

# 위험프리미엄과 위험 간의 시간가변적 관계에 대한 검정

엄영호\*, 한재훈\*\*, 박도준\*\*\*

## 초 록

본 연구의 목적은 우리나라 주식시장 투자자의 시간가변적인 위험회피계수를 소비관련 거시변수를 사용하여 측정하고, 이러한 실증분석을 통해 위험프리미엄과 위험 간의 시간가변적인 관계(time-varying risk-return trade-off)를 검증하는데 있다. 구체적으로 본 연구에서는 위험회피계수를 추정하기 위해 Campbell and Cochrane(1999), Santos and Veronesi(2006), Lettau and Ludvigson(2001, 2005) 등이 제시한 잉여소비비율, 소비 대비 소득비율 그리고 총자산 대비 소비비율을 위험회피계수의 변화를 포착하는 상태변수로 사용하였다. 세가지 소비관련 거시변수는 이론적 근거와 함께 실증분석에서도 위험프리미엄에 대한 유의한 설명력을 가지고 있어 위험회피계수의 상태변수로 사용하기에 적합하다. 분석결과에서 잉여소비비율의 시간가변적 위험회피계수에 대한 설명력이 통계적으로 유의하였다. 실증분석의 결과는 분기 및 월 초과수익률 자료를 사용한 경우와 GARCH(1,1)-M과 EGARCH(1,1)-M 모형을 사용한 경우 그리고 경기변동 관련 변수를 통제변수로 포함한 경우 모두에서 일관성이 있었다. 소비 대비 소득비율의 설명력은 일부 실증분석에서 유의하였지만, 총자산 대비 소비비율의 설명력은 유의하지 않았다. 이러한 분석 결과는 Campbell and Cochrane(1999)의 모형을 지지하는 결과로 해석할 수 있으며, 위험회피계수의 변화로 위험프리미엄과 위험 간의 시간가변적 관계를 설명할 수 있음을 의미한다.

주제어 : 시간가변적 위험회피계수, ICAPM, 잉여소비비율, 소비 대비 소득비율, 총자산 대비 소비비율

---

\* 연세대학교 경영대학 경영학과 교수, E-mail:yheom@yonsei.ac.kr

\*\* 연세대학교 경영대학 경영학과 교수, E-mail:hahnj@yonsei.ac.kr

\*\*\* 교신저자, 연세대학교 경영연구소 연구원, E-mail: dojoon7@gmail.com

# I. 서론

Sharpe(1964), Lintner(1965) 등의 자본자산가격결정모형(capital asset pricing model)을 비롯한 다양한 자산가격모형에서 시장포트폴리오(market portfolio)의 위험프리미엄(risk premium)은 위험과 양(+)의 관계를 갖는다. 시장포트폴리오의 위험프리미엄은 시간가변적이라고 알려져 있다.<sup>1</sup> 위험프리미엄과 위험 간의 관계(risk-return trade-off)도 항상 일정하다고 가정하는 것은 매우 제한적이며, 그 관계는 시간에 따라 변화할 수 있다. Whitelaw(1994) 이후 위험프리미엄과 위험 간의 시간가변적 관계를 시간가변적인 위험회피계수로 설명하였다.<sup>2</sup> 이론적 측면에서 Merton(1973)의 다기간 자본자산가격결정모형(intertemporal capital asset pricing model; 이하 ICAPM)의 위험프리미엄은 대표경제주체(representative agent)의 위험회피계수(risk aversion coefficient), 위험(조건부 분산) 및 미래 투자기회에 대한 헤지요인 등의 변화에 영향을 받는다. 위험프리미엄과 위험 간의 관계를 나타내는 위험회피계수는 투자자가 시장포트폴리오의 위험에 요구하는 시장가격(market price of risk)으로 이해할 수 있다.<sup>3</sup> ICAPM에서 위험회피계수는 시간가변적일 수 있으며, 위험프리미엄에 대한 예측력이 있는 상태변수(state variable)의 영향을 받아 변화할 수 있다.

소비 기반 자산가격모형(consumption-based asset pricing model) 중 습관(habit)을 도입한 Constantinides(1990) 모형은 위험회피계수가 소비의 변화에 영향을 받는데, 본 연구는 이러한 시사점을 고려해 위험프리미엄에 대한 예측력이 있는 세가지 소비관련 거시변수를 위험회피계수의 변화를 포착하는 상태변수로 사용하여 시간가변적 위험회피계수를 측정하고, 위험프리미엄과 위험 간의 시간가변적인 관계를 시간가변적 위험회피계수로 설명할 수 있는지를 실증적으로 분석하고자 한다. 분석에 사용한 세가지 소비관련 거시변수는 Campbell and Cochrane(1999)의 잉여소비비율, Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율, Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 총자산 대비 소득비율이다.<sup>4</sup> 기존의 실증분석이 상태변수로 사용한 변수의 이론적 근거를 제시하기 보다는 경기변

---

<sup>1</sup> 자산의 위험프리미엄(또는 조건부 기대수익률)은 시간에 따라 변화하며, 일정부분 예측이 가능하다. 위험프리미엄의 변동은 거시경제변수와 관계가 있고, 경기역행적이라고 알려져 있다(Fama and French 1989; Ferson and Harvey, 1991). 배당수익률, 주식수익률의 변동성, 단기 이자율의 변화, 이자율의 기간 및 신용 프리미엄 등과 같은 금융변수도 자산수익률에 대한 예측력을 갖고 있음이 확인되었다(Guo, 2006; Menzly, Santos, and Veronesi, 2004; Welch and Goyal, 2008). 변수들의 미래의 수익률에 대한 예측력은 위험프리미엄이 경기변동에 따라 변화(time-varying risk premium)한다는 증거이며, 이러한 예측력이 시장의 효율성과 배치되는 것은 아니라고 Fama(1991)는 설명하였다. 이질적 투자자 모형으로 위험 프리미엄의 변화를 설명한 연구로는 Chan and Kogan(2002), Basak and Cuoco(1998), Guvenen(2009) 등이 있다.

<sup>2</sup> Whitelaw(1994) 이후의 위험프리미엄과 위험 간의 시간가변적 관계에 대한 연구로 Brandt and Kang(2004), Kim, Morley, and Nelson(2004), Bliss and Panigirtzoglou(2004), Post and Levy(2005), Lundblad(2007), Bollerslev, Gibson, and Zhou(2011), Yu and Yuan(2011) 등이 있다.

<sup>3</sup> 위험프리미엄과 위험 간의 관계를 나타내는 위험회피계수에 대한 실증분석은 French, Schwert, and Stambaugh(1987), Campbell(1987), Chou(1988), Bollerslev, Engle, and Wooldridge(1988) 등의 초기 연구 이후 ICAPM을 변형하여 진행되어 왔다. 양(+)의 위험회피계수에 대한 실증연구는 그 이론적 근거에도 불구하고 혼재된 결과들이 제시되어 왔다.

<sup>4</sup> 세가지 변수는 한국의 자료로 계산한 경우에도 박도준, 엄영호, 한재훈(2019)의 실증분석에서 위험프리미엄에 대한 예측력이 보고되었다..

동과 관련이 있다고 알려진 변수 또는 위험프리미엄에 대한 유의한 예측력이 알려진 변수를 상태 변수로 사용한 반면, 본 연구는 분석에 사용한 각각의 상태변수의 위험프리미엄 예측력에 대한 이론적 근거를 근거를 소비 기반 자산가격모형에서 제시한다는 점에 차이가 있다.

시간가변적 위험회피계수에 대한 이론적 배경을 두가지 종류의 소비 기반 자산가격모형 등에서 살펴볼 수 있다. 첫 번째 이론적 배경으로 Campbell and Cochrane(1999)은 소비자의 효용함수에 외부습관(external habit)을 도입하였는데, 소비자의 효용은 습관을 초과하는 소비, 즉 잉여소비에 의해 결정된다. 투자자의 위험회피도가 반영되는 상태변수인 잉여소비비율(surplus consumption ratio)은 전체 소비 중 잉여소비의 비중으로, 호황기에 소비가 증가하면 1에 근접하고 불황기에 소비가 습관 수준으로 감소하면 0에 수렴하게 되어 경기변동과 양(+)의 관계에 있으며, 투자자의 위험회피도와 음(-)의 관계를 갖는다. Campbell and Cochrane(1999)은 잉여소비비율이 경기역행적인 위험회피도와 위험프리미엄의 변화를 잘 설명할 수 있다고 주장하였다.

두 번째 이론적 배경은 위험회피계수가 상수인 시간분리(time separable)의 효용함수를 가정한 소비 기반 자산가격모형이다. 모형의 추계적할인요인(stochastic discount factor)이 소비의 함수이기 때문에 위험프리미엄 변동의 정보를 가지고 있는 소비관련 거시변수는 위험프리미엄과 위험 간의 조건부 관계의 변화를 포착하는 상태변수일 수 있다. 소비관련 거시변수에 대한 연구 중 Santos and Veronesi(2006)와 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)는 각각 소비 대비 소득비율과 총자산 대비 소득 비율이 시간가변적 위험프리미엄에 대한 정보를 반영한다고 주장하였다. Santos and Veronesi(2006)는 소비 재원 중 임금에서 총당 비율이 작고 위험자산 배당의 비중이 큰 경우 즉 소비 대비 소득비율이 낮은 경우에는 소비와 위험자산 수익률 간의 공분산이 크고, 투자자가 위험자산 보유에 요구하는 위험프리미엄이 높다고 주장하였다. Lettau and Ludvigson(2001, 2005)은 미래의 자산수익률이 높을 것으로 기대되는 경우 총자산 대비 소비를 늘리는 방법으로 소비를 평활화(consumption smoothing)하기 때문에 총자산 대비 소비비율이 위험프리미엄에 대한 예측력을 가지게 된다고 설명하였다. 세가지 변수는 모두 시간가변적 위험프리미엄에 대한 이론적 근거를 제시한다는 점과 소비 자료를 사용한다는 점에서는 유사하지만, Campbell and Cochrane(1999) 모형의 잉여소비비율만이 명시적으로 시간가변적 위험회피계수의 상태변수라는 차이점이 있다.

잉여소비비율은 소비습관의 관찰이 어렵기 때문에 실증분석에 그 대용치(proxy)를 사용한다. Wachter(2006)의 선형결합 함수로 계산한 잉여소비비율을 기본으로 하고, Campbell and Cochrane(1999)의 비선형결합 함수와 잉여소비비율의 지속성(persistence)을 나타내는 모수에 따라 네가지 잉여소비비율의 대용치를 계산하고, 설명력의 차이가 있는지 검증한다. Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율은 자영업자의 소득을 포함한 소득을 소비로 나누어 계산한다. Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 총자산 대비 소득 비율은 자산의 범위에 금융자산만 포함하여 계산한 비율과, 자산 대신 배당을 사용하여 계산한 비율 두가지를 사용한다.

분석의 방법론적 측면에서, 시장포트폴리오의 위험프리미엄과 위험 간의 관계의 분석에는 주로 조건부 평균(conditional mean equation)의 식에 조건부 분산을 포함하는 GARCH-M 또는 이를 변형

한 모형이 사용되었다. GARCH-M류의 실증분석은 소표본으로 인한 통계적 허구의 문제가 있는데, Lundblad(2007)의 GARCH-M류 모형의 시뮬레이션 결과는 위험회피계수의 실증분석에 비교적 장기간의 자료가 필요함을 시사한다. Hedegaard and Hodrick(2016)은 GARCH-M류의 모형으로 추정된 위험회피계수는 실제 양수임에도 ‘계수의 값이 0이다’라는 귀무가설을 기각하지 못하는 비율이 높다는 것을 보였다. 월 수익률로 분석하는 경우 자료의 갯수가 줄어드는 문제가 있는데, Hedegaard and Hodrick(2016)은 중첩된 자료를 활용하여 기존의 추정법에 비해 검정력을 높일 수 있는 ODIN(overlapping data inference) 추정법을 제시하였다. 본 연구는 Lundblad(2007)의 시사점을 고려하여 상태변수 구성이 가능한 전기간의 자료를 사용하고, Hedegaard and Hodrick(2016)의 ODIN 추정법을 사용하여 검정력을 제고한다. GARCH(1,1)-M 모형과 레버리지 효과를 포함한 EGARCH(1,1)-M 모형으로도 실증분석하여 일관된 결과를 가지는지 여부를 확인한다.

위험프리미엄과 위험 간의 조건부 관계에 대한 실증분석 사례로 Guo, Wang, and Yang(2013)은 시간가변적 위험회피계수의 상태변수로 Lettau and Ludvigson(2001)의 총자산 대비 소비비율과 경기변동과 관련이 있는 변수를 사용하여 분석하였다. 총자산 대비 소비비율의 위험회피계수에 대한 설명력은 통계적으로 유의하지만, 일부 기간의 위험회피계수가 음(-)의 값으로 나타나는 문제가 있었다. 또한 총자산 대비 소비비율을 시간가변적 투자기회의 상태변수로 사용한 분석결과에서는 모든 상태변수의 위험회피계수에 대한 설명력이 유의하지 않았다. Cho(2014)는 총자산 대비 소비비율과 잉여소비비율의 대용치인 Wachter(2006)의 잉여소비비율 및 경기변동 관련변수를 상태변수로 사용하였고, 분석방법으로는 수익률의 이분산성을 고려한 칼만필터(Kalman filter) 추정법을 사용하였다. 분석 결과에서 잉여소비비율은 시간가변적 위험회피계수에 대한 유의한 설명력을 가지고 있었으며, 총자산 대비 소비비율도 시간가변적 위험회피계수에 대해 일부 유의한 설명력을 가지고 있었다. Cho(2014)의 연구 결과는 투자자의 위험회피도가 잉여소비비율에 영향을 받는 Campbell and Cochrane(1999) 모형을 지지하는 것으로 해석이 가능하다. Guo, Wang, and Yang(2013)의 실증분석은 소비관련 거시변수 중 총자산 대비 소비비율을 상태변수로 사용하였고, Cho(2014)는 총자산 대비 소비비율과 선형결합 함수로 계산한 잉여소비비율을 사용하였다. 본 연구는 세가지 소비관련 거시변수를 상태변수로 사용하는데, Cho(2014)의 분석에서 사용하지 않았던 비선형결합 함수로 계산한 잉여소비비율과 Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율을 상태변수에 추가한다.

위험프리미엄과 변동성의 관계에 대한 국내의 연구사례는 최근까지 20여편이 넘게 있으며, 이 사례들은 박도준, 엄영호, 한재훈(2017)에 정리되어 있다. 장기 자료를 사용한 사례로 Christensen, Nielsen, and Zhu(2015)와 박도준, 엄영호, 한재훈(2017)의 연구가 있는데, 각각 약 48년 및 54년 간의 자료를 사용하여 상수의 위험회피계수를 추정하였다. Christensen, Nielsen, and Zhu(2015)의 연구에서는 금융위기 기간 동안 그리고 박도준, 엄영호, 한재훈(2017)의 연구에서는 외국인의 주식시장 참여가 전면 개방된 1998년 하반기 이후 기간에서 위험프리미엄과 위험 간의 유의한 양(+)의 관계를 발견하였다. 위험프리미엄과 위험 간의 조건부 관계를 실증분석한 국내사례는 매우 드물다.

위험회피계수가 경기변동에 따라 변화하는지를 살펴본 연구로 김세완(2009)은 경기변동을 더미변수로 사용하여 분석하였는데, 호황기 이전에 위험회피계수가 증가하는 결과를 얻었다. 상수의 위험회피계수를 외환위기를 기준으로 하부기간을 구분하여 위험회피계수를 추정한 강민우(2008)와 김세완, 박기정(2012)의 연구에서는, 외환위기 이후의 위험회피계수가 이전 기간보다 상대적으로 높게 추정되었다. 본 연구는 위험프리미엄과 위험 간의 시간가변적인 관계를 상태변수를 이용한 조건부 관계로 명시한 모형 하에서 시간가변적 위험회피계수를 추정한다는 점에서 기존 연구와 차이가 있다. 결과의 일관성을 확인하기 위해 분기 및 월 초과수익률을 사용하여 분석하였다. 분석에 사용되는 금리변수 등이 1988년 이후기간에 존재하기 때문에 분석기간은 1988년 4월부터 2016년 3월까지 약 28년이다. 실증분석은 세가지 변수의 설명력을 각각 검증하고, 기존의 실증연구에서 주가지수의 위험프리미엄에 대한 예측력이 보고되었던 경기변동 관련 변수를 통제변수로 포함시켜 분석한다. 이전 연구의 시사점을 고려하여 전체기간과 1998년 10월 이전과 이후 기간을 분리한 하위기간에 대해 분석한다.

본 연구의 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째로, 전체기간에 대한 분석에서 상수의 위험회피계수를 가정한 경우 유의한 양(+)의 결과를 발견할 수 없었지만, 잉여소비비율을 상태변수로 사용한 경우 유의한 양(+)의 위험회피계수를 추정할 수 있었으며, 시간가변적 위험회피계수에 대한 설명력이 통계적으로 유의하였다. 둘째, 이러한 분석결과는 분기 및 월 초과수익률 자료를 사용한 경우와 GARCH(1,1)-M과 EGARCH(1,1)-M 모형을 사용한 경우 그리고 경기변동 관련 변수를 통제변수로 포함한 경우에서 모두 일관성 있는 결과를 얻을 수 있었다. 셋째, 다양한 계산방법을 적용한 네가지 잉여소비비율의 대응치를 상태변수로 사용한 경우 모두 위험회피계수에 대한 설명력이 통계적으로 유의하며, 양(+)의 위험회피계수를 추정할 수 있었다. 넷째, Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율은 통제변수를 포함하는 일부 분석결과에서 유의한 결과를 얻을 수 있었지만, Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 총자산 대비 소비비율은 시간가변적 위험회피계수의 상태변수로 해석할 수 있는 결과는 얻지 못했다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 이론적 배경을 설명하고, 제 III장은 추정모형과 분석에 사용된 자료를 설명한다. 제 IV장은 추정결과를 정리하고, 제 V장에서 결론을 제시한다.

## II. 이론적 배경

시장포트폴리오의 위험프리미엄은 경기역행적이며 일정부분 예측이 가능하다고 알려져 있다. 투자자는 위험에 대한 보상을 요구하기 때문에, 시장포트폴리오의 위험프리미엄은 위험과 양(+)의 관계에 있으며, 위험프리미엄뿐 아니라 위험회피계수도 시간에 따라 변화한다고 알려져 있다. Merton(1973)의 ICAPM에서 개별 자산의 위험프리미엄은 식 (1)과 같이 표현할 수 있다.

$$E_t[R_{i,t+1}] - R_{t+1}^f = \gamma_t \text{cov}_t(R_{i,t+1}, \Delta W_{t+1}/W_t) + \lambda_{z,t} \text{cov}_t(R_{i,t+1}, \Delta z_{t+1}) \quad (1)$$

$R_{t+1}^f$ 는 t시점에서 t+1시점까지 확정된 무위험 이자율이며,  $E_t[R_{i,t+1}] - R_{t+1}^f$ 는 t시점에서 기대되는 위험자산 i의 기대 초과수익률 또는 위험프리미엄을 의미한다.  $\Delta W_{t+1}/W_t$ 는 부의 증가를 나타내고,  $z_{t+1}$ 는 상태변수를 의미한다.  $\gamma_t$ 와  $\lambda_{z,t}$ 는 위험프리미엄과 조건부 공분산 간의 관계를 나타내는 계수를 의미한다. 식 (1)은 모든 자산 혹은 주식의 수익률( $R_{i,t+1}$ )에 적용이 가능하므로 시장포트폴리오의 수익률에도 적용이 가능하다. 부의 증가( $\Delta W_{t+1}/W_t$ )와 자산의 i의 수익률을 시장포트폴리오의 수익률로 대체하면 식 (2)가 얻어진다.

$$E_t[R_{m,t+1}] - R_{t+1}^f = \gamma_t \text{var}_t(R_{m,t+1}) + \lambda_{z,t} \text{cov}_t(R_{m,t+1}, \Delta z_{t+1}) \quad (2)$$

시장포트폴리오의 위험프리미엄( $E_t[R_{m,t+1}] - R_{t+1}^f$ )과 조건부 분산( $\text{var}_t(R_{m,t+1})$ )의 관계를 나타내는  $\gamma_t$ 는 t시점에서 시장포트폴리오의 위험에 대한 시장가격으로 대표 경제주체의 시간가변적 상대적 위험회피계수(relative risk aversion coefficient)로 이해할 수 있고 양(+)의 값을 갖는다.  $\text{cov}_t(R_{m,t+1}, \Delta z_{t+1})$ 는 t시점에 기대되는 시장포트폴리오의 수익률( $R_{m,t+1}$ )과 상태변수의 변화( $\Delta z_{t+1}$ ) 간의 조건부 공분산으로 t시점 이후의 투자기회 변동에 대한 헤징 요인 또는 시간가변적 투자기회를 의미하고,  $\lambda_{z,t}$ 는 위험프리미엄과 공분산 간의 관계를 나타내는 계수이다.

Merton(1973)의 모형에서 위험프리미엄은 위험회피계수의 변화에 영향을 받을 수 있다. ICAPM에 따르면 위험회피계수는 시간가변적인 변수일 수 있으며 상수이어야 한다는 이론적 제약은 없다. 또한 어떠한 외생변수가 시간가변적 위험프리미엄과 위험회피계수를 포착하는 상태변수가 되기 위한 이론적 요건은 없다. 상태변수를 사용한 조건부 자산가격모형에 대한 기존 연구들은 분석의 초점이 어떠한 외생변수가 상태변수가 될 수 있는 이론적 근거를 제시하기 보다는 자산가격 모형의 설명력 향상에 있었다. 따라서 실증분석에서는 경기변동과 관련이 있다고 알려진 변수 중 위험프리미엄에 대한 유의한 예측력이 발견된 변수들이 사용되었다.<sup>5</sup>

본 연구는 위험회피계수의 상태변수가 될 수 있는 이론적 근거를 소비 기반 자산가격 모형에서 살펴보고자 한다. 소비 기반 자산가격모형에서 효용 최적화의 1차 조건(first order condition)으로 도출되는 추계적할인요인인  $M_{t+1}$ 은 시점간 소비의 한계대체율(intertemporal marginal rate of substitution in consumption)이다. 위험자산의 수익률( $R_{i,t+1}$ )은 오일러의 방정식(Euler equation)  $E_t[M_{t+1}(1 + R_{i,t+1})] = 1$ 을 만족하며 무위험 이자율( $R_{t+1}^f$ )을 추계적할인요인으로 표현하면  $1/E_t[M_{t+1}]$ 이므로, 위험프리미엄은 식 (3)과 같다.

<sup>5</sup> 자산가격모형의 분석에 상태변수로 사용된 변수로는 배당금 대비 주가비율(Duffee, 2005; Ferson and Harvey, 1999), 추세를 제거한 무위험 금리(Campbell, 1991; Ferson and Harvey, 1999), 금리 기간 프리미엄(Brennan, Wang, and Xia, 2004; Ferson & Harvey, 1999), 신용 위험 프리미엄(Ferson and Harvey, 1999; Jagannathan and Wang, 1996), 실질 GDP 성장률(Hodrick & Zhang, 2001), 물가상승률(Brandt and Wang, 2003) 등이 있다.

$$E_t[R_{i,t+1}] - R_{t+1}^f = -R_{t+1}^f SD_t(M_{t+1}) Corr_t(M_{t+1}, R_{i,t+1}) SD_t(R_{i,t+1}) \quad (3)$$

$SD_t$ 와  $Corr_t$ 는 각각  $t$ 기의 조건부 표준편차와 상관계수를 의미한다. 식 (3)에 따르면  $t$ 기의 위험 프리미엄( $(E_t[R_{i,t+1}] - R_{t+1}^f)$ )과 위험( $SD_t(R_{i,t+1})$ ) 간의 관계는 시점간 소비 한계대체율의 조건부 표준편차( $SD_t(M_{t+1})$ ) 또는 시점간 소비 한계대체율과 위험자산 수익률 간의 조건부 상관계수( $Corr_t(M_{t+1}, R_{i,t+1})$ )의 변화에 영향을 받는다. 조건부 상관계수가 일정하다고 가정하더라도 시점간 소비 한계대체율이 위험회피계수의 변화에 대한 정보를 가질 수 있다.

시간가변적 위험회피계수에 대한 이론적 배경을 두가지 종류의 소비 기반 자산가격모형 등에서 찾아볼 수 있다. 첫 번째로 소비의 습관을 소비자의 효용함수에 도입한 Campbell and Cochrane(1999)의 모형은 투자자의 위험회피도가 반영되는 상태변수인 잉여소비비율로 경기역행적인 위험회피도와 위험프리미엄을 설명할 수 있다고 주장하였다. 두 번째로 위험회피계수가 상수인 시간분리의 효용함수를 가정한 모형이다. 이러한 모형의 시점간 소비 한계대체율은 소비의 함수이므로, 소비 관련 변수의 변화가 위험프리미엄과 위험의 조건부 관계에 영향을 줄 수 있다. 소비 관련 거시변수에 대한 연구 중 Santos and Veronesi(2006)와 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)는 각각 소비 대비 소득비율과 총자산 대비 소득 비율이 시간가변적 위험프리미엄에 대한 정보를 반영한다고 주장하였는데, 이러한 변수들은 위험회피계수의 변화를 포착하는 상태변수일 수 있다.

Campbell and Cochrane(1999)에서 도출된 잉여소비비율( $S_t$ )은 위험회피계수의 변화를 반영하는 상태변수이다. 모형에 따르면 전체소비( $C_t$ ) 중 전체 소비자의 소비수준으로 결정되는 외부습관( $X_t$ )을 초과하는 소비의 비중( $S_t = [C_t - X_t]/C_t$ )인 잉여소비비율은 시간가변적 위험프리미엄과 위험회피계수에 대한 정보를 반영하며, 위험프리미엄과 위험의 조건부 관계에 대한 정보를 가지고 있다. Campbell and Cochrane(1999)의 효용함수는 식 (4)와 같다.<sup>6</sup>

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \frac{(C_t - X_t)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad (4)$$

소비습관( $X_t$ )은 전체 소비자의 소비( $c_t^a$ ) 수준에 따라 결정되며, 현재의 소비를 결정할 때 현재의 소비가 미래 전체 소비자의 습관에 주는 영향을 고려하지 않기 때문에, Campbell and Cochrane(1999) 모형의 습관은 외부습관이다. Campbell and Cochrane(1999)은 외부습관을 정의하는 대신 식 (5)와 같이 전체 소비자의 로그 잉여소비비율( $s_t^a$ )이 이분산의 1차 자기회귀과정(heteroskedastic AR(1) process)에 따르고, 소비증가율은( $\Delta c = c_{t+1}^a - c_t^a$ ) 식 (4)와 같이 평균이  $g$ 이고, 표준편차가  $\sigma$ 인 확률과정에 따른다고 가정한다.

<sup>6</sup> 소비 기반 자산가격모형 중 Gordon and St-Amour(2004)의 모형은 상태의존적 효용함수(state dependent utility function)를 도입하였다. 모형의 위험회피계수는 외부의 상태변수에 영향을 받으며 경기역행적인 성격을 갖는다. 또한 상태변수가 소비증가율 등으로 제한되지 않는다. Gordon and St-Amour(2004) 모형의 상태변수는 외생 변수인데 반해, Campbell and Cochrane(1999) 잉여소비비율은 내생변수이다.

$$s_{t+1}^a = (1 - \phi)\bar{s} + \phi s_t^a + \lambda(s_t)(c_{t+1}^a - c_t^a - g) \quad (5)$$

$$\Delta c_{t+1} = g + v_{t+1}, \quad v_{t+1} \sim i.i.d. N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

$\bar{s}$ 는 균형상태(steady state)의 로그 잉여소비비율이며, 잉여소비비율이 균형상태의 값에서 멀리지 않도록,  $\bar{s}$ 를  $\ln(\sigma[\gamma/(1-\phi)]^{1/2})$ 로 정의한다.  $\phi$  값은 로그 잉여소비비율의 지속성(persistency)을 나타내는 모수이며, 로그 잉여소비비율을 자기회귀과정으로 가정함에 따라 잉여소비비율 값은 항상 0보다 큰 값이다. 소비와 습관의 값으로 잉여소비비율이 계산되는 것이 아니라, 식 (5)의 잉여소비비율과 소비 값으로 습관이 계산된다. 식 (5)에서 소비증가율이 평균값 보다 크거나 작아지면, 함수값  $\lambda(s_t)$ 이 곱해진 만큼 잉여소비비율에 영향을 준다. 일종의 민감도 함수(sensitivity function)인  $\lambda(s_t)$ 는  $s_t$ 의 값이 로그 잉여소비비율의 최대값  $s_{max} = \bar{s} + 0.5 \times (1 - \bar{s}^2)$  보다 작은 경우는 식 (7)과 같이 정의되고 최대값 보다 큰 경우의 함수값이 0이다.

$$\lambda(s_t) = \frac{1}{\bar{s}} \sqrt{1 - 2(s_t - \bar{s})} - 1 \quad (7)$$

식 (7)에 따르면  $\lambda(s_t)$ 는 잉여소비비율의 증가함에 따라 값이 감소하는 함수이다. 식 (5)의 잉여소비비율은 과거의 소비증가율의 가중평균으로 이해할 수 있으며, 함수  $\lambda(s_t)$ 가 그 비중을 의미한다. 외부습관( $X_t$ )의 도입으로 시점간 소비의 한계대체율(intertemporal marginal rate of substitution)은 식 (8)과 같고, 식 (3)의 위험프리미엄은 식 (9)와 같이 근사된다.

$$M_{t+1} = \delta \frac{u_c(C_{t+1}, X_{t+1})}{u_c(C_t, X_t)} = \delta \left( \frac{S_{t+1} C_{t+1}}{S_t C_t} \right)^{-\gamma} \quad (8)$$

$$E_t[R_{i,t+1}] - R_{t+1}^f \approx -\gamma\sigma(1 + \lambda(s_t))Corr_t(M_{t+1}, R_{i,t+1})SD_t(R_{i,t+1}) \quad (9)$$

식 (9)는 시장포트폴리오에도 적용이 가능하다. 시장포트폴리오는 평균 분산기준의 효율적 포트폴리오이므로 시점간 소비의 한계대체율과 시장포트폴리오의 수익률( $R_{m,t+1}$ ) 간의 조건부 상관관계수( $Corr_t(M_{t+1}, R_{m,t+1})$ )를 -1로 가정한다면, 위험프리미엄과 위험 간의 관계는  $\gamma\sigma(1 + \lambda(s_t))$ 가 된다.  $\lambda(s_t)$ 가 잉여소비비율의 함수이므로 위험프리미엄 또는 위험회피계수는 잉여소비비율에 따라 변화하는데,  $\lambda(s_t)$ 의 값이 잉여소비비율과 역의 관계에 있기 때문에 위험프리미엄과 위험회피계수는 경기역행성을 갖는다. 습관의 도입으로 상대적 위험회피계수는 식 (10)과 같다.

$$-c \frac{u''(c, x)}{u'(c, x)} = \gamma \frac{C_t}{C_t - X_t} = \frac{\gamma}{S_t} \quad (10)$$



잉여소비비율이 1보다 작기 때문에 위험회피계수는  $\gamma$ 값에 비해 크고, 소비가 증가해서 잉여소비비율이 증가함에 따라 위험회피계수는 감소한다. 따라서 Campbell and Cochrane(1999)의 모형의 잉여소비비율을 시간가변적 위험회피계수의 내생적 상태변수로 생각할 수 있다.

시간가변적 위험회피계수의 두 번째 이론적 배경은 식 (11)과 같이 위험회피계수가 상수인 시간 분리 효용함수를 사용하는 소비 기반 자산가격모형이다.

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t \left( \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) \quad (11)$$

이러한 모형의 추계적할인요인  $M_{t+1}$ 은 식 (12)와 같이 소비증가율( $\Delta c_{t+1}$ )의 함수이므로, 식 (3)에 따르면 소비증가율의 변동성 변화가 위험프리미엄과 위험의 조건부 관계에 영향을 줄 수 있다.

$$M_{t+1} = \delta(\Delta c_{t+1})^{-\gamma} \quad (12)$$

모형의 위험프리미엄은 자산수익률과 소득증가율의 공분산과 위험회피계수의 곱 ( $\gamma Cov_t(R_{i,t+1}, \Delta c_{t+1})$ )으로 근사된다. 공분산은 각각의 조건부 표준편차와 상관계수로 분리할 수 있으므로, 위험프리미엄과 위험 간의 관계는 소비증가율의 조건부 표준편차( $SD_t(\Delta c_{t+1})$ )와 소비증가율과 시장포트폴리오의 수익률( $R_{m,t+1}$ ) 간의 조건부 상관계수( $Corr_t(R_{m,t+1}, \Delta c_{t+1})$ )의 영향을 받는다. 따라서 소비증가율 변동성의 변화가 위험프리미엄과 위험 간의 조건부 관계의 변화에 대한 정보를 가질 수 있다. 소비 자료를 사용한 거시변수에 대한 실증연구 중 Santos and Veronesi(2006)가 제시한 소비 대비 소득비율과 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 총자산 대비 소득 비율은 시간가변적 위험프리미엄 예측력에 대한 이론적 근거와 더불어 이를 뒷받침하는 실증분석 결과를 가지고 있다. 이러한 소비관련 거시변수는 소비증가율의 변동성과 위험회피계수의 변화를 포착하는 상태변수일 수 있다.

Santos and Veronesi(2006) 모형의 소비자는 노동소득과 위험자산의 배당 두가지 소비 재원을 가지고 있는데, 소비 재원 중 위험자산의 배당 비중이 높은 경우 즉 소득(Y)을 소비(C)로 나눈 소비 대비 노동소득의 비율( $Y/C$ )이 낮은 경우는 위험자산의 수익률이 증가함에 따라 소비가 증가하고 따라서 자산수익률과 소비증가율의 공분산( $Cov_t(R_{i,t+1}, \Delta c_{t+1})$ )이 크기 때문에 위험프리미엄이 높다. Duffee(2005)는 자산의 구성효과(composition effect)로 소비 대비 소득비율의 위험프리미엄에 대한 예측력을 설명하였다. 소비자의 자산이 인적자산(H)과 위험자산(S)로 구성되고, 두 자산의 배당성장률( $g$ ), 무위험 이자율( $r_f$ ) 및 두자산 수익률 간의 상관계수( $\rho$ )가 상수인 경우 자산수익률과 소비증가율의 공분산은 식 (13)과 같이 유도된다.

$$Cov_t(R_{i,t+1}, \Delta c_{t+1}) = \frac{1+g}{1+r_f} \sigma_S^2 \left[ \phi_t + (1-\phi_t) \left( \rho \frac{\sigma_H}{\sigma_S} \right) \right] \quad (13)$$

$\sigma_S, \sigma_H$ 는 각각 위험자산과 인적자산 수익률의 변동성을 의미한다. Duffee(2005)의 모형에서 총자산(S+H) 중 위험자산(S)의 비중( $\phi_t=S/(S+H)$ )은 시간가변적이다. 식 (13) 좌변의 공분산은 우변의  $\rho\sigma_H/\sigma_S$ 에 영향을 받는데, 위험자산 수익률의 변동성이 상대적으로 높기 때문에  $\rho\sigma_H/\sigma_S$ 의 값은 1보다 작고, 따라서 위험자산의 비중( $\phi_t$ )이 높을수록 공분산은 커진다. Santos and Veronesi(2006) 모형의 노동소득은 인적자본의 대용치로 생각할 수 있으므로, 위험자산의 비중( $\phi_t$ )이 높다는 것은 소비 대비 노동소득( $Y/C$ )의 비중이 낮다는 것을 의미한다. 따라서 위험자산의 수익률과 소비증가율의 공분산이 증가하여 위험프리미엄이 높다. Santos and Veronesi(2006) 모형에서 소비 대비 소득비율과 위험프리미엄 간에는 음(-)의 관계를 갖는다.

Lettau and Ludvigson(2001)은 Campbell and Mankiw(1989)의 총자산 대비 소비비율과 미래의 자산수익률간의 관계식으로 부터 식 (14)와 같이 시간가변적 위험프리미엄에 대한 정보를 반영하는 변수인  $cay$ 를 제시하였다.

$$c_t - \omega a_t - (1 - \omega)y_t = E_t \sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i (\omega r_{a,t+i} + (1 - \omega)\Delta y_{t+i} - \Delta c_{t+i}) \quad (14)$$

$a_t, y_t$  및  $r_{a,t+i}$ 는 각각 물적자산, 소득 및 총자산 수익률의 로그값을 의미하며,  $\omega$ 는 총자산 중 물적자산의 비율을 의미한다.  $\rho_w$ 는 정상상태(steady state)의 총자산 대비 투자의 비율을 의미한다. 식 (14) 좌변의  $c_t - \omega a_t - (1 - \omega)y_t$ 의 값이  $cay$ 이며, 식 오른쪽의 세 변수 미래의 자산수익률( $r_{a,t+i}$ ), 소득증가율( $\Delta y_{t+i}$ ) 또는 소비증가율( $\Delta c_{t+i}$ )에 대한 설명력을 가질 수 있다. Lettau and Ludvigson(2005)의  $cdy$ 는 총 자산을 주식과 배당으로 가정하여 도출한 변수로  $d$ 는 배당금을 의미한다. 실증분석에서 소비 대비 소득비율과 총자산 대비 소득비율 모두 주식의 위험프리미엄에 대한 설명력을 가지고 있었다. Santos and Veronesi(2006)와 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 소비 대비 소득비율과 총자산 대비 소득비율은 시간가변적 위험프리미엄에 대한 이론적 근거를 제시한다는 점과 소비 자료를 사용한다는 점에서는 Campbell and Cochrane(1999)의 잉여소비비율과 유사하지만, Campbell and Cochrane(1999) 모형의 잉여소비비율만이 명시적으로 시간가변적 위험회피계수를 포착하는 상태변수라는 점에서 차이가 있다.

### III. 추정모형과 자료

#### 1 추정모형

위험프리미엄과 위험의 조건부 관계를 살펴보기 위해 시간가변적 위험회피계수의 상태변수로 세가지 소비관련 거시변수인 Campbell and Cochrane(1999)의 잉여소비비율, Santos and Veronesi(2006)

의 소비 대비 소득비율, Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 총자산 대비 소득비율을 사용한다. Guo, Wang, and Yang(2013), Cho(2014) 등의 연구와 같이 위험회피계수( $\gamma_t$ )가 상태변수( $SV_t$ )의 선형함수( $\gamma_t = \gamma_1 + \gamma_2 SV_t$ )이고 투자기회가 시간에 따라 변화하지 않는다고 가정하면, 시장포트폴리오의 위험프리미엄( $R_{t+1}^e$ )과 위험프리미엄의 조건부 분산( $var_t(R_{t+1}^e)$ )의 관계는 식 (15)와 같이 표현할 수 있다.

$$E_t[R_{t+1}^e] = \mu + (\gamma_1 + \gamma_2 SV_t) var_t(R_{t+1}^e) \quad (15)$$

상태변수를 사용하지 않고 식 (15)의  $\gamma_1$  만을 추정하면, 위험회피계수를 상수로 가정한 모형의 추정이 된다. 추정된 상대적 위험회피계수( $\gamma_1$ )가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 갖는다면 Merton(1973)의 ICAPM을 지지하는 결과로 해석할 수 있다. 상태변수를 포함하여 위험회피계수를 추정하면 위험회피계수의 추정치는  $\gamma_1 + \gamma_2 SV_t$ 이다. 추정에 사용된 상태변수는  $t$ 기의 시작시점에서 관찰 가능한 상태변수의 값 중 가장 최근의 값이다. 상태변수의 계수( $\gamma_2$ ) 추정치가 통계적으로 유의하고, 위험회피계수의 추정치가 양(+)의 값이면 상태변수가 시간가변적인 위험회피계수를 잘 설명한다고 이해할 수 있다.

소비관련 거시변수와 함께 경기변동 관련 변수( $X_{i,t}$ )를 위험회피계수를 설명할 수 있는 상태변수로 추가하면 식 (16)과 같다.

$$E_t[R_{t+1}^e] = \mu + (\gamma_1 + \gamma_2 SV_t + \gamma_{xi} X_{i,t}) var_t(R_{t+1}^e) \quad (16)$$

식 (16)의 위험회피계수의 추정치는  $\gamma_1 + \gamma_2 SV_t + \gamma_{xi} X_{i,t}$ 가 된다. 상태변수의 계수( $\gamma_2, \gamma_{xi}$ ) 추정치가 통계적으로 유의하다면 위험회피계수가 시간가변적이라고 이해할 수 있다.

경기변동 관련 변수가 식 (2)의 시간가변적 투자기회를 설명하는 상태변수인 경우 시장포트폴리오의 수익률과 상태변수의 조건부 공분산을 Campbell(1996), Guo, Wang, and Yang(2013), Cho(2014) 등의 연구와 같이 상태변수( $SV_t$ )의 선형함수( $cov_t(R_{m,t+1}, \Delta z_{t+1}) = a + \lambda SV_t$ )로 가정할 수 있고, 이 경우 평균방정식은 식 (17)과 같다.

$$E_t[R_{t+1}^e] = \mu + (\gamma_1 + \gamma_2 SV_t) var_t(R_{t+1}^e) + \lambda_{xi} X_{i,t} \quad (17)$$

위험회피계수 추정은 조건부 평균 방정식에 조건부 분산을 포함한 Engle, Lilien, and Robins(1987)의 GARCH(1,1)-M 모형과 EGARCH(1,1)-M 모형을 사용한다. GARCH(1,1)-M 모형의 평균방정식과 조건부 분산은 각각 식 (18)과 (19)이다.  $h_t$ 는 GARCH(1,1)-M 모형으로 추정된 위험프리미엄의 조건부 분산( $var_t(R_{t+1}^e)$ )을 의미한다.

$$R_{t+1}^e = \mu + \gamma_t h_t + \varepsilon_{t+1}, \quad \varepsilon_t = \sqrt{h_t} z_t, \quad z_t \sim N(0,1) \quad (18)$$

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (19)$$

$\varepsilon_t$ 는  $t$ 기의 잔차 또는 새로운 뉴스(innovation)를 의미한다. Bollerslev(1986)의 GARCH(1,1)모형에서  $\alpha$ 는 새로운 뉴스가 다음 기의 조건부 분산에 미치는 영향을 나타내며,  $\beta$ 는 조건부 분산이 다음 기의 조건부 분산에 미치는 영향을 나타낸다. 변동성의 레버리지 효과를 포함하는 EGARCH(1,1)-M 모형의 조건부 분산은 식 (20)과 같다.

$$\ln(h_t) = \omega + \alpha z_{t-1} + \lambda(|z_{t-1}| - E(z_{t-1})) + \beta \ln(h_{t-1}) \quad (20)$$

EGARCH(1,1)-M 모형은 수익률이 상승 또는 하락하는 경우에 따라 각각 조건부 분산에 미치는 영향이 비대칭적(asymmetric)이다.  $\alpha$ 의 값이 음수이면 자산의 가격이 하락하여 수익률이 음(-)인 경우 조건부 분산에 미치는 영향이 수익률이 양(+인 경우에 비해 크다. 즉 주가지수 하락률에 따른 조건부 분산의 증가가 동일한 크기의 주가지수 상승률 보다 크다는 것을 의미한다.  $\lambda$ 는 수익률 크기에 따른 영향(size effect)을 나타낸다. GARCH(1,1)-M 모형의 모수( $\mu, \gamma, \omega, \alpha, \beta$ )와 EGARCH(1,1)-M 모형의 모수( $\mu, \gamma, \omega, \alpha, \beta, \lambda$ )의 추정은 조건부 분포를 정규분포로 가정한 식 (21)의 QML(Quasi Maximum Likelihood; 이하 QML) 함수를 극대화하는 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)을 사용한다.

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln [f(R_t^e, \Omega_t; \theta)] \quad \text{where } f(R_t^e, \Omega_t; \theta) = (2\pi h_t)^{-\frac{1}{2}} e^{-\frac{(\varepsilon_t)^2}{2h_t}} \quad (21)$$

상태변수로 사용되는 소비관련 거시변수가 분기자료이기 때문에 실증분석에 분기 초과수익률을 사용하고, 추가적으로 월 초과수익률을 사용하여 일관된 결과를 얻을 수 있는지 확인한다. 분기 또는 월 초과수익률을 사용한 실증분석의 경우는 일 초과수익률을 사용하는 경우 보다 표본의 수가 줄어들어 검정력이 떨어지는 문제가 발생할 수 있다. 이러한 문제점의 보완을 위해, 본 연구는 Hedegaard and Hodrick(2016)이 제시한 ODIN 추정법을 사용한다. 월 초과수익률을 사용하는 경우, 수익률 계산은 1일 부터 다음달 1일, 혹은 2일 부터 다음달 2일 등 계산의 시작일에 따라 서로 다른 여러가지 월 초과수익률을 계산할 수 있다. ODIN 추정법의 기본 아이디어는 서로 다른 계산 시작일의 월 초과수익률로 추정된 각각의 모수들이 모두 동일해야 한다는 것이다. 분기 초과수익률을 사용하는 경우도 ODIN 추정법을 동일하게 적용할 수 있다. 이러한 증첩자료를 사용하는 ODIN 추정법은 검정력을 제고할 수 있는 장점이 있다. ODIN 추정법은 식 (22)와 같이  $m$ 개의 서로 다른 시작일(j)로 계산한 수익률로  $m$ 개의 QML 함수 값을 계산하고, 그 평균을 극대화하는 모수 값을 최우추정법으로 추정한다.

$$\frac{1}{m} \sum_{j=1}^m L_j(\theta) \quad \text{where } L_j(\theta) = \sum_{i=1}^T \ln [f(R_{i,j}^e, \Omega_i; \theta)] \quad (22)$$

본 연구에서 사용한  $m$ 의 값은 월 초과수익률의 경우 28이고, 분기 초과수익률의 경우는 89이다.  $R_{i,j}^e$ 는  $j$ 번째( $j = 1, \dots, m$ ) 시작시점으로 계산된  $i$ 번째 분기 또는 월의 초과수익률을 의미한다.

## 2 자료

시장포트폴리오의 대용치(proxy)로 종합주가지수(KOSPI)를 사용한다. 초과수익률의 계산에는 1년 만기 통안증권 금리를 무위험 이자율로 사용한다. 시장포트폴리오의 일간 초과수익률( $R_t^e$ )을 주가지수 수익률( $R_t^m = Index_t / Index_{t-1} - 1$ )에서 무위험 이자율( $R_t^f$ )을 차감하여 계산( $R_t^e = R_t^m - R_t^f$ )하고, 이를 이용하여 분기 및 월 초과수익률을 계산( $R_{t,t+m}^e = (1 + R_t^e) \times (1 + R_{t+1}^e) \times \dots \times (1 + R_{t+m}^e) - 1$ )한다. 분기 및 월 초과수익률은 계산 시작일의 주가지수 초과수익률부터 다음 분기 혹은 달의 같은 일자 이전까지의 주가지수 초과수익률을 이용하여 계산하며, ODIN 추정법을 적용하기 위해 서로 다른 시작일에 따라 여러가지 수익률을 계산한다. 월 초과수익률 계산의 시작일은 매월 1일부터 28일까지이며, 총 28개의 월 초과수익률을 생성한다. 분기 초과수익률의 경우 89개의 초과수익률을 생성한다. 분석의 통제변수로 사용되는 금리변수 등이 1988년 이후 기간에 존재하기 때문에, 분석에 사용된 주가지수 자료의 기간은 1988년 4월부터 2016년 3월까지 약 28년이다.

위험프리미엄과 위험 간의 조건부 관계의 실증분석에 사용한 세가지 소비관련 거시변수는 Campbell and Cochrane(1999)의 잉여소비비율, Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율, Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 총자산 대비 소득비율이다. 소비관련 거시변수의 계산에는 소비, 자산, 배당 및 소득 등의 자료가 필요하다. 박도준, 엄영호, 한재훈(2019)의 방법을 준용하여 소비, 자산, 배당 및 소득의 명목금액을 계산하고, 인구수와 개인소비지출 디플레이터(personal consumption expenditure deflator)로 나누어 1인당 실질 소비, 자산, 배당 및 소득을 계산하였다. 상대변수로 사용하기 위해서는 주가지수 수익률의 전기 자료가 필요하므로, 거시변수의 자료 기간은 1988년 3월부터 2015년 12월까지이며 분기 자료이다.

소비( $c$ )는 우리나라 가계의 소비자료 중 가계의 비내구재와 서비스에 대한 최종소비지출의 합계액을 사용하고, 자산( $a$ )은 금융자산의 합계액을 사용한다. 배당( $d$ )은 증권통계연보의 자료를 사용하여 계산한다. 증권통계연보의 시가가중 배당수익률 자료는 최근 12개월간 배당의 합을 시가총액으로 나눈 값으로 월별 자료이다. 배당에는 계절효과가 있기 때문에, 각 분기말 배당수익률에 종합주가지수(KOSPI)의 시가총액을 곱하여 최근 12개월간의 배당금을 산출한 후 이를 4로 나누어 분기별 배당금을 계산한다. 소득( $y$ )은 피용자보수와 사회수혜금에서 사회부담금과 세금을 차감하

여 계산한다. 차감할 세금 금액은 세금 총액에서 총소득 중 근로소득 비율을 적용하여 계산한다. Lettau and Ludvigson(2001)은 소득의 계산에 자영업자의 소득을 포함하지는 않았지만, 자영업자 비율이 높은 우리나라의 특성을 고려하기 위해 일반기업의 노동소득 분배율과 자영업의 노동소득 분배율이 같다고 가정하고 계산한 자영업자의 소득을 합산하여 계산한다.

잉여소비비율은 전체소비 중 소비습관을 초과하는 소비의 비중을 의미하는데, 습관은 관찰이 어렵기 때문에 실증분석에는 일반적으로 습관을 측정하여 잉여소비비율을 계산하는 대신 잉여소비비율의 대용치를 사용한다. 잉여소비비율의 대용치 계산에는 과거 소비증가율( $\Delta c$ ) 자료를 사용하는데, Campbell and Cochrane(1999)의 비선형결합 함수로 계산하는 방법과 Wachter(2006), Lynch(2011) 등과 같이 선형결합 함수로 계산하는 방법이 있다. Li(2001)는 계산에 사용한 과거 소비증가율 자료의 기간과 함수의 차이에 따른 여러 잉여소비비율의 위험프리미엄에 대한 예측력을 비교하였는데 상대적으로 긴 기간의 자료를 사용하는 경우의 예측력이 좋았으며, 5년간의 소비증가율 자료를 선형결합 함수로 잉여소비비율을 계산하는 경우의 예측력이 비선형결합 함수로 계산한 경우의 예측력과 유사하게 나타났다. 실증분석에서 비선형결합 함수를 사용한 분석 사례로는 Ghattassi(2008) 등이 있으며, 선형결합 함수를 사용한 사례는 Wachter(2006), Duffee(2005), Cho(2014) 등이 있다. 두 가지 함수를 모두 사용한 사례로는 Li(2001, 2005)가 있다.

비선형결합 함수로 계산하는 경우 그 시작점의 값을 균형상태의 로그 잉여소비비율로 하고, 이후의 잉여소비비율 값을 Campbell and Cochrane(1999) 식 (5)의 소비증가율( $c_{t+1}^a - c_t^a$ )에 우리나라 1인당 실질 소비증가율의 자료를 대입하여 반복적으로 계산한다. 계산에 필요한 모수는 소비증가율의 평균( $g$ )과 표준편차( $\sigma$ ), 잉여소비비율의 지속성( $\phi$ ) 및 효용함수의  $\gamma$  값이다. <표 1>은 잉여소비비율 계산에 사용할 모수를 우리나라 자료로 계산한 결과이다. 선형결합 함수를 사용한 잉여소비비율의 계산에는 이전 10년간의 소비증가율 자료가 필요한데, 우리나라의 최종소비지출 자료는 1970년부터 시작하기 때문에 첫번째 모수의 계산 기간은 1980년부터 2015년까지이고, 두번째 모수 계산기간은 소비관련 거시변수의 자료기간인 1988년부터 2015년까지이다. 분기 자료로 계산한 우리나라의 로그 배당금 대비 주가 비율의 1차 자기상관계수(first-order autocorrelation) 추정치는 첫번째 기간에서 약 0.969로 미국 자료의 추정치 0.96과 유사하고, 두번째 기간의 추정치는 약 0.859이다. 첫번째 기간에서 추정된 소비증가율의 평균과 표준편차를 사용하고, 잉여소비비율의 지속성( $\phi$ ) 값으로는 배당금 대비 주가비율의 1차 자기상관계수 추정치 0.969를 사용하여 로그 잉여소비비율을 계산하고 SURP<sub>C96</sub>라고 표시하였다. 효용함수의  $\gamma$  값으로는 Campbell and Cochrane(1999) 모형의 실증분석에 주로 사용되는 값인 2를 적용하였다 같은 방법으로 두번째 기간에서 추정된 모수 값을 사용하여 SURP<sub>C86</sub>을 계산하였다.

Wachter(2006)의 선형결합 함수는 식 (23)과 같다. 과거 10년간의 소비증가율( $\Delta c$ )의 가중평균을 사용하여 잉여소비비율의 대용치를 계산한다. 식에서  $\psi$  값은 잉여소비비율의 지속성을 의미하는 모수인데, Wachter(2006)는 로그 배당금 대비 주가 비율( $\ln [P/D]$ )의 1차 자기상관계수 추정치 0.96을 잉여소비비율의 지속성 값으로 사용하였다. 이후 Duffee(2005)와 Cho(2014) 등의 연구에서도  $\psi$

값으로 0.96을 사용하였다.

$$SURP_t = \frac{1 - \psi}{1 - \psi^{40}} \sum_{j=0}^{39} \psi^j \Delta c(t-j) \quad (23)$$

식 (23)에  $\psi$  값으로 0.96과 0.859을 사용하여 Wachter(2006)의 잉여소비비율을 계산하고, 이를 각각 SURP와 SURP<sub>86</sub>으로 표시하였다. SURP를 사용하여 시간가변적 위험회피계수를 추정하고, 계산 방식이 다른 나머지 변수로 추정된 결과와 비교한다.

Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율은 자영업자의 소득을 포함한 소득을 소비로 나눈 값이고, 이를  $Y/C$ 로 표시한다. Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 총자산 대비 소비비율  $cay$ 와  $cdy$ 를 추정한다.  $cay$ 는 Lettau and Ludvigson(2001)의 총자산 대비 소득 비율을 소비, 금융자산 및 자영업자를 포함한 노동소득으로 계산한 값이다.  $cdy$ 는 Lettau and Ludvigson(2005)의 총자산 대비 소득 비율을 소비, 배당 및 자영업자를 포함한 노동소득으로 계산한 값이다. 총자산 대비 소득비율의 추정은 Stock and Watson(1993)의 동적 회귀분석(dynamic least square) 식 (24)를 사용하고,  $k$  값은 이전 연구사례와 같이 8을 사용한다.

$$c_t = \alpha + \beta_a a_t + \beta_y y_t + \sum_{i=-k}^k b_{a,i} \Delta a_{t-i} + \sum_{i=-k}^k b_{y,i} \Delta y_{t-i} + \epsilon_t \quad (24)$$

Guo, Wang, and Yang(2013)과 Cho(2014) 등의 기존 실증연구에서 상태변수로 사용된 5가지 경기변동 관련 변수를 통제변수로 실증분석에 추가한다. 경기변동 관련 변수는 월별 자료이며, 자료 기간은 1988년 3월부터 2016년 2월까지이다. 추가된 변수는 1년 만기 통안증권 금리에서 해당 금리의 이전 12개월간의 평균값을 차감하여 추세를 제거한 무위험 금리(relative risk free rate; 이하 RREL), 5년 만기 1종 국민주택채권 금리에서 1년 만기 통안증권 금리를 차감한 금리 기간 프리미엄(term premium; 이하 TERM), 3년 만기 AA-등급 회사채 금리에서 3년 만기 국고채 금리를 차감한 신용위험 프리미엄(default premium; 이하 DEF), 경기종합지수 동행지수순환변동치(business cycle indicator; 이하 BCI)와 계절조정 산업생산의 전분기 대비 증가율(industrial production QtQ; 이하 IP)이다.<sup>7</sup> 분석에 사용한 대부분의 자료는 한국은행 경제통계시스템에서 수집하였다. 주가지수는 FnGuide의 Data-Guide에서, 배당의 자료는 증권통계연보에서 수집하였다. 본 연구에서는 박도준, 업영호, 한재훈(2017) 연구의 시사점을 고려하여 외국인에 대한 주식시장 투자 개방시기인 1998년 10월을 전후로 제 1기간(1988년 4월 ~ 1998년 9월)과 제 2기간(1998년 10월 ~ 2016년 3월)으로 구분하고 전체기간과 제 2기간에 대하여 분석하였다.

<sup>7</sup> 제3년 만기 국고채 금리자료가 없는 1995년 5월 이전기간에 대해서는 산금채 3년 금리를 3년 만기 국고채 금리의 대응으로 사용하였다. 회사채 장외3년 BBB-의 금리 자료는 2000년 10월부터 존재하여 1987년 1월부터 자료가 존재하는 회사채 장외 3년 AA-금리를 사용하였다.

<표 2>는 분석에 사용된 분기 초과수익률, 소비관련 거시변수 및 경기변동 관련 변수의 기초통계량이다. 분기 초과수익률은 매 분기 1일을 기준으로 계산한 분기 초과수익률에 대한 기초통계량이다. 소비관련 거시변수 중 SURP는 Y/C와는 양(+)의 상관관계를 가지고 있고, cdy와 음(-)의 상관관계를 가지고 있다. Y/C는 cdy, SURP와 높은 상관관계를 가지고 있다. 소비관련 거시변수는 경기변동 관련 변수 TERM과의 상관계수가 대체로 높게 나타났으며, DEF와 BCI도 RREL과 IP에 비해 상대적으로 상관계수가 높게 나타났다. 계산된 소비관련 거시변수를 각각 평균이 0, 표준편차가 1이 되도록 표준화하여 <그림 1>에 표시하였다. 우리나라의 소비증가율은 하락하는 추세가 있기 때문에 잉여소비비율은 분석기간의 초기에 상대적으로 높게 나타난다. 회색으로 칠해진 기간은 통계청 발표의 경기 수축기를 나타낸다.

#### IV. 추정결과

시장포트폴리오의 위험프리미엄과 위험 간의 관계를 나타내는 식 (15)의 위험회피계수를 분기 및 월 초과수익률 자료를 사용하여 추정한 결과가 <표 3>이다. 상태변수를 사용하지 않고 상수로 가정한 위험회피계수 추정치를 잉여소비비율의 대용치를 상태변수( $SV_t$ )로 사용하여 추정한 결과와 비교한다. Wachter(2006)의 선형결합 함수의 지속성(persistency)의 값으로 0.96을 사용하여 계산한 변수 SURP를 잉여소비비율의 대용치(proxy)로 사용하였다. 비교의 편이를 위해 이후 분석에서 모든 상태변수는 평균이 0이고, 분산이 1이 되도록 표준화 하였고, 상태변수의 값은 t기의 시작시점에서 관찰 가능한 상태변수의 값 중 가장 최근의 값을 사용하였다. 구체적으로 각 월 10일을 기준으로 계산한 월 수익률 중 5월 10일부터 6월 10일까지의 위험프리미엄을 분석하는 경우, 조건부 평균의 식에 사용된 변수는 5월 10일에 관찰 가능한 변수 중 제일 최근의 변수 값이다. 즉 분기의 자료인 경우 3월 말 자료이고, 월 자료인 경우는 4월 말 자료이다. 조건부 분산을 식 (19)의 GARCH(1,1)-M과 식 (20)의 EGARCH(1,1)-M 모형으로 하고, ODIN 방법으로 추정하였다. 추정된 위험회피계수( $\gamma_t = \gamma_1 + \gamma_2 SV_t$ )의 상수항( $\gamma_1$ )은 분석 목적이 유의적인 양(+)의 값을 갖는지의 여부이기 때문에, ‘ $\gamma_1$ 가 0이다’라는 귀무가설의 양측검정과 ‘ $\gamma_1$ 가 0보다 작다’라는 귀무가설의 단측검정이 모두 의미가 있다. 따라서 t-검정에 의한 단측검정과 양측검정의 유의성 값을 함께 표기하였다.

위험회피계수가 상수인 기본모형의 경우 EGARCH(1,1)-M으로 추정결과인 Panel A와 B에서  $\gamma_1$ 의 추정치는 각각 1.240와 1.401로 양(+)의 값이나 양측검정의 경우 통계적으로 유의하지 않고, 월 초과수익률을 사용한 경우에만 단측검정이 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. GARCH(1,1)-M 모형 분석결과인 Panel C와 D에서  $\gamma_1$ 의 추정치는 각각 1.177와 1.483으로 양의 값이지만, 양측검정의 경우도 통계적으로 유의하지 않고, 단측검정의 경우만 모두 10% 수준에서 통계적으로 유의하다.

Campbell and Cochrane(1999)의 모형에서 잉여소비비율은 위험회피계수 그리고 위험프리미엄과 역의 관계에 있다. 따라서 잉여소비비율을 상태변수로 사용한 경우, 상태변수의 계수( $\gamma_2$ ) 추정치



는 음(-)의 값을 가질 것으로 예상된다. 추정결과 중 EGARCH(1,1)-M 모형을 사용한 경우,  $\gamma_1$ 의 추정치는 각각 2.454와 2.280으로 양의 값이며, 양측검정의 경우 각각 1%와 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 상태변수인 SURP의 계수( $\gamma_2$ ) 추정치는 음의 값으로 추정되었으며, 분기 초과수익률 자료를 사용한 경우 1% 수준에서 월 초과수익률 자료를 사용한 경우 5% 수준에서 통계적으로 유의하다. 추정결과 위험회피계수는 잉여소비비율과 역의 관계가 있으며, 이는 Campbell and Cochrane(1999)의 모형을 지지하는 결과로 해석할 수 있다. GARCH(1,1)-M을 사용한 경우도  $\gamma_1$ 의 추정치는 1.904와 1.948이며, 각각 양측검정에서 10% 수준에서 단측검정에서는 5% 수준에서 통계적으로 유의하다.  $\gamma_2$ 의 추정치도 분기 및 월 초과수익률을 사용한 경우 모두 음의 값으로 추정되었으며, 각각 5%와 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. 분기 초과수익률 자료를 EGARCH(1,1)-M 모형으로 추정한 경우의 위험회피계수( $\gamma_1 + \gamma_2 SV_t$ ) 추정치를 <그림 2>에 표시하였다. 위험회피계수는 약 2.25 ~ 2.75 수준이며, 점차 상승하는 추세이다. 이러한 추정결과는 외환위기를 기준으로 하부기간을 구분하여 상수의 위험회피계수를 추정한 강민우(2008)와 김세완, 박기정(2012)의 연구결과와 유사하다.

<표 3>의 추정결과에서 위험회피계수를 상수로 가정한 모형에서는 위험프리미엄과 위험 간에 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 발견할 수 없었지만, 위험회피계수를 잉여소비비율에 따라 변화한다고 가정한 경우에는 수익률을 분기 및 월 초과수익률을 사용한 경우와 GARCH(1,1)-M과 EGARCH(1,1)-M 모형으로 추정한 경우 모두 위험회피계수의 추정치가 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났다. 이는 미국의 자료를 사용한 Cho(2017)의 분석결과와 유사하며, 위험회피계수를 상수로 가정한 기본모형에 누락변수(omitted variables)의 문제가 있었던 것으로 해석할 수 있다. EGARCH(1,1)-M 모형의 조건부 분산의 모수 추정치 중  $\alpha$ 의 추정치가 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 따라서 주가지수 하락에 따른 분산의 증가가 상승하는 경우보다 유의하게 큰 것을 알 수 있다. 이후의 분석의 결과는 분기 초과수익률 자료를 사용하여 EGARCH(1,1)-M 모형으로 추정한 결과만 보고한다.

위험회피계수를 상수로 가정한 기본모형에 대한 실증연구 중 박도준, 엄영호, 한재훈(2017)은 분석기간을 IMF 위기 이후 주식시장이 외국인에게 전면적으로 개방되고 경제 전반에 걸친 정책적 변화가 많았던 1998년 하반기 기준으로 기간을 구분하였다. 외국인의 주식시장 참여가 전면 개방되기 이전 기간에서는 통계적으로 유의한 양(+)의 위험회피계수가 추정되지 않았지만, 이후 기간에서는 추정 방법 및 수익률 산정 기간과 무관하게 유의한 양(+)의 위험회피계수가 일관되게 추정되었다. 이러한 시사점을 고려하여 전체 분석기간을 1998년 10월을 기준으로 제 1기간과 제 2기간으로 나누어 EGARCH(1,1)-M 모형으로 추정한 결과가 <표 4>이다. 위험회피계수를 상수로 가정한 경우는 박도준, 엄영호, 한재훈(2017)의 연구결과와 같이 제 2기간에서만 통계적으로 유의하다. 상태변수로 SURP를 사용한 경우 제 1기간에서  $\gamma_1$ 의 추정치는 양(+)의 값이나  $\gamma_2$ 의 추정치는 음(-)이 아닌 양(+)의 값이며 두 추정치 모두 통계적으로 유의하지 않다. 제 2기간에서는  $\gamma_1$ 과  $\gamma_2$ 의 추정치가 모두 1%~5% 수준에서 통계적으로 유의하다.

4가지 잉여소비비율의 대응치를 상태변수로 사용한 위험회피계수의 추정결과가 <표 5>이다. SURP와 SURP<sub>86</sub>은 잉여소비비율을 Wachter(2006)의 선형결합 함수로 계산한 자료이다. 지속성 모수의 값은 각각 0.96과 0.859이다. Campbell and Cochrane(1999)의 비선형결합 함수에 지속성 값으로 0.969와 0.859을 사용하여 계산한 잉여소비비율이 SURP<sub>c96</sub>와 SURP<sub>c86</sub>이다.

전체기간의 추정결과 4가지 변수를 사용한 경우 모두  $\gamma_1$ 의 추정치가 1% ~ 5% 수준에서 유의한 양(+)의 값으로 추정되었고,  $\gamma_2$ 의 추정치 역시 1% ~ 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값이다. 위험회피계수( $\gamma_1 + \gamma_2 SV_t$ )의 추정치를 <그림 2>에 표시하였다. Wachter(2006)의 함수를 사용한 경우 위험회피계수는 2.00~2.75 사이 값이고, Campbell and Cochrane(1999)의 함수를 사용한 경우 2.75~3.50 사이의 값으로 상대적으로 높게 나타났다. 추정된 위험회피계수는 IMF 금융위기 기간과 최근의 위험회피계수 값이 상대적으로 높게 나타났다. 잉여소비비율의 4가지 대응치를 비교해 본 결과 4가지 변수 모두에서 유사한 결과를 얻을 수 있었다.

위험회피계수의 변화를 설명하는 상태변수로 위험프리미엄에 대한 예측력이 검증된 소비관련 거시변수를 사용하여 전체기간에 대해 위험회피계수를 추정한 결과가 <표 6>이다. Y/C는 소비 대비 소득비율은 소비와 자영업자를 포함한 노동소득으로 계산한 자료이다. cay와 cdy는 각각 총자산 대비 소비비율을 소비, 금융자산 및 자영업자를 포함한 노동소득과 소비, 배당 및 자영업자를 포함한 노동소득으로 계산한 값이다. 전체 소비 대비 노동소득(Y/C)의 비중이 큰 경우 투자자가 요구하는 위험자산 보유에 따른 위험프리미엄이 작고 Y/C 값이 작으면 위험프리미엄이 크다. 따라서 Y/C와 위험프리미엄 간에는 음(-)의 관계를 갖는다. 상태변수로 소비 대비 소득비율을 사용한 경우  $\gamma_1$ 의 추정치는 양(+)의 값으로  $\gamma_2$ 의 추정치는 음(-)의 값으로 추정되어 부호의 방향은 일치하지만,  $\gamma_1$ 의 추정치만 양측검정의 경우 10% 수준에서 통계적으로 유의하고  $\gamma_2$ 의 추정치는 유의하지 않다. 소비자는 미래의 자산수익률이 높을 것으로 기대되는 경우 주어진 총자산 대비 소비를 증가 시키기 때문에 cay와 cdy는 위험프리미엄과 양(+)의 관계를 갖는다. 상태변수로 총자산 대비 소비비율의 추정치 cay와 cdy를 사용한 경우  $\gamma_1$ 과  $\gamma_2$ 의 추정치는 모두 양(+)의 값으로 추정되어 역시 부호의 방향은 일치하지만, 통계적으로 유의하지 않다. 위험회피계수( $\gamma_1 + \gamma_2 SV_t$ ) 추정치를 <그림 2>에 표시하였다.

위험프리미엄과 위험 간의 조건부 관계에 대한 실증분석의 상태변수로 소비관련 거시변수와 함께 기존의 실증분석에서 위험프리미엄에 대한 예측력이 보고되었던 5가지 경기변동 관련 변수를 통제변수( $X_{i,t}$ )로 추가하여 분석한 결과가 <표 7>이다.<sup>8</sup> 5가지 경기변동 관련 변수는 추세를 제거한 무위험 금리(RREL), 금리 기간 프리미엄(TERM), 신용위험 프리미엄(DEF), 경기종합지수 동행지수순환변동치(BCI) 및 계절조정 산업생산의 전분기 대비 증가율(IP)이다. 추세가 제거된 무위험 금리(RREL), 경기종합지수 동행지수순환변동치(BCI)는 이전 연구에서 위험프리미엄과 음(-)의 관계가 보고되었다(Fama and Schwert, 1997; Campbell, 1991; 김세완, 2009). Fama and French(1989)는 이자

<sup>8</sup> 조건부 평균식에 대한 결과만을 보고하였다.

율의 기간 프리미엄(TERM)과 신용 프리미엄(DEF)이 기대 초과수익률과 양(+)의 관계가 있다고 보고 하였지만, 한국 자료를 사용한 실증분석에서는 음(-) 값으로 보고되었다(박도준, 엄영호, 한재훈, 2017). 산업생산 증가율(IP)는 양(+)의 관계가 보고되었다(감형규, 신용재, 2017).

Panel A는 5가지 경기변동 관련 변수가 위험회피계수의 상태변수로 가정한 식 (16)의 추정결과이다. 상태변수로 SURP와 Y/C를 사용한 경우  $\gamma_1$ 의 추정치는 양(+)의 값이고  $\gamma_2$ 의 추정치는 음(-)의 값으로 부호의 방향은 예상과 일치한다. 또한  $\gamma_2$ 의 추정치가 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 박도준, 엄영호, 한재훈(2019)의 예측력 분석 결과에서도 통제변수가 추가된 경우의 상태변수의 예측력 유의성이 향상된 것과 유사한 결과로 해석할 수 있다. 경기변동 관련 변수의 계수 추정치의 부호는 대체로 기존의 연구결과와 일치한다. 상태변수로 cay와 cdy를 사용한 경우  $\gamma_2$ 의 추정치가 양(+)의 값이며, 각각 1%와 10% 수준에서 통계적으로 유의하나  $\gamma_1$ 의 추정치가 예상과 다르게 음(-)의 값이거나 유의하지 않다. 통제변수를 포함한 위험회피계수( $\gamma_1 + \gamma_2 SV_t + \gamma_{xi} X_{i,t}$ ) 추정치를 <그림 3>에 표시하였다. 상태변수로 SURP를 사용한 경우 위험회피계수는 2에서 5 사이 값이며, Y/C를 사용한 경우는 1에서 4.5 사이 값으로 나타났다. 하지만, 상태변수로 cay와 cdy를 사용한 경우 일부 또는 전체 기간의 위험회피계수가 음(-)의 값으로 추정되었다. 통제변수를 포함한 경우 포함하지 않은 경우보다 SURP와 Y/C의 계수( $\gamma_2$ ) 추정치의 통계적 유의성이 개선되었으나, cay와 cdy의 경우는 음의 위험회피계수가 추정되는 문제가 발생하였다. 경기변동 관련 변수를 시간가변적 투자기회의 상태변수로 포함시킨 식 (17)의 분석결과가 Panel B이다. SURP의 경우 Panel A의 추정결과와 유사하나, Y/C의 경우  $\gamma_1$ 의 추정치가 유의하지 않다. cay와 cdy의 경우  $\gamma_1$ 의 추정치가 Panel A와 같이 음(-)의 값이다.

위험프리미엄과 위험 간의 관계를 나타내는 위험회피계수를 추정한 결과 위험회피계수를 상수로 가정한 경우에는 전체기간에서 통계적으로 유의한 양(+)의 위험회피계수를 추정할 수는 없었지만, 잉여소비비율이 위험프리미엄과 위험 간의 조건부 관계를 반영하는 상태변수라고 가정한 경우에는 수익률을 분기 및 월 초과수익률을 사용한 경우, GARCH(1,1)-M과 EGARCH(1,1)-M 모형을 사용한 경우, 다양한 잉여소비비율의 대용치를 사용한 경우, 통제변수를 포함한 경우 모두 위험프리미엄과 위험 간의 유의한 양(+)의 관계를 발견할 수 있었다. 이러한 분석결과는 Campbell and Cochrane(1999)의 모형을 지지하는 것으로 해석할 수 있으며, 위험회피계수의 변화로 위험프리미엄과 위험 간의 시간가변적 관계를 설명할 수 있음을 의미한다. Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율은 통제변수를 포함하는 일부 분석결과에서 위험프리미엄과 위험 간의 조건부 관계를 반영하는 상태변수로 해석할 수 있었으나, Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 총자산 대비 소비 비율은 조건부 관계를 반영하는 상태변수로 해석할 수 있는 결과는 얻지 못했다. Santos and Veronesi(2006)와 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)은 두 변수가 위험프리미엄에 대한 정보를 반영한다고 주장했지만, 두 변수가 위험회피계수의 변화를 포착하는 변수라고 설명하지는 않았다. 따라서 실증분석의 결과가 Santos and Veronesi(2006)와 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 설명과 배치되는 것은 아니다.

## V. 결론

본 연구는 투자자의 위험회피계수를 세가지 소비관련 거시변수를 이용하여 측정하고, 이를 통해 위험프리미엄과 위험 간의 시간가변적 관계를 검증하였다. 세가지 소비관련 거시변수는 Campbell and Cochrane(1999)의 잉여소비비율, Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율, Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 총자산 대비 소득비율이다. 실증분석의 기간은 1988년 4월부터 2016년 3월까지 약 28년간이다. 분기 및 월 초과수익률 자료를 사용하여 GARCH(1,1)-M과 EGARCH(1,1)-M 모형을 Hedegaard and Hodrick(2016)의 ODIN 추정법으로 추정하였다.

본 연구의 실증분석 결과 Campbell and Cochrane(1999)의 잉여소비비율의 대응치인 Wachter(2006)의 잉여소비비율을 위험회피계수의 상태변수로 사용한 경우는 시간가변적 위험회피계수에 대한 설명력이 통계적으로 유의하며, 상수의 위험회피계수를 가정한 경우 유의한 양(+)의 값을 추정할 수 없었던 전체기간에 대해서도 유의한 양(+)의 위험회피계수를 추정할 수 있었다. 이러한 분석결과는 분기 및 월 초과수익률 자료를 사용한 경우와 GARCH(1,1)-M과 EGARCH(1,1)-M 모형을 사용한 경우 그리고 경기변동 관련 변수를 통제변수로 포함한 경우에서 모두 일관성 있는 결과를 얻을 수 있었다. 또한 잉여소비비율의 대응치 계산에 Campbell and Cochrane(1999)의 식을 사용하거나, 지속성을 나타내는 모수를 변화시켜 계산한 대응치 모두 위험회피계수에 대한 유의한 설명력을 확인할 수 있었다. 이는 Campbell and Cochrane(1999)의 모형을 지지하는 결과로 해석할 수 있으며, 위험회피계수의 변화로 위험프리미엄과 위험 간의 시간가변적 관계를 설명할 수 있음을 의미한다.

소비 대비 소득비율과 총자산 대비 소득비율을 상태변수로 사용하여 위험회피계수를 추정한 실증분석에서는 소비 대비 소득비율을 사용한 경우만 일부 유의한 결과를 얻을 수 있었다. Santos and Veronesi(2006)와 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)는 두 변수가 위험프리미엄에 대한 정보를 반영한다고 설명했지만, 두 변수가 위험회피계수의 변화를 포착한다고 설명하지는 않았다. 따라서 실증분석의 결과가 Santos and Veronesi(2006)와 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 설명과 배치되는 것은 아니며, 두 변수가 시간가변적 투자기회를 반영하는 상태변수일 수 있다. 본 연구는 소비기반 거시변수들이 시간가변적 투자기회를 반영하는지 여부에 대해서는 고려하지 않았기 때문에 추후 연구에서 보다 확장된 ICAPM에 바탕을 둔 실증분석이 필요하다.

## 참 고 문 헌

- 김형규, 신용재, “거시경제변수가 주식수익률에 미치는 영향에 관한 연구,” 대한경영학회지, 제30권, 제1호 (2017), pp. 33-52.
- (Translated in English) Kam, H. and Y. Shin, “The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Returns in Korea,” *Korean Journal of Business Administration*, Vol. 30, No. 1 (2017), pp. 33-52.
- 강민우, “한국 자본시장의 주식프리미엄과 위험회피계수 추정,” 응용경제, 제10권, 제3호 (2008), pp. 33-49.
- (Translated in English) Kang, M., “An Empirical Study on the Equity Premium and the Risk Aversion Coefficient in the Korean Stock Market,” *Korea Review of Applied Economics*, Vol. 10, No. 3 (2008), pp. 33-49.
- 김세완, “경기변동을 고려한 주식수익률과 변동성 관계의 변화 : 비대칭 GARCH 모형을 이용하여,” 금융연구, 제23호 (2009), pp. 1~28.
- (Translated in English) Kim, S., “Stock Returns and Its Volatility under Business Cycles Changes: Using Asymmetric GARCH Model,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 23, No. 2 (2009), pp. 1-28
- 김세완, 박기정, “우리나라 주식시장의 위험회피계수 추정에 대한 연구: C-CAPM 에서 CRRA 와 Habit Formation 비교를 중심으로,” 산업경제연구, 제25권, 제5호 (2012), pp. 3197-3215.
- (Translated in English) Kim, S. and K. J. Park, “The Estimation of Risk Aversion Coefficient in Korean Stock Market: Comparison of CRRA Utility and Habit Formation Utility in Consumption CAPM,” *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 25, No. 5 (2012), pp. 3197-3215
- 박도준, 엄영호, 한재훈, “기대수익률과 변동성의 관계에 대한 재검정: 한국 주식시장의 장기 자료를 중심으로,” 선물연구, 제25권, 제1호 (2017), pp. 1-30.
- (Translated in English) Park, D., Y. H. Eom, and J. Hahn, “Estimating the Risk-Return Relation in the Korean Stock market,” *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 33, No. 1 (2019), pp. 1-30
- 박도준, 엄영호, 한재훈, “소비관련 거시변수를 통한 자산수익률의 예측,” 금융연구, 제33권, 제1호 (2019), pp. 105-149.
- (Translated in English) Park, D., Y. H. Eom, and J. Hahn, “Forecasting Asset Returns Using Consumption-Based measures,” *Journal of Money and Finance*, Vol. 33, No. 1 (2019), pp. 105-149
- Basak, S. and Cuoco, D., “An equilibrium model with restricted stock market participation,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 11, No. 2 (1998), pp.309-341.
- Bliss, R. R. and N. Panigirtzoglou, “Option-implied risk aversion estimates,” *The journal of finance*, Vol. 59, No. 1 (2004), pp. 407-446.
- Bollerslev, T., “Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity,” *Journal of econometrics*, Vol. 31, No. 3 (1986), pp. 307-327.
- Bollerslev, T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge, “A capital asset pricing model with time-varying covariances,” *Journal of political Economy*, Vol. 96, No. 1 (1988), pp. 116-131.
- Bollerslev, T., M. Gibson, and H. Zhou, “Dynamic estimation of volatility risk premia and investor risk aversion from option-implied and realized volatilities,” *Journal of econometrics*, Vol. 160, No. 1 (2011), pp. 235-245.

- Brandt, M. W. and Q. Kang, "On the relationship between the conditional mean and volatility of stock returns: A latent VAR approach," *Journal of Financial Economics*, Vol. 72, No. 2 (2004), pp. 217-257.
- Brandt, M. W. and K. Q. Wang, "Time-varying risk aversion and unexpected inflation," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 50, No. 7 (2003), pp. 1457-1498.
- Brennan, M. J., A. W. Wang, and Y. Xia, "Estimation and test of a simple model of intertemporal capital asset pricing," *The Journal of Finance*, Vol. 59, No. 4 (2004), pp. 1743-1776.
- Campbell, J. Y., "Stock returns and the term structure," *Journal of financial economics*, Vol. 18, No. 2 (1987), pp. 373-399.
- Campbell, J. Y., "A variance decomposition for stock returns," *The economic journal*, Vol. 101, No.405 (1991), pp. 157-179.
- Campbell, J. Y., "Understanding risk and return," *Journal of Political economy*, Vol. 104, No.2 (1996), pp. 298-345.
- Campbell, J. Y. and J. H. Cochrane, "By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior," *Journal of political Economy*, Vol. 107, No.2 (1999), pp. 205-251.
- Campbell, J. Y. and N. G. Mankiw, "Consumption, income, and interest rates: Reinterpreting the time series evidence," NBER macroeconomics annual, Vol. 4, (1989), pp. 185-216.
- Constantinides, G. M., "Habit formation: A resolution of the equity premium puzzle," *Journal of political Economy*, Vol. 98, No.3 (1990), pp. 519-543.
- Chan, Y.L. and Kogan, L., "Catching up with the Joneses: Heterogeneous preferences and the dynamics of asset prices," *Journal of Political Economy*, Vol. 110, No.6 (2002), pp.1255-1285.
- Cho, S., "What drives stochastic risk aversion?," *International Review of Financial Analysis*, Vol. 34, (2014), pp. 44-63.
- Chou, R. Y., "Volatility persistence and stock valuations: Some empirical evidence using GARCH," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 3, No.4 (1988), pp. 279-294.
- Christensen, B. J., M. Ø. Nielsen, and J. Zhu, "The impact of financial crises on the risk–return tradeoff and the leverage effect," *Economic Modelling*, Vol. 49, (2015), pp. 407-418.
- Duffee, G. R., "Time variation in the covariance between stock returns and consumption growth," *The Journal of Finance*, Vol. 60, No.4 (2005), pp. 1673-1712.
- Engle, R. F., D. M. Lilien, and R. P. Robins, "Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model," *Econometrica: journal of the Econometric Society*, (1987), pp. 391-407.
- Fama, E. F., "Efficient capital markets: II," *The journal of finance*, Vol. 46, No.5 (1991), pp. 1575-1617.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Business conditions and expected returns on stocks and bonds," *Journal of financial economics*, Vol. 25, No.1 (1989), pp. 23-49.
- Ferson, W. E. and C. R. Harvey, "The variation of economic risk premiums," *Journal of political economy*, Vol. 99, No. 2 (1991), pp. 385-415.
- Ferson, W. E. and C. R. Harvey, "Conditioning variables and the cross section of stock returns," *The Journal of Finance*, Vol. 54, No. 4 (1999), pp. 1325-1360.
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh, "Expected stock returns and volatility," *Journal of financial Economics*, Vol. 19, No. 1 (1987), pp. 3.

- Ghattassi, I., "On the predictive power of the surplus consumption ratio," *Finance Research Letters*, Vol. 5, No. 1, (2008), pp. 21-31.
- Gordon, S. and P. St-Amour, "Asset returns and state-dependent risk preferences," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 22, No. 3 (2004), pp. 241-252.
- Guo, H., "On the out-of-sample predictability of stock market returns," *The Journal of Business*, Vol. 79, No. 2 (2006), pp. 645-670.
- Guo, H., Z. Wang, and J. Yang, "Time-Varying Risk-Return Trade-off in the Stock Market," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 45, No. 4 (2013), pp. 623-650.
- Guvenen, F., "A parsimonious macroeconomic model for asset pricing," *Econometrica*, Vol. 77, No. 6 (2009), pp.1711-1750.
- Hedegaard, E. and R. J. Hodrick, "Estimating the risk-return trade-off with overlapping data inference," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 67 (2016), pp. 135-145.
- Hodrick, R. J. and X. Zhang, "Evaluating the specification errors of asset pricing models," *Journal of Financial Economics*, Vol. 62, No. 2 (2001), pp. 327-376.
- Jagannathan, R. and Z. Wang, "The conditional CAPM and the cross-section of expected returns," *The Journal of finance*, Vol. 51, No. 1 (1996), pp. 3-53.
- Kim, C., J. C. Morley, and C. R. Nelson, "Is there a positive relationship between stock market volatility and the equity premium?," *Journal of Money, Credit and banking*, Vol. 36 (2004), pp. 339-360.
- Lettau, M. and S. C. Ludvigson, "Consumption, aggregate wealth, and expected stock returns," *the Journal of Finance*, Vol. 56, No. 3 (2001), pp. 815-849.
- Lettau, M. and S. C. Ludvigson, "Expected returns and expected dividend growth," *Journal of Financial Economics*, Vol. 76, No. 3 (2005), pp. 583-626.
- Li, Y., "Expected returns and habit persistence," *The Review of Financial Studies*, Vol. 14, No. 3 (2001), pp. 861-899.
- Li, Y., "The wealth-consumption ratio and the consumption-habit ratio," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 23, No. 2 (2005), pp. 226-241.
- Lintner, J., "Security prices, risk, and maximal gains from diversification," *The journal of finance*, Vol. 20, No. 4 (1965), pp. 587-615.
- Lundblad, C., "The risk return tradeoff in the long run: 1836-2003," *Journal of Financial Economics*, Vol. 85, No. 1 (2007), pp. 123-150.
- Lynch, A. W., and O. Randall, "Why surplus consumption in the habit model may be less persistent than you think.," No. w16950. *National Bureau of Economic Research*, (2011).
- Menzly, L., T. Santos, and P. Veronesi, "Understanding predictability," *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. 1 (2004), pp. 1-47.
- Merton, R. C., "An intertemporal capital asset pricing model," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, (1973), pp. 867-887.
- Post, T. and H. Levy, "Does risk seeking drive stock prices? A stochastic dominance analysis of aggregate investor preferences and beliefs," *The Review of Financial Studies*, Vol. 18, No. 3. (2005), pp. 925-953.
- Santos, T. and P. Veronesi, "Labor income and predictable stock returns," *The Review of Financial Studies*, Vol.

- 19, No. 1 (2006), pp. 1-44.
- Sharpe, W. F., "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk," *The journal of finance*, Vol. 19, No. 3 (1964), pp. 425-442.
- Wachter, J. A., "A consumption-based model of the term structure of interest rates," *Journal of Financial economics*, Vol. 79, No. 2 (2006), pp. 365-399.
- Welch, I. and A. Goyal, "A comprehensive look at the empirical performance of equity premium prediction," *The Review of Financial Studies*, Vol. 21, No. 4 (2008), pp. 1455-1508.
- Whitelaw, R. F., "Time variations and covariations in the expectation and volatility of stock market returns," *The Journal of Finance*, Vol. 49, No. 2 (1994), pp. 515-541.
- Yu, J. and Y. Yuan, "Investor sentiment and the mean–variance relation," *Journal of Financial Economics*, Vol. 100, No. 2 (2011), pp. 367-381.



<표 1> 잉여소비비율 계산에 사용된 모수

잉여소비비율 계산에 사용된 모수(parameter)인 1인당 실질 소비증가율의 평균, 표준편차 및 로그 배당금 대비 증가비율( $\ln[P/D]$ )의 1차 자기상관계수(first-order autocorrelation) 값이다. 1인당 실질 소비증가율은 분기별로 가계의 비내구재와 서비스의 최종소비지출의 합계액을 인구수와 개인소비지출 디플레이터로 나눈 후 그 증가율을 계산하였다. 배당금 대비 증가비율은 분기별로 종합주가지수의 시가총액을 최근 1년간 지급된 배당금의 총액으로 나누어 계산한 값이다. Wachter(2006)의 잉여소비비율의 계산에는 이전 10년간의 소비증가율 자료가 필요하고, 우리나라의 최종소비지출 자료는 1970년부터 시작하기 때문에, 모수의 계산의 기간은 1980년부터 2015년까지와 본 연구의 전체 분석기간인 1988년부터 2015년까지이다.

자료의 기간	1980년 ~ 2015년	1988년 ~ 2015년
소비증가율의 평균 ( $g$ )	0.90%	0.79%
소비증가율의 표준편차 ( $\sigma$ )	1.34%	1.38%
배당금 대비 증가비율의 자기상관계수 ( $\phi$ )	0.969	0.859

<표 2> 변수의 기초통계량

분석에 사용된 주가지수의 분기 초과수익률과 상태변수로 사용한 소비관련 거시변수 및 경기변동 관련 변수들의 기초통계량이다. 분기 초과수익률 MKT는 종합주가지수(KOSPI)와 1년만기 통안증권 금리를 사용하여 계산하였다. 소비관련 거시변수는 분기말 자료이며 경기변동 관련 변수는 월별 자료이다. SURP와 SURP<sub>86</sub>은 잉여소비비율을 Wachter(2006)의 식으로 계산한 자료이다. 지속성(persistency) 모수(parameter)의 값은 각각 0.96과 0.859이다. SURP<sub>c96</sub>와 SURP<sub>c86</sub>은 잉여소비비율을 Campbell and Cochrane(1999)의 식으로 계산한 자료이며, 지속성 값은 각각 0.969와 0.859이다. Y/C는 Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율로 소비와 자영업자를 포함한 노동소득으로 계산하였다. cay와 cdy는 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 cay와 cdy를 한국의 소비(c), 금융자산(a), 자영업자를 포함한 노동소득(y) 및 배당(d) 자료로 계산한 자료이다. 경기변동 관련 변수는 1년 만기 통안증권 금리를 해당 금리의 이전 12개월간의 평균값을 차감하여 계산한 추세를 제거한 무위험 금리(relative risk free rate; RREL), 5년 만기 1종 국민주택채권 금리에서 1년 만기 통안증권 금리를 차감한 금리 기간 프리미엄(term premium; TERM), 3년 만기 AA-등급 회사채 금리에서 3년 만기 국고채 금리를 차감한 신용위험 프리미엄(default premium; DEF), 경기종합지수 동행지수순환변동치(business cycle indicator; BCI)와 계절조정 산업생산의 전분기 대비 증가율(industrial production QtQ; IP)이다. 자료의 기간은 1988년 4월부터 2015년 12월까지이다. 전체기간을 주식시장이 전면 개방되는 시기를 기준으로 제 1기간(1988년 4월 ~ 1998년 9월)과 제 2기간(1998년 10월 ~ 2015년 12월)으로 구분하였다.

Panel A : 전체기간 (1988. 4 ~ 2015. 12)

	MKT	SURP	SURP <sub>86</sub>	SURP <sub>c96</sub>	SURP <sub>c86</sub>	Y/C	cay	cdy	RREL	TERM	DEF	BCI	IP
평균	0.002	0.009	0.009	-2.428	-3.126	1.327	-0.062	-0.114	-0.229	0.157	0.709	100.2	1.587
표준편차	0.159	0.005	0.006	0.786	0.607	0.132	0.048	0.065	1.233	1.096	0.936	1.930	3.824

Panel B : 제 1기간 (1988. 4 ~ 1998. 9)

	MKT	SURP	SURP <sub>86</sub>	SURP <sub>c96</sub>	SURP <sub>c86</sub>	Y/C	cay	cdy	RREL	TERM	DEF	BCI	IP
평균	-0.039	0.015	0.014	-1.818	-2.650	1.485	-0.075	-0.174	0.633	-1.267	0.594	100.2	1.615
표준편차	0.147	0.002	0.005	0.110	0.343	0.056	0.025	0.047	1.156	1.243	0.746	0.745	3.472

Panel C : 제 2기간 (1998. 10 ~ 2015. 12)

	MKT	SURP	SURP <sub>86</sub>	SURP <sub>c96</sub>	SURP <sub>c86</sub>	Y/C	cay	cdy	RREL	TERM	DEF	BCI	IP
평균	0.026	0.006	0.005	-2.793	-3.411	1.232	-0.053	-0.078	-0.455	-0.759	0.051	101.1	2.002
표준편차	0.162	0.002	0.003	0.790	0.551	0.044	0.056	0.045	1.335	0.700	0.154	2.729	2.150

Panel D : 상관계수 (전체기간 분기자료)

	MKT	SURP	SURP <sub>86</sub>	SURP <sub>c96</sub>	SURP <sub>c86</sub>	Y/C	cay	cdy	RREL	TERM	DEF	BCI	IP
MKT	1	-0.16	-0.18	-0.05	-0.11	-0.12	-0.07	0.14	-0.40	0.24	0.01	-0.33	0.32
SURP		1	0.93	0.83	0.87	0.86	-0.01	-0.56	0.10	-0.66	-0.22	0.23	0.10
SURP <sub>86</sub>			1	0.74	0.90	0.74	0.07	-0.55	0.18	-0.63	-0.33	0.38	0.13
SURP <sub>c96</sub>				1	0.91	0.53	0.34	-0.15	0.03	-0.40	-0.02	0.14	0.17
SURP <sub>c86</sub>					1	0.57	0.23	-0.24	0.06	-0.45	-0.18	0.30	0.20
Y/C						1	-0.44	-0.82	0.11	-0.72	-0.28	0.07	0.05
cay							1	0.47	0.08	0.18	0.20	0.26	-0.04
cdy								1	-0.24	0.59	0.36	-0.14	0.06
RREL									1	-0.31	0.00	0.38	-0.18
TERM										1	0.28	-0.34	0.16
DEF											1	-0.17	-0.30
BCI												1	-0.04
IP													1

<표 3> 위험회피계수의 추정결과

식  $R_{t+1}^e = \mu + \gamma_t h_t + \varepsilon_{t+1}$ 의 위험회피계수( $\gamma_t$ )를 종합주가지수의 분기 및 월 초과수익률( $R_{t+1}^e$ )을 사용하여 전체기간(1988년 4월 ~ 2016년 3월)에 대해서 추정한 결과이다. 위험회피계수가 상수( $\gamma_t = \gamma_1$ )인 경우와 상태변수인 잉여소비비율의 선형함수( $\gamma_t = \gamma_1 + \gamma_2 SURP$ )로 가정한 경우를 EGARCH(1,1)-M 모형과 GARCH(1,1)-M 모형으로 추정하였다. SURP는 Campbell and Cochrane(1999)의 잉여소비비율을 Wachter(2006)의 식으로 계산한 자료이다. 추정계수의 우측상단에 표기된 \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1% 수준에서 '추정된 모수가 0이다'라는 귀무가설에 대한 양측검정의 통계적 유의성을 표시한다. p-value는 양측검정의 유의성의 수치이며,  $\gamma_1$ 의 경우는 단측검정/ 양측검정의 유의성 수치이다. LLF는 우도함수(log likelihood function)의 값을 의미한다.

Panel A : 분기 초과수익률 / EGARCH(1,1)-M 추정결과

$\gamma_t$	$\mu$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\lambda$	LLF
$\gamma_1$	-0.024 *	1.240		-0.219	-0.166 ***	0.950 ***	0.284 **	74.1
t-value	(-1.67)	(1.24)		(-1.16)	(-2.94)	(21.61)	(2.04)	
p-value	.094	.107 / .214		.245	.003	.000	.041	
$\gamma_1 + \gamma_2 SURP$	-0.043 ***	2.454 ***	-0.160 ***	-0.401 ***	-0.186 ***	0.906 ***	0.284 ***	76.5
t-value	(-8.33)	(5.01)	(-2.84)	(-10.84)	(-3.18)	(105.74)	(2.92)	
p-value	.000	.000 / .000	.005	.000	.001	.000	.004	

Panel B : 월 초과수익률 / EGARCH(1,1)-M 추정결과

$\gamma_t$	$\mu$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\lambda$	LLF
$\gamma_1$	-0.007	1.401		-0.192 **	-0.092 ***	0.965 ***	0.227 ***	422.5
t-value	(-1.43)	(1.34)		(-2.10)	(-3.09)	(57.44)	(3.54)	
p-value	.152	.090 / .180		.036	.002	.000	.000	
$\gamma_1 + \gamma_2 SURP$	-0.012 **	2.280 **	-0.096 **	-0.225 ***	-0.100 ***	0.959 ***	0.231 ***	424.8
t-value	(-2.41)	(2.25)	(-2.21)	(-2.71)	(-3.30)	(62.98)	(3.62)	
p-value	.016	.012 / .024	.027	.007	.001	.000	.000	

Panel C : 분기 초과수익률 / GARCH(1,1)-M 추정결과

$\gamma_t$	$\mu$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	LLF
$\gamma_1$	-0.013	1.177		0.000	0.232 ***	0.769 ***	70.6
t-value	(-0.90)	(1.36)		(0.51)	(2.67)	(10.02)	
p-value	.366	.086 / .172		.611	.008	.000	
$\gamma_1 + \gamma_2 SURP$	-0.028	1.904 *	-0.196 **	0.001	0.222 **	0.741 ***	72.5
t-value	(-1.52)	(1.67)	(-1.97)	(0.75)	(2.52)	(7.28)	
p-value	.128	.047 / .094	.048	.455	.012	.000	

Panel D : 월 초과수익률 / GARCH(1,1)-M 추정결과

$\gamma_t$	$\mu$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	LLF
$\gamma_1$	-0.005	1.483		0.000	0.161 ***	0.828 ***	417.7
t-value	(-0.98)	(1.54)		(1.16)	(3.35)	(16.99)	
p-value	.329	.062 / .123		.245	.001	.000	
$\gamma_1 + \gamma_2 SURP$	-0.007	1.948 *	-0.092 *	0.000	0.163 ***	0.823 ***	419.2
t-value	(-1.47)	(1.95)	(-1.73)	(1.23)	(3.34)	(16.30)	
p-value	.140	.026 / .052	.083	.219	.001	.000	

<표 4> 하위기간에 대한 위험회피계수의 추정결과

식  $R_{t+1}^e = \mu + \gamma_t h_t + \varepsilon_{t+1}$ 의 위험회피계수( $\gamma_t$ )를 종합주가지수의 분기 초과수익률( $R_{t+1}^e$ )을 사용하여 제 1기간(1988년 4월 ~ 1998년 9월)과 제 2기간(1998년 10월 ~ 2016년 3월)에 대해서 추정된 결과이다. 위험회피계수가 상수( $\gamma_t = \gamma_1$ )인 경우와 상태변수인 잉여소비비율의 선형함수( $\gamma_t = \gamma_1 + \gamma_2 SURP$ )로 가정한 경우를 EGARCH(1,1)-M 모형으로 추정하였다. SURP는 Campbell and Cochrane(1999)의 잉여소비비율을 Wachter(2006)의 식으로 계산한 자료이다. 추정계수의 우측상단에 표기된 \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1% 수준에서 '추정된 모수가 0이다'라는 귀무가설에 대한 양측검정의 통계적 유의성을 표시한다. p-value는 양측검정의 유의성의 수치이며,  $\gamma_1$ 의 경우는 단측검정/ 양측검정의 유의성 수치이다. LLF는 우도함수(log likelihood function)의 값을 의미한다.

Panel A : 제 1기간 (1988. 4 ~ 1998. 9) 추정결과

$\gamma_t$	$\mu$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\lambda$	LLF
$\gamma_1$	-0.060	1.091		-0.411	-0.307 **	0.897 ***	-0.143	27.2
t-value	(-1.46)	(0.45)		(-0.88)	(-2.55)	(8.09)	(-0.77)	
p-value	.143	.327 / .655		.377	.011	.000	.443	
$\gamma_1 + \gamma_2 SURP$	-0.066	1.343	0.043	-0.442	-0.305 **	0.890 ***	-0.137	27.3
t-value	(-1.35)	(0.49)	(0.20)	(-0.95)	(-2.54)	(8.02)	(-0.75)	
p-value	.179	.311 / .622	.838	.343	.011	.000	.456	

Panel B : 제 2기간 (1998. 10 ~ 2016. 3) 추정결과

$\gamma_t$	$\mu$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\lambda$	LLF
$\gamma_1$	-0.021	2.705 ***		-0.043	-0.021	0.998 ***	0.143	49.7
t-value	(-1.57)	(3.78)		(-1.03)	(-0.30)	(122.23)	(1.06)	
p-value	.117	.000 / .000		.302	.760	.000	.288	
$\gamma_1 + \gamma_2 SURP$	-0.124 ***	12.423 ***	-0.915 ***	-0.037 ***	0.003	1.000 ***	-0.015	56.4
t-value	(-5.38)	(6.33)	(-3.46)	(-3.12)	(0.46)	(329.01)	(-0.46)	
p-value	.000	.000 / .000	.001	.002	.647	.000	.648	

<표 5> 잉여소비비율의 대응치를 사용한 위험회피계수의 추정결과

위험회피계수( $\gamma_t$ )를 상태변수인 잉여소비비율 대응치( $SV_t$ )의 선형함수( $\gamma_t = \gamma_1 + \gamma_2 SV_t$ )로 가정한 식  $R_{t+1}^e = \mu + (\gamma_1 + \gamma_2 SV_t)h_t + \varepsilon_{t+1}$ 의 추정 결과이다. 전체기간(1988년 4월 ~ 2016년 3월)에 대해서 종합주가지수의 분기 초과수익률( $R_{t+1}^e$ )을 사용하여 EGARCH(1,1)-M 모형으로 추정하였다. SURP와 SURP<sub>86</sub>은 잉여소비비율을 Wachter(2006)의 식으로 계산한 자료이다. 지속성(persistency) 모수(parameter)의 값은 각각 0.96과 0.859이다. SURP<sub>c96</sub>와 SURP<sub>c86</sub>은 잉여소비비율을 Campbell and Cochrane(1999)의 식으로 계산한 자료이며, 지속성 값은 각각 0.969와 0.859이다. 추정계수의 우측상단에 표기된 \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1% 수준에서 '추정된 모수가 0이다'라는 귀무가설에 대한 양측검정의 통계적 유의성을 표시한다. p-value는 양측검정의 유의성의 수치이며,  $\gamma_1$ 의 경우는 단측검정/ 양측검정의 유의성 수치이다. LLF는 우도함수(log likelihood function)의 값을 의미한다. 자료의 기간은 1988년 4월부터 2016년 3월까지이다. 전체 기간을 주식시장이 전면 개방되는 시기를 기준으로 제 1기간(1988년 4월 ~ 1998년 9월)과 제 2기간(1998년 10월 ~ 2016년 3월)으로 구분하였다.

$SV_t$	$\mu$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\lambda$	LLF
SURP	-0.043 *** (-8.33)	2.454 *** (5.01)	-0.160 *** (-2.84)	-0.401 *** (-10.84)	-0.186 *** (-3.18)	0.906 *** (105.74)	0.284 *** (2.92)	76.5
t-value								
p-value	.000	.000 / .000	.005	.000	.001	.000	.004	
SURP <sub>86</sub>	-0.040 *** (-2.85)	2.333 ** (2.52)	-0.194 *** (-2.70)	-0.417 * (-1.89)	-0.177 *** (-2.96)	0.903 *** (17.12)	0.265 ** (2.18)	77.7
t-value								
p-value	.004	.006 / .012	.007	.059	.003	.000	.029	
SURP <sub>c96</sub>	-0.050 *** (-11.92)	2.897 *** (8.73)	-0.172 *** (-5.25)	-0.322 *** (-8.88)	-0.159 *** (-5.38)	0.925 *** (137.59)	0.313 *** (14.06)	75.6
t-value								
p-value	.000	.000 / .000	.000	.000	.000	.000	.000	
SURP <sub>c86</sub>	-0.050 *** (-2.69)	3.022 ** (1.99)	-0.215 ** (-2.51)	-0.320 *** (-5.42)	-0.154 ** (-2.46)	0.926 *** (84.46)	0.273 ** (2.34)	77.6
t-value								
p-value	.007	.023 / .047	.012	.000	.014	.000	.019	

<표 6> 소비관련 거시변수를 사용한 위험회피계수의 추정결과

위험회피계수( $\gamma_t$ )를 상태변수인 소비관련 거시변수( $SV_t$ )의 선형함수( $\gamma_t = \gamma_1 + \gamma_2 SV_t$ )로 가정한 식  $R_{t+1}^e = \mu + (\gamma_1 + \gamma_2 SV_t)h_t + \varepsilon_{t+1}$ 의 추정 결과이다. 전체기간(1988년 4월 ~ 2016년 3월)에 대해서 종합주가지수의 분기 초과수익률( $R_{t+1}^e$ )을 사용하여 EGARCH(1,1)-M 모형으로 추정하였다. 상태변수( $SV_t$ )로 사용한 소비관련 거시변수는 SURP, Y/C, cay와 cdy이다. SURP는 Campbell and Cochrane(1999)의 잉여소비비율을 Wachter(2006)의 식으로 계산한 자료이다. Y/C는 Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율로 소비와 자영업자를 포함한 노동소득으로 계산하였다. cay와 cdy는 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 cay와 cdy를 한국의 소비(c), 금융자산(a), 자영업자를 포함한 노동소득(y) 및 배당(d) 자료로 계산한 자료이다. 추정계수의 우측상단에 표기된 \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1% 수준에서 '추정된 모수가 0이다'라는 귀무가설에 대한 양측검정의 통계적 유의성을 표시한다. p-value는 양측검정의 유의성의 수치이며,  $\gamma_1$ 의 경우는 단측검정/ 양측검정의 유의성 수치이다. LLF는 우도함수(log likelihood function)의 값을 의미한다.

$SV_t$	$\mu$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\lambda$	LLF
SURP	-0.043 *** (-8.33)	2.454 *** (5.01)	-0.160 *** (-2.84)	-0.401 *** (-10.84)	-0.186 *** (-3.18)	0.906 *** (105.74)	0.284 *** (2.92)	76.5
t-value								
p-value	.000	.000 / .000	.005	.000	.001	.000	.004	
Y/C	-0.031 ** (-1.99)	1.652 * (1.95)	-0.090 (-1.53)	-0.297 *** (-7.17)	-0.188 *** (-3.21)	0.931 *** (61.77)	0.266 ** (1.99)	75.1
t-value								
p-value	.046	.026 / .051	.127	.000	.001	.000	.047	
cay	-0.023 (-1.43)	1.146 (1.13)	0.050 (0.61)	-0.211 (-0.84)	-0.177 *** (-2.71)	0.952 *** (15.81)	0.259 (1.57)	74.3
t-value								
p-value	.152	.129 / .258	.545	.400	.007	.000	.116	
cdy	-0.024 (-1.43)	1.189 (1.11)	0.088 (1.27)	-0.278 (-1.04)	-0.183 *** (-2.80)	0.935 *** (14.64)	0.266 * (1.85)	75.0
t-value								
p-value	.154	.134 / .269	.204	.297	.005	.000	.065	

<표 7> 소비관련 거시변수와 경기변동 관련 변수를 사용한 위험회피계수의 추정결과

위험회피계수( $\gamma_t$ )를 상태변수인 소비관련 거시변수( $SV_t$ )의 선형함수( $\gamma_t = \gamma_1 + \gamma_2 SV_t$ )로 가정하고, 경기변동 관련 변수( $X_{i,t}$ )를 통제변수로 포함한 두가지 모형의 식  $R_{t+1}^e = \mu + (\gamma_1 + \gamma_2 SV_t + \gamma_{xi} X_{i,t})h_t + \varepsilon_{t+1}$  과  $R_{t+1}^e = \mu + (\gamma_1 + \gamma_2 SV_t)h_t + \lambda_{xi} X_{i,t} + \varepsilon_{t+1}$  을 전체기간(1988년 4월 ~ 2016년 3월)에 대해 분석한 결과이다. 분기 초과수익률을 사용하여 EGARCH(1,1)-M 모형으로 추정하였다. 상태변수( $SV_t$ )로 사용한 소비관련 거시변수는 SURP, Y/C, cay와 cdy이다. SURP는 Campbell and Cochrane(1999)의 잉여소비비율을 Wachter(2006)의 식으로 계산한 자료이다. Y/C는 Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율로 소비와 자영업자를 포함한 노동소득으로 계산하였다. cay와 cdy는 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 cay와 cdy를 한국의 소비(c), 금융자산(a), 자영업자를 포함한 노동소득(y) 및 배당(d) 자료로 계산한 자료이다. 경기변동 관련 변수는 1년 만기 통안증권 금리를 해당 금리의 이전 12개월간의 평균값을 차감하여 계산한 추세를 제거한 무위험 금리(relative risk free rate; RREL), 5년 만기 1종 국민주택채권 금리에서 1년 만기 통안증권 금리를 차감한 금리 기간 프리미엄(term premium; TERM), 3년 만기 AA-등급 회사채 금리에서 3년 만기 국고채 금리를 차감한 신용위험 프리미엄(default premium; DEF), 경기중합지수 동행지수순환변동치(business cycle indicator; BCI)와 계절조정 산업생산의 전분기 대비 증가율(industrial production QtQ; IP)이다. 추정계수의 우측상단에 표기된 \*는 10%, \*\*는 5%, 그리고 \*\*\*는 1% 수준에서 ‘추정된 모수가 0이다’라는 귀무가설에 대한 양측검정의 통계적 유의성을 표시한다. p-value는 양측검정의 유의성의 수치이며,  $\gamma_1$ 의 경우는 단측검정/ 양측검정의 유의성 수치이다. LLF는 우도함수(log likelihood function)의 값을 의미한다.

Panel A :  $R_{t+1}^e = \mu + (\gamma_1 + \gamma_2 SV_t + \gamma_{xi} X_{i,t}) * h_t + \varepsilon_{t+1}$

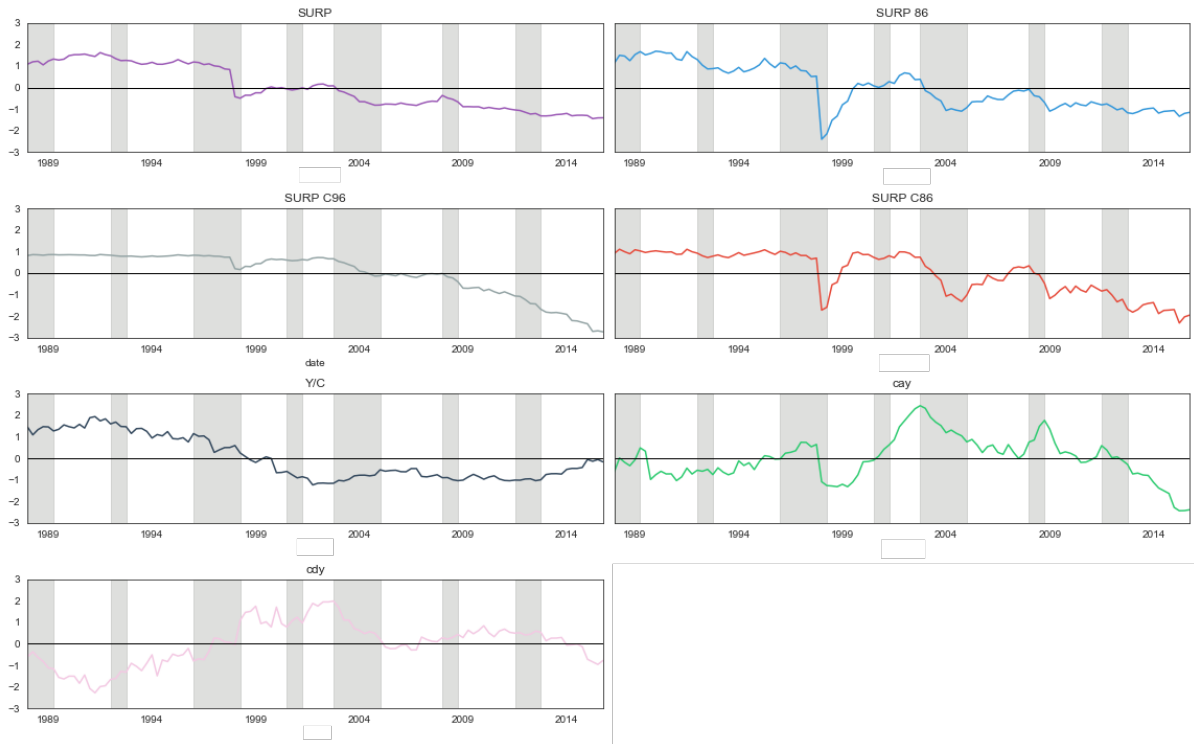
$SV_t$	$\mu$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	RREL	TERM	DEF	BCI	IP	LLF
SURP	-0.047 *	3.183 *	-0.270 ***	-0.184 ***	-0.206 ***	-0.019	-0.266 ***	0.056	83.2
t - value	(-1.91)	(1.66)	(-5.57)	(-4.80)	(-7.85)	(-0.50)	(-2.74)	(0.75)	
p - value	.056	.048 / .096	.000	.000	.000	.614	.006	.451	
Y/C	-0.039 ***	2.531 ***	-0.354 ***	-0.181 ***	-0.314 ***	-0.037	-0.405 ***	0.070	84.5
t - value	(-3.18)	(4.89)	(-4.68)	(-7.08)	(-7.17)	(-0.55)	(-6.57)	(0.84)	
p - value	.001	.000 / .000	.000	.000	.000	.582	.000	.399	
cay	0.032 ***	-2.480 ***	0.271 ***	-0.150 **	-0.111 **	0.036 ***	-0.632 ***	0.022 ***	83.5
t - value	(3.81)	(-4.25)	(4.54)	(-2.13)	(-2.11)	(3.12)	(-8.98)	(2.74)	
p - value	.000	1.000 / .000	.000	.033	.035	.002	.000	.006	
cdy	-0.008	0.154	0.227 *	-0.139	-0.173	-0.009	-0.379 ***	0.021	82.5
t - value	(-0.22)	(0.06)	(1.93)	(-1.39)	(-1.41)	(-0.08)	(-3.02)	(0.22)	
p - value	.826	.476 / .953	.053	.163	.159	.937	.003	.827	

Panel B :  $R_{t+1}^e = \mu + (\gamma_1 + \gamma_2 SV_t) * h_t + \lambda_{xi} X_{i,t} + \varepsilon_{t+1}$

$SV_t$	$\mu$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	RREL	TERM	DEF	BCI	IP	LLF
SURP	-0.052 **	3.744 *	-0.305 ***	-0.020 **	-0.029 ***	-0.001	-0.037 ***	0.011	82.6
t-value	(-2.26)	(1.82)	(-4.35)	(-2.35)	(-2.73)	(-0.31)	(-4.96)	(1.19)	
p-value	.024	.034 / .068	.000	.019	.006	.758	.000	.234	
Y/C	-0.069	4.907	-0.383 ***	-0.022 *	-0.041 **	-0.009	-0.055 ***	0.012	83.3
t-value	(-1.22)	(1.17)	(-3.10)	(-1.80)	(-2.44)	(-0.59)	(-4.39)	(1.02)	
p-value	.221	.122 / .244	.002	.072	.015	.555	.000	.307	
cay	0.016	-0.894	0.179 *	-0.025 *	-0.016	0.005	-0.061 ***	0.004	81.0
t-value	(0.54)	(-0.45)	(1.66)	(-1.75)	(-1.26)	(0.37)	(-4.04)	(0.33)	
p-value	.589	.675 / .650	.097	.080	.207	.712	.000	.739	
cdy	0.000	-0.038	0.238 **	-0.017 ***	-0.024 ***	0.004	-0.053 ***	0.004	81.6
t-value	(0.00)	(-0.02)	(2.32)	(-2.72)	(-3.19)	(0.32)	(-3.13)	(0.68)	
p-value	.997	.508 / .985	.020	.006	.001	.746	.002	.496	

<그림 1> 소비관련 거시변수의 추정치

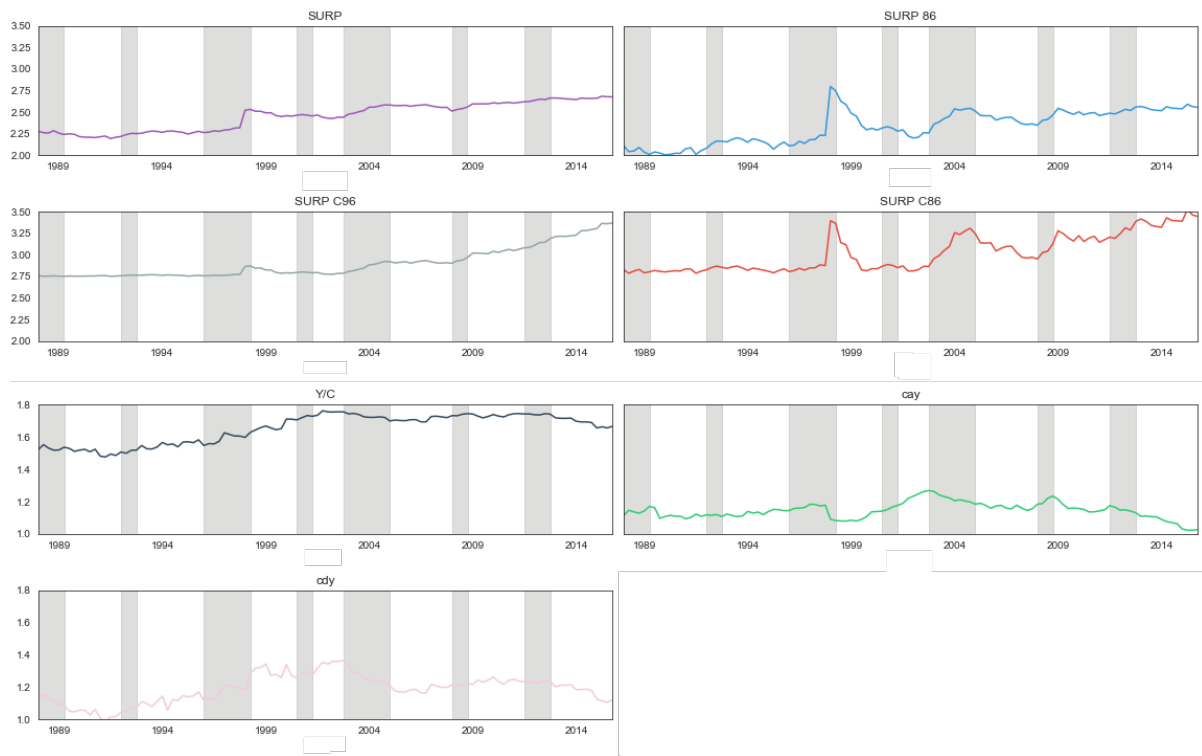
상대변수로 사용한 세가지 소비관련 거시변수 추정치의 그래프이다. SURP와 SURP<sub>86</sub>은 잉여소비비율을 Wachter(2006)의 식으로 계산한 자료이다. 지속성(persistency) 모수(parameter)의 값은 각각 0.96과 0.859이다. SURP<sub>c96</sub>와 SURP<sub>c86</sub>은 잉여소비비율을 Campbell and Cochrane(1999)의 식으로 계산한 자료이며, 지속성 값은 각각 0.969와 0.859이다. Y/C는 Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율로 소비와 자영업자를 포함한 노동소득으로 계산하였다. cay와 cdy는 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 cay와 cdy를 한국의 소비(c), 금융자산(a), 자영업자를 포함한 노동소득(y) 및 배당(d) 자료로 계산한 자료이다. 소비관련 거시변수는 분기말 자료이며 경기변동 관련 변수는 월별 자료이다. 자료기간은 1988년부터 2015년까지이며, 분기 자료이다. 회색으로 칠해진 기간은 통계청 발표의 경기 수축기를 나타내며, 각 자료는 평균이 0, 표준편차가 1이 되도록 표준화 하였다.





<그림 2> 위험회피계수의 추정치

소비관련 거시변수( $SV_t$ )를 위험회피계수의 상대변수로 가정하고 추정한 위험회피계수( $\gamma_t = \gamma_1 + \gamma_2 SV_t$ )의 그래프이다. 조건부 분산은 EGARCH(1,1)-M 모형으로 추정하였고, 평균 방정식은  $R_{t+1}^e = \mu + (\gamma_1 + \gamma_2 SV_t)h_t + \varepsilon_{t+1}$  이다. SURP와 SURP<sub>86</sub>은 잉여소비비율을 Wachter(2006)의 식으로 계산한 자료이다. 지속성(persistence) 모수(parameter)의 값은 각각 0.96과 0.859이다. SURP<sub>c96</sub>와 SURP<sub>c86</sub>은 잉여소비비율을 Campbell and Cochrane(1999)의 식으로 계산한 자료이며, 지속성 값은 각각 0.969와 0.859이다. Y/C는 Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율로 소비와 자영업자를 포함한 노동소득으로 계산하였다. cay와 cdy는 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의 cay와 cdy를 한국의 소비(c), 금융자산(a), 자영업자를 포함한 노동소득(y) 및 배당(d) 자료로 계산한 자료이다. 자료기간은 1988년부터 2015년까지이며, 분기 자료이다. 회색으로 칠해진 기간은 통계청 발표의 경기 수축기를 나타낸다.



<그림 3> 소비관련 거시변수와 경기변동 관련 변수를 사용한 위험회피계수의 추정치

소비관련 거시변수( $SV_t$ )와 다섯가지 경기변동 관련 변수( $X_{i,t}$ )를 위험회피계수의 상태변수로 가정하고 추정된 위험회피계수( $\gamma_t = \gamma_1 + \gamma_2 SV_t + \gamma_{xi} X_{i,t}$ )의 그래프이다. 조건부 분산은 EGARCH(1,1)-M 모형으로 추정하였고, 평균 방정식은  $R_{t+1}^e = \mu + (\gamma_1 + \gamma_2 SV_t + \gamma_{xi} X_{i,t})h_t + \varepsilon_{t+1}$ 이다. 상태변수( $SV_t$ )로 사용한 소비관련 거시변수는 SURP,  $Y/C$ ,  $cay$ 와  $cdy$ 이다. SURP는 Campbell and Cochrane(1999)의 잉여소비비율을 Wachter(2006)의 식으로 계산한 자료이다.  $Y/C$ 는 Santos and Veronesi(2006)의 소비 대비 소득비율로 소비와 자영업자를 포함한 노동소득으로 계산하였다.  $cay$ 와  $cdy$ 는 Lettau and Ludvigson(2001, 2005)의  $cay$ 와  $cdy$ 를 한국의 소비( $c$ ), 금융자산( $a$ ), 자영업자를 포함한 노동소득( $y$ ) 및 배당( $d$ ) 자료로 계산한 자료이다. 다섯가지 경기변동 관련 변수는 1년 만기 통안증권 금리를 해당 금리의 이전 12개월간의 평균값을 차감하여 계산한 추세를 제거한 무위험 금리(relative risk free rate; RREL), 5년 만기 1종 국민주택채권 금리에서 1년 만기 통안증권 금리를 차감한 금리 기간 프리미엄(term premium; TERM), 3년 만기 AA-등급 회사채 금리에서 3년 만기 국고채 금리를 차감한 신용위험 프리미엄(default premium; DEF), 경기종합지수 동행지수순환변동치(business cycle indicator; BCI)와 계절조정 산업생산의 전분기 대비 증가율(industrial production QtQ; IP)이다. 자료기간은 1988년부터 2015년까지이며, 분기 자료이다. 회색으로 칠해진 기간은 통계청 발표의 경기 수축기를 나타낸다.

