



UNIVERSITY OF GOTHENBURG
SCHOOL OF BUSINESS, ECONOMICS AND LAW

Kan cyklisk konsumtion förutspå förväntad avkastning?

En studie utförd på Stockholmsbörsen

Kandidatuppsats i Finansiell Ekonomi 15 HP

Vårterminen 2020

Johan Atterholm och Alfred Rydmo

Gothenburg, Sweden Spring 2020

Abstract

This thesis aims to further contribute to the studies on the inverse relationship between the consumption-based variable, cyclical consumption, and future expected return, introduced by Atanasov, Møller and Priestley (2019). The authors examine this relationship on the American stock market, and find empirical evidence for the predictive power of cyclical consumption for multiple indices and industries. Our study follows the same procedure to test if this predictability can be found on the Swedish stock index OMXSPI, during the period 1981-2019. A set of regression models are used to investigate the predictive power of cyclical consumption, its predictability during economic expansion and recessions, and the predictability for subsamples of the data.

The results in our thesis suggests with empirical significance that a negative correlation between cyclical consumption and future expected returns can be found on the Swedish stock index OMXSPI. However, our findings fail to present convincing predictability during the robustness testing.

Innehållsförteckning

<i>En studie utförd på Stockholmsbörsen</i>	1
Abstract	2
Innehållsförteckning	3
1. Introduktion	4
1.1 Bakgrundsbeskrivning	4
1.2 Problembeskrivning och analys	5
1.3 Studiens begränsningar	7
1.4 Syfte	7
2. Teoretisk Referensram	8
2.1 Teorier	8
2.1.1 Effektiva marknadshypotesen	8
2.1.2 Vaneteori	10
2.2 Tidigare litteraturstudier	10
2.2.1 Campbell och Cochrane	11
2.2.2 Atanasov, Møller och Priestley	11
3. Datainsamling	13
4. Metod	14
4.1 Konstruktion av regressionsmodell och framtagande av cyklisk konsumtion	14
4.2 Förutspå avkastning med regressionsmodellen	15
4.3 Förutspå avkastning under låg- och högkonjunkturer	16
4.4 Förutspå avkastning under olika tidsperioder	16
4.5 Metoddiskussion	17
5. Resultat	19
6. Diskussion	24
6.1 Kritisk Diskussion	24
6.2 Resultatdiskussion	24
6.2.1 Valet av k	24
6.2.2 Hypotes 1	25
6.2.3 Hypotes 2	26
6.3 Allmän diskussion	27
7. Slutsats	27
Källförteckning	29
Appendix	31

1. Introduktion

Uppsatsen har följande upplägg. I detta kapitel presenteras bakgrund- och problembeskrivning som förklarar utmaningar med att förutse förväntad avkastning och varför forskning på detta ämne har varit intressant. Sedan introduceras några svårigheter som eventuellt kan påverka våra resultat senare i studien. Därefter presenteras uppsatsens syfte. I kapitel 2 granskar vi tidigare litteratur relevant för vår studie. Här sammanförs även ett antal ekonomiska teorier som vi anser tillämpliga för vår diskussion senare i uppsatsen, följt av formulering av hypoteserna som ska testas i studien. Kapitel 3 summerar hur datan i studien har inhämtats och korrigerats. Kapitel 4 presenterar vår metodgenomgång och definierar studiens modeller. I kapitel 5 framförs våra resultat med tillhörande kommentarer. I kapitel 6 förs en omfattande diskussion kring studiens tillkortakommanden och resultat. Avslutningsvis är kapitel 7 vår slutsats med en sammanfattning av studien, samt förslag på vidare forskning.

1.1 Bakgrundsbeskrivning

Två huvudsakliga frågor investerare ställer sig är vad man ska köpa och vid vilket tillfälle. Denna studie fokuserar på att försöka ge vägledning för när det är läge att köpa respektive sälja för en investerare på den svenska marknaden. Strategin att försöka med *marknadstiming* är ingen nymodighet, men än idag finns ingen etablerad modell som konsekvent lyckats med detta över tid. Enligt *effektiva marknadshypotesen* är det per definition omöjligt att lyckas med att förutspå marknaden över tid och således ingen idé att ens försöka sig på detta. Det finns många mått som genom historien syftat till att förutspå aktieavkastning. Redan runt 1902 undersökte Dow¹ (1920) utdelningsgradens (dividend-ratio) relevans i detta syfte.

Welch och Goyal (2008) visar emellertid i sin studie att många populära mått² som länge använts för att förutse marknadens rörelser, har presterat dåligt under en lång tid. Jämförelser genomförs på dessa mått och modeller, både in-sample (IS) och out-of-sample (OOS), mot historisk genomsnittlig marknadsavkastning. I de flesta fall har variablerna varit oförutsägbara, underpresterat och skulle visat sig odugliga för investerare med tillgänglig information att

¹ Dow presenterade runt 1902 en serie artiklar som sedan kom att skrivas om till en bok 1920.

² Med populära mått menar vi de 19 variabler som Welch och Goyal (2008) testat i sin empiriska studie, som enligt tidigare akademisk litteratur sägs ha en förutsägande faktor. Variablerna testas också i studien av Atanasov et al. (2019) (Se appendix).

korrekt prediktera marknaden. OOS-testerna presterar sämst. De genererar ingen statistisk signifikans, och underpresterar dessutom den genomsnittliga marknadsavkastningen. Sedan 1975 hittar Welch och Goyal (2008) inga modeller som presterat bättre än marknaden OOS och endast ett fåtal hade godtagbar avkastning IS. Welch och Goyals (2008) empiriska underlag visar att det är allt svårare att argumentera för att dessa populära mått kan vara användbara för investerare.

Rapach, Strauss och Zhou (2010) bygger vidare på Welch och Goyals (2008) studie och lyckas finna statistisk signifikans OOS, genom att kombinera olika finansiella modeller. Studien visar således ett bättre sätt att hitta förutsägbarhet på marknaden, med hjälp av dessa variabler, än i studien av Welch och Goyal (2008). Dock hittas ännu ingen sådan effekt under tider med hög ekonomisk tillväxt. Då Atanasov et al. (2019) presenterar empiriskt stöd för att deras variabel *cyklisk konsumtion* kan demonstrera prediktiv kraft under såväl bra som dåliga tider³, så anser vi det intressant att vidare undersöka om detta förhållande även gäller för den svenska marknaden⁴.

1.2 Problembeskrivning och analys

I denna studie undersöker vi närmare det konsumtionsbaserade måttet som Atanasov et al. (2019) tar fram i sin studie med hjälp av en linjär regressionsmodell, enligt Hamilton (2018). Modellen löser ut en variabel för att fånga cykliska konsumtionstrender⁵. Variabeln benämns *cyklisk konsumtion* och används för att förutspå framtida marknadsavkastning under både bra och dåliga ekonomiska tider, och kan således vara en användbar indikator för investerare. Atanasov et al. (2019) använder data från den amerikanska marknaden där dem hittar empiriskt stöd för förutsägbarhet i den cykliska konsumtionen.

Investerares riskaversion varierar över tid och med den, även den framtida förväntade avkastningen. Dessa variationer avspeglas i deras konsumtionsvanor (Campbell & Cochrane 1999). Under bra tider när konsumtionsnivån stiger över sin trend så är marginalnyttan av att

³ Bra respektive dåliga tider definieras enligt Atanasov et al. (2019) på fyra olika sätt. Vi replikerar flera av dessa metoder och de förklaras närmare i kapitel 4. I denna studie kommer bra och dåliga tider användas synonymt med hög- respektive lågkonjunktur.

⁴ Med den svenska marknaden refererar vi till OMXSPI i denna studie.

⁵ Trenden definieras enligt Hamiltons linjära regressionsmodell i denna studie. Detta förklaras mer i detalj i kapitel 4.

konsumera lägre och konsumenter väljer då i högre grad att investera framför att konsumera. Det leder till högre priser på aktiemarknaden vilket medför en lägre framtida förväntad avkastning. Omvänt gäller under dåliga tider. När konsumtionsnivån faller under sin trend ökar marginalnyttan för konsumtion, aktiepriser sjunker och framtida förväntad marknadsavkastning ökar (Campbell & Cochrane 1999). Atanasov et al. (2019) anser att konsumtionstrender är användbara för att urskilja bra och dåliga tider och således informativa om framtida förväntad avkastning. Av denna anledning finner vi det intressant att undersöka detta mått närmare.

Att kunna förutspå marknaden har visat sig vara en svår uppgift och många studier har publicerats med ambitionen att vara till hjälp med att utföra detta. Det har länge varit av stort intresse att kunna förutse marknadens rörelser eftersom investerare hela tiden försöker skapa portföljer med så hög avkastning som möjligt i förhållande till risken de bär på. I studien av Atanasov et al. (2019) argumenterar författarna för att deras mått på *cyklisk konsumtion* kan användas för att förutse rörelser på börsen. *Cyklisk konsumtion* är skillnaden i konsumtion jämfört med trenden och genererar över tid cykliska mönster som sedan, enligt Atanasov et al. (2019), kan användas för att förutspå marknadsrörelser.

Till vår kännedom är vår studie först med att undersöka den förutsägande effekten hos *cyklisk konsumtion* på den svenska marknaden, då Atanasov et al. (2019) är den första studien som tar fram denna variabel enligt Hamiltons metod. Investerare letar ständigt efter nya sätt att förutse marknaden på och genom att bidra med ytterligare kunskap om *cyklisk konsumtion* kan denna uppsats hjälpa investerare att avgöra om måttet kan användas som ett prediktivt verktyg för dem. Vi ser därför att det finns ett behov av att vidare studera detta mått. I studien av Atanasov et al. (2019) finner de empiriskt bevis för förutsägbarhet med *cyklisk konsumtion* på den amerikanska marknaden⁶, på amerikansk industrinivå, samt i internationella portföljer. Vi vill i vår studie undersöka om denna relation går att hitta på den svenska marknaden.

⁶ Med den amerikanska marknaden syftar vi till indexen S&P500 och CRSP, enligt studien av Atanasov et al. (2019).

1.3 Studiens begränsningar

Vi bedömer att skillnader i kultur, investeringsvanor, samt datainsamling mellan USA och Sverige kan skapa eventuella problem och avvikelser i vårt resultat gentemot studien av Atanasov et al. (2019). Kulturen påverkar hur vi konsumerar och investerar och kan således skapa avsevärda skillnader länder emellan, vilket vi måste ta hänsyn till i vår studie. Det görs genom att jämföra andelen sparad disponibel inkomst i hushållen, samt andelen aktier av hushållens finansiella tillgångar. Konsumtionsdatan på amerikanska marknaden är betydligt mer omfattande än på den svenska. USA har data sedan 1947 medan Sverige endast har data sedan 1981. Samtliga begränsningar diskuteras mer omfattande i kapitel 6.

1.4 Syfte

Vår studie syftar till att bidra med ökad kunskap om måttet *cyklisk konsumtion* genom att testa modellerna på den svenska marknaden. Vi kommer använda samma tillvägagångssätt som i studien av Atanasov et al. (2019) där de hittade empiriskt bevis på den amerikanska och internationella marknaden. Uppsatsens resultat kan således bidra till en ökad precision i att förutse marknadens rörelse jämfört med andra populära mått. På så vis kan investerare till sin fördel använda måttet för att identifiera vändpunkter på marknaden under en viss tidshorisont. Finner vi empiriskt bevis kan investerare med hjälp av *cyklisk konsumtion* få ett bättre underlag i sitt beslutsfattande och i förlängningen förbättra sin portföljavgkastning.

Genom att testa förutsägbarheten i *cyklisk konsumtion* på den svenska marknaden, enligt Atanasov et al. (2019), kommer vi, med stöd från våra resultat, besvara dessa två frågeställningar i uppsatsen:

1. Finns det en negativ korrelation mellan *cyklisk konsumtion* och förväntad avkastning på den svenska marknaden?
2. Kan *cyklisk konsumtion* användas för att förutse den svenska marknaden under både låg- och högkonjunkturer?

Vår studie har undersökt om det finns en invers relation mellan *cyklisk konsumtion* och förväntad avkastning. Vi genomförde ett antal modelltester. Först testades om en negativ korrelation mellan *cyklisk konsumtion* och marknadsavkastning fanns. Där fann vi signifikans på 5% eller mindre för samtliga tester som utfördes. Sedan testades en modell för att undersöka

om en invers relation fanns under både låg-och högkonjunkturer. Här var resultaten blandade, där vi fann signifikans på ett antal tidshorisonter. Dock var inte resultaten tydliga nog för att dra en slutsats. Slutligen testades modellen under olika tidsperioder. Återigen fann vi blandade resultat och kunde inte entydigt dra någon slutsats kring resultatet.

Vår studie bidrar, trots sina blandade resultat, med ytterligare kunskap till Atanasov et al. (2019) mått *cyklisk konsumtion* och huruvida det finns en negativ korrelation mellan *cyklisk konsumtion* och förväntad avkastning, då det tidigare inte fanns några empiriska resultat på den svenska marknaden.

2. Teoretisk Referensram

I detta kapitel introducerar vi litteratur och teorier som presenterar argument både för och emot ett eventuellt samband mellan *cyklisk konsumtion* och marknadsavkastning. Tidigare forskning har inte varit enig om huruvida det är möjligt att förutspå marknadsrörelser. Det är därför intressant att undersöka de olika uppfattningarna.

2.1 Teorier

2.1.1 Effektiva marknadshypotesen

Hypotesen om effektiva marknader av Fama (1970) antar att vid varje given tidpunkt i en effektiv likvid marknad, så reflekteras priset på tillgångar av all åtkomlig information och priset anses vara den enhälliga analysen av samtliga investerare på marknaden. Hypotesen hävdar att försök till att överträffa marknaden med tillgänglig informationen inte är realistiskt i längden.

Fama (1970) introducerar tre kategorier av marknadseffektivitet: *svag*, *halvstark* och *stark*. *Svag* marknadseffektivitet antar att priser fullt ut återspeglar åtkomlig information, samt att de inte har någon relation till historisk data. Därmed kan inte marknadsavkastningen överträffas med hjälp av teknisk analys⁷. En *halvstark* effektiv marknad kännetecknas av att priser hastigt

⁷ Teknisk analys är en metod där främst historiska kursrörelser och prismönster används för att försöka förutse marknadens rörelser.

anpassar sig när ny information blir tillgänglig och således kan inte fundamental analys⁸ uppnå bättre avkastning än marknaden. Med en *stark* marknadseffektivitet menar Fama (1970) att aktuella priser reflekterar all information, både åtkomlig som ej åtkomlig, och att ingen har enskild tillgång till relevant gynnsam information. Alltså är det, i en perfekt marknad, omöjligt att åstadkomma högre avkastning än marknaden långsiktigt.

Om hypotesen om effektiva marknader håller bör det teoretiskt sett inte heller gå att använda *cyklisk konsumtion* för att prestera bättre än marknaden. Till detta kan tilläggas att ett antal investerare faktiskt har lyckats överprestera marknadsavkastningen på lång sikt. Resultaten Atanasov et al. (2019) finner går direkt emot teorin om effektiva marknader. Det verkar således finnas rum för ytterligare klarläggande kring denna teori.

Marknadstiming är en välkänd investeringsstrategi. Den går ut på att aktivt köpa och sälja finansiella tillgångar baserat på prediktiva finansiella modeller för att överträffa marknadens avkastning. Dessa modeller följer tekniska indikatorer eller ekonomisk data, för att uppskatta hur marknaden kommer att röra sig. Många akademiker och finansiella investerare anser det omöjligt att korrekt förutspå marknadens upp- och nedgångar, vilket står i direkt linje med den *effektiva marknadshypotesen*. Andra investerare, såsom day-traders, anser däremot att det metodiskt går att förutspå marknaden med lönsamt resultat. Således är strategins validitet en fråga om investerarens individuella övertygelser och åsikter. Värt att nämna är att ytterst få som tillämpar *marknadstiming* som investeringsstrategi har presterat bättre än marknaden på lång sikt. Shen (2002) presenterar några enkla *marknadstiming*-strategier som enligt studiens resultat kunde användas för att överprestera marknaden. Resultatet indikerar att det är möjligt att utveckla effektiva *marknadstiming*-strategier.

Köp och behåll är till skillnad från *marknadstiming* en långsiktig passiv investeringsstrategi där investeraren köper aktier, eller någon annan typ av finansiell tillgång, och behåller dem under en lång period oavsett hur marknaden rör sig. En investerare som tillämpar *köp och behåll* fokuserar främst på långsiktig avkastning och bekymrar sig mindre över kortsiktiga prisrörelser och tekniska indikatorer. Warren Buffett, en av tidernas främsta investerare, hyllar *köp och behåll*-strategin som ett fulländat tillvägagångssätt för individer som efterlyser en

⁸ Fundamental analys försöker identifiera en tillgångs reala värde, exempelvis genom att analysera ett bolags finansiella resultat och rapporter och jämföra dessa med liknande bolag för att försöka förutse bolagets framtida aktiepriser.

stabil långsiktig avkastning. Generellt så presterar *köp och behåll*-investeraren bättre än aktivt förvaltade portföljer på lång sikt, efter avgifter. Dessutom har en långsiktig strategi i vissa fall fördelen att kunna skjuta upp vinstbeskattning, vilket också gynnar avkastningen. Kritik riktas mot denna strategi då många som tillämpar den ofta missar att sälja vid ett optimalt tillfälle.

Resultaten från studien av Atanasov et al. (2019) tyder på att *köp och behåll*-strategin inte är optimal. En investerare skulle istället kunna tillämpa *marknadstiming* genom att ta hjälp av *cyklisk konsumtion* som indikator för att identifiera vändpunkter på marknaden, vilket i förlängningen talar emot den *effektiva marknadshypotesen*.

2.1.2 Vaneteori

Vaneteori, eller hur vanor utvecklas, finns det åtskilliga studier på. Vanor har en grundläggande psykologisk egenskap som säger att "repetition av en stimulans har en avtagande effekt på uppfattningen av stimulansen och på hur vi reagerar på den" (Sundaresan 1989; Constantinides 1990). Vanor kan vara en förklaring till varför konsumenters välbefinnande ofta mer beror på aktuella förändringar i konsumtion, snarare än på den faktiska konsumtionsnivån. Inom makroekonomin hävdas det att våra ingrodda vanor klarlägger för varför lågkonjunkturer är så fruktade, trots sin relativt ringa effekt på långsiktig tillväxt.

Campbell och Cochrane (1999) specificerar tre utmärkande kännetecken i sin vanemodell, även kallad *External Habit Model*. Först antar de att vanors utveckling sker externt, enligt Abel (1990). Individens konsumtion influeras främst av historisk aggregerad konsumtion, inte av individens egna tidigare konsumtion. För det andra förmodar de att förändringar i vanor rör sig trögare än ändringar i konsumtion, till skillnad mot Ferson och Constantinides (1991), som antar att en enskild periods förändring i vanor är proportionell till förändringen i föregående periods konsumtion. För det tredje anger Campbell och Cochrane (1999) att vanor har ett icke-linjärt samband med historisk konsumtion, enligt Abel (1990).

2.2 Tidigare litteraturstudier

Gemensamt för de empiriska studierna som gjorts på detta område är att de visar på att många populära finansiella modeller har underpresterat gentemot marknaden på lång sikt, samt att de missar att förutspå vart marknaden är på väg. Vissa studier har identifierat variabler som

genererar en förutsägande effekt under lågkonjunkturer, men det saknas omfattande litteratur på liknande förutsägande mått under högkonjunkturer. I kontrast till tidigare litteratur finner Atanasov et al. (2019) en tydlig statistisk signifikans för förutsägbarhet under *både* goda och dåliga ekonomiska tider.

2.2.1 Campbell och Cochrane

Campbell och Cochrane (1999) tar fram en modell som används som underlag i studien av Atanasov et al. (2019) för att styrka de förutsägande egenskaperna som konsumtionsdata har. Deras modell kan förklara stora delar av rörelser i historiska aktiepriser på den amerikanska marknaden. Deras studie är även först att, med empiriskt bevis, identifiera rörelser i både kort- och långsiktiga riskpremier.

Campbell och Cochrane (1999) menar att under tider med hög ekonomisk tillväxt stiger konsumtionen över trenden, vilket leder till att marginalnyttan för att konsumera är låg. Investorerare skjuter då upp sin konsumtion och investeringar ökar, detta leder till högre aktiepriser och följaktligen lägre förväntad framtida avkastning. I tider med låg ekonomisk tillväxt, då konsumtionen är lägre än trenden, så stiger marginalnyttan för att konsumera och investeringar minskar till följd av ökad konsumtion. Detta leder till lägre aktiepriser och en högre förväntad avkastning. Från detta resonemang tar de fram en teori:

riskpremier varierar över tid eftersom riskbenägenhet hos investerare varierar över tid.

Studiens slutsats säger att investerare *främst* väntar med att investera i aktier under recessioner (tider med lågt överskott av konsumtion) på grund av aktiers dåliga avkastning och *inte* för att det finns en korrelation mellan aktieavkastning och konsumtion. Campbell och Cochranes (1999) teori om ekonomiska cykler över tid är ett centralt antagande som används genomgående i denna studie.

2.2.2 Atanasov, Møller och Priestley

Författarna tar fram en variabel för *cyklisk konsumtion* som visar förutsägande egenskaper under både hög- och lågkonjunkturer på den amerikanska marknaden. Uppsatsen använder sig av Hamiltons metod för att få fram stationär data för framtidsprognoser. Genom detta tillvägagångssätt kan författarna hitta en förutsägande faktor med statistisk signifikans som

överträffar samtliga populära mått som Welch och Goyal (2008) testade. Atanasov et al. (2019) robusttestar sin modell på ett antal sätt för att ytterligare styrka att *cyklisk konsumtion* kan förutsäga marknadsrörelser. Många andra populära mått har visat en avtagande förutsäggande faktor sedan 1970-talet (Welch och Goyal 2008), men *cyklisk konsumtion* visar på fortsatt förutsägbarhet även efter 70-talet. Studien demonstrerar mer styrka när författarna empiriskt finner samma förutsäggande effekt för både industrispecifika och internationella portföljer.

En annan gemensam faktor för många av de populära måtten som Welch och Goyal (2008) testar, är att de förlorar sin förutsäggande styrka när de testas out-of-sample (OOS). Atanasov et al. (2019) finner statistisk signifikans för förutsägbarhet både in-sample (IS) och OOS för *cyklisk konsumtion*. Likaså finner de signifikans när de testar modellen på delar av datan, som till exempel från 80-, 90- samt 2000-talet. Uppsatsen av Atanasov et al. (2019) finner således flera nya och intressanta resultat som är användbara för investerare och då empiriska studier saknas för den svenska marknaden ser vi ett behov av att vidare testa detta.

Atanasov et al. (2019) finner starka empiriska bevis för en negativ korrelation mellan *cyklisk konsumtion* och förväntad avkastning på den amerikanska marknaden, i linje med teorin av Campbell och Cochrane (1999). Av denna anledning förväntar vi oss liknande resultat i denna studie. För att kunna testa om *cyklisk konsumtion* kan användas för att förutse marknadens rörelser har följande hypoteser ställts upp.

Hypotes 1: *Det finns en negativ korrelation mellan cyklisk konsumtion och förväntad avkastning på den svenska marknaden*

Finner vi en invers relation mellan *cyklisk konsumtion* och förväntad avkastning så testas vidare måttets robusthet för att avgöra hur trovärdiga våra resultat är. Atanasov et al. (2019) resultat visar på förutsägbarhet med *cyklisk konsumtion* under både låg- och högkonjunkturer. Syftet med detta är att det tidigare varit svårt att hitta mått med prediktiv kraft under högkonjunkturer.

Hypotes 2: *Cyklisk konsumtion kan användas för att förutse avkastning under både låg- och högkonjunkturer*

3. Datainsamling

För att utföra denna studie behövs data på de svenska hushållens konsumtion samt data över utvecklingen på den svenska börsen. För att få fram konsumtionsdatan har vi hämtat *hushållens totala konsumtionsutgifter* från SCB. Datan är säsongrensad vilket innebär att en justering för säsongsmässiga trender görs för att undvika att vår regressionsmodell fångar konsumtionsfluktuationer som har med säsongskomponenten att göra. Då vi undersöker mer långsiktiga trender är detta en nödvändig egenskap i datan. Fasta priser används, med referensår 2018, för att inte behöva justera konsumtionsdatan för inflation. *Hushållens totala konsumtion* är kvartalsvis hämtad från 1981, då detta var den tidigast tillgängliga datan på SCB. För att räkna fram konsumtion per capita hämtades också befolkningsmängdsdata för motsvarande kvartal från SCB.

För att mäta utvecklingen på den svenska börsen har vi valt att kolla på OMXSPI⁹, ett index som mäter avkastningen för samtliga noterade bolag på Stockholmsbörsen, för att kunna se den breda svenska marknadens utveckling. Datan är hämtad från Bloomberg och även denna är kvartalsvis från 1981 för att vara anpassad till konsumtionsdatan.

I studien undersöker vi vårt cykliska konsumtionsmått för nominell och real avkastning, samt överavkastning¹⁰ (excess return). Nominell avkastning har beräknats som den procentuella skillnaden mellan stängningspriset för OMXSPI på den sista handelsdagen i ett givet kvartal, och motsvarande stängningspris på den sista handelsdagen i nästkommande kvartal. Real avkastning är nominell avkastning minus inflationen under samma kvartal. Överavkastningen beräknas som nominell avkastning minus motsvarande kvartals riskfria ränta. För att få fram real avkastning och överavkastning har vi således behövt ta fram data på inflationen och den riskfria räntan i Sverige. För att justera avkastningen för inflation har vi hämtat månatlig data för KPI från SCB. För att omvandla datan från månatlig till kvartalsvis så dividerade vi värdet på KPI för den sista månaden i det givna kvartalet, med värdet för den sista månaden i det föregående kvartalet¹¹.

⁹ OMXSPI basdatum (=100) är 31 december 1995, men har beräknats bakåt till och med 31 januari 1980.

¹⁰ Överavkastning definieras i denna studie som skillnaden mellan nominell avkastning för OMXSPI och STIBOR, för varje givet kvartal.

¹¹ Detta är samma metod som Atanasov et al. (2019) använder i sin studie.

För den riskfria avkastningen har vi använt 3-månaders STIBOR som mått och datan hämtades från riksbank.se. Eftersom datan presenteras i årlig takt så dividerade vi räntan med fyra för att kunna applicera den kvartalsvis. För att studera korrelationen i *Hypotes 2* så har vi valt data på BNP-tillväxt som är kvartalsvis hämtad från SCB, samt data på kvartalsmässig klassificering av hög- respektive lågkonjunktur som hämtats från FREDs¹² hemsida.

4. Metod

4.1 Konstruktion av regressionsmodell och framtagande av cyklisk konsumtion

Vår metod följer tillvägagångssättet i studien av Atanasov et al. (2019), där vi undersöker om *cyklisk konsumtion* kan förutse rörelser på den svenska marknaden. I ekvation (1) så är variabeln kpc_t logaritmisk konsumtion per capita, som ska beskrivas vid tidpunkten t . Vi använder en konstant och fyra förklarande variabler enligt Hamiltons metod och dessa är den logaritmiska konsumtionen per capita kpc_t vid fyra efterföljande kvartal, med en förskjutning på k antal kvartal, före tidpunkten t .

Regressionsmodellen ser ut enligt följande:

$$kpc_t = b_0 + b_1kpc_{t-k} + b_2kpc_{t-k-1} + b_3kpc_{t-k-2} + b_4kpc_{t-k-3} + \omega_t \quad (1)$$

där ω_t är vår felterm som fångar skillnaden mellan det estimerade och faktiska värdet på konsumtionen per capita. Feltermen bryts ut ur ekvation (1) och ersätts med variabeln ck_t (*cyklisk konsumtion*), vilket resulterar i ekvation (2). Detta ger oss vår estimerade modell på *cyklisk konsumtion* enligt följande:

$$ck_t = kpc_t - \hat{b}_0 - \hat{b}_1kpc_{t-k} - \hat{b}_2kpc_{t-k-1} - \hat{b}_3kpc_{t-k-2} - \hat{b}_4kpc_{t-k-3} \quad (2)$$

Ekvation (2) och (3) används sedan för att testa vilken förskjutning k som bäst kan förutspå avkastningen på marknaden. För att avgöra vilken förskjutning som är mest lämplig så undersöker vi på vilken nivå den negativa korrelationen är signifikant, samt hur mycket av variansen som förklaras av modellen genom att titta på justerad R^2 . Vi testar förskjutningar

¹² Federal Reserve Bank of St. Louis.

mellan 1 till och med 10 år, motsvarande 4 till 40 kvartal, för att med marginal kunna finna den förskjutning som visar bäst prediktiv kraft. Vidare i studien används variabeln ck_t med förskjutningen $k=24$. Motiveringen för valet av k presenteras i kapitel 5.

4.2 Förutspå avkastning med regressionsmodellen

Nästa steg är att generera en modell för att analysera förutsägbarheten i aggregerad aktieavkastning vilket görs enligt följande regressionsmodell:

$$r_{t,t+h} = \alpha + \beta ck_t + \varepsilon_{t,t+h} \quad (3)$$

där $r_{t,t+h}$ är h -kvartal framåtblickande logaritmisk avkastning på marknaden minus motsvarande h -kvartals 3-månaders STIBOR-ränta, h är tidshorizonten för hur långt framåt avkastningen beräknas från tidpunkten t och ck_t är ett kvartals släpande *cyklisk konsumtion* vid tiden t . Exempelvis så innebär en tidshorizont på tre år ($h=12$) att vi beräknar produkten av avkastningen för innevarande kvartal och de elva efterföljande kvartalen. Det logaritmiska värdet av resultatet blir sedan värdet på $r_{t,t+h}$ vid tidpunkten t . Variabeln ck_t förskjuts med ett kvartal eftersom vi vill undersöka vad konsumtionen för innevarande kvartal kan säga om avkastningen i nästkommande kvartal.

Vi kommer testa tidshorisonter som sträcker sig mellan ett kvartal och fem år, då det enligt Atanasov et al. (2019) är irrelevant att undersöka längre tidshorisonter. Vår brist på data är ytterligare en anledning till detta val då längre tidshorisonter minskar antalet observationer. Vi använder Newey och Wests (1987) statistiska modell för att testa för signifikans, enligt Atanasov et al. (2019). Modellen är både heteroskedasticitets- och autokorrelationsrobust. För att ytterligare undersöka den prediktiva egenskapen hos *cyklisk konsumtion* kommer vi även pröva modellen med real och nominell marknadsavkastning.

4.3 Förutspå avkastning under låg- och högkonjunkturer

För att undersöka om den inversa relationen mellan *cyklisk konsumtion* och framtida förväntad avkastning går att finna under både låg- och högkonjunkturer används följande ekvation, enligt Boyd, Hu och Jagannathan (2005):

$$r_{t,t+h} = \alpha + \beta_{låg} D_{låg} ck_t + \beta_{hög} (1 - D_{låg}) ck_t + \varepsilon_{t,t+h} \quad (4)$$

där $r_{t,t+h}$ är h -kvartal framåtblickande logaritmisk överavkastning och $D_{låg}$ är en dummyvariabel som antar värdet 1 under lågkonjunkturer och värdet 0 under högkonjunkturer. $\beta_{låg}$ och $\beta_{hög}$ är lutningskoefficienter som fångar den förutsägande effekten under motsvarande konjunktur. Vi kommer använda ett antal olika tillvägagångssätt för att urskilja när det råder låg- eller högkonjunktur. Först använder vi data från FREDs hemsida där deras dummy antar värdet 1 dagen efter en topp i BNP-tillväxt under en viss period fram till en tillväxtbotten under samma period (se figur 2 i appendix). För högkonjunkturer antas värdet 0. Vår nästa metod följer Rapach et al. (2010) definition som bestämmer lågkonjunkturer genom att sortera kvartalsmässig BNP-tillväxt från högst till lägst, och sedan välja ut den tredjedel av datan med lägst tillväxt. Alla kvartal i den utvalda tredjedelen antar värdet 1 i vår modell och resterande kvartal antar värdet 0 (se figur 3 i appendix). Den tredje modellen använder tillvägagångssättet enligt Atanasov et al. (2019), där lågkonjunkturer kännetecknas av alla kvartal där variabeln ck_t är mer än en standardavvikelse *under* sitt medelvärde (se figur 4 i appendix).

4.4 Förutspå avkastning under olika tidsperioder

För att vidare testa förutsägbarheten i *cyklisk konsumtion* görs regressioner enligt ekvation (3), men med anpassade tidsperioder istället för hela perioden 1981Q1-2019Q4. Atanasov et al. (2019) använder perioderna 1980Q1-2017Q4, 1990Q1-2017Q4, samt 2000Q1-2017Q4 för att se om olika finansiella kriser påverkar modellens resultat. Vår begränsade data gör att vi endast utför delprover för perioderna 2000Q1-2019Q4, samt 2010Q1-2019Q4. Vi väljer bort att testa för perioden 1990Q1-2019Q4 eftersom vårt val av förskjutningen $k=24$ i *cyklisk konsumtion* innebär att variabelns första värde blir 1987Q4 för den ursprungliga prediktiva regressionsmodell, ekvation (3). Detta skulle generera näst intill identiska resultat till ett test för perioden 1990Q1-2019Q4 och således inte tillföra något nytt.

4.5 Metoddiskussion

Hamiltons modell presenterar ett nytt tillvägagångssätt för att skapa stationär data av icke-stationär. Detta är nödvändigt när man vill använda data i en förutsäggande modell (Hamilton 2018). Tidigare har Hodrick-Prescottfiltret (HP-filtret) varit en vanlig metod för att göra om stationär data till icke-stationär, men Hamilton förklarar i sin studie varför hans metod är ett mer relevant tillvägagångssätt. Hamiltons kritik mot Hodrick och Prescotts metod grundar sig i att vid utförandet av denna så kan mönster i den cykliska komponenten uppstå bara på grund av just användandet av HP-filtret, vilket innebär att resultatet inte speglar de underliggande rörelserna i den verkliga datan. En attraktiv fördel med Hamiltons metod är att den skapar en tidsserie som korrekt återger faktiska ekonomiska fluktuationer, till skillnad mot HP-filtret, som kan generera falska tidsserier utan någon koppling till underliggande datagenereringsprocess (Hamilton 2018). Med andra ord genererar den stationära residualer¹³. Hamilton rekommenderar att använda en tidshorisont på ungefär fem år för att fånga effekten av mer långsiktiga marknadscyklar.

Den nya metoden som Hamilton presenterar går ut på att genomföra en regressionsanalys där de oberoende variablerna är fyra efterföljande värden av den beroende variabeln, med en viss vald förskjutning k (se ekvation 1). Man skapar då skattade värden. Subtraherar man dessa värden från de verkliga så trendrensas datan och blir stationär (se ekvation 2) (Hamilton 2018). Vår studie kommer, i linje med Atanasov et al. (2019), att använda Hamiltons metod för att generera stationär data till våra modeller.

En nackdel med metoden i Atanasov et al. (2019) är att variabeln *cyklisk konsumtion* endast förskjuts med ett kvartal när den prediktiva regressionsmodellen utförs. Detta betyder att en investerare behöver tillgång till konsumtionsdatan för föregående kvartal samtidigt som nästa kvartal startar för att denna metod skall kunna nyttjas fullt ut. Eftersom det tar tid att sammanställa och presentera konsumtionsdatan så hade det varit intressant för en investerare om även en längre förskjutning av *cyklisk konsumtion* hade prövats.

¹³ Fördelen med stationära residualer är att tidsserien har en jämn sannolikhetsfördelning över tid, vilket justerar för slumpmässiga falska värden som kan uppkomma om man använder icke-stationära residualer (Hamilton 2018).

En begränsning med denna studie är databristen jämfört med USA. Detta kan medföra svårigheter för vår regressionsmodell om urvalet visar sig vara för litet, vilket vi också måste ha i åtanke. Dessutom kan justeringar behöva göras om skillnader finns i hur konsumtionsdatan mäts och kategoriseras.

Vid robusthetstesterna så valde vi att endast testa för $k=24$ då denna modell visade bäst resultat för överavkastning. För att ytterligare undersöka robustheten i *cyklisk konsumtion* hade vi även kunnat testa modellen med andra val av k .

5. Resultat

Resultatet presenteras i tabell 1 (se appendix) och visar att det går att finna signifikans för alla tidshorisonter h , när k mellan 20 och 28 testas. Allra bäst signifikans hittar vi för $k=24$, vilket innebär en förskjutning på 6 år före tiden t , då denna modell är den enda som ger minst 5% signifikansnivå på samtliga tidshorisonter. Vi finner att, ju längre k är från 24 desto lägre signifikans. För de lägsta testade värdena på k ser vi att det finns signifikans på de längre tidshorisonterna, medan för de högsta så är lutningskoefficienterna inte signifikanta för något värde på h . För resultaten på justerat R^2 ser vi liknande mönster. Tittar man på samtliga h så observerar vi att modellerna med en förskjutning på 20 till 28 kvartal presenterar bäst resultat. När vi testar k mellan 4 och 16 kvartal så får modellerna relativt låga justerade R^2 då avkastningen ska predikteras på kort sikt, men blir betydligt högre för längre tidshorisonter h . Eftersom modellen med $k=24$ demonstrerar bra resultat för samtliga tidshorisonter så har vi valt att använda den som benchmark för vidare tester.

Figur 1. Cyklisk konsumtion

Figuren visar linjen för tidsserien för *cyklisk konsumtion* för kvartal 1987Q4 till 2019Q4, med fördröjningen $k=24$.



Grafen visar värdet ck_t vid varje kvartal. Medelvärde är 0 på grund av modellens konstruktion och standardavvikelsen är 0.067. Maximivärde är 0.089 och minimivärde är -0.166. Enligt teorin så är det läge att investera när ck_t är negativ och då variabeln är positiv indikerar den att det är tillfälle att sälja (Atanasov et al. 2019). Ju längre ck_t är från medelvärdet 0, desto starkare är indikationen på att agera. Vi observerar att variabelns värde 2019Q4 är -0.015. Då värdet är negativt, men nära 0, så anses detta som en relativt svag köpsignal.

Tabell 2

Prediktiva regressioner med cyklisk konsumtion (*benchmark*)

Tabellen presenterar resultaten från vår prediktiva regressionsmodell $r_{t,t+h} = \alpha + \beta ck_t + \varepsilon_{t,t+h}$, där h betecknar tidshorisonten i kvartal, $r_{t,t+h}$ är h -kvartal framåtblickande logaritmisk avkastning på marknaden och ck_t är ett kvartals släpande *cyklisk konsumtion*. Tabellen visar resultat för logaritmisk överavkastning, logaritmisk real avkastning, samt logaritmisk nominell avkastning från OMXSPI. För varje regression rapporteras lutningskoefficienten β , Newey-West-korrigerad t -statistik och justerad R^2 . *, **, och *** indikerar signifikans på 10%, 5% och 1% nivå, respektive. Urvalet omfattar perioden 1988Q1 till 2019Q4.

<i>Meravkastning</i>						
	$h=1$	$h=4$	$h=8$	$h=12$	$h=16$	$h=20$
β	-0.31	-1.24	-2.31	-3.06	-3.39	-3.11
t -stat	-2.19**	-2.52**	-2.84***	-3.38***	-4.30***	-3.42***
Just R^2	2.55%	10.40%	19.97%	26.22%	29.81%	24.93%
<i>Real avkastning</i>						
	$h=1$	$h=4$	$h=8$	$h=12$	$h=16$	$h=20$
β	-0.36	-1.43	-2.65	-3.53	-3.95	-3.69
t -stat	-2.55**	-2.97***	-3.41***	-4.12***	-5.10***	-3.94***
Just R^2	3.67%	14.10%	26.48%	34.76%	39.29%	33.24%
<i>Nominell avkastning</i>						
	$h=1$	$h=4$	$h=8$	$h=12$	$h=16$	$h=20$
β	-0.35	-1.36	-2.51	-3.32	-3.70	-3.43
t -stat	-2.48**	-2.91***	-3.40***	-4.19***	-5.32***	-3.98***
Just R^2	3.43%	13.32%	25.92%	34.33%	38.74%	31.12%

Tabell 2 visar estimerat β , motsvarande t -statistik, samt justerad R^2 för de tre typerna av avkastning, genererat av regressionsmodellen, enligt ekvation (3). Vidare i studien refererar vi till detta resultat som *benchmark*-testet. Vi finner att vår estimerade variabel *cyklisk konsumtion* är negativ för samtliga h och har en betydande förutsägande effekt för förväntad avkastning. Lutningskoefficienten β för överavkastning vid tidshorisonten $h=4$, är -1.24. Detta innebär att en minskning med en standardavvikelse i *cyklisk konsumtion* leder till en ökning av årlig förväntad avkastning på 8.3%¹⁴ under samma tidshorisont. Vi noterar en allt tydligare förutsägbarhet upp till och med $h=16$, genom större absoluta estimerade Betavärden och högre justerad R^2 . Det ska dock tilläggas att vi observerar en avtagande ökningstakt som vid $h>16$ visar en lägre förutsägande faktor. Exempelvis så ser vi nästan en dubbling för justerad R^2

¹⁴ Beräknas genom att multiplicera standardavvikelsen med β för $h=4$.

mellan $h=4$ och $h=8$, medan ökningen mellan $h=12$ och $h=16$ endast är ungefär 12%. En ytterligare observation är att vi finner signifikans på 1% nivå för alla tidshorisonter på 4 kvartal eller mer, med endast ett undantag för överavkastningen, som för $h=4$ visar 5% signifikansnivå. Resultatet tyder på en invers korrelation mellan *cyklisk konsumtion* och framtida förväntad avkastning.

Resultaten i tabell 3 (se appendix) visar β , motsvarande t -statistik, samt justerad R^2 , genererat av regressionsmodellen enligt ekvation (4) för de tre olika definitionerna av låg- och högkonjunktur. Resultaten varierar i signifikans en hel del både mellan olika tidshorisonter och olika konjunktursdefinitioner. Sämst resultat visar "Cyklisk Konsumtion" som endast har signifikanta koefficienter vid bra tider för $h=4$ och $h=8$. "BNP-tillväxt" visar signifikans på samtliga horisonter förutom för $h=1$ i goda tider. Signifikansnivå på 1% under både låg- och högkonjunktur, uppstår dock endast vid $h=12$ för "BNP-tillväxt" med stor diskrepans mellan de olika horisonterna. Vi observerar en topp för justerad R^2 vid $h=16$, som sedan avtar för samtliga modeller. Lutningskoefficienternas toppar för de olika definitionerna visar också på stor spridning.

Tabell 4

Prediktiva regressioner med delprov

Tabellen presenterar resultaten med delprov från vår prediktiva regressionsmodell $r_{t,t+h} = \alpha + \beta ck_t + \varepsilon_{t,t+h}$, där h betecknar tidshorisonten i kvartal, $r_{t,t+h}$ är h -kvartal framåtblickande logaritmisk överavkastning på OMXSPI och ck_t är ett kvartals släpande *cyklisk konsumtion*. Tabellen presenterar resultatet när vi testar för perioderna 2000Q1-2019Q4, samt 2010Q1-2019Q4. För varje regression rapporteras lutningskoefficienten β , Newey-West-korrigerad t -statistik och justerat R^2 . *, **, och *** indikerar signifikans på 10%, 5% och 1% nivå, respektive. Vid $h=20$ för perioden 2010Q1-2019Q4 är antalet observationer för få för att ett Newey-West-test ska kunna utföras.

2000-2019						
	h=1	h=4	h=8	h=12	h=16	h=20
β	-0.99	-3.31	-3.73	-3.20	-3.23	-3.36
t -stat	-2.67***	-2.39**	-1.34	-1.06	-1.31	-1.80*
Just R^2	8.47%	17.02%	9.84%	5.43%	6.05%	7.83%
2010-2019						
β	-0.80	-2.69	-2.78	-2.52	-1.84	-1.24
t -stat	-1.13	-2.54**	-1.78*	-3.28***	-5.88***	N/A
Just R^2	2.19%	19.68%	17.63%	17.74%	9.89%	0.49%

Resultaten visar på att det finns en signifikant negativ korrelation mellan *cyklisk konsumtion* och förväntad avkastning när vi testar under kortare tidsperioder. Vi finner dock att signifikansen för samtliga tidshorisonter är mindre tydliga jämfört med när dataunderlaget för hela perioden används. Justerad R^2 har sin topp vid $h=4$ för båda delproverna med en motsvarande 5% signifikansnivå. Vi observerar också att koefficienterna visar tydligare signifikans och att modellen resulterar i högre justerad R^2 när perioden 2010 till 2019 testas, jämfört med testerna för perioden 2000 till 2019.

6. Diskussion

6.1 Kritisk Diskussion

Resultaten vi får från våra regressionsanalyser liknar de som Atanasov et al. (2019) finner i sin studie. Tydligast är likheterna när vi jämför vårt *benchmark*-test med deras. När vi robusttestar våra resultat så blir dock signifikansen inte lika tydlig längre. Detta gör resultatet från vårt *benchmark*-test mindre pålitligt. Till att börja med så kan valet av tidsperiod vid våra delprovstester vara en skillnad som kan ha lett till sämre resultat. Eftersom vi bara har data över konsumtion från 1981 och valde att gå vidare med variabeln ck_t vid $k=24$ så blir vårt första värde år 1987Q4. Detta gör att uppdelningen¹⁵ Atanasov et al. (2019) gör vid valet av delprover blir omöjlig för denna studie att återskapa. Både vår och studien av Atanasov et al. (2019) kollar dock på perioder med start år 2000. Resultaten skiljer sig dock ganska kraftigt mellan studierna vilket leder till vissa frågor. Framförallt, vad är det som gör att resultaten skiljer sig för just denna period? Svaret kan bero på några av de begränsningar vi skrivit tidigare om i uppsatsen. Vid valet av konsumtionsdata var det svårt att skilja konsumtionen av varaktiga varor från förbrukningsvaror. Exempelvis så gick det inte att skilja konsumtionen för möbler respektive förbrukningsvaror i hushållet. Detta borde inte ha en alltför stor påverkan, men samtidigt är det omöjligt att exakt kvantifiera betydelsen. Tidigare nämnde vi att skillnader i investeringsvanor kunde vara en faktor som spelade in. Vi har därför tittat på hur stor andel av hushållens disponibla inkomst som sparas, samt hur mycket av hushållens finansiella tillgångar som består av aktier. Men när vi observerar datan från OECD så kan vi konstatera att skillnaderna inte är så stora mellan Sverige och USA och borde därför inte påverka resultatet särskilt mycket (OECD 2020).

6.2 Resultatdiskussion

6.2.1 Valet av k

När vi testade ekvation (2) och (3) med olika förskjutningar k så visade resultatet vid $k=24$ bäst prediktiv kraft, precis som väntat. Då även studien av Atanasov et al. (2019) använder sig av $k=24$ i sitt *benchmark*-test så var valet av detta naturligt. Utöver resultatet av testen av olika k så argumenterar Atanasov et al. (2019) för att valet av en förskjutning på sex år är i linje med

¹⁵ I studien av Atanasov et al. (2019) så testas delproverna 1980-2017, 1990-2017 och 2000-2017.

External Habit Model av Campbell och Cochrane (1999). Som vi tidigare har nämnt, så argumenterar även Hamilton (2018) för att en förskjutning på runt 5 år är relevant när effekten av längre trender testas. Om man jämför vår graf (figur 1) med grafen Atanasov et al. (2019) tar fram (se figur 5 i appendix) så kan man observera vissa skillnader. Deras graf visar på fler fluktuationer runt trenden även efter tidpunkten där vår data startar. Vi tror att anledningen till detta är att Atanasov et al. (2019) tillgång till äldre data kan göra att trenden de finner är mer tillförlitlig. Exempelvis så påverkar stagnationen av konsumtionen under finanskrisen vår variabel mer än den i Atanasov et al. (2019) då krisen utgör en större andel av hela perioden i vår studie.

6.2.2 Hypotes 1

Det finns en negativ korrelation mellan cyklisk konsumtion och förväntad avkastning på den svenska marknaden.

Testresultaten från vår prediktiva regressionsmodell, ekvation (3), visade på tydlig signifikans för en invers relation mellan *cyklisk konsumtion* och framtida förväntad avkastning precis enligt vårt första antagande. Vi finner 5% signifikansnivå för samtliga tidshorisonter h som testats i vår studie, för alla tre avkastningsmodeller. Dessutom finner vi 1% signifikansnivå för alla tidshorisonter $h=4$ (med endast ett undantag för överavkastning), eller längre (se tabell 2). Vi kan därför förkasta vår nollhypotes för Hypotes 1. Vår studie ger således ytterligare stärkande underlag till det negativa förhållandet mellan måttet *cyklisk konsumtion* och framtida förväntad marknadsavkastning. Jämfört med studien av Atanasov et al. (2019) får vi näst intill lika starkt signifikanta estimat. Till skillnad från våra resultat så visar deras studie signifikans på 1% nivå för samtliga $h=1-20$. Anledningen till denna skillnad är svår att fastslå, men skulle kunna vara en konsekvens av avvikelser mellan vårt och deras mått på konsumtionsdata. Likaså skulle divergenser på avkastning mellan amerikanska och svenska aktieindex också kunna spela en roll. Dessutom använder vi och Atanasov et al. (2019) olika tidsintervall och mått för den riskfria räntan. En ytterligare observation är att Atanasov et al. (2019) resultat visar att överavkastning har bäst prediktiv effekt jämfört med real och nominell avkastning, medan våra resultat visar att överavkastning har lägst prediktiv effekt. Därav kan valet av STIBOR som riskfri ränta ifrågasättas. Det blir således komplicerat att exakt identifiera vilken eller vilka faktorer som leder till dessa skillnader, och till vilken grad.

Eftersom vi har efterliknat tillvägagångssättet i studien av Atanasov et al. (2019), med välgrundade argument för antaganden och modelljusteringar enligt Hamilton, anser vi att resultatet från vårt *benchmark*-test bör betraktas som ett pålitligt stöd till en negativ korrelation mellan *cyklisk konsumtion* och framtida förväntad avkastning på den svenska marknaden. Resultatet kan således användas för vidare diskussion kring *effektiva marknadshypotesen*, *marknadstiming*, samt *köp och behåll*. Enligt *effektiva marknadshypotesens* svaga marknadseffektivitet så speglar priser all tillgänglig information vid varje given tidpunkt, samt att historisk data inte kan användas för teknisk analys (Fama 1970). Våra resultat visar att *cyklisk konsumtion* kan användas i teknisk analys för att förutse marknaden. Investerare kan alltså enligt vårt empiriska underlag använda *cyklisk konsumtion* för att identifiera vändpunkter i marknaden och bör teoretiskt sett kunna skapa en portfölj som presterar bättre än marknadsavkastningen. Detta ger alltså direkt stöd till *marknadstiming*-strategins antagande om möjligheten att korrekt kunna förutse marknadens långsiktiga rörelser. I förlängningen utmanar våra resultat också *köp och behåll*-strategin, då investerare kan dra fördel av både upp- och nedgångar på marknaden.

6.2.3 Hypotes 2

Cyklisk konsumtion kan användas för att förutse avkastning under både låg- och högkonjunkturer.

När vi testar hur väl modellen kan prediktera avkastning i bra respektive dåliga tider så blir resultatet blandat. När "FREDSs" och "BNP-tillväxts" definitioner används så finner vi ändå signifikans vid både bra och dåliga tider även om resultatet inte är lika tydliga som när hela perioden testas samtidigt. När dåliga tider definieras enligt "Cyklisk Konsumtion" så är koefficienten vid goda tider endast signifikant då $h=4$, samt $h=8$, och på 10% signifikansnivå. Tittar vi på grafen för dåliga och bra tider enligt definitionen "Cyklisk Konsumtion" så ser vi att de dåliga tiderna endast förekommer under perioden 1992Q3 till 1998Q1 (se appendix, figur 4). Denna definition kan således ifrågasättas då den exempelvis inte ens identifierar finanskrisen som dåliga tider. Vi tror att detta kan vara en anledning till att delprovet för perioden 2010 till 2019 presenterar högre signifikans än testen för perioden 2000 till 2019. För att få denna definition mer rättvisande hade ett större dataunderlag varit nödvändigt. Eftersom resultaten inte är entydiga så kan vi inte med säkerhet förkasta nollhypotesen för hypotes 2.

6.3 Allmän diskussion

Resultatet från regressionen, med “Cyklisk Konsumtion” som indikator på dåliga tider, tyder på att variabeln *cyklisk konsumtion* har större prediktiv kraft under den dåliga perioden jämfört med den bra. Det är då relevant att kolla på om det endast är på grund av perioden mellan 1992Q3 och 1998Q1 som den prediktiva regressionen finner signifikans när hela perioden testas samtidigt. Detta gjordes när vi testade våra delprover med data för år 2000 till 2019 och år 2010 till 2019. Även här blev resultatet blandat både vad det gäller signifikans och justerad R^2 . Det går alltså inte att entydigt säga att den prediktiva kraften är lika stor som vid *benchmark*-testet. För delprovstesterna så kan dock bristen på data spela en allt större roll. Särskilt när perioden 2010 till 2019 testas då antalet observationer till och med är för få för att Newey-West-testet ska kunna utföras när $h=20$. Databristen till trots så finner modellen ändå signifikant invers korrelation vid flertalet tidshorisonter. Detta indikerar att den prediktiva kraften inte är kopplad till en specifik period, även om tydligare resultat hade varit önskvärt för att kunna fastslå det med säkerhet.

7. Slutsats

Syftet med denna studie har varit att bidra med ytterligare kunskap om det negativa sambandet mellan *cyklisk konsumtion* och förväntad avkastning som Atanasov et al. (2019) fann på den amerikanska marknaden. Detta har gjorts genom att utföra deras metod på den svenska marknaden. Försättningsvis undersökte vi om förhållandet var kopplat till en viss tidsperiod och om konjunkturläget påverkade den prediktiva kraften. Sammanfattningsvis så anser vi att resultaten är intressanta och framförallt hjälpsamma för investerare som tillämpar *marknadstiming* som investeringsstrategi. Vi ser att signifikansen är tydlig för vårt *benchmark*-test, men desto mindre tydlig när vi utför olika tester för robusthet. Detta gör att det är svårt att dra slutsatsen att måttet *cyklisk konsumtion* definitivt har en prediktiv kraft på den svenska marknaden. Som vi tidigare har nämnt är bristen på data över svensk konsumtion en begränsning som kan ha påverkat resultaten. Vi tror att data som sträcker sig längre bak i tiden än 1981 hade kunnat leda till ökad precision när vi robusttestade modellen. Vi anser ändå att vår studies resultat ger stöd till Atanasov et al. (2019) hypotes att deras mått *cyklisk konsumtion* kan användas som en indikator för att förutsäga rörelser på marknaden.

Som förslag till vidare forskning så hade vi tyckt det varit intressant att undersöka hur en investerare hade presterat med en strategi som använde *cyklisk konsumtion* som indikator. Exempelvis hade man kunnat testa en strategin för att gå kort eller lång beroende på om variabeln ck_t var positiv respektive negativ. Man hade behövt ta i beaktning när datan över konsumtionen släpps, då det är vid dessa datum investeraren kan agera genom att köpa eller sälja. Man hade sedan kunnat jämföra investerarens avkastning med relevanta index så som OMXSPI eller OMXS30. Atanasov et al. (2019) finner även prediktiv kraft hos *cyklisk konsumtion* på specifika branscher och för olika typer av handelsvaror. Ett intressant förslag på fortsatt forskning hade varit att testa förutsägbarheten i dessa branscher och handelsvaror på den svenska marknaden.

Då det praktiska användandet av *cyklisk konsumtions* fortsatt är ett relativt oprövat område hoppas vi att denna uppsats kan ge upphov till ytterligare studier på ämnet.

Källförteckning

Abel, A. B. (1990), “Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses.” *The American Economic Review* **80**(2), 38–42.

Atanasov, V., Møller, S. V., & Priestley, R. (2019) “Consumption Fluctuations and Expected Returns”, *The Journal of Finance* **75**(3), 1677-1713.

Bloomberg Terminal. (2020), Databas.

Boyd, J. H., Hu, J. & Jagannathan, R. (2005), “The Stock Market's Reaction to Unemployment News: Why Bad News Is Usually Good for Stocks”, *The Journal of Finance* **60**(2), 649–672.

Campbell, J. Y. & Cochrane J. H. (1999), “By Force of Habit: A Consumption-Based Explanation of Aggregate Stock Market Behavior”, *Journal of Political Economy* **107**(2), 205–251.

Constantinides, G. M. (1990), “Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle” *Journal of Political Economy* **98**(3), 519-543.

Fama, E. F. (1970) “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work” *The Journal of Finance* **25**(2), 383-417.

Ferson, W. E., & Constantinides, G. M. (1991) “Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption: Empirical Tests” *Journal of Financial Economics* **29**, 199–240.

Federal Reserve Bank of St. Louis (2020), “OECD based Recession Indicators for Sweden from the Period following the Peak through the Trough [SWEREC]”.

Hämtad 2020-05-13 från

<https://fred.stlouisfed.org/series/SWEREC#0>

Hamilton, J. D., (2018), “Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter”, *Review of Economics and Statistics* **100**, 831–843.

OECD Composite Leading Indicators (2020), "Composite Leading Indicators: Reference Turning Points and Component Series". Hämtad 2020-05-13 från <http://www.oecd.org/std/leading-indicators/oecdcompositeleadingindicatorsreferenceturningpointsandcomponentseries.html>

OECD (2020), "Household financial assets (Indicator)". Hämtad 2020-05-17 från <https://data.oecd.org/hha/household-financial-assets.htm#indicator-chart>

Rapach, D. E., Strauss, J.K & Zhou, G. (2010), "Out-of-Sample Equity Premium Prediction: Combination Forecasts and Links to the Real Economy", *Review of Financial Studies*, **23**, 821–862.

Riksbanken (2020), "Sök räntor och valutakurser". Hämtad 2020-04-26 från <https://www.riksbank.se/sv/statistik/sok-rantor--valutakurser>

Shen, P. (2002), "Market-Timing Strategies That Worked", *The Journal of Portfolio Management*, **29**(2), 57-68.

SCB (2018), "Hushållens konsumtionsutgifter (ENS2010), säsongrensad fasta priser efter ändamål COICOP. Kvartal 1981K1 - 2020K1". Hämtad 2020-04-23 http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START__NR__NR0103__NR0103B/NR0103ENS2010T14Kv/

SCB (2018), "BNP från produktionssidan (ENS2010), kalenderkorrigerad och säsongrensad efter näringsgren SNI 2007. Kvartal 1981K1 - 2020K1". Hämtad 2020-05-10 http://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/sv/ssd/START__NR__NR0103__NR0103B/NR0103ENS2010T12Kv/

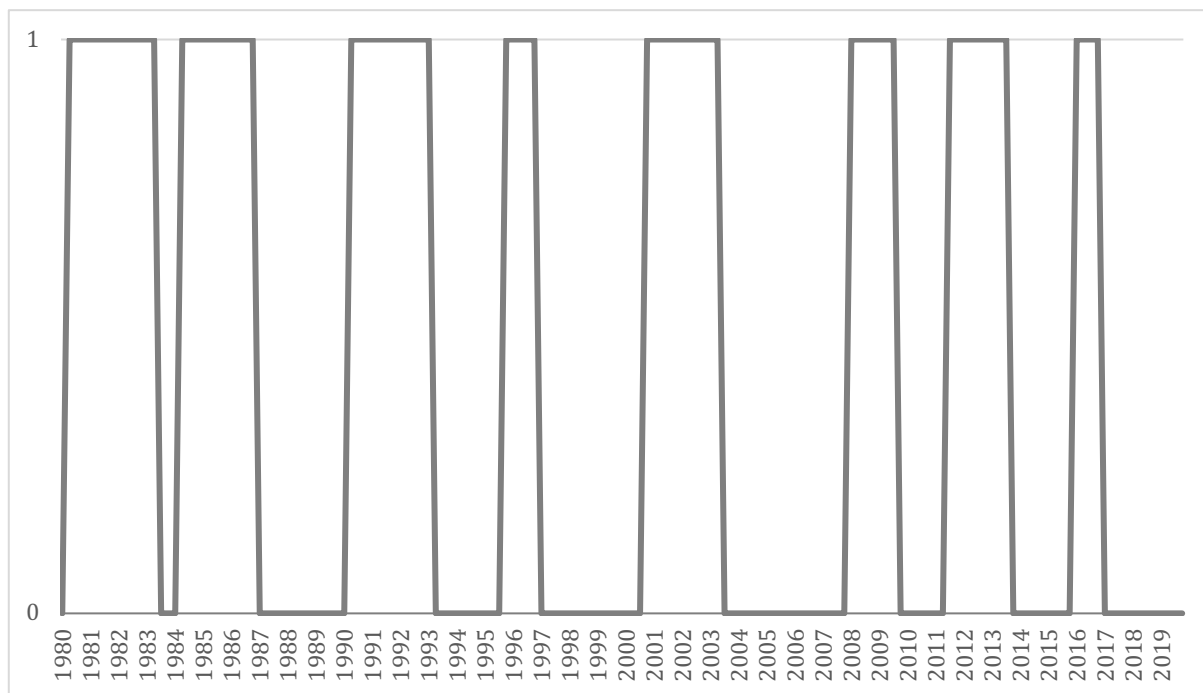
Sundaesan, S. M. (1989), "Intertemporally Dependent Preferences and the Volatility of Consumption and Wealth", *Review of Financial Studies* **2**(2) 73–89.

Welch, I. & Goyal, A. (2008), "A Comprehensive Look at the Empirical Performance of Equity Premium Prediction", *Review of Financial Studies* **21**(4), 1455–1508.

Appendix

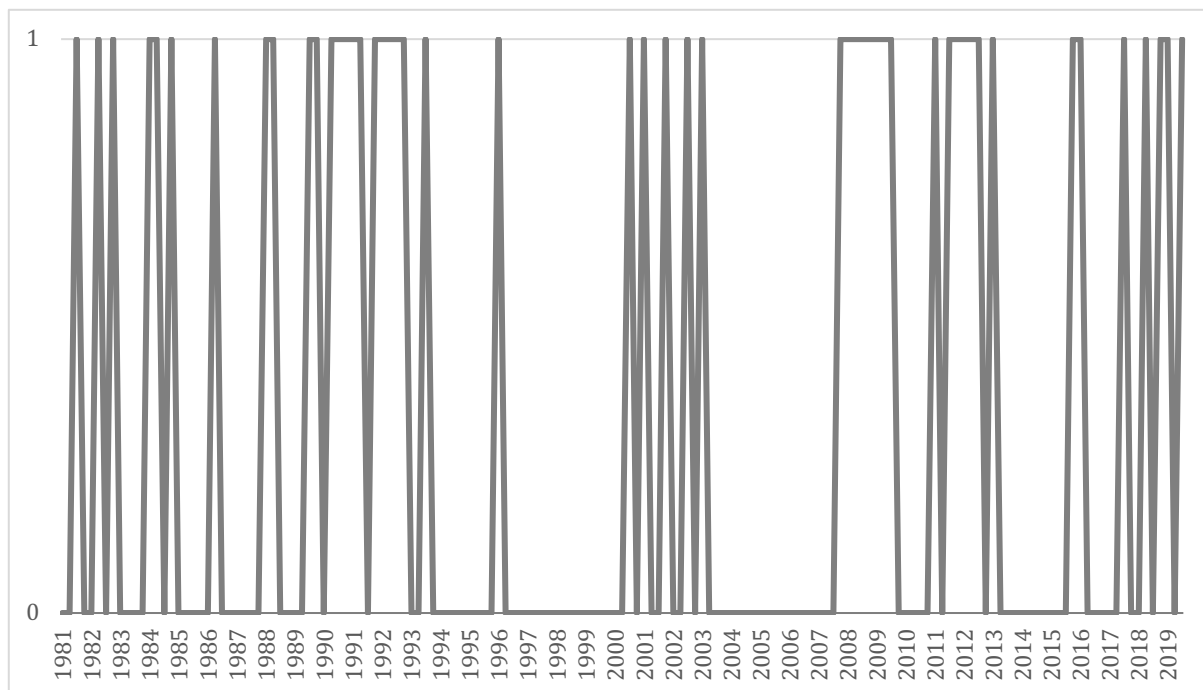
Figur 2.

Grafen visar datum för lågkonjunktur när värdet är 1 och högkonjunkturer när värdet är 0, enligt FREDs definition, för perioden 1980Q1 till 2019Q4.



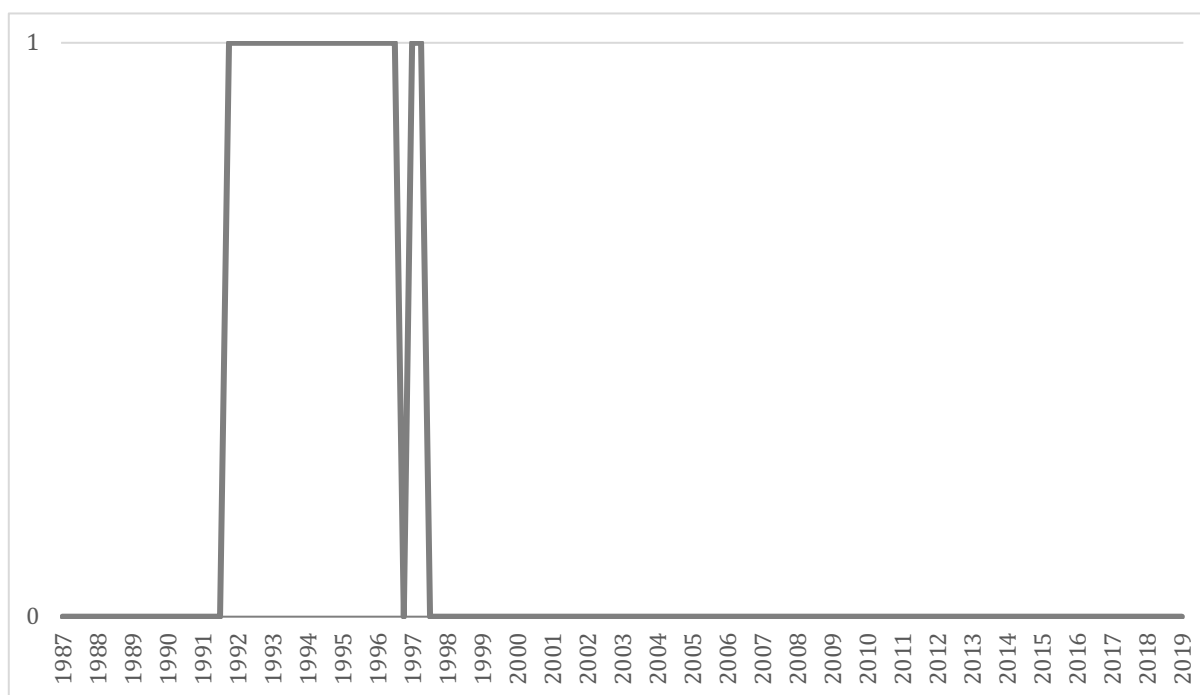
Figur 3.

Grafen visar datum för lågkonjunktur när värdet är 1 och högkonjunkturer när värdet är 0, enligt definitionen av Rapach et al. (2010), för perioden 1981Q2 till 2019Q4.



Figur 4.

Grafen visar datum för lågkonjunktur när värdet är 1 och högkonjunkturer när värdet är 0, enligt definitionen av Atanasov et al. (2019), för perioden 1987Q4 till 2019Q4.



Figur 5.

Cyklisk konsumtion

Figuren visar linjen för tidsserien för *cyklisk konsumtion* från Atanasov et al. (2019), med fördröjningen $k=24$.



Tabell 1
Test för val av k

Tabellen presenterar resultat över den prediktiva styrkan hos variabeln ck_t som har tagits fram enligt ekvation (2) och (3), där vi har testat för vilket val av k som har störst styrka. För positiva koefficienter så presenteras inte t -statistik eftersom den då testat om korrelationen är signifikant positiv. För varje regression rapporteras lutningskoefficienten β , tidshorizonten h i kvartal, Newey-West-korrigerad t -statistik och justerad R^2 . *, **, och *** indikerar signifikans på 10%, 5% och 1% nivå, respektive. Urvalet omfattar perioden 1981Q1 till 2019Q4.

$k=4$						
	$h=1$	$h=4$	$h=8$	$h=12$	$h=16$	$h=20$
β	0.09	-1.56	-1.68	-3.50	-6.58	-8.99
t -stat		-0.91	-0.63	-1.24	-2.41**	-4.12***
Just R^2	-0.75%	0.75%	0.15%	2.22%	8.86%	16.02%
$k=8$						
β	0.10	-0.51	-1.20	-3.39	-5.79	-7.26
t -stat		-0.45	-0.64	-1.59	-2.95***	-4.84***
Just R^2	-0.70%	-0.35%	0.49%	6.79%	19.30%	28.62%
$k=12$						
β	-0.11	-0.71	-2.01	-3.96	-5.59	-6.36
t -stat	-0.43	-0.82	-1.48	-2.69***	-4.23***	-6.37***
Just R^2	-0.59%	0.78%	5.93%	18.45%	33.86%	40.98%
$k=16$						
β	-0.20	-1.14	-2.48	-3.95	-4.95	-5.31
t -stat	-1.05	-1.76*	-2.51**	-3.68***	-5.52***	-7.82***
Just R^2	0.10%	5.54%	15.53%	29.52%	42.31%	45.74%
$k=20$						
β	-0.27	-1.24	-2.54	-3.59	-4.19	-4.35
t -stat	-1.72*	-2.31**	-2.93***	-3.78***	-5.21***	-6.59***
Just R^2	1.26%	8.87%	21.07%	31.26%	38.82%	39.52%
$k=24$						
β	-0.31	-1.24	-2.31	-3.06	-3.39	-3.11
t -stat	-2.19**	-2.52**	-2.84***	-3.38***	-4.30***	-3.42***
Just R^2	2.55%	10.40%	19.97%	26.22%	29.81%	24.93%
$k=28$						

β	-0.31	-1.17	-2.03	-2.48	-2.41	-2.04
<i>t-stat</i>	-2.30**	-2.41**	-2.45**	-2.74***	-2.55**	-1.83*
<i>Just R</i> ²	2.67%	9.75%	16.07%	17.77%	16.23%	11.30%
<i>k=32</i>						
β	-0.28	-1.04	-1.63	-1.77	-1.62	-1.20
<i>t-stat</i>	-2.09**	-2.01**	-2.00**	-1.90*	-1.39	-0.88
<i>Just R</i> ²	2.10%	7.79%	10.50%	9.95%	7.70%	3.50%
<i>k=36</i>						
β	-0.23	-0.75	-1.07	-1.14	-0.93	-0.63
<i>t-stat</i>	-1.58	-1.31	-1.25	-1.02	-0.64	-0.39
<i>Just R</i> ²	1.31%	3.69%	4.46%	3.80%	1.88%	0.23%
<i>k=40</i>						
β	-0.16	-0.59	-0.87	-0.87	-0.77	-0.61
<i>t-stat</i>	-1.06	-0.98	-0.92	-0.67	-0.46	-0.33
<i>Just R</i> ²	0.17%	2.12%	2.62%	1.68%	0.89%	0.07%

Tabell 3

Förutsägbarhet under låg- och högkonjunktur

Tabellen presenterar resultatet från vår tvådelade prediktiva regressionsmodell $r_{t,t+h} = \alpha + \beta_{låg} D_{låg} ck_t + \beta_{hög} (1 - D_{låg}) ck_t + \varepsilon_{t,t+h}$, där h betecknar tidshorisonten i kvartal, $r_{t,t+h}$ är h -kvartal framåtblickande logaritmisk överavkastning på OMXSPI och ck_t är ett kvartals släpande *cyklisk konsumtion*. $D_{låg}$ är en dummyvariabel som antar värdet 1 under lågkonjunkturer and värdet 0 under högkonjunkturer. "FRED" visar resultatet där FREDs definition av lågkonjunkturer tillämpats. Under "BNP-tillväxt" presenteras resultatet där den tredjedel med lägst real BNP-tillväxt, sorterad efter storlek, definierats som lågkonjunktur, enligt Rapach et al. (2010). "Cyklisk Konsumtion" presenterar resultatet där lågkonjunkturer definierats som när *cyklisk konsumtion* är mer än en standardavvikelse under sitt medelvärde. För varje regression rapporteras lutningskoefficienten β , Newey-West-korrigerad t -statistik och justerat R^2 . *, **, och *** indikerar signifikans på 10%, 5% och 1% nivå, respektive. Urvalet omfattar perioden 1988Q1 till 2019Q4.

<i>FRED</i>							
		<i>h=1</i>	<i>h=4</i>	<i>h=8</i>	<i>h=12</i>	<i>h=16</i>	<i>h=20</i>
<i>Låg</i>	β	-0.76	-2.38	-2.82	-2.45	-3.00	-1.80
	<i>t-stat</i>	-2.80***	-3.87***	-2.67***	-2.31**	-1.56	-0.98
<i>Hög</i>	β	-0.06	-0.61	-2.02	-3.40	-3.62	-3.84
	<i>t-stat</i>	-0.41	-1.31	-2.38**	-3.27***	-4.49***	-5.22***
<i>Just R²</i>		5.76%	14.94%	19.88%	26.18%	29.41%	26.81%
<i>BNP-tillväxt</i>							
<i>Låg</i>	β	-0.75	-1.90	-2.33	-2.49	-3.16	-3.18
	<i>t-stat</i>	-2.04**	-2.46**	-2.28**	-2.83***	-2.26**	-1.78*
<i>Hög</i>	β	-0.19	-1.06	-2.30	-3.22	-3.46	-3.09
	<i>t-stat</i>	-1.34	-2.23**	-2.73***	-3.30***	-4.99***	-4.12***
<i>Just R²</i>		3.63%	10.53%	19.29%	25.84%	29.21%	24.23%
<i>Cyklisk Konsumtion</i>							
<i>Låg</i>	β	-0.31	-0.69	-1.56	-2.77	-4.11	-3.84
	<i>t-stat</i>	-1.74*	-1.39	-2.66***	-5.08***	-4.65***	-4.17***
<i>Hög</i>	β	-0.31	-2.31	-3.78	-3.63	-1.97	-1.64
	<i>t-stat</i>	-0.72	-1.89*	-1.77*	-1.44	-0.82	-0.59
<i>Just R²</i>		1.77%	11.80%	21.37%	25.79%	30.32%	25.43%

Tabell 5.

19 populära mått

Tabellen listar de 19 mått som testas i Welch och Goyal (2008).

1. Log dividend-price ratio (dp): the log of a 12-month moving sum of dividends paid on the S&P 500 index minus the log of prices on the S&P500 index.
2. Log dividend yield (dy): the log of a 12-month moving sum of dividends paid on the S&P 500 index minus the log of lagged prices on the S&P500 index.
3. Log earnings-price ratio (ep): the log of a 12-month moving sum of earnings on the S&P 500 index minus the log of prices on the S&P500 index.
4. Log dividend-payout ratio (d/e): the log of a 12-month moving sum of dividends minus the log of a 12-month moving sum of earnings on the S&P500 index.
5. Stock variance ($svar$): the sum of squared daily returns on the S&P500 index.
6. Book-to-market ratio (b/m): the ratio of book value to market value for the Dow Jones Industrial Average.
7. Net equity expansion ($ntis$): the ratio of a 12-month moving sum of net equity issues by NYSE-listed stocks to the total end-of-year market capitalization of NYSE stocks.
8. Treasury bill rate (tbl): the interest rate on a three-month Treasury bill (secondary market).
9. Long-term yield (lty): the long-term government bond yield.
10. Long-term return (ltr): the return on long-term government bonds.
11. Term spread (tms): the long-term yield on government bonds minus the Treasury bill rate.
12. Default yield spread (dfy): the difference between the BAA- and AAA-rated corporate bond yields.
13. Default return spread ($dfir$): the long-term corporate bond return minus the long-term government bond return.
14. Inflation ($infl$): the growth in the CPI for all urban consumers.
15. Investment-to-capital ratio (i/k): the log ratio of aggregate private nonresidential fixed investment to aggregate capital for the whole economy (Cochrane 1991).
16. Share of labor income to consumption (sw): the ratio of employee compensation to the consumption of nondurables plus services (Santos and Veronesi 2006).
17. Consumption–wealth ratio (cay): the residual from a cointegrating relation between log consumption, log asset (nonhuman) wealth, and log labor income (Lettau and Ludvigson 2001).
18. Consumption volatility (σc): the log of a backward-looking moving average of the absolute innovations in consumption growth based on a four-quarter window (Bansal, Khatchatrian, and Yaron 2005).
19. Output gap (gap): the residual from a regression of log of industrial production on a time trend that contains linear and quadratic components (Cooper and Priestley 2009).