

산업연구

INDUSTRIAL STUDIES

제 44권 제 2호
VOL. 44, No. 2

단국대학교 부설 미래산업연구소

THE RESEARCH INSTITUTE OF FUTURE INDUSTRY
DANKOOK UNIVERSITY

산업연구

제 44권 제 2호

- 다양한 위험측정 모형을 이용한 최적자산 배분모형의 성과 비교
-섹터 ETF상품을 이용한 실증분석- 1
김성일 · 최승묵
- 공공정책과 민간투자 및 개방성이 경제성장에 미치는 효과 분석 29
김성순
- 경영자교체시점의 건설산업의 Big Bath 사례연구 55
황성재 · 최유원 · 문상혁
- 경제주체의 정책방향성 선택과 진보, 보수 성향 판단에 관한 연구 85
우경봉
- 기업의 사회적 책임활동이 기업가치에 미치는 영향
-국내 재벌기업과 중국기업의 비교를 중심으로- 113
박준령

다양한 위험 측정 모형을 이용한 최적자산 배분모형의 성과 비교

- 섹터 ETF 상품을 이용한 실증분석 -

김성일* · 최승묵**

요약

최적 자산배분에서는 Markowitz(1952)의 평균-분산 모형 이후 많은 연구들이 진행되어 왔다. 특히 포트폴리오의 위험 측정에 관한 연구가 다양하게 발전해왔다. 본 논문은 분산 외에 LPM, CLPM, VaR, CVaR, minimax 등 다양한 위험지표를 이용하였을 경우 및 상관관계를 추정해야할 경우 표준분산공분산행렬과 DCC-MGARCH를 이용해 추정한 시간가변적 분산공분산행렬을 이용하였을 경우 달라지는 자산배분에 따른 포트폴리오의 성과를 위험대비 수익률의 측면에서 실증적으로 분석하였다. 2008.1.2.~2013.3.29의 기간에 대한 분석결과, 전기간에서 LPM, CLPM 등이 위험대비 수익률 측면에서 우수한 성과를 보여주었으나, 시장상황에 따른 국면별로는 다른 위험지표가 더 나은 성과를 보이기도 했으며, 분산 이외의 다양한 위험지표를 활용하여 섹터ETF를 운영할 경우 KOSPI지수에 비하여 위험대비 성과가 높음을 알 수 있었다.

핵심 주제어 : 최적자산배분, 평균-분산모형, DCC-MGARCH, LPM, CLPM, VaR, CVaR, minimax

* 김성일, 기업은행 팀장, ksi0428@naver.com

** 최승묵, 미국 네바다주립대 경영학교수, seungmook.choi1004@gmail.com

<논문 투고일> 2020.06.06

<논문 수정일> 2020.07.27

<게재 확정일> 2020.07.30

I. 서 론

개인 투자자 및 기관 투자자에게 최근의 투자환경은 전세계적인 저금리 상황으로 인한 인플레이션 위험과 다양한 파생상품의 출현 등으로 인한 다양한 금융위험에 노출되어 있다. 특히 2008년 미국 모기지 사태와 2011년 이후 유로존 국가들의 재정위기 등 과거보다 훨씬 빈번하게 다양한 금융위험 상황들이 나타나고 있다. 이러한 상황에서 금융 투자자의 운용성과의 안정성과 지속성이 더욱 중요해지고 있다.

포트폴리오의 운용성과를 결정하는데 자산배분정책의 중요성에 대해 다양한 연구들이 발표되고 있고, 그 대표적인 방법론으로 Markowitz(1952)의 평균-분산(mean-variance) 모형이 자산배분방법의 벤치마크로 간주되고 있다. 이 모형은 투자자가 감내할 수 있는 리스크 수준하에서 기대수익을 최대화하는 효율적 투자선(efficient frontier)에서 투자자의 위험선호도를 반영한 효용함수를 만족하는 최적포트폴리오를 산출한다.

최적 자산배분에 대한 연구는 포트폴리오의 위험을 측정하는 다양한 방법들로 발전하였다. 대부분의 기관투자자는 전통적인 리스크 측정지표인 표준편차 또는 분산을 주로 사용한다.

그러나, 평균-분산모형이 자산 수익률의 정규분포를 가정하고, 모든 모수는 시간에 대하여 독립적이라고 가정하는 등의 결함에 대해 개선하고자 하는 연구들이 진행되었다. 많은 연구에서 현실적으로 위험자산의 분포가 두꺼운 꼬리(fat tail) 형태와 왜도 분포(skewed distribution)을 보인다는 점에서 분산을 리스크 측정수단을 사용하는 것에 대해 논란이 제기되고 있다.

비대칭 수익률을 가지는 자산의 최적 배분의 문제에 있어 위험지표로 쓰일 수 있는 대안으로 하방위험측정(downside risk measure) 방식이 활발히 연구되고 있다. 마코위츠의 평균-분산모형이 현대포트폴리오이론이라고 불린다면, 후기-현대포트폴리오이론(Post-Modern Portfolio Theory: PMPT)에서는 하방위험측정을 주로 연구한다. 본 논문은 분산 외에 활발히 연구가 진행되고 있는 하방위험지표들인 LPM, CLPM, VaR, CVaR(ES) 및 minimax 등을 위험지표로 분석해 보고

자 한다.

또한 본 논문에서 포트폴리오의 구성은 가상적인 지수나 지표가 아닌, 개인투자자나 기관투자자가 실제로 거래가 가능한 ETF상품을 이용한다. ETF는 증권거래세가 면제되어 저렴한 비용으로 투자할 수 있고, 인덱스펀드와 비슷하게 특정 지수를 추종하는 특징을 가지나 거래비용이 저렴하고 펀드와 달리 환매수수료 없이 수시로 거래할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구에서는 이러한 ETF중 섹터ETF를 이용하고자 한다. 비슷한 섹터ETF의 경우 시계열이 긴 것과 거래량이 많은 것 등을 염두에 두어 11개 섹터를 선정하였다.

본 논문에서는 다양한 위험측정 지표로서 분산(variance), LPM, CLPM, 표준(historical) VaR, 표준(historical) CVaR, 델타노말(Delta-Normal) VaR, 델타노말(Delta-Normal) CVaR, MiniMax를 사용한다.

그리고, 각 위험지표 측정시 LPM과 minimax를 제외한 경우에는 분산공분산행렬(VCV, variance covariance matrix)의 추정이 필요하다. 이때 분산공분산행렬의 추정방법으로서 표본 공분산행렬(sample covariance matrix)과 시간의 흐름에 따라 자산의 분산 및 자산간 공분산이 변한다는 이론인 Engle(2002)의 DCC GARCH 방식을 이용하여 추정방법에 따른 차이를 확인한다.

각각의 모형에 대해 본 논문에서의 명칭은 다음 <표 1>과 같이 요약하여 사용한다.

<표 1> 위험측정지표 및 분산추정방법에 따른 구분

위험측정지표 \ VCV추정	표본공분산행렬	DCC-MGARCH
분산	MV_S	MV_D
LPM	LPM	
CLPM	CLPM_S	CLPM_D
표준 VaR	HS_VaR	
표준 CVaR	HS_VaR	
델타노말 VaR	N_VaR_S	N_VaR_D
델타노말 CVaR	N_CVaR_S	N_CVaR_D
MiniMax	MM	

본 연구의 목적은 포트폴리오 운영시 최적자산배분에서 다양한 위험측정지표간 성과 차이를 2008.1.2.~2013.3.29. 기간에 대해 실증하고 그 상대적 우월성을 보고자 한다. 표본의 전 기간 실증분석 결과를 비교했을 때, LPM과 CLPM을 사용했을 때의 포트폴리오 성과가 위험 대비 우수함을 확인하였다. 또한, 이 성과는 KOSPI지수의 운용성과에 비해 더 좋으므로, 섹터ETF와 다양한 위험지표를 통한 포트폴리오 운용이 수동적 포트폴리오 운용에 비해 성과가 더 좋다는 점을 확인하였다.

본 논문은 총 5장으로 이루어져 있으며 각 장의 구성과 내용은 다음과 같다. 제I장은 서론이며, 제II장은 선행연구 및 연구모형으로써 각 위험측정모형의 내용과 의미들을 살펴보고 선행연구를 통해 그 장단점들을 살펴본다. 그리고 위험측정모형들의 실제 구현방법을 살펴보고, 포트폴리오 최적화 모형에 대해서도 살펴본다. 제III장은 분석방법과 데이터에 관하여 서술하고, 제IV장에서 실증분석결과를 설명한다. 그리고 제V장에서 결론을 제시한다.

II. 선행연구 및 연구모형

1. 포트폴리오의 성과에서 자산배분의 중요성

투자자의 운용성과를 결정하는데 자산배분정책(asset allocation policy)의 중요성에 대해 Brinson et al.(1986)는 자산배분정책이 펀드수익률 변동성(variation)의 93.6%를 설명하고 있다는 것을 주장하였다. 또한 Ibbotson and Kaplan(2000), Hensel et al.(1991), Ibbotson(2010)은 시간경과에 따른 수익률 변화의 90%, 펀드간 수익률 차이의 33~75% 정도가 자산배분정책에 의해 결정된다고 주장한다. 이들의 의견을 종합하면, 자산배분정책은 수익률의 많은 부분을 결정한다고 볼 수 있다.

또한 Ibbotson and Kaplan(2000)은 10년 이상 전체 혼합형 펀드의 누적수익률에 대하여 횡단면 회귀분석한 결과, 수익률 변동의 약 40% 정도가 자산배분정책으

로 설명할 수 있다고 주장하였다. Vardharaj and Fabozzi(2007)는 Ibbotson and Kaplan(2000)의 방법론과 유사하게 적용한 결과, 개략적으로 수익률의 33~75% 정도가 자산배분정책에 의해 결정된다고 주장하였다.

이와 같이 포트폴리오 운영에 있어서 자산 배분 정책은 운용 성과의 큰 부분을 차지한다고 볼 수 있다.

2. 평균분산 모형 (Mean-Variance model)

실무적으로 가장 많이 사용되고 있는 Markowitz(1952)의 평균-분산모형(MV)은 자산수익률이 정규분포를 따른다는 가정하에, 투자자가 기대수익률과 분산만을 위험 측정지표로 사용한다. 자산의 정규성에 대해 본 연구에 사용된 자산들을 대상으로 2007.1.2.~2013.3.29 동안의 일별수익률에 대해 KRX의 섹터별 종가데이터¹⁾를 이용하여 <표 2>과 같이 직접 분석하였다. 섹터 ETF들의 일별수익률은 <표 2>의 기술통계량에서 자크베라검정(Jarque-Bera test)과 p-value를 보면 자산수익률이 정규분포를 따르지 않는다.

또한 자산 수익률의 분포는 한쪽으로 치우쳐 하락국면과 상승국면의 통계적 특성이 다른 경우가 많다. 본 연구에 사용된 섹터 ETF들의 경우도 <표 2>에서 확인되듯이 왜도가 한쪽으로 치우쳐져 있음을 알 수 있다. 수익률이 정규분포를 가지지 않는 원인은 실제 자산가격의 상승속도는 느리고 완만한 반면, 하락속도는 빠르고 가파른 움직임을 보이는 경향과 자산 수익률간의 상관관계가 위기상황에서 높아지는 현상으로 설명될 수 있다. 이렇게 수익률의 분포가 한 쪽으로 치우친 경우에 정규분포를 가정한 마코위츠의 평균분산모형의 유용성은 떨어지기 마련이다.

이러한 단점을 보완하고자 다양한 연구들이 진행되고 있는데, 금융기관의 리스크 관리에 널리 사용중인 VaR, 그리고 VaR값을 초과하는 손실액들의 조건부 평균으로서 하방리스크를 측정하는 지표로 CVaR, 목표수익률을 하회하는 경우만을 리스크로 간주하는 LPM, 그리소 최소수익률을 위험의 척도로 간주하는 minimax 등이 있다.

1) 데이터 소스 : <http://marketdata.krx.co.kr/>

<표 2> 섹터ETF 기초지수 일별수익률의 기술통계량

(2007.1.2.~2013.3.29.)

섹터ETF 기초지수	평균	표준 편차	최대	최소	왜도	초과 첨도	Jarque -Bera test	p- value
KRX자동차	0.07%	33%	11.32%	-12.73%	-0.411	0.90	1	0.0000
KRX반도체	0.03%	33%	13.14%	-15.07%	-0.343	2.24	1	0.0000
KRX건강산업	0.03%	24%	8.12%	-8.83%	-0.376	0.95	1	0.0000
KRX은행	-0.02%	37%	13.45%	-16.07%	-0.294	3.59	1	0.0000
KRX정보통신	0.03%	29%	13.01%	-13.96%	-0.245	2.82	1	0.0000
KRX에너지화학	0.05%	35%	12.89%	-12.92%	-0.382	1.23	1	0.0000
KRX철강	0.04%	36%	13.62%	-15.02%	-0.424	2.83	1	0.0000
KRX미디어통신	-0.01%	19%	6.06%	-6.05%	0.024	-0.26	1	0.0000
KRX건설	-0.01%	41%	13.83%	-15.14%	-0.435	1.89	1	0.0000
KRX증권	-0.02%	42%	12.78%	-14.98%	-0.066	1.19	1	0.0000
KRX조선	0.00%	47%	13.91%	-16.14%	-0.224	1.25	1	0.0000

분산(variance)을 위험지표로 사용하는 평균분산모형은 자산의 미래수익률 분포가 정규분포라는 가정하에 리스크회피형의 투자자가 기대수익률과 분산만을 이용하여 효용극대화 기준에 의해 자산배분을 결정한다. 평균분산모형은 실무적으로 여전히 많이 사용되고 있는데, 이는 분산이 수익률의 분포 모양을 나타내는 지표로 일반적인 통계자료 처리에 사용되는 이유는 익숙한 개념이고 계산과정도 간편하기 때문이다. 본 논문에서 평균-분산 모형의 최적화 목적식은 다음 (1)과 같다.

$$U(E(r), \sigma(r)) = w' E(r) - \frac{\lambda}{2} w' \Sigma w \quad (1)$$

(w : 선형적인 투자비중 벡터($1 \times n$), $E(r)$: 기대수익률 행렬($n \times 1$), λ : 위험회피 계수, Σ : 수익률의 공분산 행렬($n \times n$))

일반적으로는 위험회피계수를 고정값으로 장기시계열에 나타난 값(예를 들어, 3.07 등)을 사용한다. 본 논문에서는 투자자의 위험성향이 시장의 상황에 따라 변화한다는 가정아래, VKOSPI지수²⁾를 이용하여 시장 투자자의 위험성향을 판단하고, 이를 조정(rescaling)하여 위험회피계수로 사용한다.

3. LPM 모형과 CLPM 모형

Lower Partial Moment(LPM)은 목표 임계 수익률을 초과하는 수익률(이익이 발생)과 하회하는 손실률(손실이 발생)로 구분하여, 임계점을 하회(손실이 발생)한 경우에만 리스크로 측정한다. 여기서 임계수익률은 투자자의 투자 목적 또는 성향을 반영하는 수익률이다.

하방위험지표의 개념을 나타내는 포트폴리오 이론은 Roy(1952)에 의해 처음 발표되었다. 그는 목표수익률을 사용하여 계산된 수익률 대 분산도 비율(Reward to Variability ratio)에 대해 언급하였다. 위험을 다룰 때 투자자가 원금의 안전을 선호한다는 Roy의 개념은 하방위험지표의 개발에 유용한 수단이 되었다. 1959년 마코위츠도 하방위험지표의 중요성을 인식하고 투자자들이 두 가지 이유에서 하방향 위험을 최소화하는데 관심을 나타낸다는 것을 주장하였고, 또한 마코위츠는 자산 수익률의 분포가 정규분포를 따를 때 하방위험지표와 분산이 같은 해를 제시한다는 것을 입증했다. 그러나 만약 자산 수익률 분포가 정규분포를 따르지 않을 경우 하방위험지표 만이 올바른 해를 제시한다는 것 또한 밝혀냈다.

하방위험지표에 대한 여러 방향의 연구들은 Bawa(1975)와 Fishburn(1977)의 LPM의 개발로 모두 통합 논의되었다. LPM의 최대 장점은 투자자가 하나의 효용함수를 가진다는 제약으로부터 자유롭게 만들었을 뿐만 아니라 투자자의 위험성향인 위험선호, 위험중립, 위험회피 등 다양한 위험성향을 반영할 수 있게 하였다는 것이다. LPM은 반분산(semi-variance)의 한계로 지적되어온 위험회피의 효용함수 문제를 제거했다.

2) VKOSPI는 옵션가격을 이용하여 KOSPI200 옵션시장 투자자들이 예상하는 미래(30일 만기) 코스피 200 지수의 변동성을 나타낸 지수이다. <한국거래소 <http://www.krx.co.kr>>

Bawa(1975)는 위험성향지표인 n 이 0, 1, 2값을 가질 때 확률적 우월성 (Stochastic Dominance)과 수학적 연관성에 대해 증명했다. $LPM(n=0)$ 은 목표 값 이하로 떨어질 확률이고, 이것은 Fishburn(1977)의 논문에서 위험선호형 투자자에게 적당한 위험 지표임을 밝혔다. $LPM(n=1)$ 은 기대손실을 의미하며 위험중립형 투자자에게 적당하다. $LPM(n=2)$ 은 반분산의 지표이며 위험회피형 투자자에게 적당하다.

Fishburn(1977)은 LPM모델을 (n,t) 모델로 확장했다. 여기서 n 은 위험성향을 나타내고, 실수형태의 값을 가질 수 있음을 제시했다. 또한 목표수익률인 τ 가 주어지면 $n>0$ 인 모든 값에 대해서 LPM지표와 확률적 우월성이 같음을 증명했다. 또한 n 의 값이 투자자의 모든 행동 유형을 포함하는 것을 보였다. 즉, $n<1$ 이면 위험선호성향을 보이고, $n=1$ 인 경우 위험중립성향, $n>1$ 이면 위험회피성향을 보인다는 것이다. n 의 값이 증가할수록 위험회피성향이 강해진다.

Bawa(1975)는 하방위험인 below target risk measure의 일반적인 모형을 최초로 제시했다. LPM은 위험성향의 정도인 n 이 주어질 때 다음과 같이 (2)와 같이 정의된다.

$$LPM(n,t) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \text{Max}[0, (\tau - r_t)]^n \quad (2)$$

(T : 관측데이터의 수, τ : 목표 수익률, n : 위험성향 정도, r_t : t기간 동안의 자산의 수익률)

LPM은 위험성향인 n 의 존재에서 반분산과는 차별화된다. n 의 값은 자연수, 실수에 상관없이 어떤 값을 가져도 된다.

Harlow & Rao(1989)에 의해 일반화된 평균 LPM모형의 최적화 식은 다음 (3)과 같다.

$$U(E(r), LPM_{n,\tau}(r)) = w' E(r) - LPM_n(\tau, w) \quad (3)$$

$$LPM_n(\tau, w_i) = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T \text{Max} \left[0, \left(\tau - \sum_{i=1}^N w_{i,t} R_{i,t} \right)^n \right]$$

$$\text{subject to. } w_i \geq 0, \sum_{i=1}^N w_i = 1, n > 0$$

(τ : 목표수익률, $w_{i,t}$: t기간에 자산에 할당된 포트폴리오의 비율, $R_{i,t}$: t기간에 자산의 수익률, N : 자산의 개수, T : 과거수익률사용기간, n : 위험성향)

Harlow & Rao(1989)는 LPM을 포트폴리오에 사용할 수 있는 최적화 알고리즘을 제시했다. 그러나 Harlow & Rao(1989)의 최적 포트폴리오 알고리즘에는 중대한 한계점이 존재한다. 최적 자산배분을 구함에 있어서 하방위험만을 고려하고, 자산수익률간의 공동움직임을 고려하지 못했다는 점이다. 이는 자산간의 분산효과를 무시하는 결과가 초래된다. 이러한 Harlow & Rao(1989)의 한계점을 고려하여 Sing & Ong(2000)은 LPM에 상관관계를 고려한 Co-Lower Partial Moment(CLPM)을 발표했다. 여기서 CLPM은 최적자산배분시 하방위험과 개별자산의 공분산을 고려할 수 있게 되었다. CLPM을 이용한 최적화 식은 다음 (4)와 같다.

$$U(E(r), CLPM_{n,\tau}) = w' E(r) - \frac{\lambda}{2} w' CLPM_{n,\tau} w \quad (4)$$

$$\text{where, } CLPM_{n,\tau}(w_i, w_j) = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T [Max(0, (\tau - R_{i,t}))]^{n-1} (\tau - R_{j,t})$$

(τ : 목표수익률, $w_{i,t}$: t기간에 자산에 할당된 포트폴리오의 비율, $R_{i,t}$: t기간에 자산의 수익률, T : 과거수익률사용기간, n : 위험성향)

4. VaR 모형

위험지표의 측정수단으로 널리 이용되고 있는 VaR는 금융리스크를 고려할 목적으로 도입되었으나, 투자의사결정 과정에서 VaR를 통해 의사결정자의 리스크를 통제할 수 있기 때문에 최근 포트폴리오 관리측면에서 연구가 진행되고 있다. 일반적으로 리스크 관리를 위한 VaR는 주어진 신뢰수준(confidence level)에서 포트

폴리오의 보유기간 동안 발생 가능한 최대 손실액(maximum loss)의 추정치이다. 분산이 손실 가능성 외에 기회로 볼 수 있는 이익발생 가능성도 손실과 동일하게 리스크로 간주하지만, VaR는 신뢰도별 임계점 이하에 주목하므로 손실가능 영역만을 리스크로 간주한다. 또한 분산은 수익률이 정규분포를 따른다고 가정하는 반면, VaR는 정규분포 외에 실제 금융시계열자료에서 많이 관찰되는 비대칭 분포와 같이 다양한 분포의 특성을 지닌 경우도 적용 가능한 장점을 지니고 있다. 이러한 VaR는 정규분포를 가정한 델타노말(Delta-normal) 방법, 몬테카를로 시뮬레이션, 역사적 시뮬레이션 방법 등을 이용하여 측정하는데, 본 연구에서는 역사적 시뮬레이션에 의한 VaR와 델타노말방법에 의한 VaR를 산출하였다.

(1) 표준 VaR (Historical Value at Risk)

표준 VaR는 과거의 실제 분포를 활용하여 VaR를 추정한다. 동 방법은 정규분포상의 백분위대신 경험적 백분위를 이용하여 VaR를 추정한다. 역사적 시뮬레이션 방법에 의한 VaR 계산방법은 아래 (5)와 같다.

$$VaR(\alpha) = x_{\alpha} - E(r) \tag{5}$$

(x_{α} : $\alpha\%$ 백분위 수익률)

이 방법의 장점은 과거 수익률 분포를 사용하기 때문에 수익률 분포에 대한 가정이 필요하지 않아 계산방법이 단순하면서도 옵션과 같은 비선형적인 수익구조를 가지는 상품까지 포함하여 VaR를 산출할 수 있다는 점이다. 반면에, 과거의 사건이 미래에도 실현될 것이라는 반복성 가정과 표본이 작을 경우 VaR 추정치의 오차가 커진다는 단점이 있다.

VaR 모형의 최적화목적 식은 Alexander and Baptista(2002)가 사용한 다음 (6)식을 사용하였다.

$$U(E(r), VaR) = w' E(r) - \frac{c}{2} V[t, r]^2 \tag{6}$$

(c : 위험회피상수, $V[t, r]$ 은 95%신뢰도를 적용한 표준 VaR)

(2) 델타노말 VaR (Delta-Normal Value at Risk)

델타노말 방법은 수익률이 다변량 정규분포를 따른다고 가정하여 95% 신뢰계수 (1.65)에 표준편차로 측정된 변동성 및 총투자금액을 곱하여($VaR = 1.65 \times \sigma(\text{표준 편차}) \times \text{총투자금액}$) 산출한다.

델타노말 방법은 포지션 가치와 기초적 시장가격의 관계가 선형적일 때 적용되는데 포지션의 VaR는 델타와 변동성 σ 의 곱으로 계산된다. 델타노말 방법은 수익률의 분포가 정규분포라는 가정을 하고 있다. 모수적 방법을 이용한 개별자산의 VaR는 신뢰수준에 상응하는 표준정규분포의 누적확률밀도함수값에 대응하는 Z_α , 개별자산의 포지션가치 V , 자산의 목표기간 수익률의 미래 확률분포의 표준편차 σ 의 곱으로 계산된다.

$$VaR_{(1-\alpha)\%} = V \times (\mu - Z_\alpha \times \sigma) \quad (7)$$

여기서 Z_α 값은 아래와 같이 구하여진다.

$$N(z) = \int_{-\infty}^z \Phi(x) dx = \alpha \quad (8)$$

단, $N(z) = \int_{-\infty}^z \Phi(x) dx$: 표준정규분포의 누적확률밀도함수

여기서, 유의수준이 5%인 경우 $Z_\alpha = -1.65$ 이며, 유의수준 1%인 경우 $Z_\alpha = -2.33$ 이다. 따라서 VaR의 값은 양으로 측정된다. 본 연구에서는 유의수준 5%를 기준으로 측정한다.

포트폴리오의 최적화식은 아래 (9)와 같다.

$$U(E(r), VaR_p) = w' E(r) - \frac{\lambda}{2} VaR_p^2 \quad (9)$$

단, $VaR_p = V_p \times (\mu_p - Z_\alpha \times \sigma_p)$, $\sigma_p = \sqrt{w' \Sigma w}$

(w : 구성자산의 가중치, w' : 가중치의 전치행렬)

4. CVaR 모형

Artzner et al.(1997)는 위험 측정 방법으로써 Expected Shortfall 또는 Conditional VaR라는 개념을 이야기하였다. 이 개념은 VaR를 초과한 손실의 각종 상황을 고려하여 기존의 손실위험 추정을 보완하였다. CVaR는 VaR를 초과한 손실의 기대크기로 정의되며, VaR를 초과하는 각종 가능한 손실의 평균치를 계산한다. 신뢰수준(1- α)%와 보유기간이 주어지면 CVaR는 다음과 같이 나타낸다.

$$C_{VaR,\alpha} = E(X|X \leftarrow VaR_{(1-\alpha)\%}) = \int x d\theta_{\alpha}(x) = \frac{1}{\alpha} \int_{r \leftarrow VaR_{(1-\alpha)\%}} x dF(x)$$

CVaR는 많은 점에서 VaR와 같은 중요한 의미를 가지고 있고 VaR와 비슷한 용도로 사용되고 있다.

Artzner et al.(1999)는 coherent 위험측정기법이 충족시켜야한 조건들을 4가지로 나누어 제시하였다. 첫째, 무위험자산을 포트폴리오에 포함할 경우 포트폴리오의 위험은 감소한다. 둘째, 2개의 자산에 대한 총투자위험은 각 자산의 단일위험의 단순합보다 작다. 셋째, 해당자산의 위험에 양(positive)의 인자(factor)를 곱하면 위험도 동일한 비율로 증가하여야 한다. 넷째, 부(wealth)는 증가할수록 선호된다. 이때 VaR모형은 두 번째 가법성(subadditivity)를 만족시키지 못하는 단점이 있으나, CVaR는 항상 만족시킨다.

이러한 CVaR를 측정하는 방법 또한 VaR를 측정하는 방법에 따라 달라질 수 있다. 즉, CVaR는 자산의 손실금액이 VaR를 초과하였을 경우의 기대손실로 정의되므로, 초과값에 대한 임계값으로 어떤 VaR모형을 사용하느냐에 따라 CVaR값이 달라지는 것이다. 따라서 본 논문에서는 Biglova et al.(2004)가 제안한 방법에 의하여 여러 가지 모형을 기준으로 VaR를 측정하였을 경우에 대하여 각각의 CVaR값을 도출하여 사용한다.

(1) 표준 CVaR (Historical Conditional Value at Risk)

CVaR는 VaR 값을 초과하는 손실액들의 조건부 평균으로서 하방리스크(tail

risk)의 심각성 정도를 측정하는 지표로서 널리 사용된다. CVaR는 분포의 꼬리에서 숨겨진 손실이 어느 정도인가를 산출하며 특히 가법성이 존재하지 않는 VaR와는 달리 CVaR는 가법성³⁾이 있고 쉽게 계산된다는 장점이 있다. 본 연구에서는 평균-HS_CVaR 모형의 목적식을 식 다음(10)와 같이 하였다.

$$U(E(r), C_{VaR}) = w' E(r) - \frac{\lambda_{CVaR}}{2} C_{VaR}^2 \quad (10)$$

$$C_{VaR} = \left\{ \frac{1}{S} \sum_{t=1}^S \text{Max} [0, (r_{VaR} - w' r_s)] \right\}$$

(r_{VaR} : VaR, w : 포트폴리오 비중, S : r_{VaR} 를 하회하는 경우의 수, r_s : 포트폴리오 수익률, λ_{CVaR} : 위험회피계수)

(2) 델타노말 CVaR (Delta-Normal Conditional VaR)

Biglova et al(2004)는 99%신뢰수준의 ES를 아래(11)와 같이 구하였다.

$$CVaR_{99\%}(r_p - r_f) = - \frac{1}{(0.01 * n)} \sum_{(r_{p,t} - r_f) \leq -VaR_{99\%}(r_p - r_f)} (r_{p,t} - r_f) \quad (11)$$

(r_p : 포트폴리오의 수익률, r_f : 무위험수익률, $r_{p,t}$: t시점의 포트폴리오 수익률, n : 데이터 개수)

이를 이용하여, 포트폴리오의 최적화식은 아래 (12)과 같다. (단, 본 연구에서는 5% VaR를 사용한다.)

$$U(E(r), C_{VaR}) = w' E(r) - \frac{\lambda_{CVaR}}{2} C_{VaR}^2 \quad (12)$$

6. minimax모형

Young(1998)은 리스크 측정의 척도로서 최소수익률(minimum return)을 사용하는 minimax(MM) 모델을 제안한다. 자산수익률이 다변량 정규분포이면 MM모

3) 가법성 : 포트폴리오의 리스크가 개별자산의 리스크의 합보다 클 경우 가법성(sub-additivity)이라 한다.

델은 MV모델과 동일하다.

Young(1998)은 MM모델이 자산수익률이 정규분포를 따르지 않고, 투자자가 강한 하방위험 기피성향을 갖고 있다면, 논리적인 장점을 갖고 있다는걸 보였다. 또한 고정비용등의 제한요건을 포함할 경우처럼 복잡한 모델에서 더 큰 효과를 보인다고 하였다. 그러나 MM 모델은 과거 데이터에 의존하기 때문에 아웃라이어에 민감한 단점을 갖고 있다.

Biglova et al.(2004)은 독일시장에서 9개의 자산을 사용하여 포트폴리오 최적화 시 MM모델이 가장 우수함을 보였다.

Lam et al.(2010)은 말레이시아의 KCLI(the Kuala Lumpur Composite Index)에서 54개 주식을 이용하여 MV, MAD(평균 절대 분산), LPM 모델과 비교하여 MM모델이 가장 우수한 성과를 보인다고 하였다.

최적화식은 다음과 같다.

$$\max M_p, M_p = \min_t \sum_{i=1}^N w_i r_{i,t} \quad (13)$$

$$s.t. \sum_{i=1}^N w_i r_{i,t} - M_p \geq 0, t = 1, \dots, T,$$

$$\sum_{i=1}^N w_i \bar{r}_i \geq G, \sum_{i=1}^N w_i \leq 1, w_i \geq 0, i = 1, \dots, N.$$

($r_{i,t}$: t시점에 i자산의 수익률, \bar{r}_i : i자산의 평균수익률, w_i : i자산에 대한 배분비율, M_p : 포트폴리오 최소수익률, G : 수익률의 최소수준)

7. 변동성 모형(분산공분산 행렬 추정)

(1) 표본공분산행렬(sample variance-covariance matrix)

가장 간단한 방식으로 표본공분산은 과거 수익률 데이터를 사용하여 계산하며 불편추정량이다. 표본공분산 행렬의 각 원소는 (14)식과 같이 계산한다. 표본 공분산 행렬은 대칭행렬로 대각성분은 각 종목의 분산이며 대각 외 성분은 두 종목의

공분산이다.

$$\hat{\sigma}_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T (r_{i,t} - \bar{r}_i)(r_{j,t} - \bar{r}_j)}{T-1}$$

(2) DCC-MGARCH

시장의 위험을 나타내는 조건부 분산은 일반화 자기회귀 조건부이분산(GARCH) 계열의 모형들에 의해 추정되며 다변량 GARCH(MGARCH)모형은 자산의 변동성 및 자산간 상관관계의 변화를 분석할 수 있다. 본 연구에서는 기존의 MGARCH모형에서 Engle(2002)이 제안한 DCC-MGARCH모형을 이용하였다. 이 모형은 기존의 GARCH모형과 기본 개념은 같지만 상관계수행렬이 시변한다는 점에서 시간에 따른 자산간 상관관계를 추정하기 위해 유용하게 사용될 수 있다. DCC-MGARCH 모형은 모수의 수를 크게 줄이면서 시변하는 조건부공분산을 추정할 수 있어 계열의 변동성과 상관관계에 관한 연구에 이용하기에 적합한 방법론이다. Engle이 제안한 DCC 모형은 (또는 DCC(1,1)) 다음과 같다.

$$H_t = D_t R_t D_t = (\rho_{i,j} \sqrt{h_{ii,t} h_{jj,t}})$$

$$D_t = \text{diag}(h_{11,t}^{\frac{1}{2}}, \dots, h_{kk,t}^{\frac{1}{2}}) \quad (15)$$

$$R_t = \text{diag}(q_{11,t}^{-\frac{1}{2}}, \dots, q_{kk,t}^{-\frac{1}{2}}) Q_t \text{diag}(q_{11,t}^{-\frac{1}{2}}, \dots, q_{kk,t}^{-\frac{1}{2}})$$

여기서 행렬 D_t 의 $h_{ii,t}$ 는 식 (2.1)과 같이 정의되며, $k \times k$ 의 대칭 양정치 행렬인 $Q_t = (q_{ij,t})$ 를 식(24)과 같이 정의함으로써 조건부 상관계수 행렬 R_t 는 시간에 따라 계속 변화하는 형태를 갖게 된다.

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta) \bar{Q} + \alpha \underline{u}_{t-1} \underline{u}_{t-1}^T + \beta Q_{t-1} \quad (16)$$

여기서 Q 는 표준화된 오차항 $\underline{u}_t = H_t^{-1/2} \underline{a}_t$ 에 대한 비조건부 분산행렬이며, α 와 β 는 $\alpha + \beta < 1$ 을 만족하는 음이 아닌 값을 가지는 모수이다. 이변량인 경우($k = 2$)의 DCC 모형의 조건부 상관계수 $\rho_{12,t}$ 를 표현해보면 다음과 같다.

$$\rho_{12,t} = \frac{(1 - \alpha - \beta)q_{12}^- + \alpha u_{1,t-1}u_{2,t-1} + \beta q_{12,t-1}}{\sqrt{(1 - \alpha - \beta)q_{11}^- + \alpha u_{1,t-1}^2 + \beta q_{11,t-1}} \sqrt{(1 - \alpha - \beta)q_{22}^- + \alpha u_{2,t-1}^2 + \beta q_{22,t-1}}} \quad (17)$$

식(17)에서 분자 부분이 표준화된 오차항 u_t 에 대한 GARCH 모형과 비슷함을 알 수 있다. 즉, DCC 모형에서는 $h_{ii,t}$ 와는 별개로 u_t 에 대한 조건부 분산을 GARCH(1,1) 모형으로 추정하고 있으며, 이를 a_t (또는 r_t)의 조건부 상관계수를 계산하는 이용하고 있다.

본 논문에서는 통계프로그램 R에서 제공하는 패키지 ccgarch, fGarch를 이용하여 상관행렬을 추정하였다.

8. 위험자산과 무위험자산간의 자산배분

본 논문에서는 국내 주식의 섹터지수를 추종하는 ETF를 이용한다. 이는 전체가 위험 자산(risky portfolio)로 구성되어 있다. 이런 경우 주식시장 전체의 위험을 회피하지 못한다. 따라서, 가장 기본적인 자산배분 선택문제, 즉 안전한 단기금융 상품에 대한 투자비중과 리스크 자산에 대한 투자비중간의 선택에 대해 추가적인 자산배분을 진행한다. 첫 번째는 앞서 다루어온 위험자산군에서의 최적자산배분이다. 그리고 그 결과를 가지고 위험포트폴리오의 기대수익률과 리스크를 측정한 후, 위험자산과 무위험자산간의 자산배분을 추가로 진행한다. 무위험자산으로는 국내에서 대표적인 CD91일물을 사용한다.

투자자는 리스크 자산에 대한 최적 투자비중 y 를 선택함으로써 효용을 극대화하려고 한다. 리스크 자산에 대한 배분을 증가시킴에 따라 기대수익률은 증가하지만 변동성도 따라서 증가하며, 따라서 효용은 증가할 수도 감소할 수도 있다. 이를 일반적인 형태의 효용극대화문제로 나타내면 다음과 같다.

$$Max_y U = E(r_C) - \frac{1}{2} \lambda \sigma_C^2 = r_f + y[E(r_P) - r_f] - \frac{1}{2} \lambda \sigma_C^2 \quad (18)$$

(y : 리스크자산 투자비중, $E(r_C)$: 완성포트폴리오(위험포트폴리오+무위험포트폴리오)의 기대수익률, λ : 위험회피계수, σ_C : 완성포트폴리오의 리스크, r_f : 무위험수익률)

9. 위험회피계수

소극적 투자자는 그들의 리스크 회피정도에 따라 투자예산을 배분한다. 이러한 분석방법을 이용하여 전형적인 투자자의 리스크 회피계수를 추정할 수 있다. 이용 가능한 다양한 자산을 대상으로 분석한 광범위한 연구 결과, 일반적으로 투자자의 리스크 회피계수는 2.0에서 4.0 사이에 있는 것으로 나타나고 있다.⁴⁾

본 논문에서는 시장의 상황에 따라 위험회피성향이 바뀔 것이라는 점에 착안하여 공포지수라 불리는 VKOSPI값을 rescaling⁵⁾하여 시간가변적인 위험회피계수를 사용하였다.

III. 분석방법

1. 자료 및 분석기간

본 연구는 2007년 1월 2일부터 2013년 3월 29일 까지 총 6.25년간의 실제 ETF 상품의 일별 수정종가⁶⁾를 사용하였다. 연구대상기간은 한국시장에 섹터ETF들의 기초지수가 대부분 발표된 시기이며, 특히 2008년 발생한 미국발 금융위기로 인한 주가의 급격한 하락의 피해가 고스란히 반영되며, 2009년 상반기의 주식시장의 급격한 반등이 있었고, 2011년 유로존 리스크로 인한 주가하락 또한 반영된 기간이다. 따라서 연구기간이 다소 짧다는 단점은 있으나, 다양한 금융상황에서 최적자산 배분 모형들이 반응하는 모습들을 보기에는 충분하다고 본다.

4) 투자론 7판, McGraw-Hill Korea, 이영기, 남상구 공역, p208

I. Friend and M. Blume, "The Demand for Risky Assets," American Economic Review 64(1974)

S.J. Grossman and R.J. Shiller, "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices," American Economic Review 71(1981)

5) VKOSPI는 2007.1.2.~2013.3.29.기간에 최소값 13.3, 최대값 89.3, 평균값 24.7, 중간값 21.2를 갖는다. VKOSPI/30은 0.7~4.5사이의 값을 갖으며 이는 일반적으로 알려진 위험회피계수의 범위(2~4)와 국내 논문의 결과를 포함할 수 있는 SCALE을 갖고 있다고 보며, 30으로 나눈 것은 임의로 정하였다.

6) 기초지수는 발표되었으나, 상품출시가 늦은 경우, 기초지수를 이용해 실제상품의 출시전 가격 정보를 추정하여 사용하였음.

섹터ETF 기초지수의 경우 KRX섹터, 코스피200섹터, FnGuide섹터 등이 있으나, 기초지수의 시계열이 가장 길고, 기초지수 추종 ETF상품의 거래가 활발한 KRX섹터를 선택하였다. 그리고 각 섹터를 추종하는 ETF 상품 중 유사한 상품이 있을 경우 상품별로 <표 3>과 같이 비교하여, 기초지수 추정상태, 거래량, 시가총액 등을 감안하여 <표 4>와 같이 대표상품을 선택하였다.

수익률은 배당락이 감안된 수정종가의 일별로그 수익률($\ln(P_{t+1}/P_t)$)을 사용하였다

<표 3> 동종 섹터ETF간 상장일, 시가총액, 거래량, 거래대금 비교

(2013년 3월 21일 장마감 기준)

ETF명	상장일	시가총액 (백만원)	거래량 (60일평균) (주)	거래량 (52주평균) (주)	거래대금 (60일평균) (원)	거래대금 (52주평균) (원)
TIGER 건설기계	2011/04/06	3,860	5,951	2,612	30,941,182	14,421,038
KODEX 건설	2009/10/30	6,188	16,691	29,348	78,864,264	145,563,336
TIGER 조선운송	2011/04/06	4,002	11,709	3,611	62,089,868	19,252,711
KODEX 조선	2008/05/29	9,999	7,363	9,862	114,086,126	160,696,768
아리랑 조선운송	2012/08/29	8,804	3,449	4,221	15,432,993	18,991,059
TIGER 철강소재	2011/04/06	12,172	597	582	5,718,843	5,592,510
KODEX 철강	2009/10/30	10,269	17,050	12,257	179,385,454	132,206,315
TIGER 에너지화학	2011/04/06	24,984	7,124	11,950	82,932,388	142,261,941
아리랑 화학	2012/08/29	18,476	2,678	3,703	16,427,991	22,623,641
TIGER 화학	2012/05/16	4,940	1,400	884	13,785,505	9,060,602
KODEX 에너지화학	2009/10/12	21,285	16,707	28,053	188,871,200	316,456,970
TIGER IT	2011/04/06	65,188	36,121	16,303	481,913,183	214,517,496
KOSEF IT	2006/06/27	9,664	364	415	4,650,288	5,212,286
KODEX 반도체	2006/06/27	35,497	16,270	15,589	265,888,470	241,800,523
TIGER 반도체	2006/06/27	32,150	24,672	16,638	415,262,168	267,076,041
KODEX 은행	2006/06/27	12,924	37,379	36,789	287,378,945	270,506,835
KOSEF Banks	2006/06/27	2,675	377	1,723	2,930,079	11,993,939
TIGER 은행	2006/06/27	83,585	147,831	55,094	1,179,907,145	424,147,382
KODEX 증권	2008/05/29	9,454	27,623	36,421	188,118,371	238,015,153
TIGER 증권	2012/05/16	6,135	3,459	9,622	14,617,474	37,012,138
TIGER 미디어통신	2007/09/07	8,458	5,587	2,013	48,386,238	16,531,299
TIGER 헬스케어	2011/07/18	22,428	15,628	4,844	240,223,250	72,193,269
KODEX 자동차	2006/06/27	48,246	32,263	22,451	638,158,906	487,285,303
아리랑 자동차	2012/08/29	17,477	2,158	3,683	18,303,554	31,975,048
TIGER 자동차	2012/05/16	22,611	3,478	1,977	59,143,198	35,261,730

<표 4> 포트폴리오 운영 대상 섹터ETF 대표 상품 목록

기초지수	ETF상품명	운용회사	상장일
KRX 자동차	KODEX 자동차	삼성자산운용	2006/06/27
KRX 반도체	KODEX 반도체	삼성자산운용	2006/06/27
KRX 건강산업	TIGER 헬스케어	미래에셋자산운용	2011/07/18
KRX 은행	KODEX 은행	삼성자산운용	2006/06/27
KRX 정보통신	KOSEF IT	우리자산운용	2006/06/27
KRX 에너지화학	KODEX 에너지화학	삼성자산운용	2009/10/12
KRX 철강	KODEX 철강	삼성자산운용	2009/10/30
KRX 미디어통신	TIGER 미디어통신	미래에셋자산운용	2007/09/07
KRX 건설	KODEX 건설	삼성자산운용	2009/10/30
KRX 증권	KODEX 증권	삼성자산운용	2008/05/29
KRX 조선	KODEX 조선	삼성자산운용	2008/05/29

2. 포트폴리오 구성방법 및 재조정(rebalancing)

포트폴리오 구성을 위해 매월 말일을 기준으로 과거 1년간의 종가데이터를 이용하여 최적자산배분을 구한다. 그리고 다음 날인 매월 첫 영업일에 재조정(rebalancing)을 실시한다. 재조정 기간은 월1회로 한다. 포트폴리오 구성을 위한 일별수익률 사용기간은 2007년 1월 2일부터 2013년 3월 29일까지이고, 포트폴리오 운영기간은 2008년 1월 2일부터 2013년 3월 29일까지이다. 매 재조정시 자산배분을 구하기 위한 수익률 데이터는 moving window방식으로 과거1년 동안의 값을 사용한다. 위험 자산(섹터ETF)의 기대수익률은 일별수익률의 과거 1년의 평균 값을 사용하였고, 무위험자산(CD91일물)의 경우 연단위로 표시된 수익률을 위험 자산과 동일한 기간으로 맞추기 위해 일별수익률로 재계산하였다.

자산배분시 제한조건은 비중이 0 이상으로 공매도를 취하지 않게 하였다. 또한 특정 자산 비중의 상한을 제한하지 않고, 100%까지 비중을 취할 수 있게 하였다. 자산배분시 최적화(optimization) 계산은 학교용 MATLAB을 이용하였고, 분산공

분산행렬의 계산은 무료 통계프로그램인 R을 이용하였다. 장기 시계열에 대해 백 테스트 하기 위해 EXCEL과 MATLAB, R을 연동하여 구현하였다.

3. 포트폴리오 성과측정 방법

각 위험측정방법별 포트폴리오의 성과를 비교하기 위하여 두 가지 방법을 병행하여 사용한다. 샤프비율(Sharpe ratio)은 가장 잘 알려진 위험대비 수익률 측정 방법이다. 다만 위험지표로 분산을 이용한다는 문제가 있어, 추가적으로 하방위험(LPM)만을 위험지표로 하여 위험대비 수익률을 계산하는 소르티노비율(Sortino Ratio)을 이용한다. 샤프비율은 수익률 대 분산비율로 위험 한 단위당 초과수익률의 보상정도를 나타낸다.

$$Sharpe\ Ratio = \frac{R_p - R_f}{\sigma_p}$$

(R_p : 포트폴리오의 수익률, R_f : 무위험 이자율, σ_p : 포트폴리오의 표준편차)

포트폴리오간의 비교를 위해 샤프비율이 높은 포트폴리오가 위험 한 단위당 초과수익률의 보상 정도가 높음을 알 수 있고, 샤프비율이 낮은 포트폴리오에 비해 운용성과가 성공적이라고 평가할 수 있다. 샤프비율과 비교하여 소르티노비율은 포트폴리오의 성과측정을 위하여 분산대신 하방위험(LPM)을 사용한다.

$$Sortino\ Ratio = \frac{R_p - R_f}{\sqrt{LPM}}$$

$$LPM = \sum_{i=1}^N Max(0, (\tau - r_{i,t})) , t = 1, \dots, T$$

(τ : 목표수익률, 여기서는 무위험이자율(R_f)로 사용되는 CD금리를 최소한의 목표수익률로 사용함)

소르티노비율도 샤프비율과 마찬가지로 소르티노비율이 높은 포트폴리오가 위험 한 단위당 초과 수익률의 보상 정도가 높음을 알 수 있고, 소르티노비율이 낮은 포트폴리오에 비하여 투자성과가 성공적이라는 평가를 받을 수 있다.

IV. 실증분석

본 장에서는 2008년 1월 2일부터 2013년 3월 29일까지 섹터ETF들을 이용한 포트폴리오 운영 성과를 다양한 관점에서 비교한다.

<표 5>에서 위험자산만을 이용한 포트폴리오의 경우, 수익률을 기준으로 하였을 경우, $LPM > CLPM_D > CLPM_S > MM$ 등의 순이다. 그리고 샤프비율 기준으로 보면, $MM > LPM > CLPM_D > CLPM_S$ 등의 순이다. 소르티노비율 기준에서는 $LPM > CLPM_D > CLPM_S > MM$ 등의 순이다. 소르티노비율 기준으로 LPM이 가장 우수한 성과를 보였고, 샤프비율로는 MM이 가장 우수한 성과를 보였다.

섹터ETF들이 모임이라고 할 수 있는 KOSPI대비로 볼 때, MV 및 각종 VaR모델들은 KOSPI대비 낮은 성과를 보였으나, 하방위험을 이용한 지표들(LPM, CLPM)은 KOSPI를 상회하는 성과를 보여주었다.

MV_S를 자산배분모형의 벤치마크로 보았을 때는 모든 경우가 MV_S를 초과하는 성과를 보였다.

분산공분산행렬 추정방법에 따른 성과를 보면, MV, N_VaR, N_CVaR, CLPM 모든 경우에 DCC-MGARCH를 사용하였을 경우가 표준상관행렬(sample variance-covariance matrix)을 사용한 경우보다 좋은 성과를 보였다.

표준편차(분산)를 위험의 기준으로 보면 성과가 훌륭한 CLPM_S, MM, LPM들이 더 위험한 것처럼 보인다. 이는 표준편차(분산)를 위험지표로 사용하여 포트폴리오의 성과를 측정하는 경우의 단점을 실증적으로 보여준다. 왜냐하면 표준편차(분산)의 경우 포트폴리오 수익률의 상승 역시도 표준편차(분산)의 크기를 크게 하는 요소로 작용하며 이로 인해 위험이 커진 것처럼 보이기 때문이다.

<표 6>에서 무위험자산을 포함한 포트폴리오의 경우, 수익률을 기준으로 하였을 경우, $MM > CLPM_D > N_VaR_D > N_CVaR_D$ 등의 순이다. 샤프비율 기준으로 보면, $CLPM_D > MM > LPM > N_VaR_D$ 등의 순이다. 소르티노비율 기준에서는 $CLPM_D > MM > N_VaR_D > N_CVaR_D$ 등의 순이다. 위험대비 수익률

에서 볼 때 두 가지 모두 CLPM_D와 MM이 가장 우수한 성과를 보였다.

섹터ETF들이 모임이라고 할 수 있는 KOSPI대비로 볼 때, 모든 위험지표를 이용한 전략이 KOSPI 성과대비 초과하는 위험대비 성과를 보였다.

MV_S를 자산배분모형의 벤치마크로 보았을 때는 모든 경우가 MV_S를 초과하는 성과를 보였다.

분산공분산행렬 추정방법에 따른 성과를 보면, MV, N_VaR, N_CVaR, CLPM 모든 경우에 DCC-MGARCH를 사용하였을 경우 표준상관행렬을 사용한 경우보다 좋은 성과를 보인다.

무위험자산을 포함한 경우에 성과가 우수한 MM, LPM, CLPM_D, CLPM_S의 방법들은 두가지 위험지표인 표준편차 및 LPM에서도 다른 위험지표를 이용한 전략들에 비해 상대적으로 낮은 리스크를 갖고 있다고 나온다.

<표 5>와 <표 6>을 통해 위험자산에 무위험자산을 포함하는 완성포트폴리오의 경우, 위험자산만을 이용한 포트폴리오보다 수익률, 샤프비율, 소르티노비율 모두 우수함을 알 수 있다. 이러한 결과가 나오는 이유는 <표5>의 포트폴리오들은 하나의 위험자산으로 무위험자산과 함께 섞여 식(18)에 의해 배분 비중이 결정되기 때문이다. 이때 위험자산의 수익률이 마이너스일 경우 그 비중이 0%가 되고, 무위험자산 비중이 100%가 될 수 있다. 즉 위험자산을 전혀 편입하지 않는 경우가 생기며 이로 인해 <표6>의 결과처럼 성과가 개선될 수 있다.

<표 5> 위험측정요소별 성과지표 - 위험포트폴리오

(2008.1.2 ~ 2013.3.29. 위험회피계수 : VKOSPI연동, 무위험이자율 : CD금리)

구분	수익률 (연간,%)	표준편차 (연간,%)	Sharpe Ratio	LPM (연간,%)	Sortino Ratio
KOSPI	1.06	22.55	0.047	22.08	0.048
MV_S	-3.31	31.23	-0.106	28.53	-0.116
MV_D	-1.73	31.45	-0.055	27.46	-0.063
HS_VaR	-1.70	31.48	-0.054	26.98	-0.063
HS_CVaR	-2.00	31.75	-0.063	27.40	-0.073
N_VaR_S	-2.14	31.94	-0.067	27.79	-0.077
N_VaR_D	-1.93	32.17	-0.060	27.79	-0.077
N_CVaR_S	-2.20	31.43	-0.070	27.50	-0.080
N_CVaR_D	-2.09	31.67	-0.066	27.50	-0.076
CLPM_S	2.02	31.56	0.064	24.34	0.083
CLPM_D	3.49	28.61	0.122	22.37	0.156
MM	0.59	34.71	0.170	26.82	0.022
LPM	5.29	32.86	0.161	23.30	0.227

<표 6> 위험측정요소별 성과지표 - 완성포트폴리오

(2008.1.2 ~ 2013.3.29. 위험회피계수 : VKOSPI연동, 무위험이자율 : CD금리)

구분	수익률 (연간,%)	표준편차 (연간,%)	Sharpe Ratio	LPM (연간,%)	Sortino Ratio
KOSPI	1.06	22.55	0.047	22.08	0.048
MV_S	1.77	27.66	0.064	21.33	0.083
MV_D	5.11	28.84	0.177	15.76	0.255
HS_VaR	5.86	29.01	0.202	19.60	0.299
HS_CVaR	3.99	28.10	0.142	20.15	0.198
N_VaR_S	5.23	28.74	0.182	19.74	0.265
N_VaR_D	6.15	29.01	0.212	19.34	0.318
N_CVaR_S	5.28	28.70	0.184	19.70	0.268
N_CVaR_D	5.92	28.88	0.205	19.41	0.305
CLPM_S	3.94	25.10	0.157	17.91	0.220
CLPM_D	6.25	23.85	0.262	15.94	0.392
MM	6.35	24.80	0.256	17.02	0.373
LPM	5.13	22.90	0.224	17.04	0.301

V. 결 론

1. 연구의 결론 및 미래산업에 대한 시사점

본 연구에서는 국내에서 거래가 가능한 섹터ETF들을 이용하여 포트폴리오를 구성하고 다양한 포트폴리오 위험측정 지표를 이용하여 최적자산배분을 수행하였다. 섹터ETF로 구성된 포트폴리오를 운영하여, 섹터ETF의 모임이라고 할 수 있는 코스피지수 대비 성과를 검증하고자 하였다.

실험결과 위험자산과 무위험자산의 조합일 경우 모든 위험지표가 코스피지수대비 좋은 성과를 보였다. 그리고 MV모형 이후로 연구되어온 다양한 위험 측정 방법들은 모두 MV모형보다 위험대비 성과가 좋게 나왔다.

투자관련 미래산업에서 본 연구의 결과는 다음과 같은 시사점을 갖는다. 본 연구는 실제 거래가 가능한 ETF를 이용하였으므로, 본 연구의 결과는 증권사나 자산운용사 등의 기관투자자의 상품으로 개발되어 운영될 수 있을 것이다. 자산운용사의 경우 ETF상품들을 이용한 EMP(ETF Managed Portfolio) 형태의 펀드를 출시할 수 있을 것이다. 증권사의 경우 Wrap상품으로 유사한 형태의 EMP 상품을 출시할 수 있다. 또한 개인투자자들이 소액으로 직접 투자할 경우에도 ETF의 특성상 충분히 운영이 가능할 것이라고 본다.

2. 한계점과 추후연구과제

본 논문에서는 코스피 시장의 섹터를 이용하여 투자하는 실험을 해보았다. 그러나 현실의 투자세계에서 투자자는 훨씬 더 다양한 자산에 투자를 하고 있다. 보통 연기금 등 기관투자자의 경우 자산배분은 국내주식, 국내채권, 해외주식, 해외채권, 대체투자 등의 5가지 이상의 범주를 나누어 투자한다. 본 연구 역시 주식 섹터뿐만이 아닌 다양한 자산군을 대상으로 연구해볼 필요가 있다고 생각된다.

연기금 등 기관투자자의 경우, 특정 자산에 대한 자산배분비중이 정책적으로 결

정되어 있어 그 비중의 상하한의 범위가 제한되어 있다. 그러나 본 논문에서는 자산의 비중제한을 두지 않았다. 자산의 비중을 제한하였을 경우의 포트폴리오의 성과의 차이를 비교해 볼 필요가 있다.

본 논문에서는 월별 리밸런싱을 가정하여, 백테스팅 하였다. 그러나 월별 리밸런싱의 경우, 갑작스런 시장의 하락이나 상승에 대비하기에 너무 늦는 경우가 발생한다. 특히 2011년 중반에 발생했던 유로존 리스크로 인한 코스피 하락은 불과 한달 사이에 상당부분 하락했다. 월별 리밸런싱의 경우 이런 리스크를 감지하거나 피해갈 수가 없다. 리밸런싱 기간을ダイナミック하게 운용할 수 있는 전략에 대해 고민해 볼 필요가 있다.

또한 본 연구에서 기대수익률이 자산배분에 있어 중요한 요소이나 모든 전략에 있어 동일하게 과거수익률의 평균값을 사용하였다. 이는 위험측정요소별 성과차이를 확인하고자 하는 목적에 부합하나, 실제 포트폴리오의 운영에서는 좀 더 현실적인 기대수익률 추정 방법을 연구해볼 수 있을 것이다.

참고문헌

- Alexander G. J. and Baptista A. M. (2002), Portfolio selection with a drawdown constraint, *Journal of banking & finance*, 30, 3171-3189
- Artzner, P., Delbaen, F., Eber, J-M., Heath, D. (1999), Coherent Measures of Risk, *Mathematical Finance*, 9(3), 203-228
- Bawa, V. (1975), Optimal rules for ordering uncertain prospects, *Journal of Financial Economics*, 2, 95-121.
- Bawa, Vijay S. and Eric B. Lindenberg. (1977), Capital Market Equilibrium In A Mean-Lower Partial Moment Framework, *Journal of Financial Economics*, v5, 189-200
- Biglova, A., Ortobelli, S., Rachev, S. and Stoyanov, S. (2004), Different approaches to risk estimation in portfolio theory, *Journal of Portfolio Management*, 31(1), 103-112.
- Brinson Et Al. (1986), Determinants of Portfolio Performance, *Financial Analysts Journal*, 42(4), 39-44
- Engle, R. F., (ed.) (1995), ARCH: Selected Readings, Oxford University Press, Oxford
- Engle (2002), Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models, *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(3)
- L. Favre, J. A. Galeano (2002), Mean α -modified Value-at-Risk optimization With Hedge Funds, *Journal of Alternative Investment*, 5
- Fishburn, Peter C. (1977), Mean-Risk Analysis With Risk Associated With Below-Target Returns, *American Economic Review*, 67(2), 116-126.

- Harlow, W. V. and R. K. S. Rao (1989), Asset Pricing in a Generalized Mean-Lower Partial Moment Framework: Theory and Evidence, *Journal of Financial And Quantitative Analysis*, 24(30), 285-309
- Hensel, Chris R., D. Don Ezra, and John H. Ilkiw. (1991), The Importance of the Asset Allocation Decision, *Financial Analysts Journal*, 47(4), 65-72
- Ibbotson, Roger G., and Paul D. Kaplan. (2000), Does Asset Allocation Policy Explain 40, 90, or 100 Percent of Performance?, *Financial Analysts Journal*, 56(1), 26-33
- Lam Weng Hoe, Jaaman Saiful Hafizah, Isa Zaidi (2010), An empirical comparison of different risk measures in portfolio optimization, *Peer-reviews & Open access journal*, 1(1), 39-45
- Markowitz, H. (1952), Portfolio selection,” *Journal of Finance*, 7(1), 77-91.
- Markowitz, H. (1959), Portfolio Selection, (*First Edition*), *New York:John Wiley and Sons*, Ch9(The Semi-Variance), 188-201.
- Roy, A. D. (1952), Safety First and the Holding of Assets, *Econometrica*, 20, 431-439
- Sing, T. F. and S. E. Ong, (2000), Asset Allocation in a Downside Risk Framework, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 6(3), 213-224
- Vardharaj, Raman, and Frank J. Fabozzi. (2007), Sector, Style, Region: Explaining Stock Allocation Performance. *Financial Analysts Journal*, 63(3), 59-70.
- Young, M. (1998), A minimax portfolio selection rule with linear programming solution, *Management Science*, 44(5), 673-683.

The Selection of Appropriate Risk Measuring Method in terms of the performance of the optimal asset allocation model

- Empirical Analysis Using Sector ETFs in Korea Stock Market -

Kim, Seong Il* · Seungmook Choi**

Abstract

Since Markowitz (1952) of the mean-variance model, there are many studies have been conducted in the field of the optimal asset allocation. In particular, the study of portfolio risk measures have been developed in various ways. This paper made a comparative study LPM, CLPM, VaR, CVaR, minimax in addition to variance of the returns and compared the performance of portfolio about each risk indicators in terms of return on the risk. When the variance-covariance matrix is needed to use for optimal asset allocation, we estimated both the standard variance-covariance matrix and the DCC-MGARCH to use necessary risk indicators. And we compared the result of all kind of test in terms of return on the risk. In a variety of market conditions, LPM, CLPM against other risk indicators show better performance in terms of return on risk. Optimized portfolio of sector ETFs using variance as well as various risk indicators, shows higher performance than KOSPI index always.

Key word : optimal asset allocation, mean-variance model, DCC-MGARCH, LPM, CLPM, VaR, CVaR, minimax

* Team leader, Industrial Bank of Korea, ksi0428@naver.com

** Corresponding Author. Associate Professor, School of Business Administration, Nevada State College, seungmook.choi1004@gmail.com

공공정책과 민간투자 및 개방성이 경제성장에 미치는 효과 분석

김성준*

요약

본 논문은 개방경제하에서 재정, 금융, 민간 부문의 주요 거시 경제변수가 경제성장에 미치는 영향을 한국 통계자료를 이용하여 벡터오차수정모형으로 실증 분석을 하였다. 그 분석 결과를 살펴보면, 장기적으로 경제성장에 민간소비, 정부투자, 국내민간투자가 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 실질실효환율의 평가절하가 단기적으로 부정적 영향을 주나 장기적으로는 더욱 큰 긍정적 영향을 미치며, 인적 자본 형성이 장·단기적으로 유의한 큰 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 아울러 인플레이션은 단기적으로나 장기적으로 부정적 영향을 주는 것으로 나타났고, 정부 소비는 단기적으로는 긍정적 영향을 주나 장기적으로는 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 결과에 의하면, 실질 환율, 인적 자본 형성, 민간 소비 및 투자 활성화, 정부투자 활성화가 보다 중요함을 시사한다. 아울러 정부 투자지출은 장기적으로 경제성장에 긍정적 효과를 주나, 정부소비지출은 그 효과가 일시적이며 장기에는 부정적 효과를 나타낸다는 점을 재정정책 수립시 유의할 필요가 있다. 민간 투자와 소비 지출 확대와 인적 자본 형성이 경제성장에 큰 긍정적 효과를 주며, 특히 실질실효환율의 절하는 시차효과로 장기에 큰 긍정적인 효과를 보여주고 있어, 개방화 시대에 있어서 경제성장에 있어서 실질환율의 변화가 매우 중요하며, 가장 중요한 정책적 요소로 민감하게 고려될 필요가 있다.

핵심 주제어 : 공공정책, 민간투자, 개방성, 경제성장

JEL code: E6, H3

* 김성준, 단국대 무역학과 명예교수, sskimdku@gmail.com
<논문 투고일> 2020.05.17 <논문 수정일> 2020.07.09 <개제 확정일> 2020.07.16

I. 서 론

최근 글로벌 금융위기, 미·중 무역 분쟁, 코로나 바이러스 전염병의 확산 등 일련의 악재로 세계 경제는 지속적인 경기침체를 겪고 있다. 더구나 코로나 팬데믹은 심각한 타격을 주어 세계 대공황에 못지않은 세계경제 위기를 가져 오리라 우려하고 있다. 이에 각국은 긴급재난을 선포하고 대규모 경기침체와 대량 실업 확대를 막기 위해 대폭적인 재정 확대, 금리인하 등을 통해 영세기업 지원, 실업자 구제, 긴급재난 가계소득 지원 등 일련의 조치를 취하고 있는 실정이다. 우리나라도 갈수록 경제성장률이 하락하는 가운데 실업률 증가, 빈부격차의 확대와 함께 심각한 경기침체를 예상하고 있으며 이에 소득불균형 완화와 함께 고용창출과 더불어 경제성장이 중요한 과제가 되고 있다. 이러한 배경 하에 정부지출을 정부 소비와 정부투자, 민간부문은 민간소비와 민간투자로 나누고, 개방도, 인적 자본, 인플레이션 요소와 더불어 개방경제하에서 중요한 환율 변수까지 고려하여 그 요인들이 성장에 미치는 효과를 살펴보고 어떤 정책이 경기침체를 막고 경제성장에 도움이 되는지 살펴보고자 한다. 민간 경제 중심의 시장경제체제하에서 정부의 역할은 한계가 있으나 정부 투자를 중심으로 이루어지는 사회간접자본은 물류수송, 관광, 생산과 소비, 무역 등 국가경제의 중추적 역할을 하고 민간 생산의 투입 요소 역할을 해 경제성장에 기여하는 바가 크다고 볼 수 있다. 또한 이는 국가의 번영과 가계의 사회적 경제적 후생에도 결정적 역할을 한다고 볼 수 있다. 여러 실증 분석의 결과도 선진국과 개도국 공히 사회간접자본의 이용가능성과 질이 경제성장에 기여함을 보여준다.¹⁾ 이것은 도로, 철도, 전기, 인적 자본, IT와 같은 인프라스트럭처에 대한 투자와 이용가능성이 생산성 증대와 경제성장에 중요한 역할을 함을 의미한다.²⁾ 우리나라는 그동안 눈부신 성장에 있어서 이러한 인프라스트럭처의 발달이 큰 역할을 했음을 여러 연구결과에서도 알 수 있다. 이제 한국의 사회간접자본 수준은 세계 어느 선진국에 비교해도 뒤떨어지지 않을 만큼 도달했음을 외국 여행을 통해 비교해 봐도 알 수 있다. 그러나 최근 사회복지 강화에 주력하면서 이 분야에 대해 상대적으로 소홀해져 정부예산에서의 비중은 오히려 줄고 있는 현상을 보이고 있

1) 보다 자세한 것은 박수진, 나경연, 엄근용(2018)을 참조 바람.

2) 보다 상세한 내용은 Fosu(2019)를 참조 바람.

다. 이에 따라 개방성과 민간 부문, 교육수준과 공공 정책의 어떤 요인이 경제성장에 미치는 영향이 큰 지 상대적 효과를 검토함으로써 적절한 정책적 시사점을 모색해 보고자 한다.

이러한 배경 하에 본 연구는 제1장 서론에 이어 제2장에서는 본 주제와 관련한 선행연구들과 함께, 그와 관련한 이론적 배경을 살펴보기 보고자 한다. 제3장에서 본 연구에 적합한 모형을 설정하고, 그 추정모형에 사용된 변수, 자료 출처를 제시한 후 기초통계량, 자료의 특성, 시계열 자료의 안정성을 검토한다. 그리고 상관분석을 거친 후 적절한 방법으로 추정한 분석 결과를 제시할 것이다. 제4장은 결론으로 요약과 상기 분석결과에 따른 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

II. 선행연구

본 연구와 관련된 선행연구들을 살펴보면 다음과 같다. 먼저 재정지출이 경제성장에 미치는 효과를 살펴보면, 김우철(2006)은 Blanchard and Perotti(2002)의 SVAR모형으로 감세의 경우와 정부지출의 증대의 경우 모두 소득 증대시키는 것으로 나타났다. 그러나 경기부양 측면에서는 감세정책이 정부지출 확대보다 더욱 지속적이며 보다 큰 효과 가지는 것으로 나타났다.

김성순(2009a)은 재정지출 증가가 민간소비, 민간투자, 경제성장률에 미치는 영향은 모두 긍정적 반응으로 나타났다. 그러나 재정지출 증가 보다 감세가 보다 경제성장에 긍정적 영향을 줄을 보여주고 있다. 또한 확장적 재정정책으로 민간소비, 투자 증대를 통한 경제성장을 도모하는 것은 일시적인 효과만을 보인다는 것을 아울러 알 수 있었다. 김성순(2009b)은 1인당 경제성장률과 민간투자 증가율의 패턴이 비슷하게 움직이는 유사성을 보이고 있으며, 민간투자와 평균교육연수가 경제성장률과 정(+)의 상관관계가 높아 상호보완성을 나타내어 민간투자와 인적자본이 경제성장률에 밀접한 긍정적 영향을 미침을 알 수 있다.

반면 강동익(2019)은 정부 자본지출은 민간투자를 구축하는 효과가 매우 크게 나타나며, 경기부양효과가 미약하다는 것을 이론적·실증적으로 제시하였고, 정부

소비지출은 구축효과가 비교적 작게 나타나며 경기부양효과가 상대적으로 큼을 보였다. 김홍균·박승준(2012)은 구조적 벡터수정(SVEC)모형을 이용하여 실증분석을 한 결과, 국민소득, 재정수입, 재정지출 3변수 모형과 국민소득, 재정수입, 재정지출, 물가, 이자율로 이루어진 5변수 모형을 설정하여 분석하였을 경우, 모두 재정지출 충격만 국민소득에 효과를 미치는 것으로 분석되어 재정지출 정책이 보다 효과적인 경기부양정책인 것으로 나타났다.

외국의 문헌들을 보면, Heppke-Falk, Tenhofen and Wolff(2006)는 독일경제에서의 재정충격의 단기적 효과를 Blanchard and Perotti(2002)의 SVAR 방법을 사용하여 살펴보았다. 그 연구 결과는 직접적인 정부지출 충격은 산출량과 민간소비를 유의하게 증대시키며 또한 정부투자는 유의하게 산출 증대 효과를 나타내고 있다. 그러나 민간투자는 산출량을 유의하지 않게 감소시키는 것으로 나타났다. 예상된 정부지출 충격은 소비에 정(+)의 효과를 보이거나, 예상하지 못한 정부지출 충격이 발생할 때 산출에 유의한 정(+)의 효과를 나타냈다. 따라서 정부지출 효과는 오직 단기적인 영향을 줌을 보이고 있다.

Mountford and Uhlig(2005)은 미국 분기 자료를 이용하여 실증 분석한 결과 경기를 촉진하는 최선의 방법은 재정적자 감축 정책이며 정부지출을 통한 재정 확장의 장기적 비용이 단기적 이득보다 큰 것으로 나타났다. 이 논문은 재정정책의 미래 변화에 대한 예고 효과와 함께 재정정책 충격을 경기변동 및 금융정책 충격과 구분이 가능하도록 모형화하는 새로운 VAR모형으로 재정정책의 효과를 분석하는 방법을 제시하고 있다.

Bayraktar and Moreno-Dodson(2019)은 개발도상국들을 고성장국 군과 비교 국가 군으로 나누어 재정정책이 경제성장에 어떻게 도움이 되는 지를 분석하였다. 그 분석 결과, 재정지출을 생산적 지출과 비생산적 지출, 핵심지출(core expenditure)과 비핵심지출로 구분하였을 때, 고성장국 군만 생산적 지출, 핵심지출이 경제성장에 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

다음 경제 개방성이 성장에 미치는 효과를 살펴보면, 이론적으로 볼 때 무역자유화, FTA 체결 확대, 시장규제완화 등 개방화 정책의 흐름은 경쟁우위에 있는 재화와 서비스의 수출을 촉진하여 규모의 경제, 시장 규모 확대를 통해 보다 큰 이득과 소득증대를 가져올 수 있고 교역 비용을 낮추며, 또한 기술 전수와 상호교류를

통해 기술발전을 촉진하며, 학습효과를 통해 인적 자원 개발에도 유리하다고 볼 수 있다. 이로 인하여 무역의 확대는 경제성장을 촉진하며 국민 후생을 높이는데 기여할 것이다. 그러나 반면 경쟁열위산업은 무역확대에 따라 상대적으로 위축을 가져오고 손실을 초래함으로써 양 산업간의 빈부격차가 커져서 소득불균등을 심화시킬 수 있다. 따라서 이를 완화하고 경쟁력을 갖출 수 있도록 구조 조정하는 정책도 아울러 필요하다고 볼 수 있다.

개방도가 성장에 미치는 영향을 그 메커니즘으로 살펴보면, 전통적 견해로 Edwards(1993)는 수출이 보다 효율적인 투자 사업을 촉진하고 교역부문에서 비교역부문으로의 긍정적 생산 확산 효과를 일으켜 수출이 성장을 촉진한다고 본다. 또한 Romer(1990), Grossman and Helpman(1991), Rivera-Batiz and Romer(1991) 등은 내생적 성장 모형을 통하여 개방도가 수출로부터 지식 수입으로의 개방이 성장 촉진을 가져온다는 것을 보이고 있다. 그리고 Barro and Sala-i-Martin(1995)은 수입이 국내생산자로 하여금 다양한 자본재로 접할 기회를 갖게 되어 생산의 효율성을 효과적으로 높이도록 해준다고 본다.

국제무역이 경제성장에 미치는 영향을 보면, 대체로 무역장벽은 경제성장에 부정적 영향을 미치는 반면, 수입 등 경제개방과 성장은 긍정적 관계를 갖는 것으로 나타났다. 구체적으로 살펴보면, Cebula(2010)는 2005-2007년 기간 동안 패널최소자승법(PLS)으로 무역의 자유, 사업의 자유, 통화의 자유, 재산권 보장이 OECD 국 PPP로 조정된 1인당 GDP에 대해 증가하는 함수 관계를 보였고, 또한 세계적인 경기침체 속에서도 OECD는 무역의 자유 기조를 고수하는 것으로 나타났다. Dreher(2006)는 경제통합, 사회통합, 정치통합을 세계화 지수로 고려하여 1970-2000년 기간 동안 123개 국가의 패널 자료를 사용하여, 경제성장에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 세계화가 경제 성장을 증진하는 것으로 나타났고, 성장과 가장 관련이 깊은 것은 선진국들의 실제 경제흐름과 관련된 제약이며, 다음으로 정보 흐름도 경제성장과 관련이 있는 것으로 나타났다. 그러나 정치통합의 경우는 경제성장과 관계가 없는 것으로 나타나고 있다. Madsen(2008)은 1870년 이후 16개 선진국들의 개방도와 생산성에 대한 장기 자료를 이용하여 개방도가 총요소생산성(TFP) 성장에 미치는 영향을 살펴 보았다. 그 결과 경제성장이 개방도와 대체로 독립적이나, 일단 개방도와 외국 지식과의 상호 관련이 허용되면 생산성은 개

방도에 따라 영향을 받는 것으로 나타났다.

다음 환율이 경제성장에 미치는 영향을 살펴보면, 환율의 변동→ 재화의 상대가격→ 소비와 생산 → 개방모형 하에서 수출과 수입 → 경상수지에도 영향을 미치는 경로를 생각할 수 있다. 이를 구체적으로 살펴보면, 실질 환율의 하락은 국내물가의 상대적 하락 즉 교역조건의 악화를 가져와 소득을 떨어뜨려 국내수요를 감소시킬 것이다. 그러나 교역조건 변화가 수출가격의 하락을 가져와 가격경쟁력 개선으로 수출 증대와 수입 감소를 가져온다면 국내 생산수요는 증대될 것이다. 또한 내수 소비는 수입재 가격 상승으로 수입대체품 국내수요가 증대되어 국내생산 및 고용 증대를 가져올 수 있을 것이다. 여기서 개방경제모형 하에서 산업을 교역재산업과 비교역재산업으로 구분하고 교역재 산업은 다시 수출재산업과 수입대체재산업으로 구분하여 살펴 본다면, 생산측면에서 보면, 통상 수출재/수입재간 상대가격 변동보다 교역재/비교역재간 가격변동이 크다고 가정하면, 환율의 상승은 외화표시 교역재 가격은 일정하나 자국통화표시 가격은 상승하고, 비교역재가격은 일정한 반면, 교역재 가격은 상승하여 교역재 생산증가와 비교역재 생산의 상대적 감소를 가져오게 될 것이다. 다음 수요측면에서 보면, 재화에 대한 수요는 상대가격 변화에 따른 대체효과와 교역조건 변동에 따른 소득 효과에 따라 달라진다고 볼 수 있는데, 비교역재 수요는 대체효과로 증가하나 소득효과는 감소하게 되고, 수출재 수요는 대체 및 소득 효과 모두 감소하게 되나 생산은 증가를 가져올 것이다. 또한 수입대체재 수요는 대체효과는 다소 감소하고, 소득효과로 또한 감소하여 수요 감소와 함께 생산은 다소 증대하여, 이는 무역수지 개선을 가져올 것이다. 이 경우 마샬-러너 조건이 충족되어야 한다. 즉 수출과 수입의 가격탄력성의 합이 1보다 커야 한다는 것이 전제된다. 이는 실질환율의 하락이 가격경쟁력 강화를 가져와 무역수지 개선을 유발하는 것으로 시계열의 안정성을 의미하며, 이 조건이 충족한다는 것은 항상 평균으로 복귀하는 힘이 존재함을 나타낸다. 이러한 경우에 자국 환율의 평가절하가 장기적으로 무역수지 개선을 가져올 것이다.

김성순(2016)은 개방경제하에서 거시 경제변수가 경제성장에 미치는 영향을 주요 OECD 국가들에 대한 패널자료를 이용하여 분석하고 있는데, 그 분석결과 장기적으로 실질실효환율의 평가절하가 경제성장에 가장 큰 영향을 미치며, 국내민간 투자와 인적자본형성도 경제성장에 유의한 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났

다. 그러나 단기적으로는 무역개방도가 경제성장에 긍정적 영향을 주나 장기에는 부정적 효과로 낮고 FDI가 장기적으로 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 실질실효환율의 절하가 경제성장에 단기적으로 더욱 큰 긍정적 영향을 미치며 정부소비지출은 단기적으로만 경제성장에 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 인플레이션은 경제성장을 저해하나 통화량 증가는 경제성장에 긍정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 소득불균등도는 경제성장에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 이 결과에 의하면 개방화시대에 경제성장에 있어서 실질 환율의 변화가 매우 중요하며, 또한 개방화의 확대보다 민간투자의 활성화가 보다 중요함을 시사한다고 볼 수 있다.

Ⅲ. 연구방법 및 추정

1. 추정 모형

본 모형에 대한 이론적 배경은 다음과 같은 예산 제약하에서 후생을 극대화하는 모형에서 찾을 수 있다.

$$W=W(PC+aGC) \text{ s.t. } PC+PI+GC+GI+NX=Y \quad (1)$$

$$Y=A(\text{trade, rer, x})f(PK, GK, HK)$$

W 는 후생으로 후생함수는 민간소비 PC 와 정부소비 GC 의 합으로 표현되며 a 는 정부소비의 민간소비와의 대체성을 나타낸다. 총수요는 민간과 정부의 소비지출에 민간 투자 IP , 공공투자 IG , 그리고 순수출 NX 의 합으로 국민소득 Y 를 구성한다. 총공급을 구성하는 총체적 생산함수는 $Y= Af(\cdot)$ 로 표현할 수 있으며, A 는 총요소 생산성(TFP)으로 여러 요인에 의해 영향을 받을 수 있다. TFP에 영향을 주는 요소는 그 내생적 성장요인을 고려하면, trade: 무역개방도, 실질실효환율(rer), 및 기타 생산성에 미치는 요인(X)에 의존한다고 볼 수 있다. 그리고 총체적 생산함수의 생산요소는 민간 실물자본 PK , 공공자본 GK 및 인적자본 HK 3개 성장요소의 고

려할 수 있으며 투자는 자본의 차분으로 표현될 수 있다.

본 연구에 사용한 추정 모형은 생산함수를 Cobb-Douglas 형태로 가정하고 이 모형의 해에 대한 축약형 식에 로그 차분을 취하면 각 변수들은 증가율 변수로의 다음과 같은 선형 추정식 (2)가 도출된다. 이와 유사한 추정 모형의 설정에 대한 근거는 Hayat(2014), Arabatli(2011) 등에서 발견할 수 있다.

$$y_t = \alpha + \beta_1 PC_t + \beta_2 GC_t + \beta_3 IP_t + \beta_4 IG_t + \beta_5 trade_t + \beta_6 rer_t + \beta_7 \pi_t + \beta_8 HK_t + \epsilon_t \quad (2)$$

단, y = 1인당 실질 GDP 성장률, PC: 민간소비/GDP, GC: 정부소비/GDP, IP : 민간투자/GDP, IG : 정부투자/GDP, trade=수출입액/GDP, rer=실질실효환율, HK=인적자본(평균교육연수), π : 인플레이션율, ϵ : 오차항으로 기타 모형에서 성장에 영향을 주는 변수 벡터를 고려할 수 있음.

우측 설명변수가 경제성장에 미치는 메커니즘을 살펴보면, 확장적 재정정책은 경기침체시 경제활성화에 단기적으로 도움을 주며, 환율의 평가 절하, 개방도 확대 등 정책도 인플레이션을 야기시키지 않는다면 경기침체에서 벗어나는데 도움을 줄 것이다. 민간투자의 확대는 소득증대를 통해 지속적인 경제성장에 있어서 중요한 요소이며, 인적 자본의 확충은 장기적인 경제성장에 중요한 요인으로 볼 수 있다.

이와 같이 도출된 추정식을 분석에 사용하였으며, 추정에 사용된 자료는 1980년 이후 연간 자료를 사용하였고, 시계열 관측치 수가 작아 다양한 변수 도입에 한계가 있어 주요 변수간의 단순한 함수관계를 설정하였다. 이 함수관계를 이용하여 추정모형을 검토한 결과 이들 변수 간에 공적분이 존재하여 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model; VEC)으로 분석하였다. OLS 등 회귀분석을 통한 분석도 고려해 볼 수 있으나 이 방법은 회귀식 추정에서 나타나는 동시성 편의(simultaneity bias) 문제나 설명변수의 내생성 문제(endogeneity problem)를 극복해야 한다. 그러나 VAR(Vector Auto-Regressive; 벡터자기회귀) 모형이나 VEC 방법은 모든 변수를 내생변수로 취급하고 우측 설명변수를 시차 선결변수

(lagged determined variable)를 사용함으로써 이러한 문제를 해결할 수 있는 이 점이 있다.

이 방법은 이론과는 상관없이 자료의 시계열적 특성을 통해 재정변수들의 충격반응함수를 통해 누적탄력성의 크기를 파악하고 앞의 추정결과와 비교하여 어떤 차이가 있는 지 검토하는데 의미가 있다. 그러나 이 때 모형 상에 단위근(unit root)을 갖는 변수가 포함될 경우 그 추정치는 통계적 일치성을 갖지 않게 되므로 이에 대한 수정이 필요하다. 이를 반영한 모형이 VEC 모형이다.

만약 사용된 변수들의 VAR 체계에서 변수 벡터가 단위근을 갖는 변수가 일부라도 포함된다면, 이 방법에 의한 충격반응 등 추정계수는 일치성(consistency)를 만족하지 않게 된다. 또한 시계열 자료가 I(1)인 경우 차분변수를 이용하면 단위근은 안정성을 갖게 될 지라도 변수 사이의 장기적 관계에 관한 정보는 잃어버리게 된다. 그렇지만 이 때 이 사용된 변수들 간에 공적분(co-integration)이 존재하면, 이러한 문제점은 VEC 모형을 사용하여 해결할 수 있다.³⁾

결국 VEC는 비안정적 자료(non-stationary series)를 가진 변수 간에 공적분 관계를 가질 때 사용되도록 고안된 제약적 VAR 모형이다. VEC는 단기적 조정 동학을 허용하면서 내생적 변수의 장기적 행태가 공적분 관계로 수렴하도록 제약을 둔 형태로 설계된 공적분 관계를 갖게 된다. 공적분 항은 장기균형으로부터 이탈이 부분적 단기 조정을 통해 서서히 교정이 되기 때문에 ‘오차 수정항’(error correction term)이라 부른다.

2. 사용된 자료 및 특성

본 분석에 사용된 자료에 대한 출처는 다음과 같다. 한국의 1981-2017년 기간 연간자료를 이용하였는데,⁴⁾ 1인당 실질 GDP(per capita GDP with 2010 constant price), 정부소비지출/GDP, 정부투자지출/GDP, 민간소비지출/GDP, 민간투자지출(민간 투자액/GDP), 무역개방도(수출입액/GDP), ppp 실질실효환율(

3) 보다 자세한 것은 Johansen(1988, 1991), Phillips(1998) 참조 바람.

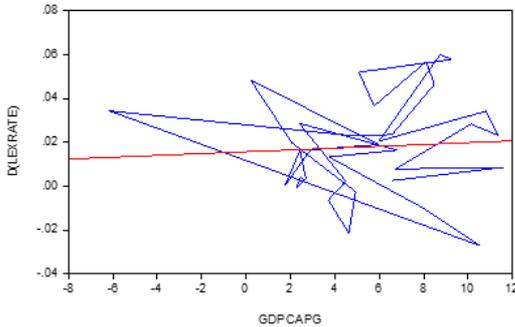
4) 시계열 자료에 대한 관측치 개수가 작아 추정상 강건성에 문제가 제기될 수 있으나 사용된 자료중 재정변수, 평균교육연수 등 자료는 연간자료로만 발표되어 분기별 자료 사용 등으로 충분한 관측치를 확보하는데 그 한계가 있음.

real effective exchange rate index(2010= 100, 국내물가/해외물가), 인플레이션율(CPI 증가율), 인적자본지수로 15세 이상 경제활동인구의 평균교육연수(avg. years of schooling) 등을 사용하였다. 그 자료 출처는 1인당 실질GDP, 무역개방도, 정부소비, 정부투자, 민간소비, 민간투자, ppp 실질실효환율, CPI 증가율은 World Bank의 World Development Indicators database와 OECD Statistics 를 이용하였고, 인적자본은 대리변수로서 평균 교육연수는 Barro and Lee(2001, 2012)를 연장하여 사용하였다.

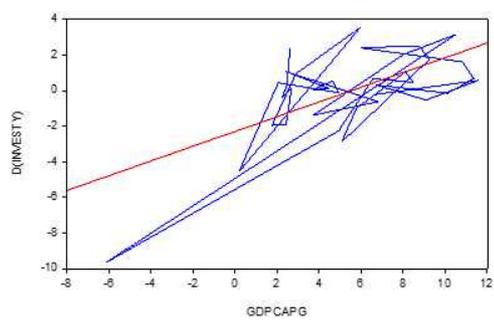
다음 사용된 자료들의 특징을 살펴보기 위해 주요 거시 변수와 경제성장률과의 관계를 도시해보면, [그림 1]-[그림 6]에서 보는 바와 같이, 실질실효환율의 평가 절하, 인적 자본(평균교육연수), 민간투자는 경제성장률에 양의 상관관계를 보이고 있으며, 정부소비지출과는 음의 상관관계를 보이고 있다. 그리고 무역개방도의 증가와 인플레이션도 경제성장률과 음의 상관관계를 나타내고 있음을 알 수 있다.

주요 변수의 경제성장률과의 상관관계

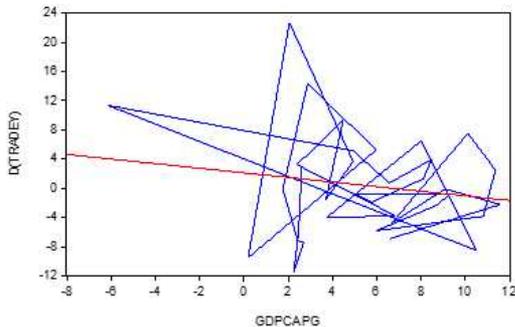
[그림 1] 실질실효환율과 1인당 GDP



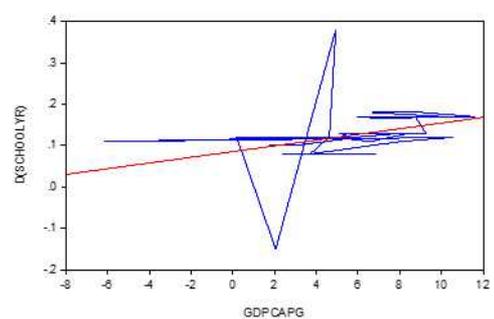
[그림 2] 민간 투자와 1인당 GDP



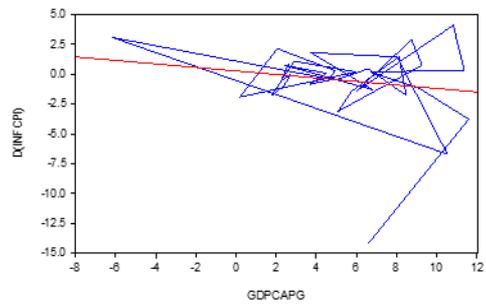
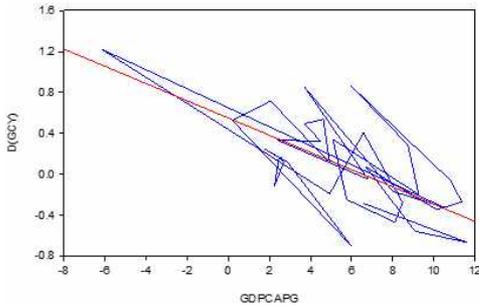
[그림 3] 무역 개방도와 1인당 GDP



[그림 4] 인적자본과 1인당 GDP



[그림 5] 공공소비지출과 1인당 GDP [그림 6] 인플레이션과 1인당 GDP



다음 자료의 특성을 통계량을 통해 살펴보면 같다. 먼저 한국 자료의 특성을 살펴보면, <표 1>에서 보는 바와 같이, 사용된 자료중 평균치는 무역개방도(TRADEY), 민간소비(PCY)가 민간투자(PIY)와 함께 비교적 크게 나타나고 있고, 변이도(Std. Dev.)도 이들 변수들이 상대적으로 크게 나타나고 있다. 반면 실질실효환율(LEXRATE), ln(1인당 GDP), 공공투자율(GIY)은 변이도가 작으며 평균치도 비교적 작게 나타나고 있다. 그리고 인플레이션율(INFCPI), 민간소비(PCY), 무역개방도(TRADEY), 공공투자(GIY) 비율은 Jarque-Bera 통계량에 비추어 정규성(normality)을 벗어남을 보이고 있다.

<표 1> 한국 자료의 특성

	LGDPACAPR	GCV	GIY	PCY	PIY	TRADEY	SCHOOLYR	LEXRATE	INFCPI
Mean	9.447339	12.44955	5.959169	64.71120	27.55738	69.56234	10.78632	6.526902	4.301919
Median	9.545627	11.94314	6.216256	64.79222	26.63456	63.39300	10.95000	6.626576	3.421000
Maximum	10.17168	15.33444	7.423992	74.53694	36.75204	110.0001	12.75000	6.776567	21.35200
Minimum	8.269790	10.10540	4.144558	58.37802	20.75459	47.58740	8.304000	6.129581	0.706000
Std. Dev.	0.573541	1.779676	0.889709	3.300196	4.139013	17.91289	1.295859	0.226837	3.613005
Skewness	-0.56671	0.413577	-0.677997	0.816709	0.859068	0.874450	-0.289844	-0.66997	2.984128
Kurtosis	2.125525	1.631062	2.365543	4.301780	2.745867	2.700644	1.988483	1.911563	14.49516
Jarque-Bera Probability	3.159409	3.943853	3.455266	6.725808	4.650551	4.853580	2.095442	4.594371	258.6282
Sum	349.5515	460.6332	220.4893	2394.314	1019.623	2573.807	399.0940	241.4954	159.1710
Sum Sq. Dev.	11.84219	114.0208	28.49694	392.0866	616.7315	11551.38	60.45300	1.852384	469.9370
Observations	37	37	37	37	37	37	37	37	37

다음 추정에 앞서서 분석대상 자료의 안정성(stationarity) 여부를 살펴본다. 시계열 자료의 추정과 검정에서의 기본적인 전제는 분석에 사용된 변수들의 안정성

이다. 기본적인 전제, 즉 자료의 안정성이 담보되지 않는 상황 하에서 전통적인 회귀분석은 가성회귀(spurious regression) 문제가 발생하게 된다. 개별 변수의 안정성(stationarity) 여부는 Augmented Dickey Fuller(ADF)나 Phillips-Perron(PP) 등에 의한 단위근(unit root) 검정을 통하여 살펴본다.

ADF 단위근 검정결과를 수행한 결과는 다음의 <표 2>와 같다. 고려 대상이 되고 있는 모든 변수들은 수준변수에서 대부분은 단위근이 존재하는 것으로 나타났으나, 증가율 변수나 수준변수에 대한 1차 차분변수는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

그러나 사용한 변수들이 단위근을 가질지라도 사용한 변수들 간의 장기적 안정성을 살펴보기 위해 이들 변수에 대한 공적분 관계 검정을 할 필요가 있다. 이 검정은 전통적 Johansen 공적분 검정 방법을 적용하기로 한다. 공적분 검정을 본 실증분석에 사용한 [1인당 실질GDP, 정부소비, 정부투자, 민간소비, 민간투자, 무역개방도, 인적자본, ln(실질실효환율), 인플레이션율] 9변수 간에 실시한 결과 <표 3>에서 보는 바와 같이 공적분관계가 다수 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 추정방법은 벡터 오차 수정 모형(VEC)을 사용하였다.

<표 2> ADF 단위근 검정결과(1981-2017)

	수준변수	차분변수
lgdpcapr	-1.17	-6.93***
gcy	-3.08	-5.94***
giy	-2.23	-7.69***
pcy	-3.54*	-5.26***
piy	-2.19	-4.19***
tradey	-2.22	-5.67***
schoolyr	-2.23	-8.68***
lexrate	-1.32	-3.26*
infcp1	-8.03***	-

주: 1) MacKinnon(1991)에 의한 ADF 임계치: 1% -4.23, 5% -3.54, 10% -3.20을 사용함, * 는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함을 의미.

2) 1981년~2017년 연간 자료임. 제시된 통계량은 상수항과 시간추세를 고려한 수치임.

3) 변수명 lgdpcapr: log(1인당 실질gdp), gcy: 정부소비지출/GDP, giy: 정부투자지출/GDP, pcy : 정부소비지출/GDP, piy : 정부투자지출/GDP, tradey : 무역 개방도로 (Export+Import)/GDP, schoolyr: 평균 교육연수, lexrate: log(ppp 실질환율), infcpi: 인플레이션율로서 소비자물가 상승률 임.

다음 상관계수 행렬을 살펴보면, <표 4>에서 보는 바와 같다. 1인당 경제성장을과의 상관관계를 증가율 변수로 바꾸어 살펴보면, 민간 투자(.64), 평균 교육수준(.36), 인플레이션율(.13), 정부투자(.18) 순으로 양의 상관관계가 높고, 반면 정부 소비지출(-.70), 민간소비(-.19), 실질실효환율(-.17), 무역개방도(-.16) 순으로 음의 선형 상관관계가 높은 것으로 나타나고 있다.

<표 3> Johansen's Cointegration Test (null H: no cointegration)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.953261	417.1534	197.3709	0.0000
At most 1 *	0.929822	309.9426	159.5297	0.0000
At most 2 *	0.838939	216.9575	125.6154	0.0000
At most 3 *	0.648863	153.0485	95.75366	0.0000
At most 4 *	0.616929	116.4182	69.81889	0.0000
At most 5 *	0.553129	82.83453	47.85613	0.0000
At most 6 *	0.501928	54.64257	29.79707	0.0000
At most 7 *	0.375478	30.24723	15.49471	0.0002
At most 8 *	0.325267	13.77033	3.841466	0.0002

<표 4> 상관계수 행렬

	GDPC APG	D(GCY)	D(GIY)	D(PCY)	D(PIY)	D(TRA DEY)	D(SCHO OLYR)	D(LEX RATE)	INFCP I
GDPCAPG	1								
D(GCY)	-0.70	1							
D(GIY)	0.18	0.29	1						
D(PCY)	-0.19	0.47	0.09	1					
D(PIY)	0.64	-0.43	-0.14	-0.02	1				
D(TRADEY)	-0.16	0.15	-0.16	-0.08	-0.29	1			
D(SCHOOLYR)	0.36	-0.31	-0.01	-0.25	0.22	-0.34	1		
D(LEXRATE)	-0.17	0.01	0.44	-0.13	0.07	0.09	0.00	1	
INFCPI	0.13	0.16	0.16	0.01	0.03	0.19	0.05	0.71	1

주: D는 차분을 의미함

다음 인과관계 검증을 Granger causality test로 실시한 결과를 경제성장률과 관련 경제변수와의 관계를 살펴보면, <표 5>와 같다.

<표 5>에서 보는 바와 같이, 정부소비와 실질실효환율은 경제성장률로의 인과관계를 보이고, 정부투자는 민간투자, 민간소비는 인플레이션으로, 무역의존도는 민간투자, 민간투자는 실질실효환율과 인플레이션으로 인과관계를 보이고 있다. 평균교육연수는 무역의존도, 인플레이션, 민간소비로, 실질실효환율은 무역의존도, 인플레이션으로 인과관계를 보이고, 실질실효환율과 민간소비, 무역의존도와 인플레이션간에는 쌍방 인과관계를 보이고 있다. 그러나 여기서 x에서 y로의 인과관계를 갖는다는 것은 단지 x가 y의 예측에 도움을 준다는 의미임을 주의할 필요가 있다.

<표 5> 인과관계 검증: Granger causality test

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.	Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
GCY does not Granger Cause LGDPCAPR	0.01277	0.91	INFCPI does not Granger Cause PCY	0.40116	0.53
LGDPCAPR does not Granger Cause GCY	13.6617	0	PCY does not Granger Cause INFCPI	12.8227	0
PCY does not Granger Cause LGDPCAPR	1.29211	0.26	TRADEY does not Granger Cause PIY	3.47863	0.07
LGDPCAPR does not Granger Cause PCY	5.67866	0.02	PIY does not Granger Cause TRADEY	0.54975	0.46
TRADEY does not Granger Cause LGDPCAPR	0.25707	0.62	LEXRATE does not Granger Cause PIY	3.45472	0.07
LGDPCAPR does not Granger Cause TRADEY	4.31086	0.05	PIY does not Granger Cause LEXRATE	18.5118	0
LEXRATE does not Granger Cause LGDPCAPR	0.00789	0.93	INFCPI does not Granger Cause PIY	0.80777	0.38
LGDPCAPR does not Granger Cause LEXRATE	3.45589	0.07	PIY does not Granger Cause INFCPI	13.1202	0

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.	Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
GIY does not Granger Cause GCY	2.44050	0.13	SCHOOLYR does not Granger Cause TRADEY	4.22257	0.05
GCY does not Granger Cause GIY	10.3895	0	TRADEY does not Granger Cause SCHOOLYR	0.55636	0.46
SCHOOLYR does not Granger Cause GCY	12.8626	0	LEXRATE does not Granger Cause TRADEY	3.32317	0.08
GCY does not Granger Cause SCHOOLYR	0.88970	0.35	TRADEY does not Granger Cause LEXRATE	2.18417	0.15
LEXRATE does not Granger Cause GCY	7.75360	0.01	INFCPI does not Granger Cause TRADEY	3.07305	0.09
GCY does not Granger Cause LEXRATE	1.80337	0.19	TRADEY does not Granger Cause INFCPI	10.6736	0
INFCPI does not Granger Cause GCY	0.85118	0.36	INFCPI does not Granger Cause SCHOOLYR	0.25223	0.62
GCY does not Granger Cause INFCPI	11.5819	0	SCHOOLYR does not Granger Cause INFCPI	3.02714	0.09
PIY does not Granger Cause GIY	8.99591	0.01	INFCPI does not Granger Cause LEXRATE	0.04062	0.84
GIY does not Granger Cause PIY	0.00034	0.99	LEXRATE does not Granger Cause INFCPI	3.33276	0.08
TRADEY does not Granger Cause GIY	10.8600	0	SCHOOLYR does not Granger Cause PCY	4.83709	0.04
GIY does not Granger Cause TRADEY	0.13317	0.72	PCY does not Granger Cause SCHOOLYR	0.00131	0.97
PIY does not Granger Cause PCY	0.27231	0.61	LEXRATE does not Granger Cause PCY	7.13094	0.01
PCY does not Granger Cause PIY	4.73734	0.04	PCY does not Granger Cause LEXRATE	7.45417	0.01

3. 추정결과

사용한 변수들 간의 공적분 관계를 고려하여 벡터오차수정모형(vector error correction model)을 통한 분석을 실시하였다. 그 추정 결과는 <표 6>과 같다.

먼저 추정모형에 대한 검정통계량을 살펴보면, Ramsey RESET test에 의하면 귀무가설을 불기각하여, 추정식에 대한 생략변수, 비선형성 및 설명변수와 오차항 간의 상관관계가 없는 것으로 나타났고, Breusch-Godfrey LM test도 1차 시계열 상관 문제가 발생하지 않는 것으로 보이며, 이분산성 검정에 있어서도 문제가 나타나지 않아 추정이 적절함을 보여주었다.

각 설명변수가 경제성장률에 미치는 영향에 대한 추정 결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 장기적 영향을 살펴보면, 1인당 경제성장률에 미치는 영향에 있어서 설명 변수중 실질실효환율이 -4.70로 유의하게 가장 크게 나타나 실질실효환율 절하가 경제성장에 가장 크게 영향을 미치는 것으로 나타났고, 다음으로 인적 자본 대리변수인 평균교육연수가 2.25로 유의한 긍정적 영향을 미치며 민간소비 0.11, 정부투자 0.08, 민간투자 0.08, 무역개방도 0.01 순으로 유의한 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 정부소비지출은 -0.13으로 인플레이션은 -0.11로 각기 경제성장에 부정적 영향을 유의하게 미치는 것으로 나타나고 있다.

다음 단기 계수를 통해 각 설명변수가 경제성장률에 미치는 단기적 영향을 살펴보면, 조정속도를 나타내는 오차수정항(EC)이 -0.03으로 장기적 수렴현상을 보이며, 유의한 추정계수는 실질 환율, 평균교육연수, 정부소비지출, 인플레이션 변수이다. 단기에는 실질실효환율의 상승이 경제성장에 유의한 긍정적 영향(0.79)을 미치는 것으로 나타나고 있다. 다음 평균교육연수 0.07로 단기에도 경제성장에 긍정적 영향을 미치는 것을 보여주고 있다. 또한 정부소비지출은 0.04로 단기에는 장기와 달리 경제성장에 유의한 긍정적 영향을 미침을 알 수 있다. 인플레이션은 단기에도 경제성장(-0.003)에 부정적 요인으로 작용하고 있다.

이를 종합하면 정부투자지출은 장기적으로 경제성장에 긍정적 효과를 주나, 정부소비지출은 경제성장에 단기에는 긍정적이거나 장기에는 보다 큰 부정적 효과를 나타내는 반면, 민간 소비와 민간 투자 지출은 장기적으로 둘 다 성장에 긍정적 효과를 나타낸다. 이와 같은 확장적인 정부소비지출 정책의 장·단기 상반된 효과는

2008년 글로벌 금융위기 당시 미국의 대규모 재정적자가 2009년에는 적정 수준의 효과를 미쳤지만, 그러한 효과는 빠르게 악화되어 2011-12년에는 대부분 음(-)의 효과를 가져왔음을 통해 실증적으로도 입증되고 있다.⁵⁾ 결국 재정책대 정책이 자칫 고질적으로 낮은 성장률과 높은 GDP 대비 정부부채 비중의 급격한 증가만을 초래하게 될 우려가 높다. 그러나 인적 자본이 장 · 단기적으로 경제성장에 더 큰 긍정적 효과를 주고 특히 실질실효환율의 절하는 단기에는 성장에 부정적일 수 있으나 장기에는 가장 큰 긍정적 효과를 보여주고 있어 경제성장을 결정하는 가장 중요한 정책적 요소로 민감하게 고려될 필요가 있다고 본다. 이와 같이 환율 변화의 효과가 장단기에 상반된 결과가 나오는 것은 환율 변동이 교역재 가격에 영향을 주어 수출입변화를 통해 GDP에 영향을 주는 일련의 과정에서 J-curve효과로 인해 그 효과가 시차를 두고 나타나기 때문이 아닌가 보여 진다. 또한 정부 소비지출의 확대를 경기를 활성화하는 정책은 단기에는 유효하나 장기적으로는 민간경제에 오히려 부정적 영향을 줄 수 있음도 유의할 필요가 있다.

이 결과를 김성순(2016)의 OECD 국가들의 패널 분석결과와 비교해보면, 두모형이 사용하는 설명변수가 약간 상이하여 직접적으로 비교하기에는 다소 문제가 될 수 있으나 공통변수들의 계수 값을 중심으로 살펴보면, OECD 국가들의 경우도 한국에 대한 본 연구 결과와 같이 실질실효환율의 절하가 경제성장에 가장 큰 긍정적 효과를 나타내며, 인적 자본과 민간투자도 경제성장에 유의한 긍정적 영향을 주며, 정부소비지출도 단기에 긍정적 효과를 보여주는 것으로 나타났다. 그러나 OECD국가들의 경우에는 실질실효환율이 장기보다 단기에 더 큰 긍정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 무역 개방도는 OECD국가의 경우 단기에만 긍정적 효과를 주는 반면 한국은 장기에 그 효과가 나타났다.

5) Barro, R, "Stimulus spending keeps falling," Wall Street Journal, 2012. 5. 11 참조.

< 표 6 > 오차수정모형 추정 결과

LONG-RUN RELATIONSHIP			SHORT-RUN RELATIONSHIP		
추정계수	계수값	t-value	추정계수	계수값	t-value
상수항	2.29		상수항	-0.02	-1.36
GCY(-1)	-0.13***	-2.26	D(GCY(-1))	0.04*	1.72
GIY(-1)	0.08*	1.95	D(GIY(-1))	-0.005	-0.45
PCY(-1)	0.11***	10.69	D(PCY(-1))	-0.005	-1.43
PIY(-1)	0.08***	7.31	D(PIY(-1))	-0.002	-0.56
TRADEY(-1)	0.01***	5.98	D(TRADEY(-1))	0.0002	0.26
SCHOOLYR(-1)	2.25***	9.68	D(SCHOOLYR(-1))	0.07*	1.81
LREALEX(-1)	-4.90***	-4.22	D(LREALEX(-1))	0.79**	2.67
CPI(-1)	-0.11***	-6.49	D(CPI(-1))	-0.003**	-2.33
LGDPCAPR(-1)	1.00		D(LGDPCAPR(-1))	0.58	1.64
			D98	-0.09***	-3.44
			EC(조정속도)	-0.03*	-1.69
통계량					
R ² / Rbar ²			0.72 / 0.59		
F-statistic			5.57		
Ramsey RESET			0.88 (0.34)		
Breusch-Godfrey serial correlation LM			1.11 (0.57)		
Heteroskedasticity B-P-G			6.19 (0.62)		

주) EC는 오차 수정항, D는 차분변수, (-1)은 시차변수를 의미함.

()의 수치는 p-value.

* 는 10%, **는 5%, ***는 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

P-value 10% 1.69, 5% 2.0, 1% 2.75 임.

Akaike information criterion, Schwarz criterion 결과 1차 lag이 최적임.

2008년 이후 더미를 사용해도 결과가 크게 달라지지 않음.

Ⅳ. 결론 및 시사점

1. 요약 및 한계점

본 논문은 개방경제하에서 재정, 금융, 민간 부문의 주요 거시 경제변수가 경제 성장에 미치는 영향을 한국 통계자료를 이용하여 벡터오차수정모형으로 실증적 분석을 하였다.

그 분석 결과는 다음과 같다. 먼저 장기적으로 볼 때, 실질실효환율의 평가절하와 인적 자본 형성이 경제성장에 가장 큰 긍정적 영향을 미치며, 다음 민간소비, 정부투자, 국내민간투자도 경제성장에 유의한 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 정부 소비는 장기적으로는 경제성장에 유의한 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 단기적으로는 실질실효환율의 상승, 인적 자본 형성, 정부 소비가 경제성장에 유의한 긍정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 이 결과를 통해 발견할 수 있는 점은 실질실효환율의 평가절하가 경제성장에 단기적으로 부정적 영향을 주나 장기적으로는 보다 큰 긍정적 영향을 미쳐서 장기와 단기에 상반된 효과를 보이며, 인적 자본 형성이 장·단기적으로 경제성장에 유의한 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 환율의 평가절하 효과가 시차를 두고 서서히 나타나며 우수한 인적 자본 육성이 경제성장에 매우 중요함을 시사한다고 볼 수 있다. 인플레이션은 단기적으로나 장기적으로 유의한 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 정부 소비는 단기적으로는 긍정적 영향을 주나 장기적으로는 더 큰 부정적 영향을 미치는 것으로 나타나 장·단기에 상반된 결과를 보여주고 있다. 이는 글로벌 금융위기 이후 재정 지출 승수가 줄어들어 오히려 성장에 부정적 효과를 나타내고 있는 여러 국가들의 최근 상황이 반영된 게 아닌가 사료된다.

본 논문의 한계로는 개방경제하에서 거시경제변수가 경제성장에 미치는 효과 뿐만 아니라 최근 중요한 이슈로 등장하고 있는 소득분배에 미치는 영향도 아울러 분석할 필요하다. 또한 이 실증분석 결과에 대한 규범적 평가와 함께 미시적 원인 규명 모색도 필요하다고 하겠다.

2. 미래 경제성장에 대한 정책적 시사점

본 논문의 분석 결과에 의하면, 실질실효환율, 인적 자본 형성, 민간 소비 및 투자 활성화, 정부투자 활성화가 미래 경제 성장에 있어서 보다 중요함을 시사한다. 정부투자지출은 장기적으로 경제성장에 긍정적 효과를 주나, 정부소비지출은 경제 성장에 단기에는 긍정적이거나 장기에는 더 큰 부정적 효과를 나타낸다는 점을 정부가 재정정책을 경제 활성화 정책에 활용할 경우 유의할 필요가 있다. 아울러 민간 투자와 민간 소비 지출은 장기적으로 둘 다 성장에 긍정적 효과를 나타내어 민간 경제 활성화에 주력하고, 인적 자본이 장 · 단기적으로 경제성장에 더 큰 긍정적 효과를 준다는 점에 유의하여 우수한 인적 자본 육성에 주력할 필요가 있다. 특히 실질실효환율의 절하는 시차 효과 등으로 단기에는 경제성장에 부정적일 수 있으나 장기에는 가장 큰 긍정적 효과를 보여주고 있어, 개방화 시대에 있어서 경제 성장에 있어서 실질실효환율의 변화가 매우 중요하며, 경제성장을 결정하는 가장 중요한 정책적 요소로 민감하게 고려될 필요가 있다고 본다. 그러나 실질 환율의 절하를 위해 이자율을 낮추면 우리 현재 경제여건에서 볼 때 부동산 가격 상승 등 부작용도 발생할 수 있음도 유의할 필요가 있다.

참고문헌

- 강동익, 2019, 정부지출 성질에 따른 경기부양효과와 구축효과, *재정포럼* 277, 한국조세재정연구원, 28-49.
- 김성순, 2009a, 재정정책이 경제성장에 미치는 영향: VAR Approach, *재정정책논집* 제11집 제3호, 한국재정정책학회, 12월, 255-280.
- 김성순, 2009b, 작고 효율적인 정부를 위한 재정정책 방향의 모색, *국가정책연구 공모과제 연구용역 보고서*, 8, 한국조세연구원,
- 김성순, 2016, 개방경제하 거시경제변수가 경제성장에 미치는 효과 분석, *유라시아 연구*, 제13권 제1호, 아시아 · 유럽미래학회, 3월, 65-84.
- 김우철, 2006, 세입과 세출의 변화가 국민소득에 미치는 효과 분석, *재정포럼*, 한국조세연구원, 9월.
- 김홍균 · 박승준, 2012, SVEC 모형을 이용한 재정정책 효과 분석, *재정학연구* 5(1), 2월, 한국재정학회.
- 박수진 · 나경연 · 엄근용, 2018, 성장, 분배, 삶의 질 향상을 위한 인프라 투자, *건설이슈포커스*, 11월, 한국건설산업연구원.
- Aghion, P. and P. Howitt. 1998. *Endogenous Growth*, Cambridge: MIT Press, Arabatli, Elif, 2011, Economic Policies and FDI Inflows to Emerging Market Economies, IMF Working Paper WP/11/192.
- Aschauer, D. A. 1989. Is Public Expenditure Productive. *Journal of Monetary Economics* 23, 177-200.
- Barro, R. and J. Lee. 2001. International Data on Educational Attainment: Updates and Implications. *Oxford Economic Papers* 3, 541-563.
- Barro, R. and J. Lee. 2012. A New Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010. *Journal of Development Economics*

- DEVEC-01721.Barro,
R. J. and X. Sala-i-Martin. 1995. *Economic Growth*. NY:
McGraw-Hill.
- Bayraktar and Moreno-Dodson. 2010. How can Public Spending help
you grow?-An Empirical Analysis for Developing Countries.
WPS 5367, World Bank, July.
- Blanchard, Olivier and Roberto Perotti. 2002. An Empirical
Charactrization of the Dynamic Effects of Changes in
Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal
of Economics* 117, November, 1329-1368.
- Cebula, Richard J. 2010. Impact of Trade freedom on per capita
real GDP growth among OECD nations: recent panel data
evidence. *Applied Economics Letters*, iFirst, 1-4.
- Dreher, Axel. 2006. Does Globalization affect Growth? Evidence
from a new index of Globalization. *Applied Economics* 38,
1091-1110.
- Edwards, S. 1993. Openness, Trade Liberalization, and Growth in
Developing Coutries. *Journal of Economic Literature* 111,
358-1393.
- Edwards, S. 1998. Openness, Productivity and Growth: What do we
Really Know? *Economic Journal* 108, 383-398.
- Fosu, Prince. 2019. The Determinants of Economic Growth: The
Role of Infrastructure. *Munich Personal RePEc Archive* no.
93101, April.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold. 1974. Spurious Regressions in
Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Grossman G., and E. Helpman. 1991. Quality Ladders in the Theory

- of Growth. *Review of Economic Studies* vol. 58, 43-61.
- Harrison, A. and G. Hanson. 1999. Who Gains from Trade Reform? Some Remaining Puzzles. *Journal of Developing Economics* 50, 125-154.
- Hayat, Arshad. 2014. FDI and Economic Growth: The Role of Natural Resources, MPRA.
- Heppke-Falk, K. H., Jörn Tenhofen and G. B. Wolff. 2006. The Macroeconomic Effects of Exogenous Fiscal Policy Shocks in Germany: a Disaggregated SVAR Analysis. Discussion Paper no.41/2006, Deutsche Bundesbank.
- Johansen, S. 1988. Statistical Analysis of Co-integration Vector. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Johansen, S. 1991. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Model. *Econometrica* 58, 1551-1580.
- Madsen, J. B. 2008. Trade Barriers, Openness, and Economic Growth. Discussion Paper 27/08, Monash University.
- Moreno-Dodson, B. 2008. Assessing the Impact of Public Spending on Growth. Policy Research Working Paper, No. 4663, World Bank.
- Mountford, Andrew and Herald Uhlig. 2005. What are the Effects of Fiscal Policy Shocks ? SFB 649 Discussion Paper no. 2005-039, Berlin, July.
- Phillips, P. C. B. 1987. Time Series Regression with Unit Roots. *Econometrica*, 55, 277-302.
- Phillips, P. C. B. 1998. Impulse Response and Forecast Error Variance Asymptotics in Nonstationary VARs. *Journal of*

Econometrics 83, 21-56.

Rivera-Batiz, L. and P. M. Romer. 1991. Economic Integration and Endogenous Growth. *Quarterly Journal of Economics* 106, 531-555.

Rodrick, D. 1999. The New Global Economy and Developing Countries: Making Openness Work, Washington: Overseas Development Council.

Rodriguez, F. and D. Rodrick. 2000. Trade Policy and Economic Growth: A Sceptic's Guide to Cross-National Evidence. Bernanke and Rogoff(eds), *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge: MIT Press.

Romer, P. M. 1990. Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy* 98, S71-S102.

Ulasan, B. 2014. Openness to International Trade and Economic Growth: A Cross-Country Empirical Investigation, Working Paper no. 14/07 Central Bank of Turkey, March.

Vamvakidis, A. 2002. How Robust is the Growth-Openness Connection? Historical Evidence, *Journal of Economic Growth* 7, 57-80.

The Effects of Public Policy, Private Spending, and Openness on Economic Growth in Korea

- VEC Model Approach -

Seong-Suhn Kim*

Abstract

In this paper, I investigated the effects of public policy, private spending, and openness on economic growth in Korea by vector error correction model approach using annual data after 1980. The results of the analysis are as follows. First, if you look at the factors of fiscal policy effect on per capita economic growth rate, the increase in fiscal consumption spending has a positive effect in the short run but a negative in the long run, the increase in fiscal investment spending has a positive effect on the long-run in Korea, on the other while, private consumption, private investment, and trade openness, a positive effect in the long-run respectively. Furthermore the devaluation of real effective exchange rate has the strongest positive effect in the long run among the considered variables even though a little negative in the short run, and the increase in average school year has a positive effect in the short run and a stronger effect in the long run. And the inflation rate has a negative effect in the short run and in the long run. The results would imply that Korea need appropriate fiscal consumption spending curb and fiscal investment expanding policy in the long run with stimulating private consumption and investment, expanding trade openness in the long-run for the economic growth. But more important things would be, for the economic growth, the devaluation of real effective exchange rate has a more important factor in the long run and the accumulation of human capital can encourage the economic growth by having significant positive relationship.

Key word : Public policy, Private spending, Openness, Economic growth, Korea

* Professor Emeritus, Department of International Trade, Dankook University, sskimdku@gmail.com

경영자교체시점의 건설산업의 Big Bath 사례연구*

- 대우건설 회계처리를 중심으로 -

황성재** · 최유원*** · 문상혁****

요약

건설업의 경우 '진행률 기준'이라는 특수한 회계적 특징을 가지고 있다. 이러한 진행률 기준은 해당 기준을 적용하는 과정에서 특정 계정과목들을 중심으로 최고경영자의 재량적 의사결정이 개입될 가능성이 크다. 이에 본 연구는 2007년부터 2017년까지 대우건설을 위시한 국내 5대 건설사(Big5)들을 대상으로 최고경영자가 교체되는 시점에서의 Big Bath 현상을 살펴보았다. 그 결과, 대우건설이 '추정 총계약원가' 및 '공사손실충당부채'(미청구공사대손충당금), '미청구공사'의 항목을 조정하여 매출원가 및 대손상각비를 높임으로써, 최고경영자가 교체되는 2010년과 2013년, 2016년에 이익을 크게 감소시키는 Big Bath를 시행하였음을 확인하였다. 본 연구는 건설업을 영위하는 기업인 대우건설이라는 특정 기업을 대상으로 최고경영자 교체시점에서의 Big Bath 현상과 그 과정에서 나타나는 특정 계정과목들의 특징들을 살펴보았다는 점에서 선행연구와의 차별성을 찾을 수 있다. 아울러 본 연구의 결과는 이익조정의 문제점이 지속적으로 야기되는 건설업에 있어 투자를 고려하고 있는 투자자뿐만 아니라 향후 건설업의 회계투명성 제고를 위한 규제당국의 제도적 보완책 마련에도 도움을 줄 수 있다는 데 공헌점을 가진다.

핵심 주제어 : 건설업, 경영자 교체, 이익조정, 빅베스

* 본 연구는 제1저자인 황성재의 석사학위논문을 수정·보완하여 작성하였습니다.

** 제1저자, 경산지식산업개발(주) 사업기획팀장, sinsekai@naver.com

*** 공동저자, 국세공무원교육원 교수, afoxyer82@nts.go.kr

**** 교신저자, 영남대학교 경영대학 회계세무학과 교수, shmoon@ynu.ac.kr

<논문 투고일> 2020.07.16

<논문 수정일> 2020.08.08

<게재 확정일> 2020.08.12

I. 서 론

최근 5년간 동양, 효성그룹, 대우건설, 대우조선해양 및 삼성바이오로직스 등 굴뚝굵직한 분식회계 사건이 연이어 발생하였다. 이에 2018년 3월 금융위원회와 금융감독원은 회계부정을 사전에 차단하기 위하여 민·관 합동 ‘회계감리 선진화 추진단’을 발족하였다. 그 이슈의 중심에 있는 대우건설은 1999년 분식회계사건으로 그룹이 해체된 이후 다른 주요 건설사들과 달리 그룹에 속해있지 않기 때문에 경영자의 권한과 책임이 크다는 상황적 요인이 존재한다.¹⁾ 이에 본 연구는 건설업을 영위하는 대우건설을 중심으로 경영자교체시점에 이익조정의 한 형태인 Big Bath가 발생하는지를 다른 주요건설사와 비교하여 살펴보고자 한다.

Big Bath란 인식하지 않았던 비용이나 잠재적 부실요소를 한 번에 정리함으로써 대규모로 이익을 하향하는 것을 의미한다. Big Bath가 이뤄질 경우 당기이익이 감소하거나 당기손실이 증가함으로써 당기손익에는 악영향을 미치지만 반대로 차기의 손익에는 긍정적인 영향을 미치는 반전이 발생하게 된다. 따라서 Big Bath는 전임CEO에게 과오를 넘기고 자신의 성과를 높이기 위하여 CEO가 새로 부임할 때 주로 수행된다.

본 연구가 대우건설을 대상으로 Big Bath현상을 분석하게 된 이유는 금융당국에서도 대우조선해양 분식회계 사건이후 수주산업의 회계처리에 대하여 “수주산업의 회계투명성 제고방안” 및 “수주산업 감사시 특별 고려사항에 대한 실무지침”을 제정하는 등 다양한 노력과 관심을 기울이고 있을 뿐만 아니라 대주주인 KDB산업은행의 대우건설 매각이슈와 맞물려 지속적 분식회계 의혹에 언론이 주목하고 있기 때문이다. 다음은 관련 신문기사의 일부를 인용한 것이다.

… 대우건설 매각이 3000억원 규모의 '모로코 쇼크'로 무산되면서 건설업계에 해외 부실 공포가 다시 떠오르고 있다. … (중략) … 대우건설은 2016년 4분기 빅배스를 단행했다. 대우조선해양 회계 분식 사태로 수주산업 회계에 대한 경각심이 커지면서 2016년 3분기 안진회계법인이 감사의견 '거절'을 냈기 때문이다…(뉴데

1) 다만 2006년에 금호아시아나그룹으로 인수되어 2011년에 금호아시아나그룹에서 분리되기까지는 그룹에 속해있었다.

일리 경제 2018/02/22).

본 연구는 건설업이라는 특정 산업군이 가지는 회계적 특징에 초점을 두고 경영자 교체시점에서의 Big Bath 현상을 살펴본 사례연구이다. 수주산업으로 분류되는 건설업의 경우 진행률 기준에 따라 수익을 인식하게 되는데, 이 경우 최고경영자의 재량적 결정에 따라 임의성이 개입될 충분한 여지가 존재한다. 특히 대우건설은 다른 주요 건설사들과 달리 최고경영자의 권한과 책임이 크다는 상황적 요인이 존재하므로 분식회계의 이슈가 지속적으로 대두되는 대우건설을 대상으로 최고경영자가 교체되는 시점을 전후한 Big Bath 현상을 건설업의 주요 계정과목들과 함께 분석하고자 한다. 이러한 점에서 본 연구는 금융업, 구체적으로 은행업을 대상으로 경영자 교체시점의 Big Bath에 대한 사례연구를 진행한 김민석 외(2012)와 조선업을 대상으로 연구를 진행한 권경현과 엄재근(2017)의 연구와 차별성을 가진다. 또한 조정현(2018)과 신재용과 강동창(2018)의 기존 연구가 대우건설에 대한 사례연구라는 점에서 동일하지만, 조정현(2018)과 신재용과 강동창(2018)의 연구가 특정 기간 및 특정 프로젝트에 한정하였다는 점과 수익인식과 관련한 수주산업의 회계 처리 문제를 주로 이론적인 부분과 예상되는 효과들을 통해 보여주고 있는데 반해 본 연구는 2007년부터 2017년까지 대우건설을 포함한 국내 주요 5대 건설사들의 Big Bath 현상을 장기간에 걸쳐 비교·분석한다는 점에서 차별점이 있다.

이하의 논문은 다음과 같이 구성된다. II장에서는 선행연구를 개관한다. III장에서는 사례선정과정 및 건설업의 회계적 특징에 따른 이익조정 가능성을 확인한다. IV장에서는 대우건설에 대한 사례연구의 결과를 제시한다. 마지막으로 V장에서는 본 연구의 결론과 한계점을 기술한다.

II. 선행연구의 검토

본 연구는 건설업이라는 특정 산업군이 가지는 회계적 특징에 초점을 두고 대우건설을 대상으로 최고경영자 교체시점에서의 Big Bath 현상을 규명한 사례연구이다. 이와 관련하여 본 연구는 최고경영자 교체와 Big Bath 그리고 건설업을 포함한 수주산업의 이익조정과 관련된 선행연구를 검토하였다.

1. 최고경영자 교체와 Big Bath 현상

정규언(1992)은 신입경영자가 취임 이후 첫 경영성과에 대해서는 상당부분이 전임경영자의 경영성과의 책임으로 돌릴 수 있음을 이용하여 취임 첫해의 이익을 과소계상하거나 손익을 과대 계상하여 이익을 이연 시킬 수 있을 뿐만 아니라, 본인의 재임기간 후반기의 경영성과를 높게 나타내기 위하여 취임 첫해의 이익을 이연 시킬 수 있음을 주장하였다. 이와 관련하여 이아영 외(2007)는 교체된 신입경영자가 교체연도의 경영성과를 희생하여 미래의 이익을 증가시키고 자신의 미래 성과 평가에 대한 기준치를 낮추고자 Big Bath를 시행한다는 사실을 검증하였다. 이러한 Big Bath 현상은 최고경영자 교체시기가 3월 이후인 경우가 이전인 경우보다 유의적으로 더 크게 나타났으며, 이를 신입경영자가 자신이 가지는 경영성과에 대한 책임이 작을수록 더 많은 상각을 한다는 의미로 해석하였다. 마찬가지로 김민석 외(2012)는 국민은행을 대상 한 사례분석을 통하여 최고경영자 교체시점에서 대손상각비와 대손충당금을 이용한 Big Bath 현상이 발생하고 있음을 확인하였으며, 박석진과 이은철(2014)은 최고경영자가 교체된 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 큰 규모의 영업권손상인식을 이용하여 Big Bath를 시행하고 있음을 밝혔다. 이밖에도 권경헌과 엄재근(2017)은 조선업을 영위하고 있는 국내 주요 3사를 대상으로 최고경영자 교체시점에서 대손충당금비율, 대손충당금 전입비율 그리고 대손상각비율의 조정을 통한 Big Bath 현상을 제시하였으며, 이러한 Big Bath 현상은 최고경영자의 재임용시점에 더욱 크게 나타난다는 것을 확인하였다.

또한 이아영 외(2009)에서는 최고경영자의 교체유형(내부승진, 외부영입)에 따라 이익조정 수준의 차이를 분석한 결과 내부에서 승진한 최고경영자보다 외부에서 영입한 최고경영자가 교체연도에 음(-)의 이익을 조정을 더 크게 한 것으로 조사되었으며, 이는 내부승진자의 경우 전임경영자와의 긴밀한 유대관계 때문에 전임경영자에게 책임을 전가하기 힘들기 때문이라 해석하였다. 마찬가지로 곽영민과 최종서(2011) 또한 전임경영자가 강제적으로 퇴임한 경우 및 신입경영자가 외부에서 영입된 경우에 신입경영자가 전임경영자를 의식할 필요성이 적어짐으로 인해 Big Bath가 더욱 적극적으로 발생됨을 보이고 있다. 공공기관을 대상으로 연구를 진행한 장지경(2017)은 전임경영자의 임기 중 교체(강제적 퇴임) 후 신입경영자가 전문

가일 경우 이익의 큰 하향조정, 즉 Big Bath 현상이 나타남을 관찰하였으며, 이는 신임경영자가 교체년도에 부진한 경영성과에 대한 책임을 중도 퇴임한 전임경영자에게 전가하고자 하는 의도가 있다고 해석하였다. 뿐만 아니라 박재홍(2011)의 연구에서는 교체된 신임경영자가 전문경영인인 경우 그렇지 않은 경우와 비교하여 이익의 하향조정이 더 크게 일어나고, 신임경영자의 지분율이 낮을 경우 이익의 하향조정이 더 크게 일어났음을 보여주고 있다.

2. 수주산업(건설업)과 이익조정

이총희(2015)는 시공능력평가 상위 6개 건설사를 대상으로 2011년부터 2015년 1분기까지 분기별 매출액, 영업이익, 미청구공사간의 관계분석을 통해 4분기 매출액 증가에도 불구하고 영업이익률의 급격한 감소를 나타낸 기업 및 분기별 매출액 대비 미청구공사의 비율이 과도한 기업의 경우 분식회계로 의심할만한 여지가 충분히 있음을 지적하였다.

현승임 외(2016)에서는 2015년 대우조선해양의 Big Bath로 인한 어닝쇼크가 최고경영자의 추정과 판단에 의존하는 진행기준 회계처리에 따른 수주산업의 특성에 기인한다고 주장하였으며, 이를 최고경영자의 추정과 판단에 의존하는 진행기준 회계처리가 얼마나 왜곡될 수 있는지를 가상의 사례분석을 통해 보여주었다. 그리고 진행기준의 한계점으로 진행기준 적용요건 충족 여부에 대한 판단, 적절한 진행률의 산정, 다양한 추정요소, 공사계약 변경 시 발주자의 승인가능성 판단, 미청구공사의 회수가능성의 불확실성을 제시하였다.

이재은(2017)은 건설·조선업으로 대표되는 수주산업의 회계부정에 대한 원인을 과도한 미청구공사채권에 있다고 보고, 재량발생액에 따른 비정상미청구공사(미청구공사채권의 평균적인 값을 초과하는 부분)의 변화 정도를 조사하였다. 그 결과 건설·조선업 기업의 재량발생액이 음의 값을 가지는 기업들이 재량발생액이 클수록 비정상미청구공사가 유의하게 높으며, 비정상미청구공사 크기가 큰 기업에 대하여 투자자와 감사인이 부정적으로 인식하고 있음을 검증하였다.

이보미와 박보영(2017)은 2010년부터 2014년까지 수주산업에 해당하는 453개 기

업을 대상으로 진행기준 수익인식 방법에 따른 미청구공사 계정의 변동이 재무분석가들의 이익예측 정보의 정확성에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석 결과 미청구공사 잔액이 존재하거나, 금액이 높은 기업의 경우 재무분석가의 이익예측정보의 정확성이 낮아졌음을 발견하였다.

유시라 외(2016)는 건설산업의 미청구공사가 손실로 전이될 가능성이 높다고 보고, 건설산업이 가지는 회계적 특징 중 하나인 미청구공사에 대하여 보유수준의 적정여부를 판단할 수 있는 재무제표 상의 계정들을 확인하고 그 영향력을 분석하였다. 그 결과 매출액 수준별로 미청구공사를 증가시키는 변수가 상이함을 확인하였으며, 특히 경영 악화를 기록한 기업의 경우 변수의 영향력과 계수의 부호에서 차이가 남을 확인함으로써, 미청구공사의 위험도를 판별하는데 사용할 수 있음을 제시하였다.

한편, 대우건설에 대한 사례연구로 조정현(2018)은 대우건설의 감리사례를 통해 회계처리기준 위반 사항을 분석하여 수주산업에 대한 회계투명성 제고방안에 관하여 제도적인 측면에서 이론적으로 고찰하였다. 그리고 신재용과 강동창(2018)은 대우건설이 진행한 J프로젝트 사례를 중심으로 외부감사인의 보수적 입증감사절차가 대우건설의 잠재적 부실요소를 해소하는 데 일조하였음을 보임으로써 건설업의 수익인식 문제와 관련된 회계처리에 있어 외부감사인의 역할이 중요하다는 점을 명시하고 있다.

Ⅲ. 사례선정 과정 및 건설업의 이익조정 가능성

1. 사례선정 개관

본 연구에서는 우리나라 5대 건설사 중 (주)대우건설을 사례연구의 대상기업으로 선정하였다. 대우건설은 1999년 대우그룹 해체이후 현대건설, 삼성물산, GS건설, 대림산업과 달리 5대 건설사 중 유일하게 그룹에 속해있지 않는 회사로서, 그동안 분식회계 의혹 및 특별감리 등 다양한 회계적 이슈가 끊이지 않았다. 뿐만 아니라 최고경영자가 교체될 때마다 해당연도의 재무성과는 크게 악화된 반면 다음 해의

경영성과는 큰 폭으로 개선됨을 보여 왔다.

이에 대우건설을 중심으로 5대 건설사들을 비교·분석하여 재무성과에 있어 대규모 이익변동(증감)이 발생하는지를 살펴보면, 최고경영자 교체시점과의 연관성에 따른 Big Bath 발생패턴을 찾고 손익에 대한 실증 데이터 분석을 통해 건설산업(수주산업)의 회계적 특징인 진행률 변동에 따른 이익조정 요인들을 도출하고자 한다.

대우건설을 사례연구의 대상기업으로 주목하게 된 사유는 대우건설이 1999년 대우그룹 해체이후 우리나라 5대 건설사(Big 5) 중 유일하게 그룹에 속해있지 않은 건설사로서, 단독적으로 건설업만을 영위하는 기업이기 때문이다. 즉, 대우건설을 제외한 나머지 Big5 건설사는 그룹에 소속되어 소유주가 기업의 최종적인 의사결정에 영향력을 미치고 그에 따른 경영성과에 있어서도 책임을 가지는 반면, 대우건설은 경영에 대한 의사결정과 그에 따른 책임 모두 최고경영자의 몫이라 할 수 있다. 이러한 점에서 대우건설의 경우 최고경영자가 Big Bath를 시행하고자 하는 유인이 다른 나머지 Big5 건설사에 비해 강하게 작용할 것으로 판단된다.

2. 대우건설의 회계적 이슈

(1) 2012년 분식회계 혐의

대우건설은 금융감독원에 제보된 1.5조원 규모의 2012 사업연도의 분식회계 의혹에 대해 2013년부터 2015년까지 2년 반 동안 금융감독원으로부터 회계에 대한 특별감리를 받은바 있다. 특별감리과정에서 분식액은 5천억원으로 축소되었고 증권선물위원회의 자문기구인 감리위원회에서는 2500억원 규모까지 줄였으나 최종적으로 2015년 9월 3천 896억원의 손실을 수년간 과소 계상하는 등의 분식회계 혐의로 금융당국이 부과할 수 있는 최대 과징금인 20억의 중징계를 받았다.

(2) 2016년 3분기 실적보고서 검토의견 거절

또한 대우건설은 2016년 3분기 실적보고서에 대해서 ‘공사수익’, ‘미청구공사’, ‘확정계약자산(부채)’ 등 주요 계정의 적정성 판단을 위한 요청자료의 제공 미흡 및

‘준공예정원가율’의 적절한 추정변경을 위한 사내절차 준수 미흡을 사유로 안전회계법인으로부터 검토의견으로 ‘의견거절’을 받은바 있다. 이는 대우조선해양 분식회계 사태 이후 “수주산업 회계투명성 제고방안”에 따른 회계 및 감사기준 강화 조치중 하나로 도입된 ‘핵심감사제’ 시행 이후 처음 발생한 것이었다. 다만, 연말 감사보고서에서는 감사의견으로 ‘적정의견’을 받았다.

(3) 2018년 모로코 분식회계 의혹

대우건설의 지분 50.75%를 보유하고 있는 KDB산업은행의 주도로 진행된 2018년 대우건설의 매각작업에서 우선 협상대상자로 선정됐던 호반건설이 대우건설에서 진행되고 있는 모로코 사피 화력발전소 등 해외공사의 잠재 부실이 예측불가능하다는 사유로 인수를 포기함에 따라 또다시 분식회계 의혹을 받았다. 이와 관련하여 대우건설은 해당공사의 부실은 2016년 Big Bath 당시 “사고를 인지한 시점에서 최대한 방영하는 최근 수주산업 회계처리 방향”에 맞게 보수적으로 선반영 되었다고 해명하였다.

3. 건설업의 회계적 특징에 따른 이익조정 가능성

(1) 투입법에 의한 진행기준의 적용

수주산업에 속하는 건설업의 가장 큰 회계적 특징은 진행기준에 의해 수익을 인식하는 것이다. 일반적인 기업의 경우 최종적으로 제공되는 목적물을 인도함으로써 수익을 인식하지만, 건설업과 같은 수주산업의 경우 최종적 목적물 완성까지 대부분 장기간 시간이 소요됨으로써, 그 기간 동안 수익을 인식하지 못하는 문제점이 발생된다. 따라서 현금주의와 발생주의의 차이에서 발생하는 문제점을 해결하기 위해 대부분의 건설기업들은 진행기준에 따라 회계처리를 선택한다.

진행기준에 따른 수익인식은 계약 또는 공사개시 시점에 산정된 추정총계약원가를 기준으로 공사대금의 회수와 상관없이 투입법에 따른 공사진행률에 따라 수익이 인식된다.

$$\text{당기수익} = \text{계약금액} \times \text{공사진행률} (= \frac{\text{실제발생원가}}{\text{추정총계약원가}})$$

즉, 공사 중에는 진행률(최초 예측되는 추정원가와 공사에 투입된 실제원가의 비율)에 따라 수익과 비용을 인식하고 공사가 준공된 이후 정산하게 된다. 만약 공사 중 자재비, 유가변동 및 설계변경 등으로 인한 ‘추정총계약원가’의 변동을 충실히 반영하지 않았거나, 지연 공사로 인해 추가 비용이 발생하는 경우 준공시점에서 흑자공사가 적자공사로 변경됨으로써 큰 폭의 이익변동이 발생되기도 한다.

이처럼 진행기준 수익인식은 본질적으로 원가추정에 따른 불확실성을 포함한 채로 시작할 뿐만 아니라 최종 공사가 완료되어 정산되는 순간까지 경제여건 변동 또는 천재지변 등 다양한 외부여건 변화에 따른 불확실성 변수를 내포하고 있다. 실제로 대우조선해양은 공사진행률을 산정하는 과정에서 이를 조작해 회계이익을 부풀려 공시한 사실이 새로운 최고경영자의 Big Bath 과정에서 밝혀져 과징금을 받았으며, 회계감사를 맡은 회계법인은 1년간 영업정지 징계를 받아 큰 사회적 파장을 불러왔었다.

(2) 진행기준 적용에 따른 수익인식의 차이

① 진행률 산정의 정확성에 따른 수익인식의 차이

수익인식을 위한 진행률 산정은 추정총계약원가에 대한 실제발생원가에 대한 비율로 결정된다. 따라서 공사수익의 적절성은 신뢰성 있는 추정총계약원가의 산정에서부터 시작된다고 할 수 있다. 추정총계약원가는 말 그대로 해당 계약에 대하여 최종적으로 투입 될 것으로 예상되는 전체 원가를 추정한 금액이다. 이러한 추정총계약원가의 경우 추정에 따른 경영자의 주관적 판단 요소가 많이 개입될 수밖에 없다는 점이 중요한 문제점으로 대두된다. 특히, 플랜트공사와 같이 특수한 여건에서 진행되는 공사의 경우 경험치가 일반적인 공사에 비해 부족하기 때문에 해당 금액을 산정함에 있어 추정에 따른 요소가 더욱 더 많이 포함될 수밖에 없다. 이러한 점에서 수주산업들에 있어 현실적으로는 최고경영자의 주관적 판단이 타 공사에 비해 많이 포함 될 수밖에 없다.

예들 들어 추정총계약원가를 구성하고 있는 각각의 요소들의 예상치 못한 가격

상승에 대한 부분을 적시에 반영하지 못하는 경우, 추정총계약원가는 실제총계약 원가에 비해 과소평가되고 그 결과 공사진행률은 과대평가되어 진다. 이 경우 고정된 계약금액에서 진행률에 따라 산정되는 당기수익 또한 과대평가되는 결과를 가져오게 된다.

② 설계변경의 불확실성에 따른 수익인식의 차이

수주 받은 공사를 진행하는 과정에서 현장 여건의 차이, 예상하지 못한 변수, 발주자의 요구사항 변화 등으로 설계가 변경되는 경우 설계변경에 따른 추가 금액이 발생하는데 이를 적정하게 공사원가에 반영하는 것이 무엇보다 중요하다. 일반적으로 발주자의 요구를 반영하기 위하여 설계가 변경될 경우 대부분의 변경사항들은 공사금액으로 반영된다. 그러나 현장의 여건변화를 반영하기 위한 설계변경의 경우 실제로 투입되는 원가 전부가 변경금액으로 반영되지 못하기도 한다.²⁾

예를 들어 설계변경에 따른 변경금액이 발주자와 수주자 상호간 이견이 있고, 발주자의 승인을 받지 못할 가능성이 높음을 수주자가 인지하고 있음에도 불구하고 설계변경을 인정받을 것을 예상하고 수주자의 자의적 판단에 따라 변경계약금액을 인식하는 경우, 당기수익은 과대평가된 계약금액에 진행률에 따라 산정됨으로, 결과적으로 실제 당기수익보다 재무제표상의 당기수익이 과대평가되는 결과가 발생된다. 이 경우 공사가 완료되는 시점에서 최종적으로 설계변경금액이 인정되지 못하는 경우가 발생되기도 하는데, 이렇게 누적된 설계변경예정금액은 공사를 이미 시행하였음에도 설계변경을 인정받지 못함으로써, 실질 투입된 비용을 청구하지 못하게 되는 ‘도급미반영공사’로 손실로 처리되며 이는 공사의 준공시점에 일시에 인식되어 급격한 당기수익 하락을 불러온다.

(3) 도급공사 및 자체시행공사 구분에 따른 회계처리

건설사의 손익계산서상에 나타나는 대표적인 매출항목은 ‘공사수익’과 ‘분양수익’으로 ‘공사수익’은 발주처로부터 공사를 도급(수주)을 받아 단순히 공사만을 시

2) 특히 턴키방식(설계·시공 일괄입찰)으로 공사를 수주한 경우 또는 전체 공기 단축을 위한 Fast track방식으로 설계와 공사가 병행되어 진행되는 경우에는 설계변경이 빈번히 발생된다. 이러한 설계변경과정에서 발주자와 수주자 간에 이견이 발생되는데 이러한 경우에 실제 투입되는 원가가 전부 반영되지 못하는 사례가 빈번하다.

행하는 ‘도급공사’사업에서 발생하는 수익을 말하며, ‘분양수익’은 자본조달부터 공사, 분양(판매)까지 모든 행위를 건설사가 직접 시행하는 ‘자체시행공사’사업에서 발생하는 수익을 말한다. 둘 다 모두 진행기준으로 수익을 인식한다는 점은 동일하지만, ‘공사수익’은 기성을 청구하는 즉시 인식하는 반면 ‘분양수익’은 분양(판매)계약이 체결된 부분에 한해 수익을 인식하는 차이점이 있다.

이는 회계적으로 상당히 큰 차이점을 가지고 있다. ‘분양수익’은 제조업의 일반적인 원가투입비용이 발생하는 것과 마찬가지로 도급공사에서 필요하지 않는 토지의 매입비용이나, 용역비, 공사비 등의 투입원가가 발생하며, 실질적으로 수익을 인식하는데 원가투입 이후 2~3년 이상의 상당한 시간적 차이가 발생한다. 또한 매입토지의 처리에 있어서도 일반제조기업의 매입토지의 경우 제조를 위한 영업용으로 사용되기 때문에 ‘유형자산’으로 표기되지만 자체시행공사에 필요한 토지는 분양활동에 필요한 제품(건물)을 만들기 위해 취득한 토지로서 ‘재고자산’으로 표기된다.

이러한 차이점으로 인해 자체시행공사를 도급공사인 것처럼 위장하여 회계처리하는 경우 더 많은 매출과 이익 그리고 자산이 있는 것처럼 재무제표상에 표기되기 때문에, 일부 건설사는 자체시행공사를 특수목적법인(SPC)을 설립하여 공사를 도급받는 편법을 통해 사실상 ‘자체시행공사’를 ‘도급공사’로 분류하여 당국으로부터 분식회계로 적발되기도 하였다.

<표 1> 도급공사 및 자체시행공사에 따른 회계적 처리의 차이점 비교

구분	도급공사	자체시행공사	비고
매출	수익항목	공사수익	분양수익
	인식 시점	진행기준에 따른 기성청구 시점	진행기준에 따른 분양(판매) 시점
매입	필요 토지	없음	재고자산 표기 일반제조업은 유형자산 표기
	필요자금	기성청구 전 까지 공사비	토지비, 용역비, 공사비
	필요자금의 처리	매출채권	자체투자자금 또는 부채

(4) 미청구 공사 및 공사손실충당부채

‘미청구공사’는 K-IFRS의 도입과 함께 등장한 계정과목이다. 과거 K-GAAP상에

서는 ‘공사미수금’ 계정과목으로 일괄 처리하였으나 K-IFRS의 도입 이후 공사채권의 청구여부에 따라 청구가 된 경우는 ‘공사미수금’으로 표기하고, 청구가 되지 않은 미청구채권은 ‘미청구공사’계정으로 구분하고 진행기준에 따라 인식하고 있다.

건설사는 ‘추정총계약원가’에 근거하여 원가투입법에 따라 진행률을 산정하지만, 발주처는 공사의 공정률에 근거하여 채권을 인정하기 때문이며, 건설사가 산정한 진행률이 발주처가 인정한 공정률보다 크다면 원가를 투입하여 공사를 시행하였으나 청구하지 못한 ‘미청구공사’가 발생되며, 그 반대의 경우 ‘초과청구공사’가 발생된다.

손실발생이 예상되는 공사의 경우 과거 K-GAAP상에서는 별도의 ‘공사손실충당부채’를 인식하였으나, K-IFRS에서는 결산일까지 인식한 수익금액(발생원가+손익)에서 누적 기성청구액을 차감한 금액을 ‘미청구공사’로 금액으로 산정하며, ‘초과청구공사’는 누적 기성청구액에서 결산일 까지 인식한 수익금액(발생원가+손익)을 차감한 금액이다.

이론적으로 ‘미청구공사’는 건설사 입장에서는 공사를 시행하였으므로 받아야 할 당연한 권리이며, 회계처리 상 자산으로 산정됨이 마땅하지만, 현실적으로는 ‘미청구공사’의 회수 불가능성이 존재하게 된다. 만약 회수가 불가능하게 된 경우 ‘미청구공사’는 장부상 이익에서 대규모 손실로 일시에 전환됨으로써, 손익에 미치는 영향이 상당히 크게 작용한다.

회계기준에서는 회수가능성이 낮은 금액을 차감한 순수금액을 ‘미청구공사’ 금액으로 표기하거나, 회수가능성이 낮은 ‘미청구공사’금액에 대하여 별도의 충당금을 표시하도록 하고 있다. 그러나 ‘미청구공사’의 회수가능성을 판단하기란 현실적으로 쉽지 않을 뿐만 아니라 ‘미청구공사대손충당금’의 규모 또한 현실적으로 판단하기 어렵다. 이러한 판단은 당기손익에 큰 영향을 미칠 수밖에 없으므로, 이와 같은 중대한 판단을 함에 있어 최고경영자의 영향력과 판단력이 개입될 여지는 클 수밖에 없다.

이처럼 건설업의 회계처리에는 앞에서 살펴본바와 같이 진행기준의 적용, 진행률의 산정, 계약금액의 변경, 자체공사와 수주공사의 구분, 미청구공사 계정의 처

리 외에도 많은 부분에서 추정과 판단이 개입될 수밖에 없는 환경에 있기 때문에 더 높은 이익조정 가능성에 노출되어 있다. 이러한 이익조정이 회계부정에 이용되기도 하며, 실제로 대우건설을 비롯한 대우조선해양 같은 수주기업들이 분식회계로 적발되기도 하였다.

IV. 대우건설의 사례연구

1. 대우건설의 개요

(주)대우건설은 2000년 12월 (주)대우의 건설부문이 인적분할되어 신설법인으로 출범한 회사지만 그 시작은 1963년 9월 김우중 전 대우그룹 회장이 창립한 영진토건사에서 출발했으며, 영진토건은 1973년 11월 (주)대우건설이 설립되면서 인수합병되었다. 이후 1974년 11월 대우건설이 대우개발(주)로 상호를 변경하였으며, 1982년 대우실업을 통합하여 (주)대우그룹에 편입되었다. 이후 대우그룹은 공격적 인수합병을 통한 성장으로 국내 3개 그룹으로 성장하여 왔다. 그러나 1997년 20조원, 1998년 23조원이라는 거액의 분식회계 사건이후 1999년 주력 계열사인 (주)대우를 포함한 12개 계열사의 기업구조개선작업(workout)을 발표와 함께, 11월에 김우중 회장이 퇴진함으로써, 출자전환을 통해 채권단이 대우의 최대주주가 되었고, 2000년 12월 27일 (주)대우는 건설부문인 대우건설, 무역부문인 대우인터내셔널, (주)대우 등 세 개의 회사로 분리되고, 존속법인인 (주)대우는 모든 부실자산을 떠안고 2001년 상장 폐지되었다.

한편, 분리된 대우건설은 2003년 12월에는 워크아웃을 졸업하고, 2006년 8월 '시공능력평가1위, 대한민국 최고건설사'에 선정되었으나, 같은 해 12월 금호아시아나그룹에 편입되게 되었고, 2009년 6월 금호아시아나그룹이 유동성 위기를 겪게 되자 2010년 12월 주채권단인 한국산업은행(케이디비밸류제육호유한회사 2018년 5월 기준 지분율 50.75%)이 대우건설을 인수했으며, 2011년 1월 금호아시아나그룹 계열에서 정식으로 분리되었다.

현재 (주)대우건설은 도로, 철도 등을 건설하는 토목사업과 오피스, 주상복합 등을

건설하는 건축사업, 아파트를 건설하는 주택사업, 발전소 및 플랜트를 건설하는 플랜트사업을 국내지사 7개, 해외지사 22개, 해외법인 5개를 통해 운영하고 있으며, 2017년 기준 연간 매출은 11조7천억으로 주택공사 55.51%, 플랜트공사 21.19%, 토목공사 15.22%, 기타로 구성되고 있고, 국내 주요 시공물로는 월성원자력발전소 3,4호기, 동작대교, 누리마루, 거가대교, 시화호조력발전소 등이 있으며, 해외 주요 시공물로는 파키스탄 고속도로, 리비아 종합병원, 말레이시아 텔레콤빌딩, 라오스 호웨이호댐 등이 있다.

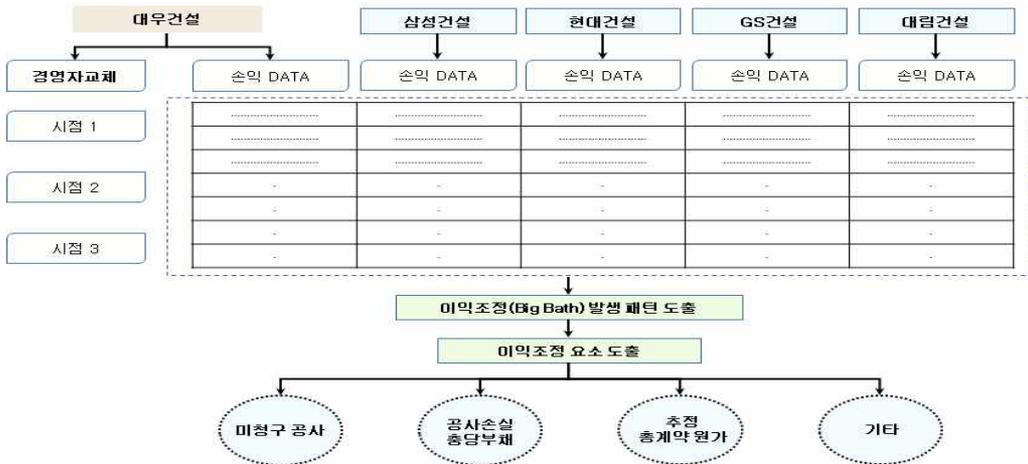
<표 2> 대우건설 주요 연혁

연 도	내 용
1963	영진토건사 설립
1973	(주)대우건설 설립(영진토건 인수합병)
1974	대우개발(주)로 상호변경
1982	(주)대우(건설/무역부문)에 편입
2000	대우건설 독립법인 출범((주)대우의 건설부문 인적분할)
2013	대우건설 기업구조개선작업 종료
2006	금호아시아나그룹에 편입
2011	금호아시아나그룹에서 분리

2. 대우건설의 Big Bath 발생 패턴 분석

대우건설의 최고경영자가 교체되는 시점에서 Big Bath현상이 발생하는지 여부를 확인하기 위하여 대우건설을 포함한 국내 Big5건설사에 대한 2007년도에서부터 2017년도까지의 손익데이터를 기초로 변동률을 분석하고 최고경영자 변경에 대한 공시여부를 확인하였다. 이를 통해 대우건설의 최고경영자교체 시점에서 Big Bath현상이 발생하는지 그리고 이러한 Big Bath현상이 어떠한 요소들의 조정에 의하여 발생하는지 확인하고자 한다.

[그림 1] 자료분석구조



(1) 대우건설의 최고경영자 교체 및 주요 연혁

대우건설은 1999년 대우사태로 대우 그룹에서 분리되면서 2000년 12월 독자법인으로 해외개발 및 건축분야에 경험이 풍부한 남상국, 장영수 공동경영체제로 출범하였다가 2002년 기업개선작업에 따른 자율경영체제 전환 이후 남상국 단독경영체제로 전환되었다. 이후 2003년 기업개선작업을 졸업하면서 최고경영자는 박세흠으로 변경되었다.

2006년 대우건설이 금호아시아나그룹 계열사로 편입되고, 최고경영자 또한 대우건설의 내부인사인 박창규 대표이사로 변경되었다. 2008년 역시 대우건설의 내부인사인 서종욱 대표이사로 변경되었다. 2010년 대우건설이 KDB산업은행이 주도한 사모펀드에 인수되었음에도 불구하고 최고경영자는 서종욱 대표이사가 연임하게 되었으나 지속적인 구설수에 오르내리던 서종욱 대표이사가 임기를 남겨두고 사임하게 됨에 따라 2013년 최고경영자는 박영식 대표이사로 교체된다. 대표이사 교체이후 대우건설의 실적은 2008년 이후 최대실적을 달성하며, 눈에 띄게 개선되었으나, 기업가치 개선에는 별다른 성과를 보이지 못했다는 평가와 함께 분식회계에 대한 혐의로 조사를 받았다.

2016년 KDB산업은행장 변경 이후, 대우건설의 최고경영자 또한 박창민으로 변

경된다. 박창민 대표이사는 전 현대산업개발 사장으로 대우건설 내부인사가 최고 경영자로 선임되어온 이제까지의 관행을 깨고 외부인사가 선임되는 최초의 사례라 할 수 있다. 하지만 불과 1년만인 2017년에 국정논란 사건과 맞물린 낙하산 사장 논란과 함께, 자진사퇴하게 되면서 송문선 부사장체계로 유지되다가, 2018년 포스코건설 부사장을 역임한 김형 대표이사가 새롭게 최고경영자로 취임하게 된다.

<표 3> 대우건설 최고경영자 변경 연혁

연도	대표이사 이름	구분
2000. 12. 27	장영수, 남상국	(주)대우에서 인적분할
2002. 03. 18	남상국	내부승진
2003. 12. 23	박세흠	내부승진
2006. 12. 15	박창규	내부승진
2006. 12. 22	박삼구, 박창규	박삼구 금호그룹회장
2007. 11. 30	박창규	내부승진
2008. 03. 14	박삼구, 서종욱	내부승진, 박삼구 금호그룹회장
2010. 01. 15	서종욱	연임, 내부승진
2013. 07. 15	박영식	내부승진
2016. 08. 23	박창민	외부선임
2017. 08. 16	송문선	부사장 체제
2018. 06. 08	김 형	외부선임

(2) 5대 건설사 연도별 매출총이익 변동추이

먼저 <표 4>에서는 대우건설을 중심으로 Big5 건설사에 대하여 2007년부터 2017년도까지의 연도별 매출총이익을 살펴보았다. 대우건설은 2010년, 2013년, 2016년에 매출총이익이 급격히 감소하는 모습을 보여주는데, 대우건설을 제외한 나머지 Big5 건설사는 전년대비 큰 차이가 없거나 오히려 증가하는 모습을 보여주고 있다.

연도별로 살펴보면, 우선 2010년에는 대우건설은 4천억 이상 매출총이익이 감소하였으나, 대림건설은 소폭감소하고 나머지 기업들은 오히려 증가하였다. 그리고 2013년의 경우 대우건설을 비롯한 Big5 건설업체 모두 매출총이익이 감소하였으나, 그 감소폭에 있어 대우건설은 5천억 이상 매출총이익이 감소한 반면 대부분 기업들의 감소폭은 2천억을 넘지 못했다. 마지막으로 2016년의 경우 3개 건설사는

큰 폭으로 매출총이익이 증가하거나 소폭 감소한 반면 대우건설의 매출총이익은 6천억 이상 큰 폭으로 감소하였다. 더욱이 전년대비 변화 비율로 비교할 경우 그 변동 폭은 더 크게 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

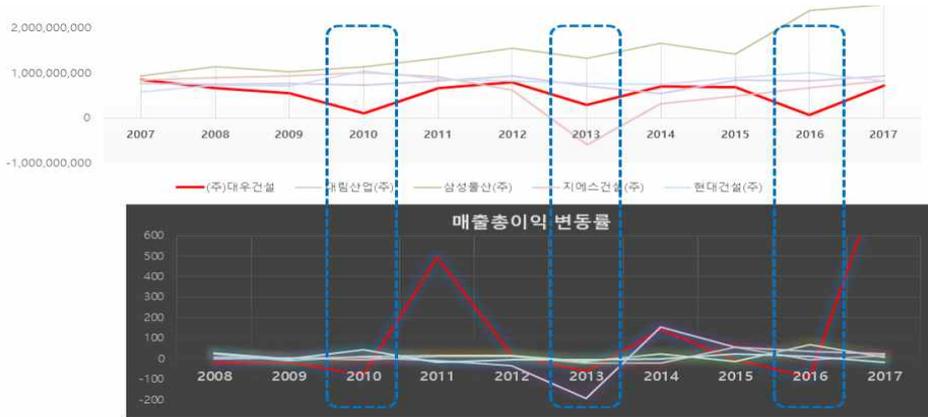
<표 4> Big5 연도별 매출총이익 (단위: 천원)

연도	대우건설	대림산업	삼성물산	GS건설	현대건설
2007	863,441,535	770,691,959	949,069,350	859,618,069	581,577,313
2008	678,466,706	755,148,253	1,159,217,987	912,963,729	747,547,168
2009	560,923,416	775,033,926	1,036,201,270	954,944,208	724,858,862
2010	112,801,513	741,514,898	1,158,247,416	1,017,804,072	1,050,453,240
2011	668,662,011	831,823,261	1,345,301,979	935,391,026	862,352,791
2012	805,590,210	937,333,302	1,557,265,173	630,034,157	828,607,000
2013	298,095,810	714,955,831	1,341,504,966	(585,145,189)	776,566,000
2014	721,337,632	550,011,084	1,675,205,805	322,283,263	751,522,000
2015	688,005,097	857,674,198	1,424,123,775	498,363,541	913,126,000
2016	69,935,185	824,463,008	2,399,353,543	681,793,634	1,029,391,000
2017	730,486,102	949,412,955	2,529,860,375	826,756,830	830,769,000

<표 5> Big5 건설사 연도별 매출총이익변동률 (단위:%)

연도	대우건설	대림산업	삼성물산	GS건설	현대건설
2008	-21	-2	22	6	29
2009	-17	3	-11	5	-3
2010	-80	-4	12	7	45
2011	493	12	16	-8	-18
2012	20	13	16	-33	-4
2013	-63	-24	-14	-193	-6
2014	142	-23	25	155	-3
2015	-5	56	-15	55	22
2016	-90	-4	68	37	13
2017	945	15	5	21	-19

[그림 2] Big5 연도별 매출총이익과 매출총이익 변동률



Note: 세로축은 금액, %, 가로축은 연도

(3) 5대 건설사 연도별 영업손익 변동추이

연도별 매출총이익에 이어 10년간 Big5건설사의 영업손익의 변동추이를 살펴보면, 2013년 GS건설의 분식회계 논란 및 2015년 합병이슈가 있었던 삼성물산을 제외한 나머지 건설사들은 영업손익의 변동 폭의 대부분 30%내외에서 일어나지만 대우건설은 2010년, 2013, 2016년에 550%, 169%, 239%의 큰 폭의 감소를 보여 주고 있다.

<표 6> Big5 건설사 연도별 영업손익

(단위: 천원)

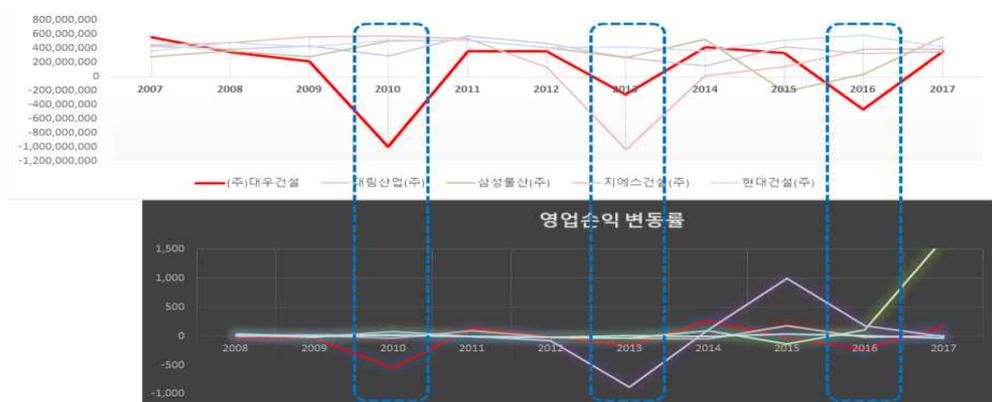
연도	대우건설	대림산업	삼성물산	GS건설	현대건설
2007	560,916,788	436,948,022	282,645,961	442,044,487	362,054,857
2008	343,990,655	389,317,184	364,102,295	478,323,022	480,206,135
2009	219,473,965	430,620,214	280,505,122	567,925,111	418,860,563
2010	(987,533,793)	293,735,596	509,888,269	575,431,724	517,529,564
2011	364,866,381	580,304,644	512,627,705	545,105,957	516,684,991
2012	365,215,794	466,383,235	413,920,668	133,216,129	415,634,000
2013	(253,099,375)	275,218,737	265,731,615	(1,031,396,314)	423,978,000
2014	415,480,372	154,532,868	527,572,462	12,682,602	370,242,000
2015	334,561,266	424,682,854	(209,029,561)	138,192,094	516,166,000
2016	(466,077,989)	324,706,700	31,556,764	387,818,596	589,718,000
2017	356,929,825	355,634,686	561,914,029	384,387,226	418,815,000

<표 7> Big5 건설사 연도별 영업손익변동률

(단위:%)

연도	대우건설	대림산업	삼성물산	GS건설	현대건설
2008	-39	-11	29	8	33
2009	-36	11	-23	19	-13
2010	-550	-32	82	1	24
2011	137	98	1	-5	0
2012	0	-20	-19	-76	-20
2013	-169	-41	-36	-874	2
2014	264	-44	99	101	-13
2015	-19	175	-140	990	39
2016	-239	-24	115	181	14
2017	177	10	1,681	-1	-29

[그림 3] Big5 연도별 영업손익 및 영업손익변동률



Note: 세로축은 금액, %, 가로축은 연도

(4) 5대 건설사 연도별 당기순이익 변동추이

연도별 당기순이익의 변동률의 추이에서도 대우건설 당기순이익의 변동은 앞서 살펴본, 매출총이익 변동추이 및 영업손익 변동추이와 동일하게 2010년, 2013년, 2016년에 급격히 감소하고 있음을 확인할 수 있다.

<표 8> Big5 건설사 연도별 당기순손익

(단위: 천원)

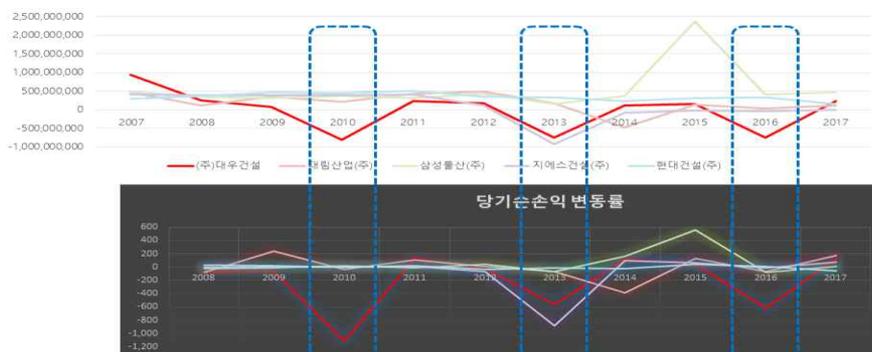
연도	대우건설	대림산업	삼성물산	GS건설	현대건설
2007	938,029,877	459,757,014	487,209,126	400,012,516	277,383,813
2008	247,004,264	101,487,580	345,142,450	381,553,876	373,474,014
2009	80,003,013	343,193,353	307,542,443	382,800,690	456,633,227
2010	(813,601,495)	203,610,697	358,689,928	386,600,167	434,186,213
2011	226,757,458	431,367,721	297,722,142	412,570,780	503,312,877
2012	159,398,692	488,972,525	416,125,300	119,134,177	347,019,000
2013	(743,608,176)	165,852,375	140,191,077	(926,034,068)	318,015,000
2014	107,279,926	(472,115,250)	360,818,501	(80,054,949)	223,578,000
2015	146,232,049	127,070,759	2,361,440,637	(33,041,473)	310,757,000
2016	(762,005,959)	37,541,447	409,564,914	(38,004,783)	323,133,000
2017	222,793,964	103,005,804	463,362,238	(9,837,801)	148,864,000

<표 9> Big5 건설사 연도별 당기순손익변동률

(단위:%)

연도	대우건설	대림산업	삼성물산	GS건설	현대건설
2008	-74	-78	-29	-5	35
2009	-68	238	-11	0	22
2010	-1,117	-41	17	1	-5
2011	128	112	-17	7	16
2012	-30	13	40	-71	-31
2013	-567	-66	-66	-877	-8
2014	114	-385	157	91	-30
2015	36	127	554	59	39
2016	-621	-70	-83	-15	4
2017	129	174	13	74	-54

[그림 4] Big5 연도별 당기순이익 및 당기순이익변동률



Note: 세로축은 금액, %, 가로축은 연도

(5) 대우건설의 Big Bath 발생 패턴 분석 결과

2007년에서 2017년까지의 Big5건설사의 매출총이익변동 및 영업손익변동 당기순이익변동을 분석한 결과 2010년, 2013년, 2016년에 대우건설은 타 건설사 대비 손익이 급감하였다가 이듬해에 급격히 상승하는 현상을 확인하였으며, 이를 대우건설 최고경영자 변경연혁과 비교하였을 때 2013년, 2016년의 이익 급변현상은 최고경영자 교체에 따른 Big Bath현상이며, 2010년은 명목상 최고경영자가 변경되지는 않았으나, 실질적으로 경영방침에 영향을 미치는 금호아시아나그룹에서 KDB산업으로 대주주가 변경되는 대우건설 회사매각 이슈 영향에 따른 Big Bath로 판단된다.

3. 이익조정 요소 분석

앞서 확인한 대우건설의 2010년, 2013년, 2016년 Big Bath에 대해서 건설업의 회계적 특징에 따른 이익조정 가능성을 고려하여 어떠한 요소들을 통하여 이익조정을 하였는지에 대하여 재무제표 및 사업보고서를 통하여 분석해 보았다

(1) 매출원가 변동에 따른 이익조정

2007년부터 2017년까지의 대우건설의 매출액의 변화 및 매출원가 변화를 분석한 결과 2010년에는 매출액이 감소하였음에도 매출원가는 오히려 상승하여 98.3%의 매출원가율을 보이고 있다. 2013년과 2016년에는 매출액에 비해 매출원가가 더 큰 폭으로 증가함에 따라 96.5%와 99.4%의 원가율을 나타내다가 이듬해에는 감소하는 것으로 나타났다. 전반적으로 2007년부터 2017년까지의 매출액변동률의 평균값은 92.8%(3개년도 제외시 91.0%)이나 2010년과 2013년, 2016년 최고경영자 교체시점의 매출액변동률은 높은 매출원가율을 기록하고 있다는 특징을 보여주고 있다. 또한 그 변동률에 있어서도, 최고경영자가 교체된 2010년, 2013년, 2016년에는 매출원가의 변동률보다 매출액변동률이 손익이 감소하는 방향으로 더 크게 나타났다가 이듬해에는 손익이 증가하는 방향으로 나타나고 있다.

종합하면 대우건설의 경우 경영자교체 시 매출액의 조정보다 매출원가의 조정을 통해 매출총이익을 감소조정하고 있으며, 이는 건설업의 회계적 특징 중에 하나인

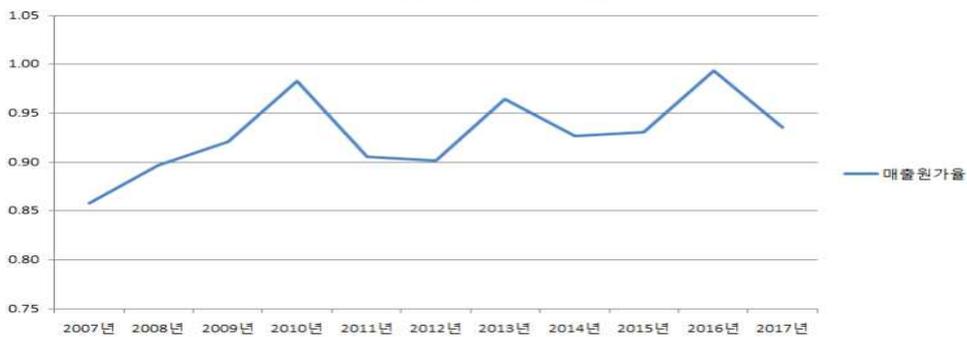
‘추정총계약원가’의 불확실성을 이용하여 공사원가 상승분을 일시에 반영하였거나, 공사원가항목 중 하나인 ‘공사손실충당부채’(미청구공사대손충당금)를 일시에 인식한 것으로 판단된다.

<표 10> 대우건설 연도별 매출액, 매출원가 (단위: 천원, %)

연도	매출액	매출원가	매출원가율	매출액 변동률(①)	매출원가 변동률(②)	①-②
2007	6,066,558,685	5,203,117,150	85.8%			
2008	6,577,701,385	5,899,234,679	89.7%	8.4 %	13.4 %	-5.0 %
2009	7,097,386,791	6,536,463,375	92.1%	7.9 %	10.8 %	-2.9 %
2010	6,719,062,405	6,606,260,891	98.3%	-5.3 %	1.1 %	-6.4 %
2011	7,031,863,672	6,363,201,661	90.5%	4.7 %	-3.7 %	8.3 %
2012	8,180,269,589	7,374,679,378	90.2%	16.3 %	15.9 %	0.4 %
2013	8,417,075,007	8,118,979,198	96.5%	2.9 %	10.1 %	-7.2 %
2014	9,853,092,238	9,131,754,606	92.7%	17.1 %	12.5 %	4.6 %
2015	9,877,475,175	9,189,470,079	93.0%	0.2 %	0.6 %	-0.4 %
2016	10,964,615,696	10,894,680,511	99.4%	11.0 %	18.6 %	-7.5 %
2017	11,332,055,896	10,601,569,794	93.6%	3.4 %	-2.7 %	6.0 %

[그림 5] 대우건설 연도별 매출원가율

(주)대우건설의 연도별 매출원가율



Note: 세로축은 비율, 가로축은 연도

[그림 6] 대우건설 매출액변동률 및 매출원가변동률



Note: 세로축은 %, 가로축은 연도

(2) 대손상각비 변동에 따른 이익조정

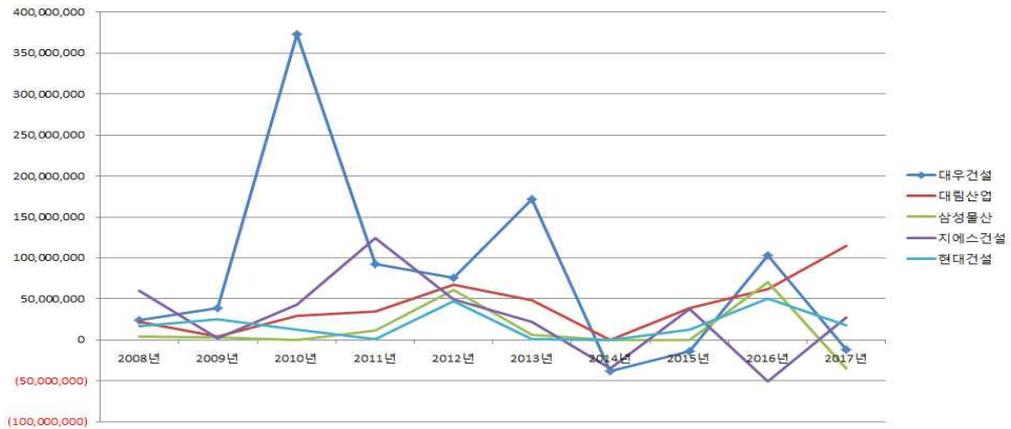
2007년부터 2017년까지 Big5 건설사의 대손상각비(대손상각비환입)의 규모를 비교해 보면, 2010년과 2013년, 2016년에 대우건설은 다른 Big5건설사에 비해서 이례적으로 큰 규모의 대손상각비가 재무제표상에서 발생하는 것을 확인할 수 있다. 대손상각비의 규모를 [표 3]의 매출총이익과의 비율로 비교해 보면 2010년과 2013년, 2016년의 대우건설의 매출총이익 대비 대손상각비 비율은 331%, 57.7%, 146.9%로 다른 Big5건설사가 10% 미만인 것과 비교해 볼 때 대손상각비의 규모가 어느 정도인지 확연히 알 수 있다. 이러한 결과를 건설업의 회계적 특징 중 하나인 ‘미청구공사’의 회계처리 방법과 연결해 보면, 회수가능성이 낮은 ‘미청구공사’를 누적으로 반영하지 않다가 일시에 대손상각비로 처리하게 되면 나타날 수 있는 현상 중 하나로 판단된다.

<표 11> Big5 건설사 연도별 대손상각비(대손상각비환입)

(단위: 천원)

연도	대우건설	대림산업	삼성물산	GS건설	현대건설
2008	24,493,000	21,547,000	3,517,538	60,234,896	17,111,600
2009	38,616,000	4,082,000	2,525,988	2,338,288	25,304,739
2010	373,408,000	29,512,000	0	42,689,000	12,225,000
2011	92,543,000	34,890,000	11,703,701	124,429,000	545,000
2012	75,905,000	66,880,000	60,990,738	49,475,000	47,423,000
2013	171,876,000	48,720,000	5,777,285	21,791,000	530,000
2014	(38,240,000)	(176,000)	(163,918)	(34,939,339)	(346,000)
2015	(14,034,000)	38,965,000	(387,000)	38,229,447	12,766,000
2016	102,761,000	61,891,000	70,933,000	(50,975,000)	50,117,000
2017	(11,672,000)	114,798,000	(34,953,000)	27,480,000	17,259,000

[그림 7] Big5 연도별 대손상각비(대손상각비환입)



Note: 세로축은 금액, 가로축은 연도

<표 12> Big5 건설사 연도별 대손상각비 / 매출총이익 비율

연도	대우건설	대림산업	삼성물산	GS건설	현대건설
2008	3.6 %	2.9 %	0.3 %	6.6 %	2.3 %
2009	6.9 %	0.5 %	0.2 %	0.2 %	3.5 %
2010	331.0 %	4.0 %	0.0 %	4.2 %	1.2 %
2011	13.8 %	4.2 %	0.9 %	13.3 %	0.1 %
2012	9.4 %	7.1 %	3.9 %	7.9 %	5.7 %
2013	57.7 %	6.8 %	0.4 %	-3.7 %	0.1 %
2014	-5.3 %	0.0 %	0.0 %	-10.8 %	0.0 %
2015	-2.0 %	4.5 %	0.0 %	7.7 %	1.4 %
2016	146.9 %	7.5 %	3.0 %	-7.5 %	4.9 %
2017	-1.6 %	12.1 %	-1.4 %	3.3 %	2.1 %

이상의 결과를 종합하면 대우건설의 경우 2010년과 2013년, 2016년 경영자교체 시점에 매출원가 및 대손상각비의 조정을 통해 Big Bath를 시행하였으며, 매출원가 및 대손상각비의 조정은 건설업의 회계적 특징과 관련 있는 것으로 판단된다.

V. 연구결과 요약 및 한계점

수주산업 중 하나인 건설업은 투입법에 다른 진행기준의 적용, 진행률의 산정, 계약금액의 변경, 자체공사와 수주공사의 구분, 미청구공사 계정의 처리 등을 적용하는 회계적 특징을 가지고 있다. 우리나라 5대 건설사(Big 5) 중 대우건설은 유일하게 그룹에 속해있지 않은 건설사로서 의사결정에 대한 최고경영자의 권한과 책임이 다른 건설사에 비해 크다. 이처럼 대우건설은 진행률에 따른 수익인식이라는 회계적 특징과 더불어 기업지배구조 측면에서 최고경영자의 주관적 판단에 따른 이익조정의 가능성이 높은 환경에 노출되어 있다고 할 수 있다. 이에 본 연구는 대우건설의 최고경영자 교체 시점과 결부하여 Big Bath 시행 여부를 확인하고, 실제로 Big Bath가 시행되었다면 어떠한 계정과목을 통해 실행되었는지 살펴보았다.

본 연구의 결과는 다음과 같이 요약되어진다. 첫째, 대우건설의 최고경영자 변경 연혁과 연도별 매출총이익, 영업손익 그리고 당기순손익의 변동을 통해 살펴본 결과, 대우건설은 2010년과 2013년, 2016년에 Big Bath가 수행되었을 것으로 판단되었다. 둘째, 대우건설이 Big Bath를 시행하는 과정에서 어떠한 재무제표의 계정이 변동되었는지 확인한 결과, 2010년과, 2013년, 2016년에 ‘매출원가’ 및 ‘대손상각비’가 크게 변동되었음을 확인하였다. ‘매출원가’의 변동은 건설업의 회계적 특징에서 살펴본 세부 계정항목 중 ‘추정총계약원가’ 및 ‘공사손실충당부채’(미청구공사대손충당금)의 변동과 관련이 있으며, ‘대손상각비’의 변동은 회수 불가능한 ‘미청구공사’의 손실처리와 관계가 깊다고 판단된다. 종합하면, 대우건설은 ‘추정총계약원가’ 및 ‘공사손실충당부채’(미청구공사대손충당금), ‘미청구공사’의 항목을 조정하여 매출원가 및 대손상각비를 높임으로써, 최고경영자가 교체되는 2010년과 2013년, 2016년에 이익을 크게 감소시키는 Big Bath가 시행되었을 것으로 추정되었다.

본 연구는 대우건설이라는 특정기업에서 Big Bath 현상이 발생하였음을 확인하는데 기본적인 의의가 있으며, 나아가 수주산업 특히 건설업을 대상으로 주기적으로 Big Bath 또는 이익조정이 발생하는 기업에 회계적 특징을 분석함으로써, 유사한 회계적 특징을 가지는 기업에 대하여 투자를 시행코자 하는 재무적 투자자에게 유용한 정보를 제공하고, 건설업의 회계투명성 제고를 위한 연구 자료를 제공하는

데 그 의의가 있다. 반면 재무제표 및 사업보고서상의 한계로 인하여 매출원가와 추정총계약원가 및 공사손실충당부채의 항목간의 직접적인 관련성 및 대손상각비와 미청구공사와의 직접적인 관련성을 확인하지 못한 것은 본 연구의 한계점이라 할 수 있다.

원칙중심의 K-IFRS 도입으로 과거보다 경영자의 재량권이 확대된 상황에서 수익인식과 관련된 수주산업의 회계적 특징은 경영자의 기회주의적인 행동을 실현하고 용인하는데 유리한 회색지대(Grey Area)를 제공하였다. 이에 규제당국은 회계처리기준과 외감법을 개정하는 등 수주산업의 회계투명성 제고를 위하여 다양한 노력을 펼쳐왔다. 그럼에도 본 연구의 결과는 최고경영자의 재량적 결정에 따라 수익인식에 임의성이 개입될 수 있음을 보여줌으로써 수주산업의 회계투명성 확보에 본질적인 한계점을 보여주고 있다. 이는 규제당국에게 중요한 시사점을 제공한다. 즉, 수주산업의 수익인식과 관련된 회계처리 및 외부감사인의 역할을 강화하는 등의 제도 개선뿐만 아니라 최고경영자의 기회주의적인 행위를 적절히 감시·감독할 수 있는 수단과 장치를 마련하는 것 역시 수주산업의 회계투명성 제고에 있어 중요한 사안임을 제시하고 있다. 이처럼 본 연구는 수주산업의 회계투명성 개선 제도들의 실효성 확보를 위해서는 기업지배구조 측면에서도 면밀한 검토가 이루어져야 할 필요성을 제시하며, 규제당국의 제도적 보완책 마련에 도움을 줄 수 있을 것이다.

우리나라 경제에서 큰 비중을 차지하는 수주산업에 대한 회계투명성 강화는 미래 자본시장 발전에 지대한 영향력을 미친다고 할 수 있다. 따라서 수주산업의 회계투명성 확보를 통해 자본시장이 보다 발전적인 방향으로 나아갈 수 있도록 규제당국과 자본시장 참여자들은 현 제도의 한계점을 다양한 측면에서 확인하고 이를 보완하는 노력을 지속해야 할 것이다.

참고문헌

- 박영민 · 최종서. 2011, 최고경영자 교체유형과 이익조정 행태간의 관련성, 회계학연구, 제36권 제2호 : 129-184.
- 권경헌 · 엄재근. 2017, 한국 조선업 Big Bath 현상에 관한 사례 연구, 경영컨설팅연구, 제17권 제1호 : 269-281.
- 김민석 · 김한수 · 최관. 2012, 사례논문: 최고경영자 교체시점의 Big Bath 사례연구-대손상각 회계처리를 중심으로, 회계저널, 제21권 제6호 : 401-429.
- 박석진 · 이은철. 2014, 영업권손상인식의 전략적 회계처리 - 최고경영자 교체시점의 Big Bath를 중심으로 회계·세무와 감사 연구, 제56권 제2호 : 121-148.
- 박재홍, 2011, 경영자 교체가 이익조정에 미치는 영향, 송실대학교 박사학위논문, 서울.
- 신재용 · 강동창. 2018, 보수적 외부감사로 인한 회계처리이슈 고찰 : 대우건설 J프로젝트를 중심으로, 상업교육연구, 제32권 제5호 : 1-25.
- 유시라 · 목선수, 지식호, 박주용. 2016, 건설산업 미청구공사의 위험성을 판별하는 핵심인자 추출에 대한 연구, 대한토목학회 학술대회, 9-12.
- 이보미, 박보영. 2017, 진행기준 수익인식 방법과 재무분석가 이익예측 - 미청구공사 계정을 중심으로, 경영과 정보연구, 제36권 제3호 : 151-165.
- 이아영 · 전성빈 · 박상수. 2007, 최고경영자 교체와 이익조정, 회계학연구, 제32권 제2호 : 117-150.
- 이아영 · 전성빈 · 박상수 · 최종학. 2009, 최고경영자의 교체이유와 내부승진 및 외부영입 최고경영자의 이익조정 수준의 차이, 회계학연구, 제34권 제2호 : 45-78.
- 이재은, 2017, 비정상미청구공사 규모와 재량발생액, 감사시간· 보수 및

- 주가의 관련성, 회계·세무와 감사 연구, 제59권 제3호 : 213-254.
- 이충희, 2015, 건설업 회계처리 관행에 대한 비판적 검토, 경제개혁이슈, 제5호 : 1-22.
- 장지경, 2017, 공공기관의 경영자 교체유형과 이익조정 행태와의 관련성, 한국콘텐츠학회논문지, 제17권 제1호 : 213-221.
- 정규언, 1992, 경영자변경(經營者變更)과 이익이연행위(利益移延行爲), 회계학연구, 제14권 제1호 : 27-50.
- 조정현, 2018, 수주산업 회계투명성 제고방안에 관한 연구 -대우건설 감사사례를 중심으로, 국제회계연구, 제78권 : 1-17.
- 현승임 · 한종수 · 이지원. 2016, 최근 국내 수주산업의 회계절벽: 대우조선해양을 중심으로, 회계저널, 제25권 제5호 : 305-335.
- 금융감독위원회. 2015, 수주산업 회계투명성 제고방안.
- 한국공인회계사회. 2016, 회계감사 실무지침 2016-1. 수주산업 감시시 특별 고려사항에 대한 실무지침.
- 한국회계기준원. 2015, 회계기준적용의견서 15-1. 진행기준의 회계처리와 공시.

Big Bath Case Study of Construction Industry at the Time of CEO Changes

- Based on Daewoo Engineering & Construction -

Sung-Jae Hwang* · Yu-Won Choi** · Sang-Hyuk Moon***

Abstract

This study is a case study of Big Bath which focuses on the accounting features of a specific industry group such as Daewoo Engineering & Construction(Daewoo E & C). The results of this study are summarized as follows. The first. As a result of repeatedly changing the history of change of CEO of Daewoo E & C and change of 'gross profit by fiscal year' by Big 5 construction company, 'change in operating profit and loss' and 'fluctuation in net income and loss', we were able to confirm that we implemented Big Bath in 2010 and 2013, 2016. Second. As a result of checking the financial statements of Daewoo E & C during Big Bath, we confirmed that the cost of goods sold and the amount of bad debt expenses fluctuated significantly in 2010, 2013 and 2016. As a result, Daewoo E & C raised the cost of goods sold and bad debt expenses by adjusting items such as 'estimated total contract cost', 'construction loss allowance'. We can see that Big Bath, which reduces profits in 2010, 2013 and 2016, when CEOs are replaced.

Key word : construction industry, CEO change, earnings management, Big Bath

* First Author, Team Leader, Gyeongsan-Intelligent industry Bizhub Development, sinsekai@naver.com

** Co-Author, Professor, National Tax Officials Training Institute, afoxyer82@nts.go.kr

*** Corresponding Author, Professor, School of Business, Yeungnam University, shmoon@ynu.ac.kr

경제 주체의 정책방향성 선택과 진보, 보수 성향 판단에 관한 연구*

우경봉**

요약

본 논문은 한국 시민의 선호 정책방향성 선택과 스스로의 정치성향 판단과의 관계를 관찰하고자 한다. 선호 정책방향성 관찰을 위한 주요 현안에는 통일, 최저임금, 고용안정성, 생계형 적합업종, 종합부동산세, 교육, 다문화사회, 성소수자의 8개 사안이 포함되었다. 분석에는 2019년 1월 실시된 설문조사에서 수집된 전국 거주 1250명의 응답 자료가 사용되었다. 분석 결과 다음과 같은 사실이 관찰되었다. 통일을 희망하는 경우 진보성향 판단 승산(odds)이 증가한다. 다음 연도(2020년) 최저임금의 인상을 지향하는 경우 진보성향 판단 승산이 증가한다. 평등 교육 문화를 지향하는 경우 진보성향 판단 승산이 증가한다. 성소수자 사회적 권리의 제도적 인정을 지향하는 경우 진보성향 판단 승산이 증가한다. 한편, 일부 정책변수에서는 다음과 같이 응답자의 중도성향 판단에 영향을 미치는 결과가 관찰되었다. 정부 개입에 의한 고용안정성 증대를 지향하는 경우 중도성향 판단 승산이 증가한다. 종합부동산세 인하를 지향하는 경우 중도성향 판단 승산이 증가한다. 이는 고용안정과 종합부동산세 인하를 추구하는 중도성향층의 지향이 데이터를 통해 관찰된 것으로 보인다. 특히 종합부동산세 변수에서의 관찰 결과는 강력한 중부세 인상 정책 기조가 이어질 경우 정부 또는 집권당에 대한 중도 성향층의 지지율이 하락할 수 있음을 시사하는 것으로 보인다.

핵심 주제어 : 정책방향성 선택, 진보, 보수

* 이 논문은 2019년 한국방송통신대학교 학술연구비 지원에 의해 작성되었음

** 우경봉, 한국방송통신대학교 무역학과 부교수, wkb@knou.ac.kr

I. 서 론

2019년 7월 9일 서울시교육청은 기존 13개 자율형사립고(이하, 자사고)에 대한 운영성과 평가 결과를 발표하여 하나고 등 5개교는 기존 지위를 유지하고 경희고 등 8개교에 대해서는 자사고 지정을 취소했다. 이 결정에 대해 보수진영과 해당 학교 학부모 및 관계자가 크게 반발하여 행정소송을 제기했으며, 주지하는 바와 같이 교육감 선거 때마다 경쟁지향과 평등지향 교육의 의견 대립은 반복되고 있다.

한편, 같은 해 7월 12일 최저임금위원회는 2020년 최저임금을 전년 대비 2.9%(240원) 인상된 시급 8,590원으로 결정했다. 최저임금 2.9% 인상에 노동계와 진보진영은 크게 반발했지만 결정이 번복되는 일은 없었다. 2019년도 최저임금이 10.9% 상승한 것에 대해 경영계 및 보수계열 정당이 지속적으로 반발해온 점, EU의 일부 국가를 시작으로 글로벌 경제불황 징후가 보고된 점 등이 전년 대비 낮은 수준의 인상률에 영향을 미친 것으로 보인다. 최저임금 역시 매년 인상률 결정 시기가 다가오면 인상의 폭을 두고 경영계와 노동계를 중심으로 보수적 견해와 진보적 견해가 서로 다른 방향성을 제시하고 있다.

개인의 사회경제적 안정과 행복 수준에 영향을 미치는 중요 변수인 최저임금 수준과 교육문화 방향성 뿐만 아니라 한국 사회의 주요 현안에서 진보와 보수의 갈등은 심화하고 있는 것으로 보인다. 남북통일, 고용안정화, 부동산, 다문화사회, 성소수자 등의 사안에 대해 한국의 생산 및 소비의 주체는 어떤 방향성을 선호하는가? 또한, 주요 현안에서의 정책 방향성 선택은 한국 시민의 진보, 보수, 중도 성향 판단에 영향을 미치고 있는가? 본 연구는 이러한 질문에 답할 수 있는 자료의 관찰 및 분석을 목적으로 진행되었다.

연구의 진행을 위해 우선, 한국 시민의 정치의식이 일정한 방향성을 가지는 가상의 축으로 진보-보수 축을 설정하였다. 정치의식 분석과 관련해 채장수(2003, 2004) 및 Aidt, Castro & Martins(2018), Jarrodi, Byrne & Bureau(2019), 그리고 Thomsson & Vostroknutov(2017) 등과 같이 좌파와 우파의 개념을 바탕으로 진행된 연구들을 다수 찾아볼 수 있다. 하지만, 남북전쟁에 의한 상처가 깊게 남아 있고 분단 상황이 70년 가까이 이어지는 한국에서는 좌파라는 용어에 대해 고령층

을 중심으로 강한 거부감을 느껴, 세대 간 갈등 측면이 지나치게 부각되는 등의 편 의가 발생할 수 있다. 이 연구의 목적이 이념의 본질 규명이 아닌, 정책 방향성 선택과 사회경제적 정체성 판단과의 관계를 관찰하는 경험적 연구라는 점에서 진보-보수 축 설정이 연구목적 달성에 부합하는 것으로 판단된다. 이를 통해 한국적 진보, 보수의 특징을 탐색적으로 규명해보고자 한다.

정책 방향성 선택과 진보, 보수 성향 판단과의 관계를 관찰하기 위해서는 진보, 보수의 개념을 분명히 하여 그에 따른 설문지 구성이 필요하다. 하지만 한국 사회에서 진보, 보수의 개념을 명확히 설정하는 것은 쉬운 일이 아니다. 진보는 종종 ‘급진’, ‘개혁’, ‘발전’ 등과 개념상 혼란을 초래하고 있어 한국 사회에서 그렇게 선명한 개념이라고 보기 어려우며(채장수, 2003), 진보와 보수가 공유한 단 하나의 속성만을 담고 있는 것이라고도 보기 어렵기(강원택, 2005) 때문이다.

한국 사회의 진보, 보수에 대한 설명을 시도하여 본 논문에 직접적인 영향을 준 연구로는 강원택(2005)을 들 수 있다. 강원택(2005)은 2002년, 2004년 한국정치학회와 중앙일보가 함께 한 국회의원 대상 이념성향 조사의 분석 결과를 바탕으로 다음과 같은 결론을 내린다. 한국 사회에서 나타나는 진보-보수의 이념적 속성은 ‘반공이데올로기의 거부-수용(혹은 과거 발전국가 유산의 청산-존치)’라는 하나의 축과 ‘자유주의-권위’라고 하는 또 다른 축이 교차하는 2차원의 문제로 이해할 수 있다. 반공이데올로기의 거부-자유주의의 강조가 한국 사회 진보의 특성이며, 반공이데올로기의 수용-권위의 강조가 한국 사회의 보수의 특성이라고 할 수 있을 것이다(강원택, 2005). 강원택(2005)은 진보, 보수의 이념적 속성을 두 개의 차원으로 간결하게 정리하여 한국의 이념 지형에 대한 이해도를 높인 연구라고 할 수 있겠다. 또한, 한국의 정책 방향성을 결정하는 국회의원을 대상으로 수집한 데이터 분석을 바탕으로 진행된 정치성향 연구라는 점에서도 의의가 크다고 할 수 있다.

한편, 여러 연구에서 한국 사회 내부 갈등의 특징으로 복잡성이 지적된다. 김호기(2007)는 사회갈등을 크게 ‘이익 갈등(노사, 빈부, 지역)’과 ‘가치관 갈등(개발, 성평등, 세대)’으로 구분한다. 서구의 경우 이익 갈등에서 가치관 갈등으로 중심이 변화되어 왔는데, 학벌사회를 둘러싼 갈등은 두 가지가 모두 얽혀 있는 우리 사회에서 유독 두드러진 ‘복합형 갈등’이며, 한국에서는 가치관 갈등과 이념 갈등이 동시적으로 분출하는 ‘압축 갈등’으로 나타난다고(김호기, 2007) 지적한다. 박길성

(2008) 역시 오늘의 한국사회는 마치 갈등의 전람회장을 연상시킬 만큼, 갈등은 보편화되고 일상화되었으며, 그 유형은 매우 다양하다고 지적했다. 이들 연구는 한국 사회에서의 진보, 보수를 설명하는데 있어서도 다양한 요소들이 반영되어야 함을 시사한다고 할 수 있다.

기존 연구들은 한국 사회의 이념 지형을 간결하게 정리하고, 다른 한편으로 서구에 비해 다양한 갈등 양상이 존재함을 설명하여 한국 사회에 대한 이해를 높이는 데 공헌한 것으로 보인다. 그러나, 강원택(2005)이 규명한 반공이데올로기 및 권위주의의 2차원 축을 가지고 설명하기에는 상술한 여러 연구들이 지적하듯 한국 사회의 갈등양상은 상당히 복잡하며, 특히 교육 문제와 같은 압축적 갈등 양상과 진보, 보수 의식과의 관련성 설명이 어렵다.

이에 본 연구는 남북통일, 교육, 최저임금 등 사회 주요 현안에 대해 진보적 및 보수적 방향성을 가지는 선택지를 구성하여 선호하는 정책 방향성 선택과 응답자 스스로의 진보, 보수 성향 판단이 일치하는가를 관찰하고자 한다. 연구의 목적 달성을 위해서는 진보적, 보수적 방향성의 개념을 설정하는 것이 필요하다. 강원택(2005) 등 선행연구의 성과와 한국적 진보, 보수의 특징에 대한 탐색적 접근을 위해 본 논문에서는 우선 진보적 방향성을 ‘한국 사회의 역사적, 상식적 맥락에서 진보라고 수용되는 개념 및 사회 제 영역에서 소수자(minority)의 경제적 이익, 사회적 권리 증대의 방향’으로 설정하였다. 이에 대해 보수는 진보와 상반된 방향성을 가지는 것으로 설정하였다. 이러한 설정은 진보, 보수의 개념이 고정 불변의 특정 양상을 가지고 있는 것이 아니라 시대 및 공간에 따라 상대적으로 파악되어야 한다는 의미를 포함한다. 본 연구에서는 앞서 서술한 진보, 보수의 개념을 바탕으로 다음과 같은 연구가설을 설정하였다.

- H1 전라권 거주자는 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H2 월소득이 낮은 집단은 보수성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H3 남북통일을 희망하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H4 최저임금 인상을 지향하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H5 고용안정성 향상을 위해 정부 개입을 지향하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.

- H6 생계형 적합업종 지정을 지향하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H7 종부세 인상을 지향하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H8 평등 지향의 교육문화를 지향하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H9 다문화사회를 지향하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H10 성소수자 사회적 권리의 제도적 인정을 지향하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.

가설 1번은 한국 현대사의 맥락이 반영된 시민 차원에서의 한국적 진보의 특징 중 하나라고 할 수 있다. 2번은 소득이 낮은 계층이 보수정당을 지지하는 한국 사회의 특징을 반영한 것이다. 인지언어학자 조지 레이코프(George Lakoff)는 ‘사람들이 언제나 자기 이익에 따라 투표하지는 않는다. 자신의 정체성과 가치관에 따라 투표하며, 자기가 동일시하고 싶은 대상에게 투표한다(조지 레이코프(2015))’고 지적한 바 있다. 이와 관련해 강원택(2013)은 한국은 저소득층에 고령층(60대 이상)의 비율이 높아 그들의 이념적 보수성에 의해 ‘계급 배반’ 투표 현상이 나타난다고 분석한 바 있다. 3번 역시 1980년대 학생운동의 사회적 영향 증대와 함께 한국 사회에 공유된 한국적 진보의 특징이라고 할 수 있다.¹⁾

가설 4번~10번은 앞서 제시한, 사회 제 영역에서 소수자(minority)의 경제적 이익, 사회적 권리 증대의 방향이라는 본 연구의 진보적 방향성 설정을 반영한 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 다음 2절에서는 분석에 사용된 데이터를 검토하고 기초결과를 살펴본다. 3절에서는 통계모형분석을 진행하고 4절은 이 논문의 결론에 해당한다.

1) 남북통일을 희망하면 진보성향일 가능성이 높다는 것 역시 시민 차원에서의 가설이다. 학계와 시민단체 등을 대상으로 설문을 진행할 경우 보다 다양한 측면에서의 접근이 필요할 것으로 생각된다.

Ⅱ. 자료수집 및 기초분석

1. 데이터 수집

본 연구에는 2019년 1월10일~24일 실시한 온라인 설문조사의 응답 자료가 사용되었다.²⁾ 『2015 인구주택총조사』 결과에 근거하여 전국 16개 행정구역 거주자를 대상으로 설문조사가 진행되었다. 조사에서 회수된 1,250명 응답자의 인구통계학적 특징은 표 1과 같다.

<표 1> 설문 응답자의 인구통계 특징 요약

연령	만 20세 ~ 29세	14.8%
	만 30세 ~ 39세	19.1%
	만 40세 ~ 49세	21.9%
	만 50세 이상	44.2%
거주지역	수도권(서울/경기/인천)	49.4%
	충청권(대전/세종/충북/충남)	10.4%
	경상권(부산/대구/울산/경북/경남)	26.2%
	전라권(광주/전북/전남)	9.9%
	강원권(강원)	3.0%
	제주권(제주)	1.1%
성별	여성	51.2%
	남성	48.8%
결혼	싱글	31.4%
	기혼	68.6%
근로형태	종업원이 있는 사업주	3.7%
	종업원이 없는 자영업	8.9%
	임금(급여)을 받는 근로자	57.6%
	가사 (주부)	18.4%
	학생	4.4%
	휴직 또는 무직	8.0%

2) 설문조사는 연구자에 의해 작성된 설문지를 통계조사 전문기업인 (주)와이즈인컴퍼니에 의뢰하여 웹조사 방식으로 진행되었다.

월소득	200만원 미만	11.8%
	200만원 ~ 300만원 미만	15.0%
	300만원 ~ 400만원 미만	19.5%
	400만원 ~ 500만원 미만	19.5%
	500만원 ~ 600만원 미만	14.0%
	600만원 ~ 700만원	8.2%
	700만원 이상	12.0%
학력	초등학교, 중학교 졸업	1.1%
	고등학교 졸업	23.0%
	대학교(2, 3, 4년제) 졸업	66.7%
	대학원(석사, 박사) 졸업	9.2%

설문조사는 기초 인구통계학적 특징, 정치성향(진보, 보수, 중도)에 대한 판단, 통일 등 사회 현안에 대한 의견, 지지 정당 등의 내용으로 구성되었다. 사회현안으로는 남북통일 희망 여부, 최저임금 수준, 고용형태(정규직 비율 증가 찬성 여부), 소상공인 생계형 적합업종 지정, 종합부동산세 수준, 고교 및 대학입시 교육정책의 방향성, 다문화사회 수용 여부, 성소수자 사회적 권리의 제도적 인정 등이 포함되었다.³⁾⁴⁾

또한, 사회현안 문항에서 각 현안 별 진보적, 보수적 방향성을 구분하고, 여기에 추가적으로 변화의 크기(또는, 속도)를 고려한 선택지를 제시하였다. 예를 들어, 진보 성향층에서 최저임금 인상이라는 방향성에는 동의하지만 변화가 지나치게 크지 않은 것이 선호될 가능성이 있다. 남북통일 찬성 여부를 제외한 사회현안 문항의 선택지는 5개로 구성되어 있으며, 1번이 가장 진보적, 2번이 진보적, 3번이 보수적, 4번이 가장 보수적인 특징을 가지도록 설계하였다. 최저임금 변수의 경우, ‘1번 10% 인상, 2번 5% 인상, 3번 5% 인하, 4번 10% 인하, 5번 잘 모르겠음’과 같다.

3) 자료 수집에 사용되고 본 연구에 반영된 설문 문항을 부록 1에 제시하였다.

4) 지지 정당 분석에는 컨조인트(conjoint) 분석에 의해 수집된 자료가 사용된다. 다른 관점에서 의 분석 및 지면의 한계 등을 고려하여 정당 지지 관련 분석은 별도 논문에서 고찰하기로 한다.

2. 기초 분석

주관적 정치성향 판단과 한국 사회 주요현안에 관한 문항의 응답결과를 표 2에 제시하였다. 선택지 구성의 차이에 의해 2번, 3번 문항의 응답 결과는 본문에서 제시된다.

<표 2> 주요 문항의 응답 결과

설문 번호	사회현안	선택지 1번	선택지 2번	선택지 3번	선택지 4번	선택지 5번
1번	정치성향	4.9%	23.8%	58.9%	11.4%	1.1%
4번	최저임금	24.6%	46.4%	17.8%	7.8%	3.5%
5번	고용안정성	38.8%	41.5%	7.2%	8.9%	3.6%
6번	적합업종	50.2%	32.0%	4.3%	8.8%	4.7%
7번	종부세	37.4%	28.0%	18.4%	9.6%	6.6%
8번	교육	32.9%	39.4%	14.3%	8.5%	4.9%
9번	다문화	21.7%	40.2%	23.2%	11.8%	3.1%
10번	성소수자	11.4%	38.1%	22.8%	20.5%	7.2%

설문지 1번 문항 주관적 정치적 성향 판단 문항의 선택지는 1번 ‘매우 진보적이다’, 2번 ‘진보적이다’, 3번 ‘중도성향이다’, 4번 ‘보수적이다’, 5번 ‘매우 보수적이다’로 구성된다. 1번과 2번을 진보성향으로 분류하고, 4번과 5번을 보수성향으로 분류하면 진보, 보수, 중도 성향의 비율은 각각 28%, 15%, 56%이다.⁵⁾ 2018년 7월 중순~8월 초에 걸쳐 실시된 설문조사 결과를 바탕으로 하는 서울대학교 통일평화연구원의 『통일의식조사 2018』에서는 진보 34%, 보수 18%, 중도 48%로 나타났다. 같은 해 10월에 실시된 주간조선 창간 50주년 여론조사결과에서는 35%, 25%, 40%로 집계되었다. 본 연구에서는 두 조사 결과와 비교해 중도 응답 비율이 다소 높은 것으로 나타났다.

5) 도표에서는 소수점 이하 한자리까지 제시하지만, 논의의 편의를 위해 본문에서는 반올림 한 수치를 사용한다.

2번 스스로의 정치성향 판단기준을 묻는 문항의 응답결과는 다음과 같다.

- 12.0% ① (과거 포함) 지지하는 인물 또는 정당의 정치적 색채 관련
- 30.6% ② 경제문제 관련(최저임금, 부동산 등 성장과 분배)
- 29.5% ③ 통일 및 외교, 안보문제 관련
- 10.0% ④ 교육문제 관련
- 4.0% ⑤ 다문화 정책 관련(경제적 이민 수용 등)
- 2.9% ⑥ 성소수자문제 관련
- 4.7% ⑦ 출신지역, 가정 및 주위의 전반적인 분위기
- 5.6% ⑧ 막연히(잘 모르겠다)
- 0.8% ⑨ 기타

위 결과에서 경제문제가 한국 시민의 정치성향 판단에 가장 큰 영향을 미치며, 미세한 차이로 통일·외교안보가 다음을 잇는 것을 확인할 수 있다. 정치성향 판단에 두 가지 사안이 다른 사안에 비해 압도적으로 높은 비중으로 영향을 미치는 점은 한국 사회의 특징을 이해하는데 중요한 의미를 가지는 것으로 보인다.

3번 남북통일 희망 여부는 찬성 69%, 반대 31%로 나타나, 약 7 대 3의 비율로 통일을 희망한다는 응답이 크게 우세했다. 정동준 외(2019)의 2번 문항 역시 남북통일의 필요성을 묻는 문항이다. 이 문항의 응답결과는 1번 ‘매우 필요하다’ 22%, 2번 ‘약간 필요하다’ 24%, 3번 ‘반반/ 그저 그렇다’ 24%, 4번 ‘별로 필요하지 않다’ 14%, 5번 ‘전혀 필요하지 않다’ 3%이다. 선택지 3번을 문자 그대로 반반으로 해석하여 필요와 불필요로 나누면 통일 필요 72%, 불필요 28%로 분류되어 본 연구와 유사한 응답결과를 보였다.

통일을 희망하는 이유를 묻는 별도 문항의 응답 결과는 ‘외교, 국방 등 분야에서 시너지 효과가 클 것이므로’ 40%, ‘역사와 언어를 공유하는 같은 민족이므로’ 34%, ‘한국이 직면한 경제문제 해결에 도움이 될 것이므로’ 20% 등의 순으로 이어졌다.

4번 다음 해(2020년) 최저임금 기대 수준 문항은 5% 인상의 소폭인상을 희망하는 응답이 가장 많았다. 이와 관련해 설문조사로부터 약 6개월 후인 2019년 7월 12일에 열린 최저임금위원회에서 전년 대비 2.9% 인상된 시급 8,590원으로 최저임금이 결정되었다.

5번 정규직 비율의 증대 등과 같은 고용안정성에 관한 질문의 응답 결과는 '정규직 증가 정책의 점진적 진행'(42%)과 '정규직 증가 정책 적극 찬성'(39%)을 선택하여 선택지 1번, 2번의 비율이 특히 높게 나타났다.

6번 소상공인 생계형 적합업종 지정 찬성 여부를 묻는 문항은 선택지 1번 '반드시 필요'(50%)와 2번 '법 취지에 동의하며 지정에는 신중'(32%)을 선택 비율이 높았다. 특히 가장 진보적인 내용을 담고 있는 선택지 1번의 비율이 50%를 초과한 유일한 문항이다.

7번 종합부동산세 수준에 대한 문항에서는 현재 수준보다 대폭 인상(37%)하거나 소폭 인상을 검토(28%)해야 할 필요가 있다는 의견이 다수를 점했다. '잘 모르겠음'의 비율이 7%로 다른 문항의 평균 수준(5%)에 비해 높게 나타났다.

8번 고교 및 대학 교육의 방향성 문항은 '평등 교육 신중히 검토하여 진행'(39%)과 '평등 교육 취지에 적극 동의'(33%) 의견이 70% 이상을 차지했다. 한국 사회의 지나친 사교육 경쟁에 대한 경계심이 반영된 것으로 보인다.

9번 다문화사회 정책 방향성 문항은 '선별적 이주 등 신중하게 결정'(40%)과 '적극적으로 다문화 사회를 지향'(22%)이 다수를 점했지만, '빠르게 다문화 사회가 진행되는 것에 반대 입장'이 23%로 나타나는 등 이전 문항에 비해 보수적 선택지 응답 비율이 증가했다.

10번 성소수자 사회적 권리의 제도적 인정을 묻는 문항은 다른 문항과 사뭇 다른 결과가 관찰되었다. 가장 진보적인 내용을 가진 1번 선택지 응답 비율이 가장 낮았으며 1번과 2번 선택지를 합한 수치가 50%에 달하지 못한 유일한 항목이었다.

기초분석 결과 남북통일 희망여부에 대한 응답결과는 찬성 비율이 반대의 두 배 이상 높았다. 최저임금 수준 등을 묻는 주요 사회현안 각 문항의 1번~5번 선택지를 모두 더하여 총응답수로 나눈 비율은 다음과 같다. 1번(가장 진보적 선택지)

43%, 2번(진보적 선택지) 53%, 3번(보수적 선택지) 22%, 4번(가장 보수적 선택지) 15%, 5번(잘 모르겠음) 7%.

Ⅲ. 정책방향성 선택과 진보, 보수, 중도 판단 분석

1. 정책방향성 선택과 진보, 보수, 중도 판단

기초분석 결과 보수적 견해인 3, 4번 선택지에 비해 진보적 견해인 1, 2번 선택 비율이 전체적으로 높았다. 본 논문의 논점과 관련해, 응답 결과에서 진보, 보수, 중도의 각 정치성향별 특징을 도출할 수 있는지 검증하기 위해 아래 식 (1)과 같은 추정모형을 설정하였다.⁶⁾

$$\begin{aligned}
 \text{정치성향판단}_i = & b_0 + b_1 \text{연령}_i + b_2 \text{결혼}_i + b_4 \text{거주지역}_i \\
 & + b_5 \text{근로형태}_i + b_6 \text{월소득}_i + b_7 \text{학력}_i + b_8 \text{통일}_{ij} \\
 & + b_9 \text{최저임금}_{ij} + b_{10} \text{고용형태}_{ij} + b_{11} \text{적합업종}_{ij} + b_{12} \text{중부세}_{ij} \\
 & + b_{13} \text{교육}_{ij} + b_{14} \text{다문화사회}_{ij} + b_{15} \text{성소수자}_{ij} + \epsilon_{ij} \quad (1)
 \end{aligned}$$

식 (1)의 종속변수인 정치성향판단은 설문지 1번 문항의 선택지 1번(매우 진보적)~5번(매우 보수적) 값이다. 독립변수에서 성별, 결혼여부, 거주지역, 통일은 더미변수이고 그 외 연령, 월소득, 최저임금 등의 변수는 연속형 변수로 처리하였다. 최저임금 등 연속형 사회현안 변수는 가장 진보적인 선택지 1번이 -3, 진보적 선택지 2번이 -1, 보수적 선택지 3번이 1, 가장 보수적인 선택지 4번이 3의 값을 가진다.

식 (1)에 이항로짓(binary logit)모형 적용을 위해 스스로의 정치성향 응답결과

6) 이 추정모형의 기본 가정은 다음과 같다. 가정 1. 종속변수와 연속형 독립변수는 일정한 간격을 가진 척도(등간 척도)로 구성된다. 가정 2. 독립변수의 변화에 따라 정치성향 판단 확률이 일정하게 변화한다.

를 진보(매우 진보적+진보적), 보수(보수적+매우 보수적), 중도로 정리하였다. 따라서 종속변수는 진보, 보수, 중도의 각 정치성향 판단에 관한 것으로 다음과 같이 구성된다. 진보=0, 1, 보수=0, 1, 중도=0, 1.

이항로짓모형은 다음과 같은 로지스틱 분포를 바탕으로 한다.⁷⁾

$$F = \frac{\exp(\beta' x_i)}{1 + \exp(\beta' x_i)} \quad (2)$$

확률 값은 다음 식 (3)과 같이 표현되며, ϵ_i 는 로지스틱 분포를 따른다.

$$\text{prob}(y_i = 1 | x_i, \epsilon_i) = \frac{\exp(\beta' x_i + \sigma \epsilon_i)}{1 + \exp(\beta' x_i + \sigma \epsilon_i)} \quad (3)$$

설문 결과에 의해 관찰된 응답자의 특징 Z_i 를 다음과 같이 설정하면,

$$Z_i = \beta_0 + \beta_1 X_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \dots + \beta_k X_{ij} \quad (4)$$

응답자 i 가 본인의 정치성향을 진보(또는 보수, 중도)라고 판단할 확률은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\Pr(Y_i = 1) = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}}, \quad \Pr(Y_i = 0) = \frac{1}{1 + e^{Z_i}} \quad (5)$$

7) 통계분석에서 이항로짓(binary logit)모형 적용은 Greene(2016)을 참조하였으며, 데이터 분석에 계량경제분석 프로그램 NLOGIT(v.6)을 사용하였다. 이항로짓모형에 관한 보다 상세한 내용은 Greene(2016)을 참조하기 바란다.

우도함수(likelihood function)는 식 (6)과 같이 표현되며, 최우추정법(MLE: maximum likelihood estimation)을 적용한다.

$$L(\beta) = \prod_{i=1}^N \Pr(Y_i) = \prod_{i=1}^N \left(\frac{1}{1+e^{-Z_i}} \right)^{Y_i} \left(\frac{1}{1+e^{Z_i}} \right)^{1-Y_i} \quad (6)$$

식 (1)에 대한 이항로짓모형 분석에서 독립변수의 부호 해석은 인구통계 변수에서 부호가 양(+)이면 해당 변수(의 증가)가 진보, 보수, 중도의 각 성향 판단 확률 증가로 이어진다는 것을 의미하며, 사회현안 변수 중 통일 역시 동일하다.

한편, 연속형 사회현안 변수의 경우 부호가 양(+)이면 보수적 견해(3번, 4번) 선택의 증가가, 그리고 음(-)이면 진보적 견해(1번, 2번) 선택의 증가가 각 성향 판단 확률 증가로 이어진다는 의미이다. 따라서 최저임금 등 연속형 사회현안 변수는 진보 범주에서 음(-)부호, 보수 범주에서 양(+)부호일 것으로 기대된다. 중도 범주에서는 사안에 따라 양(+) 또는 음(-) 부호를 가질 것으로 예상된다. 분석 결과는 아래 표 4와 같다.⁸⁾

<표 3> 정책 방향성 선택과 진보, 보수, 중도 판단

구분	진보			보수			중도		
		b	exp(b)		b	exp(b)	b	exp(b)	
상수	**	-1.040	0.354	**	-1.311	0.270	-0.266	0.766	
연령	**	-0.196	0.822	*	0.184	1.202	0.059	1.061	
월소득	*	0.079	1.082		-0.008	0.992	-0.052	0.950	
학력		0.017	1.017		0.032	1.033	-0.059	0.943	
성별	*	-0.262	0.770	***	-0.566	0.568	***	0.484	1.623
결혼		-0.274	0.761		0.125	1.133	0.159	1.173	
수도권		-0.176	0.839		0.198	1.219	0.041	1.042	
경상권		-0.094	0.910		0.196	1.217	-0.026	0.974	

8) 범주형 독립변수인 거주지역, 근로형태 변수에서 참조집단(reference group)은 각각 충청권, 자영업이다.

전라권	*	0.518	1.678	***	-1.480	0.228		-0.049	0.952
강원권		-0.141	0.869		-0.352	0.704		0.319	1.375
제주권		-0.576	0.562		0.488	1.629		0.098	1.102
사업주		0.623	1.864		-0.500	0.607		-0.238	0.788
임금근로자		-0.146	0.864		-0.398	0.672		0.340	1.405
주부		0.109	1.115		-0.519	0.595		0.166	1.180
학생		-0.721	0.486		-0.756	0.469	**	0.884	2.422
휴무직		-0.035	0.966		-0.406	0.666		0.259	1.295
통일	***	0.608	1.836	***	-0.850	0.428		-0.012	0.988
최저임금	***	-0.200	0.819	**	0.162	1.176		0.056	1.057
고용안정성		0.009	1.009	**	0.170	1.186	*	-0.115	0.891
적합업종		-0.044	0.957		-0.046	0.955		0.001	1.001
중부세	***	-0.151	0.860		-0.011	0.989	**	0.114	1.121
교육	***	-0.235	0.791	**	0.152	1.164		0.066	1.068
다문화		0.011	1.011		-0.025	0.975		0.016	1.016
성소수자	***	-0.248	0.780	***	0.389	1.475		0.008	1.008
		Data 1250			Data 1250			Data 1250	
		Pseudo R-squared 0.106			Pseudo R-squared 0.156			Pseudo R-squared 0.03	

Note: Pseudo R-squared은 McFadden Pseudo R-squared을 의미하며 다음과 같이 계산된다. $Pseudo R^2 = 1 - \log L / \log L_0$

연령 변수는 진보 범주에서 음(-), 보수 범주에서 양(+)부호를 가지며, 연령 한 단위가 증가하면 진보 성향 판단 승산(odds)이 18% 감소하며, 보수 성향 판단 승산은 20% 증가하는 것으로 나타났다. 월소득은 한 단위 증가할 때 진보성향 판단 승산이 8% 증가하는 경향이 관찰되었다. 성별 변수에서 여성이 남성 대비 진보 및 보수 성향이라고 판단할 승산은 각각 23%, 43% 낮으며, 중도로 판단할 승산은 1.6배인 것이 관찰되었다.

거주지역 변수에서 전라권 거주자는 참조집단인 충청권 거주자에 대해 진보성향 판단 승산이 68% 더 높으며, 보수성향으로 판단할 승산은 78% 낮았다. 이 결과는 연구가설 1번을 지지한다. 근로형태 변수에서 학생은 참조집단인 자영업에 대해 중도로 판단할 승산이 2.4배 높은 것으로 나타났다. 한국 사회에서 대학생(또는 대학원생)은 진보성향을 가지는 대표적인 집단으로 인식되어 왔다. 그럼에도 중도 범주에서 통계적 유의성을 가지는 결과가 관찰된 것은 최근의 ‘보수적인 20대’ 논쟁

과 함께 현재 대학생의 정치성향이 기존의 사회 통념과 다를 수 있다는 것을 보여주는 결과로 생각된다.

월소득의 증가는 진보 범주에서 승산 증가로 이어지는 것이 관찰되었다. 이 결과는 연구가설 2번과 간접적으로 관련이 있다고 할 수 있겠지만, 직접적으로 지지한다고 보기 어렵다.

사회현안 변수 중 남북통일 찬성을 선택하는 경우 진보성향 판단 승산이 84% 증가하며, 보수성향 판단 승산은 57% 감소하는 것으로 나타나 연구가설 3번이 지지되었다.

다음 연도(2020) 최저임금 수준 변수에서 보수적 견해(3, 4번)를 지향할 경우 진보성향 판단 승산이 18% 감소하며, 보수성향 판단 승산은 18% 증가하는 것이 관찰되었다. 이 결과는 최저임금 사안에서 진보-보수의 의견이 일관된 방향성을 가지고 대립하는 것을 나타내며, 연구가설 4번이 지지되었다고 할 수 있다.

정규직 비율 증대를 위한 정부개입 동의 여부를 묻는 고용안정성 변수에서 정부개입 반대 견해를 선택할 경우 보수성향 판단 승산이 19% 증가하고, 정부개입 찬성 견해를 선택하면 중도성향 판단 승산이 11% 증가하는 것으로 나타났다. 이것은 고용안정성 사안에서 진보적 선택을 하는 경우 스스로의 정치성향에 대해 중도성향이라고 판단할 가능성이 높다는 것을 의미하며, 연구가설 5번은 지지되지 못하였다.

종합부동산세 수준을 묻는 문항에서 종부세 인상을 지향할 경우 진보성향 판단 승산이 14% 증가하며, 종부세 인하를 지향하는 경우 중도성향 판단 승산이 12% 증가하는 것이 관찰되었다. 종부세와 관련해 보수적 선택을 하는 경우 중도성향이라고 판단할 가능성이 높은 것으로 나타났으며, 연구가설 7번은 지지되지 못하였다.

경쟁교육 또는 평등교육 지향성을 묻는 교육변수에서는 보수적 견해를 지향할 경우, 진보성향 판단 승산이 21% 감소하며 보수성향 판단 승산이 16% 증가하는 것으로 나타났다. 이 결과 역시 진보-보수의 의견이 일관된 방향성을 가지고 대립하는 것을 나타내며, 연구가설 8번이 지지되었다.

성소수자 사회적 권리의 제도적 인정에 관한 변수에서는 보수적 견해를 지향하

면 진보성향 판단 승산이 22% 감소하며, 보수성향 판단 승산이 48% 증가하는 것이 관찰되었다. 성소수자 변수에서도 진보-보수의 의견이 일관된 방향성을 가지고 대립하는 것이 관찰되었으며, 연구가설 10번이 지지되었다.

통일 변수의 진보성향 판단 승산과 성소수자 변수의 보수성향 판단 승산은 통계적 유의성이 높고 계수의 절대값도 상대적으로 커, 다른 사안에 비해 진보성향층과 보수성향층의 의견이 선명하게 나뉘는 것으로 보인다.

생계형 적합업종 및 다문화 사회 변수에서는 통계적으로 유의한 결과가 관찰되지 않아, 연구가설 6번과 7번은 지지되지 못하였다.

한편 진보, 보수, 중도 각 모형의 유사결정계수(pseudo R-squared) 값에서 현저한 차이가 발견되어, 본 연구에서 설정된 통계모형에 의해 보수성향 집단의 선택이 가장 높은 수준으로 설명되었다고 할 수 있다.

이상의 분석결과를 바탕으로 각 사안에 대해 진보적 견해와 보수적 견해를 선택한 응답자가 판단한 소속 집단을 다음 표 4에 정리하였다.

<표 4> 주요현안 별 진보적 견해 및 보수적 견해의 주체

사회현안	진보적 견해	보수적 견해
통일	진보	보수
최저임금	진보	보수
고용안정성	중도	보수
적합업종	-	-
종부세	진보	중도
교육	진보	보수
다문화	-	-
성소수자	진보	보수

표 4를 통해 한국 사회의 주요 현안에서 진보적 견해와 보수적 견해가 방향성을 가지고 대립하는 사안을 확인할 수 있으며, 사안 별 대립되는 견해의 주체가 스스로의 정치성향에 대해 어떻게 판단하고 있는지 설명 가능하다. 통일, 최저임금, 교육, 성소수자 사안에서는 진보, 보수 성향층으로 의견이 나뉘는 것으로 관찰되었

다. 계수의 절대값 크기를 통해, 통일과 성소수자 사안에서 진보성향 시민과 보수성향 시민 간 의견 차이가 특히 선명한 것으로 보인다.

고용안정성 사안에서는 진보적 견해 지향이 중도성향 판단 승산 증가로 이어졌다. 고용불안정에 의한 사회적 불안감 고조가 표본의 56%를 차지하는 중도성향층의 선택에 영향을 미친 것으로 보인다. 종합부동산세 사안의 결과는 흥미로운 발견이라고 할 수 있다. 종부세 인하 정책 선호가 중도성향 판단 승산 증가로 이어지는 결과는 만약 종부세 대폭 인상 정책이 시행될 경우 중도 성향층의 정부 또는 여당에 대한 지지율 하락으로 이어질 가능성을 시사한다.

IV. 결 론

1. 요약 및 한계점

본 연구는 전국 규모 설문조사 자료를 바탕으로 한국 시민의 사회현안 정책방향성 선택 및 정치성향 판단 분석을 진행하였다. 분석 결과 다음과 같은 연구가설이 지지되었다.

- H1 전라권 거주자는 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H3 남북통일을 희망하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H4 최저임금 인상을 지향하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H8 평등 교육문화를 지향하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.
- H10 성소수자 사회적 권리의 제도적 인정을 지향하는 경우 진보성향 판단 가능성이 높을 것이다.

한편, 고용안정성과 종합부동산세 변수에서는 본 연구에서 설정한 진보적 및 보수적 방향성에서 예측하지 못한 다음과 같은 결과가 관찰되었다.

H5' 고용안정성 사안에서 정부 개입에 의한 고용안정성 증대 지향은 중도 성향 판단 승산 증가로 이어진다.

H7' 종합부동산세 사안에서 종부세 인하 지향은 중도성향 판단 승산 증가로 이어진다.

이 결과는 고용안정과 종합부동산세 인하를 추구하는 중도성향층의 지향이 데이터를 통해 관찰된 것으로 보인다. 특히 종합부동산세 변수에서의 관찰 결과는 최근 종부세 인상 정책 기조가 이어지자 집권당에 대한 중도 성향층 지지율이 하락한 현상을 설명할 수 있는 결과로 보인다.

이상의 분석을 통해 본 연구는 한국 시민이 사회 주요현안에 있어 어떠한 방향성을 선호하며, 이것이 진보, 보수, 중도 의식에 영향을 미치는지 검토하였다. 이를 통해 한국의 생산 및 소비의 주체에 대한 이해를 심화하는데 일조한 것으로 생각된다.

그러나, 본 연구에서 설정한 적합업종과 다문화 변수에서는 응답자들의 선택에서 통계적 유의성을 가진 특정 경향성이 관찰되지는 않았다. 이것은 해당 사안이 가지는 복잡성과 적합업종 및 다문화 사안에 대해 응답자들이 가지고 있는 정보의 양과 질에 존재하는 편차가 결과에 영향을 미친 것으로 보인다. 하지만, 다른 한편으로 설문지 디자인이 가지는 한계에 의한 것일 수도 있다는 점 역시 배척할 수 없다. 또한, 본 연구에서는 진보의 개념을 먼저 설정하고 그 반대 지향을 보수의 방향으로 설정하였다. 그 결과 가설 5와 가설 7에서 중도 지향성이 새롭게 관찰되었는데 이것은 본 연구에서 설정한 통계모델이 예측하기 어려운 방향성이었다. 한국에서의 중도 지향성이 가지는 실체에 대한 접근을 향후 연구과제로 삼고자 한다.

이에 본 논문은 한국 시민의 진보, 보수, 중도 의식을 완전하게 설명하는 완성형이 아니라, 현재 한국의 주요 현안에 대한 논의를 바탕으로 '한국적' 진보, 보수, 중도의 의미를 탐색하고자 하는 실험적 연구로 위치 매김하고자 한다.

한편, 한국 사회의 인구 구성에서 50대 이상이 차지하는 비중이 지속적으로 상승하고 있어 진보, 보수, 중도라는 정치성향 뿐만 아니라 연령대(또는 세대)를 중심으로 한국 시민의 사회경제적 선택을 분석할 필요성이 높아지고 있다. 강원택(2013)은 한국 고령층(60대 이상)의 낮은 소득수준을 저소득층의 '계급 배반' 투표

현상의 주된 배경으로 지적하고 있으며, 다른 한편으로 최근 ‘20대의 보수화’가 한국 사회에 큰 반향을 일으키고 있다. 본 연구에서는 연령이 감소할수록 진보성향 판단 비율이 높은 것으로 나타났지만, 특히 큰 주목을 받고 있는 20대 남성의 보수화를 고려한다면 남녀 성별을 구분하여 분석을 진행할 필요성이 대두된다. 정치성향 별 갈등 양상과 또 다른 형태의 갈등이 연령대별(또는 세대 간) 분석에서 관찰되는지 분석이 필요하다. 이상의 본 연구의 한계 극복과 새로운 관점에서의 자료 분석을 향후 과제로 삼고자 한다.

2. 미래사회에 대한 시사점

한 사회의 미래에 중대한 영향을 미칠 수 있는 주요 사안에 대해서는 해당 사회 구성원들 간의 정확한 정보 공유, 의견 교환 및 합의, 그리고 합리적 선택이 중요하다 할 수 있다. 그러나 현실에서 이러한 상식이 통용되는 않는 경우가 자주 발견된다. 오랜 민주주의의 역사를 가지고 있으며 토론 문화를 중요시하는 영국조차 브렉시트(BREXIT) 결정 과정에서 내부 구성원 간의 갈등과 반목에 의한 심각한 후유증에 시달린 것으로 알려져 있다. 찬성파와 반대파의 일부 구성원들은 상대방의 주장에 대해 정확한 이해를 바탕으로 논의를 한 것이 아니었으며, 심지어 브렉시트의 의미조차 이해하지 못한 채 투표장으로 향했다고 한다.

그 결과 다수의 경제전문가들이 브렉시트는 영국 경제에 결코 도움이 되지 않을 뿐만 아니라, 특히 미래 세대에게 큰 타격이 될 수 있다고 지속적으로 경고했음에도 불구하고 영국의 EU 탈퇴가 결정되었다. 내부 구성원 간의 갈등으로 인해 충분한 논의와 정확한 정보 획득 없이 영국의 정치·경제·사회 환경이 완전히 달라지는 선택을 하게 된 것이다. 그리고 이러한 미래에 대한 새로운 리스크는 주요 글로벌 기업들이 잇따라 영국에서 다른 지역으로 주요 거점을 옮기게 하였다.

본 논문은 한국 사회의 주요 현안에 대해 진보적 및 보수적 방향성을 설정하는 것에서 논의를 시작하였다. 그리고 선호하는 정책방향성과 응답자 스스로의 진보, 보수 성향 판단과의 관계 분석을 시도하여 상술한 바와 같은 주요 결과를 발견하였다. 이러한 발견이 한국 사회의 미래상과 관련된 주요 현안에 대해, 내부 구성원인 진보, 보수, 중도층의 논의 과정에서 상호 간의 이해와 합의를 추구하는데 의미 있는 자료가 되기를 기대한다.

참고문헌

- 강원택, 2005, 한국의 이념 갈등과 진보보수의 경계, *한국정당학회보*, 4(2), pp. 193-217.
- 강원택, 2013, 한국 선거에서의 '계급 배반 투표'와 사회 계층, *한국정당학회보*, 12(3), pp. 5-28.
- 김명지, 2020, 지지율하락에 놀랐나... 종부세 등 부동산5법 재추진, *접속날짜: 2020.07.30.*, 조선비즈, https://biz.chosun.com/site/data/html_dir/2020/07/02/2020070202951.html.
- 김호기, 2007, 사회갈등과 거버넌스, *현대사회와 문화*, 1(1), pp. 97-126.
- 박길성, 2008, 한국사회의 갈등지형과 경향, *한국사회*, 9(1), pp. 5-30.
- 박혁진, 2018.10.22, 주간조선·입소스코리아 '한국인의 정치지형 10년 변화' 여론조사, *접속날짜: 2019.12.15*, *주간조선*, <http://weekly.chosun.com/client/news/viw.asp?nNewsNumb=002529100001&ctcd=C01>.
- 서환주, 2019, 경제와 정치의 상호작용에 대한 새로운 탐색: 조절 이론 및 제도주의 정치경제학을 중심으로, *현장성과 다양성 강화를 위한 논쟁과 소통의 장*, 한국사회경제학회 2019 가을학술대회 자료집.
- 우경봉·이근·나희승·조봉현·곽성일·최용훈, 2019, *동아시아와 통일한국 경제*, 한국방송통신대학교 출판문화원.
- 조지 레이코프, 2015. *코끼리는 생각하지마* (유나영 옮김), 와이즈베리.
- 정동준·김선·김희정·나용우·문인철·송영훈·최규빈·임경훈·이정옥, 2019, *2018 통일의식조사*, 서울대학교 통일평화연구원.
- 채장수, 2003, 한국사회에서 좌파 개념의 설정, *한국정치학회보*, 37(2), pp. 219-238.

- 채장수, 2004, 한국 좌파집단의 인식과 지향, *한국정치학회보*, 38(3), pp. 93-112.
- Aidt, T.S., Castro, V., and Martins, R., 2018. Shades of red and blue: government ideology and sustainable development. *Public Choice*, 175, pp. 303-323.
- Everett, J.A.C., 2013. The 12 Item Social and Economic Conservatism Scale (SECS). *PLoS ONE*, 8(12), e82131, pp. 1-11.
<<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0082131>>.
- Fosgaard, T.R., Hansen, G.L., and Wengström, E., 2019. Cooperation, framing, and political attitudes. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 158, pp. 416-427.
- Jarrodi, H., Byrne, J., and Bureau, S., 2019. A political ideology lens on social entrepreneurship motivations. *Entrepreneurship and Regional Development*, 31(7-8), pp. 583-604.
- Kroh, M., 2005. Surveying the Left-Right Dimension: The Choice of a Response Format. *German Institute for Economic Research Socio-Economic Panel Study Discussion Papers*, 491, German Institute for Economic Research.
- Thomsson, M.K. and Vostroknutov, A., 2017. Small-world conservatives and rigid liberals: Attitudes towards sharing in self-proclaimed left and right. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 135, pp. 181-192.
- William H.G., 2016. *NLOGIT VERSION6 Reference Guide*, Econometric Software, Inc.

부 록

1. 귀하는 스스로를 진보와 보수 중 어느 성향에 속한다고 생각하십니까?

- ① 매우 진보적이다. ② 진보적이다. ③ 진보와 보수의 중간 정도다.
④ 보수적이다. ⑤ 매우 보수적이다.

2. 위 1번 질문(성향 판단)과 관련해, 가장 중요한 판단 기준은 다음 중 어느 것입니까? (2개 선택)

- ① (과거 포함) 지지하는 인물 또는 정당의 정치적 색채 관련
② 경제문제 관련(최저임금, 부동산 등 성장과 분배)
③ 통일 및 외교, 안보문제 관련
④ 교육문제 관련
⑤ 다문화 정책 관련(경제적 이민 수용 등)
⑥ 성소수자문제 관련
⑦ 출신지역, 가정 및 주위의 전반적인 분위기
⑧ 막연히(잘 모르겠다)
⑨ 기타

3. 귀하는 남북통일을 원하십니까?

- ① 예 ② 아니요

4. 최저임금 관련해 최근 사회적 논의가 뜨겁습니다. 내년(2020년) 최저임금 수준과 관련해 다음 중 어느 의견에 동의하십니까?

<설명> 2019년 최저임금은 시급 8,350원이며, 월급 기준 174만 5천 원입니다. 작년(2018년) 대비 10.9% 인상된 금액입니다(시급은 원 단위, 월급은 백 원 단위에서 반올림). 최근 한국 사회의 여러 상황을 고려한다면 내년(2020년)에는 어느 정도 수준의 최저임금에 동의하십니까?

① 대폭 인상: 2020년은 추가 10% 인상하여 시급 9,190원, 월급 192만 원을 실시해야 한다.

② 소폭 인상: 2020년은 추가 5% 인상하여 시급 8,770원, 월급 183만 2천 원을 실시해야 한다.

③ 소폭 인하: 2020년은 5% 인하하여 시급 7,930원, 월급 165만 8천 원을 실시해야 한다.

④ 대폭 인하: 2020년은 10% 인하하여 시급 7,520원, 월급 157만 1천 원을 실시해야 한다.

⑤ 잘 모르겠다(관심 없다).

5. 최근 우리나라 기업의 고용형태와 관련해 다음 중 어느 의견에 동의하십니까?

① 비정규직 비율을 줄이는 정규직 증가 정책에 적극 찬성하며, 이를 위한 획기적 대책이 필요하다.

② 정규직 증가 정책에 대체로 찬성하며, 점진적으로 진행되는 것이 바람직하다.

③ 비정규직 문제 해결에 정부가 개입하는 것에 대체로 반대하는 입장이다.

④ 비정규직 문제 해결에 정부가 개입하는 것에 적극 반대하며, 고용유연화는 자유로운 경제활동을 위해 기업의 자율에 맡겨야 할 문제다.

⑤ 잘 모르겠다(관심 없다).

6. 소상공인 생계형 적합업종 지정과 관련해 다음 중 어느 의견에 동의하십니까?

<설명> 2018년 12월 13일 「소상공인 생계형 적합업종 지정에 관한 특별법」이 시행되었습니다. 소상공인 생계형 적합업종으로 지정되면 대기업의 해당 업종 진출 또는 확장이 5년 동안 금지됩니다. 법 위반이 발견되면 중기부(중소벤처기업부) 장관은 위반한 대기업에 대해 시정명령을 내릴 수 있습니다. 중기부 장관은 시정명령을 이행하지 않는 기업에게 관련 매출액의 5% 이내에서 이행강제금을 부과할 수 있으며, 사법처리에 의해 2년 이하의 징역 또는 1억 5천만 원 이하의 벌금 등 형사처벌도 뒤따릅니다.

- ① 대기업의 독점을 막고 중소기업 보호를 위해 반드시 필요하다고 본다.
- ② 법 취지에 동의하지만 많은 업종이 지정되지 않도록 신중해야 한다.
- ③ 법 취지에 동의하지 않으며, 5년 후에는 폐지되어야 한다.
- ④ 자유로운 기업활동에 대해 지나치게 간섭하는 것이라 적극 반대한다.
- ⑤ 잘 모르겠다(관심 없다).

7. 한국의 부동산 문제와 관련해 종합부동산세 논란이 있습니다. 다음 중 어느 의견에 동의하십니까?

<설명> 종합부동산세는 보유하는 주택 또는 토지의 가격을 기준으로 부과되는 세금입니다. 고가의 주택, 토지를 보유하거나 다수의 주택, 넓은 토지를 보유할 경우 높은 금액이 부과됩니다. 종합부동산세는 보유 부동산의 금액에 따라 차등 부과되고 있습니다. 알고 계시는 정보 또는 한국 주택상황에 대한 대략적인 느낌을 바탕으로 정책을 선택해 주십시오.

- ① 부동산 문제에 정부가 적극 개입해야 하며 종합부동산세의 대폭 인상이 필요하다.
- ② 부동산 문제의 해결이 필요하며, 종합부동산세의 소폭 인상을 검토해야 한다.
- ③ 부동산이 경기 활성화에 도움이 되는 만큼 종합부동산세의 소폭 인하를 검토해야 한다.
- ④ 부동산 문제에 정부가 개입하는 것에 적극 반대하며, 종합부동산세를 대폭 인하해야 한다.

⑤ 잘 모르겠다(관심 없다).

8. 한국의 고교 및 대학 교육에 대해 다음 중 어느 의견에 동의하십니까?

<설명> 평등교육을 지향하는 입장에서는 고등학교 사교육(과외 등) 문제 해결을 위해 대학입시제도의 다변화 및 대학교 평준화 등을 주장합니다. 경쟁교육을 지향하는 입장에서는 시험과 같은 경쟁을 통해 학생들의 능력을 더욱 키워야 한다고 주장합니다. 현재 정부의 교육정책 방향은 방과후 영어수업 금지 등 평등교육의 흐름이라고 할 수 있습니다. 다만, 각 시도별 교육감의 성향은 지역에 따라 다소 다릅니다. 향후 교육정책의 방향성에 대해 평등교육에 찬성하는지 경쟁교육에 찬성하는지 선택해 주십시오.

예) 서울 조희연교육감: 평등 지향, 경기 이재정교육감: 평등 지향, 대구 강은희교육감: 경쟁 지향

① 평등교육의 취지에 적극 동의하며, 대학 서열화, 고교 사교육 문제 등을 해결하기 위해 관련 제도를 조속히 도입해야 한다.

② 평등교육의 취지에 동의하며, 신중히 검토하여 진행해야 한다.

③ 경쟁교육의 취지에 동의하며, 신중히 검토하여 진행해야 한다.

④ 경쟁교육에 적극 동의하며, 고교 비평준화(지역 명문고 부활 등) 실시 등 경쟁을 통한 실력 배양에 더욱 노력해야 한다.

⑤ 잘 모르겠다(관심 없다).

9. 다문화정책과 관련해 다음 중 어느 의견에 동의하십니까?

<설명> 한국의 인구가 빠르게 감소하고 있어 향후 심각한 노동력 부족 문제에 직면할 것으로 보입니다. 한국의 노동력 문제 해결을 위해 동남아시아 등 저임금국가 노동력을 한국으로 유치하는 정책이 실시될 가능성이 있습니다. 한국의 노동력 부족을 해결하기 위해 외국인 노동자의 한국 이주에 찬성하는지 선택해 주십시오.

① 단일민족이라는 개념에 구애 받지 말고 더욱 적극적으로 다문화사회를 지향해야 한다.

② 노동력 부족 문제 해결방안이라는 것에는 동의하지만 선별적 이주 등 신중히 결정해야 한다.

③ 한국이 빠르게 다문화사회가 되는 것에 반대 입장이며 이민 문제는 신중히 검토해야 한다.

④ 더 이상의 다문화사회 진행에 적극 반대하며, 출산장려 등 다른 해결책을 찾아야 한다.

⑤ 잘 모르겠다(관심 없다).

10. 성소수자(LGBT: 여성 및 남성 동성애자, 양성애자, 성전환자) 간의 결혼 인정에 대해 다음 중 어느 의견에 동의하십니까?

<설명> 성소수자는 영어 약자 LGBT로 자주 표기되며, 여성 및 남성 동성애자, 양성애자, 성전환자를 의미합니다. 최근에는 LGBT에 무성애자, 제3의 성 등을 포함하여 성 정체성에 있어 사회적 소수자 전반을 나타냅니다. 일부 해외국가에서는 동성 간의 결혼을 인정하는 등 성소수자의 제도적 지원을 실시하고 있습니다. 이러한(동성결혼 인정 등) 경우 우리가 납부한 세금이 그 재원으로 사용됩니다.

① 성소수자의 권리 보장을 위해 동성결혼 인정 등의 정책이 조속히 시행되어야 한다.

② 성소수자 관련 정책을 긍정적인 방향으로 신중히 검토하겠다.

③ 성소수자의 제도적 인정에 부정적이다.

④ 성소수자 관련 문화에 적극 반대하며 어떠한 제도적 인정도 거부한다.

⑤ 잘 모르겠다(관심 없다).

A Study on the Consistency of Policy Preference and Political Consciousness for Korean Citizen

Woo, Kyoungbong*

Abstract

This study analyzes the consistency of relationship between the choice of policy preference and the political consciousness. For the choice of policy preference, the following eight major issues are covered as model variables Korea reunification, minimum wage, employment stability, types of business suitable for livelihood of micro enterprises(생계형 적합업종), comprehensive real estate holding tax(종합 부동산세), education culture, multi-cultural society, and sexual minority. A national survey response from 1250 individuals collected in January 2019 were used for the statistical model. The main results are indicated below. Statistically significant consistency of relationship between the choice of policy preference and the political consciousness has been observed with the variables of the social issues of Korea reunification, minimum wage, education culture, and sexual minority. In particular, the variables of Korea reunification and sexual minority have been shown to have a significant impact on the increase in Korean citizens' conservative disposition. There is an increase of odds of Korea citizens being the moderate disposition if they make a progressive choice in the employment stability. The conservative choice in the comprehensive real estate holding tax variable was high, leading to an increase in the odds of moderate disposition of Korean citizens.

Key word : policy preference, progressivism, conservatism

* Korea National Open University, Department of International Trade, associate Professor, wkb@knou.ac.kr

기업의 사회적 책임활동이 기업가치에 미치는 영향*

- 국내 재벌기업과 중국기업의 비교를 중심으로 -

박준령**

요약

최근 땅콩회항 등 재벌기업의 부정과 관련하여 기업의 사회적 책임활동(Corporate Social Responsibility)에 대한 관심이 증대되고 있다. 기업의 목표가 기업가치의 극대화로 나타나면서 지속 가능 경영과 관련하여 기업의 사회적 책임활동이 더욱 중요하게 나타나고 있다. 중국도 시장을 개방하면서 기업의 사회적 책임활동이 더욱 중요한 과제로 대두되고 있다. 또한, 대중 무역의존도가 높아짐에 따라 중국 내 기업의 사회적 책임활동에 대해 관심을 기울여야 할 필요가 존재한다. 본 연구는 2011~2015년까지의 한국과 중국의 상장기업을 대상으로 분석하였다. 분석결과 전반적으로 기업의 사회적 책임활동과 기업가치가 유의한 양(+)의 관련성이 있음을 발견하였다. 이러한 결과는 적극적인 사회적 책임활동이 기업가치를 증가시키는 중요한 유인임을 제시하고 있어 중국 기업에 대한 진출과 투자 시 기업의 사회적 책임가치에 대한 노력을 더욱 기울여야 함을 시사하는 점에서 공헌점을 갖는다.

핵심 주제어 : 기업의 사회적 책임활동, 기업가치, 토빈의 Q, ESG 평가점수, RKS 평가점수

* 이 논문은 2019년도 부천대학교 교내연구비를 지원받아 수행된 연구임.

** 제1저자, 부천대학교 세무회계과 조교수, sadjr20@bc.ac.kr

<논문 투고일> 2020.08.12 <논문 수정일> 2020.08.17 <게재 확정일> 2020.08.20

I. 서 론

본 연구는 기업의 사회적 책임활동이 기업가치에 미치는 영향을 실증 분석한 논문이다. 최근 기업의 목표가 단순한 이익극대화가 아닌 기업가치의 극대화로 변화하면서 지속가능 경영과 관련하여 기업의 사회적 책임활동(Corporate Social Responsibility: 이하 CSR)에 대한 관심이 더욱 증대되고 있다. 일례로 ‘대한항공’의 소위 땅콩회항과 ‘오뚜기’의 일감 몰아주기 등이 이슈가 되면서 '기업의 사회적 책임활동(Corporate Social Responsibility)'에 대한 관심이 더욱 커진 실정이다.

특히 전국경제인연합회(이하 전경련)과 관련하여 전·현직 대통령을 비롯한 대기업들의 비리 게이트로 인하여 기업의 사회적 책임활동에 대한 자성과 촉구에 대한 사회적 요구는 더욱 강화되고 있다. 현대사회에서 국내 기업들도 점차 수익창출만을 잘하는 기업을 성공한 기업이라고 말하는 것에는 한계가 있다는 것을 인지하면서 기업이 지속가능한 성장을 이루기 위해서는 다양한 이해관계자들의 욕구를 고려하는 기업의 사회적 책임활동을 적극적으로 수행할 필요가 있음을 인지하고, 이를 수행하는 기업들이 점차 증가하고 있다.

한국은 전통적으로 중국과 관련하여 높은 수출·수입 의존도를 보이고 있다. 다음의 <그림1>은 1992년부터 대중국 수출, 수입 의존도 추이를 보여주고 있다.

<그림 11> 대중국 수출-수입 의존도 추이



1) KOTRA 2019년 무역의존도를 기반으로 재작성

소위 G2로 불리는 중국의 기업들도 글로벌 시장에서 공격적인 투자로 인하여 큰 성과를 내고 있으며, 최근 기업의 사회적 책임활동에 대한 관심을 갖고 활발하게 수행하고 있는 실정이다. 중국의 경우 이러한 중국은 점차 국내의 자본시장과 경제 상황에도 큰 영향을 주어 향후 주의 깊게 중국시장을 관찰할 필요성이 더욱 대두되고 있다.

이러한 기업의 사회적 책임활동이 중요하게 인식되면서 기업들은 자본시장에서 기업의 사회적 책임활동 수준에 대한 긍정적인 평가를 받기 위하여 다양한 노력을 기울이고 있다. 그러나 선행연구는 기업의 사회적 책임활동과 관련하여 긍정적인 효과와 부정적인 효과의 혼재된 연구결과를 보고하고 있다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 기업의 사회적 책임활동이 자본시장에 반영되는 효과와 관련하여 혼재된 연구 결과를 정치하게 측정하기 위하여 기업별로 특성이 존재하는지, 즉 재벌기업과 비재벌기업의 특성으로 사회적 책임활동 수준과 성과에 차이가 존재하는지를 검증하고자 한다. 또한 기업의 사회적 책임활동이 국가별로 자본시장에서 차별적으로 반응하는지 구체적으로 분석할 필요성이 존재한다. 중국의 경우 일반적으로 규모가 크고 수익성이 높은 기업은 대부분 국영기업으로 타 기업에 비하여 높은 수준의 사회적 책임활동을 요구할 유인이 존재한다. 따라서 이러한 특성을 구분하여 기업의 사회적 책임활동 수준이 자본시장에 미치는 영향을 검증하여 연구를 수행한다면 보다 정교하게 적극적으로 사회적 책임활동을 수행하는 기업이 궁극적으로 자본시장에서 어떻게 평가받는가를 검증할 수 있을 것이다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 연구와 관련한 선행연구를 검토한 후 연구가설을 설정한다. III장에서는 분석에 사용된 연구모형 및 연구표본에 대해 논의한다. 또한 IV장에서는 실증 분석한 연구결과를 제시하고, 마지막으로 V장에서 연구 결과에 대해 정리하며 결론을 맺는다.

Ⅱ. 선행연구의 검토 및 가설설정

1. 선행연구

기업의 사회적 책임활동이 중요하게 인식되면서 주로 자본시장의 반응과 관련하여 연구가 수행되었다. 먼저 기업의 사회적 책임활동이 자본시장에 긍정적인 영향을 미치는 연구로 기업의 사회적 책임활동 수준이 높을수록 기업의 수익성과 지속성장성 및 신용등급이 높게 나타남을 보고하였다(장지인·최현섭 2010; 정용기 2012; 전홍민·차승민 2013). 또한 자본비용과 관련하여 기업이 적극적인 사회적 책임활동을 수행할수록 기업 고유의 위험을 감소시키며 이로 인하여 정보비대칭을 완화하는 효과로 자본비용이 감소하는 경향이 존재함을 보고하였다(천미림 2012; 이윤경·고종권 2013). 또한 회계투명성과 관련하여 기업의 사회적 책임활동 수준이 높을수록 그렇지 못한 기업에 비하여 이익조정을 적게 발생시키거나 전반적으로 이익조정과 음(-)의 관련성이 있음을 보고하였다.

반면 기업의 사회적 책임활동이 자본시장에 부정적인 영향을 미치는 연구도 다수 보고 되었다. 먼저 환경정보와 관련한 공시 정보가 주가수익률에 음(-)의 관련성을 보고한 연구(정혜영·주진규 1992; 나영·홍석훈 2011)와 사회적 책임활동을 적극적으로 수행하는 기업의 주가수익률이 하락하는 연구결과를 보고하였다(Brammer et al. 2005).

중국은 1908년 대두된 선부론에 따라 적극적인 외자유치와 선진기술 도입을 목표로 기업 활동을 장려하여 기업의 책임을 경제적 책임에 한정하여 기업의 사회적 책임활동은 거의 없었다. 그러나 최근 시진핑 정부가 중국경제의 질적인 성장을 도모하기 위하여 기업의 경영이념을 소비자 및 근로자 권익 보호, 환경보존, 지역사회 발전에 공헌함에 초점을 두어 이전 보다 적극적인 기업의 사회적 책임활동을 촉구하기 시작하였다. 2008년부터 국유기업의 사회적 책임활동을 의무화하여 사적 기업에 비하여 적극적인 활동과 공시를 하기 시작하였다(이찬우 2013). 따라서 국유기업이나 국유지분율이 높은 기업이 보다 높은 수준의 사회적 책임활동을 수행할

가능성이 존재한다.

중국의 사회적 책임활동과 관련하여 李正(2006)은 중국 상장기업을 대상으로 하여 기업의 사회적 책임활동 수준과 기업가치와의 관련성을 연구하였는데 연구결과 CSR수준과 기업가치는 유의한 양(+)의 관련성이 존재함을 보고하였다.

이상의 선행연구는 기업의 사회적 책임활동이 자본시장과 관련하여 한국과 중국 모두 전반적으로 긍정적인 유인이며, 긍정적인 프리미엄을 부여받는 역할을 수행하는 것으로 해석할 수 있다.

2. 가설설정

기업의 사회적 책임과 관련하여 Friedman(1970)은 주주들의 권리(right)를 보호하기 위해 법이나 윤리적 관행을 준수하며 최대의 이윤을 창출하는 것으로 정의하였는데, 이는 기업의 사회적 책임활동을 비용적인 측면으로 간주하여 주주의 부를 감소시키는 행위로 간주하고 있는 있음을 의미한다.

한편 Carroll(1979)은 기업의 사회적 책임을 경제적·법률적·윤리적 그리고 재량적 책임으로 구분하였고, McWilliams and Siegel(2001)은 법에 의한 요구, 회사의 이득을 넘어선 사회적 선을 위해 나타나는 활동으로 정의하였다.

이처럼 기업의 사회적 책임은 다양하게 정의되었는데, 최근의 선행연구는 기업의 사회적 책임에 대해 일반적인 경제적 책임을 넘어선 보다 넓은 영역에 대한 기업의 책임을 요구하는 공통점을 가진다.

그러나 기업의 사회적 책임활동에 대한 다양한 연구가 수행됨에도 불구하고 자본시장에서 기업의 사회적 책임활동에 대한 일관성 있는 결론을 제시하지 못하고 있는 실정이다. 이렇듯 혼재된 연구결과들에 대한 이유로 본 연구는 다음의 현상을 주목하고 있다.

먼저 선행연구는 기업의 사회적 책임활동과 관련하여 비용의 관점에서 접근하였다. 이와 관련하여 주로 기부금과 광고선전비, 그리고 교육훈련비 지출을 기업의 사회적 책임활동의 촉진 유인으로 보고하였다(김창수 2009). 이는 곧 기업의 사회

적 책임활동 수준이 높을수록 기부금의 지출이 높고, 광고선전비와 교육훈련비 지출이 큰 기업됨을 의미하며, 이는 곧 기업의 현금 유출을 증가시키는 유인으로 반영될 가능성이 존재한다.

기업의 사회적 책임활동에 적극적인 기업은 전반적으로 재무성과가 우수하며, 이에 대한 프리미엄으로 자본시장에서 높은 신용등급과 낮은 자본조달비용을 부담하게 되는 것으로 보고되었다. 반면 기업의 사회적 책임활동에 적극적인 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 기부금 등의 제반비용의 과도한 지출로 인하여 조세회피 등의 부정적인 유인이 존재할 가능성도 보고되었다. 즉, 기업의 고유한 특성에 따라 기업의 사회적 책임활동 수준에 차이가 발생할 가능성이 존재한다. 따라서 기업의 특성 즉 재벌기업과 비재벌기업의 차이가 기업의 사회적 책임활동을 촉진하는 요인으로 작용할 가능성이 존재한다. 이에 본 연구는 기업을 특성에 따라 재벌기업(대규모기업집단)과 비재벌기업(비대규모기업집단)으로 구분하여 분석을 수행하였다.

또한 중국 기업의 경우 국유기업 혹은 국유지분율이 높은 기업은 중국 정부의 정책에 영향을 받아 그렇지 않은 기업에 비해 보다 적극적으로 기업의 사회적 책임활동을 수행할 가능성이 존재한다. 그러나 선행연구에서 기업가치와 관련하여 상이한 결과가 도출됨에 따라 본 연구에서는 다음과 같은 귀무가설을 설정한다.

가설 : 기업의 사회적 책임활동 수준과 기업가치 간에는 유의한 관계가 없다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 연구모형

본 연구의 목적은 기업의 사회적 책임활동 수준과 기업가치의 관련성을 검증하는 것이다. 제시된 가설을 검증하기 위하여 다음과 같은 연구모형을 설정하였다.

$$TQ_t = a_0 + a_1CSR_t + a_2SIZE_t + a_3LEV_t + a_4CFO_t + a_5GROWTH_t + a_6BETA_t + \sum YD + \sum ID + e$$

여기서, TQ: Tobin-Q 로 측정된 기업가치

$$= \left(\frac{\text{보통주 시장가치} + \text{우선주 시장가치} + \text{부채의 장부가치}}{\text{자산의 장부가치}} \right)$$

CSR: 한국기업지배구조원의 ESG 평가점수 /

Rankings CSR Rating에서 공시한 평가점수

SIZE: 기업규모(Log기말총자산)

LEV: 부채비율(=부채/자본)

CFO: 영업현금흐름을 전기총자산으로 나눈 값

GROWTH: 매출액성장률

BETA: 체계적 위험

YD: 연도더미

ID: 산업더미

위 연구모형식의 종속변수는 기업가치로 유의한 양(+) 또는 음(-)의 값을 갖는 경우 기업의 사회적 책임활동에 따라 기업가치에 영향을 미치는 여부를 확인할 수 있다.

주된 관심변수인 CSR은 한국 기업의 경우 한국기업지배구조원의 ESG 평가점수를 대용변수(proxy)로 측정하며, 중국의 경우 Rankins CSR Ratings: RKS에서 제공하는 평가점수로 측정한다. 기타의 변수들은 선행연구에서 기업가치에 영향을 미치는 변수들로 연구모형을 설정하였다. 기업규모(SIZE)는 정치적 가설에 의해 규모별로 기업가치에 영향을 미칠 수 있어 연구모형에 포함되었고, 부채비율(LEV)은 기업의 재무건전성에 대한 통제변수로 모형에 반영되었다.

2. 표본의 선정

본 연구는 2011년부터 2015년까지 한국증권거래소²⁾에 상장된 기업 중 비금융

업을 영위하는 12월말을 사업연도로 하는 기업을 대상으로 표본을 선정하였다. 이는 표본의 동질성을 유지·확보하기 위한 것이다. 또한 재무자료를 확보할 수 없는 기업과 상·하위 1%에 해당하는 극단치의 표본은 제외하였다. 분석에 필요한 기타 재무정보와 관련한 자료는 한국신용평가정보의 KIS-VALUE에서 추출하였다³⁾. 이상의 조건을 모두 만족하는 표본은 다음의 <표 1>과 같다.

<표 1> 표본기업의 선정절차

구분	한국		중국	
	대규모 기업집단	비대규모 기업집단	국유기업	비국유기업
ESG(RKS) 평가점수를 공시한 기업	1,678	5,314	314	3,254
상·하 1%인 극단치에 해당 또는 재무 자료가 불충분한 기업	(842)	(1,586)	(51)	(234)
최종 표본	836	3,728	263	3,020

Ⅳ. 실증결과

1. 기술적 통계량

<표 2>는 본 연구의 기술적 통계량을 제시하였다. 주된 관심변수인 기업가치와 기업의 사회적 책임활동의 측정치의 평균(중위수)은 각각 2.2478(1.5874)와

2) 중국 기업의 경우 RKS에서 입수 가능한 기업을 대상으로 하였다.

3) 중국의 경우 CSMAR 에서 필요한 데이터를 수집하였다.

0.7542(0.7655)로 나타났다. 구체적으로 대규모기업집단이 비대규모기업집단에 비해 기업가치가 높고 보다 적극적인 사회적 책임활동을 수행하고 있음을 알 수 있다. 기업규모와 부채비율, 매출액성장률 모두 대규모기업집단이 비대규모기업집단에 비해 크게 나타났다.

다음으로 <표 3>은 중국기업의 기술적 통계량을 제시하였다. 주된 관심변수인 기업가치와 기업의 사회적 책임활동의 중국 시장 전체의 평균(중위수)는 각각 1.5712(1.1143)과 0.2123(0.2001)로 나타났다. 국유기업은 비국유기업이 비해 기업가치와 사회적 책임활동 수준, 기업규모 모두 크게 나타났다. 즉, 국유기업이 보다 적극적으로 기업의 사회적 활동을 수행하며, 기업가치도 높다는 것을 의미한다.

<표 2> 한국 상장기업 기술적 통계량

한국		평균	1사분위	중위수	3사분위	표준편차
전체	TQ	2.2478	1.0255	1.5874	2.5601	2.2327
	CSR	0.7542	0.3431	0.7655	0.8657	0.0041
	SIZE	13.0121	11.8478	13.1212	13.6299	1.3132
	LEV	0.4782	0.2133	0.4656	0.6027	0.1824
	CFO	0.0956	0.0487	0.0772	0.1221	0.0815
	GROWTH	0.2388	0.1772	0.2121	0.2422	0.5431
	BETA	0.0990	0.0334	0.0639	0.1126	0.1040
대규모 기업집단	TQ	2.4688	1.1298	1.7467	2.8161	2.0036
	CSR	0.7723	0.3484	0.7751	0.8728	0.1337
	SIZE	13.6267	13.2521	13.7095	13.9702	0.6623
	LEV	0.4391	0.2722	0.4390	0.5791	0.2024
	CFO	0.1032	0.0622	0.0858	0.1377	0.0922
	GROWTH	0.2723	0.1956	0.2456	0.2710	0.6001
	BETA	0.7233	0.4411	0.6901	0.1551	0.4012
비대규모 기업집단	TQ	2.0681	0.0091	1.6612	2.1322	0.1091
	CSR	0.2801	0.1990	0.2623	0.3390	0.0833
	SIZE	11.3703	11.1202	11.3466	11.5877	0.3555
	LEV	0.3721	0.2036	0.3598	0.5231	0.1975
	CFO	0.0812	0.0445	0.0694	0.1096	0.0716

한국		평균	1사분위	중위수	3사분위	표준편차
	GROWTH	0.2231	0.1632	0.2001	0.2431	0.2211
	BETA	1.0901	0.8362	1.1066	1.3760	0.4011

주) 여기서, TQ: Tobin-Q 로 측정된 기업가치

$$\left(\frac{\text{보통주 시장가치} + \text{우선주 시장가치} + \text{부채의 장부가치}}{\text{자산의 장부가치}} \right)$$

$$\text{CSR: } \left(\frac{\text{한국기업지배구조원의 ESG평가점수}}{\text{Rankings CSR Rating에서 공시한 평가점수}} \right)$$

SIZE: 기업규모(Log기말총자산)

LEV: 부채비율(=부채/자본)

CFO: 영업현금흐름을 전기총자산으로 나눈 값

GROWTH: 매출액성장률

BETA: 체계적 위험

YD: 연도더미, ID: 산업더미

<표 3> 중국 상장기업 기술적 통계량

중국		평균	1사분위	중위수	3사분위	표준편차
전체	TQ	1.5712	0.7278	1.1143	1.8102	1.7612
	CSR	0.2123	0.1911	0.2001	0.2811	0.1391
	SIZE	11.5893	11.1889	11.4863	11.8891	0.6323
	LEV	0.4921	0.2754	0.4638	0.7013	0.2465
	CFO	0.0647	0.1589	0.1932	0.0997	0.0811
	GROWTH	0.2011	0.1579	0.1812	0.2102	0.4962
	BETA	0.7321	0.4501	0.7012	0.9820	0.4011
국유기업	TQ	1.7190	0.7881	1.2233	1.9722	1.7171
	CSR	0.2201	0.2017	0.2242	0.2685	0.1352
	SIZE	11.6232	11.1574	11.4961	11.9442	0.6566
	LEV	0.4832	0.2699	0.4554	0.6195	0.2397
	CFO	0.0613	0.0352	0.0763	0.1082	0.0853
	GROWTH	0.3011	0.1608	0.1935	0.2204	0.4962
	BETA	0.8012	0.3577	0.0495	0.0784	0.0573

중국		평균	1사분위	중위수	3사분위	표준편차
비국유 기업	TQ	1.4241	0.4775	0.7541	1.0345	0.4245
	CSR	0.2008	0.1778	0.1998	0.2211	0.6122
	SIZE	11.4723	0.6551	1.0008	1.6122	1.4043
	LEV	0.0501	11.2394	11.4474	11.6602	0.3052
	CFO	0.1882	0.2278	0.4062	0.5918	0.2293
	GROWTH	0.0511	0.0291	0.0632	0.0882	0.0626
	BETA	0.6768	0.1316	0.1583	0.1804	0.4053

<표 4>는 본 연구의 주된 관심변수인 기업가치와 기업의 사회적 책임활동에 대한 평균차이분석이다. 한국과 중국 모두 기업의 특성에 따라 유의한 평균차이를 보이고 있다. 한국의 경우 대규모기업집단이 비대기업집단에 비하여 사회적 책임활동 수준이 높고, 기업가치도 더 높게 나타났다. 중국의 경우 국유기업이 비국유기업에 비해 전반적으로 적극적으로 기업의 사회적 책임활동을 수행하고 있으며 기업가치도 더 높게 나타남을 알 수 있다.

<표 4> t-test

변수	한국	평균	t값	중국	평균	t값
CSR	비대규모 기업집단	0.2801	-3.15***	비국유 기업	0.2008	-3.22**
	대규모 기업집단	0.7723		국유기업	0.2201	
Tobin Q	비대규모 기업집단	2.0681	-2.56**	비국유 기업	1.4241	-5.09*
	대규모 기업집단	2.4688		국유기업	1.7190	

2. 상관관계분석

<표 5>는 한국 상장기업의 상관관계분석 결과를 제시하였다. 상관관계 분석결과 변수간의 다중공선성은 크게 나타나지 않았다. 기업가치는 기업의 사회적 책임활동

동과 관련하여 통계적으로 유의한 양(+의) 관련성을 보였다. 즉, 적극적으로 기업의 사회적 책임활동을 수행하는 기업의 기업가치가 더 크게 나타남을 의미한다. 구체적으로 기업규모, 영업현금흐름, 매출액증가율이 클수록 보다 적극적으로 사회적 책임활동을 수행하는 것을 의미한다. 그러나 부채비율과 체계적위험은 기업의 사회적 책임활동과 와 음(-)의 관련성을 보였다. 즉, 기업의 규모가 크고, 부채비율이 낮으며, 영업현금흐름과 매출액증가율이 높고 체계적위험은 낮을수록 기업가치가 더 높게 나타남을 의미한다.

다음의 <표 6>는 중국 상장기업의 상관관계분석 결과를 제시하였다. 중국 상장기업도 기업가치와 관련하여 기업의 사회적 책임활동과 통계적으로 유의한 양(+의) 관련성을 보였다. 또한 기업규모, 부채비율, 영업현금흐름, 매출액증가율과 모두 양(+의) 관련성을 보였다. 구체적으로 기업규모가 크고, 부채비율이 낮으며, 영업현금흐름과 매출액증가율이 높을수록 보다 적극적으로 기업의 사회적 책임활동을 수행하는 것을 의미한다.

이러한 결과는 한국과 중국 상장기업 모두 기업의 사회적 책임활동을 적극적으로 수행하며, 전반적으로 기업의 규모가 크고 부채비율이 클수록 기업가치가 높게 나타남을 의미한다. 사회적 책임활동과 관련하여 한국과 중국 모두 기업규모와 영업현금흐름, 매출액증가율이 주된 영향을 미치는 변수임을 알 수 있다.

<표 5> 상관관계분석 - 한국

	CSR	SIZE	LEV	CFO	GROWTH	BETA
TQ	0.431**	0.421**	0.332*	0.375**	0.651**	-0.209*
CSR	1	0.292**	-0.127**	0.251**	0.235**	-0.158*
SIZE		1	0.213*	-0.022*	0.189*	-0.150*
LEV			1	0.249**	0.150*	0.028*
CFO				1	0.342**	-0.098*
GROWTH					1	-0.066*
BETA						-0.051*

주) **, 5% 수준에서 유의함 *, 10% 수준에서 유의함

<표 6> 상관관계분석 - 중국

	CSR	SIZE	LEV	CFO	GROWTH	BETA
TQ	0.227**	0.539**	0.422**	0.255*	0.349**	-0.191**
CSR	1	0.463**	-0.251*	0.414**	0.311*	-0.232*
SIZE		1	0.423**	-0.188*	0.082*	-0.041*
LEV			1	0.121**	0.313*	0.171**
CFO				1	0.149**	-0.132*
GROWTH					1	-0.288*
BETA						1

주) **, 5% 수준에서 유의함 *, 10% 수준에서 유의함

3. 회귀분석 결과

<표 7>, <표 8>은 각각 본 연구의 가설을 검증한 결과를 제시하였다. <표 7>은 한국 상장 기업을 대상으로 회귀 분석한 결과이다. 분석 결과 기업가치와 관련하여 기업의 사회적 책임활동은 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 보였다. 이는 적극적으로 기업의 사회적 책임활동을 수행하는 기업의 기업가치가 높게 나타남을 의미한다. 기업특성과 관련하여 대규모기업집단의 회귀계수는 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 보였으나 비대규모기업집단의 경우 음(-)의 관련성을 보였다. 즉, 한국 상장기업의 경우 대규모기업집단이 비대규모기업집단 보다 적극적으로 사회적 책임활동을 수행하며, 기업가치도 더 높게 나타나는 것을 의미한다.

<표 8>은 중국 상장 기업을 대상으로 회귀 분석한 결과이다. 중국 상장기업은 전반적으로 기업의 사회적 책임활동의 회귀계수가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 나타냈다. 즉, 적극적인 기업의 사회적 책임활동을 수행하는 기업의 기업가치가 더 높게 나타남을 의미한다. 또한 기업 특성에 따라 국유기업과 비국유기업으로 구분하여 분석을 수행한 결과도 회귀계수 값이 유의한 양(+)의 값으로 나타나 중국의 경우 전반적인 기업 운영과 관련하여 국가적으로 기업의 사회적 책임활동에 보다 적극적임을 의미한다.

<표 7> 회귀분석결과 - 한국

	전체	대규모기업집단	비대규모기업집단
CSR	0.437(3.012)**	0.301(1.992)***	-0.191(-1.912)
SIZE	0.114(1.118)**	0.102(1.011)*	0.082(1.234)*
LEV	-0.041(-0.501)**	-0.011(-2.111)*	-0.031(-2.314)
CFO	0.111(1.632)	0.176(3.521)	0.019(1.235)**
GROWTH	0.009(1.134)	0.033(0.791)	0.008(0.079)
BETA	-0.044(-2.551)	-0.023(-1.981)	-0.087(-1.741)
adj. R2	0.501	0.392	0.163
Durbin-watson	2.177	1.922	1.988
연도·산업더미	포함	포함	포함

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검정).

<표 8> 회귀분석결과 - 중국

	전체	국유기업	비국유기업
CSR	0.281(2.426)**	0.162(3.221)*	0.151(2.212)**
SIZE	0.118(2.165)*	0.028(1.613)*	0.029(1.612)
LEV	-0.161(-5.321)**	-0.008(-2.021)	-0.031(-0.403)
CFO	0.048(2.834)*	0.913(5.221)**	0.287(2.265)*
GROWTH	0.006(1.316)	0.010(0.826)	0.003(0.982)
BETA	-0.024(-2.616)	-0.009(-2.021)	-0.006(-0.126)
adj. R2	0.189	0.151	0.126
Durbin-watson	1.922	2.103	1.911
연도·산업더미	포함	포함	포함

주) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검정).

V. 결론

1. 요약 및 한계점

본 연구는 기업의 사회적 책임활동이 기업가치에 미치는 영향을 분석하였다. 연구 결과 전반적인 기업의 사회적 책임활동은 기업가치에 유의한 양(+)의 관련성을 가지고 있음을 확인하였다. 구체적으로 기업의 사회적 책임활동의 측정변수로 통합지표인 ESG 평가점수와 RKS 평가점수를 이용하여 2011년~2015년 대상 기업을 중심으로 한국과 중국의 기업 특성을 구분하여 분석을 수행하였다.

분설 결과 상대적으로 기업의 규모가 크고, 수익성이 높은 기업들이 보다 적극적인 사회적 책임활동을 수행하고 있음을 의미한다. 또한 이러한 적극적인 사회적 책임활동이 기업가치를 증가시키는 유인으로 작용하는 결과로 해석할 수 있다.

본 연구는 무역의존도가 높은 중국과의 교역에서 기업의 사회적 책임활동이 중요한 요인으로 반영되고 있어 추후 중국과의 교역이나 직·간접적인 투자 의사결정과 관련하여 기업의 사회적 책임활동이 중요한 요인임을 제시하였다.

그러나 이러한 공헌점에도 불구하고 다음과 같은 한계점이 존재한다. 첫째, 본 연구의 연구기간이 2015년까지로 한정적이다. 현재 한국기업지배구조원은 ESG 평가점수를 공시하지 않고 등급만을 공표하고 있어 최근의 시장상황을 반영하지 못하였다. 둘째, 기업의 사회적 책임활동과 기타 변수를 측정함에 있어 측정오차가 발생할 가능성이 존재한다.

2. 미래사회에 대한 시사점

사회가 급변하고 산업 구조가 복잡해질수록 환경과 인간의 상생에 대한 고민이 점차 증대되고 있다. 기업의 수익성만을 강조하기 보면 기업을 구성하고 있는 환경과 문화를 고려하지 못할 가능성이 존재한다.

장기적인 기업의 지속가능성과 인간의 상생을 위한 방법으로 기업의 사회적 책임활동은 단순히 비용적인 측면이 아닌 기업가치를 증대시키는 대안으로 제시되고 있다. 즉, 환경과 사회, 지배구조 등 전반적인 노력이 기업에 필수적인 요소임을 제시하고 있다.

참고문헌

- 김창수. 2009. 기업의 사회적 책임활동과 기업가치. 한국증권학회지. 제38권: 507-545.
- 나영 · 홍석훈. 2011. 기업규모에 따른 CSR활동별 성과가 기업가치에 미치는 영향. 회계저널. 제20권 제5호: 125-160.
- 장지인, 최현섭. 2010. 기업의 사회적 책임 (CSR)과 재무성과와의 관계. 대한경영학회지. 제23권 제2호: 633-648.
- 전홍민, 차승밍. 2013. 기업의 사회적 책임활동이 신용등급에 미치는 영향. 세무회 회계저널. 제14권 제6호: 203-225
- 정용기. 2012. 기업의 사회적 책임활동(CSR) 성과요인과 지속성장성 예측. 대한경영학회. 제25권 제4호: 2065-2089.
- 정혜영 · 주진규. 1992. 공해물질누출 발견에 대한 자본시장의 반응. 경영학연구. 제21권 제2호: 1-27.
- 천미림. 2012. 기업의 사회적 책임활동이 자기자본비용에 미치는 영향. 회계정보연구. 제30권 제4호: 289-312.
- 이윤경 · 고종권. 2012. 기업의 사회적 책임이 내재자본비용에 미치는 영향. 한국회계학회발표논문.
- 이찬우. 2013. 중국내 기업의 사회적 책임 형성과 발전. 한중사회과학연구. 제11권 제4호: 149-176.
- Brammer, S. C. and S. Brooks. 2005. Corporate Social Performance and Stock Returns. *Financial Management* Vol.35 (3): 97-116.
- Carroll, A. B. 1979. A Three Dimensional Model of Corporate Social Performance. *Academy of Management Review* Vol.4 (4):497-505.
- Friedman, M. 1970. The Social Responsibility of Business is to increase its profits. *New York Times Magazine* Vol.13: 32-33.
- McWilliams, A. and D. Siegel. 2001. Corporate Social

Responsibility. *Academy of Management Review* Vol.26 (1):
111-127

李正. 2006. 企业社会责任与企业价值的相关性研究 —来自沪市上市公司的 经验证据. *中国工业经济* Vol.2 (2): 77-83

The Effect of Corporate Social Responsibility on Firm Value

- A comparative Study -

Joon-ryong Park*

Abstract

Interest in corporate social accountability has recently increased. Corporate social responsibility activities are becoming more important in relation to sustainable management as corporate goals appear to maximize corporate value. In addition, as China's trade dependence increases, the social responsibility activities of enterprises in the Chinese market are also important factors of interest. This study analyzed the impact of corporate social responsibility activities on corporate value in Korea and China from 2011 to 2015, taking into account the characteristics of enterprises. The analysis found that listed companies in Korea and China are generally associated with a significant amount of corporate social responsibility activities and corporate value. These results actively suggest that corporate social responsibility activities are an important incentive to increase corporate value.

Key word : CSR, Firm value, Tobin-Q, ESG index, RKS index

*Assistant Professor, Bucheon University, Department of Tax Accounting (First Author).

『산업연구』 연구윤리규정

제1조 [목적]

이 규정은 단국대학교(죽전) 부설 미래산업연구소(이하 연구소라 한다)에서 발간하는 『산업연구』지에 대한 연구윤리의 기준을 제시함으로써 학술연구문화의 정착과 올바른 연구윤리를 고양하며, 연구윤리 확립을 위한 관련 사항 및 『산업연구』의 투고 규정에 따라 접수되고 심사되는 논문의 성격을 규정하고, 연구논문 기고자의 연구 부정행위를 방지하며 연구윤리를 확보하는데 필요한 기본 원칙과 방향을 정하는 데 목적이 있다.

제2조 [대상 및 적용 범위]

이 규정은 연구소에서 발행하는 『산업연구』에 연구논문을 게재하는 모든 자를 그 대상으로 하며, 투고 규정에 따라 접수되고 심사되는 연구논문이 갖추어야 하는 기본적인 요건을 벗어나 연구윤리에 어긋나는 연구 부정행위로 인정될 때 적용한다.

제3조 [논문수정 및 삭제]

논문의 저자는 심사과정에서 제시된 심사의견을 최대한 수용하여 논문에 반영하도록 하여야 한다. 하지만, 연구자(들)가 심사의견에 동의하지 않는 경우, 그 근거 및 이유를 편집위원회에 제시하여야 한다.

제4조 [연구 부정행위]

『산업연구』는 연구윤리 규정에 위반되는 다음과 같은 연구 부정행위를 금지한다.

① 연구위조 행위

- 연구자가 연구 결과를 허위로 만들어내는 행위

② 연구 변조 행위

- 연구자가 데이터를 조작하여 연구내용 혹은 결과를 왜곡하는 행위

③ 연구 표절 행위

- 연구자가 타인의 연구내용이나 결과 등을 임의로 도용하는 행위

④ 중복제출 행위

- 연구자가 하나의 학술지에 게재된 동일한 연구 결과를 새로운 연구 결과로 하여 다른 학술지에 중복 게재하는 행위

제5조 [연구 부정행위에 대한 조치]

- 편집위원회는 연구윤리 규정 위반이 사실로 판정된 자에 대하여 연구소장이 적절한 징계를 건의할 수 있다.
- 소장은 편집위원회의 건의가 있을 때 운영위원회를 소집하여 징계 여부 및 징계 내용을 결정한다.
- 연구 부정행위로 판정된 논문 및 연구자(들)에 대해서는 한국연구재단 등재(후보) 학술지 관리지침 제9조에 준하는 조치 규정에 따른다.
 - 부적격 논문으로 판정하여 저자에게 통보하며 심사를 진행하지 않는다.
 - 게재 무효 결정을 통보하고 『산업연구』논문 목록에서 삭제조치를 취한다.
 - 『산업연구』에 연구 부정행위 사실을 공표한다.

발생 횟수	처리내용	비고
1 회 발생	3년간 국내 /국제 학술지발행지원 사업의 지원 대상에서 제외	- 판정년도로부터 3년간 - 판정일 이전에 지원비가 지급된 경우 차년부터 3년간
2 회째 발생 (1 회 발생 이후 5년 이내)	학술지평가에 반영	- 차회 학술지평가 시에 내용 평가 부분의 심사기준 및 심사 내용, 논문의 독창성, 논문의 내용에 대한 평가등급을 최저 등급으로 처리
3 회째 발생 (1 회 발생 이후 5년 이내)	등재 (후보)학술지에서 제외	- 차년부터 등재 후보학술지 진입을 위한 학술지평가 사업에 신청할 수 있음

제6조 [연구윤리위원회]

1. 연구윤리에 관한 사항을 논의하기 위해 연구윤리위원회를 둔다.
2. 연구윤리위원회는 미래산업연구소 소장, 편집위원장, 편집위원을 포함하여 5인의 위원으로 구성한다.
3. 연구윤리위원장은 윤리위원 중 1인으로 한다.

제7조 [심사자 선정]

1. 심사의 엄정성을 통한 연구윤리의 확립을 위해 투고자와 동일 기관에 있는 이는 심사자에서 배제한다.

연구윤리에 대한 자료집 소개

연구윤리 확보를 위한 지침 [시행 2018. 7. 17.]

[교육부 훈령 제263호, 2018. 7. 17., 일부개정] 교육부(학술진흥과)

지침 소개:

이 지침은 행정규칙으로 「학술진흥법」 제15조에서 위임한 사항을 정함으로써, 연구자 및 대학 등의 연구윤리를 확보하는 데 필요한 역할과 책임에 관하여 기본적인 원칙과 방향을 제시하고, 연구 부정행위를 방지하기 위한 사항을 정함.

2014년에 최초 발령 및 시행되었으며, 5장의 본문과 3개의 부칙이 있음.

『연구윤리 질의응답집』, 한국연구재단, 연구윤리정보센터, 2016.(NRF-2016-연구윤리)

책자 소개:

2016년 한국연구재단에서 연구 현장의 어려움을 해소하는 데 도움이 되고자 한국연구재단의 연구윤리정보센터(www.cre.or.kr)에서 발간한 비매품 자료.

책자의 구성:

지난 2012년부터 2016년까지 약 5년간 한국연구재단, 연구윤리정보센터에 접수된 많은 질문 중, 연구자와 연구윤리 업무담당자들이 공통으로 답변을 원하는 총 138개의 질문을 선별하여, 총 7개의 연구윤리 주제로 분류하고 각각 답변내용과 그와 관련된 규정이나 근거를 함께 제시.

제 1주제: 연구설계 (3개의 질문과 응답)

제 2주제: 연구수행 (26개의 질문과 응답)

제 3주제: 연구발표 (15개의 질문과 응답)

제 4주제: 저자표시 (15개의 질문과 응답)

제 5주제: 중복게재 (35개의 질문과 응답)

제 6주제: 연구 부정행위 검증 (28개의 질문과 응답)

제 7주제: IRB (16개의 질문과 응답)

본 『연구윤리 질의응답집』은 비매품으로 연구윤리정보센터(www.cre.or.kr)에 접속하거나 단국대학교 미래산업연구소(<http://cms.dankook.ac.kr/web/rifi>)로 문의 시 구할 수 있음.

『산업연구』 투고 규정

본 요령은 학술지 『산업연구』에 게재할 논문 원고 투고에 관한 사항을 규정함을 목적으로 한다.

제1장 투고의 기본 요건

1. 투고자 자격 및 의무

- ① 논문 투고자는 단국대학교 교원(전임, 비전임 및 강사 포함) 및 교외 연구자에게 개방되어 있으며, 대학원생도 독자적인 논문투고가 가능하다.
- ② 투고논문은 타 학술지에 게재되거나 게재 신청 중이 아니어야 하며, 산업연구에 제출되어 심사 진행 중인 논문은 타 학술지에 제출할 수 없다. 단, 박사 학위 논문의 요약본이나 학술대회 및 세미나에서 working paper의 형태로 발표된 논문은 예외로 한다.
- ③ 논문의 내용에 대한 책임은 투고자가 진다.
- ④ 산업연구에 게재된 논문의 판권은 미래산업연구소가 소유한다.

2. 논문 발간일

산업연구는 연 3회(5월 31일, 8월 31일, 11월 30일) 발간하며, 필요에 따라 특별 호를 발간할 수 있다.

3. 논문투고 시 준수사항

- ① 논문의 투고는 편집위원회에 e-mail 혹은 디스켓 형식으로 제출한다.
- 게재신청서 작성 후 논문 파일과 함께 제출
- ② 원고의 접수일은 원고가 본 편집위원회로 도착한 날로 한다.
- ③ 투고자 소속기관, 성명(저자가 2인 이상일 경우 제1저자, 교신저자, 공동 저자를 구분하여 명기), 영문 성명, e-mail 주소, 전화번호(휴대폰 포함), 논문집 수령주소, 논문 페이지 수 등을 명시한다.

4. 심사

투고된 논문은 2인의 심사위원에 의한 비공개 심사를 실시하며, 게재 여부를 결정한다.

5. 논문 투고처

16890 경기도 용인시 수지구 죽전로 152 단국대학교 부설 미래산업연구소(상경관 531호)

Tel: 031-8005-2660 Fax: 031-8005-4033 Home: <http://cms.dankook.ac.kr/web/rifi>

8. 표 또는 그림의 일련번호와 제목은 해당 표의 위에 표기한다.
9. 참고문헌은 논문에서 인용된 것에 한정하여 다음과 같은 방법으로 표시한다.
- 1) 참고문헌의 배열은 국내 문헌, 국외 문헌 순으로, 첫 번째 저자의 성을 기준으로 가나다순 혹은 알파벳순으로 배열한다. 첫 번째 저자가 동일한 경우에는 두 번째 저자의 가나다순 혹은 알파벳순으로 배열한다.
 - 2) 법률, 판례 등은 참고문헌의 맨 뒤쪽에 배열하되, 법률, 판례 순으로 배열하되 각각 가나다순 혹은 알파벳순으로 배열한다.
 - 3) 양식 및 예시

학술지, 저널 (하버드 양식)	저자의 이름, 출간 연도. 논문 제목: 논문 부제목, <i>저널이름</i> , n권(n호), pp.xx-xx. Author, AA year of publication. Title of article, <i>Title of Journal</i> . volume number(issue number), pp. xx-xx.
저서	저자의 이름, 출간 연도, <i>저서명</i> , 출판사, 도시. Author, AA year of publication, <i>Title: subtitle</i> , Publisher, Place of publication.
학위논문	저자의 이름, 출간 연도, 논문 제목, OO대학교 OO학위 논문, 도시.
예시	Fama, E.F. and French, K.R., 2008. Dissecting anomalies. <i>The Journal of Finance</i> , 63(4), pp.1653-1678.
	Reynolds, H 2000. <i>Black pioneers</i> , Penguin, Ringwood, Vic. National Library of Australia 2010, National Library of Australia, Canberra, viewed 30 March 2010, < http://www.nla.gov.au >

10. 논문체재는 다음과 같이 표시한다.

- 대항목 (16 pts): I, II, III, IV, ……………
- 중항목 (14 pts): 1, 2, 3, 4, ……………
- 소항목 (12 pts): (1), (2), (3), (4), ……………
- 세부항목 (12 pts): 1), 2), 3), 4), ……………
- 이하항목 (11 pts): ①, ②, ③, ④, ……………

11. 본문에 사용할 부호는 다음에 의한다.

- “ ” : 대화체나 독립된 인용문
- ‘ ’ : 부분적인 인용이나 강조를 나타낼 때
- 『 』 : 작품, 저서명
- 「 」 : 논문이나 잡지, 신문명을 명기할 때
- < > : 강조의 성격을 더욱 강하게 나타내거나 인용문의 경우 저자가 강조할 때
- : 명사나 형용사 등 동격을 표시할 때
- … : 말을 생략할 때 줄임표로서 점(.) 3개 표시

『산업연구』 심사 규정

투고된 원고는 『산업연구』의 투고요령에 맞는 경우에만 심사의 대상이 되며, 편집위원장은 투고요령에 맞지 않는 원고의 심사를 거부하거나 보완을 요청할 수 있다.

제1장 심사 절차

제1조 [목적]

본 규정은 『산업연구』(이하 “학술지”) 편집규정에 따라 심사에 관한 제반 사항을 정하는 것을 목적으로 한다.

제2조 [논문 접수]

- 논문이 접수되면 편집위원장은 논문접수 사실을 저자에게 e-mail로 통지한다.
- 심사의 시작은 심사위원에게 심사를 의뢰한 날로 한다.

제3조 [심사위원 선정]

- 편집위원장은 논문의 학술적 영역을 파악하여 편집위원 중에서 접수된 논문 내용에 가장 부합하는 2인(또는 3인)의 심사위원을 선정한다.
- 심사위원은 논문 접수 10일 이내에 선정하는 것을 원칙으로 한다.
- 심사의 공정성을 위해 투고자와 동일 기관에 있는 심사자를 배제한다.

제4조 [심사 및 심사 결과의 처리]

- 접수 논문을 담당할 심사위원이 선정되면 편집위원장은 인적사항이 삭제된 접수 논문을 선정된 심사위원에게 보낸다.
- 논문의 심사를 의뢰받은 심사위원은 논문 발송일 기준으로 3주 이내에 심사를 완료해야 하며 최대 5주를 초과하지 않도록 한다.
- 심사가 완료되면 심사위원은 심사 결과를 편집위원장에게 발송하여야 한다.
- 두 심사위원의 심사 결과를 기준으로 편집위원장은 편집위원의 의견을 반영하여 게재 여부 (게재, 수정 후 게재, 수정 후 재심사, 게재 불가)를 결정한다.
- 편집위원장은 원칙적으로 심사위원의 의견을 따르나 심사가 지연될 경우 또는 심사 결과가 성실하지 못하다고 판단되는 경우에는 새로운 심사위원을 선정하여 심사를 의뢰할 수 있으며, 재심사를 요청할 수 있다.

제5조 [심사 결과의 통보]

- 심사 결과 접수 후 결정된 편집위원회의 판정 결과를 즉시 논문 저자에게 통보한다.

제6조 [『산업연구』지 게재]

- 게재 적합으로 판정된 논문은 판정 일자로부터 가장 가까운 시기에 발행되는 『산업연구』지에 게재하게 된다.
- 해당 호에 게재될 논문이 이미 확정된 경우 다음 호로 순연한다.

제2장 심사기준

제7조 [심사기준]

논문의 심사 및 게재 결정 기준은 다음과 같다.

- ① 연구주제의 적합성
- ② 주제의 참신성
- ③ 연구 방법의 타당성
- ④ 연구 결과의 기여도
- ⑤ 논문의 구성 및 논리 전개
- ⑥ 문장표현 및 편지 요건충족 여부
- ⑦ 참고문헌, 각주, 영문요약의 적절성

제3장 심사방법

제8조 [심사의견서의 내용]

- 심사위원은 심사기준에 따라 다음과 같은 내용으로 심사의견서를 작성한다.
 - ① 게재, 수정 후 게재, 수정 후 재심사, 게재 불가 중 한 가지로 심사 결과를 작성한다.
 - ② 심사기준의 따라 각 항목별로 평가 내용을 기록하고 수정/보완점에 관하여는 페이지, 항, 또는 행을 명시하며, 그 사유를 밝힌다.
 - ③ 심사의견서의 총평을 반드시 기재한다.

단국대학교 부설 미래산업연구소

논문심사의견서

논문제목			
심사위원	소속:	직위:	성명: (인)

1. 심사위원평가사항

평가항목	평가내용 (해당 점수에 V 표시)
1 연구주제의 적합성	평가점수 : 20점() 18점() 16점() 14점() 12점()
2 주제의 참신성	평가점수 : 20점() 18점() 16점() 14점() 12점()
3 연구방법의 타당성	평가점수 : 10점() 8점() 6점() 4점() 2점()
4 연구결과의 기여도	평가점수 : 10점() 8점() 6점() 4점() 2점()
5 논문의 구성 및 논리전개	평가점수 : 20점() 18점() 16점() 14점() 12점()
6 문장표현 및 편집요건충족여부	평가점수 : 10점() 8점() 6점() 4점() 2점()
7 참고문헌, 각주, 영문요약의 적절성	평가점수 : 10점() 8점() 6점() 4점() 2점()
총 합 점 수	(/ 100 점)

2. 심사위원 최종판정

판정내용	판정	비 고
1 무조건 게재 (90점이상)	()	현재 상태로 학회지에 게재할 수 있음.
2 수정/보완 후 게재 가능 (80점이상)	()	지적사항이 수정된 후 학회지에 게재할 수 있음. (수정 및 보완 후 편집위원회가 평가)
3 수정/보완 후 재심 (70점이상)	()	지적사항이 수정하여 재투고(저자의 심사답변서 포함) 되었을 때 재심사를 함.
4 게재 불가 (70점미만)	()	현재의 연구내용으로는 논문집에 게재할 수 없음. (※1번과2번 항목의 합이 30점 이하인 경우도 해당)
※ 무조건 게재 또는 수정 및 보완 후 게재가능으로 판정된 경우 편집위원장이 심사(판정)결과에 따른 수정 여부와 답변내용을 확인 후 바로 게재절차를 밟게 됩니다. ※ 논문심사위원께서 수정 또는 답변 내용을 확인하고자 한다면 다음의 ()의 V 표기하여 주십시오.		
확인요망 ()		

3. 심사위원 총평 (수정사항)



□ 편집위원회 Editorial Board

편집위원장

양철원 단국대학교

편집위원

고봉현 제주발전연구원

유상열 건국대학교

김상헌 단국대학교

전정호 단국대학교

마재신 이화여자대학교

정성우 고려대학교

문상혁 영남대학교

조홍종 단국대학교

배광일 전남대학교

천성용 단국대학교

Gun Yung Lee Niigata Univ.

Hong Hee Lee St. Mary's University

In Heok Lee University of Georgia

JungKyun Kim Singapore Management Univ.

Minsun Yeu Harbin Institute of Technology

편집조교

이윤빈 단국대학교

산업연구

제44권 제2호

産業研究
**Journal of
Industrial Studies**

2020년 8월 25일 인쇄

2020년 8월 31일 발행

발행인: 김 상 검

편집인: 양 철 원

발행처: 단국대학교 부설 미래산업연구소

주 소: (16890) 경기도 용인시 수지구 죽전로 152

전 화: 031) 8005-2660

E-mail: wbeenw@dankook.ac.kr

페이지: <http://cms.dankook.ac.kr/web/rifi>

印 刷 新 陽 社

주 소: 서울시 중구 초동 21-1 기영빌딩 5층 606호

전 화: 2275-0834 · 4585 · 4566 FAX : 2275-4589
