

Business Cycle Consumption Risk and the Cross-Section of Stock Returns in Korea

Hankil Kang[†]

Department of Business Administration, Dankook University

경기순환주기 소비위험과 한국 주식 수익률 횡단면

강한길[†]

단국대학교 경영학부

Using the frequency-based decomposition, I decompose the consumption growth to explain well-known patterns of stock returns in the Korean market. To be more specific, the consumption growth is decomposed by its half-life of shocks. The component over four years of half-life is called the business-cycle consumption component, and the components with half-lives under four years are short-run components. I compute the long-run and short-run components of stock excess returns as well and use component-by-component sensitivities to price stock portfolios. As a result, the business-cycle consumption risk with half-life of over four years is useful in explaining the cross-section of size-book-to-market portfolios and size-momentum portfolios in the Korean stock market. The short-run components have their own pricing abilities with mixed direction, so that the restricted one short-term factor model is rejected. The explanatory power with short- and long-run components is comparable to that of the Fama-French three-factor model. The components with one- to four-year half-lives are also helpful in explaining the returns. The results about the long-run components emphasize the importance of long-run component in consumption growth to explain the asset returns.

Keywords : Frequency-Based Decomposition, Long-Run Risk, Consumption-Based Model, Cross-Section of Stock Returns

1. 서 론

소비 기반 자산가격 모형(consumption-based asset pricing model)은 가장 기본적인 자산가격에 관한 모형으로, 경제적 논리로 자산가격을 설명할 수 있다면 소비 기반 모형은 최소한의 성과가 있어야 한다[6]. 그러나, 실제로 초기의 단순 소비 기반 모형의 실증적 결과는 좋지 않았으며, 주식과 채권의 수익률 차이, 주식 수익률의 횡단면 등을 잘 설명하지 못하는 결과를 보였다.

소비 기반 모형의 이론적, 실증적 발전 중 대표적으로

장기 소비성장 모형을 들 수 있다. 고전적 소비 기반 모형은 1기간 동안의 소비성장과 수익률의 관계를 강조하나, 1기간이 아닌 장기의 소비성장을 이용한 소비 기반 모형의 실증적 성과가 더 좋음이 알려졌다[12, 21]. 이론적으로는 소비성장에 있는 작지만 지속성이 높은 (small but consistent) 요인이 수익률을 설명하는 데 중요한 요인이 밝혀졌다[4, 5, 11]. 이러한 장기요인은 자산 수익률의 설명력을 높임과 더불어 적정한 수준의 위험회피계수 추정에도 큰 도움이 된다[9].

지속성 기반 분해(frequency-based decomposition)는 시계열을 충격의 지속성에 따라 구분한다. 이는 시계열에 충격이 왔을 때 얼마나 오래 지속되는지를 기준으로 시계열을 분해할 수 있게 하며, 지속성이 높은 요인은 더 긴 주기로 순환하는 특징을 가지고 있다. 일반적인 1기

간 소비성장은 자산가격 변화와 크게 연관되지 못하는 반면, 지속성 기반 분해를 통해 만들어진 요인들은 기존에 알려진 주식시장 수익률을 설명하는 요인들과 밀접한 관계가 있다[19].

소비성장률의 지속성 별 분해는 이후 연구에서 주식시장의 수익률 양태를 설명하는 데 사용되었다. Bandi and Tamoni[2]는 포트폴리오 기반 분석을 통해 미국 주식시장에서는 소비성장의 지속성이 높은, 2년에서 4년 사이의 주기를 가지는 소비요인이 자산가격과 밀접한 관계가 있음을 보였다. 또한, Boons and Tamoni[3]는 장기 지속성을 가지는 소비요인의 수준과 변동성 모두 주식시장의 수익률 이상현상과 개별주식 수익률의 횡단면을 설명하는 데에도 효과가 있음을 보였다.

한국 주식시장에서도 가장 기본적인 소비 기반 자산가격모형의 성과는 주식시장의 요인들을 사용한 모형에 비해 비교적 좋지 않으며[15], 다양한 방법을 통해 개량된 소비성장 요인이 주식을 비롯한 자산의 수익률을 설명하는 데 효과적이라는 사실이 알려져 있다. Son et al.[22]은 한국 시장에서 약 2~3년의 장기 소비성장 요인이 주식 기대수익률에 대한 횡단면을 잘 설명하며 경기변동과도 관련이 있음을 보였다. Hahn et al.[10]은 위스키와 항공사 매출로 귀중품 소비성장을 측정했을 때 투자자의 위험회피도가 더 합리적인 값으로 추정됨을 제시하였다. Park et al.[20]은 소비성장에 관련된 거시변수와 상태변수들을 활용한 다양한 모형의 한국 주식시장의 기대수익률 횡단면을 설명하는 데 긍정적인 효과가 있음을 보였다.

본 연구에서는 소비성장을 지속성 기반으로 분해하여 주기 별 요인을 추출하며, 이를 이용하여 한국 주식시장에서 주식초과수익률의 횡단면을 설명하고자 한다. 한국 주식시장에서 Parker and Julliard[21]의 장기 소비성장을 이용하지 않고 1기간 소비성장을 지속성 기반으로 분해하는 분석은 기존의 연구와는 다르게 시도되는 것이다. 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 지속성 기반 분해는 소비성장 시계열을 효과적으로 지속성에 따라 구분하는 모습을 보이며, 장기 요인은 더 장기로 순환하는 모습을 확인할 수 있다. 둘째, 장기 지속성 요인은 가장 대표적인 주식 수익률 횡단면 유형인 규모, 장부가 대비 시가비율, 모멘텀 효과에 대한 주식 포트폴리오 수익률에 대해 강한 설명력을 가진다. 셋째, 단기 지속성 요인들 간의 수익률에 미치는 영향이 서로 다르므로, Boons and Tamoni[3]가 제시하는 단기 요인 베타를 갖게 했을 때의 제한된 모형(restricted model)을 사용할 시에는 단기 요인의 설명력이 거의 없어지게 된다. 넷째, 소비 기반 요인들의 설명력은 기존의 주식 수익률을 설명하는 Fama and French[7] 3요인을 제어한 후에도 유의하다.

본 연구의 분석 결과는 소비성장에서 나타나는 장기 순환요인이 자산가격 설명에 있어서 일관적으로 중요한 역할을 함을 뜻한다. 이는 앞으로도 소비성장 외의 다른 거시경제 요인에 대해서도 단순히 1기간의 관계만을 보는 것이 아니라 장기적인 관계에 대해 고려해 볼 필요가 있다는 시사점을 갖는다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 2장에서는 연구에 사용한 자료와 함께 소비성장 요인의 빈도 별 분해와 자산 수익률 간의 관계에 대한 분석 방법론을 소개한다. 3장에서는 주요 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 4장에서는 결론을 제시한다.

2. 자료 및 분석 방법론

2.1 연구의 자료

본 연구에서는 1993년 1분기부터 2020년 4분기까지의 분기 별 주식 수익률과 소비에 관한 자료를 사용하였다. 주식 수익률은 규모 및 장부가 대비 시가비율 기준으로 구성된 25개 포트폴리오의 수익률과 규모 및 과거 성과(모멘텀) 기준으로 구성된 25개 포트폴리오 수익률을 사용하였으며, 무위험 수익률은 1년 만기 통화안정채권의 분기별 수익률을 사용했다. 모든 주식 수익률과 회계 자료 및 이자율 자료는 FnGuide에서 추출하였다. 소비 자료는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 가계의 비내구재와 서비스에 대한 최종소비지출을 사용했다.

2.2 시계열의 지속성 별 분해

Ortu et al.[19]은 시계열을 지속성(persistence) 기준으로 분해하는 방법론을 소개하였다. 먼저 시계열 g_t 가 주어졌을 때, 다음과 같이 2^j 기간 동안의 이동평균(moving average)인 $\pi_t^{(j)}$ 를 구한다.

$$\pi_t^{(j)} = \frac{1}{2^j} \sum_{p=0}^{2^j-1} g_{t-p} \quad (1)$$

이후에 $g_t^{(j)}$ 를 2^{j-1} 기간의 이동평균과 2^j 기간의 이동평균의 차이로 다음과 같이 정의한다.

$$g_t^{(j)} = \pi_t^{(j-1)} - \pi_t^{(j)} \quad (2)$$

이런 방식으로 $j=1, \dots, J$ 까지 $g_t^{(j)}$ 를 구하면, 원래의 시계열 g_t 는 $g_t^{(j)}$ 들과 $\pi_t^{(J)}$ 의 합으로 다음과 같이 표현된다.

$$g_t = \sum_{j=1}^J g_t^{(j)} + \pi_t^{(J)} \quad (3)$$

여기서 $\pi_t^{(j)}$ 는 g_t 의 2^j 기간 동안의 이동평균이며, $g_t^{(j)}$ 는 2^{j-1} 기간 동안에는 유지되나 2^j 기간 사이에 사라지는, 반감기가 $[2^{j-1}, 2^j]$ 인 g_t 의 변화를 측정하는 요인이다. 예를 들면, $j=2$ 일 때 $g_t^{(2)}$ 는 다음과 같이 표현된다.

$$g_t^{(2)} = \frac{1}{4}(g_t + g_{t-1} - g_{t-2} - g_{t-3}) \quad (4)$$

$g_t^{(2)}$ 에 오는 충격은 2분기까지 유지되고 4분기에 반감되는 성질을 가지고 있다. 따라서, 식 (3)과 같은 분해는 충격의 지속성 기준으로 원래 시계열을 분해하는 효과를 가진다. 식 (3)의 나머지 항인 $\pi_t^{(j)}$ 는 $\pi_t^{(j)} = \sum_{j=J}^{\infty} g_t^{(j)}$ 이므로 지속성이 2^J 이상인 모든 요인들의 합이라고 할 수 있다.

최대 지속성에 영향을 미치는 값인 J 를 크게 설정할수록 더 장기의 요인까지 분석이 가능하나, 지속성 기반 분해의 특성 상 최대 지속성 수준에 따라 2^J 개의 초기 자료의 손실이 일어난다는 단점이 있다. 본 연구의 원 자료는 112분기기로, $J=5$ 로 설정 시 32개의 자료, $J=6$ 으로 설정 시 자료의 절반 이상인 64개의 자료의 손실이 일어난다. 따라서, 본 연구에서는 원 자료의 심한 손실을 막기 위해 $J=4$ 로 설정한다. 이는 소비성장을 1~2분기, 2~4분기, 4~8분기, 8~16분기, 16분기(4년) 이상의 지속성을 가지는 요인으로 분해함을 뜻한다. 따라서, 주요 실증 분석에서 사용되는 자료는 1997년 1분기부터 2020년 4분기까지의 96기간이다. 실제로 본 연구에서 중점적으로 분석하는 주식 수익률의 규모효과, 가치효과, 모멘텀 효과는 1998년 금융위기 전에 비해 2000년 이후에 더 두드러진다는 특징이 있으므로[16], 이러한 최대 지속성의 설정은 한국 시장의 자료 특성과 부합하는 선택이라고 할 수 있다.

2.3 빈도 별 위험과 수익률

전통적으로 위험과 수익률의 관계는 다음과 같은 오일러 방정식으로 표현된다.

$$E_{t-1}[m_t R_t^e] = 0 \quad (5)$$

여기서 m_t 는 추계적 할인요소(stochastic discount factor)이며, R_t^e 는 자산의 초과수익률이다. 추계적 할인요소가 $m_t = a - b f_t$ 로 요인벡터 f_t 와 선형관계에 있다면, 자산의 기대수익률은 다음과 같이 표현된다.

$$E[R_{it}^e] = \lambda' \beta_i, \quad R_{it}^e = \alpha_i + \beta_i' f_t + \epsilon_{it} \quad (6)$$

여기서 β_i 는 i 번째 자산 초과수익률을 f_t 에 대해 시계

열 선형회귀분석으로 구할 수 있는 수익률의 요인에 대한 민감도이며, 각 요인에 대한 위험으로 해석한다. λ 는 각각의 β 에 대한 위험프리미엄으로 해석할 수 있다.

앞서 서술한 지속성 기준 분해에 기반하여, Bandi and Tamoni[2]는 다음과 같이 기대수익률에 관한 식을 유도한다(Bandi and Tamoni[2]의 식 (19)).

$$E[R_{it}^e] = \sum_{j=1}^J \lambda^{(j)} \beta_i^{(j)}, \quad R_{it}^e = \beta_0 + \beta_i^{(j)} f_t^{(j)} + \epsilon_{it} \quad (7)$$

여기서 $\beta_i^{(j)}$ 는 i 번째 자산 초과수익률의 j 번째 지속성 기반 요인인 $R_{it}^{e(j)}$ 의 위험요인인 $f_t^{(j)}$ 의 j 번째 지속성 기반 요인인 $f_t^{(j)}$ 에 대한 민감도이다. 일반적으로 위험에 대한 민감도인 $\beta^{(j)}$ 를 구할 때에는 식 (6)과 같이 초과수익률 R_t^e 를 종속변수로 두는 데 비해, 식 (7)의 차이점은 j 번째 민감도 $\beta^{(j)}$ 를 구할 때 종속변수로 j 번째 요인인 $R_{it}^{e(j)}$ 를 사용한다는 점이다. 직관적으로는, $f_t^{(j)}$ 가 2^j 기간 동안의 성장률에 대한 정보이기 때문에 과거 2^j 기간 동안의 수익률 요인과의 관련성이 중요하다는 뜻이다. 식 (7)은 j 번째 성분의 자료를 2^j 기간마다 한 번씩 추출한 경우 정확히 성립하며, j 번째 성분의 2^j 기간마다의 자료로 원래 시계열을 복원할 수 있는 성질이 있으므로 일반적인 시계열에서도 성립해야 한다.

Boons and Tamoni[3]는 식 (7)을 다음과 같이 두 가지로 확장한다.

$$E[R_{it}^e] = \sum_{j=1}^J \lambda^{(j)} \beta_i^{(j)} + \lambda^{(>J)} \beta_i^{(>J)}, \quad (8)$$

$$\pi_{it}^{(j)} = \beta_0 + \beta_i^{(>J)} \pi_{it}^{(j)} + \epsilon_{it}$$

$$E[R_{it}^e] = \lambda^{(1:J)} \beta_i^{(1:J)} + \lambda^{(>J)} \beta_i^{(>J)}, \quad (9)$$

$$\sum_{j=1}^J R_{it}^{e(j)} = \beta_0 + \beta_i^{(1:J)} \sum_{j=1}^J f_t^{(j)} + \epsilon_{it}$$

$\beta_i^{(>J)}$ 는 R_{it}^e 를 분해한 후 지속성의 2^J 이상인 요인 $\pi_{it}^{(j)}$ 의 f_t 의 지속성이 2^J 이상인 요인 $\pi_{it}^{(j)}$ 에 대한 민감도이다. $\beta_i^{(1:J)}$ 는 R_{it}^e 를 분해하여 지속성이 2^J 보다 짧은 요인의 합인 $\sum_{j=1}^J R_{it}^{e(j)}$ 의 f_t 의 지속성이 2^J 보다 짧은 요인의 합인 $\sum_{j=1}^J f_t^{(j)}$ 에 대한 민감도이다. 식 (8)은 지속성이 2^J 이상인 요인들에 대한 위험과 위험프리미엄을 각각 $\beta_i^{(>J)}$ 와 $\lambda^{(>J)}$ 로 단순화하였고, 식 (9)는 지속성이 짧은 요인들에 대한 위험을 $\beta_i^{(1:J)}$ 로 제한한 꼴이다. Boons and Tamoni[3]의 경우에는 개별주식에 대한 분석을 시행하기 때문에 추정되는 모수의 숫자를 줄일 필요가 있었으며, 단기 요인과 장기 요인에 대한 위험프리미엄의 부호와 값이 비슷하고 일관적으로 나왔기 때문에 식 (9)를 사용하였으나, 본 연구에서는

개별 단기요인을 사용하는 식 (8)과 단일 단기요인을 사용하는 식 (9)를 각각 추정한다.

3. 실증분석 결과

3.1 소비성장률의 빈도 별 분해

<Figure 1>은 소비성장을 식 (3)과 같이 분해한 결과 시계열을 나타낸다. 시계열의 움직임은 빈도 별 분해의 목적과 일치하는 모습을 보인다. 표본 중 한국 시장에서 소비성장에 큰 영향을 준 사건은 1998년 금융위기와 2020년 COVID-19로 인한 경기침체이며, 이 경우 해당 분기에 소비성장이 음수이며 이후 급격하게 회복하는 모습을 보인다. 각각의 시계열을 비교하면, j 가 커질수록 더 장기로 순환하는 모습을 보이며, 단기 요인에 비해 장기 요인의 장기 변화 양상이 더 두드러지게 나타남을 확인할 수 있다.

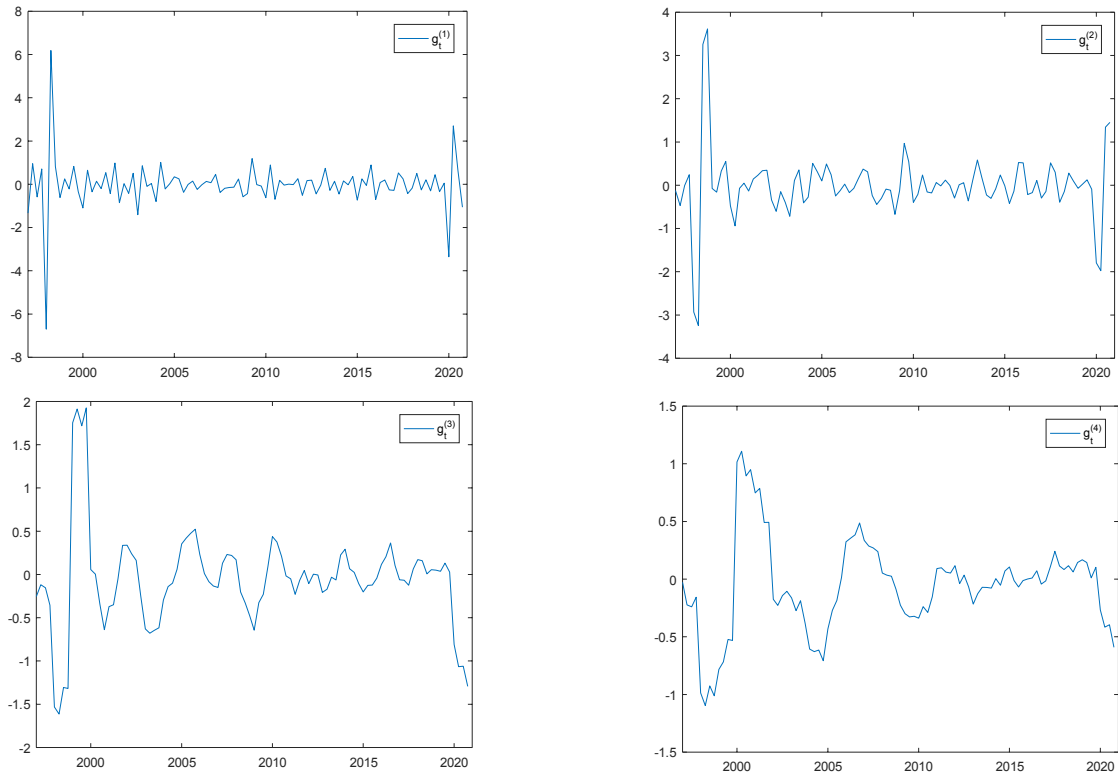
빈도 기반으로 분해된 소비성장 시계열의 1차 자기상관계수는 <Table 1>의 Panel A에서 확인할 수 있다. 모형에서 의미하는 바에 의하면, 지속성 수준인 j 가 커질수록 시계열에 가해지는 충격의 지속성이 커지므로 이는 자기상관계수가 높아짐을 뜻한다. 실제로 장기로 갈수록

대체로 소비성장 요인의 자기상관계수가 더 크게 나타났으며, 이는 같은 충격이 주어졌을 때 장기 요인일수록 그 충격이 더 오래 지속됨을 뜻한다.

<Table 1>의 Panel B는 분해된 요인들의 상관계수 행렬을 나타낸다. 비록 식 (3)과 같은 지속성 기반 분해가 분해된 요인들의 독립성을 보장하지는 않으나, 연구의 표본 기간 동안 각 요인의 상관계수의 절댓값은 10% 이하이다. 식 (7)의 분석은 각 요인에 대한 단순 회귀분석이므로 변수 간의 상관계수가 낮아야 할 필요는 없으나, 빈도 기반 분해에 의한 요인들이 비교적 독립적인 정보를 포함한다고 할 수 있다.

<Table 1> Summary Statistics of Decomposed Consumption Growth

$g^{(1)}$	$g^{(2)}$	$g^{(3)}$	$g^{(4)}$	$\pi^{(4)}$
Panel A: first-order autocorrelation coefficients				
-0.492	0.237	0.698	0.839	0.863
Panel B: correlation matrix of components				
1.00				
0.00	1.00			
0.02	0.07	1.00		
-0.02	-0.06	0.09	1.00	
-0.03	-0.05	0.03	-0.10	1.00



<Figure 1> Time-series of Frequency-based Consumption Growth Factors

3.2 빈도 별 소비성장률과 주식 수익률 횡단면

<Table 2>는 분석에 사용된 25개 규모 및 장부가 대비 시가비율 포트폴리오와 25개 규모 및 과거 수익률 포트폴리오의 분기 별 평균 초과수익률을 나타낸다. 표에서 직접적으로 확인할 수 있듯이, 본 연구의 표본인 1997년 1분기부터 2020년 4분기까지 한국 시장에서 규모가 작은 기업의 평균 수익률이 높은 규모효과, 장부가 대비 시가비율이 높은 기업의 수익률이 높은 가치효과 [7], 과거 수익률이 높은 기업의 수익률이 더 높은 모멘텀 효과와 [14] 드러남을 알 수 있다.

한국 시장에서는 2000년 이후에 일반적으로 과거 6개월 또는 12개월 수익률에 의한 모멘텀 효과보다는 Novy-Marx[18]가 주장하는 과거 12개월에서 7개월 사이 수익률 기준의 중도 기간 모멘텀 (intermediate-term momentum) 효과만이 강력하게 나타난다고 알려져 있으나 [13], 코스피 시장의 중도 기간 모멘텀 포트폴리오를 이용하여 분석했을 때에도 본 논문의 결과는 크게 달라지지 않았다.

<Table 2> Average Excess Returns of Test Portfolios

Panel A: 25 size and book-to-market portfolios					
	Low	2	3	4	High
Small	2.82	5.66	5.21	5.37	7.21
2	0.76	1.14	2.07	2.36	5.22
3	-0.42	0.03	0.67	1.81	3.07
4	-0.68	0.56	1.35	0.88	2.56
Big	1.66	0.22	2.24	2.28	2.02
Panel B: 25 size and momentum portfolios					
	Loser	2	3	4	Winner
Small	8.38	9.47	9.39	9.72	9.79
2	1.66	2.61	2.56	4.36	3.13
3	-1.21	1.03	2.20	2.77	0.75
4	-0.58	0.44	2.02	1.42	1.28
Big	1.01	1.29	1.50	2.19	2.47

소비성장과 초과수익률을 빈도 별로 분해한 이후, 식 (8)과 식 (9)의 기대수익률에 대한 횡단면 회귀분석을 수행한다. 식 (8)과 식 (9)에는 상수항이 없으나, 이후의 분석에서는 다음과 같이 상수항을 넣은 분석을 주로 수행한다.

$$E[R_{it}^e] = \lambda_0 + \sum_{j=1}^J \lambda^{(j)} \beta_i^{(j)} + \lambda^{(>J)} \beta_i^{(>J)} + \alpha_i \quad (10)$$

$$E[R_{it}^e] = \lambda_0 + \lambda^{(1:J)} \beta_i^{(1:J)} + \lambda^{(>J)} \beta_i^{(>J)} + \alpha_i \quad (11)$$

여기서 λ_0 는 모형에서 포착하지 못하는 평균적인 가격 오차(pricing error)를 나타내며, α_i 는 각 포트폴리오의 잔차를 나타낸다. 식 (8)과 식 (9)는 비조건부 (unconditional)로

성립하고, 분석하는 수익률이 모든 시점에서 자료가 있는 포트폴리오 수준의 분석이므로, Fama and MacBeth[8]의 회귀분석을 전체 표본에 대해 수행하여 위험프리미엄을 추정한다. 모형에서 설명하는 평균 수익률의 분산과 전체 평균 수익률의 분산의 비율로 횡단면 R^2 를 계산한다. Lewellen et al.[17]의 비판에 따라 포트폴리오 기대수익률에 대한 횡단면 회귀분석의 R^2 는 과대추정될 수 있으므로 R^2 는 부차적인 참고자료로 생각하고, 각각의 계수의 유의성에 해석을 집중하고자 한다.

<Table 3>은 25개 규모 및 장부가 대비 시가비율 포트폴리오에 대한 빈도 별 소비성장 요인의 횡단면 회귀분석 결과를 표시한다. 앞으로의 모든 표에서 괄호 안의 값은 Fama and MacBeth[8]의 방법으로 계산한 t값이다. 먼저, 4년 이상의 장기 요인에 대한 위험프리미엄인 $\lambda^{(>4)}$ 는 어떤 경우에도 유의하고, 단일 요인으로 사용했을 때 수익률 횡단면의 40%를 설명함을 확인할 수 있다. 이는 상수항의 포함 유무와 관계가 없으며, 단기 요인들이 존재하는 상황에서도 그 추정치나 유의성이 유지된다. 즉, 미국 시장에서의 실증분석 결과와 마찬가지로, 장기 순환요인이 자산가격 결정에 큰 영향을 끼침을 알 수 있다. 또한 장기 순환요인이 포함되면 어떤 경우에도 평균 가격오차를 나타내는 상수항이 유의하지 않게 나타남을 확인할 수 있다.

4년 이하의 요인 중에서는 2분기에서 4분기의 반감기를 가지는 요인에 대한 위험 프리미엄인 $\lambda^{(2)}$ 가 양으로 유의함을 알 수 있다. 이는 Jagannathan and Wang[12]에서 설명한 4분기 간의 소비성장이 주식 수익률 횡단면을 잘 설명한다는 사실과 잠재적으로 관계가 있다. 상수항 포함 유무에 따라 차이가 있으나, $\lambda^{(4)}$ 또한 양으로 유의하다.

반면, $\lambda^{(1)}$ 과 $\lambda^{(3)}$ 은 음수로 추정되며, 이는 위험 프리미엄의 정의와 반대되는 추정 결과이다. 단기 요인의 음의 위험 프리미엄에 대한 해석은 두 가지 정도의 가능성이 있다. 첫째, 이론적으로 중요하다고 여겨지는 장기 위험에 비해, 단기 소비충격에는 위험 프리미엄과 관계가 없거나 역으로 관계를 가지는 요소가 끼어 있을 수 있다. 실제로 모든 빈도 요인의 합인 1기간 소비성장이 자산 수익률에 대한 설명력이 약한 것도 이러한 이유일 수 있다. 둘째, 중장기 소비위험 요인은 단일 요인으로 사용될 때 양의 위험 프리미엄을 가지나, 장기 위험 프리미엄이 너무 강하게 나타나서 다중회귀분석에서 부호가 바뀌거나 유의성이 사라질 수 있다.

$\lambda^{(1)}$ 부터 $\lambda^{(4)}$ 까지의 부호가 다르다는 것은 Boons and Tamoni[3]에서 제시하는 단기 단일요인 모형의 설명력이 매우 떨어지게 되는 결과로 이어진다. 4년 이하의 단기 요인에 대한 민감도와 위험 프리미엄을 하나의 값으로 제한시켰을 때, 각 빈도 별 베타와 위험 프리미엄이 모두

상쇄되는 효과를 가지며, 따라서 위험 프리미엄 $\lambda^{(1:4)}$ 가 작게 추정되었다. 이는 4년 이하 주기의 소비위험에 대한 단일 요인이 한국 시장에서는 수익률 횡단면 설명에 큰 효과를 가지지 못함을 의미한다.

<Table 3> Fama-MacBeth Regression Results for 25 Size and Book-to-Market Portfolios

λ_0	$\lambda^{(1)}$	$\lambda^{(2)}$	$\lambda^{(3)}$	$\lambda^{(4)}$	$\lambda^{(1:4)}$	$\lambda^{(>4)}$	R^2
1.55	-0.63	1.02	-0.69	0.47		0.35	0.85
(0.88)	(-1.55)	(2.11)	(-1.84)	(1.78)		(2.51)	
0.00	-0.81	1.05	-0.52	0.42		0.31	
	(-2.08)	(2.16)	(-1.44)	(1.49)		(2.23)	
2.01					0.09	0.41	0.43
(1.10)					(0.26)	(1.93)	
1.98						0.43	0.42
(1.08)						(2.31)	

<Table 4>는 25개 규모 및 과거 수익률에 대한 빈도 별 소비성장 요인의 횡단면 회귀분석 결과를 표시한다. 앞서 <Table 3>에서와 마찬가지로, 4년 이상의 장기 요인에 대한 위험프리미엄인 $\lambda^{(>4)}$ 는 어떤 경우에도 유의하며, 단일 요인으로 사용되었을 때 수익률 횡단면 분산의 72%를 설명하면서 평균 가격오차가 유의하지 않게 나타남을 확인할 수 있다. 4년 이하의 요인 중에서는 2분기에서 4분기의 반감기를 가지는 요인에 대한 위험프리미엄인 $\lambda^{(2)}$ 가 음으로 유의함을 알 수 있다. $\lambda^{(3)}$ 은 다른 요인들의 존재 하에서는 상수항이 없는 경우에만 양으로 유의하게 나타났다.

단기 요인들에 대한 위험프리미엄의 부호가 <Table 3>과 <Table 4>에서 다르게 나타나므로, 주기가 4년 이

하인 요인들이 자산가격을 설명하게 되는 양상은 어떤 포트폴리오를 분석 대상으로 하는지에 따라 다소 혼재된 결과를 보인다고 할 수 있다. 이는 본 연구의 표본에서 4년 이상 주기 요인의 설명력이 다른 요인에 비해 강해서 나타나는 현상이다. 특히 $\lambda^{(3)}$ 과 $\lambda^{(4)}$ 는 단일 요인으로 사용했을 때에는 <Table 3>과 <Table 4>에 사용한 모든 포트폴리오에 대해서 양수로 추정되었으나, 다중회귀분석에서는 $\lambda^{(>4)}$ 의 강한 양의 설명력 때문에 계수의 부호가 바뀌는 양상을 보인다.

<Table 4> Fama-MacBeth Regression Results for 25 Size and Momentum Portfolios

λ_0	$\lambda^{(1)}$	$\lambda^{(2)}$	$\lambda^{(3)}$	$\lambda^{(4)}$	$\lambda^{(1:4)}$	$\lambda^{(>4)}$	R^2
4.94	0.69	-1.10	0.22	-0.22		0.78	0.79
(2.68)	(1.63)	(-2.59)	(0.85)	(-0.78)		(4.35)	
0.00	0.02	-0.76	0.53	0.05		0.44	
	(0.06)	(-1.90)	(2.00)	(0.18)		(2.40)	
1.87					0.00	0.65	0.72
(1.10)					(0.00)	(3.61)	
1.86						0.65	0.72
(1.04)						(3.59)	

<Table 5>는 앞서 살펴 본 소비성장의 빈도 별 요인의 설명력을 주식 시장의 수익률을 설명하는 대표적 모형인 Fama and French[7]의 3요인 모형과 비교한다. Fama-French 3요인 모형은 시장초과수익률(MKT), 소형과 대형주 수익률의 차이(small-minus-big, SMB), 가치주와 성장주 수익률의 차이(high-minus-low, HML)로 이루어지는 선형 모형이며, 이 요인들에 대한 민감도가 식 (6)과 같이 주식 수익률 횡단면을 설명해야 한다.

<Table 5> Comparison with the Fama-French Three-Factor Model

λ_0	$\lambda^{(1)}$	$\lambda^{(2)}$	$\lambda^{(3)}$	$\lambda^{(4)}$	$\lambda^{(>4)}$	MKT	SMB	HML	R^2
Panel A: 25 size and book-to-market portfolios									
1.55	-0.63	1.02	-0.69	0.47	0.35				0.85
(0.88)	(-1.55)	(2.11)	(-1.84)	(1.78)	(2.51)				
2.45						-1.75	2.48	2.13	0.62
(1.10)						(-0.63)	(2.03)	(1.64)	
4.63	-1.19	1.45	-0.49	0.32	0.38	-5.88	-0.95	-1.35	0.89
(2.05)	(-2.66)	(3.3)	(-1.47)	(1.43)	(2.65)	(-1.76)	(-0.65)	(-0.84)	
Panel B: 25 size and momentum portfolios									
4.94	0.69	-1.10	0.22	-0.22	0.78				0.79
(2.68)	(1.63)	(-2.59)	(0.85)	(-0.78)	(4.35)				
-0.62						1.58	2.55	-6.21	0.61
(-0.24)						(0.53)	(1.89)	(-3.18)	
8.40	-0.51	-0.02	0.28	-0.34	0.81	-8.16	-1.70	-5.20	0.86
(4.13)	(-1.10)	(-0.06)	(1.17)	(-1.76)	(4.59)	(-2.89)	(-1.06)	(-2.27)	

<Table 5>의 결과에서 장기 소비성장 요인의 설명력이 Fama-French 요인을 통제한 후에도 강건함을 확인할 수 있다. 본 연구에서 사용한 두 가지 포트폴리오 모두에 대해 소비성장 모형의 횡단면 R^2 가 더 높으며, Fama-French 3요인을 추가하는 것은 각각 4%와 7%의 횡단면 R^2 상승만을 보인다. 또한, 소비요인과 Fama-French 3요인이 함께 쓰였을 때 Fama-French 요인들의 위험 프리미엄은 모두 음수로 추정되며, 평균 가격오차는 오히려 커진다. 이는 장기 소비성장 요인을 사용한 모형의 설명력이 기존의 주식 시장에서 대표적인 Fama-French 모형과 견줄 수 있는 정도임을 의미한다.

한국 주식시장의 수익률은 2000년대에 들어서 그 양상이 그 이전과 매우 다르며[13, 16], <Figure 1>에서 살펴본 바와 같이 1990년대 말 소비성장의 변화 폭 또한 매우 크므로, 보다 최근의 자료만을 사용했을 때의 부표본 분석 결과 또한 의미가 있다. <Table 6>에서는 2005년 1분기부터의 자료를 사용한 Fama-MacBeth 회귀분석의 결과를 보고한다. $J=4$ 이므로 실제로 사용한 자료는 2001년 1분기부터 2020년 4분기까지 80분기이다.

<Table 6> Subsample Analysis: from 2005Q1 to 2020Q4

λ_0	$\lambda^{(1)}$	$\lambda^{(2)}$	$\lambda^{(3)}$	$\lambda^{(4)}$	$\lambda^{(>4)}$	R^2
Panel A: 25 size and book-to-market portfolios						
0.63			0.64			0.45
(0.49)			(3.64)			
1.32				0.40		0.21
(0.90)				(3.18)		
2.07					0.09	0.11
(1.41)					(1.38)	
0.33	-0.06	0.19	0.51	0.21	-0.05	0.49
(0.28)	(-0.17)	(0.66)	(1.88)	(2.32)	(-0.71)	
Panel B: 25 size and momentum portfolios						
-0.80			1.32			0.62
(-0.65)			(5.64)			
0.85				0.72		0.56
(0.63)				(6.26)		
1.61					0.33	0.27
(1.08)					(4.85)	
0.01	-0.07	-0.31	0.94	0.29	0.08	0.67
(0.01)	(-0.20)	(-0.87)	(3.24)	(1.89)	(0.70)	

주요 실증분석 결과로, 4년 이상의 요인과 관련된 위험 프리미엄 $\lambda^{(>4)}$ 는 다른 요인이 없을 때에는 양수로 추정되나, 다른 요인들과 함께 회귀식에 있으면 유의하지 않게 됨을 확인할 수 있다. 반면, 1년에서 4년 사이의 반감기를 가지는 요인들에 대한 위험 프리미엄 $\lambda^{(3)}$ 과 $\lambda^{(4)}$ 는 어떤 경우에도 양으로 유의하게 추정된다. 이는

Bandi and Tamoni[2], Park et al.[20], Parker and Julliard [21]와 같이 1년에서 4년 사이의 주기를 가지는 소비성장 요인의 중요성을 강조하는 연구와 연관되는 결과이다. 부표본 분석의 결과로 4년 이상 주기를 가지는 요인의 중요성이 상대적으로 약하게 나타나나, 1년에서 2년, 2년에서 4년 주기의 요인이 2000년대 자료에서 강조된다는 결과 역시 경기순환주기 소비위험의 역할을 드러낸다고 할 수 있다.

4. 결론

본 연구에서는 한국 시장에서 소비성장을 빈도 별 요인으로 분해하고, 각각의 요인들을 이용하여 주식 시장 수익률의 횡단면을 설명하는 시도를 하였다. 주식 수익률의 횡단면 설명에 있어서 장기 소비성장 요인의 역할을 구체적으로 보였다는 것이 본 연구의 공헌이라고 할 수 있다. 일반적으로 1기간 소비 기반 모형의 실증적 성과가 좋지 않다고 알려진 것과 비교하면, 소비성장에서 직접 계산한 장기 순환 요인의 유의성은 한국 주식시장에서도 소비성장 중 경기순환 주기와 비슷하게 움직이는 장기 요인이 자산 가격을 설명함에 있어서 중요하다는 의미를 갖는다.

Bandi et al.[1]에서 제시하는 방법론을 통해 수익률과 설명요인을 서로 수직인 빈도 별 요인으로 분해하는 것이 본 연구의 결과를 더욱 확장할 수 있을 것이다. 또한, 대표적인 규모, 장부가 대비 시가비율, 과거 수익률 외에도 한국 주식시장에서 확인되는 다양한 시장 이상현상에 대한 장기 소비요인의 설명력을 고찰하는 것도 후속 연구의 좋은 주제가 될 것이다.

References

- [1] Bandi, F. M., Chaudhuri, S., Lo, A. W., and Tamoni, A., Spectral factor models, *Journal of Financial Economics*, 2021, Vol. 142, No. 1, pp. 214-238.
- [2] Bandi, F. M., and Tamoni A., Business-cycle consumption risk and asset prices, *Working Paper*, Rutgers University, 2021.
- [3] Boons, M., and Tamoni, A., 2021, Horizon-specific macroeconomic risks and the cross-section of expected returns, *Working Paper*, Rutgers University, 2021.
- [4] Bansal, R., and Yaron, A., Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzles, *Journal of Finance*, 2004, Vol. 59, No. 4, pp. 1481-1509.
- [5] Campbell, J. Y., and Cochrane, J. H., By force of habit:

- A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior, *Journal of Political Economy*, 1999, Vol. 107, No. 2, pp. 205-251.
- [6] Cochrane, J. H., Asset pricing:(revised edition), *Princeton university press*, 2005.
- [7] Fama, E. F., and French, K. R., Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics*, 1993, Vol. 33, No. 1, 3-56.
- [8] Fama, E. F., and MacBeth, J. D., Risk, return, and equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy*, 1973, Vol. 81, No. 3, pp. 607-636.
- [9] Grammig, J., Schrimpf, A., and Schuppli, M., Long-horizon consumption risk and the cross-section of returns: New tests and international evidence, *European Journal of Finance*, 2009, Vol. 15 No. 5-6, pp. 511-532.
- [10] Hahn, J., Kang, Y. J., and Sohn, Y., Discretionary Consumption and the Equity Premium: Evidence from Korea, 2017, *Asian Review of Financial Research*, 2017, Vol. 30, No. 2, pp. 217-236.
- [11] Hansen, L. P., Heaton, J. C., and Li, N., Consumption strikes back? Measuring long-run risk, *Journal of Political Economy*, 2008, Vol. 116, No. 2, pp. 260-302.
- [12] Jagannathan, R., Wang, Y., Lazy investors, discretionary consumption, and the cross-section of stock returns, *Journal of Finance*, 2007, Vol. 62, No. 4, pp. 1623-1661.
- [13] Jang, J., Price momentum anomaly revisited: evidence in the Korean stock market, *Asian Review of Financial Research*, 2017, Vol. 30, No. 3, pp. 317-359.
- [14] Jegadeesh, N. and Titman, S., Returns to buying winners and selling losers: implications for stock market efficiency, *Journal of Finance*, 1993, Vol. 48 (1), pp. 65-91.
- [15] Kim, S., Kim, D., and Shin, H., Evaluating asset pricing models in the Korean stock market, *Pacific-Basin Finance Journal*, 2012, Vol. 20, No. 2, pp. 198-227.
- [16] Lee, C. and Jang, J., Size, book-to-market, and momentum effects across economic states: evidence from the Korean stock market, *Korean Journal of Financial Management*, 2015, Vol. 32, No. 2, pp. 201-234.
- [17] Lewellen, J., Nagel, S., and Shanken, J., A skeptical appraisal of asset pricing tests, *Journal of Financial Economics*, 2010, Vol. 96, No. 2, pp. 175-194.
- [18] Novy-Marx, R., Is momentum really momentum?, *Journal of Financial Economics*, 2012, Vol. 103, No. 3, pp. 429-453.
- [19] Ortu, F., Tamoni, A., and Tebaldi, C., Long-run risk and the persistence of consumption shocks, *Review of Financial Studies*, 2013, Vol. 26, No. 11, pp. 2876-2915.
- [20] Park, D., Eom, Y.H., and Hahn, J., Evaluating the Conditional CAPM using Consumption-based State Variables: Evidence from the Korean Stock Market, *Korean Journal of Financial Studies*, 2021, Vol. 50, No. 3, pp. 339-367.
- [21] Parker, J. A., and Julliard, C., Consumption risk and the cross section of expected returns, *Journal of Political Economy*, 2005, Vol. 113, No. 1, pp. 185-222.
- [22] Son, S.H., Hwang, S., and Binh, K. B., Business Cycle Implication of Long-Run Risk Consumption CAPM: Korean Stock Market Evidence, *Journal of Derivatives and Quantitative Studies*, 2012, Vol. 20, No. 3, pp. 265-295.

ORCIDHankil Kang | <https://orcid.org/0000-0003-2464-5682>