portföljer tyder det mesta på att kompensationen som erhålls av riskpremien är för liten. Riskpremiens storlek skulle alltså behöva vara betydligt större för att nå upp till de observerade avkastningarnas nivå.

Vidare ser man att tidsdiskonteringsfaktorn blev väldigt liten och ej signifikant skild från noll i alla testperioder, vilket tyder på att den representativa agenten är ivrig och hellre vill konsumera än att spara. Både koefficienten för riskaversion och således också riskpremien blev större i delperioderna 1970-2006 än i hela perioden 1970-2013 på årsbasis. Intuitivt kan detta tolkas som att när marknaden är mer ostabil som exempelvis under finanskrisen blir folk mindre riskaversa och hellre vill ta risker. På månadsbasis blev alla skattningar väldigt små och ej signifikant skilda från noll. Det genomsnittliga prisfelet för alla portföljer blev också något mindre för delperioderna.

Tabell 7 GMM estimation

A. 1970-2013		År		Månad		
	β	$E(R)$	α_{GMM}	β	$E(R)$	α_{GMM}
Pr11	7.57	1.18	7.97	5.71	0.00	0.56
Pr12	6.67	1.04	9.30	4.68	0.00	0.72
Pr13	6.41	1.00	8.99	4.52	0.00	0.64
Pr14	6.16	0.96	9.05	4.25	0.00	0.74
Pr15	5.86	0.91	6.52	4.15	0.00	0.83
Pr16	5.50	0.85	9.53	4.07	0.00	0.72
Pr17	5.04	0.78	8.06	3.99	0.00	0.83
Pr18	5.10	0.79	10.79	3.89	0.00	0.84
Pr19	4.89	0.76	9.52	3.82	0.00	0.87
Pr20	4.72	0.73	9.39	3.75	0.00	0.77
Pr21	4.42	0.69	10.67	3.70	0.00	0.79
Pr22	4.25	0.66	8.28	3.59	0.00	0.81
Pr23	4.02	0.62	10.23	3.49	0.00	0.73
Pr24	3.86	0.60	11.52	3.43	0.00	0.77
Pr25	3.69	0.57	9.63	3.37	0.00	0.67
Pr26	3.52	0.55	10.35	3.26	0.00	0.68
Pr27	3.38	0.52	10.63	3.10	0.00	0.63
Pr28	3.18	0.49	8.54	2.87	0.00	0.56
Pr29	2.99	0.46	11.77	2.63	0.00	0.60
Pr30	1.22	0.19	10.22	2.48	0.00	0.45
δ		6.27E-25			3.46E-24	
γ		0.1311***			2.88E-10	
λ		0.1554			1.64E-11	
$\bar{\alpha}_{GMM}$		9.55			0.71	

B. 1970-2006		År		Månad		
	β	$E(R)$	α_{GMM}	β	$E(R)$	α_{GMM}
δ		1.15E-28			2.07E-23	
γ		0.3252***			3.49E-11	
λ		0.3537			2.15E-12	
$\bar{\alpha}_{GMM}$		8.44			0.69	

Beskrivning: I del A presenteras resultatet för hela perioden 1970-2013. Där δ och γ är estimerade utifrån GMM metoden och används för att beräkna riskpremien λ och den förväntade avkastningen $E(R)$ enligt ekvation (12). Det genomsnittliga prisfelet α_{GMM} för varje portfölj är framräknade som differensen mellan genomsnittlig realiserad och förväntad avkastning under testperioden. Där den realiserade avkastningen är presenterad i tabell 4. Avkastning och prisfel är angivna i procent på årsbasis respektive månadsbasis.

$\bar{\alpha}_{GMM}$ är genomsnittligt prisfel för samtliga 20 stycken portföljer. I del B finns huvudresultaten för delperioden 1970-2006 som är framräknade på samma sätt som i del A.

Kapitel 7

Resultatdiskussion

I den här delen kommer jag utifrån det presenterade resultatet i kapitel 6 försöka besvara frågeställningen. Först kommer jag med hjälp av konsumtionsteori testa precisionen i den konsumtionsbaserade CAPM och diskutera om antagandena i modellen stämmer och om de är realistiska. Sedan analyseras riskpremien och om modellen är korrekt specificerad utifrån regressionerna. Till sist diskuteras och jämförs priset för den konsumtionshärmande portföljen och marknadsportföljen.

7.1 CCAPM ur ett konsumtionsperspektiv

I GMM estimationen observerades en väldigt liten tidsdiskonteringsfaktor och positiv koefficient för riskaversion i samtliga fyra testperioder. Enligt tidigare studier ska γ vara runt 1-2 och inte större än 10 för att ge en realistisk tolkning av verkligheten. I min GMM estimation är det bara årsdatan som genererade signifikanta värden på γ samtidigt som resultatet blev något mindre än de tidigare empiriskt framtagna värdena (0.13 respektive 0.33) men trots det inte långt ifrån vad som anses realistiskt.

Det stora problemet uppstår däremot när dessa parametervärden används i modellen (12). Som observerades blev genomsnittligt prisfel runt 9% per år, där alla portföljers förväntade avkastning underestimerades i förhållande till den realiserade avkastningen. Den framräknade riskpremien tycks alltså bli alldeles för liten med så litet värde på riskaversions koefficienten. En högre riskpremie skulle exempelvis fås om den representativa individen var mer riskavert och därmed skulle kräva mer kompensation för konsumtionsrisk.

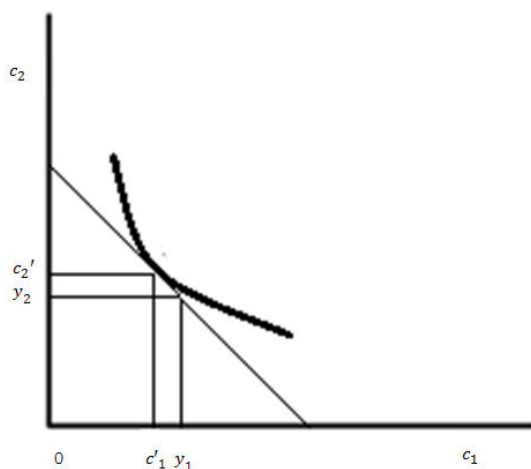
När Bin Li (2010) estimerade γ via GMM i sin undersökning kom han fram till att det krävdes ett värde runt 60 för att få små prisfel. Liknande slutsats kommer även jag fram till. Genom att använda ekvation (10) och testa sig fram med olika värden på γ så skulle det krävas ett koefficientvärde runt 120 till min data för att få så små prisfel som möjligt (i sådana fall blir de runt 3%). Med ett så stort värde på koefficienten för riskaversion blir individer extremt riskaverta och vill konsumera hela sin inkomst i nuvarande period eftersom framtida konsumtionsnivåer är osäkra.

För att vidare studera olika utfall när γ ändras kan vi utgå ifrån en tvåperiodsmodell med konsumtionsvalen i fokus. Om vi skulle illustrera indifferenskurvor med ett γ runt 120 skulle de se ut som i del D i graf 3. Medan det estimerade γ på årsbasis för hela perioden som antog värdet 0.1311 skulle ungefär se ut som del C i graf 3. Där indifferenskurvan med

lägre koefficientvärde även tangerar budgetrestriktionen mer till vänster eftersom denna individen är mer benägen till att spara.

Antag först att den estimerade riskaversionen från GMM är den som beskriver den representativa individen bäst, antag vidare att den inkomst y_i som erhålls i varje period är lika stor och inte förändras med tiden. Utgångsläget från period 1 kommer då ungefär se ut som i graf 6, där individen väljer att spara en del av sin totala inkomst motsvarande $y_1 - c'_1$.

Graf 6 Konsumtionsval med $\gamma = 0.1311$



Beskrivning: Illustration från period 1 och 2 med en representativ individ med en liten koefficient för riskaversion.

I startläget av period 2 kommer individen att ha större inkomst än y_2 eftersom en del har sparats från period 1. Det medför att det sker en positiv inkomsteffekt jämfört med period 1 och budgetrestriktionen flyttar parallellt åt höger med samma lutning, eftersom avkastningen inte ändras.

Med den nya budgetrestriktionen i period 2 kan individen öka sparandet ytterligare, konsumera mer eller göra en kombination av det båda. Om individen väljer att konsumera lika mycket eller mindre jämfört med period 1 så kommer sparandet att vara större än i period 1. Till period 3 kommer då en liknande parallell förflyttning ske av budgetrestriktionen. Detta scenario är däremot inte realistiskt eftersom det då inte sker någon tillväxttakt i konsumtion överhuvudtaget och enligt graf 4 har tillväxttakten i stort sätt varit positiv för hela testperioden.

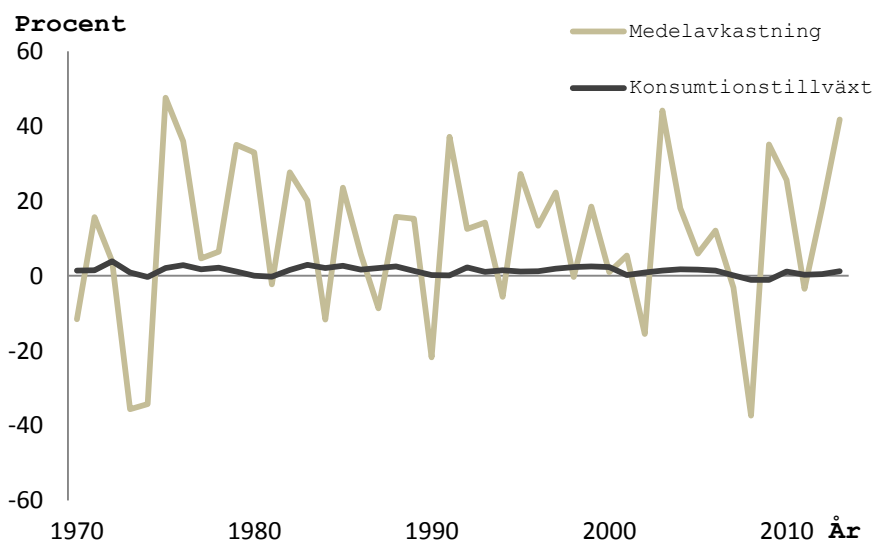
Det andra scenario är att individen väljer att spara lika mycket i period 2 som i period 1 och därmed kommer konsumera mer i period 2 jämfört med period 1. Enligt ekvation (10) kommer en ökad tillväxttakt i konsumtion leda till att den genomsnittliga avkastningen r ökar eftersom alla kovarianstermer mellan samtliga portföljers avkastning och tillväxttakten är positiv. Därmed är kovariansen mellan marginalnyttan av konsumtion $u'(c_{t+j})$ och $R_{i,t+j}$ negativ, eftersom det råder avtagande marginalnytta av konsumtion. Detta

leder i sin tur till att riskpremien i ekvation (10) blir större när konsumtionstillväxten ökar. Vidare när den genomsnittliga avkastningen ökar kommer det ske en inkomst- och substitutionseffekt liknande den i graf 2 del B mellan period 2 och period 3.

Vad som händer i period 3 är sedan okänt och beror på preferenser och hur mycket r faktiskt ökade. Men det troliga är att individen väljer att spara mer och konsumera mindre än tidigare och ett fortsatt rimligt mönster är att i varannan period spara mer och i perioderna däremellan konsumera mer. Detta är ett mer realistiskt scenario även i verkligheten att individer väljer att spara och konsumera olika mycket under olika delar av livet, men enligt teorin skulle det innebära att konsumtionstillväxten skulle skifta mer mellan positiva och negativa värden på årsbasis än vad som påvisats historiskt. I graf 4 ser vi att så inte är fallet då den för de flesta åren varit positiv.

Det sista scenariot i period 2 är att individen väljer att både konsumera och spara mer än i period 1. Det leder till både en inkomst- och substitutionseffekt som i föregående scenario. Det mest troliga är att individen i period 3 med givna preferenser även där kommer spara och konsumera mer än i period 2 och i kommande perioder uppvisa samma beteendemönster. Kort sagt skulle detta beteende leda till att både konsumtionstillväxten för det mesta skulle vara positiv, vilket stämmer överrens med graf 7, däremot skulle också den genomsnittliga avkastningen öka med tiden vilket inte stämmer överrens med verkligheten och som även det syns i graf 7. I graf 7 presenteras återigen konsumtionstillväxten från del A i graf 4 tillsammans med den genomsnittliga avkastningen.

Graf 7 Medelavkastning och konsumtionstillväxt på årsbasis

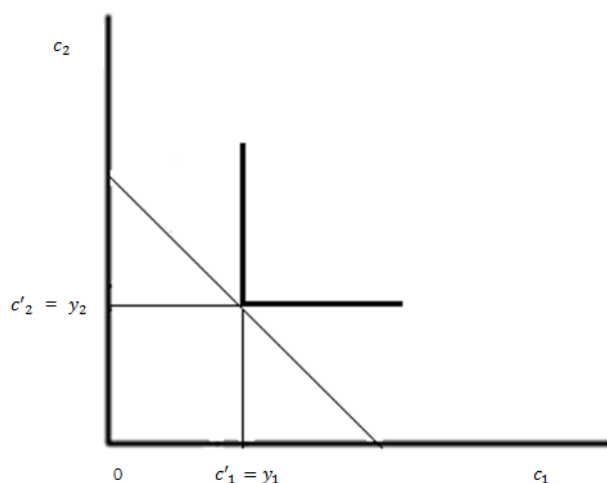


Beskrivning: Graf 7 visar medelavkastning för de 20 stycken aktieportföljerna tillsammans med den årliga konsumtionstillväxten angivna i procent och för hela testperioden 1970-2013.

På samma sätt kan man resonera för $\gamma = 120$. Då är individen extremt riskavert och väljer att konsumera hela sin inkomst i varje tidsperiod oavsett vilken avkastning som ges. Eftersom individen väljer att konsumera allt varje tidsperiod sker det ingen tillväxttakt i konsumtion förutsatt att inkomsten y som erhålls i varje period är lika stor. I och med att det inte finns något sparande kommer det inte heller ske någon inkomsteffekt och varken den genomsnittliga avkastningen eller tillväxttaken kommer förändras. Detta är givetvis inte ett realistiskt antagande som stämmer in på verkligheten, men trots det är det värden i denna storleken på riskaversionskoefficienten som genererar minst prisfel. Därmed kan man misstänka att modellen är misspecificerad och att individernas konsumtionsval enligt modellen inte förklarar avkastning på ett bra sätt.

I graf 8 presenteras den representativa individens konsumtionsval för period 1 och 2, men detta beteendemönster stämmer för kommande perioder också.

Graf 8 Konsumtionsval med $\gamma = 120$



Beskrivning: Illustration från period 1 och 2 med en representativ individ med en stor koefficient för riskaversion.

För att sammanfatta diskussionen har jag resonerat utifrån konsumtionsteori för att försöka hitta rimliga mönster i individernas val som stämmer överrens med den historiska avkastningen och konsumtionstillväxten som redovisas i graf 7.

Utifrån den estimerade koefficienten för riskaversion fanns det några mer troliga scenarion än andra men inget av de som stämde helt överrens med datan och verkligheten. Medan för väldigt stora värden på koefficienten för riskaversion blir hela modellen orealistiskt eftersom dessa extrema konsumtionsmönster ej kan påvisas i verkligheten. Detta resonemang bekräftas även av Mehra & Prescott (1985) som menade att en övre gräns på 10 var rimligt för γ .

Kort sagt stämmer de estimerade parametrarna hyfsat väl överrens med vad som är rimligt enligt tidigare empirisk forskning men när de väl används i

modellen blir prisleken alldeles för stora, vilket tyder på att alla modellantaganden inte är rimliga.

Notera också att teorin jag använt är en förenkling av verkligheten som ej tar hänsyn till mer än två perioder åt gången samt med antagandet om att inkomsten y är oförändrad i varje period. Dessutom har jag bara undersökt modellen med en CRRA nyttofunktion, en annan typ av nyttofunktion som exempelvis tar hänsyn till olika individers konsumtionsmönster och ej aggregerad konsumtion kanske skulle ge bättre resultat. Dessutom antas riskaversionen vara konstant över tid, men med ostabila marknadsförhållanden och med finanskrisen inte allt för långt tillbaka i tiden är det troligt att individers preferenser varierar över tid och att det i sin tur påverkar konsumtionsvalen på ett betydelsefullt sätt.

7.2 Specifikationerna i CCAPM

Enligt ekvation (12) prissätter den konsumtionsbaserade CAPM tillgångar utifrån ett linjärt samband mellan riskpremien λ_c , som antas vara positiv och den enskilda tillgångens mängd konsumtionsrisk som fångas upp i $\beta_{i,c}$.

I Fama-Macbeth regressionen som redovisades i kapitel 6.2 estimerades först varje portföljs konsumtionsbeta där det visade sig att de flesta betan på årsbasis ej blev signifikanta. Vilket i princip innebär att man inte kan påvisa att det finns ett statistiskt samband mellan portföljernas avkastning och konsumtionstillväxten, som i ekvation (25) på årsbasis. Utifrån månadsdatan blev däremot alla konsumtionsbetan signifikant skilda från noll, vilket tyder på att det finns ett samband.

Eftersom man ej kunde påvisa att betan på årsbasis var signifikanta är det egentligen onödigt att estimeras riskpremien utifrån de redan skattade betan eftersom de inte har någon innebörd. Den genomsnittliga riskpremien utifrån månadsdatan blev väldigt liten och ej signifikant, men med stor standardavvikelse. Detta kan tolkas som att det inte finns någon riskpremie som ger extra avkastning för konsumtionsrisk, men man ska också vara medveten om att det handlar om månadsdata där stora variationer och eventuella mätproblem förekommer. Exempelvis blev den största observerade riskpremien på månadsbasis 8.22% och den minsta -6.58%.

Man ska också ha i åtanke att i varje tvärsnittsregression där riskpremien estimerades fanns det bara 20 stycken observationer, vilket kan anses vara lite för lite i sammanhanget för att kunna ge ett rättvisande resultat. Med fler portföljer skulle förmodligen resultatet få mindre spridning och bli mer träffsäkert.

Generellt är det den stora variationen i storlek på riskpremien mellan olika år som gör att den ej blir signifikant. Den observerade riskpremien blev ungefär negativ i hälften av alla tidsperioder, vilket strider mot modellantagandet att riskpremien bara ska vara positiv.

Vidare blev determinationskoefficienten väldigt låg i alla testperioder, vilket kan tolkas som att variationen i mängden konsumtionsrisk som fångas upp av betan bara förklarar en liten del av variationen i portföljernas faktiska avkastning. Detta syns extra tydligt på månadsbasis då determinationskoefficienten som störst blev 7%.

Sammanfattningsvis kan man utifrån Fama-Macbeth regressionen ej få signifikanta betan som dessutom genererar en positiv och signifikant riskpremie som det är tänkt i modellen. Överlag blir resultatet väldigt dåligt i regressionen då det tycks vara svårt att få signifikanta värden. Det svaga resultatet visas även i graf 5 där den genomsnittliga avkastningen och konsumtionsbetan är uppritade.

Sambandet mellan medelavkastningen och konsumtionsbeta ska vara linjärt och positivt. I del A och B från graf 5 syns det att sambandet är hyffsat linjärt men negativt på årsbasis. Medan för månadsdata i del C och D är sambandet positivt men inte särskilt linjärt. Modellantaganden att riskpremien ska vara positiv och att sambandet ska vara linjärt tycks alltså vara svårt att hitta utifrån aktuell data som även involverar ostabila marknadsförhållanden. Hade man exempelvis studerat en annan tidsperiod där avkastningsfördelningen varit mer jämn hade förmodligen precisionen av CCAPM varit betydligt bättre. Detta resonemanget stöds av att Jagannathan & Wangs (2007) erhöll en positiv riskpremie när de använde samma statistiska metod på data mellan åren 1954-2003.

Notera även att den framräknade riskpremien i GMM estimationen blev positiv för alla tidsperioder medan den blev negativ i två perioder i Fama-Macbeth regression. Att de olika estimeringsmetoderna ger så skilda resultat kan beror på att modellen är misspecificerad och att det därmed finns andra faktorer som påverkar avkastningen än konsumtionstillväxt. Men som noterat blev de flesta konsumtionsbetan ej signifikanta och därmed svårt att dra några riktiga slutsatser utifrån Fama-Macbeth regressionen.

Slutsatsen från detta delkapitel är alltså att den jämna och överlag positiva konsumtionstillväxten har svårt att förklara den stora variationen och spridningen i avkastningsdata som redovisas i graf 7. Detta stämmer även överrens med de slutsatser Bin Li (2010) kom fram till.

7.3 Prisfel för CMP och MKT

I kapitel 6.3 presenterades resultatet för den enkla regressionen för avkastning mot den konsumtionshärmande portföljen och marknadsportföljen. Eftersom båda dessa portföljer är orealistiska att inneha i verkligheten, så är det bara interceptet i respektive regression som är intressant att studera.

Genomgående för alla testperioder uppvisade den traditionella CAPM ett bättre resultat än den konsumtionsbaserade CAPM eftersom prisfelen blev mindre. I CCAPM ska det inte finnas något prisfel överhuvudtaget men GRS-testet tyder på att det finns prisfel som är signifikant skilda från noll. Alla statistiska resultat tyder alltså på att portföljernas avkastning förklaras bättre av CAPM än CCAPM, som även syns i tabell 6.

Observera att korrelationen mellan konsumtionstillväxt och den konsumtionshärmande portföljen bara blev runt 0.7 och 0.22 på års- respektive månadsbasis, enligt tabell 2. Genom att välja andra portföljer eller en annan metod för skapandet av CMP skulle eventuellt en bättre proxy för konsumtionstillväxt kunna skapas. Prisfelen på månadsbasis i synnerhet bör analyseras med försiktighet för CCAPM eftersom korrelationen mellan CMP och tillväxten blev så låg.

Notera även att vid skapandet av de 20 stycken aktieportföljerna estimerades konsumtionsbetan utifrån historisk data. Därmed fanns det bara cirka 40 stycken observationer på årsbasis för dessa skattningar, vilket kan ge osäkra resultat. Dessutom är vikterna i CMP okända från början och kräver estimering, detta leder till ytterligare osäkerhet när det gäller dess precision. Medan vikterna i marknadsportföljen inte kräver någon skattning utan är i princip direkt observerbara i verkligheten.

Att exempelvis det genomsnittliga prisfelet för hela perioden blev 8.12% för den konsumtionshärmande portföljen på årsbasis tyder på att det finns andra variabler än riskpremien för konsumtionstillväxt som förklarar portföljernas avkastning. Detta resonemang stämmer även överrens med slutsatserna från Fama-Macbeth regressionen där det konstaterades att det inte fanns en positiv och signifikant riskpremie för konsumtionstillväxt.

Eftersom prisfelet blev så stora i CCAPM tyder det mesta på att modellen både är misspecificerad i termer av att högre konsumtionsrisk inte leder till högre avkastning samt att detta samband inte är linjärt.

En anledning till att marknadsportföljen lyckades förklara avkastningen bättre kan vara att varje testportfölj i sig innehåller många tillgångar och därmed är väldiversifierade, innehållande enbart marknadsrisk och ingen företagspecifik risk. Detta i sin tur leder till att deras prismönster tydligare följer marknaden.

Kapitel 8

Avslutande kommentarer

I denna uppsatsen har den konsumtionsbaserade CAPM testats empiriskt för perioden 1970-2013 i USA. Trots flertalet tidigare studier på ämnet är det ingen mig veterligen som går in på djupet och studerar hur prissättningen verkligen går till utifrån konsumtionsteori. Majoriteten nöjer sig med att antingen acceptera eller förkasta modellen utifrån statistiska tester.

Syftet med denna uppsatsen var att undersöka hur bra precision den konsumtionsbaserade CAPM har på historisk data. Utifrån detta följer en rad frågor såsom om riskpremien för konsumtionsrisk är positiv, om sambandet mellan förväntad avkastningen och konsumtionsrisk är linjärt samt om modellen genererar några prisle. Vidare testades modellens precision genom en snabb jämförelse mellan en konsumtionsbaserad CAPM och den traditionella CAPM.

För att besvara frågeställningen har tre olika statistiska metoder används som alla gav entydliga resultat på att den konsumtionsbaserade CAPM hade svårt att förklara den stora variationen i avkastningsdata med hjälp av den mer jämna konsumtionstillväxten.

Först skattades tidsdiskonteringsfaktorn och koefficienten för riskaversion i modellen via en GMM estimation som sedan användes för att beräkna den förväntade avkastningen. Vidare beräknades differensen mellan den förväntade och realiserade avkastningen för att undersöka modellens prisle. Med hjälp av prisle följde ett omfattande resonemang utifrån klassisk och förenklad konsumtionsteori. Jag resonerade utifrån modellens antaganden och kom fram till att de bakomliggande faktorerna som driver prissättningen i modellen inte gav en realistisk bild av verkligheten. Den representativa individens konsumtionsval i olika scenarion stämde inte alls överens med den observerade datan.

Vidare testades modellens precision med hjälp av olika regressionsmetoder. Där det entydligt framkom att det inte fanns någon signifikant och positiv riskpremie för konsumtionsrisk och till följd av detta är det svårt att påvisa något linjärt samband mellan konsumtionsrisk och avkastning. När modellen tillslut jämfördes mot den traditionella CAPM visade alla fyra testperioder på att marknadsportföljen genererade betydligt mindre och mer realistiska prisle än vad den konsumtionshärmande portföljen gjorde. De statistiska testen tyder på att det finns andra faktorer än konsumtionstillväxt som förklarar avkastningen på riskabla tillgångar, samtidigt som modellens svaga precision tyder på att den är misspecificerad i något avseende.

Den stora utmaningen framöver är att försöka hitta en modell som tar hänsyn till konsumtionstillväxt men som även lyckas förklara den stora variationen i avkastningsdata. Därför kan det vara intressant att undersöka andra varianter av den konsumtionsbaserade CAPM som tar hänsyn till skillnader i olika individers konsumtionsmönster, exempelvis med en nyttofunktion där koefficienten för riskaversion ändras vid olika marknadsförhållanden. Det hade också varit intressant om vidare forskning fortsätter på den inslagna vägen med att analysera modellen utifrån ett konsumtionsperspektiv. Här skulle man kunna göra analysen betydligt mer komplex och omfattande genom att exempelvis ta hänsyn till fler tidsperioder, förmögenhet vid starttidpunkten och skatter.

9. Referenser

Aquino, R. Q. (2003). "Tests of the CCAPM in the Philippines: 1987-2000". University of the Philippines.
http://cba.upd.edu.ph/docs/DP/0301_AQUINO.pdf

Arrow, K. (1971). "The Theory of Discrimination". Princeton universitet.
<http://dataspace.princeton.edu/jspui/bitstream/88435/dsp014t64gn18f/1/30a.pdf>

Asgharian, H. (2004). "A comparative analysis of ability of mimicking portfolios in representing the background factors". Lunds universitet.
http://project.nek.lu.se/publications/workpap/Papers/WP04_10.pdf

Blom, G. (1984). *Sannolikhetsteori med tillämpningar* (sid. 128-129). Studentlitteratur AB. Lund.

Bodie, Z., Kane, A., & Marcus, A. J. (2014). *Investments* (sid. 435-439). McGraw-Hill Education. New York.

Breeden, D. T. (1979). "An Intertemporal Asset Pricing Model with stochastic consumption and investment opportunities". *Journal of Financial Economics* 7, sid. 265-296.

Breeden, D. T., Gibbons, M. R., & Litzenberger, R. H. (1989). "Empirical Tests of the Consumption-Oriented CAPM". *The journal of Finance*, Vol. 44, No. 2, sid. 231-262.

Breeden, D. T., Litzenberger, R. H., & Jia, T. (2014). "Consumption-Based Asset Pricing: Research and Applications".
http://www.dougbreeden.net/uploads/BLJ_10_27_2014_v9_0_Consumption_Based_Asset_Pricing.pdf

Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (sid. 160). Cambridge University Press. New York.

Bureau of Economic Analysis. (2013). *Mission, Vision and Values*.
<http://www.bea.gov/about/index.htm>

Campbell, J. Y., Lo, A. W., & Mackinlay, A. C. (1996). *The Econometrics of Financial Markets* (sid. 291-296). Princeton University Press. Princeton, New Jersey.

Diether, K. (2001). "GRS Review". University of Chicago.
<http://faculty.chicagobooth.edu/eugene.fama/teaching/Reading%20List%20and%20Notes/GRS.pdf>

Doppelhofer, G. (2009). "Intertemporal Macroeconomics". Norwegian School of Economics and Business Administration.
<https://www.nhh.no/Admin/Public/DWSDownload.aspx?File=%2FFiles%2F>

Filer%2Finstututter%2Fsam%2Fcv%2Fpapers%2FIntertemporal_Macroeconomics.pdf

Dougherty, C. (2011). *Introduction to Econometrics*. Oxford University Press Inc. New York.

Fitzmaurice, G. M., Laird, N. M., & Ware, J. H. (2011). *Applied Longitudinal Analysis* (s.168-169). John Wiley & Sons, Inc. New Jersey.

Friend, I., & Blume, M. E. (1975). "The Demand of Risky Assets". *The American Economic Review*, Vol. 65, No. 5, sid. 900-922.

Gibbons, M. R., Ross, S. A., & Shanken, J. (1989). "A test of the efficiency of a given portfolio". *Econometrica*, Vol. 57, No. 5, sid. 1121-1152.

Hansen, L. P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, sid. 1029-1054.

Hou, K., & Szymanowska, M. (2013). "Commodity-based Consumption Tracking Portfolio and the Cross-section of Average Stock Returns". https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=AFA2014&paper_id=383

IHS EViews. (2014). "Fama-Macbeth Two-step Regression". <http://www.eviews.com/Addins/fama-macbeth.aipz>

Jagannathan, R., & Wang, Y. (2007). "Lazy Investors, Discretionary Consumption, and the Cross-Section of Stock Returns". *The Journal of Finance*, Vol. 62, No. 4, sid. 1623-1661.

Jump, G. "A brief Introduction to the Consumption Based Asset Pricing Model (CCAPM)". http://homes.chass.utoronto.ca/~gjump/intro_to_CCAPM.pdf

Kirch, G., Soares-Terra, P. R., & Wickstrom-Alves, T. (2009). "An empirical test of the consumption-based asset pricing model (CCAPM) in Latin America". *EsicMarket*, 132, sid. 137-168.

Kroencke, T. A., Schindler, F., Sebastian, S., & Theissen, E. (2013). "GDP Mimicking Portfolios and the Cross-Section of Stock Returns". ZEW. <http://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp13026.pdf>

Li, B. (2010). "Testing World Consumption Asset Pricing Models". *European Journal of Economics*, s. 7-20.

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*, Vol. 47, No. 1, sid.13-37.

Lucas, R. E. (1978). "Asset Prices in an Exchange Economy". *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, sid. 1429-1445.

Mankiw, N. G., & Shapiro, M. D. (1986). "Risk and Return: Consumption Beta Versus Market Beta". *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 3, sid. 452-459.

Mehra, R. (2006). "The Equity Premium Puzzle: A Review". *Foundations and Trends in Finance*, Vol. 2, No.1, sid. 1-81.

- Mehra, R., & Prescott, E. C. (1985). "The Equity Premium: A Puzzle". *Journal of Monetary Economics* 15, sid. 145-161.
- Merton, R. C. (1973). "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model". *Econometrica*, Vol. 41, No. 5, sid. 867-887.
- Mossin, J. (1966). "Equilibrium in a Capital Asset Market". *Econometrica*, Vol. 34, No. 4, sid. 768-783.
- Nielsen, H. B. (2005). "Generalized Method of Moments (GMM) Estimation".
http://www.econ.ku.dk/metrics/Econometrics2_05_II/Slides/13_gmm_2pp.pdf
- Nobel Media AB. (2014). "The Prize in Economics 1990 – Press Release".
http://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economic-sciences/laureates/1990/press.html
- Roll, R. (1977). "A Critique of the Asset Pricing theory's tests Part 1: On Past and Potential Testability of the Theory". *Journal of Financial Economics* 4, sid. 129-176.
- Rubinstein, M. (1976). "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options". *The Bell Journal of Economics*, Vol. 7, No. 2, sid. 407-425.
- Sharpe, W. F. (1964). "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk". *The Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, sid. 425-442.
- The Pennsylvania State University. (2015). "Method Of Moments".
<https://onlinecourses.science.psu.edu/stat414/node/193>
- Verbeek, M. (2012). *A Guide to Modern Econometrics*. John Wiley & Sons, Ltd. Chichester.
- Wakker, P. P. (2008). "Explaining the Characteristics of the Power (CRRA) Utility Family". *Wiley Interscience*, sid. 1329-1344.