

가계대출을 조건변수로 사용하는 소비 준거 자본자산 가격결정모형*

권지호
한국은행 조사국 과장

Can Bank Credit for Household be a Conditional Variable for Consumption CAPM?

Ji-Ho Kwon^a

^aResearch Department, The Bank of Korea, South Korea

Received 31 August 2020, Revised 16 September 2020, Accepted 21 September 2020

Abstract

Purpose - This article tries to test if the conditional consumption capital asset pricing model (CCAPM) with bank credit for household as a conditional variable can explain the cross-sectional variation of stock returns in Korea. The performance of conditional CCAPM is compared to that of multifactor asset pricing models based on Arbitrage Pricing Theory.

Design/methodology/approach - This paper extends the simple CCAPM to the conditional version of CCAPM by using bank credit for household as conditioning information. By employing KOSPI and KOSDAQ stocks as test assets from the second quarter of 2003 to the first quarter of 2018, this paper estimates risk premiums of conditional CCAPM and a variety of multifactor linear models such as Fama-French three and five-factor models. The significance of risk factors and the adjusted coefficient of determination are the basis for the comparison in models' performances.

Findings - First, the paper finds that conditional CCAPM with bank credit performs as well as the multifactor linear models from Arbitrage Pricing theory on 25 test assets sorted by size and book-to-market. When using long-term consumption growth, the conditional CCAPM explains the cross-sectional variation of stock returns far better than multifactor models. Not only that, although the performances of multifactor models decrease on 75 test assets, conditional CCAPM's performance is well maintained.

Research implications or Originality - This paper proposes bank credit for household as a conditional variable for CCAPM. This enables CCAPM, one of the most famous economic asset pricing models, to conform with the empirical data. In light of this, we can now explain the cross-sectional variation of stock returns from an economic perspective: Asset's riskiness is determined by its correlation with consumption growth conditional on bank credit for household.

Keywords: Bank Credit for Household, Conditional Variable, Consumption CAPM

JEL Classifications: G12, G15

* 본고는 한국은행의 견해가 아니라 집필자 개인의 견해라는 점을 밝힙니다. 따라서 본고를 인용할 경우에는 지필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

^a First Author, E-mail: jihokwon@bok.or.kr

© 2020 The Institute of Management and Economy Research, All rights reserved.

I. 서론

여러 경제주체자들의 행태식으로 이루어진 거시모형내에서 가계의 효용극대화를 통해 도출된 소비준거 자본자산 가격결정모형(CCAPM; Consumption capital asset pricing model)은 이론적으로 흠결을 찾아보기 어렵다. 거시모형에서 가계주체자들은 여러시간에 걸쳐 자신의 소비를 평탄화하기를 원하며 이 과정에서 CCAPM이 도출된다. 모형에 따르면 경제를 구성하는 여러 금융상품들은 수익률의 차이를 보이고 있고 동 수익률의 차이를 설명하는 것은 바로 소비증가율과의 상관관계이다. 소비증가율과 상관관계가 높은 금융자산은 수익률이 높고 반대로 상관관계가 낮은 금융자산들은 수익률이 낮다. 그 이유는 소비증가율과 상관관계가 높은 자산들은 경기가 하락하는 시점에서 소비증가율이 감소할 때 금융자산으로부터 수익을 얻기 어렵고 이는 동 자산들이 경제주체자들의 떨어지는 소비를 헷징하는 도구로 사용되기 어렵기 때문이다. 이러한 자산들은 결국 높은 위험프리미엄(risk premium)을 보이게 되고 따라서 수익률 또한 높게 형성된다. 하지만 소비증가율과 상관관계가 낮은 금융자산들은 소비가 하락하는 시점에서 경제주체자들의 효용하락을 헷징할 수 있는 도구로 활용될 수 있으므로 위험프리미엄이 낮고 수익률 또한 낮게 형성된다. 이렇게 경제학적 유인에 따라 금융자산들의 수익률 차이를 설명할 수 있다는 것이 CCAPM의 큰 장점이라고 하겠다. 하지만 CCAPM은 아주 큰 단점을 가지고 있다. 즉, CCAPM은 실제 여러 주식수익률들의 횡단면 차이를 제대로 설명하지 못하는 단점을 가지고 있다. 기존 문헌들에서 CCAPM으로 횡단면 회귀분석을 하는 경우 결정계수가 매우 낮게 나오는 등 동 모형은 현실설명력이 매우 떨어진다. 이는 모형의 유용성에 대한 의구심으로 연결된다. 실증분석 결과 여러 금융자산들의 데이터를 가지고 CCAPM의 현실설명력을 테스트해보면 CCAPM의 예측과 달리 소비증가율의 상관관계와 무관하게 금융자산들의 수익률이 형성되고 있음을 알 수 있다. 문제는 CCAPM과 같은 거시경제균형에서 도출된 모형의 설명력이 없다는 것은 현실을 사회과학 측면에서 설명할 수 없다는 난관에 봉착하게 된다는 것이다. 이에 본고는 가계대출 증가율을 조건변수(conditional variable)로 사용하여 조건부 CCAPM(conditional consumption capital asset pricing model)을 통해 CCAPM의 현실 설명력을 높이는 것을 목적으로 한다. 동 논문의 시도는 사회과학 측면에서 경제주체자들의 행태가 분석가능한지 테스트 해본다는 측면에서 매우 의의가 깊다.

CCAPM의 실패에 따라 그동안 많은 재무학자들은 CCAPM의 무용론을 주장하면서 차익거래 가격결정모형(Arbitrage pricing theory)을 통해 금융자산들의 수익률 차이를 설명하고자 하였다. 가장 대표적인 예는 Fama and French (1993)이다. Fama and French (1993)은 경제모형에서 자본자산 가격결정모형을 도출하기 보다 규모(size)가 작은 기업 그리고 장부가대비 시장가(book-to-market ratio)가 높은 기업의 수익률이 높다는 점에 착안하여 소비증가율 대신 SMB와 HML이라는 위험요인을 만들고 동 위험요인들이 금융자산들의 수익률 차이를 성공적으로 설명할 수 있음을 밝혔다. 이와 같이 수익률 차이를 가져오는 여러 특성들을 기반으로 데이터로부터 직접 위험요인을 도출하는 차익거래 가격결정모형은 지속적으로 확장되었다. 또 하나의 대표적인 예는 Carhart (1997)의 모멘텀 요인(momentum factor)을 들 수 있다. 과거 수익률이 높은 금융자산들은 그 이후에도 일정기간 높은 수익률을 보이기 때문에 과거 수익률의 흐름에 기반한 위험요인을 만들 수 있다는 게 요지이다. 그 이후로도 투자증가율(investment), 운영이익 증감률(operating income), 자산성장률(asset growth) 등이 위험요인으로 개발되었다.¹⁾ Harvey et al. (2015)에 따르면 현재까지 무려 약 250개의 위험요인이 개발된 것으로 조사되었다.

문제는 이러한 차익거래 가격결정모형은 현실 설명력은 뛰어나지만 경제학적 모형에 근거하지 않았기 때문에 금융자산 수익률의 차이를 경제학적으로 설명할 수 없다는 한계를 가진다. CCAPM처

1) 보다 자세한 내용은 Cooper et al. (2008), Fama and French (2015) 등을 참조하기 바란다.

럼 금융자산들의 수익률 차이가 경제주체자들의 효용 하락을 헷징하기 위한 행태에서 근거한다는 주장을 도출할 수 없다는 것이다. 그저 기업들의 회계적, 정성적 특성에 기반하여 수익률 차이를 설명하기 때문에 현실 설명력은 높지만 금융시장을 이해하는 데에는 한계를 보인다. 이러한 점은 차익거래 가격결정모형의 큰 단점으로 작용한다. 경제학적 모형에서 도출되지 않고, 그럼에 따라 경제학적으로 설명되지 않는다는 점은 사회과학 측면에서 현실을 이해했다고 말할 수 없기 때문이다. 다시 말해 차익거래 가격결정모형 내의 위험요인들의 의미를 설명할 수 없어 주식수익률 횡단면 차이는 그저 설명되지 않는 투자자들의 행태의 결과라는 의견 외에 경제학적 주장이 불가능하다. 이에 따라 차익거래 가격결정모형을 이용한 논문들은 위험요인이 아직 밝혀지지 않는 경제학적 위험요인의 변형된 형태라고 주장²⁾하지만 과연 밝혀지지 않는 경제학적 위험요인이 무엇인지는 여전히 의문으로 남아있다. 만약 금융자산 수익률들이 경제학적 모형에 따른 결과라고 한다면 Harvey et al. (2015)에서 검증된 수많은 위험요인은 사실상 소수의 몇 개 위험요인으로 대표되어야 할 것이다. 이러한 측면에서 많은 재무학자들은 수많은 차익거래 가격결정모형의 위험요인(empirical risk factor)들은 소수의 경제학적 위험요인(economic risk factor)을 대변(proxy)하고 있다고 주장한다. 그러므로 재무학자들은 여전히 CCAPM의 현실 설명력을 재차 테스트하고 모형을 보다 정교하게 변환하고자 노력한다.

가장 대표적인 예로 Lettau and Ludvigson (2001)이다. 동 논문은 CCAPM을 조건부 CCAPM(conditional CCAPM)으로 변환하고 경기변동을 나타내는 cay라는 조건변수를 도입한다. 조건변수를 통해 검증대상 샘플들의 기간을 나누고 금융자산 수익률과 소비증가율의 상관관계를 살피는 것이 논문의 핵심이다. 논문에 따르면 경기가 하락하는 시점에 소비증가율과 상관관계가 높은 금융자산들은 위험프리미엄이 높고 따라서 수익률도 높게 형성된다. 즉, 소비증가율과 금융자산 수익률들의 상관관계를 샘플 전기간의 평균으로 보지 않고 경기상승과 하락 시점으로 나누어 살펴봄에 따라 소비증가율이 위험요인으로 작용한다는 것을 밝혀냈다. 이에 따라 여전히 금융자산들의 수익률 차이를 경제학적 모형을 통해 설명할 수 있게 되었다. 동 논문은 제목에 CCAPM의 부활(resurrection)이라는 단어를 사용하여 경제학적 모형으로 횡단면 주식수익률 차이를 설명할 수 있게됨을 알렸다. 하지만 동 연구에서의 조건부 CCAPM은 발표시점보다 더 많은 샘플이 추가되는 경우 재차 설명력을 잃게 되어 CCAPM의 현실 설명력에 대한 회의를 다시 유발한다(Li et al., 2006; Kang et al., 2011; Kan et al., 2013).

이에 대해 본고는 한국의 주식시장을 대상으로 분석하되 새로운 조건변수를 이용하여 CCAPM의 현실 설명력을 복원하는 것을 목적으로 한다. 본고가 사용한 조건변수는 가계대출 증가율(the growth of bank credit for household)이다. 가계대출 증가율을 조건변수로 사용한 이유는 다음과 같이 설명할 수 있다. 다른나라들보다 은행중심의 금융시스템 경향을 보이는 한국은 경제주체자들에 대한 신용공급이 직접금융시장³⁾보다는 은행을 통해 이루어지고 있다. 소득이 평소보다 증가하는 호황 시에는 은행으로부터의 가계대출이 감소하게 되며 이 경우에는 소비하락을 위한 헷징을 고려할 유인이 감소한다. 반대로, 가계는 자신의 소득이 감소하는 불황 시 은행을 통해 대출을 증가시켜 자신들의 소비하락으로 나타나는 효용하락을 어느정도 헷징하고자 한다.⁴⁾ 즉, 가계대출이 증가하는 시기에 소비증가율과 상관관계가 높은 주식들은 헷징도구로 기능하기 어렵게 되게 때문에 위험프리미엄과 수익률이 높게 나타나게 될 것이다. 조건변수로 가계대출을 이용하는 경우 동 조건변수가 가계대출의 증감에 따라 조사

2) 이를 검증하기 위해 본 논고는 가계대출 증가율과 소비증가율의 교차항과 기존 차익거래 가격결정모형에서의 위험요인들의 관계를 Table 6를 통해 검토할 것이다.

3) World bank의 정책보고서 중 Demircuc-Kunt and Levine (1999)는 여러 국가들의 금융시스템을 직접금융시장과 은행의 상대적 발전 정도를 통해 나눈다. 주식, 채권시장 등 직접금융시장이 발달한 경우에는 market based system이라 하고 은행을 포함한 예금취급기관이 발달하고 대출중심의 국가들은 bank based system을 운영하고 있다고 말한다.

4) 불황 시 가계대출이 증가하는 되는 또 하나의 경로로서 중앙은행이 정책금리를 하락시켜 시중에 유동성을 공급한다는 점을 고려하면 이해가 쉽다.

대상 샘플의 기간을 나누는 역할을 하면서 소비증가율과 주식수익률간의 상관관계가 주식들의 위험도를 결정하게 된다. 조건변수를 사용하지 않는 일반적인 CCAPM에서는 소비증가율과 주식수익률들간의 상관관계가 주식들의 수익률차이를 설명할 수 없지만, 가계대출 증가율로 경제상황을 구분하여 소비증가율과 주식수익률간의 상관관계를 추정한다면 소비증가율이 유의한 위험요인으로 작용하게 될 것이다. 어떤 주식의 수익률이 다른 주식들의 수익률보다 높은 이유는 경제주체자들의 소득이 부족하게 되어 대출이 증가하는 불황 시에 동 주식이 소비증가율과 상관관계가 높아 효용하락의 헷징 도구로 작용할 수 없기 때문이다.

이를 검증하기 위해 본고는 한국내 예금은행들이 취급한 총 가계대출 증가율을 CCAPM의 조건변수로 사용한다. 검증결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 조건부 변수가 되기 위한 필수조건으로 가계대출 증가율이 전체 주식시장 가격지수의 수익률을 예측하는지 평가하였다. 이유는 조건부 변수가 시장의 시변하는 전체위험프리미엄을 설명할 수 있어야 시장의 위험 혹은 위험회피도에 따라 경제참여자들이 투자대상 주식들과 소비증가율과의 관계를 동학적으로 판단하고 있음을 표현할 수 있기 때문이다. 예측회귀식(predictive regression)을 통해 검정한 결과 분기별 가계대출 증가율은 한국의 시장수익률을 성공적으로 예측하고 있었다. 특히 가계대출 증가율은 양의 방향으로 시장수익률을 예측하고 있었다는 점은 가계대출이 증가하는 시기가 경제주체자들의 소득감소가 일어나 유동성이 필요한 경제하락시기임을 나타냈다. 기업규모-장부가대비 시가로 분류된 25개 테스트자산을 대상으로 Fama and Macbeth (1973)의 2단계 회귀분석을 이용하여 조건부 CCAPM이 다른 차익거래 가격결정모형만큼 현실설명력이 있는지 검정하였다. 비교대상으로 사용한 차익거래 가격결정모형은 Fama-French 3요인 모형과 5요인 모형 그리고 Carhart (1997)의 4요인모형이다. 주목해야 할 위험요인은 조건부 CCAPM에서 가계대출증가율과 소비증가율의 교차항이 유의한지 확인하고 검정하는 모든 모형들의 결정계수의 차이를 살펴보았다. 검증결과 가계대출 증가율을 조건부 변수로 사용한 조건부 CCAPM에서 교차항은 유의하였으며 동 모형의 결정계수는 다른 차익거래 가격결정모형만큼 크기가 상당하였다.

추가적으로 두 개의 분석을 실시한 결과 가계대출을 조건부 변수로 사용한 조건부 CCAPM의 설명력은 매우 뛰어나다. 첫 번째로 Parker and Julliard (2005)에 근거하여 소비증가율을 한기간 증가율이 아닌 1년(4개분기), 2년 및 3년 증가율로 계산한 후 회귀분석한 결과 결정계수의 값이 차익거래 가격결정모형보다 유의하게 높게 도출되었다. 두 번째로 테스트하는 모든 자본자산 가격결정모형의 강건성을 확인하기 위해 테스트 자산을 기업규모-장부가대비 시가 25개에 기업규모-운영이익과 기업규모-투자증가율을 추가한 총 75개 테스트자산을 기반으로 회귀분석을 하였다. 분석결과 가계대출을 이용한 조건부 CCAPM은 다른 차익거래 가격결정모형들보다 현실설명력이 높았다. 즉, 주식들의 수익률이 차이를 보이는 이유는 가계대출 증가율로 샘플기간이 구분되는 상황에서 동 주식들이 소비증가율과 상관관계에 있어서 차이가 존재하기 때문이다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제2절에서는 조건부 CCAPM 도출 과정을 살펴보면서 조건변수가 충족해야 하는 조건과 교차항이 어떻게 위험요인으로 작용할 수 있는지 살펴본다. 실증분석결과는 제3절에서 소개된다. 결론은 제4절에 제시한다.

II. CCAPM의 도출

Lettau and Ludvigson (2001)에 따르면 확률적 할인인자(stochastic discount factor)는 소비증가율의 선형형태로 도출된다. 본고에서는 이를 따라서 확률적 할인인자 m 을 다음의 선형식으로 나타낸다.

$$m_{t+1} = a_t + b_t \Delta C_{t+1} \tag{1}$$

여기서 ΔC 은 소비증가율을 나타내고 t 는 시점별로 확률적 할인인자가 시변함을 나타내는 시간(time) 첨자이다. Cochrane (2005)를 참고하여 확률적 할인인자의 절편과 소비증가율 계수를 시변하도록 설정하였다. 금융시장에 무위험자산이 존재하여 무위험 수익률(risk free rate)의 시계열이 존재하는 경우 Cochrane (2005)에 따라 확률적 할인인자의 절편과 계수를 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$a_t = \frac{1}{1 + r_t^f} + b_t E_t(\Delta C_{t+1}) \tag{2}$$

$$b_t = \frac{E_t(\Delta C_{t+1}) - r_t^f}{(1 + r_t^f) \sigma_t^2(\Delta C_{t+1})} \tag{3}$$

여기서 E_t 는 시점 t 에서의 조건부 평균을 나타내고 σ_t^2 는 같은 시점에서의 조건부 분산을 나타낸다. 동 식은 CCAPM에서의 조건변수(z)가 가져야 할 중요한 특성을 말해준다. 조건부 변수는 절편과 계수에 소비증가율의 조건부 평균($E_t(\Delta C_{t+1})$)을 나타낼 수 있어야 한다. 재무학에서 소비증가율을 시장수익률로 대응하기 때문에 CCAPM을 위한 조건부 변수는 시장수익률을 예측해야 한다는 조건이 필요하다.

실증분석으로 위해 조건변수를 이용하여 확률적 할인인자의 절편과 계수를 $a_t = a_0 + a_1 z_t$ 와 $b_t = b_0 + b_1 z_t$ 로 간단하게 표시한다. 이를 통해 확률적 할인인자는 아래와 같이 조건부 변수의 함수로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} m_{t+1} &= (a_0 + a_1 z_t) + (b_0 + b_1 z_t) \Delta C_{t+1} \\ &= a_0 + a_1 z_t + b_0 \Delta C_{t+1} + b_1 z_t \Delta C_{t+1} \end{aligned} \tag{4}$$

위와 같이 조건변수를 확률적 할인인자의 시변특성을 결정하는 요인으로 사용하면 소비증가율을 한 개의 위험요인으로 사용하는 기존의 CCAPM이 3개의 위험요인을 가지는 조건부 CCAPM으로 새롭게 도출이 된다. 조건부 CCAPM에서 3개의 위험요인은 조건변수 자체, 소비증가율 그리고 소비증가율과 조건변수의 교차항으로 구성된다. 실증분석에서 우리가 관심을 갖는 위험요인은 교차항이다. 교차항에 있는 조건변수가 주식들과 소비증가율간의 상관관계를 조건변수의 시변성에 따라 다르게 추정된다는 것이 조건부 CCAPM의 설명력을 결정하기 때문이다. Lettau and Ludvigson (2001)에 따라서 Fama and Macbeth (1973)의 2단계 회귀분석을 실행하기 위해 위의 확률적 할인인자 식을 Beta 형식으로 아래와 같이 재구성할 수 있다.

$$E(r_{i,t+1}) = E(r_t^f) + \beta_{i,z} \lambda_z + \beta_{i,\Delta C} \lambda_{\Delta C} + \beta_{i,z\Delta C} \lambda_{z\Delta C} \tag{5}$$

앞서 설명하였듯이 본고는 가계대출 증가율, 소비증가율 그리고 교차항을 3개의 위험요인 으로 가지는 조건부 CCAPM과 다른 차익거래 가격결정모형들의 현실설명력을 비교하려고 한다. 비교가 되는 모형은 Fama-French 3요인 모형, Carhart (1997)의 4요인 모형 그리고 Fama-French 5요인 모형이다. 이를 Beta 형식으로 나타내는 아래의 식과 같다.

$$E(r_{i,t+1}) = E(r_t^f) + \beta_{i,R^m}\lambda_{R^m} + \beta_{i,SMB}\lambda_{SMB} + \beta_{i,HML}\lambda_{HML} \quad (6)$$

$$E(r_{i,t+1}) = E(r_t^f) + \beta_{i,R^m}\lambda_{R^m} + \beta_{i,SMB}\lambda_{SMB} + \beta_{i,HML}\lambda_{HML} + \beta_{i,MOM}\lambda_{MOM} \quad (7)$$

$$E(r_{i,t+1}) = E(r_t^f) + \beta_{i,R^m}\lambda_{R^m} + \beta_{i,SMB}\lambda_{SMB} + \beta_{i,HML}\lambda_{HML} + \beta_{i,RW}\lambda_{RW} + \beta_{i,CMA}\lambda_{CMA} \quad (8)$$

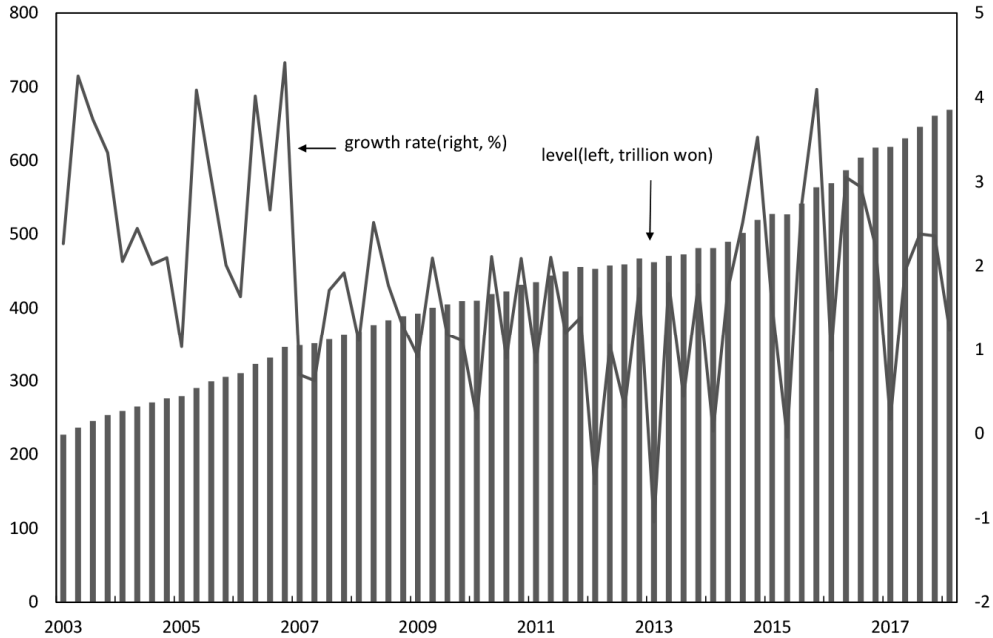
여기서 R^m 은 시장수익률, SMB , HML , MOM , RW , CMA 는 각각 기업규모 요인, 장부가대비 시장가 요인, 모멘텀 요인, 운영이익 요인 그리고 투자증가율 요인이다.

III. 실증분석 결과

1. 데이터

조건변수로 사용된 가계대출 증감률은 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 구득할 수 있다. 예금은 행이 취급한 가계신용 데이터는 2002년 4분기부터 구득이 가능하기 때문에 증가율은 2003년 1분기부터 계산이 가능하다. 본고의 분석대상인 2018년 1분기까지의 잔액과 증감율을 <Fig. 1>에 표시하였다. 잔액은 꾸준히 증가하는 것으로 보이나 분기마다 증감율을 등락을 거듭하고 있었다. 조건부 CCAPM의 경우, 조건변수가 변동성이 높은 경우 소비증가율과의 교차항 또한 변동성이 증가해 CCAPM의 현실설명력이 증가하는 바 가계대출 증가율의 높은 변동성을 통해 차후 조건부 CCAPM의 상당한 현실설명력을 기대하게 한다.

Fig. 1. Bank Credit for Household in Korea and its Growth Rate



Source: The Bank of Korea

비교대상이 되는 차익거래 가격결정모형을 위한 위험요인들과 기본 자본자산 가격결정모형을 위한 시장수익률, 소비 준거 자본자산 가격결정모형을 위한 소비증가율 데이터는 KIS-VALUE와 한국은행 경제통계시스템(ECOS)를 통해 구득하였다. 먼저 소비증가율의 경우 한국은행 경제통계시스템에서 제공하는 국민계정 데이터 중 ‘최종소비지출’ 통계를 사용하였다. 시장수익률과 차익거래 가격결정모형의 위험요인들인 SMB, HML, MOM, RW, CMA는 KIS-VALUE에서 한국의 KOSPI와 KOSDAQ에 상장된 주식들을 기준으로 Kim et al. (2012)이 제시한 방법을 따라 구축하였다. 2단계 회귀분석의 대상이 될 테스트 자산을 구성하는 방식 역시 Kim et al. (2012)이 제시한 방법에 충실하였다. 기업규모와 장부가대비 시장가, 기업규모와 운영이익 그리고 기업규모와 투자증가율을 기준으로 분류한 각각 25개씩 총 75개 테스트 자산을 구성하였다. 구득 및 구축된 통계들의 요약표는 <Table 1>에서 확인할 수 있다. 조건변수가 Fama and MacBeth (1973)에서 한 기 전의 값으로 사용되기 때문에 자본자산 가격결정모형을 위한 위험요인들의 샘플기간은 2003년 2분기부터 2018년 1분기까지로 구성된다.

Table 1. Summary Statistics for Risk Factors

Factors	BC	ΔC	R_m^e	SMB	HML	MOM	RW	CMA
Panel A: mean and standard deviation								
Mean	1.831	1.075	1.793	-0.314	3.784	2.787	1.700	0.483
SD	1.195	2.074	9.231	8.248	6.331	6.917	4.779	3.581
AC	0.197	-0.005	0.132	0.251	0.096	0.066	0.078	-0.060
Panel B: Correlation coefficients								
BC	1	0.210	0.055	-0.293	0.250	-0.023	0.033	-0.055
ΔC		1	0.211	-0.284	0.257	0.040	0.120	0.112
R_m^e			1	0.032	0.159	0.148	-0.275	-0.073
SMB				1	-0.353	-0.085	-0.456	-0.228
HML					1	0.165	0.224	0.156
MOM						1	0.045	-0.075
RW							1	-0.179
CMA								1

Notes: 1. SD는 표준편차를, AC는 자기상관계수를 나타냄

2. BC는 가계대출 증가율을 나타냄

3. ΔC 는 소비증가율을 나타내고 R_m^e 은 KOSPI와 KOSDAQ으로 이루어진 시장전체 초과수익률을 나타냄

Source: 한국은행, KIS-VALUE

가계대출 증가율의 자기상관계수를 살펴보면 다른 위험요인들과 크게 다르지 않게 낮은 persistency를 보이고 있어 자본자산 가격결정모형의 위험요인으로 잘 작동할 수 있음을 암시한다. 위험요인들간의 상관관계를 살펴보면 가계대출 증가율이 SMB와 HML과 상관관계가 적지 않는 점을 알 수 있다. 이는 차익거래 가격결정모형에서 도출된 SMB와 HML이 가계대출 증가율을 대용하고 있는지 확인하는 절차가 차후에 필요함을 알려준다. 만약 가계대출 증가율 자체 혹은 가계대출 증가율과 소비증가율의 교차항이 SMB 혹은 HML와 관계가 높다면 우리가 알고 있는 Fama-French 3요인 모형 혹은 5요인 모형들이 가계대출 증가율을 조건변수로 수반하는 소비 준거 자본자산 가격결정모형의 다른 형태라고 말할 수 있다. 이를 검증하는 절차를 통해 차익거래 가격결정모형내 위험요인들의 경제학적 의미를 찾아낼 수 있을 뿐만 아니라 차익거래 가격결정모형과 소비 준거 자본자산 가격결정모형의 연결고리를 확인할 수 있게 될 것이다.

2. 예측 회귀분석

소비 준거 자본자산 가격결정모형 도출과정에서 설명하였듯이 조건변수는 소비증가율 혹은 그것이 대용하는 시계열을 예측해야 한다는 조건을 만족해야 한다. Lettau and Ludvigson (2001)에서의 조건변수인 cay는 시장수익률을 예측하고 있고, Jagannathan and Wang (1996)에서의 조건변수인 default premium은 경기변동지수를 잘 예측하였다. 본고는 아래의 예측회귀방정식을 통해 가계대출 증가율이 시장수익률을 여러 분기에서 잘 예측하는지 살펴보았다.

$$R_{m,t,t+q} = a + b \cdot BC_t + u_{t,t+q} \quad (9)$$

여기서 BC_t 는 가계대출 증가율이고 $R_{m,t,t+q} \equiv R_{m,t+1} + \dots + R_{m,t+q}$ 로서 시장수익률의 $t+1$ 부터 $t+q$ 까지 연속개념의 로그누적 수익률을 나타낸다. 우리의 관심계수는 b 가 되며 본고는 1, 2, 4, 8, 12, 16, 20, 24분기를 앞선 예측회귀 방정식을 추정하였다. 오차항에 있을 자기상관을 고려하여 계수의 유의성을 보다 보수적으로 파악하기 위해 두가지 t-통계량을 사용하였다. 첫 번째는 Newey and West (1987)이고(t-NW) 두 번째는 Hansen and Hodrick (1980)이다(t-HH). 공분산 행렬을 추정할 때 사용하는 시차값으로는 예측 회귀변수에서의 종속변수가 설명변수보다 얼마나 앞선 시차를 예측하는지와 일치하였다. 추정결과는 <Table 2>와 같다.

Table 2. Result of Predictive Regressions

Bank Credit	Forecast Horizons, H							
	1	2	4	8	12	16	20	24
Coef.	1.318	1.893	3.430	6.300	8.682	11.711	9.362	10.581
t-NW	1.730	1.839	2.914	2.252	2.320	2.297	3.220	4.312
t-HH	1.662	2.081	2.740	2.023	2.817	3.408	7.030	5.329
R^2	0.034	0.030	0.052	0.111	0.147	0.256	0.190	0.205

Note: 분기별 예측 회귀방정식을 추정

추정결과 조사대상의 모든 분기에 걸쳐 가계대출 증가율이 시장수익률을 잘 예측하고 있었다. 1분기와 2분기를 앞서 예측할 때에는 두 개의 통계량 기준으로 10% 유의수준에서 가계대출 증가율의 예측력이 유의하였다. 4분기, 즉 1년을 예측할 때에는 1% 유의수준에서 가계대출 증가율의 예측력이 유의하였으며 24분기까지 전분기에 걸쳐 예측력은 유지되었다. 특히 8분기부터는 결정계수가 10% 이상으로 추정되는 등 가계대출 증가율의 예측력이 매우 높다는 점은 주목할 만하다. 모든 분기에 걸쳐 부호 또한 안정적으로 유지되었다. 가계대출 증가율이 상승하는 경우에는 경제주체자들이 소득의 부족을 겪는 경기하락시점을 의미하기 때문에 금융시장에서 위험자채와 투자자들의 위험회피정도가 증가한다. 이는 가계대출 증가율이 양의 방향으로 시장수익률을 예측하고 있음과 일치한다.

3. 횡단면 회귀분석

본절에서는 본격적으로 Fama and Macbeth (1973)의 2단계 회귀분석을 통해 자본자산 가격결정모형들이 얼마나 한국 주식들의 횡단면 차이를 잘 설명하는지 비교 및 평가하고자 한다. 첫 번째 단계에서는 모형들을 각각 시계열 회귀방정식(time series regression)을 추정하여 위험요인들의 β 값을 추정한다. 두 번째 단계에서는 추정된 β 값을 기초로 횡단면 회귀방정식(cross-sectional regression)을 추정하여 위험요인별로 각각 위험프리미엄의 유의성을 추정한다.

가계대출 증가율을 조건변수로 하는 조건부 CCAPM와 더불어 기본 자본자산 가격결정모형(CAPM), 소비 준거 자본자산 가격결정모형(CCAPM), Fama-French 3요인 모형, Carhart (1997) 4요인 모형 그리고 Fama-French 5요인 모형을 추정하였다. 기업규모-장부가대비 시장가로 분류한 25개 테스트 자산을 기초로 추정한 결과는 <Table 3>와 같다. 각 모형별로 위험요인의 위험프리미엄 계수를 추정하였고 계수의 유의성을 판단하기 위해 Fama and Macbeth (1973)의 t-통계량과 Shanken (1992)의 t-통계량을 사용하였다. Shanken (1992)의 t-통계량은 Fama and Macbeth (1973)의 t-통계량과 달리 1단계 시계열 회귀방정식 추정에 있어서 β 값의 오차를 고려하기 때문에 위험프리미엄의 유의성에 대해 보다 보수적인 태도를 취하게 된다.

추정결과 CAPM와 CCAPM의 경우 예상대로 현실설명력이 매우 떨어짐을 확인할 수 있었다.

CAPM의 경우 결정계수가 0.26이고 CCAPM의 경우에는 0.13로서 높지 않았으며 Shanken (1992) t-통계량의 경우 CCAPM의 소비증가율은 10% 유의수준에서도 유의하지 않았다. Fama-French 3요인 모형, Carhart (1997) 4요인 모형 그리고 Fama-French 5요인 모형은 모두 현실설명력이 매우 높았다. Fama-French 3요인 모형의 경우 SMB는 유의하지 않았으나 HML은 Shanken (1992) t-통계량이 1% 유의수준에서 유의하였으며 결정계수는 0.56을 보였다. Carhart (1997) 4요인 모형의 경우 앞서 설명한 Fama-French 3요인 모형에서 추가된 MOM이 유의하지 않고 결정계수 값 또한 변화가 없어 한국의 주식시장에서는 MOM의 역할이 미미한 것으로 판단된다. Carhart (1997) 4요인 모형에서도 HML은 여전히 유의하였으며 시장포트폴리오도 유의한 위험요인으로 밝혀졌다. Fama-French 5요인 모형의 경우 투자증가율 위험요인이 유의하게 작용하면서 결정계수가 소폭 상승하였다. CMA의 경우 Shanken (1992) t-통계량은 10% 유의수준에서 유의하지 않았으나 Fama and Macbeth (1973)의 t-통계량은 5% 유의수준에서 유의하게 나타났다. 결정계수는 0.62로서 Fama-French 3요인 모형보다 약 0.07정도 상승하였다.

가계대출 증가율을 조건변수로 사용한 조건부 CCAPM (BC-CCAPM)은 Fama-French 3요인 모형과 Carhart (1997) 4요인 모형만큼 높은 현실설명력을 보였다. 결정계수는 0.55로서 0.56과의 차이가 미미하였다. 또한 가계대출 증가율과 소비증가율의 교차항은 두 개의 t-통계량 모두 유의하였다. Fama and Macbeth (1973)의 t-통계량은 1% 유의수준에서 유의하였으며 Shanken (1992) t-통계량은 5% 유의수준에서 유의하였다. 이러한 결과는 중요한 2가지 시사점을 안겨 준다. 첫째로 경제학적 모형을 통해 도출된 자본자산 가격결정모형 중 하나인 BC-CCAPM의 현실설명력이 차익거래 가격결정모형만큼 상당하다는 점이다. 테스트 자산이 기업규모와 장부가대비 시가로 분류되었다는 점과 Fama-French 3요인 모형, Carhart (1997) 4요인 모형 그리고 Fama-French 5요인 모형 모두 높은 설명력을 위해 위험요인을 기업의 회계적 특성을 고려하여 고안하였다는 점을 생각하면 BC-CCAPM의 설명력은 매우 주목할 만하다. 두 번째로 가계대출 증가율과 소비증가율의 교차항이 유의하다는 것은 BC-CCAPM의 높은 현실설명력을 경제학적으로 이해할 수 있게끔 한다. 즉, 다른 주식들보다 수익률이 높은 주식은 가계대출이 증가하는 경기하락시에 소비증가율과의 상관관계를 나타내는 β 가 증가하게 된다. 교차항의 부호가 양이라는 점은 앞서 예측 회귀분석에서의 양의 계수와 일치한다. 결국 이러한 주식들은 경기하락 시 경제주체자들의 효용하락을 헷징할 수 없기 때문에 위험프리미엄이 높게 설정되는 것이다.

Table 3. Cross-sectional Regressions When Using 25 Size-book-to-market Test Assets

	Cons	BC	R_m^e	ΔC	SMB	HML	MOM	RW	CMA	SF	R^2
CAPM											
Est	-9.31		12.24								0.26
t-FM	-2.73		4.02								
t-SH	-1.61		2.49								
CCAPM											
Est	3.00			0.01							0.13
t-FM	2.04			1.66							
t-SH	1.78			1.48							
Fama-French 3-factor											
Est	-4.90		6.49		0.57	5.65					0.56
t-FM	-1.98		2.49		0.51	5.88					

t-SH	-1.30	1.74	0.47	5.04			
Carhart 4-factor							
Est	-4.89	6.48	0.57	5.62	2.07		0.56
t-FM	-1.98	2.49	0.51	5.86	1.40		
t-SH	-1.31	1.74	0.48	5.03	1.04		
Fama-French 5-factor							
Est	-1.27	3.49	0.94	4.26	1.52	1.85	0.62
t-FM	-0.56	1.42	0.85	4.52	1.61	2.17	
t-SH	-0.36	0.98	0.81	3.89	1.18	1.53	
BC-CCAPM							
Est	3.04	0.38	0.00				0.04 0.55
t-FM	2.04	1.17	0.27				3.45
t-SH	1.08	0.67	0.15				1.97

Notes: 1. Cons는 절편이며 SF는 가계대출 증가율과 소비증가율의 교차항(Scaled Factor)
 2. 결정계수는 Jagannathan and Wang (1996)의 방법을 따라 추정

본고는 또다른 분석을 통해 BC-CCAPM의 현실설명력을 추가적으로 평가하였다. 첫 번째로 소비증가율을 Parker and Julliard (2005)가 제시한 방법대로 구하여 CCAPM와 BC-CCAPM의 현실설명력을 검증하였다. 두 번째로는 테스트 자산을 기업규모-장부가대비 시가로 분류된 25개에 한정하지 않고 보다 강건한 검증을 위해 기업규모-운영이익과 기업규모-투자증가율로 분류한 각각 25개의 테스트 자산을 추가하여 총 75개 테스트 자산상에서 모형들의 현실설명력을 다시 비교하였다.

다른방식으로 소비증가율을 구하여 BC-CCAPM을 추정한 결과는 <Table 4>와 같다. Parker and Julliard (2005)는 CCAPM의 낮은 현실설명력의 원인을 소비증가율 계산방법에 있다고 주장하였다. 소비는 다른 금융시장 변수들과 달리 조정이 빠르게 이루어지지 않기 때문에 경기변동이나 주식들의 수익률 차이에 빠르고 민감하게 반응하기 보다 몇 분기에 걸쳐 변화가 일어난다. 그러므로 CCAPM에 사용해야 할 소비증가율은 1개분기 증가율보다는 1년, 2년 혹은 3년 간격의 소비증가율을 사용해야 한다는게 요지이다. 본고는 이에 충실하여 1년, 2년 그리고 3년 간격으로 측정된 소비증가율을 위험요인으로 하는 CCAPM와 BC-CCAPM을 추가적으로 분석하였다.

Table 4. Cross-sectional Regressions with Long-term Consumption Growth

Model	Cons	BC	ΔC	SF	R^2
BC CCAPM with 1-year consumption growth					
CCAPM					
Est	2.15		0.47		0.70
t-FM	1.42		5.85		
t-SH	0.62		2.72		
BC-1-CCAPM					
Est	0.89	0.02	0.49	1.05	0.72

t-FM	0.66	0.07	6.52	6.42	
t-SH	0.27	0.03	2.89	2.85	
BC CCAPM with 2-year consumption growth					
CCAPM					
Est	1.56		0.84		0.54
t-FM	1.05		6.22		
t-SH	0.40		2.51		
BC-2-CCAPM					
Est	1.10	0.67	0.74	1.32	0.63
t-FM	0.65	1.99	5.15	3.29	
t-SH	0.25	0.84	2.06	1.30	
BC CCAPM with 3-year consumption growth					
CCAPM					
Est	2.06		0.49		0.42
t-FM	1.33		3.94		
t-SH	0.89		2.79		
BC-3-CCAPM					
Est	0.65	1.10	0.50	0.88	0.51
t-FM	0.39	3.15	4.02	2.89	
t-SH	0.21	1.86	2.38	1.71	

Notes: 1. SF는 가계대출 증가율과 소비증가율의 교차항(Scaled Factor)
 2. 결정계수는 Jagannathan and Wang (1996)의 방법을 따라 추정

분석결과 <Table 3>에서의 결과보다 BC-CCAPM의 현실설명력이 매우 상승하였다. 1년 기간의 소비증가율을 위험요인으로 사용하는 경우 교차항은 Fama and Macbeth (1973)의 t-통계량과 Shanken (1992) t-통계량 모두 1%에서 유의하였으며 결정계수는 무려 0.72에 달하였다. CCAPM자체의 결정계수 또한 0.70로 도출하여 한국 주식시장의 횡단면 차이는 경제학적 모형으로 충분히 설명할 수 있음을 증명하였다. 2년 기간의 소비증가율을 위험요인으로 사용하는 경우 BC-CCAPM에서 교차항의 Fama and Macbeth (1973)의 t-통계량은 1% 유의수준에서 유의하였고 결정계수는 0.63으로서 앞서 분석한 차익거래 가격결정모형들보다 현실설명력이 더 뛰어났다. 다만 3년 기간의 소비증가율을 사용하는 경우에는 BC-CCAPM의 현실설명력은 그리 변하지 않았다.

테스트 자산을 75개로 확장하여 분석한 결과는 <Table 5>에 표기하였다. 예상한대로 차익거래 가격결정모형들의 현실설명력이 <Table 3>에서 보다 조금씩 하락하였다. Fama-French 3요인 모형의 경우 여전히 HML만 유의하고 결정계수는 0.41였으며 Carhart (1997)의 4요인 모형의 경우 MOM이 Fama and Macbeth (1973)의 t-통계량 기준으로 유의하게 변하였으나 결정계수는 0.42에 그쳤다. Fama-French 5요인 모형의 경우 CMA가 여전히 유의하고 결정계수는 0.45이었다. BC-CCAPM은 1개분기 간격으로 소비증가율을 측정하는 경우에는 결정계수가 작고 교차항 또한 Shanken (1992) t-통계량 기준으로 10% 유의수준에서 유의하는 등 현실설명력이 그리 높지 않았다. 하지만 1년 기간의 소비증가율을 위험요인으로 사용하는 경우 교차항이 양의 부호를 가지고 두 개 통계량 기준으로 모두 1% 유의수준에서 유의하였으며 결정계수는 0.56로서 차익거래 가격결정모형들보다 높았다. 2년 기간의 소비증가율을 사용하는 경우 결정계수는 0.55로서 여전히 높았고 교차항의 Fama and Macbeth

(1973)의 t-통계량은 5% 유의수준에서 유의하였다. 3년 기간의 소비증가율을 사용하는 경우에는 교차항의 Fama and Macbeth (1973)의 t-통계량이 5%에서 유의하였으나 결정계수는 0.42로서 차익거래 결정모형과 비슷한 수준이었다.

지금까지의 실증분석 결과를 정리하면 BC-CCAPM은 차익거래 가격결정모형보다 현실설명력이 비슷하거나 더 뛰어난 것으로 밝혀졌다. 25개 테스트 자산하에서는 Fama-French 5요인 모형보다 현실 설명력은 낮았으나 다른 차익거래 가격결정모형과 비등한 현실설명력을 보였다. 특히 소비증가율 계산 시 전분기 대비가 아닌 1년대비 증가율을 사용하는 경우 BC-CCAPM의 현실설명력은 다른 모든 차익거래 가격결정모형들보다 높았다. 이는 테스트자산이 75개로 확장하는 경우에도 유효하였다. 그러므로 한국 주식시장에서 수익률의 횡단면 차이는 경제학적 이론에 따라 설명할 수 있다. 즉, 가계대출 증가율이 높은 경기하락시 소비증가율과의 상관관계에 따라 각 주식들의 수익률 차이가 발생하게 된다.

Table 5. Cross sectional Regressions When Using 75 Test Assets

	Cons	BC	R_m^e	ΔC	SMB	HML	MOM	RW	CMA	SF	R^2
Fama-French 3-factor											
Est	-0.58		2.74		0.17	5.84					0.41
t-FM	-0.45		1.71		0.15	5.94					
t-SH	-0.32		1.40		0.14	5.18					
Carhart 4-factor											
Est	-0.65		2.77		0.22	5.74	2.17				0.42
t-FM	-0.50		1.73		0.19	5.85	1.81				
t-SH	-0.35		1.41		0.18	5.11	1.50				
Fama-French 5-factor											
Est	-0.37		2.81		0.11	5.77		0.47	1.62		0.45
t-FM	-0.30		1.75		0.10	6.23		0.62	2.58		
t-SH	-0.20		1.39		0.10	5.53		0.51	2.07		
BC-CCAPM											
Est	2.31	1.02		0.00						0.04	0.29
t-FM	1.56	3.70		0.16						2.71	
t-SH	0.89	2.38		0.10						1.65	
BC-1-CCAPM											
Est	0.53	0.72		0.40						0.89	0.56
t-FM	0.40	2.77		6.92						6.86	
t-SH	0.18	1.48		3.50						3.46	
BC-2-CCAPM											

Est	1.19	1.30	0.46	0.69	0.55
t-FM	0.74	4.78	4.68	2.32	
t-SH	0.33	2.46	2.28	1.08	

BC-3-CCAPM					
Est	0.56	1.37	0.46	0.65	0.42
t-FM	0.35	5.40	3.79	2.09	
t-SH	0.18	3.29	2.16	1.17	

Notes: 1. SF는 가계대출 증가율과 소비증가율의 교차항(Scaled Factor)
 2. 결정계수는 Jagannathan and Wang (1996)의 방법을 따라 추정

4. 위험요인들간의 관계분석

차익거래 가격결정모형은 높은 현실설명력을 보였으나 경제학적 설명이 어렵다는 점이 단점으로 지적되었다. 위험요인 차원에서 다시 설명하면 SMB, HML 등 여러 위험요인들이 왜 유의하게 주식들이 수익률 차이를 가져오는 위험요인이 되는지 명확하게 말할 수 없다. 이러한 위험요인들에 대한 경제학적 설명을 할 수 없기 때문에 동 모형들은 여전히 차익거래 가격결정모형의 분과로 남아있다. Fama and French (1993)은 자신들의 모형내 위험요인들이 기업들의 부도위험을 대응하기 때문이라고 추측하고 있을 뿐이다. 그러므로 여러 후속 연구들은 경제학적으로 도출된 위험요인들이 SMB, HML 등 차익거래 가격결정모형과 유의한 상관관계를 가지는지 분석한다. 본고도 이를 따라 <Table 3>부터 <Table 5>까지의 SMB, HML, MOM, RW, CMA가 BC-CCAPM에서 교차항의 유의성을 대응하고 있는지 추가적인 분석을 하였다. 만약 교차항과 차익거래 가격결정모형에서의 위험요인이 높은 상관관계가 있다면 차익거래 가격결정모형의 높은 유의성은 사실상 소비 준거 자본자산 가격결정모형에서의 위험요인을 대응하고 있기 때문이라는 해석이 가능해진다. 즉, 기존의 유명한 차익거래 가격결정모형이 사실상 CCAPM의 다른형태인지 아닌지를 판단할 수 있게 된다. 이를 검증하기 위해 아래의 시계열 회귀방정식을 추정하였다.

$$BC \cdot \Delta C_t = c_0 + c_1 R_{m,t}^e + c_2 Factor_t + \epsilon_t \tag{10}$$

여기서 $R_{m,t}^e$ 는 차익거래 가격결정모형에서 사용된 시장포트폴리오이고 $Factor_t$ 는 SMB, HML, MOM, RW, CMA를 나타낸다. 차익거래 가격결정모형은 기본 자본자산 가격결정모형의 시장포트폴리오의 설명력을 보완하는 형태로 발전되었기 때문에 회귀식에 시장포트폴리오를 동시에 설명변수로 추가하였다. 다시 말해, 차익거래 가격결정모형내 위험요인의 설명력 중 시장포트폴리오의 효과를 제거한 나머지 부분을 가계대출 증가율과 소비증가율의 교차항과 비교한다. 추정결과는 <Table 6>와 같다. 관심계수는 c_2 이며 유의성을 판단하기 위해 Newey and West (1987)와 Hansen and Hodrick (1980)가 제시한 t-통계량을 모두 구하였다.

Table 6. Contemporaneous Regression of Scaled Factor on Empirical Factors

	Cons	R_m^e	SMB	HML	MOM	RW	CMA	R^2
Coef	-0.05	0.02	-0.03					0.08
t-NW	-0.66	1.39	-2.64					
t-HH	-0.56	1.44	-3.21					
Coef	-0.21	0.02		0.05				0.09
t-NW	-1.63	1.18		2.11				
t-HH	-1.52	1.41		2.26				
Coef	-0.18	0.02						0.11
t-NW	-1.38	1.20						
t-HH	-1.32	1.39						
Coef	-0.07	0.02			0.01			0.01
t-NW	-0.79	1.33			0.51			
t-HH	-0.65	1.42			0.54			
Coef	-0.13	0.03				0.05		0.05
t-NW	-1.05	1.77				1.10		
t-HH	-0.88	1.70				1.04		
Coef	-0.05	0.02					0.02	0.01
t-NW	-0.75	1.45					0.32	
t-HH	-0.62	1.50					0.29	

Notes: 1. 종속변수는 가계대출증가율과 소비증가율의 교차항
 2. 각 계수별로 첫 번째 행에는 Newey and West (1987)를, 두 번째 행에는 Hansen and Hodrick (1980)을 기준으로 구한 t-통계량을 표기

추정결과 가계대출 증가율과 소비증가율의 교차항은 SMB와 HML과 높은 상관관계를 보였다. SMB의 경우 음의 계수가 도출되었으며 Newey and West (1987) t-통계량과 Hansen and Hodrick (1980)의 t-통계량 모두 1% 유의수준에서 유의하였다. HML의 경우 양의 부호가 도출되었으며 Newey and West (1987) t-통계량과 Hansen and Hodrick (1980)의 t-통계량 모두 5% 유의수준에서 유의하였다. 하지만 MOM, RW, CMA 와의 상관관계는 유의하지 않았다. 앞서 <Table 3>에서 추정하였듯이 한국 주식시장에서는 SMB는 유의하지 않았으나 HML은 매우 유의하였다. 이를 통해 Fama-French 3요인 모형의 높은 현실설명력은 높은 HML의 유의성에 기인하고 또한 HML은 조건부 CCAPM에서 교차항을 대응하기 때문에 유의한 위험요인으로 작용한다는 점을 알 수 있다. 조건변수가 가계대출 증가율인 경우 가계대출 증가율과 소비증가율의 교차항이 차익거래 가격결정모형에서 HML의 형태로 대응되어 높은 현실설명력을 보인 것이다.

IV. 결론

본고의 목표는 경제모형에서 도출된 CCAPM이 과연 한국 주식시장을 잘 설명할 수 있는지 확인하는데 있다. CCAPM은 이론적으로 정합성이 뛰어나지만 데이터를 설명하는데 어려움이 있어 재무학은 차익거래 가격결정모형을 통해 발전되어 왔다. 구체적으로 말하면 차익거래 가격결정모형에서 현실 설명력을 높일 수 있는 위험요인을 새롭게 개발하는 방향으로 재무학이 전개되었다. Fama and French (1993)을 시작으로 기업규모 요인, 장부가대비 시장가 요인, 투자증가율 요인, 자산 성장률 요인 등 기업들의 회계정보들을 이용하는 여러 위험요인들이 발견되었다. 이러한 발전에도 불구하고 차익거래 가격결정모형은 경제학적으로 모형 자체를 설명하기 어렵고 위험요인이 어떤 경제학적이고 체계적인 위험을 대용하는지 밝히기 어려워 CCAPM의 실증분석에 대한 시도는 여전히 진행중이다. 본고는 이에 착안하여 조건부 CCAPM으로 한국 주식들의 횡단면 수익률 차이를 분석하되 가계대출 증가율을 조건변수로 이용하였다. 추정 결과 가계대출 증가율을 조건변수로 이용한 조건부 CCAPM은 널리 알려진 Fama-French 3요인 모형, Carhart (1997) 4요인 모형 그리고 Fama-French 5요인 모형들과 함께 높은 현실설명력을 보였다. 또한 가계대출 증가율과 소비증가율의 교차항은 유의한 위험요인으로 작용하였다. 추가적으로 보다 많은 테스트 자산에서 분석한 결과 조건부 CCAPM의 현실설명력은 여전히 유지되었으며 소비증가율을 보다 긴 시간대비 증가율로 구했을 경우 차익거래 가격결정모형보다 오히려 현실설명력이 더 높았다. 이를 통해 한국 주식시장은 경제학적 모형으로 설명할 수 있다고 말할 수 있을 뿐만 아니라 주식들간의 수익률 차이는 가계대출 증가율로 인해 변하는 경기시기에 따라 조건부로 변하는 소비증가율과의 상관관계에 의해 규정된다는 점을 밝히게 되었다.

가계대출 증가율이 경기의 상승과 하락시기에 맞물려 경제주체자들의 효용변화를 이끌어 낸다는 점은 가계대출 증가율을 조건변수로 이용한 조건부 CCAPM이 다른나라에도 적용될 수 있다는 점을 암시한다. 이를 검증하기 위해 향후 연구과제로 은행중심 금융시스템을 가지고 있는 독일, 일본 등과 같은 국가에서도 조건부 CCAPM이 현실설명력이 높은지 검증하는 것은 매우 흥미로운 것이다. 이는 Fama and French (2012)의 후속작업으로서 국제 데이터를 기반으로 CCAPM와 차익거래 가격결정모형의 설명력을 비교하는 중요한 과정이 될 것이다.

References

- Carhart, M. M. (1997), "On Persistence in Mutual Fund Performance", *Journal of Finance*, 52, 57-82.
- Cochrane, J. H. (2005), *Asset Pricing*, Princeton, NJ: *Princeton University Press*.
- Cooper, M. J., H. Gulen and M. J. Schill (2008), "Asset Growth and the Cross-Section of Stock Returns", *Journal of Finance*, 63, 1609-1651.
- Demiguc-Kunt, A. and L. Ross (1999), "Bank-Based and Market-Based Financial Systems", *World bank*, 2143.
- Fama, E. and K. French (1993), "Common Risk Factors in the Return on Bonds and Stocks", *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. and K. French (2012), "Size, Value, and Momentum in International Stock Returns", *Journal of Financial Economics*, 105, 457-472.
- Fama, E. and K. French (2015), "A Five-Factor Asset Pricing Model", *Journal of Financial Economics*, 116, 1-22.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth (1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests", *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
- Hansen, L. P. and R. J. Hodrick (1980), "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot

- Rates: An Econometric Analysis”, *Journal of Political Economy*, 88, 829-853.
- Harvey, C. R., Y. Liu and H. Zhu (2015), “...and the Cross-Section of Expected Returns”, *Review of Financial Studies*, 29, 5-68.
- Jagannathan, R. and Z. Wang (1996), “The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns”, *Journal of Finance*, 51, 3-53.
- Kan, R., C. Robotti and J. Shanken (2013), “Pricing Model Performance and the Two-Pass Cross-Sectional Regression Methodology”, *Journal of Finance*, 68, 2617-2649.
- Kang, J., T. S. Kim, C. Lee and B. K. Min (2011), “Macroeconomic Risk and the Cross-Section of Stock Returns”, *Journal of Banking and Finance*, 35, 3158-3173.
- Kim, S., D. Kim and H. Shin (2012), “Evaluating Asset Pricing Models in the Korean Stock Market”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 20, 198-227.
- Lettau, M. and S. Ludvigson (2001), “Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying”, *Journal of Political Economy*, 109, 1238-1287.
- Li, Q., M. Vassalou and Y. Xing (2006), “Sector Investment Growth Rates and the Cross Section of Equity Returns”, *Journal of Business*, 79, 1637-1665.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55, 703-708.
- Parker, J. A. and C. Julliard (2005), “Consumption Risk and the Cross Section of Expected Returns”, *Journal of Political Economy*, 113, 185-222.
- Shanken, J. (1992), “On the Estimation of Beta-Pricing Models” *Review of Financial Studies*, 5, 1-33.