

무수익여신 상승률의 결정요인과 실물 경제로의 전달 효과

Determinants and Impact on Macroeconomic Performance of Non-Performing Loans Growth

이 인 로* · 이 웅 기**

Inro Lee · Woongki Lee

본 연구는 최근 연구 동향을 반영하여 국내 은행의 무수익여신(NPL) 상승률의 결정요인에 대한 연구를 수행하였다. 본 연구는 NPL의 상승률에 관한 거시변수 가설과 은행변수 가설을 2단계 실증절차를 사용하여 순차적으로 분석하였다. 그리고 패널 VAR 모형을 사용하여 NPL의 영향이 실물 경제로 이어지는 전달 효과를 분석하였다. 본 연구의 표본은 2000년부터 2016년까지 164개 일반은행과 저축은행의 반기 관측치이다. 패널 VAR 모형을 바탕으로 직교화된 충격반응함수를 측정한 결과, 은행 시스템에서 발생한 충격이 약 1년 동안 실물 경제에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 이것은 개별은행이 NPL을 효과적으로 관리하는 것이 거시경제적으로 긍정적인 영향을 미친다는 것을 의미한다. 또한, 물가 경로와 이자율 경로에서 전달 효과가 뚜렷했는데, 이는 통화 정책을 수행할 때 실물 경제의 부담을 경감하기 위해 먼저 은행 시스템을 점검해야 함을 시사한다.

국문 색인어: 무수익여신(NPL), 전달 효과(feedback effect), 동태적 패널 모형, 패널 VAR 모형
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030602

* 한국은행 금융안정국 과장(einro@bok.or.kr), 제1저자

** 고려대학교 경영대학 박사과정(w_lee@korea.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2018. 02. 14, 논문 최종 수정일: 2018. 04. 30, 논문 게재 확정일: 2018. 05. 10

I. 서론

최근 미국, 유럽 등의 국가를 중심으로 은행의 무수익여신(Non Performing Loans; 이하 NPL)에 대한 연구가 다수 수행되었다(Podpiera and Weill, 2008; Louzis et al., 2012; Ghosh, 2015; US, 2017 등). NPL은 은행의 위험관리 분야에서 전통적으로 연구되고 있던 주제이지만, 최근 NPL 관련 연구가 급증하는 것에는 다음과 같은 배경이 있다.

첫째, 다수의 유럽국가에서 NPL이 꾸준히 상승해 왔다. 2017년 7월 EU 이사회 이사회에서 발표한 NPL 축소를 위한 실행계획에 따르면, 2016년 말 EU 은행의 NPL은 GDP의 6.7%를 차지하여 경제 및 금융의 위협으로 작용하고 있다고 한다. NPL이 상승하면 은행의 관리 비용과 자금조달 비용이 증가하여 은행 수익성이 악화될 뿐 아니라, 이것이 거시경제적 문제로 이어질 수 있다.

둘째, 금융위기를 진단하고 예측하는 데 NPL을 활용하는 것이 효과적이라는 연구 결과가 발표되고 있다. Sorge(2004), Reinhart and Rogoff(2011)는 NPL이 금융위기를 예측하는 데 효과적이므로 금융 부문의 취약성을 검증하는 데 NPL을 이용하도록 권고한 바 있다. 지난 수십 년간 금융위기가 반복되었기 때문에 최근의 연구들은 금융 부문의 취약성을 진단하고자 NPL의 추세와 결정요인에 대한 분석 결과를 내놓고 있다.

이외에도 NPL은 개별은행의 위험관리 측면에서 효과적이기 때문에 관련 연구가 지속해서 수행되고 있다. 미국의 FDIC에서는 예금보장기관인 은행의 건전성을 조사하기 위해 CAEL 등급을 이용한다. CAEL 등급은 자본적정성(capital adequacy), 자산 건전성(asset quality), 수익성(profitability), 유동성(liquidity)에 기초하는데, 여기서 NPL은 자산건전성에 대한 핵심요소로 사용된다. 이는 NPL이 개별은행의 부도를 예측하는 데 효과적이라는 실증 결과로 뒷받침된다. 은행 시스템에 대한 스트레스 테스트에서도 NPL은 부도율에 대한 대리변수로 폭넓게 이용되고 있다(Martinez Peria et al., 2001).

은행업감독규정 27조의 자산건전성 분류기준에 의하면 NPL은 90일 이상 연체

된 부실여신으로 정의된다. 여기서 부실여신은 부실대출금과 부실지급보증금을 합친 것으로 금융기관에서 회수가 불가능한 대출금을 의미한다. 금융기관의 보유 자산은 자산건전성에 따라 정상, 요주의, 고정, 회수의문, 추정손실의 5단계로 구분되는데, NPL은 ‘고정이하여신(고정, 회수의문, 추정손실)’을 나타낸다. 이와 관련하여 Bholat et al.(2016)은 여러 국가에서 NPL을 정의하는 방법을 종합적으로 소개하고 있다.

NPL을 결정하는 요인에 대한 기존의 연구는 크게 두 가지로 구분된다. 첫째, NPL에 영향을 주는 은행변수 요인(bank-level factor)에 대한 연구들이 있다. 여기서 은행변수는 은행의 재무제표에서 산출한 재무비율이 주를 이룬다. 대표적으로 Berger and DeYoung(1997)은 1985~1994년의 기간 동안 미국 시중은행의 은행변수 요인이 NPL에 미치는 영향을 연구한 바 있다. 그들은 대출 관련 모니터링 비용을 줄이거나 자본손실에 적절히 대응하지 못하는 은행에서 NPL이 상승한다는 가설을 제안하였다. 그들의 가설은 이후 다양한 국가에서 국가별 특수성을 고려하여 검증되었다(Williams, 2004; Podpiera and Weil, 2008; Louzis et al., 2012 등). 둘째, 거시변수 요인(macroeconomic factor)을 NPL 결정요인으로 둔 연구들이 있다. 이들은 대출 수요나 차주의 상황 여건 등에 영향을 주는 거시경제적 조건에 중점을 둔다(Salas and Saurina, 2002; Rajan and Dhal, 2003; Fofack, 2005; Festic et al., 2011; Chaibi and Ftiti, 2015 등).

해외에서 NPL 결정요인에 대한 연구가 활발히 진행된 것과 달리 국내에서는 관련 연구가 많지 않다. 대신 국내에서는 NPL의 효율적 관리에 대한 연구가 더 많이 진행된 상황이다(김상헌, 2010; 구재운과 맹경희, 2012; 이석영, 2012 등). 국내의 NPL 결정요인에 대한 연구로는 1999년부터 2009년까지 국내 일반은행(commercial bank)을 대상으로 합동 회귀분석(pooled OLS)을 시행한 이은서(2013)의 연구와, 2003년부터 2015년까지 20개 은행의 연간 관측치 표본에서 동태적 패널 모형(dynamic panel model)을 사용한 변현수(2016)의 연구가 있다. 이은서(2013)의 연구에서 비이자순이익, 총자산순이익률, 담보대출, 기업대출, 업무용고정자산, 자산규모, 대손충당금, 대출금변화, 소비자물가지수, 그리고 광의통화상승률이 NPL

결정요인으로 사용되었고, 변현수(2016)의 연구에서는 대출증가율, 판관비/영업 수익, 순이익/자기자본, 총자본비율, GDP 성장률, 물가상승률, 대출금리, 환율이 결정요인으로 사용되었다.

본 연구는 표본을 2000년부터 2016년까지 일반은행과 저축은행을 포함한 164개 은행의 반기(반년) 관측치로 확대하였고, NPL/총여신 비율 대신 NPL 상승률을 주요 분석 변수로 사용하였다. 다수의 NPL 관련 연구가 NPL의 수준 및 NPL/총여신 비율을 핵심 변수로 사용하는 가운데, Podpiera and Weill(2008), Klein(2013), Skarica(2014), Beck et al.(2015), Cifter(2015) 등에서는 NPL의 변화량 및 NPL 상승률을 사용하기도 하였다. NPL 결정요인 분석에서는 은행 개별 특성을 조정한 NPL/총여신 비율이 더 중요하지만, 은행 시스템에서 실물 경제로 이어지는 전달 효과를 분석할 때는 거시적 관점에서 NPL 상승률이 더 중요하다. 본 연구는 두 분석에 사용할 변수를 통일하기 위해 NPL 상승률을 핵심 변수로 사용하되, NPL 결정요인 분석에서 은행별 고정효과(fixed effect)를 고려하고 은행변수를 설명변수로 설정함으로써 개별은행의 특성이 조정될 수 있도록 하였다.

본 연구는 NPL 결정요인에 대한 7개의 거시변수 가설과 7개의 은행변수 가설을 종합적으로 분석하여 세부적인 후속 연구를 위한 기틀을 마련하였다. NPL 상승률에 대한 결정요인 가설을 검증할 때 2단계 실증절차를 시행하였는데, 이는 1) 거시변수 가설을 통과한 거시변수를, 2) 은행변수 가설 검증의 통제변수로 사용하는 방식이다.

본 연구는 은행 시스템에서 실물 경제로 이어지는 전달 효과(feedback effect)를 분석하기 위해 패널 VAR 모형(panel VAR model)을 사용하였다.¹⁾ 패널 VAR 모형을 추정한 후 동시적 관계(contemporaneous effect), 인과적 관계(Granger causal effect), 직교화된 충격반응함수(orthogonalized impulse response function), 그리고 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition) 분석을 시행하였다.

이때 패널 VAR 모형의 벡터에 무작위의 거시변수들을 배치하는 것이 아니라,

1) 해외 연구에 패널 VAR 모형을 사용한 것으로는 Espinoza and Prasad(2010), De Bock and Demyanets(2012), Klein(2013) 등이 있고 국내 연구에서는 변현수(2016)가 있다.

NPL 상승률을 가장 앞에, GDP 성장률을 가장 뒤에 배치한 후, 그 사이에 하나의 거시변수를 경로(channel)의 역할로서 배치하였다. 즉, NPL에서 시작된 충격이 경로에 위치한 거시변수를 거쳐 GDP의 반응으로 이어지는 설정이다. 또한, 다양한 분석을 위해 벡터의 변수 순서(ordering)를 바꾼 모형 설정도 검증하였다.

본문의 내용은 다음의 순서로 구성되어 있다. 2장에서는 본 연구에서 사용한 표본과 변수, 그리고 기존의 연구를 토대로 추려진 NPL 상승률에 관한 결정요인 가설을 설명한다. 3장에서는 2장에서 설명한 거시변수 가설과 은행변수 가설을 검증한다. 4장에서는 금융 부문과 실물 경제의 상호 영향 및 전달 효과를 여러 거시경제적 경로에서 분석한다. 마지막으로, 5장에서 분석의 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 변수 및 가설

1. 표본의 선택

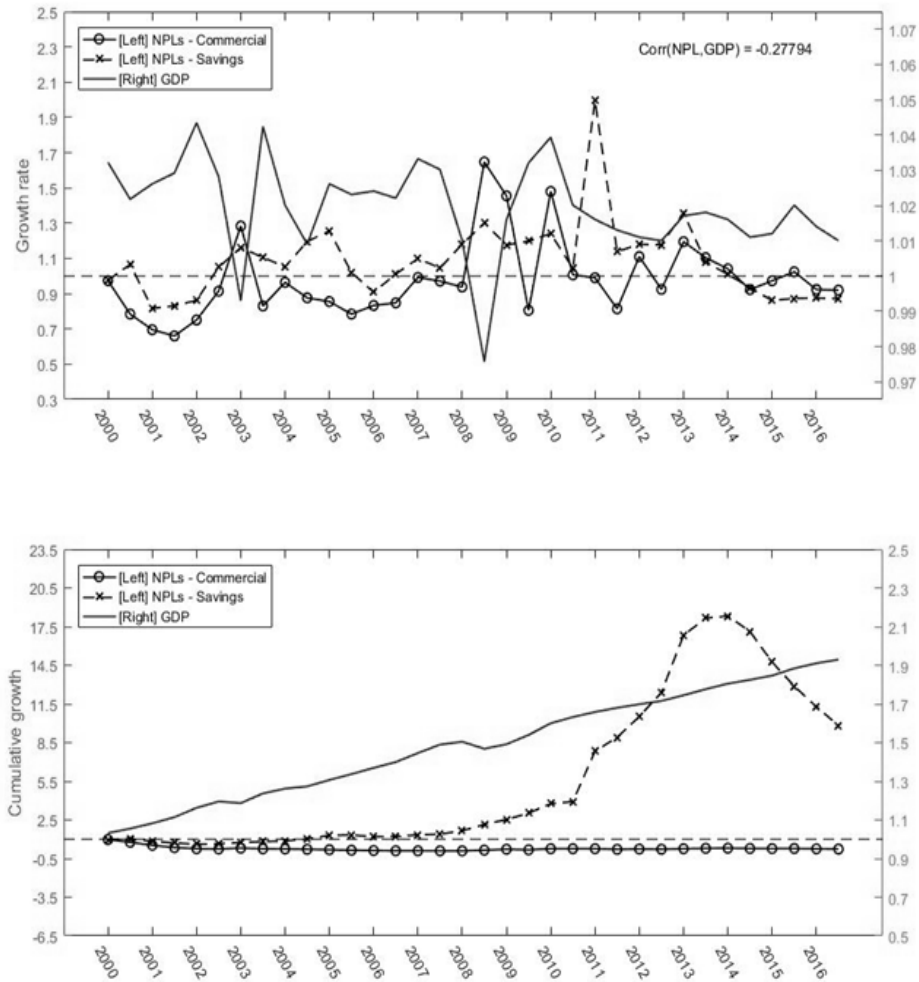
본 연구는 2000년부터 2016년까지 164개의 일반은행(시중은행, 지방은행) 및 저축은행(savings bank)에 대한 분석을 진행하였다. 일반은행만을 대상으로 분석하는 것이 해외 연구들의 통상적 접근이지만 예외적으로 Salas and Saurina(2002) 등은 저축은행도 표본에 포함한 바 있다. 국내의 경우, 2011년 저축은행 부도사태를 경험하였기 때문에 저축은행을 포함할 필요가 있다고 판단하였다.

은행의 재무제표 자료는 금융감독원 금융통계정보시스템(FISIS)에서 수집하였다. 이 시스템은 일반은행 자료는 분기로, 저축은행 자료는 대부분 반기로 제공하고 있다. 이에 본 연구는 표본의 주기를 반기에 맞추고 변수의 값을 반기 수준으로 적절히 변환하였다.²⁾

2) 개별은행의 재무변수를 변환할 때 자료가 저장(stock) 혹은 유량(flow)인지를 고려하였다. 저장일 경우 반기말의 값을 그대로, 유량일 경우 분기의 합산을 이용하였다. 거시변수의 계산은 작성 주기와 변수의 속성에 따라 월별 증가율인 경우에는 6개월 누적증가율이 되도록 곱하였다(KOSPI, HPI, 그리고 CPI). 기타 월별 자료인 무위험이자율(risk-free rate), 실업률(unemployment rate), 정부지출/수입(government spending-to-taxes), 채권의 부도스프레드

〈Figure 1〉 Average NPLs Growth for Commercial Banks and Savings Banks, and GDP Growth as a Benchmark of Economic Growth

The figure plots the average NPLs growth for commercial banks and savings banks, comparable to the GDP growth over the period from 2000 to 2016.



〈그림 1〉의 상단은 일반은행과 저축은행의 평균 NPL과 GDP 추이를 보여준다.

(default spread)와 명목환율(nominal exchange rate)은 6개월 평균으로 계산하였다. 분기별 자료인 경우인 GDP는 2분기 누적성장률을, 비금융업신용/GDP(non-financial sector credit-to-GDP), 기업부채(corporate sector leverage), 그리고 정부부채/GDP(government debt-to-GDP)는 최근 시점의 값을 이용하였다.

NPL이 상승률로 계산되었기 때문에 1보다 크면(작으면) 해당 변수의 상승(하락)을 의미한다. 일반은행과 저축은행의 NPL이 동시에 상승한 시기는 2003년 상반기, 2008년 하반기부터 2010년 상반기, 그리고 2012년 상반기부터 2013년 하반기까지이다. 그러나 저축은행의 NPL은 2002년 하반기부터 지속해서 상승하였고, 2011년 저축은행 사태를 거쳐 2014년 하반기에야 감소세로 돌아섰다. <그림 1>의 하단은 이들의 누적된 차이를 나타낸다. 저축은행의 NPL이 2011년과 2014년에 추세가 변했지만, 그 변화가 GDP만으로는 잘 설명되지 않는다.³⁾

2. NPL 상승률 결정요인에 관한 가설

이 절에서는 기존 연구에서 비중 있게 다루어진 NPL 상승률 결정요인에 관한 가설 및 관련 변수를 선정하여 소개한다. <표 1>의 패널 A는 본 연구에서 선정한 거시변수 가설 및 GDP 성장률, 주가 수익률, 주택가격 상승률 등의 거시변수를 보여준다. 본 연구는 기존 연구를 고려하여 거시경제변수와 관련된 일곱 가지 가설(3장의 1.가~1.바)을 설정하여 검증하고자 하였다. 첫째(1.가)는 부의 효과(wealth effect) 가설이다. 이 가설은 차주의 부가 감소함에 따라 대출의 상황이 어려워져 결국 NPL이 상승하는 것을 의미한다. 둘째(1.나)는 투기(speculation) 가설이다. 이 가설은 투자자산의 가치가 상승하면 투기수요가 커지고 투기성 대출이 증가하게 되어 NPL이 상승하는 것을 의미한다. 셋째(1.다)는 지급 능력(solvency) 가설이다. 이 가설은 부채와 이자부담의 증가, 실업 등으로 기업과 민간의 상황 여력이 악화함에 따라 NPL이 상승하는 것을 의미한다. 넷째(1.라)는 정부 위험(government risk) 가설이다. 이 가설은 정부 재정정책의 실패 여파로 금융시장이 불안해지고 NPL이 상승하는 것을 의미한다. 다섯째(1.마)는 신용 위험(credit risk) 가설이다. 이 가설은 경제 전반에 신용이 팽창하고 신용위험이 커짐에 따라 NPL이 상승하는 것을 의미한다. 여섯째와 일곱째(1.바)는 각각 수출 충격(export impact)과 수입 충

3) NPL 상승률 추이에 대한 기초분석에서 은행 평균 NPL은 기간별로 상이하고 자기상관성이 높게 관찰되었지만, 지면 관계상 보고는 생략하였다. 본 연구에서 사용하는 동태적 패널 모형과 패널 VAR 모형은 이러한 자기상관성을 통제할 수 있다.

격(import impact) 가설을 나타낸다. 이들은 환율 변동이 수출기업 또는 수입기업의 경영조건에 영향을 미쳐 이들의 NPL을 상승시킨다는 가설이다.

〈Table 1〉 Definition of Variables Used as Determinant Factors of NPLs Growth, and the Various Hypotheses

The table displays the definition of macroeconomic variables and bank-level variables used to test the various hypotheses on determinants of NPLs growth. Exp.Sign is the expected sign that the corresponding coefficient in the regression testing the hypothesis should have. Bad management (Berger and DeYoung, 1997), Skimping (Berger and DeYoung, 1977), Moral Hazard (Keeton and Morris, 1987), Too-big-to-fail (Rajan, 1994; Stern and Feldman, 2004), Liquidity risk (Keeton, 1999), Lending supply (Ruckes, 2004; Geanakoplos, 2010; Ghosh, 2015), Income diversification (Louzis et al., 2012) are the hypotheses analyzed in the literature.

Variable	Definition	Hypothesis	Exp.Sign
Panel A. Macroeconomic variables			
GDP	Growth rate of real GDP	Wealth effect	(-)
Stock	Growth rate of KOSPI	Wealth effect	(-)
		Speculation	(+)
House	Growth rate of HPI	Wealth effect	(-)
		Speculation	(+)
Infl	Growth rate of CPI	Wealth effect	(+)
RF	Risk-free rate	Solvency	(+)
Lev	Corporate sector leverage	Solvency	(+)
Unemp	Unemployment rate	Solvency	(+)
Debt	Government debt-to-GDP	Government risk	(+)
Deficit	Government spending-to-taxes	Government risk	(+)
Credit	Non-financial sector credit-to-GDP	Credit risk	(+)
Default	Default spread	Credit risk	(+)
NER	Growth of nominal exchange rate	Export impact	(-)
		Import impact	(+)
Panel B. Bank-level variables			
NPL	Growth rate of NPL		
NIE	Non-interest expenses-to-total assets	Bad management	(+)
		Skimping	(-)
Exp	Total expenses-to-total income	Bad management	(+)
		Skimping	(-)
ROA	Return on assets	Bad management	(-)
		Skimping	(+)
E/A	Equity-to-total assets	Moral hazard	(-)
Size	Bank size in log	Moral hazard	(-)

		Too-big-to-fail	(+)
Liq	Liquid assets-to-total deposits	Liquidity risk	(-)
L/A	Total loans-to-total assets	Lending supply	(+)
L/D	Total loans-to-total deposits	Lending supply	(+)
II	Interest income-to-total loans	Lending supply	(+)
NII	Non-interest income-to-total income	Income diversification	(-)

〈표 1〉의 패널 B에는 일곱 가지 은행변수 가설(3장의 2.가~2.바)을 검증하기 위해 사용된 변수들이 제시되어 있다. 첫째(2.가), 부실 경영(bad management) 가설은 비용 관리가 비효율적이고 경영이 좋지 못한 은행일수록 NPL이 높다는 가설이다. 여기서 비이자지출/총자산(이하 NIE)과 총지출/총수입(이하 Exp)은 비용 비효율성(cost inefficiency)을, 반대로 총자산순이익률(이하 ROA)은 비용 효율성(cost efficiency)을 의미한다. 둘째(2.가), 과도 긴축(skimping) 가설은 성과를 극단적으로 추구하는 은행이 오히려 대출 심사와 관리에 적은 예산을 편성하여 결국 NPL의 상승을 초래한다는 가설이다. 셋째(2.나), 도덕적 해이(moral hazard) 가설은 시장 지배력이 낮은 은행이 규모를 확대하는 방편으로 비우량 대출을 지나치게 공급할 가능성이 있다고 지적한다. 여기서 자본/총자산(이하 E/A)과 자산규모(이하 Size)는 은행의 시장 지배력 의미한다. 넷째(2.다), 대마불사(too-big-to-fail) 가설은 정부가 거대 은행의 파산을 막기 위해 공적 자금을 투입하는 관행이 오히려 이들의 방만한 경영을 부추긴다는 가설이다. 여기서 정부 보호(government protection)의 기대치를 나타내는 지표로 Size가 사용된다. 다섯째(2.라), 유동성 위험(liquidity risk) 가설은 은행이 대출자산에 비해 현금을 적게 보유하면 경영 위기와 함께 NPL이 상승한다는 것을 의미한다. 여섯째(2.마), 대출 공급(lending supply) 가설은 은행이 공격적으로 대출자산을 증대하면 불황기에 이를 잘 회수하지 못할 가능성이 있다고 지적한다. 여기서 총여신/총자산(이하 L/A)과 총여신/예수부채(이하 L/D)는 은행의 대출 선호도 또는 위험 선호도(risk preference)를, 이자 수익/총여신(이하 II)은 은행이 보유한 대출자산의 비우량도(poor credit quality)를 의미한다. 일곱째(2.바), 수익 다각화(income diversification) 가설은 은행이 영업적 수익과 비영업적 수익을 적절히 분산하지 못하면 경영 위기와 함께 NPL이 상승한다는 것을 의미한다. 여기서 NII는 비영업 수익이 전체 수익에서 차지하는 비율로 정의되며, 이 비율

이 높을수록 수익이 잘 분산된 것으로 본다.

이상에서 설명한 가설 중에서 Berger and DeYoung(1997)이 제안한 부실 경영 가설과 과도 긴축 가설은 서로 반대의 주장을 담고 있어 여러 연구에서 검증되어 왔다. Keeton and Morris(1987)는 도덕적 해이 가설을, Rajan(1994), Stern and Feldman(2004)은 대마불사 가설을, Ruckes(2004), Geanakoplos(2010), Ghosh(2015)는 대출 공급 가설을 제안하고 조명한 바 있다. 그 밖에 Keeton(1999)은 유동성 위험 가설을 Louzis et al.(2012)은 수익 다각화 가설을 검증하였다.

3. 단위근 검정

분석에 들어가기에 앞서 우선 변수들의 안정성(stationary characteristics)을 점검하여 <표 2>에 기록하였다.⁴⁾ 거시변수 중에서는 무위험이자율(RF), 정부부채/GDP(Debt), 비금융업신용/GDP(Credit)가 10% 유의수준에서 단위근을 갖는 것으로 판별되었으나(패널 A), 은행변수에서는 어떤 단위근도 검출되지 않았다(패널 B). 이때 거시변수에는 Dickey and Fuller(1979)의 시계열 단위근 검정(augmented Dickey-Fuller; 이하 ADF)을, 은행변수에는 Choi(2001)의 패널 단위근 검정(inverse chi-squared for ADF)을 시행하였다.⁵⁾ 발견된 비정상 시계열은 차분하여 정상 시계열로 변환하였다. 이후 분석에서는 RF, Debt, Credit 대신 ΔRF , $\Delta Debt$, $\Delta Credit$ 을 사용한다.

4) 회귀분석에서 종속변수와 설명변수가 모두 정상과정(stationary process)이 아니면 부적절한 표준오차가 산출될 수 있으므로 주의해야 한다(Granger and Newbold, 1974).

5) 시계열 단위근 검정: $\Delta y_t = \alpha + \theta y_{t-1} + \phi \Delta y_{t-1} + \epsilon_t$, $H_0: \theta \equiv \rho_i - 1 = 0$

패널 단위근 검정: $\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \theta_i y_{i,t-1} + \phi_i \Delta y_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$, $H_0: (\forall i) \theta_i \equiv \rho_i - 1 = 0$

Dickey and Fuller(1979)의 시계열 단위근 검정과 Choi(2001)의 패널 단위근 검정은 “ $|\rho| < 1$ 일 때 $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \epsilon_t$ 가 정상과정을 따른다”는 것에 기반을 둔다. O’Connell(1998)에 따르면, 패널 단위근 검정에서 오차항에 동시적 상관관계가 존재할 때 통계적 검정력이 과대 편향되는 문제가 발생한다. 본 연구에서는 이 편향을 줄이기 위해 Levin et al.(2002)의 제안을 따라, 시계열 평균을 제거한 패널(은행변수)에 대해 패널 단위근 검정을 시행하였다.

〈Table 2〉 Preliminary Statistical Diagnostics: Summary Statistics and Unit Root Tests

The table presents the summary statistics for the macroeconomic variables and bank-level variables to be studied in this paper. The sample includes 164 (in total) of commercial banks and savings banks over the period from 2000 to 2016. Mean, Std, and Skew are the mean, standard deviation, and skewness of the variables, and Q1, Q2, and Q3 are the first quartile (25%), the second quartile (50%), the third quartile (75%). UnitRoot is p-value used in the context of null hypothesis testing unit root tests whether a time-series variable or a panel variable is non-stationary and possess a unit root. The null hypothesis will be rejected if the variable is stationary. We use Dickey and Fuller (1979)'s time-series unit root test for the macroeconomic variables and Choi (2001)'s panel unit root test for the bank-level variables.

Variable	Mean	Q1	Q2	Q3	Std	Skew	#obs	UnitRoot
Panel A. Macro variables								
GDP	1.02	1.01	1.02	1.03	0.02	0.52	36	0.00
Stock	1.05	0.95	1.07	1.16	0.18	0.09	36	0.00
House	1.02	1.01	1.01	1.03	0.02	1.30	36	0.00
Infl	1.01	1.01	1.01	1.02	0.01	0.79	36	0.01
RF	0.03	0.02	0.03	0.04	0.01	-0.22	36	0.11
ΔRF	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	-2.97	35	0.00
Lev	1.28	1.01	1.05	1.29	0.49	1.82	35	0.00
Unemp	0.04	0.03	0.04	0.04	0.01	2.56	35	0.00
Debt	26.81	19.05	28.70	31.60	6.82	-0.20	35	0.49
ΔDebt	0.64	0.00	0.00	1.28	1.17	1.26	34	0.00
Deficit	0.91	0.81	0.94	0.99	0.13	-0.45	35	0.01
Credit	1.70	1.61	1.62	1.79	0.11	0.77	36	0.32
ΔCredit	0.01	0.00	0.01	0.02	0.01	-0.34	35	0.00
Default	0.05	0.04	0.05	0.06	0.01	-0.38	32	0.04
NER	1.00	0.97	0.99	1.02	0.06	1.45	35	0.00
Panel B. Bank-level variables								
NPL	1.07	0.79	0.96	1.16	0.72	9.80	4206	0.00
NIE	0.03	0.02	0.02	0.03	0.05	16.49	3829	0.00
Exp	1.14	0.81	0.92	1.05	1.85	29.17	3828	0.00
ROA	0.00	0.00	0.00	0.01	0.05	-17.79	3829	0.00
II	0.05	0.04	0.05	0.06	0.02	6.39	3778	0.00
E/A	0.12	0.08	0.11	0.14	0.16	7.35	4448	0.00
Size	11.71	11.08	11.46	11.98	0.94	1.32	4506	0.00
Liq	0.15	0.07	0.11	0.18	0.14	4.60	4323	0.00
L/A	0.75	0.67	0.76	0.84	0.18	1.91	4344	0.00
L/D	0.93	0.80	0.90	0.99	0.43	8.79	4287	0.00
NII	0.14	0.04	0.09	0.19	0.39	-41.05	3828	0.00

III. NPL 상승률의 결정요인 분석

전 세계의 은행을 대상으로 진행된 NPL 결정요인 연구들의 공통된 결론 중 하나는 ‘거시변수 요인의 NPL 결정력은 높은 반면 은행변수 요인의 결정력은 다소 약하다’는 것이다. 본 연구에서도 기존 연구와 유사한 결과가 나타났다. 우리나라의 일반은행과 저축은행에 대해서도 거시변수 요인의 결정력이 은행변수 요인의 결정력을 상회하는 것으로 나타났다.⁶⁾ 따라서 두 요인을 동시에 사용하면 은행변수 가설을 통계적으로 검증하기 어려워진다.

이에 본 연구는 앞서 서술한 문제를 해결하고자 2단계 실증절차를 따랐다. 1단계에서는 고정효과 모형을 사용하여 어떤 거시변수 가설이 지지되는지 확인하고 가설에 부합하는 거시변수 요인을 선별하였다. 그리고 이 선별된 거시변수들을 통제변수로 두고 2단계에서는 동태적 패널 모형으로 은행변수 가설을 검증하였다. 2단계 실증절차의 장점은 거시변수 요인과 은행변수 요인을 동시에 분석하되 거시경제적 영향을 적절히 제한함으로써 은행변수 요인과 NPL의 관계를 선명하게 드러내는 데 있다.

1. 거시변수 가설 검증을 통한 변수 선별

이 절에서 거시변수 가설 검증을 위해 사용하는 고정효과 모형은 다음과 같은 구조를 갖는다.

$$NPL_{i,t} = FE_i + \theta_0 Macro_t + \theta_1 Macro_{t-1} + \phi_1 Avg[NPL]_{t-1} + \epsilon_{i,t}$$

$$\epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2) \quad (1)$$

여기서 FE_i 는 은행별 이질성을 통제하는 역할을 수행하는 고정효과이다. $Avg[NPL]_{t-1}$ 은 전기 NPL 상승률의 전체 은행 평균인데 식 (1)에서 지정되지 않은 (misspecified) 잠재적 내생변수(endogenous variable)를 통제하는 역할을 수행한다.

6) 이는 실증분석에 앞서 실시한 사전실험(pilot) 결과이고, 지면 관계상 보고는 생략하였다.

거시변수 요인이 시차 없이 은행의 NPL에 영향을 미치는지, 혹은 시차를 두고 영향을 미치는지 사전에 알기 어렵다. 따라서 본 연구는 거시변수 요인들의 현재 값($Macro_t$)과 반년 전 과거값($Macro_{t-1}$)을 모두 고려하되, <표 3>의 모형 I, 모형 II, 모형 III 등과 같이 여러 경우를 상정하여 실험하였다.

그리고 이 절에서는 거시변수 요인을 선별하는데, 어떤 거시변수 요인이 선별되기 위해서는 다음의 두 가지 기준을 충족해야 한다. 첫째, <표 3>의 하나 이상의 모형에서 거시변수의 통계적 유의성이 나타난 경우이다. 둘째, 그 통계적 유의성이 가설과 부합하는 경우이다. 다음에서는 거시변수의 통계적 유의성이 관찰된 모형을 기준으로 실증 결과를 설명하였다.

<Table 3> Macroeconomic Determinants of NPLs Growth:
Fixed Effects Model Estimation

The table reports the coefficient estimates and their statistical significance of the tests of the macroeconomic determinants of NPLs growth. The sample includes 164 (in total) of commercial banks and savings banks over the period from 2000 to 2016. The fixed effects model is specified in Eq.(1) and estimated via within transformation. Overall R^2 , Between R^2 , and Within R^2 are $corr[\hat{\theta}x_{i,t}, y_{i,t}]^2$, $corr[\bar{\theta}x_i, \bar{y}_i]^2$, and $corr[\hat{\theta}(x_{i,t} - \bar{x}_i), (y_{i,t} - \bar{y}_i)]^2$, respectively. Significance at the 1% level is denoted by ***, at the 5% level by **, and at the 10% level by *.

	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
GDP _(t)	-5.06 **	-7.20 ***		-4.77 *	-7.34 ***	
Stock _(t)	-0.89 ***	0.05		-0.26	0.09	
House _(t)	-7.59 ***	-0.89		-5.42 **	-1.30 *	
Infl _(t)	9.63 ***	11.40 ***		15.74 ***	12.36 ***	
$\Delta RF_{(t)}$	47.05 ***	14.43 ***		21.88 **	16.38 ***	
Lev _(t)	0.70 *	0.30 ***		1.14 ***	0.35 ***	
Unemp _(t)	68.47 ***	-13.15 *		4.96	-18.75 **	
$\Delta Debt_{(t)}$	-0.15 ***	0.01		-0.12 ***	0.01	
Deficit _(t)	2.91 ***	1.52 ***		2.29 ***	1.67 ***	
$\Delta Credit_{(t)}$	21.28 **	9.43 ***		12.53	9.61 ***	
Default _(t)	-31.07 **	-5.21 **		-10.05	-4.86 *	
NER _(t)	-1.10 **	-0.65		-2.12 ***	-0.54	
GDP _(t-1)	-9.35 ***		-3.90 ***	-11.69 ***		-4.62 ***
Stock _(t-1)	0.49		0.41 **	0.23		0.41 **
House _(t-1)	2.87 **		-2.03 ***	3.30 **		-2.14 ***

Infl _(t-1)	-10.51 *		5.22 **	13.21 *		6.39 **
Δ RF _(t-1)	30.91 ***		9.89 **	24.80 ***		11.41 *
Lev _(t-1)	0.89 ***		0.12	-0.07		0.16 **
Unemp _(t-1)	-5.03		-25.87 ***	-0.79		-27.54 ***
Δ Debt _(t-1)	-0.22 ***		-0.01	-0.15 ***		-0.01
Deficit _(t-1)	3.05 ***		0.21	2.72 ***		0.37 *
Δ Credit _(t-1)	-5.18		7.94 ***	-0.68		8.83 ***
Default _(t-1)	1.06		-1.26	-4.21		-1.87
NER _(t-1)	0.75 **		-0.54 *	-0.43		-0.61 **
Avg[NPL] _(t-1)	No	No	No	Yes	Yes	Yes
Overall R ²	0.05	0.04	0.02	0.06	0.04	0.02
Between R ²	0.01	0.04	0.03	0.00	0.04	0.03
Within R ²	0.06	0.05	0.03	0.07	0.05	0.03
#obs	3596	3730	3691	3596	3730	3691

가. 부의 효과 가설

〈표 3〉의 모형 I을 보면, GDP성장률(GDP), 주가수익률(Stock), 주택가격상승률(House)이 NPL에 미치는 영향은 동일 시점에서 각각 -5.057, -0.894, -7.586으로 매우 유의하게 나타났다. 이 결과는 ‘가설 1.가’의 예상과 동일하다. 그리고 동일 시점의 인플레이션(Infl)은 9.630의 유의한 값으로 나타났는데, 인플레이션은 부의 실질 가치를 하락시키므로 이 역시 가설에 부합하는 결과이다.

- 선별된 변수: GDP(t), Stock(t), House(t), Infl(t).

나. 투기 가설

‘가설 1.나’는 투자자산에 대한 투기적 수요가 NPL의 상승으로 이어진다고 예상한다. 모형 III을 보면 반년 전의 주가 수익률이 통계적으로 유의한 양의 효과(0.405)를 갖는 것으로 나타나 가설을 지지하였다. 주가 수익률이 먼저 상승한 후 NPL이 시차를 두고 상승하는 것으로 해석할 수 있다.

- 선별된 변수: Stock(t-1).

다. 지급 능력 가설

무위험이자율(ΔRF)은 시차와 관계없이 모든 모형에서 매우 유의한 양의 값을 보였다. 이는 이자부담의 증가가 차주의 상환 여력을 약화시켜 NPL을 상승시킨다는 것을 의미한다. 또한, 기업부채(Lev)도 시차와 관계없이 대부분의 모형에서 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다(예: 모형 II, 0.300). 이러한 결과는 ‘가설 1.다’의 예상을 지지한다. 반면 실업률(Unemp)의 추정계수는 모형에 따라 상이하게 나타났다.⁷⁾

- 선별된 변수: $\Delta RF(t)$, $\Delta RF(t-1)$, Lev(t), Lev(t-1).

라. 정부 위험 가설

정부지출/수입(Deficit)은 시차와 관계없이 거의 모든 모형에서 통계적으로 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타났다(예: 모형 II, 1.517). 이는 적자 재정의 위험이 두드러질 경우 NPL이 상승할 수 있다는 ‘가설 1.라’와 부합한다. 한편 정부부채/GDP($\Delta Debt$)의 경우 가설의 예상과 상이한 결과가 나타났다.

- 선별된 변수: Deficit(t), Deficit(t-1).

마. 신용 위험 가설

은행의 NPL과 비금융업신용/GDP($\Delta Credit$)는 시차와 관계없이 대부분의 모형에서 유의한 추정계수를 갖는 것으로 나타났다(예: 모형 II, 9.435). 이 결과는 비금융 부문의 신용 위험에 기인하여 NPL이 상승한다는 ‘가설 1.마’를 지지한다. 반면 채권의 부도스프레드(Default)는 가설의 예상과 상반된 결과로 나타났다. 그러나 Diwan and Rodrik(1992), Louzis et al.(2012), Klein(2013) 등에서 강조된 신용변수의 중요성을 간과할 수 없어, 부도스프레드는 예외적으로 이후 분석에 포함하였다.

- 선별된 변수: $\Delta Credit(t)$, $\Delta Credit(t-1)$, Default(t).

7) 그런데 만약 은행들이 실업률을 주요한 위험 지표로 간주한다면, 실업률이 높은 시기에 은행들이 보수적으로 신규 대출자에 대한 심사를 강화하여 오히려 NPL이 하락할 가능성이 있다.

바. 수출 충격 ($\leftrightarrow$ 수입 충격)

모형 I을 보면 동일 시점에서 NPL과 대미 명목환율(NER) 사이에는 통계적으로 유의한 음의 관계가 관찰되었다. 이것은 환율 하락(원화 절상)에 따라 수출경쟁력을 감소하여 수출기업의 상황 여력이 악화될 수 있다는 ‘수출 충격 가설’을 지지한다. 그러나 반년 전의 환율에는 통계적 유의성이 나타나지 않았다.

- 선별된 변수: $NER(t)$.

이 절의 거시변수 가설 검증을 통과한 선별된 거시변수 요인은 동일 시점의 $GDP(t)$, $Stock(t)$, $House(t)$, $Infl(t)$, $\Delta RF(t)$, $Lev(t)$, $Deficit(t)$, $\Delta Credit(t)$, $NER(t)$ 와 반년 전의 $Stock(t-1)$, $\Delta RF(t-1)$, $Lev(t-1)$, $Deficit(t-1)$, $\Delta Credit(t-1)$ 이다. 예외적으로, 여러 연구에서 중요성이 부각된 부도스프레드(Default(t))를 <표 3>의 결과와 관계없이 추가로 선별하였다. 선별된 거시변수 요인은 다음 절의 은행변수 가설 검증에서 통제 변수로 사용되고, 4장의 전달 효과 분석에서도 거시경제적 경로로서 고려된다.

2. 은행변수 가설 검증

이 절에서 은행변수 가설 검증을 위해 사용하는 동태적 패널 모형은 다음과 같은 구조를 갖는다.

$$\begin{aligned} NPL_{i,t} &= FE_i + \rho_1 NPL_{i,t-1} \\ &\quad + \beta_1 Bank_{t-1} + \theta_0 Macro_t + \phi_1 Avg[NPL]_{t-1} + \epsilon_{i,t} \\ \epsilon_{i,t} &\sim N(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 FE_i 는 은행별 이질성을 통제하고 $NPL_{i,t-1}$ 은 NPL의 자기상관성을 통제한다. 앞 절에서 선별된 거시변수 요인인 $Macro_t$ 는 거시경제적 영향을 통제하고 전기 NPL 상승률의 전체 은행 평균인 $Avg[NPL]_{t-1}$ 는 지정되지 않은 잠재적 내생변수를 통제한다. 그리고 $Bank_{t-1}$ 는 선결변수(predetermined variable)로 간주되는 은행변수 요인이다. 거시변수가 외생변수(exogenous variable)로 간주되는 것에 비해 은행변수는 선결변수로 간주되는데, 이는 Roodman(2006)의 방식을 따

른 것이다.⁸⁾

다양한 분석을 위해서, <표 4>에서는 은행변수 요인만 단독으로 사용한 분석(모형 I, 모형 III, 모형 V)과 은행변수와 거시변수 요인을 모두 사용한 분석(모형 II, 모형 IV, 모형 VI)의 결과 모두 제시하였다. 은행변수 요인만 사용한 모형 I과 모형 V에서는 $Avg[NPL]_{t-1}$ 의 추정계수가 각각 0.152와 0.180의 유의한 양의 값으로 산출된 반면, $Macro_t$ 를 추가한 모형 II와 VI에서는 $Avg[NPL]_{t-1}$ 추정계수의 통계적 유의성이 사라졌다. 이러한 결과는 모형 I과 모형 V에서 은행 평균값인 $Avg[NPL]_{t-1}$ 이 어떤 거시경제적 영향을 통제하고 있었음을 암시한다.

<표 4>의 모든 모형에서 NPL_{t-1} 추정계수는 모두 유의한 음의 값으로 나타났다(예: 모형 I, -0.106). 즉, 동태적 패널 모형으로 NPL 상승률의 결정요인을 통제할 경우 NPL의 자기상관성은 음수이다. 그러나 결정요인을 통제하지 않을 때의 NPL의 자기상관성은 양수로 나타난다. 표본기간에서 5년 이상 존재한 개별은행에 대해 자기상관성을 계산하면, 평균적으로 약 0.049의 자기상관계수를 보인다.

한편 동태적 패널 모형은, 전진 직교차분(forward orthogonal deviation; 이하 FOD) 변환한 후 Arellano and Bond(1991)의 차분 GMM(generalized method of moments)을 적용하여 추정되었다. Arellano and Bover(1995), Blundell and Bond(1998)의 시스템 GMM을 적용하지 않은 이유는 표본이 신설된 은행을 다수 포함하는 경우 일치추정량을 산출되지 않는다는 계량적 근거 때문이다. 본 연구는 164개의 은행을 포함한 가능한 넓은 표본을 사용하고 있으므로, 추정방식 선택에 주의하였다. Anderson and Hsiao(1982), Arellano and Bond(1991)의 단순차분(first-difference; 이하 FD) 변환을 시행하지 않은 이유도 FD 변환이 FOD 변환보다 비효율적이라는 계량적 근거 때문이다.⁹⁾ 그러나, 지면 관계상 보고하지는 않았지만, FD 변환을 시행한 결과도 FOD 변환을 시행한 <표 4>와 비슷하다.

8) 자기회귀 모형의 오차항(ϵ_t)과 설명변수 사이에 다음과 같은 관계를 가정한다. 외생변수는 $x_\tau^{exo} \perp \epsilon_t (\forall \tau)$, 선결변수는 $x_\tau^{pre} \perp \epsilon_t (\tau = t, t-1, \dots, 0)$, 그리고 내생변수는 $x_\tau^{end} \perp \epsilon_t (\forall \tau = t-1, t-2, \dots, 0)$ 을 가정하고 있다.

9) 동태적 패널 모형 $y_{i,t} = \alpha_i + \rho y_{i,t} + \theta x_{i,t} + \epsilon_{i,t}$, $\epsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2)$ 의 FD 변환은 $\Delta y_{i,t} = \rho \Delta y_{i,t-1} + \theta \Delta x_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t}$ 이고, FOD 변환은 $y_{i,t}^* = \rho y_{i,t}^* + \theta x_{i,t}^* + \epsilon_{i,t}^*$ 이다. 여기서

〈표 4〉의 패널 A는 전체 은행을 표본으로한 추정 결과를, 패널 B와 패널 C는 각각 일반은행과 저축은행을 표본으로한 추정 결과를 요약적으로 보여준다.¹⁰⁾ Sargan(1958), Hansen(1982)의 과대식별제약(over-identifying restriction) 검정에 이상이 없고, Arellano and Bond(1991)의 1계 및 2계 자기상관(second-order autocorrelation) 검정에도 이상이 없으므로, 모형설정의 문제(misspecification)가 없는 것으로 판단할 수 있다.¹¹⁾

$X_{i,t}^* \equiv \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} (X_{i,t} - \frac{X_{i,t+1} + \dots + X_{i,T}}{T-t})$ 이다 FOD 변환의 도구변수는 두 기간 전 종속 변수($y_{i,t-2}$)와 내생변수($x_{i,t-2}^{end}$) 혹은 한 기간 전 선결변수($x_{i,t-1}^{pre}$)가 될 수 있다. 이에 반해 FOD 변환의 도구변수는 한 기간 전 종속변수($y_{i,t-1}$)와 내생변수($x_{i,t-1}^{end}$) 혹은 동일 시점의 선결변수($x_{i,t}^{pre}$)가 가능하다. 그러므로 FOD 변환 시 종속변수와 가장 가까운 시점에 있는 도구변수로 GMM을 적용할 수 있고, 보다 효율적인 추정치가 산출된다.

- 10) 대표본에서는 two-step GMM 추정치가, 소표본에서는 one-step GMM 추정치가 더 효율적이다. 그러므로 154~157개 은행이 표본인 패널 A에는 two-step GMM을, 22~25개 은행이 표본인 패널 B에는 one-step GMM을 적용하였다. 도구변수의 개수에서 패널 B는 패널 A보다 적다. 패널 C는 패널 B의 설정을 그대로 따른다. 모든 추정에서 도구변수의 결측치는 0으로 치환하였고(Holtz-Eakin et al., 1988), 오차항의 공분산은 로버스트 추정치로 계산되었다.

- 11) $\Delta\epsilon_{i,t} \equiv \epsilon_{i,t} - \epsilon_{i,t-1}$ 에 1계 자기상관은 있고, 2계 자기상관이 없다는 것은 오차항 $\epsilon_{i,t}$ 에 자기상관이 없다는 것을 암시한다.

〈Table 4〉 Bank-Level Determinants of NPLs Growth: Dynamic Panel Model Estimation

The table reports the coefficient estimates and their statistical significance of the tests of the bank-level determinants of NPLs growth. The sample includes 164 (in total) of commercial banks and savings banks over the period from 2000 to 2016. The dynamic panel model is specified in Eq.(2) and estimated via forward orthogonal deviation transformation in the difference GMM scheme. The selected set of macroeconomic variables used in models (II), (IV), and (VI) includes GDP(t), Stock(t), House(t), Inf(t), Δ RF(t), Lev(t), Defict(t), Δ Credit(t), Default(t), NER(t); Stock(t-1), Δ RF(t-1), Lev(t-1), Deficit(t-1), Δ Credit(t-1), which coincide with the expected sign in table 1. #lag of END, #lag of PRE, and #instrument are the numbers of endogenous, predetermined, and total instrumental variables, AR(1) and AR(2) are Arellano and Bond (1991)'s tests for no autocorrelation applied to the differenced residuals, $\Delta\epsilon_{i,t}$. Significance at the 1% level is denoted by ***, at the 5% level by **, and at the 10% level by *.

	Panel A. Commercial/savings banks		Panel B. Commercial banks		Panel C. Savings banks	
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
NPL _(t-1)	-0.11 ***	-0.10 ***	-0.10 **	-0.11 ***	-0.09 **	-0.09 **
Avg[NPL] _(t-1)	0.15 ***	0.01	0.03	-0.22 **	0.18 ***	0.08
NIE _(t-1)	-1.04 ***	-1.05 ***	-0.95 **	-0.35	-5.64 ***	-8.78 ***
Exp _(t-1)	-0.03 ***	-0.01 *	-0.10	-0.18 ***	-0.05	0.03
ROA _(t-1)	0.68 ***	0.28	4.79	4.89 *	-2.47	-4.53 *
E/A _(t-1)	-0.06	-0.09	0.05	-0.10	0.27	0.18
Size _(t-1)	0.67 ***	0.84 ***	0.78 ***	0.15	0.79 ***	1.13 ***
Liq _(t-1)	-0.73 ***	-0.56 ***	-0.92 **	-0.62 ***	-1.34 ***	-0.73
L/A _(t-1)	-0.04	0.22 ***	1.03 ***	-0.07	0.34	1.51 ***
L/D _(t-1)	0.13 ***	0.06	0.07 ***	0.03 **	0.05	-0.10
II _(t-1)	1.00 ***	0.73	12.90 ***	0.10	2.48	2.50
NII _(t-1)	-0.04 ***	-0.01	0.12	0.00	0.05	0.16
Macro Var.	No	Yes	No	Yes	No	Yes
GMM	Two-step	Two-step	One-step	One-step	One-step	One-step
#lag of END	5	5	5	5	5	5
#lag of PRE	3	3	1	1	1	1
#instrument	1,101	1,059	502	490	464	463
AR(1)	0.001	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000
AR(2)	0.523	0.438	0.324	0.446	0.430	0.317
#obs	3,372	3,259	540	505	2,832	2,754

가. 부실 경영 가설 (↔ 과도 긴축 가설)

비용 비효율성의 척도인 NIE와 Exp는 모형 I(모형 II)에서 각각 통계적으로 매우 유의한 -1.043(-1.047)과 -0.032(-0.013)를 갖는 것으로 나타났다. 다른 모형에서도 대체로 유사한 결과가 나타났다. 이는 성과를 내기 위해 비용 효율성을 극단적으로 추구하는 은행에서 오히려 높은 NPL 상승이 일어날 수 있다는 것을 의미한다. 이 결과는 ‘부실 경영 가설’을 지지하는 반면 ‘과도 긴축 가설’ 기각한다. 한편 은행의 NPL과 ROA의 관계는 모호해 보인다.

나. 도덕적 해이 가설

분석 결과 시장 지배력의 척도인 E/A와 Size에서 ‘가설 2.나’를 지지할 뚜렷한 결과가 나타나지 않았다. 본 연구에서는 상대적으로 시장 지배력이 낮은 저축은행이 더욱 비우량 대출을 남용하여 시장 지배력을 확장할 것이라고 예상하였으나, 저축은행 표본(패널 C)에서도 역시 가설에 부합하는 결과가 나타나지 않았다.

다. 대마불사 가설

모형 I에서 Size는 0.669의 매우 유의한 양의 계수를 보였다. 다른 모형에서 관찰되는 결과도 대체로 유사하다. 이는 정부의 보호를 기대할 수 있는 거대 은행이 더 많은 부실여신에 노출된다는 ‘가설 2.다’를 지지하는 결과이다. 이 가설에 따르면, 구제금융의 정책적 관행이 거대 은행의 역선택을 초래했다는 주장도 가능하다.¹²⁾

라. 유동성 위험 가설

은행 유동성의 지표인 Liq는 모형 I에서 매우 유의한 음의 값(-0.728)을 갖는 것으로 나타났다. 다른 모형에서도 대체로 유사한 결과가 나타났다. 이러한 결과는

12) 반대로, 같은 결과를 두고, 단지 거대 은행이 거대 부실기업에 대출을 해야만 하는 불가피한 상황에 놓여 있는 것으로 해석할 수도 있다.

은행 자신의 유동성 문제가 해당 은행의 NPL 상승을 초래한다는 ‘가설 2.라’의 예상에 부합한다.

마. 대출 공급 가설

‘가설 2.마’는 은행이 공격적으로 공급한 대출자산의 부메랑 효과를 논하고 있다. 위험 선호도의 지표인 L/A 및 L/D 는 다수의 모형에서 유의한 양의 계수로 산출되었다. 대출자산의 비우량도를 측정하는 Π 역시 모든 모형에서 양의 값을 보였고, 특히 모형 I과 모형 III에서 Π 의 추정계수는 각각 1.004와 12.903으로 통계적 유의성을 보였다. 이는 가설을 지지하는 결과이다.

바. 수익 다각화 가설

은행이 수익의 원천을 적절히 분산하여 경영을 안정시키고 부실여신을 줄일 수 있다는 ‘가설 2.바’를 지지할 뚜렷한 결과가 발견되지 않았다. 수익 다각화의 척도인 NII 의 추정 결과는 모형마다 일관되게 나타나지 않았다.

이 절에서는 은행별 이질성과 자기상관성, 지정되지 않은 내생변수와 거시변수 요인의 영향을 모두 통제한 후 은행변수 가설을 검증하였다. 분석 결과, 과도 긴축 가설, 대마불사 가설, 유동성 위험 가설, 그리고 대출 공급 가설은 지지되었지만, 부실 경영 가설, 도덕적 해이 가설, 그리고 수익 다각화 가설에 대해서는 이를 지지할만한 뚜렷한 결과가 나타나지 않았다.

IV. 금융 부문 위기의 전달 효과

이 장에서는 NPL과 실물 경제 사이의 상호 영향 및 전달 효과가 어떤 거시경제적 경로를 통해 나타나는지 여러 지표로써 분석하였다. 금융 부문과 실물 경제 사

이의 동시적 관계와 인과적 관계를 측정하였고, 전달 효과의 속도와 방향(충격반응함수), 그리고 금융 부문이 실물 경제에 미치는 영향력(분산분해)을 기간별로 측정하였다. 본 연구에서 은행 시스템의 위기가 실물 경제로 전달되는 과정을 별도의 장으로 분석하는 이유는, 동 결과가 정책 당국에 시사점을 제공하기 때문이다. 만약 NPL의 상승이 은행 단위의 문제를 넘어 실물 경제에 부정적 영향을 주는 것으로 분석된다면, 이는 정책 당국이 은행의 NPL을 적극적으로 감독해야 할 근거로 볼 수 있다.

1. 패널 VAR 모형 설명

패널 VAR 모형은 은행 시스템에서 실물 경제로의 전달 효과를 설명하는데 적합한 모형이다. 패널 VAR 모형을 사용하면 은행별 이질성과 종속변수의 자기상관성을 통제하고, 종속변수 간 교차상관성(cross-correlation)을 설명할 수 있다. 본 연구에서 사용하는 패널 VAR 모형은 다음의 식 (3)과 같다.¹³⁾ <표 5>의 ‘G.E. (Granger casual effect)’ 열에 기록된 인과적 관계는 식 (3)의 3×3 계수행렬인 B_1 과 B_2 로부터 산출되었다.

$$\begin{pmatrix} NPL_{i,t} \\ Channel_t \\ GDP_t \end{pmatrix} = FE_i + B_1 \begin{pmatrix} NPL_{i,t-1} \\ Channel_{t-1} \\ GDP_{t-1} \end{pmatrix} + B_2 \begin{pmatrix} NPL_{i,t-2} \\ Channel_{t-2} \\ GDP_{t-2} \end{pmatrix} + \epsilon_{i,t}$$

$$\epsilon_{i,t} \sim N(0, \Sigma) \quad (3)$$

여기서 벡터를 구성하는 $NPL_{i,t}$ 은 금융 부문을, $Channel_t$ 은 거시경제적 경로를, GDP_t 는 실물 경제를 의미하는 변수이다. 식 (3)의 모형 설정은 동일 시점에서 $NPL_{i,t}$ 의 충격을 가장 외생적인 것으로, GDP_t 의 반응을 가장 내생적인 것으로 간주한다.¹⁴⁾ 충격과 반응을 잇는 전달 경로 $Channel_t$ 에는 앞 장에서 선별된 거시변수

13) 또한, 계절성(seasonality)을 통제하기 위해 종속변수 자신의 반년 전(t-1) 값과 일년 전(t-2) 값까지 설명변수로서 모형에 포함하였다.

14) 식 (3), 패널 VAR 모형에서는 벡터의 변수 순서에 의해 변수 간 외생성이 결정된다. 이때의 외생성은 단지 변수 간 동시적 관계를 제약하여 구조형태를 추정하기 위해 도입된 식별체계(identification scheme)일 뿐 인과적 관계를 제약하는 것이 아니다. 만약 변수 간 인

(Stock, House, Infl, Δ RF, Lev, Deficit, Δ Credit, Default, NER) 중 하나가 배치된다. 이와 같이 은행 시스템 변수를 가장 앞에 배치하는 모형 설정은 Marcucci and Quagliariello(2008), De Bock and Demyanets(2012), Klein(2013) 등에서 제안된 것이다.

식 (3)은 패널 VAR 모형의 축약형태(reduced form)인 반면, 다음의 식 (4)는 패널 VAR 모형의 구조형태(structural form)이다. <표 5>의 'C.E. (contemporaneous effect)'에 기록된 동시적 관계는 식 (4)의 3×3 구조행렬인 Γ 로부터 산출되었다.

$$\Gamma \begin{pmatrix} NPL_{i,t} \\ Channel_t \\ GDP_t \end{pmatrix} = FE_i + A_1 \begin{pmatrix} NPL_{i,t-1} \\ Channel_{t-1} \\ GDP_{t-1} \end{pmatrix} + A_2 \begin{pmatrix} NPL_{i,t-2} \\ Channel_{t-2} \\ GDP_{t-2} \end{pmatrix} + e_{i,t}$$

$$e_{i,t} \sim N(0, I_3) \quad (4)$$

다시 패널 VAR 모형을 Wold(1938)의 $VAR(\infty)$ 로 표현하면 다음의 식 (5)와 같다. <표 5>의 'Impulse Response Functions' 열에 기록된 (직교화된) 충격반응함수는 식 (5)의 3×3 계수행렬인 Ψ_h 로부터 산출되었다.¹⁵⁾

$$\begin{pmatrix} NPL_{i,t} \\ Channel_t \\ GDP_t \end{pmatrix} = \sum_{j=0}^{\infty} \Psi_j e_{i,t-j} \quad (5)$$

한편 <표 5>의 'Variance Decompositions' 열에 기록된 분산분해 결과는 충격반응 함수를 직접 사용하여 계산되었다.¹⁶⁾

과적 관계가 제약된다면, 이들 변수를 사용한 어떤 시계열 모형도 무의미하다. 한편 3장 2절의 식 (2), 동태적 패널 모형에서는 Roodman(2006)의 방식을 따라 GDP 등의 거시변수를 NPL 잔차의 외생변수로 간주하였다. 이때의 외생성은 단지 모형 추정에 필요한 도구변수를 정성적으로 선별하기 위해 도입된 관념일 뿐 변수 간 동시적 관계나 인과적 관계를 제약하는 것이 아니다. 따라서 본 연구의 두 모형이 가정하고 있는 각각의 외생성은 모순되지 않는다.

15) Ψ_h 는 h기간 후의 충격반응함수이다. 동일 시점(h=0)에서는 $\Psi_0 = \Gamma^{-1}$ 가 성립하므로, 동일 시점의 충격반응함수 Ψ_0 는 동시적 관계 Γ 와 밀접한 관련이 있다.

16) $FEVD_h^{(3,1)} \equiv \sum_{j=0}^{h-1} (\Psi_j^{(3,1)})^2 / \sum_{k=1}^K \sum_{j=0}^{h-1} (\Psi_j^{(3,k)})^2$ 의 의미는, h기간 후 발생할 GDP의 예상외 총변동에서 NPL의 누적된 충격에 기인한 GDP의 예상외 변동이 차지하는 비율이다. 본 연구에서는 $FEVD_h^{(3,1)}$ 를 금융 부문이 실물 경제에 미치는 영향력으로 해석한다.

(Table 5) Feedback effects from the Banking Sector to the Real Economy: Panel VAR Model Estimation

The table reports the coefficient estimates and their statistical significance of the tests of the feedback effects from the banking sector to the real economy. The sample includes 164 (in total) of commercial banks and savings banks over the period from 2000 to 2016. The panel VAR model is specified in Eq.(3)-(5) and estimated via forward orthogonal deviation transformation in the difference GMM scheme. All estimates from the models satisfy the stability condition. C.E., G.E. are contemporaneous effects found in the structural form, Eq. (4), and Granger causal effects found in the reduced form, Eq. (3). The orthogonalized impulse response function and forecast error variance decomposition are estimated from Wold (1938)'s VAR(∞) representation, Eq. (5). Significance at the 10% level is highlighted in bold type.

Channel	C.E.	G.E.	Impulse Response Functions						Variance Decompositions					
			0	0.5Y	1Y	1.5Y	2Y	2.5Y	3Y	0.5Y	1Y	1.5Y	2Y	
Panel A. Ordering of the variables: NPL, Channel, GDP (in that order)														
Stock	-0.0019	No	-0.0017	-0.0013	-0.0004	0.0001	-0.0000	0.0000	0.0000	1.7%	2.0%	2.1%	2.0%	
House	-0.0018	No	-0.0017	-0.0015	-0.0005	0.0002	0.0006	0.0005	0.0001	1.5%	2.1%	2.2%	2.1%	
Infl	-0.0028	Yes	-0.0017	-0.0014	-0.0006	0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0001	1.5%	2.2%	2.3%	2.3%	
ΔRF	-0.0024	No	-0.0015	-0.0016	-0.0006	0.0000	0.0001	0.0000	-0.0000	1.4%	2.5%	2.6%	2.6%	
Lev	-0.0016	No	-0.0010	-0.0007	0.0000	0.0003	0.0002	0.0001	0.0001	0.6%	0.7%	0.7%	0.7%	
Deficit	-0.0024	No	-0.0015	-0.0015	-0.0002	0.0003	0.0007	0.0007	0.0006	1.0%	1.4%	1.3%	1.3%	
ΔCredit	-0.0013	No	-0.0009	-0.0005	0.0002	0.0003	0.0001	0.0001	0.0001	0.5%	0.5%	0.5%	0.5%	
Default	-0.0021	Yes	-0.0017	-0.0000	0.0011	0.0006	-0.0001	-0.0003	-0.0002	1.5%	1.3%	1.8%	1.9%	
NER	-0.0027	No	-0.0018	-0.0013	-0.0003	0.0002	0.0001	-0.0001	-0.0002	1.8%	2.0%	2.0%	1.9%	

〈Table 5—continued〉

Channel	C.E.	G.E.	Impulse Response Functions							Variance Decompositions				
			0	0.5Y	1Y	1.5Y	2Y	2.5Y	3Y	0.5Y	1Y	1.5Y	2Y	
Panel B. Ordering of the variables: GDP, Channel, NPL (in that order)														
Stock		No	0.0000	-0.0003	-0.0002	-0.0001	-0.0002	-0.0000	0.0000	0.0%	0.0%	0.1%	0.1%	
House		No	0.0000	-0.0005	-0.0005	-0.0002	0.0002	0.0003	0.0002	0.0%	0.0%	0.1%	0.2%	
Infl		No	0.0000	-0.0007	-0.0005	-0.0000	0.0000	0.0000	-0.0000	0.0%	0.0%	0.3%	0.3%	
ΔRF		No	0.0000	-0.0009	-0.0007	-0.0001	0.0001	0.0000	-0.0000	0.0%	0.0%	0.7%	0.7%	
Lev		No	0.0000	-0.0002	0.0000	0.0001	0.0001	0.0000	0.0000	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	
Deficit		No	0.0000	-0.0006	-0.0000	0.0001	0.0002	0.0002	0.0002	0.0%	0.0%	0.1%	0.1%	
ΔCredit		No	0.0000	-0.0001	0.0003	0.0003	0.0002	0.0001	0.0000	0.0%	0.0%	0.0%	0.1%	
Default		Yes	0.0000	0.0005	0.0009	0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0000	0.0%	0.0%	0.4%	0.5%	
NER		No	0.0000	-0.0003	-0.0001	0.0000	-0.0000	-0.0000	-0.0000	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	

2. 전달 효과에 대한 경로 분석

이 절에서는 전달 효과에 대한 경로 분석 결과를 요약하고 정책적 시사점을 도출한다. <표 5>는 NPL의 충격을 시작점으로, GDP의 반응을 종착점으로 하고, 'Channel' 열에 표시된 거시변수가 경로 역할을 수행하는 패널 VAR 모형의 분석 결과를 보여준다. 이때 패널 VAR 모형은 FOD 변환과 차분 GMM로 추정되었으며, 패널 VAR 모형이 안정조건(stability condition)을 만족한다는 것을 확인하였다.¹⁷⁾

<표 5>의 패널 A는 은행 시스템 변수를 가장 앞에 배치한 모형이고, 패널 B는 은행 시스템 변수를 가장 뒤에 배치한 모형이다. 즉, 패널 A는 NPL의 충격이 동일 시점에서 GDP의 반응으로 전달되는 것을 허용하지만, 패널 B는 이를 허용하지 않는다.¹⁸⁾ 따라서 패널 B에서는 충격변수(NPL 상승률)와 반응변수(GDP 성장률)의 동시적 관계는 관측되지 않으며, 첫 번째 직교화된 충격반응함수($\psi_0^{(1,3)}$)와 첫 번째 예측오차 분산분해($FEVD_{0.5Y}^{(1,3)}$)는 모두 0으로 제약된다.

패널 A의 'C.E.' 열에 기록된 NPL과 GDP의 동시적 관계는 모든 거시경제적 경로에서 일관되게 음의 값으로 관찰된다. <그림 1>의 상단에서도 일반은행 또는 저축은행의 NPL 상승률이 GDP 성장률과 뚜렷한 음의 관계에 있음이 확인되었다.¹⁹⁾ 이와 같은 결과는 은행 시스템의 충격이 곧바로 실물 경제의 문제로 이어지고 있음을 시사한다.

패널 A의 'G.E.' 열에 기록된 결과는 Granger(1969) 귀무가설의 통계적 검정 결과이다. 'Yes'는 NPL 상승률로부터 GDP 성장률로의 Granger 인과적 관계가 존재함을, 'No'는 존재하지 않음을 의미한다. 여러 거시경제적 경로 중에서도 Infl 경로와 Default 경로에서만 인과적 관계가 발견되었다. 즉, 이들 경로를 경유한 은행 시스템의 충격이 다른 경로에 비해 보다 지속적으로 실물 경제에 영향을 미치고 있음

17) 동반행렬(companion matrix)의 모든 고유값(eigenvalue)이 단위원(complex unit circle) 내부에 위치할 때 안정조건이 만족된다. 안정조건이 만족되면 모든 종속변수가 정상과정을 따른다.

18) 패널 B와 같이 은행 시스템 변수를 가장 뒤에 배치하는 모형 설정은 Espinoza and Prasad(2010)에서 사용된 바 있다.

19) 전체 은행 평균 NPL 상승률과 GDP 성장률의 시계열 상관관계는 -0.278이다.

을 시사한다. 특히 Default 경로에서 발견된 인과적 관계는, 금융 부문 위기의 전달 과정에서 신용변수(ΔCredit , Default)가 중요한 매개 역할을 수행한다고 주장한 Diwan and Rodrik(1992), Louzis et al.(2012), Klein(2013) 등의 연구 결과와 일치한다.

패널 A의 'Impulse Response Functions' 열에 기록된 충격반응함수는 대체로 약 1년까지 음의 값으로 나타났다. Stock 경로를 예를 들어, 1년까지의 충격반응함수는 $\psi_0^{(3,1)} = -0.0017$, $\psi_{0.5Y}^{(3,1)} = -0.0013$, $\psi_{1Y}^{(3,1)} = -0.0004$ 로 산출되었는데, 이는 은행 시스템의 한 단위 충격이 당기의 GDP 성장률을 -0.17% 하락시키고, 6개월 후 다시 -0.13%, 1년 후 다시 -0.04% 하락시키고 있음을 의미한다. 이러한 전달 효과는 1년 동안 누적되어 GDP 성장률을 -0.34% 하락시켰다. Default 경로에서는 GDP 성장률을 하락시키는 기간이 더욱 짧았다. 당기의 충격반응함수($\psi_0^{(3,1)} = -0.0017$)는 음의 값으로 나타났지만, 1년 후와 1년 6개월 후에 양의 값으로 나타난 충격반응함수($\psi_{1Y}^{(3,1)} = 0.0011$, $\psi_{1.5Y}^{(3,1)} = 0.0006$)가 이를 상쇄하였다.

충격반응함수의 분석 결과는 NPL 상승률이 높을수록 GDP 성장률이 낮아지는 전달 효과를 지지하고 있지만, 3장 1절의 <표 3>, 고정효과 모형에서는 GDP 성장률이 낮을 때 NPL이 급격히 상승한다는 부의 효과 가설을 지지하고 있다. 두 결과를 연결하면, 먼저 NPL에서 발생한 충격이 약 1년까지 GDP 성장률을 하락시키고, 하락한 GDP 성장률이 다시 NPL을 상승시켜 금융 부문의 위기를 고조시키는 역의 시너지를 추정할 수 있다. 이러한 역의 시너지를 '균형 파괴적 관계'라고 부른다.

패널 A의 'Variance Decomposition' 열에 기록된 분산분해 결과는 예측 기간에 관계없이 약 2% 수준으로 관찰되었다. 구체적으로 Stock 경로를 보면, 6개월(0.5Y) 후 GDP의 예상외 총변동 중 1.7%는 NPL의 충격에 기인하였다. 기간이 1년(1Y), 1년 6개월(1.6Y), 2년(2Y)으로 늘어남에 따라 NPL의 충격으로 설명되는 비율이 2.0%, 2.1%, 2.0%로 변했다. 즉, NPL이 GDP에 미치는 영향력은 GDP의 예상외 총변동 중 약 2%를 설명하는 수준이다. 앞서 서술한 NPL과 GDP의 균형 파괴적 관계까지 고려하면, 실물 경제의 안정을 위해 정책 당국이 은행의 NPL을 적극적으로 감독해야 함을 알 수 있다.

한편 패널 B에서는 NPL의 충격으로부터 GDP의 반응으로 이어지는 전달 효과

가 전반적으로 약화되었다. 그러나 이러한 결과가 동일 시점에서의 전달 효과를 허용하지 않는 인색한(parsimonious) 모형 설정에 의한 것임을 고려해야 한다. 모형 설정에 의해 동시적 관계는 관측되지 않았고, 인과적 관계는 Default 경로에서만 발견되었다.

패널 B의 여러 거시경제적 경로에서 단기 충격반응함수는 여전히 음(-)의 값이지만, 예외적으로 Default 경로에서는 양의 값($\psi_{0.5Y}^{(1,3)} = 0.0005$)으로 나타났다. 이것은 패널 A의 Default 경로에서 충격반응함수가 당기에만 음의 값으로 나타난 것과 일치하는 결과이다.

동일 시점에서의 전달 효과를 허용하지 않는 인색한 모형 설정에도 불구하고 패널 B의 Infl 경로에서의 충격반응함수($\psi_{0.5Y}^{(1,3)} = -0.0007$, $\psi_{1Y}^{(1,3)} = -0.0005$)와 ΔRF 경로에서의 충격반응함수($\psi_{0.5Y}^{(1,3)} = -0.0009$)는 통계적으로 유의한 음수로 나타났다. 분산분해 결과도 다른 경로에서의 결과보다 높은 값으로 관찰되었다. 이러한 결과는 금융부문에서 위기가 전달되는 과정에서 물가 요인(Infl)과 이자율 요인(ΔRF)이 중요한 매개 역할을 수행하는 것을 의미한다. 따라서 정책 당국은 통화 정책을 수행함에 있어 실물 경제의 부담을 경감하기 위해 먼저 은행 시스템을 점검할 필요가 있다.

마지막으로, <표 5>와 반대 방향($GDP \rightarrow NPL$)의 충격반응함수를 두 모형에서 각각 산출해 보았다. 지면 관계상 보고하지는 않았지만, GDP로부터 NPL로의 충격반응함수는 대부분 통계적으로 유의한 음의 값으로 나타났다. 이는 NPL 결정요인에 관한 <표 3>의 분석에서 GDP의 계수가 유의하게 관측된 것과 일치하는 결과이다.

V. 결론

본 연구는 표본을 164개 일반은행과 저축은행으로 확대하였고, NPL의 상승률에 관한 거시변수 가설과 은행변수 가설을 2단계 실증절차를 사용하여 순차적으로 분석하였다. 그리고 패널 VAR 모형을 사용하여 금융 부문의 영향이 실물 경제로

이어지는 전달 효과를 분석하였다.

결정요인에 대한 분석 결과, NPL의 거시변수 요인 중에서 GDP 성장률, 주가 수익률, 주택가격 상승률, 인플레이션, 무위험이자율, 기업부채, 정부지출/수입, 비금융업신용/GDP, 그리고 명목환율이 기존 연구를 참고하여 설정한 여러 가설을 지지하는 것으로 나타났다. 거시경제 변수의 대부분은 통계적으로 유의하였다. 한편 은행변수 요인 중에서는 비이자지출/총자산(NIE)과 총지출/총수입(Exp)이 과도 긴축 가설을, 자산규모(Size)는 대마불사 가설을, 유동자산/예수부채(Liq)는 유동성 위험 가설을, 총여신/총자산(L/A), 총여신/예수부채(L/D), 그리고 이자수익/총여신(II)은 대출공급가설을 지지하는 것으로 나타났다.

전달 효과에 대한 분석 결과, 은행의 NPL과 GDP 사이에 동시적 음의 관계가 발견되었다. 반면 NPL에서 GDP로의 인과적 관계는 물가 경로와 신용 경로에서만 나타났다. 충격반응함수를 측정한 결과에 따르면, 금융 부문에서 발생한 충격은 약 1년 동안 실물 경제에 부정적 영향을 주는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 개별은행이 NPL이 효과적으로 관리할 때 거시경제적으로도 긍정적인 효과가 있음을 의미한다.

전달 효과는 벡터의 변수 순서를 바꾸어 동일 시점에서의 전달 효과를 허용하지 않는 인색한 모형 설정에서도 검증되었다. 대부분의 거시경제적 경로에서 단기 충격반응함수는 음의 값으로 나타났다. 비록 충격반응함수의 통계적 유의성은 낮아졌지만, 금융 부문에서 발생한 충격이 실물 경제에 부정적 영향을 준다는 주장을 뒷받침한다. 인색한 모형 설정에도 불구하고 특히 물가 경로와 이자율 경로에서 전달 효과가 뚜렷했는데, 이는 정책 당국이 통화 정책을 수행할 때 먼저 은행 시스템을 점검해야 함을 시사한다.

참고문헌

- 구재운·맹경희, “주거래은행의 재무상태가 기업투자에 미치는 효과”, **산업경제연구**, 제25권 3호, 2012, pp. 2147-2168.
- (Translated in English) Koo, J.W. and Maeng, K.H., “The effect of balance sheet of main bank on investment”, *Korea Industrial Economic Association*, Vol. 25 No. 3, 2012, pp. 2147-2168.
- 김상현, “자기자본비율의 상향조정 유인이 은행의 후순위채 발행에 미치는 영향”, **경영교육연구**, 제62권, 2010, pp. 1-20.
- (Translated in English) Kim, S.H., “The effects of capital adequacy ratio on the flotation of subordinated notes and debentures”, *Korean Association of Business Education*, Vol. 62, 2010, pp. 1-20.
- 변현수, “국내은행의 부실여신 결정요인과 실물경제에 미치는 영향”, **산은조사월보**, 제732호, 2016, pp. 3-36.
- 이석영, “은행산업의 효율성 영향요인 분석”, **회계연구**, 제17권 4호, 2012, pp. 249-276.
- (Translated in English) Lee, S.Y., “Efficiency Analysis of the Korean Banking Industry”, *Korean Academic Society of Accounting*, Vol. 17 No. 4, 2012, pp. 249-276.
- 이은서, “은행의 무수익여신 결정요인”, **경영교육연구**, 제28권, 2013, pp. 487-507.
- (Translated in English) Lee, E.S., “Determinants of Non Performing Loans”, *Korean Association of Business Education*, Vol. 28, 2013, pp. 487-507.
- Anderson, T.W. and Hsiao, C., “Formulation and estimation of dynamic models using panel data”, *Journal of Econometrics*, Vol. 18 No. 1, 1982, pp. 47-82.
- Arellano, M. and Bond, S., “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of*

Economic Studies, Vol. 58 No. 2, 1991, pp. 277-297.

and Bover, O., “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 68 No. 1, 1995, pp. 29-51.

Beck, R., Jakubik, P., and PiloIU, A., “Key determinants of non-performing loans: new evidence from a global sample”, *Open Economies Review*, Vol. 26 No. 3, 2015, pp. 525-550.

Berger, A.N. and DeYoung, R., “Problem loans and cost efficiency in commercial banks”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 21 No. 6, 1997, pp. 849-870.

Bholat, D.M., Lastra, R.M., Markose, S.M., Miglionico, A., and Sen, K., “Non-performing loans: regulatory and accounting treatments of assets”, *Working Paper*, 2016.

Blundell, R. and Bond, S., “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 87 No. 1, 1998, pp. 115-143.

Chaibi, H. and Ftiti, Z., “Credit risk determinants: Evidence from a cross-country study”, *Research in International Business and Finance*, Vol. 33, 2015, pp. 1-16.

Choi, I., “Unit root tests for panel data”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 20 No. 2, 2001, pp. 249-272.

Çifter, A., “Bank concentration and non-performing loans in Central and Eastern European countries”, *Journal of Business Economics and Management*, Vol. 16 No. 1, 2015, pp. 117-137.

De Bock, R. and Demyanets, M.A., “Bank Asset Quality in Emerging Markets: Determinants and Spillovers”, *Working Paper*, 2012.

Dickey, D.A. and Fuller, W.A., “Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root”, *Journal of the American Statistical Association*,

- Vol. 74, 1979, pp. 427-431.
- Diwan, I. and Rodrik, D., "Debt reduction, adjustment lending, and burden sharing", *Working Paper*, 1992.
- Espinoza, R.A. and Prasad, A., "Nonperforming loans in the GCC banking system and their macroeconomic effects", *Working Paper*, 2010.
- Festić, M., Kavkler, A., and Repina, S., "The macroeconomic sources of systemic risk in the banking sectors of five new EU member states", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 35 No. 2, 2011, pp. 310-322.
- Fofack, H., "Nonperforming loans in Sub-Saharan Africa: causal analysis and macroeconomic implications", *Working Paper*, 2005.
- Geanakoplos, J., "The leverage cycle", *NBER Macroeconomics Annual*, 24 No. 1, 2010, pp. 1-66.
- Ghosh, A., "Banking-industry specific and regional economic determinants of non-performing loans: Evidence from US states", *Journal of Financial Stability*, Vol. 20, 2015, pp. 93-104.
- Granger, C.W., "Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods", *Econometrica*, Vol. 37 No. 3, 1969, pp. 424-438.
- and Newbold, P., "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2 No. 2, 1974, pp. 111-120.
- Hansen, L.P., "Large sample properties of generalized method of moments estimators", *Econometrica*, Vol. 50 No. 4, 1982, pp. 1029-1054.
- Holtz-Eakin, D., Newey, W., and Rosen, H.S., "Estimating vector autoregressions with panel data", *Econometrica*, Vol. 56 No. 6, 1988, pp. 1371-1395.
- Keeton, W.R., "Does faster loan growth lead to higher loan losses?", *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, Vol. 84 No. 2, 1999.
- and Morris, C.S., "Why do banks' loan losses differ?", *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, Vol. 72 No. 5, 1987.

- Klein, N., “Non-performing loans in CESEE: Determinants and impact on macroeconomic performance”, *Working Paper*, 2013.
- Levin, A., Lin, C.F., and Chu, C.S.J., “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, Vol. 108 No. 1, 2002, pp. 1-24.
- Louzis, D.P., Vouldis, A.T., and Metaxas, V.L., “Macroeconomic and bank-specific determinants of non-performing loans in Greece: A comparative study of mortgage, business and consumer loan portfolios”, *Journal of Banking and Finance*, Vol. 36 No. 4, 2012, pp. 1012-1027.
- Marcucci, J. and Quagliariello, M., “Is Bank Portfolio Riskiness Procyclical?: Evidence from Italy Using a Vector Autoregression”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 18 No. 1, 2008, pp. 46-63.
- Martinez Peria, M., Majnoni, G., Jones, M.T., and Blaschke, W., “Stress testing of financial systems: an overview of issues, methodologies, and FSAP experiences”, *Working Paper*, 2001.
- O'Connell, P.G., “The Overvaluation of Purchasing Power Parity”, *Journal of International Economics*, Vol. 44 No. 1, 1998, pp. 1-19.
- Podpiera, J. and Weill, L., “Bad luck or bad management? Emerging banking market experience”, *Journal of Financial Stability*, Vol. 4 No. 2, 2008, pp. 135-148.
- Rajan, R.G., “Why bank credit policies fluctuate: A theory and some evidence”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109 No. 2, 1994, pp. 399-441.
- Rajan, R. and Dhal, S.C., “Non-performing loans and terms of credit of public sector banks in India: An empirical assessment”, *Reserve Bank of India Occasional Papers*, Vol. 24 No. 3, 2003, pp. 81-121.
- Reinhart, C.M. and Rogoff, K.S., “From financial crash to debt crisis”, *The American Economic Review*, Vol. 101 No. 5, 2011, pp. 1676-1706.

- Roodman, D., "How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata", Working Paper, 2006.
- Ruckes, M., "Bank competition and credit standards", *Review of Financial Studies*, Vol. 17 No. 4, 2004, pp. 1073-1102.
- Salas, V. and Saurina, J., "Credit risk in two institutional regimes: Spanish commercial and savings banks", *Journal of Financial Services Research*, Vol. 22 No. 3, 2002, pp. 203-224.
- Sargan, J. D., "The estimation of economic relationships using instrumental variables", *Econometrica*, Vol. 26, 1958, pp. 393-415.
- Škarica, B., "Determinants of non-performing loans in Central and Eastern European countries", *Financial theory and practice*, Vol. 38 No. 1, 2014, pp. 37-59.
- Sorge, M., "Stress-testing financial systems: an overview of current methodologies", *Working Paper*, 2004.
- Stern, G. H., and Feldman, R. J., "Too big to fail: The hazards of bank bailouts", *Brookings Institution Press*, 2004.
- Us, V., "Dynamics of non-performing loans in the Turkish banking sector by an ownership breakdown: The impact of the global crisis", *Finance Research Letters*, Vol. 20, 2017, pp. 109-117.
- Williams, J., "Determining management behaviour in European banking", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28 No. 10, 2004, pp. 2427-2460.
- Wold, H., "A study in the analysis of stationary time series", *Doctoral dissertation*, 1938.

Abstract

This paper examines the determinants of non-performing loans (hereafter NPLs) in the perspective of the macroeconomic and bank-level variables. Our contributions to the literature are in three folds. First, we employ the fixed effect model controlling for bank-level heterogeneity and the dynamic panel model controlling for autocorrelation to examine the determinants of NPLs growth in the Korean banking sector. On top of that, we extend the sample to commercial banks and savings banks. Including savings bank is crucial since those banks were distressed during the sample periods. Third, this paper analyzes the feedback effects of the banking sector on the real economy using panel vector autoregressive model.

The results show that, among other macroeconomic factors, 'growth rate of GDP', 'growth rate of KOSPI', 'growth rate of HPI', 'inflation', 'risk-free rate', 'corporate sector leverage', 'government spending-to-taxes', 'non-financial sector credit-to-GDP', and 'growth of nominal exchange rate' support the macroeconomic hypotheses. For the bank-level hypotheses, it was found that 1) 'non-interest expenses-to-total assets' and 'total expenses-to-total income' satisfy the skimping hypothesis, 2) 'bank size in log' satisfies the too-big-to-fail hypothesis, 3) 'liquid assets-to-total deposits' satisfy the liquidity hypothesis, and 4) 'total loans-to-total assets', 'total loans-to-total deposits', and 'interest income-to-total loans' satisfy the lending supply hypothesis.

Furthermore, as for the impact of the banking sector on the real economy, a simultaneous negative relationship was found between bank's NPLs and GDP. The causal relationship between the NPLs and GDP, on the other hand, was only found in the inflation and credit channels. According to the impulse response functions estimated, shocks in the banking sector result in negative consequences of the real economy for about one year. This implies that there exists the positive macroeconomic effect if individual banks effectively manage their NPLs.

※ Key words: Non-Performing Loans, Feedback Effects, Dynamic Panel Model, Panel VAR Model

Markov 전환율을 활용한 자영업자 생애근로유형별 연금소득대체율 추정*

Estimation of self-employed pension income using Markov conversion rates

강 성 호** · 류 건 식***
Sunggho Kang · Keonshik Ryu

본 연구는 자영업자 연금소득 수준의 정확한 추정을 위해 생애기간 동안 근로유형 변화를 반영해야 한다는 점에서 Markov 전환율을 활용하여 자영업자 생애근로이력을 추정하고, 이를 바탕으로 연금소득(소득대체율)을 추정하였다.

먼저, 자영업자 생애근로이력 추정결과를 보면, 생애기간 동안 근로유형은 다양하게 변화하고 있음을 확인하였다. 이와 관련하여 25세 입직자의 근로활동기간은 27.3년(임금근로 19.5년, 자영업 7.8년), 비취업 기간은 12.7년으로 추정되었다. 특히, 임금우위형 자영업자의 생애기간 동안 임금근로 기간은 86.0%로 임금근로 기간이 상당히 존재하는 것으로 추정되었다.

다음으로, 근로유형별 연금소득 추정결과를 보면, 순수형의 경우 생애임금근로자가 생애자영업자에 비해 소득대체율이 높았고, 혼합형(현재 자영업자)의 경우 임금우위형, 자영업우위형, 비취업우위형 순으로 연금소득대체율이 높았다. 이를 통해 볼 때 연금소득은 임금근로 혹은 자영업에 종사한 근로기간과 해당 근로행태에서 얻은 소득수준에 따라 결정되는 것을 알 수 있다. 동 분석결과에 따르면 일반적으로 임금근로기간이 길수록 증가하는 것으로 나타났다.

따라서, 자영업자에 대한 노후소득보장 정책을 추진함에 있어서 현재의 근로유형만이 아니라 과거의 근로유형 즉 근로이력의 변화를 동시에 고려하여야 할 것이다.

국문 색인어: 생애소득, Markov 전환율, 소득대체율

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030200, B030400, B030503

* 본 연구의 연구결과는 저자 개인적인 견해이며, 저자의 소속기관과는 무관함을 밝힙니다.

** 보험연구원 연구위원(ksh0515@kiri.or.kr), 제1저자

*** 보험연구원 선임연구위원(keon@kiri.or.kr), 교신저자

논문 투고일: 2018. 03. 09, 논문 최종 수정일: 2018. 05. 15, 논문 게재 확정일: 2018. 05. 10

I. 서론

2017년 말 현재 우리나라 자영업자 비율은 취업자 대비 21.3%로 높은 수준이다(OECD 주요국의 비임금근로자 비율 13.8%),¹⁾ OECD 주요국들과 비교하면, 우리나라의 자영업자 비율은 그리스(35.4%), 멕시코(32.1%), 터키(34.0%) 다음으로 높은 것으로 평가되고 있다(OECD, 2016).

자영업자는 소득불안정으로 인해 임금근로자에 비해 소득이 낮을 뿐만 아니라 노후준비 또한 부족한 것으로 평가되고 있다. 통계청 조사(2017년 기준)에 의하면, 연간 가처분소득 기준으로 자영업자 가구는 상용근로자 가구의 88.5%(경상소득 기준 87.7%)²⁾ 수준이며, 이중 영세자영업자 비중은 증가 추세에 있어 임금소득자와의 소득격차는 더욱 심해질 우려가 있기 때문이다. 이는 자영업자의 노후소득보장을 위해 연금제도의 중요성이 높다는 것을 의미한다. 이러한 점에서 자영업자의 연금소득 형성 과정, 연금소득 수준 등을 점검할 필요가 있겠다.

연금소득을 평가함에 있어서 유의할 점으로, 연금소득은 특정시점의 소득수준에 의해 결정되는 것이 아니라, 생애기간 동안 고용형태 변화와 이에 따른 소득수준의 변화에 의해 결정된다는 점이다. 이는 생애기간에 걸쳐 형성되는 자영업자의 소득흐름을 살펴볼 필요가 있음을 의미한다. 즉, 향후 발생할 연금소득을 평가함에 있어 ‘생애기간에 걸쳐 변화해 온 근로유형 및 근로기간’(이하, 생애근로이력)을 고려하지 않고 현시점의 근로유형만으로 연금소득을 평가할 경우 과소 혹은 과대 평가될 수 있기 때문이다.

따라서, ‘생애근로이력의 변화를 고려한 근로유형’(이하 생애근로유형) 구분을 통해 현재의 자영업자³⁾의 경제적 특성을 살펴볼 필요가 있다. 즉, 자영업자 및 임금근로자의 구분은 현시점에서 결정되지만 노후소득 특히 연금소득은 생애근로

1) http://www.index.go.kr/potal/stts/idxMain/selectPoSttsIdxSearch.do?idx_cd=4014&stts_cd=401402&clas_div=&idx_sys_cd

2) 통계청(<http://kosis.kr>), 통계목록/주제별통계/물가가계/가계/가계금융·복지조사(패널)/가계금융복지(2012년 이후)/공통부문/가구주종사상지위별 가계재무건전성

3) 본 연구에서의 자영업자는 무급종사자를 포함한 개념으로 사용한다.

이력을 통해 산출되기 때문에 생애근로유형을 구분하여 접근할 필요가 있다.

이러한 측면에서 본 연구는 생산가능인구의 생애근로유형을 구분하고 유형별 연금소득을 추정하고자 하였다. 이를 위해 첫째, 생애근로이력의 변화를 고려하여 생산가능인구의 생애근로유형⁴⁾을 생애임금근로자, 생애자영업자, 생애비취업자, 혼합형⁵⁾으로 구분하고, 둘째, 근로유형별 근로유형(임금근로, 자영업, 비취업)의 전환확률을 연령별로 산출한 후 마코브체인(Markov chain) 모형을 활용하여 생애기간 동안의 근로유형별 근로기간을 산출하였다. 즉, 한국노동패널 1차~18차 자료를 바탕으로 연령별 임금근로자, 자영업자, 비취업자 전환확률을 산출하고, 입직시점(예: 25세)에서 퇴직시점(예: 65세)까지의 근로유형별 근로기간을 추정하였다. 셋째, 생애근로유형별 근로기간과 생애평균소득을 활용하여 은퇴 후 공·사연금소득(소득대체율⁶⁾ 추정 포함)을 산출하였다.

따라서 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어, 제2장에서는 선행연구를 검토하고 자영업자의 근로유형이 시간에 따라 변화하는 것을 살펴보았다. 이를 통해 근로유형은 고정된 것이 아니고 생애기간에 걸쳐 지속적으로 변화하고 있음을 제시하고자 하였다. 제3장에서는 본 연구에 활용한 분석자료를 살펴보고 분석가정, 분석방법을 제시하였으며 제4장에서는 생애기간에 걸쳐 변화하는 근로유형이 실제로 어느 정도 변화하는 지를 Markov 전환확률을 통해 추정하고, 이를 바탕으로 연금자산 추정과 소득대체율을 산출하였다. 제5장에서는 위 분석결과를 바탕으로 결론을 제시하였다.

4) 1~18차 노동패널 자료에서 9회 이상 조사된 자 중에서 모두 임금근로자, 자영업자, 비취업자로 조사된 경우를 각각 생애임금근로자, 생애자영업자, 생애비취업자로 정의한다.

5) 혼합형은 총 18년 동안 근로유형이 변하는 경우를 의미하며, 특정시점에 임금근로, 자영업자, 비취업 등의 상태에 있더라도 시간이 지남에 따라 변하게 된다.

6) 은퇴 전 월평균(혹은 연평균) 소득 대비 은퇴 후 받게 되는 월평균(혹은 연평균) 연금소득의 비율로 정의된다.

II. 선행연구 및 자영업의 근로유형 변화

1. 선행연구 및 차별성

최근까지 자영업자의 노후소득보장 관련 연구는 주로 공적 소득보장을 중심으로 이루어졌다(김상진, 2009; 전형배, 2012; 한정림 · 김경아, 2014; Choi, 2009; European Commission, 2010). 한정림 · 김경아(2014)는 자영업자의 국민연금 가입현황과 특성을 파악하고 국내 자영업자의 국민연금가입 제고를 위한 개선방안을 제시하고 있다. 특히 이들은 자영업자에 대한 보험료 지원여부의 경제적 효과로 예상연금액 및 수익비의 변화를 분석하고 있다. 이에 반해 전형배(2012)는 영국의 공적연금을 중심으로 자영업자 대상 노후소득보장법제를 분석하였으며, 김상진(2009)은 국내 자영업자들이 국민연금 가입을 기피하는 요인들을 실증분석을 통해 제시하였다는 점이 특징적이다. Choi(2009)는 OECD 회원국들의 자영업자 대상 연금제도를 크게 네 가지 유형으로 분류하고 각 유형별 특성을 제시하고 있다. 특히 European Commission(2010)는 유럽 국가의 자영업자에 대한 사회보장제도 현황, 자영업자의 보험료 납부 기준, 자영업자 대상 사회보험제도의 수급요건에 대한 내용을 각 국가별로 조사하여 그 특징을 살펴보았다.

한편, 사적부분의 역할을 통해 자영업자 노후소득보장을 제고할 필요가 있다는 연구들도 일부 존재한다(김영미, 2012, 2014; 김수완 · 김상진, 2012; DeVaney & Chein, 2000). 김영미(2012, 2014)는 독일과 영국 자영업자의 노후 소득보장제도 관련 법제를 검토하고 자영업자를 위한 사적 노후소득보장체계 구축이 절실하다고 주장하였으며, 김수완 · 김상진(2012)은 자영업자의 공 · 사 연금 가입실태를 분석하여 연금 사각지대 등의 다양한 양상을 밝히고, 어떤 요인들이 자영업자의 공 · 사 연금 가입에 영향을 미치는지 검토하였다. DeVaney & Chein(2000)는 임금근로자와 자영업자의 사적연금 가입률 비교를 통해 자영업자의 사적연금 가입률이 낮다는 점을 주장하고 여기에 영향을 미치는 관련 요인들에 대한 영향 분석을 하였다.

이처럼 자영업자 관련 선행연구들은 대체로 공적소득보장 중심으로 이루어졌

으며, 사적부분의 역할을 강조하는 연구도 국가별 사적노후소득 보장에 대한 제도적 비교나 단순한 실태 분석에 머무르는 등 자영업자의 특성 및 생애기간 동안 근로유형의 변화를 고려하지 못했다는 한계가 있다.

한편, 본 연구에서 활용하고 있는 연구방법론인 Markov chain을 활용하여 고용형태 변화와 노후소득수준 변화를 연구한 분석들로 김기승(2005), 최기홍(2007), 조재훈·양성문(2013), 최기홍·신승희(2015) 등이 있으며, Markov chain을 응용한 금융시장의 분석은 Kocherlakota, N(2016), Charpentier et al.(2016), Armenter, R(2015)⁷⁾ 등이 있다.

김기승(2005)은 한국노동패널 자료를 이용하여 취업률과 고용형태 변화에 대한 분석을 통해 성별, 연령, 교육 수준 등에 따라 취업률과 고용형태가 다양하게 변하게 됨을 살펴보고 있다. 교육과 관련하여 저학력 자영업자 규모는 줄어듦고 고학력 자영업자 규모는 증가하여 교육수준에 따른 자영업자 규모의 차이는 줄어들 것으로 보았다. 또한 여성 자영업자 및 고령 자영업자 비중이 늘어나는 추이를 보일 것으로 분석하고 있다.

최기홍(2007)은 국민연금의 사업장, 지역가입자, 대기자로의 전이 확률을 Markov chain 모형을 활용하여 산출해 내고, 이를 통해 생애동안의 국민연금 가입기간을 추정하고 있다. 여기에 사업장, 지역가입자의 부과소득을 적용하게 되면 개인의 생애부과소득을 산출할 수 있음을 보이고 있다. 이러한 과정을 통해 국민연금 기여와 수급수준을 산출할 수 있다는 점에서 최기홍(2007)은 Markov chain 모형을 통해 국민연금의 기여-수급 모형의 구축이 가능함을 보이고 있다.

조재훈·양성문(2013)은 독일의 리스터연금과 같이 정부지원 개인연금을 우리나라에 도입할 경우 소득대체율과 빈곤율 변화 효과를 살펴보고 있다. 이 과정에서 Markov chain 모형을 활용하여 미래소득을 추정하고 이를 바탕으로 미래의 보험료와 연금소득을 추정하고 있다.

최기홍·신승희(2015)은 국민연금 가입이력자료(1988년~2013년)의 0.5% 표본

7) 다만 Kocherlakota, N(2016), Charpentier et al.(2016), Armenter, R(2015) 등은 노동시장이 아닌 금융시장, 즉 이자율 변동과 관련된 연구여서 노동시장을 주로 다루는 본 연구와 차이가 있어 별도 결과 제시는 생략한다.

(약 14만 명)에 대해 Markov chain 노동생명표(working life table) 방법론을 적용하여 소득계층별 생애 가입기간을 측정하였다. 이를 통해 추정한 5분위배율⁸⁾이 2배 이상으로 나타나 국민연금의 소득재분배 기능이 악화 또는 역진적일 수 있음을 주장하였다.

이에 반해 본 연구는 특정 근로형태는 생애기간을 고려할 때 고정되어 있는 것이 아니라 지속적으로 변화하므로 근로형태의 전환확률을 추정하고, 이를 이용한 연금소득을 추정하였다는 점에서 선행연구와 차별화 된다. 즉, 장기패널자료(한국노동패널 1차~18차)를 활용하여 근로유형의 전환확률을 추정하여 근로유형에 반영함으로써 생애기간 동안 다양한 근로유형으로 전환되고 있음을 제시하였다. 또한 산출된 전환확률을 적용해 생애기간 동안 축적된 연금소득을 추정하고 자영업자의 노후소득을 생애관점에서 산출하였다.

2. 자영업자의 근로유형 변화

여기서는 자영업자의 근로유형이 시간에 따라 어떻게 변화하고 있는지를 보기 위해 자영업자의 시계열적 변화 추이와 근로유형의 변화 정도를 살펴보았다. 취업자 중 자영업자 비율은 지속적으로 감소하여 전반적으로 자영업자 규모는 줄어드는 추세에 있으나(〈그림 1〉 참조), 영세자영업자의 비율은 지속적으로 증가하고 있는 특성을 보이고 있다(〈그림 2〉 참조). 이는 자영업자의 행태를 분석할 때 단순히 규모적인 측면 이외에 자영업자 내에서도 이질성도 고려할 필요가 있음을 보여준다.

8) 소득하위 20%가 차지하는 소득총계에 대한 소득상위 20%가 차지하는 소득총계의 배율이다.

〈Figure 1〉 Number of employed persons and self-employed ratio among worker



〈Figure 2〉 Number of small self-employed persons and small self-employed ratio among self-employed persons



note : small self-employed persons means unemployed self-employed or employers with no more than four employees.

source : 이진영(2015)

전체 근로유형 중 자영업자 비중(2017년 8월)은 취업자(26,740천명) 중 21.3%(고용주 5.8%, 순수자영업자는 15.5%)로 나타났다.

〈Table 1〉 Types of work (wages and non-wages)

Among the total worker, the proportion of employees was 74.4% and the Non-employee were 25.6%. And among the Non-employee worker, the proportion of Self-employed was 21.3% point and the Unpaid family worker were 4.3% to all workers.

(Unit : Thousand persons, %)

Classification		Frequency		Rate
Worker		26,740		(100.0)
Employee		19,883	〈100.0〉	(74.4)
Non-employee	Sub total	6,857	〈100.0〉	(25.6)
	Self-employed	5,696	〈83.1〉	(21.3)
	Employer ¹⁾	1,559	〈22.7〉	(5.8)
	Pure self-employed ²⁾	4,137	〈60.3〉	(15.5)
Unpaid family worker		1,160	〈16.9〉	(4.3)

note : 1) Self-employed with employees 2) Self-employed without employees

source : 통계청(2017)

〈표 5〉의 근로유형은 고정되어 않고 지속적으로 변하게 되는데 〈표 2〉에서와 같이 근로형태를 상용근로, 임시일용, 고용주, 순수자영업자, 기타로 구분하여 2012

년과 2015년의 근로유형 변화를 살펴보았다. 그 결과, 3년 동안 모든 근로형태는 다른 근로형태로 변화하는 것으로 나타났다. 특히, 임시일용, 고용주, 기타 등은 상용근로자나 순수자영업자에 비해 변화하는 경향이 매우 큰 것으로 나타났다.

〈Table 2〉 Changes in the work type of householder (from 2012 to 2015)

This Result is based on the authors' analysis utilizing the National Statistical Office's Household Financial Welfare Survey(2012 ~ 2015).

According to this results, the ratio of maintaining their own working type during the period from 2012 to 2015 was high in most working types, but it is assumed that the working type will change over time.

(Unit : %)

year 2015 year 2012	Full time	Part time	Employer	Pure self -employed	Other	Total
Full time	80.3	6.5	2.4	4.2	6.6	100.0
Part time	21.6	49.6	1.4	8.0	19.5	100.0
Employer	14.5	4.2	54.3	21.1	5.9	100.0
Pure self-employed	5.9	5.5	7.1	71.7	9.9	100.0
Other	32.7	12.8	3.2	13.2	38.0	100.0
Total	42.5	13.4	5.3	18.3	20.5	100.0

Source : the National Statistical Office's Household Financial Welfare Survey (2012 ~ 2015).

이러한 근로유형의 변화는 기간이 길수록 다른 근로형태로 전환하는 비율이 증가할 것이므로 생애 근로기간이 고려되어야 할 것이다. 즉, 생애에 걸쳐 임금과 비임금의 근로유형은 다양하게 반복·변경될 수 있다는 것을 알 수 있다.⁹⁾ 따라서, 특정시점에서의 근로형태를 고정된 상태에서 평가할 것이 아니라 생애기간 동안의 동태적 상태를 반영하여 평가될 필요가 있다.

9) 박성민(2016)은 국민연금에 한번이라도 가입한 자만을 대상으로 사업장가입자와 지역가입자에 대해서 이동률을 산출한 바 있으나, 생애 비취업자(예, 평생 전업주부) 등은 고려하지 않고, Markov chain 방법론을 사용하지 않았다는 점에서 본 연구와 차별화 된다.

III. 분석가정 및 분석방법

1. 분석자료 및 가정

앞에서 살펴본 바와 같이 생애기간동안 근로유형은 동일하지 않고 다양하게 변화하고 있다는 점을 고려하여 근로유형의 전환확률을 추정하고자 한다. 이를 위해 여기서는 패널자료이면서 시계열이 가장 긴 한국노동패널 1~18차 자료를 활용하여 추정하였다. 본 연구에서 Markov 전환확률 추정을 위한 분석가정은 다음과 같이 설정하였다.¹⁰⁾

첫째, 생산가능활동 인구인 15세~64세 개인을 분석대상으로 한다. 따라서, 근로유형은 64세까지만 변하는 것으로 하되, 65세가 되는 시점에 모두 퇴직하는 것으로 가정하였다.

둘째, 특정시점에서 근로유형은 임금근로자, 자영업자, 비취업자(실업자, 비경활자 포함)의 세 가지 경우만 존재하는 것으로 한다. 그러나, 근로유형도 생애기간을 고려하면 다양하게 변화할 수 있으므로 생애기간을 고려한 근로유형(생애근로유형)은 <표 3>에서와 같이 생애임금근로자, 생애자영업자, 생애비취업자, 혼합형의 4가지로 구분하였다.

4가지 생애근로유형 중 생애임금근로자, 생애자영업자, 생애비취업자는 생애기간동안 다른 근로유형으로 전환이 없는 경우로 정의하였다. 그러나, 생애기간 모두가 반영된 실태조사자료는 존재하지 않으므로 실제로는 1~18차 노동패널 자료에서 9회¹¹⁾ 이상 조사된 대상자 중에서 한 번도 근로유형의 변화가 없었던 임금근로자, 자영업자, 비취업자를 생애임금근로자, 생애자영업자, 생애비취업자로 설정하였다. 나머지는 조사기간 동안 한 번이라도 근로유형이 변동된 혼합형이다.

10) 다만, Markov 전환확률을 통해 산출된 근로기간과 이를 활용하여 산출된 소득대체율 추정을 위한 가정은 제4장 분석결과의 '3. 자영업자의 생애근로유형별 소득대체율 추정' 부분에 별도로 제시한다.

11) 노동패널조사 자료는 현재 18회의 조사를 거치면서 조사거절, 조사불가 등으로 일시적으로 혹은 특정시점 이후에 영원히 조사가 되지 않은 가구원이나, 신규가구원 등 다양한 집단이 존재함. 따라서 이러한 다양한 상황을 고려하여 전체 조사회차 중 9회(50%) 이상에 대해서 응답한 가구원을 대상으로 한다.

〈Table 3〉 Classification of lifetime working type considering individual working history

lifetime working type was divided into pure and mixed type, pure type was divided into 3 types and mixed type was divided into 4 types

Classification	Lifetime working type	Type of work at the start of the survey	Process	Current working type
Pure	I (Lifetime wage earner)	wage earner	Cont.	wage earner
	II (Lifetime self-employed)	Self-employed		Self-employed
	III (Lifetime non-business superior)	Non-business		Non-business
Mixed	IV-1(wage superior ¹⁾ self-employed)	Type of work at a point of time	Changed	Self-employed
	IV-2(self-employed superior ²⁾ self-employed)			
	IV-3(non-business superior ³⁾ self-employed)			
	IV-4(Other)			wage earner or Non-business

Note: 1) Those who are self-employed and have worked by wage worker for more than 9 years, 2) Those who are self-employed and have worked by the self-employed for more than 9 years, 3) Those who are self-employed and have been by non-business persons for more than 9 years.

셋째, 본 연구에서는 자영업자의 근로유형 변화에 초점을 두고, 생애기간에 걸친 자영업자 집단에 대해서는 다시 4가지로 구분하였다. 앞서 언급한 바와 같이 생애기간 지속적으로 자영업을 한 생애자영업자와 현재(2015년)는 자영업자이지만 과거에는 다양한 근로유형을 경험한 혼합형 자영업자로 구분한다. 혼합형 자영업자는 다시 임금우위형, 자영우위형, 비취업우위형의 3가지 형태로 세분화하였다. 특히, 생애자영업자는 자영업의 지속성을 고려할 때 임금우위형, 자영우위형, 비취업우위형¹²⁾ 자영업자에 비해 고용주에 가까울 것이다. 따라서, 생애자영업자에 비해 혼합형 자영업자가 영세자영업자였을 확률이 높고 이로 인해 노후소득보장(연금소득 확보)에 취약할 것이라는 점에서, 본 연구는 혼합형 자영업자에

12) 예를 들어, 임금우위형 자영업자는 전체 근로가능기간 18년 중에서 임금, 자영업, 비취업이 혼용된 이력을 가지고 있으나, 현재 자영업자이면서 9년 이상 임금근로 경험이 있는 자로 정의한다. 자영우위형은 9년 이상 자영업 경험, 비취업우위형은 9년 이상 비취업 경험이 있는 자영업자로 한다.

관심을 두고 살펴보고자 한다.

이렇게 자영업자를 세분화하여 분류하는 이유는 현 시점에서 자영업이라고 하더라도 반드시 자영업 이력만 존재하는 것은 아니므로 노후소득 파악에 있어 과거 근로이력을 동시에 고려할 필요가 있기 때문이다.

2. 분석방법

본 연구에서는 자영업자의 연금소득을 추정하고자 하는데, 자영업은 현시점의 업종이고 연금소득은 생애기간에 걸친 근로이력에 의해 결정된다. 따라서, 현재 자영업자이더라도 과거에 임금근로자였을 수 있으므로 자영업과 임금근로자로서의 연금소득이 동시에 존재할 수 있다. 이러한 점을 고려하기 위해 본 연구에서는 생애기간에 걸쳐 나타난 근로이력 변화를 분석할 필요가 있다.

생애기간동안 근로이력의 미시적 변화를 고려하여 생애기간동안의 근로유형을 파악하기 위해서는 업종간 전환확률(transition probabilities)을 시간의 흐름에 따라 산출할 필요가 있다. 이를 위해 먼저 연령별 혹은 시간별로 마코브 전환확률을 산출하여야 하고, 마코브체인(Markov chain)¹³⁾을 활용하여 생애기간동안의 근로유형변화 비율을 파악할 수 있다. 이때 마코브 전환확률은 고정확률이 아니라 시간의 흐름에 따라 변화하는 확률 값을 의미하는 ‘전환확률(Transition Probability)’임에 유의할 필요가 있다.

이제 마코브체인에 대한 이해를 돕기 위해 근로상태를 노동(active)과 비 노동(inactive)으로 구분¹⁴⁾하여 살펴보면 다음과 같다.¹⁵⁾ Hoem(1977)의 기호체계에 의하면 x 세에 i 근로상태에 있는 개인이 t 시간 경과 후 j 근로상태에 있게 될 확률을 t -단계 전이확률이라고 하며 tP_x^{ij} 로 나타낼 수 있다. 이때 x 세에 i 근로상태에서 출발하여 $x+n$ 세까지 j 근로상태에 머무는 시간으로 정의되는 $e_{x:n}^{ij}$ 는 다음 식 (1)과 같이 t -단

13) 마코브체인(Markov chain)의 이론적 방법론에 대해서는 Kocherlakota, N(2016), Charpentier et al.(2016), Armenter, R(2015) 등을 참고하기 바라며, 본 연구에서 실제로 구현한 방법론에 대해서는 부록 1을 참조하기 바란다.

14) 경우에 따라서는 본 연구에서와 같이 여러 근로유형으로 구분할 수 있다.

15) 동 내용은 최기홍·신승희(2015)를 참고하여 재정리하였다.

계 전이확률(${}_t p_x^{ij}$)의 적분으로 표현할 수 있으며, 체류시간(sojourn time)이라고 한다.

$$e_{x:n}^{ij} = \int_0^n {}_t p_x^{ij} dt \quad (1)$$

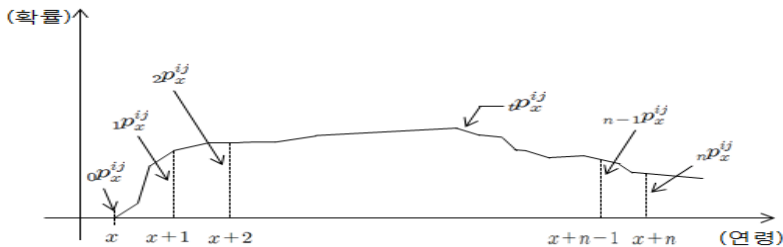
마코브체인에서 전이확률 ${}_t p_x^{ij}$ 는 연령 x 세에 대해 Kolmogorov 상미분방정식으로 정의되므로 시간 t 는 구간 $[0,1)$ 에서만 의미를 갖는다.¹⁶⁾ 그러므로 Hoem(1977)은 t -단계 전이확률 ${}_t p_x^{ij}$ 에서 $t=1$ 로 하여 연령별 1-단계 전이확률 p_x^{ij} , p_{x+1}^{ij} , p_{x+2}^{ij} , $\dots$, p_{x+n-1}^{ij} 를 구하고 x 세로부터 t -단계 전이확률 ${}_t p_x^{ij}$ 은 연령별 1-단계 전이확률과 다음과 같은 Chapman-Kolmogorov 관계식에 의하여 산출하였다.

$${}_t p_x^{ij} = \sum_{s=1}^m {}_{t-1} p_x^{is} p_{x+t-1}^{sj}, t = 1, 2, 3, \dots, n \quad (2)$$

식 (2)가 의미하는 것은 x 세에 과거 t 기간 동안 근로상태가 i 에서 j 로 전환은 한 번에 거쳐 결정된 것이 아니라 다양한 중간단계의 근로상태를 거쳐왔다는 것을 의미한다. 즉, 여기서 s 는 근로상태가 i 에서 j 로 전이하는 과정에서 다양한 중간단계의 근로상태를 의미하며 여기서는 임금근로, 자영업, 비취업의 근로상태로 설명할 수 있다.

체류시간은 t -단계 전이확률 ${}_t p_x^{ij}$ 의 적분으로 정의되어 다음 <그림 3>과 같이 선분 $[x, x+n]$ 과 ${}_t p_x^{ij}$ 사이의 면적을 의미한다.

<Figure 3> Numerical integration of sojourn time($e_{x:n}^{ij}$, $i \neq j$)



Source : 최기흥 · 신승희(2015)

16) Kolmogorov forward differential equation with constant coefficients in each age group; 최기흥 · 신승희(2015)에서 재인용하였다.

체류시간 곡선 아래의 면적은 다음 식 (3)과 같이 가장 기본적인 수치적분 공식 중에 하나인 사다리꼴 공식으로 근사 값을 구할 수 있다. 다음 식 (3)에서 <그림 3>의 n 개의 개별 사다리꼴의 면적들은 $d_{x+k-1|x}^{ij}$ 로 나타낼 수 있다.

$$e_{x:n}^{ij} = \sum_{k=1}^n d_{x+k-1|x}^{ij}, \quad d_{x+k-1|x}^{ij} \equiv \frac{(k-1)p_x^{ij} + kp_x^{ij}}{2} \quad (3)$$

식 (3)은 전체 체류시간 $e_{x:n}^{ij}$ 이 개별 단위기간의 체류시간 $d_{x+k-1|x}^{ij}$ 의 합으로 산출되는 구조이며, 기호 ' $|x$ '는 x 세에서 기대 값이다.

이러한 마코브체인의 이론모형을 본 연구의 내용과 직결되게 간명하게 설명하면 다음과 같다. 첫째, 전환확률은 연령별로 산출한다. 둘째, 최초 입직연령(예, 25세)을 선정하여 동 연령에서의 근로유형 비율을 산출한다. 셋째, 마코브체인 모형을 활용하여 퇴직연령 직전(64세)까지 근로유형 비율을 산출한다. 넷째, 개인의 생애근로이력은 입직연령에서 퇴직연령(예, 25세~65세)까지 각 근로유형별 비율을 합산하여 산출할 수 있다. 이러한 일련의 과정을 거쳐 다음 분석결과에서 제시하고자 한다.¹⁷⁾

IV. 분석결과

1. 생애근로유형별 소득 및 연금가입 현황

여기서는 <표 3>에 의해 정의된 생애근로유형인 생애임금근로자, 생애자영업자, 생애비취업자, 혼합형의 4가지를 기준으로 현시점에서의 소득 및 연금가입현황을 살펴보고자 한다. 이를 통해 현시점에서 일정 연령, 소득수준 및 가입자는 생애기간 동안 다양한 근로유형을 거쳐 온 것을 확인할 수 있다. 다만 <표 3>에서는 생애근로유형별로 집단을 먼저 구분해 내고, 이들에 대한 현시점에서(2015년) 연령, 소득수준 및 가입률을 제시하고 있다는 점에서 표 해석에 유의할 필요가 있다.

17) 구체적인 분석과정은 부록 1을 참조하기 바란다.

이에 의하면, 순수형인 생애임금근로자, 생애자영업자, 생애비취업자는 각각 12.3%, 4.5%, 0.9%의 비중을 차지하였으며, 혼합형인 임금우위형 자영업, 자영우위형 자영업, 비취업우위형 자영업, 기타는 각각 3.0%, 4.7%, 0.4%, 74.1%로 나타났다.

생애임금근로자, 생애자영업자, 생애비취업자의 평균 연령은 2015년 현재 각각 51.5세, 56.6세, 55.8세, 그리고 혼합형(임금우위형, 자영우위형, 비취업우위형, 기타)은 각각 53.8세, 55.4세, 55.8세, 49.7세로 나타나 생애임금근로자와 기타에서 상대적으로 연령이 낮고 다른 유형들은 유사한 것으로 분석되었다.

소득은 세후연간근로소득(2014년 기준)으로 분석할 경우, 생애임금근로자와 생애자영업자가 각각 4,910만 원, 4,541만 원으로 나타났으며, 혼합형은 상대적으로 낮은 2,060만 원~2,922만 원으로 분석되었다.

〈Table 4〉 Income and pension Pension subscriber by Lifetime working type

In 7 working types, the other type was the most common and the Lifetime wage earner was the next. Generally, the lifetime wage earner have high income and joined a lot of pension

(Unit: age, man won, %)

Classification ¹⁾ Lifetime working type ²⁾		Rate	Age	Annual income after tax	Joining public pension	Joining Retirement pension
Pure	I (Lifetime wage earner)	12.3	51.5 (703)	4,910 (703)	84.5 (703)	88.7 (703)
	II (Lifetime self-employed)	4.5	56.6 (259)	4,541 (257)	0.0 (0)	0.0 (259)
	III (Lifetime non-business superior)	0.9	55.8 (49)	0 (0)	0.0 (0)	0.0 (49)
Mixed	IV-1(wage superior self-employed)	3.0	53.8 (173)	2,884 (164)	61.4 (149)	67.0 (156)
	IV-2(self-employed superior self-employed)	4.7	55.4 (269)	2,922 (230)	38.4 (76)	19.6 (217)
	IV-3(non-business superior self-employed)	0.4	55.8 (24)	2,060 (7)	100.0 (2)	3.1 (22)
	IV-4(Other)	74.1	49.7 (4,238)	2,617 (2,780)	66.5 (1,909)	48.1 (2,665)
Total		100.0	50.7 (5,716)	3,152 (4,141)	70.0 (2,840)	50.5 (4,071)

Note : 1) Based on data from the 18th Labor Panel(year 2015), 2) lifetime working type defined by 〈Table 3〉, 3) Numbers in parentheses are frequency

Source : Labor Panel 1st ~ 18th data (the same applies below)

공적연금 가입률은 생애임금근로자(Ⅰ)와 임금우위형 자영업자(Ⅳ-1), 기타(Ⅳ-4)가 각각 84.5%, 61.4%, 66.5%로 다른 집단에 비해 높았다.¹⁸⁾ 퇴직연금¹⁹⁾ 가입률 또한 생애임금근로자(Ⅰ)와 임금우위형 자영업자(Ⅳ-1), 기타(Ⅳ-4)가 각각 88.7%, 67.0%, 48.1%로 다른 집단보다 높게 나타났다.

공적 및 퇴직연금 가입률은 임금근로 이력이 길수록 증가하게 될 것이므로 자영업에 비해 임금근로 형태로 종사하는 기간이 길수록 연금소득은 증가할 수 있다. 역으로 해석하면 자영업 종사기간이 길수록 연금소득은 감소할 수 있어 노후 소득보장이 취약해 질 수 있음을 의미한다.

본 연구에서는 이러한 자영업자의 노후소득보장 취약 가능성을 단순히 현시점의 근로유형으로 설명하기 보다, 앞에서 설명한 바와 같이 생애기간동안 다양하게 변화한 근로유형을 반영하여 자영업자 유형을 구분하여 심층분석 하였다. 즉,

〈Table 5〉 Percentage of working period and working period by Lifetime working type

working period in the pure type is longer than mixed type and wage superior self-employed have the longest working period in mixed type

(Unit : %, year term)

Classification ¹⁾ Lifetime working type ²⁾	Percentage of working period			Working period during the analysis period
	wage earner	self-employed	non-business	
Ⅰ (Lifetime wage earner)	100.0	-	-	18.0
Ⅱ (Lifetime self-employed)	-	100.0	-	18.0
Ⅳ-1(wage superior self-employed)	86.0	4.1	9.9	16.2
Ⅳ-2(self-employed superior self-employed)	29.7	50.3	20.0	14.4
Ⅳ-3(non-business superior self-employed)	15.9	4.5	79.5	3.7
전체	49.7	21.5	28.8	12.8

Note: 1) Percentage of working period and working period by working type during 18 years (labor panel 1st ~ 18th data).

2) lifetime working type defined by 〈Table 3〉

18) 비취업우위 자영업자 유형(Ⅳ-3)은 빈도가 매우 낮으므로 비율은 무의미하다.

19) 본 연구에서의 퇴직연금은 상용직으로 응답한 경우로 하였으므로 퇴직금을 포함한 개념으로 볼 수 있다.

생애기간 동안을 고려할 때 자영업자 유형은 ‘Ⅱ (생애자영업자)’, ‘Ⅳ-1 (임금우위형 자영업)’, ‘Ⅳ-2 (자영우위형 자영업)’, ‘Ⅳ-3 (비취업우위형 자영업)’로 구분되고, 이들 집단과 생애임금근로자의 노후소득(연금소득)을 비교·분석한다.

노동패널 총 분석대상기간인 18년 동안의 생애근로유형별 근로기간을 살펴보면, <표 5>와 같다. 생애임금근로자 및 생애자영업자는 총 분석대상기간인 18년 모두 임금근로와 자영업을 수행하였으며, 혼합형에서 임금우위형 자영업은 임금근로 86.0%, 자영업 4.1%, 비취업 등 9.9%로 분석되어 동 집단의 근로기간은 16.2년으로 분석되었다. 동일한 논리로 자영우위형과 비취업우위형의 근로기간은 각각 14.4년, 3.7년으로 추정되었다.

2. Markov 전환확률 추정 결과

앞 <표 4>는 생애기간을 고려하여 추정한 생애근로유형에 현 시점(2015년)의 소득과 연금가입 현황을 살펴본 것이며, <표 5>는 특정기간(패널조사기간 18년; 2008년~2015년) 동안의 근로유형 변화를 고려하여 근로유형의 비율과 근로기간을 분석한 것이다. 이러한 의미에서 <표 4>, <표 5>는 생애근로유형별로 구분하여 제시하고 있기는 하나, 생애기간 동안 다양하게 변화하는 근로유형의 개별적 전환확률을 반영하여 산출된 결과는 아니다. 따라서, 위 두 표는 전환확률을 반영한 동태적 의미의 생애근로이력을 반영하지 못하는 한계가 있다. 이에 여기서는 전환확률을 반영하는 마코브체인 모형을 활용하여 개인의 생애기간 동안의 근로이력을 산출하고, 이를 유형화(생애근로유형)하여 살펴보고자 한다.

이를 위해 먼저 연령대별로 구분한 근로유형 전환확률 살펴볼 필요가 있다. 다음 <표 6>은 앞에서 설명한 분석방법을 활용하되 설명의 편의상 5개 연령대별로 전환확률을 평균하여 제시하고 있다.²⁰⁾

여기서 type I, type II, type III은 각각 임금근로자, 자영업자, 비취업자가 임금근로자, 자영업자, 비취업자 등으로 전환하는 경우를 의미한다. 예를 들어, 15~25세 연령대에 있는 임금근로자가 동일 연령대에서 임금근로자로 유지할 확률(type I

20) 실질적으로는 각 세별로 산출되었으며, 세부적인 내용은 부록 2를 참고하기 바란다.

의 11)은 59.1%이며, 동 연령대의 자영업자가 비취업으로 전환할 확률(type II의 23)은 30.6%가 된다고 할 수 있다.

이러한 근로유형의 전환확률을 활용하여 생애기간동안의 근로유형이 변화해 온 것을 추정할 수 있다. <표 6>은 25세에 입직하여 64세까지 노동시장에 머무르는 것을 가정하여 전환유형별로 전환확률을 추정한 것이다. 즉, 약 40년 동안 노동시장에 머물면서 변화하게 되는 근로유형이 연령대별로 다를 수 있음을 보여주고 있다. 전반적으로 동일유형에 머무르는 비율(예, '11', '22', '33'의 비율이 높음)이 높다는 것을 알 수 있다. 또한 55세 이하 연령층에서는 임금근로자에서 자영업자로 전환('12')하는 비율보다 자영업자에서 임금근로자로 전환('21')하는 비율이 높은 것으로 나타난다. 이는 퇴직연령 이전의 근로유형은 상대적으로 임금근로와 같이 상대적으로 안정적인 근로유형을 가져 연금소득을 증가시킬 유인이 있으나, 퇴직연령 이후 시점에서는 이러한 유인이 감소한다는 것을 보여준다.

<표 6>이 <표 5>와 근본적으로 다른 차이점은, <표 5>는 분석대상 기간(1~18차) 동안 생애근로유형별 근로유형 비율을 제시한 것이나, <표 6>은 근로자의 연령이 증가함에 따라 근로유형이 전환하게 되는 확률(전환확률)을 산출한 것이다.

<Table 6> Transition probabilities of working type by age group

Table 6 shows the estimated transition probability of working type by age group

(Unit : %)

transition type ¹⁾ age group ²⁾	type I			type II			type III		
	11	12	13	21	22	23	31	32	33
15~25age	59.1	0.9	40.1	16.0	53.4	30.6	14.5	0.7	84.8
25~35age	87.1	2.3	10.6	12.3	77.4	10.2	19.6	3.3	77.1
35~45age	90.3	3.4	6.3	6.3	88.3	5.4	16.1	5.1	78.8
45~55age	89.7	2.5	7.7	3.7	91.4	4.9	13.3	4.3	82.3
55~64age	82.2	2.7	15.1	2.4	91.4	6.2	7.5	2.7	89.8
Total	87.5	2.7	9.9	4.9	89.2	5.9	13.1	2.7	84.2

Note: Type I, Type II and Type III mean the shift of wage earners, self-employed persons and non-business persons to wage earners, self-employed persons and non-business persons. Meaning (eg, '11' means to remain a wage earner, and '23' means the transition from self-employed to non-business)

2) See Appendix 2 for Transition probabilities by age

따라서, <표 5>는 근로유형의 비율이고, <표 6>은 연령대별 근로유형 전환확률이라는 점에서 완전히 다르다.

이제 <표 6>의 전환확률을 활용하여 생애기간동안 근로유형별 평균 근로기간을 산출한 결과는 <표 7>과 같다.

20세에 입직하여 65세에 퇴직하게 되는 대상자(최대 근로기간 45년)의 평균적인 생애근로기간은 29.5년으로 추정되었다. 동 유형의 대상자는 생애기간동안 임금근로자로 21.6년, 자영업자로 7.9년, 비취업 등으로 15.5년을 종사하게 되는 것으로 추정되었다. 이를 25세(최대 근로기간 40년)와 30세(최대 근로기간 35년)에 입직하여 65세에 퇴직하는 것으로 가정한 것과 비교하면, 모든 근로유형에서 20세 입직자의 해당 근로유형 기간이 긴 것으로 나타났다. 이는 25세보다는 5년, 30세보다는 10년 일찍 노동시장에 진입한 결과 때문이라고 하겠다. 한편, 생애기간 동안 근로유형 유지기간을 비율로 살펴보면, 25세 입직자의 임금근로기간이 가장 긴(48.7%) 것으로 나타났다. 이는 동 연령대가 대학졸업 연령 등과 유사하다는 점에서 대학수준 이상의 학력으로 노동시장에 진입한 자가 생애기간동안 임금근로

<Table 7> Working period by lifetime working type

This table shows the working periods by working type during Lifetime working(until the age of 64), participating in the labor market at 20, 25, and 30 age respectively

(Unit : year term, %)

Labor market participation time \ Working type	terms of wage earner(A)	terms of Self-employed(B)	terms of non-business	lifetime working period(A+B)
at 20 age (Maximum working period 45 year)	21,6 (47.9)	7.9 (17.6)	15,5 (34,5)	29,5
at 25 age (Maximum working period 40 year)	19,5 (48,7)	7,8 (19,6)	12,7 (31,8)	27,3
at 30 age (Maximum working period 35 year)	16,5 (47,2)	7,6 (21,6)	10,9 (31,2)	24,1

Note: 1) Numbers in parentheses are rate of row

2) See Appendix 2 for Transition probabilities by age

자로 있을 확률이 높음을 알 수 있다. 그러나, 평균적으로 볼 때 큰 차이가 발생하는 것은 아닌 것으로 보인다.

이제 <표 7>을 <표 5>에서의 구분 유형인 I (생애임금근로자), II (생애자영업자), IV-1(임금우위형 자영업), IV-2(자영우위형 자영업), IV-3(비취업우위형 자영업)과 연계하여 살펴보면 다음 <표 8>과 같다.

이에 의하면 생애임금근로자와 생애자영업자는 생애기간동안 각각 임금근로와 자영업만 종사한 유형이므로 각 근로유형별 비율이 100%로 나타난다.

반면, 혼합형의 근로유형 비율을 위 <표 5>의 비율과 유사할 것으로 가정하여 혼합형의 근로기간을 산출하면, 임금우위형 36년, 자영우위형은 32년, 비취업우위형은 8.2년을 근로하는 것으로 추정된다.

임금우위형과 자영우위형 자영업자의 임금근로 경험을 비교하면 각각 86.0%, 29.7%로였으며, 비취업 등 경험은 각각 9.9%, 20.0%로 나타났으며, 이는 임금우위형 자영업자가 생애기간동안 다른 자영업자(생애자영업자 제외) 유형에 비해 상대적으로 안정적 근로활동을 하는 것으로 분석되었다.²¹⁾

<Table 8> Percentage of working type and working period by Lifetime working type

This table shows percentage of working type and working periods by lifetime working type during lifetime working(participating in the labor market from 25 to 64 age)

(Unit : %, year term)

Working type Lifetime working type	wage earner	self- employed	non- business	lifetime working period (max 40 year)
I (Lifetime wage earner)	100.0			40.0
II (Lifetime self-employed)		100.0		40.0
IV-1(wage superior self-employed)	86.0	4.1	9.9	36.0
IV-2(self-employed superior self-employed)	29.7	50.3	20.0	32.0
IV-3(non-business superior self-employed)	15.9	4.5	79.5	8.2

Note: 1) See Appendix 2 for Transition probabilities by age

21) 생애자영업자의 경우 고용주에 해당하므로 일반적으로 근로기간이 길고 소득이 높다.

3. 자영업자의 생애근로유형별 소득대체율 추정

〈표 9〉는 앞에서 산출한 생애근로유형별 근로유형 전환확률을 활용하여 근로기간별 소득대체율을 추정한 결과를 보여주고 있다.

추정 결과에 앞서 연금 소득대체율 추정을 위한 기본가정은 다음과 같다.

첫째, 소득대체율은 자신의 생애소득 대비 연금소득의 비율로 정의하여 산출하였다. 이때 생애소득은 생애근로기간 동안 임금근로자, 자영업자일 때 벌어들인 총소득으로 정의하여 연평균소득의 현가(2015년 기준)로 산출되었다. 연금소득도 동일하게 현가로 산출되었다.

둘째, 연금소득은 국민연금과 퇴직연금만 존재한다고 가정하였다. 개인연금은 강제화되지 않은 임의가입제도로 운영되므로 모형에 고려하지 않았다.

셋째, 보험료는 국민연금 9%, 퇴직연금 8.3%를 적용하여 국민연금 의무가입 시점인 59세까지 가입하는 것으로 하였다.

넷째, 급여수준은 수익비²²⁾로 단순화하여 산출하였으며, 국민연금은 평균가입자의 수익비인 1.8배로, 퇴직연금은 수지상등 원칙에 의해 1배로 가정하였다. 가입자의 수익비는 소득수준에 관계없이 해당 연금제도별로 동일하게 적용하였으므로 저소득일수록 소득대체율은 다소 저추계된 것으로 볼 수 있으므로 이에 대해 유의할 필요가 있다.

다섯째, 연금수급 기간은 국민연금, 퇴직연금 모두 20년으로 가정하였다.

여섯째, 운용수익률, 임금상승률, 할인율은 모두 동일한 것으로 가정하여 모형을 단순화하였다.

이와 같은 기본가정을 활용한 생애근로유형별 소득대체율을 살펴보면 다음과 같다.

생애임금근로자의 소득대체율은 다른 유형에 비해 소득대체율(49.1~24.5%)이 높은 것으로 나타났는데, 여기에는 임금근로자의 특성상 국민연금과 퇴직연금을 모두 수급하기 때문에 높다고 하겠다. 이에 반해 생애자영업자는 국민연금만 존

22) 자신이 납부한 보험료총액의 현가에 대비하여 수령하게 될 연금총액의 현가

〈Table 9〉 Replacement rate of income(RRI) by lifetime working type & working period

The replacement rate was calculated based on the income of the wage earner, and the parentheses were calculated on the basis of their own income

(Unit: %, year term)

lifetime working period			25~65age:	35~65age:	45~65age:
lifetime working type			40 year term	30 year term	20 year term
Pure	Ⅰ (Lifetime wage earner)	RRI	49.1(49.1)	36.8(36.8)	24.5(24.5)
		annual income	3,719 man won		
	Ⅱ (Lifetime self-employed)	RRI	31.4(32.4)	23.6(24.3)	15.7(16.2)
		annual income	3,501 man won		
Mixed	Ⅳ-1(wage superior self-employed)	RRI	29.3(48.5)	22.0(36.4)	14.6(24.2)
		terms of wage earner	38.7	30.1	21.5
		terms of self-employed	1.8	1.4	1.0
		annual income	wage earner: 2,254 man won, self-employed: 1,708 man won		
	Ⅳ-2(self-employed superior self-employed)	RRI	26.7(37.5)	20.1(28.1)	13.4(18.7)
		terms of wage earner	13.3	10.4	7.4
		terms of self-employed	22.7	17.6	12.6
		annual income	wage earner: 2,257 man won, self-employed: 3,041 man won		
	Ⅳ-3(non-business superior self-employed)	RRI	5.9(43.8)	4.4(32.9)	2.9(21.9)
		terms of wage earner	7.2	5.6	4.0
		terms of self-employed	2.0	1.6	1.1
		annual income	wage earner: 1,192 man won, self-employed: 1,918 man won		

Note: 1) The annual income were used last year's annual total income after tax in the survey data. If the annual income after tax is increased every year by the wage increase rate and the wage increase rate is used as the discount rate, the present value of annual income after tax is unchanged.

재한다는 가정 하에 소득대체율(31.4~15.7%)이 산출되었다. 따라서 생애임금근로자의 적용소득과 비교하여 큰 차이가 없음에도 불구하고 소득대체율은 상당한 차이를 보이는 것으로 분석된다.

이하 혼합형 자영업과 관련하여, 임금근로자 혹은 자영업자로서의 근로이력의

다소에 따라 다르게 나타나고 있는데, 임금근로자 이력이 높은 임금우위형 자영업자의 소득대체율은 29.3~14.6%임에 비해, 자영우위형은 26.7~13.4%, 비취업우위형은 5.9~2.9%로 낮은 것으로 분석되었다.

이때 혼합형에서의 소득대체율은 임금근로기간 및 자영업기간의 가중 평균 형태로 생애소득을 산출하였고 여기에 연금소득과의 관계를 통해 산출하였다.

자영우위형과 비취업우위형의 자영업 형태가 생계형에 가까울 것으로 판단되는 바 이들의 연금에 의한 노후준비는 상당히 미약할 것으로 추정된다.

한편, 동 표를 통해 얻을 수 있는 시사점으로는 현시점에서 자영업일 경우에도 생애근로유형에서 보듯이 생애자영업자, 임금우위형, 자영우위형, 비취업우위형으로 나타날 수 있는 바, 이들에 대한 노후소득정책을 적용함에 있어 생애주기적 관점에서 접근할 필요가 있다는 점이다.

본 연구에 의하면 자영우위형과 비취업우위형 자영업자에 대해 노후소득보장정책이 필요할 것으로 보인다.

V. 결론

자영업자는 근로자에 비해 상대적으로 노후준비가 미흡하므로 이들을 위한 연금제도의 중요성이 증가하고 있다. 따라서 연금제도의 사각지대에 놓여 있는 자영업자의 노후소득보장 즉 연금소득 확보를 위한 노력이 필요한 시점이다. 앞에서 살펴본 바와 같이 연금소득은 특정시점이 아닌 생애기간 동안 변화하는 소득에 의해 결정된다. 그러나, 현실적으로 생애소득 변수까지 포함한 실태조사 자료가 존재하지 않기 때문에 연금소득을 추정하여 분석하였다.

이를 위해 본 연구는 Markov 전환율을 활용하여 근로유형별 전환율을 추정한 후 자영업자의 생애근로이력을 산출하였으며, 이를 통해 근로유형별 연금소득(소득대체율)을 추정하였다

먼저, Markov 전환율을 활용하여 자영업자의 생애근로이력을 추정한 결과를 보

면, 생애기간 동안 근로유형을 유지하는 경향이 있으나 매우 다양하게 변하는 것으로 추정되었다. 즉, 25세 입직하여 65세 퇴직하는 경우(최대 40년 근로기간) 평균 근로기간이 27.3년(임금근로 19.5년, 자영업 7.8년)으로 추정되었다. 또한 현재 자영업자 이더라도 생애기간 동안 근로유형이 변화하게 되는 혼합형 중 임금우위형 자영업자의 경우, 임금근로 기간은 86.0%로 임금근로기간이 상당히 긴 것으로 추정되었다.

다음으로, 근로유형별 연금소득(소득대체율) 추정결과를 보면, 순수형의 경우 생애임금근로자에 비해 생애자영업자의 연금소득대체율이 상대적으로 낮고, 자영업자 중 혼합형의 경우 임금우위형, 자영우위형, 비취업우위형 순으로 연금소득대체율이 높았다. 이러한 결과는 일견 노동시장의 안정성이 확보됨과 아울러 자영업자를 위한 연금대책이 체계적으로 마련될 필요성이 있음을 보여주고 있다. 이를 고려할 때 자영업자를 위한 연금정책 방향은 다음과 같이 이루어질 필요성이 있다.

첫째, 자영업자의 노후소득보장 강화를 위해 공사연금간의 유기적 역할이 어느 때보다 요구된다는 점이다. 지금까지 상대적으로 소외되고 배제되어 왔던 자영업자에 대한 노후소득보장문제를 공·사연금간 유기적 역할 분담차원에서 체계적으로 검토한 후 소득보장체계의 개선이 이루어져야 할 것이다. 자영업자의 공적연금가입률이 매우 낮고 사적연금의 가입이 임금근로자에 비해 상대적으로 낮게 나타나 자영업자의 노후빈곤위험 증대가 우려되기 때문이다. 이러한 점에서 저소득 자영업자에 대해서는 공적연금을 오래가입할 수 있도록 유인정책이 요구된다고 하겠다.

둘째, 자영업자는 2017년부터 퇴직연금가입이 허용되었기 때문에 사적안전망 제고차원에서 가입을 적극 유인할 수 있는 제도개선이 이루어질 필요가 있다는 점이다. 즉 자영업자라는 직업적 특수성을 감안한 투자상품개발, 가입자교육 체계 등이 체계적으로 정비되어 가입활성화를 유도할 필요가 있다. 즉 자영업자는 근로자와 직업적 특수성이 달라 근로자와 동일한 운용체계로는 가입유인 효과가 크지 않을 수 있기 때문이다.

셋째, 자영업자의 유형마다 소득대체율 수준 차이가 상이하기 때문에 자영업자

의 과거 근로유형 등을 종합적으로 반영하여 자영업자 유형별로 연금대책의 차별화를 기할 필요가 있다는 점이다. 즉 지금과 같은 지엽적인 대책보다 자영업자의 유형별로 그룹화한 후 이에 부응한 대책을 마련되어야 제도의 실효성을 보다 높일 수 있기 때문이다.

전술한 바와 같이 우리나라의 경우 선진국과 달리 자영업자의 비중이 매우 높을 뿐만 아니라 영세자영업자의 노후준비 수준이 미흡하는 점 등을 고려하여 연금제도를 통한 자영업자의 노후소득보장이 제고되도록 보다 관심을 가져야 할 때라 생각된다.

참고문헌

- 김기승, “마코프(Markov)모형에 기초한 취업률 및 고용형태 변화분석”, **한국경제연구**, 제14권, 2005, pp. 167~194.
- (Translated in English) GiSeung Kim, “Markov Based Analysis of Korean Labor Market Shifts”, *Journal of Korean Economics Studies*, Vol. 14, 2005, pp. 167-194.
- 김상진, “자영업자의 국민연금 기여회피 결정요인”, **사회보장연구**, 제25권 제2호, 한국사회보장학회, 2009, pp. 1-28.
- (Translated in English) Kim, Snag Jhin, “Determinants of National Pension Contribution Evasion by self-employed People”, *Korean social security studies*, Vol. 25 No. 2, Korean Social Security Association, 2009, pp. 1-28.
- 김수완 · 김상진, “자영업자의 다층노후소득보장에 관한 연구: 공사연금 가입행태를 중심으로”, **보건사회연구**, 32(1), 한국보건사회연구원, 2012, pp. 3-27.
- (Translated in English) Kim, Soo-Wan · Kim, Sang Jhin, “A Study of Public and Private Pension Insurance of the Self-employed in South Korea”, *Health and Social Welfare Review*, Vol. 32 No. 1, Korea Institute for Health and Social Affairs, 2012, pp. 3-27.
- 김영미, “자영업자를 위한 노후소득보장법제의 현황과 과제”, 2012, 한국법제연구원.
- (Translated in English) Kim, Young-Mi, “The Current legislative status and tasks concerning the old-age income security for the self-employed”, 2012, Korea Legislation Research Institute.
- 김영미, “독일 자영업자의 노후소득보장제도에 대한 고찰”, **법학논고**, 제46집, 경북대학교 법학연구원, 2014, pp. 405-430.
- (Translated in English) Kim, Young-Mi, “A Study on Old-age Income Security for the Self-employed in Germany”, *Law Journal*, Vol. 46, Kyungpook Natl. Univ, 2014, pp. 405-430.

박성민, “가입기간별 가입자 추계”, 2016, 국민연금연구원.

(Translated in English) Seong-Min Park, “Estimation of the size of the national pension subscriber at 2016”, National Pension Research Institute.

우해봉 · 한정림, “국민연금 가입자의 가입이력과 급여수준 분석”, 2013, 국민연금연구원.

(Translated in English) Haebong Woo, Jeonglim Han(2013), “Analysis of subscription history and salary level of national pension subscriber”, 2013, National Pension Research Institute.

이진영, “자영업자 가구의 소득불균등 추이와 시사점”, **KERI Insight**, 2015, 한국경제연구원.

(Translated in English) Jin-Young Lee, "Income inequality trend in self-employed households and implications", *KERI Insight*, 2015, Korea Economic Research Institute.

전형배, “영국의 자영업자의 노후소득보장법제와 시사점- 공적 연금 제도를 중심으로”, **노동법학**, 제43권, 2012, pp. 213-248.

(Translated in English) Jun, Hyoungh-Bae, "UK's Earning Support Programme for Self-Employed People in Old Age and Its Suggestions", *Journal of Labour Law*, Vol. 43, The Korea Society Of Labour Law, 2012, pp. 213-248.

조재훈 · 양성문, “정부지원개인연금 도입 효과 분석”, **보험학회지**, 제94집, 한국보험학회, 2013.

(Translated in English) Jae Hoon Jho, Seong Moon Yang, "Forecasting the Effect of Government Subsidized Private Pension", *Korean Insurance Journal*, Vol. 94, Korea Insurance Academic Society, 2013.

최기홍 · 신승희, “노동생명표에 의한 국민연금 가입자의 소득계층별 생애 가입기간 측정”, **통계연구**, 제20권 제1호, 통계청, 2015, pp. 49-70.

(Translated in English) Ki-Hong Choi · Seunghee Shin, "The measurement of insured period in the National Pension by income classes using the Markov chain working life table", *Journal of Korean official statistics*, Vol. 20 No 1,

Statistics Korea, pp. 49-70.

최기홍, “국민연금 가입자의 Markov Chain 보험료 기여 모형”, **보험개발연구**, 제18권 제1호, 보험연구원, 2007, pp. 103-136.

(Translated in English) Ki-Hong Choi, "A Markov Chain Model of the Contribution Behavior of the National Pension Insured Persons", *Korea Insurance Development Institute*, Vol. 18 No. 1, Korea Insurance Research Institute, 2007, pp. 103-136.

통계청(<http://kosis.kr>), 통계목록/주제별통계/물가가계/가계/가계금융·복지조사(패널)/가계금융복지(2012년 이후)/공통부문/가구주종사상지위별 가계재무건전성

(Translated in English) Statistics Korea homepage(<http://kosis.kr>), The financial stability of household by Employment status of householder

통계청, “2017년 8월 경제활동인구조사 근로형태별 및 비임금근로 부가조사 결과”, 2017.

(Translated in English) Statistics Korea, "August 2017 Survey of Economically Active Population by Work Type and Non-wage Worker Survey Results", 2017.

한정림·김경아, “우리나라 자영업자의 국민연금 가입형태와 연금수혜 분석”, **산업경제연구**, 제27권 제6호, 한국산업경제학회, 2014, pp. 2277-2300.

(Translated in English) Jeong-Lim Han · Kyoung-A Kim, "Analysis of the Insured Type and the Benefit Adequacy of Self-employed in the Korean National Pension System", *Journal of Industrial Economics and Business*, Vol. 27, No. 6, Korea Industrial Economics Association, 2014, pp. 2277-2300.

Armenter, R., “The Perils of Nominal Targets”, *Federal Reserve Bank of Philadelphia Working paper*, 2015.

Charpentier, David, Romuald Elie, “Optimal Claiming Strategies in Bonus Malus Systems and Implied Markov Chains”, 2016.

Choi, “Pension Schemes for the Self-Employed in OECD Countries”, OECD Social, *Employment and Migration Working Papers*, 2009.

DeVaney, S. & Y. Chein, "Participation in Retirement Plans: A Comparison of the Self-employed and Wage and Salary Workers", *Compensation and Working Conditions*, Winter, 2000, pp. 31-36.

European Commission, "Self-employment in Europe", *European Employment Observatory Review*, 2010.

Hoem, J. M., "A Markov Chain Model of Working Life Tables", *Scandinavian Actuarial Journal*, Vol.58 No.1, 1977, pp. 1-20.

Kocherlakota, N., "Sluggish Inflation Expectations: A Markov Chain Analysis", *NBER Working Paper*, No. 22009, 2016.

OECD, "OECD factbook 2015-2016", 2016, p. 127.

[http://www.index.go.kr/potal/stts/idxMain/selectPoSttsIdxSearch.do?idx_cd=4014
&stts_cd=401402&clas_div=&idx_sys_cd](http://www.index.go.kr/potal/stts/idxMain/selectPoSttsIdxSearch.do?idx_cd=4014&stts_cd=401402&clas_div=&idx_sys_cd)

Abstract

This study estimates pension income replacement rate based on the estimation of the lifetime work history of self-employed using the Markov conversion rate.

First, the estimation results show that the work type changes continuously during the lifetime. As a result, the total work period of workers who entered the labor market at the age of 25 was estimated to be 27.3 years (wage work period 19.5 years, self-employment period 7.8 years) and non-work period 12.7 years. In particular, the wage work period rate of self-employed(wage superior, mixed type) was estimated to be 86.0% during the lifetime, which means that self-employed also have considerable wage work period.

Next, the estimation results of the pension income for pure work type(not changing during life) show that the replacement rate of pure wage earners is higher than that of the pure self-employed. On the other hand, the replacement rate for mixed work type(changing during life, but in the case of current self-employed) was higher in the order of wage superior type, self-employed superior type and non-business superior type.

These pension income are generally low for self-employed pensioners compared to wage earners, but this is determined by the wage and self-employment periods and income levels established during their lifetime.

Therefore, in suggesting the old-age income guarantee policy for self-employed, this paper proposes that it is necessary to consider not only the current work type but also the past work type, ie, the change of work history.

※ **Key words:** Life income, Markov conversion rate, Income replacement rate

부록 1. 마코브체인 적용 과정

- 1단계: 연령별(각 세별) 근로형태(임금근로자, 자영업자, 비취업)의 전환율(마코브 전환율)을 산출
 - 근로형태를 3가지 경우(임금근로자, 자영업자, 비취업)로 하고 있기 때문에 각 세별로 전환율은 $9(3 \times 3)$ 개로 산출됨.
 - 예를 들면, 30세에서 31세가 되는 과정에서 임금근로자가 임금근로자로 유지되거나, 자영업자 혹은 비취업자로 전환할 확률(연간 전환율)을 산출하는 경우
- 이때, 패널자료를 활용하여 분석하므로 다른 연도이지만 동일 연령일 수 있는데, 이 경우 연령이 같으면 동일 연령으로 보았음(즉, 연령만 고려하고 시점은 고려하지 않았음).
- 2단계: 최초 입직연령(예, 25세)을 선정하여 동 연령에서의 근로형태 비율을 산출
 - 최초 입직 연령의 근로형태 비율이 정해지면 1단계에서 산출된 연령별 전환율을 여기에 행렬방식으로 곱하게 되면 입직 후 연령별 근로형태 비율을 산출할 수 있게 됨. 이를 위해 최초 입직 연령의 근로형태 비율을 산출할 필요 있음.
 - 예를 들면, 입직연령이 25세인 사람이 임금근로, 비임금근로, 비취업 등에 분포된 비율을 산출하는 것임.
- 3단계: 마코브체인 process 과정을 거쳐 퇴직직전 연령(예, 64세)까지 개별근로자(i)의 근로형태 비율을 산출
 - 1단계에서 산출된 연령별 전환율과 2단계의 입직 연령의 근로형태 비율을 곱하는 과정으로 이 과정을 퇴직직전 연령(예, 64세)까지 반복적으로 수행(마코브체인 process 과정)하는 것을 의미함.
 - 예를 들면, 25세 근로형태 비율 $\times$ 전환율(25세)=26세 근로형태 비율이 되며, 26세 근로형태 비율 $\times$ 전환율(26세)=27세 근로형태 비율... 63세 근로형태 비율 $\times$ 전환율(63세)=64세 근로형태 비율을 산출하게 됨.

- 유의할 점은 마코브체인 process 과정을 거쳐 산출되는 근로행태 비율은 생애근로기간 동안 변화하는 입직자의 해당 연령대에서의 근로행태 비율이므로 평균적 근로자의 연령대별 근로행태 비율과 다를 수 있음에 유의할 필요

□ 4단계: 개인의 생애근로이력은 입직연령에서 퇴직연령(예, 25세~65세)까지 각 근로행태별 비율을 합산하여 산출

○ 3단계까지는 연령별로 산출된 것이므로 이를 생애기간의 근로행태 비율로 전환하면 연령별 근로행태 비율을 합산하여 산출할 수 있음.

○ 이를 산식으로 표현하면 다음과 같음.

$$- L_i = \left[\sum_{a=\text{입직연령}}^{\text{퇴직연령}} \left(\sum_{j=1}^3 w_{ia}^j \times t_{ia}^j \right) / n_i^j \right] \times n_i$$

단, L_i : i 의 생애근로기간, w_{ia}^j : i 의 a 연령에서의 근로행태($j=1, 2, 3$) 벡터형 비율, t_{ia}^j : i 의 a 연령에서의 근로행태별(j) 벡터형 전환율, n_i^j : 근로행태별(j) 생애근로기간 n_i : 생애근로기간(65세-입직연령)

부록 2. 연령별 근로유형 및 전환확률(Transition Probabilities)

〈Reference Table 1〉 1998년 기준 연령별 근로유형 종사 비율

(단위: %)

1998년 기준 연령	임금근로	자영업자	비취업 등	1998년 기준 연령	임금근로	자영업자	비취업 등
15			100.0	41	38.3	29.3	32.5
16	0.7		99.3	42	43.0	27.9	29.2
17	1.3		98.7	43	41.4	29.2	29.5
18	5.5		94.5	44	33.2	38.2	28.6
19	10.5	0.3	89.1	45	38.4	30.6	31.0
20	18.5	0.4	81.1	46	32.3	33.7	34.0
21	19.6	2.4	78.0	47	35.4	32.0	32.6
22	34.6	1.4	64.0	48	39.6	26.3	34.2
23	40.4	3.0	56.7	49	33.7	31.2	35.1
24	40.9	3.7	55.4	50	35.5	33.2	31.4
25	47.2	2.5	50.4	51	31.7	29.8	38.5
26	45.0	6.1	48.9	52	27.1	33.9	39.0
27	42.7	8.7	48.6	53	32.4	25.0	42.6
28	48.0	8.1	44.0	54	28.4	23.6	48.0
29	42.4	11.2	46.4	55	28.8	31.7	39.6
30	44.7	13.5	41.8	56	24.4	32.2	43.3
31	46.5	16.3	37.2	57	20.4	24.6	54.9
32	46.3	16.5	37.2	58	22.7	33.1	44.2
33	38.5	19.2	42.3	59	20.9	24.9	54.2
34	47.3	18.5	34.2	60	21.8	22.4	55.8
35	38.0	23.3	38.7	61	23.4	21.9	54.7
36	42.9	25.5	31.6	62	18.4	21.1	60.5
37	44.5	26.9	28.7	63	12.4	20.4	67.3
38	35.6	29.5	35.0	64	12.0	27.0	61.0
39	40.3	28.3	31.4				
40	37.8	29.8	32.4				

〈Reference Table 2〉 연령 각 세별 근로유형 전환확률

(단위: %)

연령	type I			type II			type III		
	11	12	13	21	22	23	31	32	33
15	0.0	0.0	100.0				0.5	0.0	99.6
16	44.4	0.0	55.6				0.9	0.0	99.1
17	50.0	0.0	50.0				3.3	0.1	96.6
18	58.9	1.6	39.5	0.0	66.7	33.3	10.8	0.4	88.8
19	60.2	0.7	39.2	6.7	66.7	26.7	11.2	0.4	88.4
20	68.4	0.9	30.8	17.7	41.2	41.2	19.3	0.5	80.3
21	77.6	1.7	20.7	21.1	42.1	36.8	20.3	1.6	78.1
22	75.5	0.8	23.7	25.7	45.7	28.6	23.7	1.6	74.7
23	77.1	1.8	21.1	20.3	47.5	32.2	27.5	0.8	71.7
24	78.7	1.1	20.2	20.8	63.9	15.3	27.7	1.6	70.8
25	82.5	1.4	16.1	20.3	68.4	11.4	27.4	1.9	70.7
26	84.2	1.7	14.1	13.5	74.0	12.6	27.5	2.8	69.7
27	86.2	1.8	12.0	17.8	70.6	11.7	24.3	3.0	72.7
28	84.8	2.4	12.8	14.1	74.4	11.6	21.4	3.5	75.1
29	85.9	2.5	11.7	13.1	77.3	9.6	19.7	3.1	77.1
30	87.6	2.8	9.6	8.1	81.7	10.1	17.4	3.5	79.1
31	89.1	1.9	9.0	10.4	80.5	9.1	14.3	3.9	81.8
32	90.0	2.5	7.5	7.5	83.7	8.8	14.9	3.5	81.6
33	90.3	3.0	6.7	11.2	80.2	8.5	14.6	3.8	81.6
34	90.2	2.9	6.9	7.6	83.7	8.7	14.7	4.2	81.1
35	90.9	3.0	6.1	6.3	87.2	6.6	16.5	4.9	78.6
36	89.4	3.4	7.2	7.2	85.2	7.6	14.2	4.3	81.5
37	89.8	3.8	6.4	6.2	88.7	5.2	16.2	5.4	78.4
38	89.9	4.0	6.1	7.8	86.7	5.5	17.2	5.0	77.9
39	90.2	2.9	6.9	6.2	89.3	4.5	15.5	4.8	79.7
40	90.6	3.4	6.0	6.7	87.9	5.4	17.4	5.5	77.1
41	90.8	2.9	6.4	7.0	88.0	5.0	17.4	4.8	77.8
42	89.3	3.4	7.3	5.0	89.9	5.1	13.7	4.5	81.8
43	91.0	3.4	5.7	5.3	89.8	4.9	16.6	5.8	77.5
44	90.9	3.6	5.5	5.0	90.4	4.6	16.0	6.2	77.8
45	89.9	3.1	7.1	6.0	88.6	5.4	15.4	4.3	80.3
46	89.6	3.5	7.0	3.4	92.4	4.3	14.9	5.6	79.5
47	90.5	3.0	6.5	3.7	91.7	4.6	13.2	4.2	82.6
48	89.9	2.5	7.6	4.6	91.3	4.1	13.9	5.2	80.9
49	90.1	2.5	7.5	3.8	92.0	4.2	13.5	6.1	80.4
50	90.2	2.7	7.1	2.8	92.6	4.6	13.8	4.4	81.8
51	90.3	2.4	7.3	3.1	91.6	5.3	12.8	2.8	84.4
52	89.5	2.1	8.4	3.3	91.2	5.5	12.4	3.4	84.2
53	88.9	1.8	9.3	3.4	91.0	5.6	11.6	4.4	84.1
54	88.4	2.0	9.7	3.1	91.9	5.0	11.6	3.3	85.2
55	87.1	2.5	10.5	2.6	92.4	5.0	9.1	3.3	87.6
56	87.1	2.4	10.5	2.5	91.0	6.6	9.4	3.3	87.4
57	83.8	2.7	13.5	3.3	92.1	4.6	9.3	3.5	87.3
58	82.7	4.1	13.3	1.4	92.9	5.7	7.7	3.0	89.4
59	83.9	1.9	14.2	2.7	90.5	6.8	8.9	2.2	88.8
60	80.7	3.4	16.0	3.4	91.4	5.3	7.8	2.7	89.5
61	80.5	2.8	16.8	2.6	90.6	6.8	6.2	2.8	91.0
62	79.7	1.6	18.7	1.6	91.1	7.3	5.9	1.9	92.3
63	77.7	2.9	19.4	1.6	92.1	6.3	5.1	2.6	92.4
64	78.8	2.8	18.4	2.4	90.3	7.3	6.2	1.8	92.0
전체	87.5	2.7	9.9	4.9	89.2	5.9	13.1	2.7	84.2

Corporate Cash Holdings and the Effect of Chaebol Affiliated on the Implied Cost of Equity Capital: Evidence from Korea

기업의 현금보유수준, 재벌여부가 내재 자기자본비용에 미치는
영향: 한국기업을 중심으로

Hongmin Chun*

This paper examines firms' cash holdings and their effect on equity capital cost, distinguishing firms that belong to chaebol and non-chaebol groups. A chaebol is a South Korean form of business conglomerate. Chaebols are typically global multinationals owning numerous international enterprises, controlled by controlling shareholders with power over all operations. So this paper needs to examine whether firms' cash holdings and their effect on the implied cost of equity capital, distinguishing firms that belong to chaebol or not.

Empirical results suggest that higher cash holdings increase risk, which holds for chaebol group of firms. Thus, a poor corporate governance system for a chaebol-affiliated firm with high cash holdings could be a possible factor contributing to the risk premium. Finally, we conduct a 2SLS regression, and our empirical results are consistent for both the full and the chaebol samples, suggesting that our ordinary least squares results are valid. So in Korea, higher cash holdings represent risk premium closely related to overinvestment and agency problems between managers and shareholders.

Key Words: Cash holdings, Implied cost of equity capital, Chaebol, Agency problem.

Key words: Cash holdings, Implied cost of equity capital, Chaebol, Agency problem

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B060100

* Associate Professor, Chungbuk National University, School of Business(hmchun@cbnu.ac.kr)
논문 투고일: 2018. 03. 28, 논문 최종 수정일: 2018. 05. 14, 논문 게재 확정일: 2018. 05. 10

I. Introduction

There is some debate as to whether excess cash holding by chaebol firms is beneficial or not in Korea. After the 2008 global financial crisis,¹⁾ the top 10 Korean chaebol firms' cash reserves quadrupled compared to their pre-crisis levels. In 2006, these cash holdings totaled 250 billion dollars; however, by 2012, this had increased to 1.1 trillion dollars because of economic uncertainty. However cash holdings themselves have numerous costs and benefits for the firm. Cash balances represent benefits such as precautionary motives(Martinez-Sola, Garcia-Teruel, & Martinez-Solano, 2013), transactional motives(Keynes, 1936), and preventing under-investment costs. Meanwhile, cash balances represent opportunity costs and create agency problems between managers and shareholders using free cash flows for their own private benefit(Jensen, 1986; Dittmar & Marth-Smith, 2007).

Therefore, from the firm's perspective, successful liquidity management may be a key issue for current policies. Prior literature has recommended using trade-off theory, pecking order theory, and agency theory to explain that firms reserve cash for various reasons. Further research has investigated the factors that cause firms to hold cash reserves. Among these researchers, Opler, Pinkowitz, Stulz, and Williamson(1999) suggest that strong growth opportunities, higher business risk, and smaller firm size cause firms to hold more cash than other firms. Pinkowitz, Stulz, and Williamson(2006), Pinkowitz and Williamson(2007), and Drobetz, Grüninger, and Hirschvogel(2010) also suggest that excess cash holdings could decrease firm value. However, limited studies have been conducted on the direct empirical association between cash holdings and the implied cost of equity capital.

1) After the 2008 global financial crisis, firms increased cash and cash-equivalent holdings for precautionary motives. Korean chaebol firms increased their cash holdings fourfold; this excess cash holding might bring another issue in terms of whether such excess leads to high investment.

Prior cash holdings-related studies investigate its association with firm value(Pinkowitz et al., 2006; Martinez-Sola et al., 2013) but do not directly investigate the implied cost of equity capital(Hereafter, ICOE). Implied cost of equity capital models could offer useful insights because they make an explicit attempt to separate the effect of ICOE from firm valuations and control for cash flow or growth effects(Chen, Chen, & Wei, 2011). This paper addresses this gap in the literature by directly investigating cash holdings and its effect on ICOE. Cash balances are easily accessible by managers with little scrutiny, and much of their use is discretionary. We posit that large cash reserves bring about increasing agency conflicts between managers and shareholders and that managers are more likely to use their money for inefficient investments for their own sake, which might destroy shareholder value(Jensen & Meckling, 1976). In addition, Jensen(1986) shows that overinvestment costs exist in large free cash flow situations in which cash facilitates investments in seemingly negative net present value(NPV) projects.²⁾ Therefore, investors perceive large cash reserves as a risk premium factor given that such reserves could lead to inefficient investments and investment costs. However, given precautionary measures and transactional advantages, risk-reducing factors may exist. Thus, cash holdings vis-à-vis risk perspective could represent an open empirical line of inquiry. We posit that excess cash holdings in Korean firms result in inefficient investments and an overinvestment problem and that a positive association may exist between cash holdings and ICOE.

Further, we divide our sample into two groups: chaebol and non-chaebol firms. Korea's chaebol firms, a unique feature of corporate governance, have pyramidal ownership and cross-holdings within business groups. For instance, chaebol firms have pyramidal ownership structures, and owner-managers of chaebol-affiliated

2) Increasing cash dividends or stock repurchases might be efficient tools to enhance firm stock price using firm excess cash.

groups hold the ultimate power in their firms through minimal cash flow rights(Bae, Kang, & Kim, 2002; Joh, 2003). Weak shareholder protection in Korea makes shareholders amenable to control in order for firms, particularly chaebol firms, to expropriate minority shareholders. Further, chaebol owner-managers are more likely to engage in more inefficient investments than are non-chaebol firms(independent firms) through their ultimate power when they hold excess cash. Therefore, we posit that this positive association between cash holdings and ICOE is more pronounced in chaebol firms due to agency problems between controlling shareholders of the chaebol firm and minority shareholders.

This paper offers several advantages over the voluminous studies on cash holding in the U.S. Korea has the unique chaebol business group feature; thus, cash holdings and their differential effects on chaebol and non-chaebol groups can only be examined in Korea. In addition, most cash holding-related studies are Western-oriented, in particular U.S.-based(Opler et al., 1999; Pinkowitz et al., 2006; Dittmar & Marth-Smith, 2007; Martinez-Sola et al., 2013). Note that Dittmar, Marth-Smith, & Servaes(2003) conduct a cross-country study and show that investor protection level and corporate governance structure have direct effects on firm liquidity management. Therefore, the empirical results of Dittmar et al.(2003) suggest that there might be a differential effect regarding cash holdings and their economic consequences between the U.S. and Korea because agency costs, which include internal and external monitoring systems, might differ. Particularly, the cash holdings of a country with high agency costs might be 25% higher than that of a country with low agency costs. Ergo, Korea tends to exhibit substantial agency problems vis-à-vis shareholders when compared with the U.S.; hence, it is reasonable to expect different empirical results between these two countries regarding cash holding and its economic consequences.

This study uses 3,146 firm-year observations for firms listed on the KOSPI/KOSDAQ for the period 2002–2015. The empirical results suggest that cash holdings are

positively associated with ICOE. Thus, therefore, in Korea, given its poor corporate governance system, higher cash holdings are regarded as a risk-increasing factor. In addition, we divided our sample into chaebol and non-chaebol groups, and our empirical results are consistent for the chaebol group. Thus, a poor corporate governance system for a chaebol-affiliated firm with high cash holdings could be a possible factor contributing to the risk premium. Finally, we conduct a 2SLS regression, and our empirical results are consistent for both the full and the chaebol samples, suggesting that our ordinary least squares results are valid.

This paper offers several contributions to the finance literature. First, to the best of our knowledge, this study is the first to empirically show a direct relationship between cash holdings and ICOE. Prior research suggests a relationship between cash holdings and firm value (Pinkowitz et al., 2006; Pinkowitz & Williamson, 2007; Martinez-Sola et al., 2013). However, limited studies exist on cash holdings and ICOE. Therefore, this paper's results extend the prior literature by using ICOE, which represents an investor's risk perspective. Second, this paper suggests that cash holdings and ICOE differ for chaebol and non-chaebol firms. In Korea, a chaebol is a unique characteristic of the business environment that allows the controlling shareholders to use his or her ultimate power to expropriate minority shareholders. Thus, an investor experiences a higher risk premium regarding the cash holdings of a chaebol's controlling shareholders. Third, numerous finance-related papers attempt to reveal the determinants of the cost of equity capital, particularly earnings attributes (Francis, Lafond, Olsson, & Schipper, 2004), institutions and securities regulations (Hail & Leuz, 2006), shareholder rights (Chen et al., 2011), and real asset illiquidity (Ortiz-Molina & Phillips, 2014). Thus, this paper adds to the extant literature the notion that cash holdings could be a factor that determines the cost of equity capital.

The remainder of this paper proceeds as follows. Section 2 summarizes prior research and develops hypotheses. Section 3 describes the data utilized to construct

our sample and presents the research design. Section 4 reports results of the main analysis and robustness tests. Finally, Section 5 concludes.

II. Literature Review and Hypotheses Development

Three theoretical models primarily explain the characteristics that influence a firm's cash holding decisions. First, the trade-off model stipulates that firms identify their optimal level of cash holdings by weighing the marginal costs and marginal benefits of holding cash. The greatest benefit related to cash holdings is the reduction in the likelihood of financial distress, which allows investment when financial constraints are met. The cost of raising external funds or liquidating existing assets is minimized as well. Second, the pecking order theory attributed to Myers(1977), and supported by the theoretical foundation of Myers and Majluf(1984), suggests that to minimize asymmetric information costs and other financing costs, firms should finance investments first with retained earnings, then with safe debt and risky debt, and finally with equity. This theory emphasizes that firms do not have target cash levels. Finally, free cash flow theory propounded by Jensen(1986) is the most widely used. Jensen(1986) suggests that managers have the incentive to build up cash to increase the amount of assets under their control and to gain discretionary power over the firm's investment decisions. Therefore, cash reduces the pressure to perform well and allows managers to invest in projects that best suit their own interests but may not be in shareholders' best interests. The following empirical research has attempted to elucidate the factors that explain the significant amounts of cash and cash equivalents held by firms.

Opler et al.(1999) suggest the determinants and implications of cash holdings using a sample of U.S. firms over 1971-1994. They find that firms with strong growth

opportunities, higher business risk, and smaller size hold more cash than do other firms. With respect to agency theory, Opler et al.(1999) find that the managerial entrenchment hypothesis explains the level of cash holdings. Mikkelson and Partch(2003) show that the operating performance of U.S. firms with high cash levels is comparable with or even greater than that of other U.S. firms. Dittmar et al.(2003) suggest that the agency costs of managerial discretion play an important role in explaining cash holdings. Using a sample of more than 11,000 firms across 45 countries, they find that corporations in countries in which shareholders rights are not protected well hold up to twice as much cash as corporations in countries with good shareholder protection. Ferreira and Vilela(2004) use EU country data to show that cash holdings are negatively affected by asset liquidity, leverage, and firm size. Pinkowitz et al.(2006) show that the marginal value of cash and the firm value are much weaker in countries with poor investor protection than they are in other countries. Dittmar and Marth-Smith(2007) show that corporate governance has a substantial impact on value through its impact on cash: \$1.00 in cash in a poorly governed firm is valued at only \$0.42 to \$0.88. Consequently, good corporate governance approximately doubles this value. Drobetz et al.(2010) investigate the marginal value of cash in connection with firm-specific information asymmetries, showing that such asymmetries decrease the marginal value of cash.

Martinez-Sola et al.(2013) suggest that excess cash holdings decrease firm value. They suggest that large cash reserves can increase agency conflicts between managers and shareholders because managers can waste funds on inefficient investments that offer benefits but also destroy shareholder value. Thus, by using this money for their own projects, managers could destroy shareholder value, following Jensen and Meckling(1976). Therefore, following free cash flow theory(Jensen 1986), an overinvestment cost exists in situations in which cash facilitates investment in negative (–) NPV projects. In addition, the existence of large free cash flows allures managers to

engage in discretionary activities that might be harmful to shareholder interest. Empirical evidence suggests that increases in managerial discretion could lead managers to overuse corporate liquidity resources.

This study shows how and to what extent corporate cash holdings affect the implied cost of equity capital. From prior studies, it has been gleaned that firms hold cash for precautionary purposes or use it for daily transactions. In addition, holding cash is beneficial to the firm to reduce the likelihood of financial distress. Meanwhile, higher cash holdings are associated with higher propensities of managers to use cash for their own private benefit, which results in inefficient investments and severe agency problems. In Korea, if managers use their cash for their own private benefit, then we posit that higher cash holdings might be positively associated with ICOE, following the free cash flow theory of Jensen(1986). Our first hypothesis is as follows.

H1) Cash holdings are positively associated with the implied cost of equity capital.

Much of the extant literature provides empirical evidence consistent with the tunneling view(Bae et al., 2002; Baek, Kang, & Lee, 2006; Jiang, Lee, & Yue, 2010). The tunneling view represents that controlling shareholders expropriate minority shareholders' wealth by minimal cash flow rights. Agency problems in Korea are uniquely manifested through the controlling effect of managers of chaebol firms. Prior literature related to Korean chaebol suggests that the widespread use of pyramid ownership and cross-holdings among firms that belong to a business group allows controlling shareholders to exercise full control and unchecked or ultimate power over a firm(Claessens, Djankov, & Lang, 2000; Kim & Lee, 2003; Baek et al., 2006; Hwang, Kim, Park, & Park, 2013). Therefore, a chaebol firm's controlling shareholders is more likely to use cash for their own pet projects, thus leading to seriously inefficient investment. Kang and Chang(2014) report that chaebol firms' cash reserves do not

induce firms' investments and that excess cash holdings reduce firms' investment efficiency. Hence, they suggest that chaebol firms' excess cash might induce owner-managers' overinvestment for their own private benefit.

Regarding agency problem, as we see in many news, controlling shareholders of chaebol make their own slush fund through cash reserve and use it for their own purpose. More specifically, such as SK, CJ, Hyundai Motors' controlling shareholders make their own slush fund and use it as their lobbying activity to government or paying their own donation tax. Therefore, we posit that the agency problem between controlling shareholders and minority shareholders or overinvestment problem arising from excess cash is more pronounced in chaebol-affiliated firms than it is in non-chaebol firms(independent firms). Of course, chaebol-affiliated firms have a coinsurance system that is advantageous for cash management—if one firm faces financial difficulty, then it can be subsidized by other, group-affiliated firms(Byun, Choi, Hwang, & Kim, 2013). However this coinsurance system of chaebol firms might lead to overinvestment problems and inefficient corporate diversification problems within the same business group. Meanwhile, we raise the issue of agency between minority shareholders and controlling shareholders or inefficient investment problems arising from excess cash in chaebol firms would result in a more direct effect between cash holdings and ICOE in Korea. Therefore, excess cash is more likely to influence the agency problem of chaebol controlling shareholders or inefficient over investments, which increases the risk premium—possibly an open empirical question. So if chaebol managers use their cash holdings for their own sake, then our first hypothesis is more pertinent in chaebol firms for the foregoing reason. Thus, our second hypothesis is as follows:

H2) Cash holdings are positively associated with the implied cost of equity capital, particularly for chaebol firms.

III. Research Methodology

1. Regression Models

To test our hypotheses, we regress the arithmetic mean of the ex-ante ICOE from the RIVC, RIVI, OJ, and PEG models on cash holdings. A detailed explanation regarding ex-ante ICOE is provided in the <Appendix>. Thus, we have Eq. 1 as follows:

$$\begin{aligned} ICOE_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 CASHI_{i,t} + \beta_2 LNSIZE_{i,t} + \beta_3 BM_{i,t} + \beta_4 LNDM_{i,t} \\ & + \beta_5 BETA_{i,t} + \beta_6 OIVOL_{i,t} + \beta_7 EDISP_{i,t} + \beta_8 NUMEST_{i,t} \\ & + Firm \& Year Dummy + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

where

- $ICOE$ = Arithmetic mean of the ICOE from the RIVC, RIVI, OJ, and PEG models;
- $CASHI$ = (Cash+ Cash Equivalents) divided by total assets
- $LNSIZE$ = Logarithmic value of total assets;
- BM = Book-to-market ratio, the ratio of the book value of equity to the market value of equity;
- $LNDM$ = Logarithmic value of the debt-to-market ratio, a ratio of the book value of total debt to the market value of equity;
- $BETA$ = Systematic risk estimated by regressing 30–60 prior months' monthly stock returns against each corresponding market index (KOSPI and KOSDAQ);
- $OIVOL$ = Standard deviation of operating income scaled by average total assets from the past 2–5 years;
- $EDISP$ = Dispersion of analysts' earnings forecasts, which is the standard deviation of one-year-ahead analysts' forecasts scaled by the absolute mean of those forecasts; and
- $NUMEST$ = Firms' analyst coverage.

Following the existing literature, we employ widely known risk proxies to control for the effect of these risk proxies on the cost of equity capital as follows. Prior studies suggest that large firms have better liquidity than do small firms. Therefore, larger firms have a greater advantage of a lower cost of equity capital (Gebhardt et al., 2001; Gode & Mohanram, 2003). Therefore, we use the logarithmic value of total assets as a proxy for firm size. Fama and French (1992) suggest that the book-to-market ratio is a suitable risk proxy for a firm's distress risk. Following Gode and Mohanram (2003), we use book-to-market ratio (*BM*) as a proxy for firm distress risk. Modigliani and Miller (1958) predict that the cost of equity capital is an increasing function of financial leverage. Prior literature identifies a positive relationship between a firm's financial leverage and the cost of equity capital (Fama & French, 1992; Gebhardt et al., 2001; Gode & Mohanram, 2003; Botosan & Plumlee, 2005). Thus, we include the logarithmic value of the debt-to-market ratio to measure firm financial leverage. *BETA* is the proxy for systematic risk as predicted by the Capital Asset Pricing Model (CAPM). Prior studies show that this factor has a positive correlation with the cost of equity capital (Fama & French, 1992; Gordon & Gordon, 1997). Beta is calculated by regressing the monthly stock returns of each company for the past 60 months (at least 30 months) to the market returns. Previous studies indicate that the volatility of reported operating profits is a source of risk, which means that unstable operations of the firm entail high risk premiums (Madden, 1998; Gode & Mohanram, 2003). We calculate the standard deviation of operating income over the past five years divided by the average assets for companies with at least two years of financial data (*OIVOL*) as a proxy for firm risk. The dispersion of individual analysts' earnings forecasts (*EDISP*) reflects information risks (Botosan & Plumlee, 2005) or earnings variability (Gebhardt et al., 2001). *EDISP* is the standard deviation of one-year-ahead analysts' earnings forecasts that are scaled by the absolute mean of those forecasts. The greater the number of analysts analyzing a firm, the lower the risk of information asymmetry. Therefore, the number of analysts

has a significant correlation with the cost of equity(Botosan, 1997). *NUMEST* is estimated as the number of analysts following the firm.

2. Sample

This study uses unbalanced panel data on Korean firms from 2002 to 2015. We extract accounting and stock return data from the Korea Information Services Value (hereafter Kis-Value)³⁾ database and analysts' earnings forecasts data from the Fn-guide database. In April of each year, we select firms that meet the following criteria: (1) financial statement data usable from Kis-Value that are required to compute the main variables, stock return data, and industry identification codes; (2) the availability of all of the risk proxies and cash holdings; (4) non-financial company; (5) fiscal year is December.

This process yields a final sample of 3,146 annual firm-year observations from KOSPI/KOSDAQ-listed companies between 2002 and 2015.⁴⁾ All variables are winsorized at the 1% and 99% levels. With due regard to the panel structure of our dataset, we employ year- and firm-fixed effects in almost all regressions with robust standard errors clustered at the firm level.

3) In addition, we use the 3-year government bond rate that is a proxy for the risk-free rate, and the core inflation rate has been obtained from the Economic Statistics System of the Bank of Korea. The ex ante estimation of the cost of equity capital involves simplifying premises (forecasts horizon), and hence, measurement error perhaps stems from the assumptions for implementing the equity valuation model.

4) We need analyst forecasting data to calculate the implicit cost of equity capital. So sample is only applied to one and two year analysts' earnings forecasts are positive. So our final sample is 3,146 firm-year observations due to analyst earnings forecast data.

IV. Empirical Results

1. Descriptive Statistics

Table 1 provides descriptive statistics on cash holdings, chaebols, and the implied cost of equity capital, and risk proxies. The mean (median) of the arithmetic mean of four ex-ante costs of equity capital (ICOE) is 13.9% (13.1%). CASHI's means (medians) are 0.065 (0.045). In our sample, 39.4% of firms are chaebol-affiliated. The mean (median) and distribution of risk proxies (*LNSIZE*, *BM*, *LNDM*, *BETA*, *OIVOL*, *EDISP*, and *NUMEST*) are generally consistent with prior Korean evidence (Ahn, Cha, Ko, & Yoo, 2008).

〈Table 1〉 Descriptive Statistics

This table presents the distributions of our full sample of 3,146 firm-year observations over the period 2002–2015. This paper use unbalanced panel data. ICOE is the average of four implied cost of equity capitals (COE_{RIVC} , COE_{RIVI} , COE_{OJ} and COE_{PEG}). COE_{RIVC} , COE_{RIVI} , COE_{OJ} , and COE_{PEG} are the implied cost of equity capital from the RIVC, RIVI, OJ, and PEG models, respectively. See the 〈Appendix〉 for details of the implementation of each valuation model. *CASHI* is (Cash + Cash Equivalents) divided by total assets. *CHAEBOL* is a dummy variable that equals 1 if the firm is a member of the top-30 business groups identified annually by the Korea Fair Trade Commission, and 0 otherwise. *LNSIZE* is the natural log of total assets. *BM* is the book value of equity divided by the market value of equity. *LNDM* is the natural log of book value of debt divided by market value of equity. *BETA* is the systematic risk estimated by regressing 30–60 monthly stock returns against the corresponding market index. *OIVOL* is the standard deviation of operating income during the past 2–5 years, which is scaled by average total assets. *EDISP* is the dispersion of analysts' earnings forecasts, which is measured as the standard deviation of the 1-year-ahead analysts' earnings forecasts, which in turn is scaled by the absolute mean of these forecasts. *NUMEST* is the number of following analysts.

Variable	No. of Obs	Mean	Std.	Min	25%	Median	75%	Max
<i>ICOE</i>	3,146	0.139	0.052	0.051	0.101	0.131	0.167	0.309
<i>CASHI</i>	3,146	0.065	0.066	0.000	0.017	0.045	0.092	0.315
<i>CHAEBOL</i>	3,146	0.394	0.489	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000

<i>LNSIZE</i>	3,146	26,852	1,650	23,789	25,621	26,619	28,028	30,935
<i>BM</i>	3,146	1,011	0,925	0,013	0,471	0,781	1,263	15,399
<i>LNDM</i>	3,146	-0,605	1,210	-3,695	-1,438	-0,563	0,281	2,131
<i>BETA</i>	3,146	1,014	0,445	0,003	0,703	0,996	1,300	2,232
<i>OIVOL</i>	3,146	0,035	0,029	0,003	0,015	0,026	0,046	0,156
<i>EDISP</i>	3,146	0,136	0,180	0,000	0,025	0,091	0,172	1,175
<i>NUMEST</i>	3,146	6,223	6,737	1,000	1,000	3,000	10,000	26,000

Table 2 provides a bivariate Pearson correlation matrix covering the cost of equity capital, cash holding, chaebols, risk proxies, and the number of following analysts. In table 2, the cost of equity capital (ICOE) is significantly negatively association with business, with business group (*CHAEVOL*), natural log of firm size (*LNSIZE*), and number of following analysts (*NUMSET*). The cost of equity capital (*ICOE*) is positively associated with book-to-market (BM), the natural log of debt to market (*LNDM*), BETA (*BETA*), the volatility of firm operating income (*OIVOL*), and dispersion of analyst's earnings forecasts (*EDISP*). Correlation analysis does not capture the real effect of the association between cash holdings and the cost of equity capital. In the next section, we perform multivariate regression analyses to examine the ceteris paribus association between cash holdings and the cost of equity capital with various risk proxies.

〈Table 2〉 Bivariate Pearson Correlation Matrix

This table presents the Bivariate Pearson Correlation analysis, See the note accompanying Table 1 for definitions of variables, Bold numbers indicate statistical significance at the 5% level or better (two-tailed).

	<i>ICOE</i>	<i>CASH1</i>	<i>CHAE BOL</i>	<i>LNSIZE</i>	<i>BM</i>	<i>LNDM</i>	<i>BETA</i>	<i>OVOL</i>	<i>EDISP</i>
<i>CASH1</i>	-0.066								
<i>CHAEVOL</i>	-0.124	-0.197							
<i>LNSIZE</i>	-0.481	-0.103	0.569						
<i>BM</i>	0.429	-0.191	0.07	-0.273					
<i>LNDM</i>	0.422	-0.307	0.297	-0.053	0.538				
<i>BETA</i>	0.105	0.034	0.035	-0.059	-0.088	0.081			
<i>OVOL</i>	0.056	-0.213	-0.213	-0.126	-0.208	-0.337	0.171		
<i>EDISP</i>	0.053	0.142	0.142	0.118	0.055	0.170	0.155	0.018	
<i>NUMEST</i>	-0.282	0.392	0.392	0.716	-0.214	-0.044	0.019	-0.008	0.158

2. Multivariate Analysis

Table 3 presents regression results vis-à-vis ICOE on the level of cash holdings and various risk proxies. Column 1 shows fixed effect analysis and CASH1 is 0.034 and that it is statistically significant at the 5% level. Column 2 shows random effect analysis and CASH1 is 0.024 and that it is statistically significant at the 5% level. Also we conduct Hausman Test to show which model (Fixed or Random) is more suitable in our analysis. Hausman Test shows that Fixed Effect Model is more suitable in our model. Therefore, the overall results indicate that high cash holdings have a significantly higher implied cost of equity capital. These results suggest that firms with more cash holdings are more likely to have a higher risk premium because investors perceive high cash holdings as the risk premium.

〈Table 3〉 Cash Holdings and Implied Cost of Equity Capital

Table 3 presents regression results ICOE on the level of cash holdings and various risk proxies. Also we conduct Hausman Test to show which model (Fixed or Random) is more suitable in our analysis. See the notes accompanying Tables 1 and 2 for definitions of variables. ***, **, and * denote, respectively, statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

VARIABLES	(1) ICOE	(2) ICOE
	Fixed Effect	Random Effect
<i>CASH1</i>	0.034** [2.284]	0.024* [1.936]
<i>LNSIZE</i>	-0.012*** [-6.134]	-0.015*** [-17.024]
<i>BM</i>	0.010*** [6.706]	0.005*** [4.711]
<i>LNDM</i>	0.013*** [8.205]	0.014*** [15.253]
<i>BETA</i>	-0.005** [-2.217]	-0.002 [-1.088]
<i>OIVOL</i>	0.136*** [3.898]	0.175*** [6.096]

<i>EDISP</i>	0.018*** [4.453]	0.014*** [3.600]
<i>NUMEST</i>	0.001*** [3.723]	0.001*** [4.626]
Constant	0.477*** [9.184]	0.563*** [23.628]
Year Dummy	Yes	Yes
Hausman Test	chi2=(68.79, Prob> chi2=0.0000	
Observations	3,146	3,146
R-squared	0.420	0.415
Number of Stock	722	722

In table 4, we decide to use fixed effect model and also we use firm level clustering analysis at the same time with fixed effect model. So column 1 shows that CASH1 is 0.034 and that it is statistically significant at the 5% level. We then divide our sample into chaebol and non-chaebol groups.⁵⁾ Table 4 shows that higher cash holdings are positively associated with ICOE in only the chaebol firms. We interpret this as suggesting that chaebol firms are more likely to use this cash for purposes of their prerogative, investors perceive this behavior as being a risk premium factor. The CASH1 coefficient in the chaebol sample (0.44) is approximately 30% larger than that in the full sample (0.33).

〈Table 4〉 Cash Holdings and Implied Cost of Equity Capital
(FULL Vs Chaebol Vs Non-Chaebol)

In table 4, we decide to use fixed effect model and also we use firm level clustering analysis at the same time with fixed effect model. We then divide our sample into chaebol and non-chaebol groups. See the notes accompanying Tables 1 and 2 for definitions of variables. ***,

5) In this study, we use the Korea Fair Trade Commission (KFTC) criteria following 'chaebol' related prior literature. Also we hand-collecting chaebol data because chaebol criteria might be vary by change in total assets. So hand-collecting is needed to capture change in chaebol criteria in our sample. We totally agree that some of "chaebol" appointed by KFTC might be government-owned (Ex: Posco, KT) and do not have controlling shareholders. However government-owned chaebol firm is relatively small (14%) and also we want to follow prior literature for the comparability.

**, and * denote, respectively, statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

VARIABLES	(1) <i>ICOE</i> FULL	(2) <i>ICOE</i> CHAE BOL	(3) <i>ICOE</i> NON-CHAE BOL
<i>CASH1</i>	0.034** [1.999]	0.044* [1.722]	0.033 [1.562]
<i>LNSIZE</i>	-0.012*** [-4.657]	-0.006 [-1.618]	-0.016*** [-4.462]
<i>BM</i>	0.010*** [4.049]	0.008*** [2.640]	0.013*** [3.241]
<i>LNDM</i>	0.013*** [6.081]	0.009*** [3.438]	0.012*** [4.552]
<i>BETA</i>	-0.005* [-1.681]	-0.004 [-0.816]	-0.004 [-1.103]
<i>OIVOL</i>	0.136*** [3.507]	0.103 [1.528]	0.145*** [3.169]
<i>EDISP</i>	0.018*** [2.934]	0.041*** [5.373]	-0.003 [-0.392]
<i>NUMEST</i>	0.001*** [3.407]	0.001*** [4.213]	0.001* [1.921]
Constant	0.477*** [6.901]	0.313*** [3.202]	0.560*** [6.105]
Firm Dummy	Yes	Yes	Yes
Year Dummy	Yes	Yes	Yes
Number of Stock	722	175	550
Cluster by Firm	Yes	Yes	Yes
Observations	3,146	1,238	1,908
R-squared	0.42	0.488	0.409

In this part, we inspect whether our results are robust by applying alternative model specifications. The overall results, which are summarized in Tables 5 and 6, reinforce our findings that corporate cash holdings lead to higher costs of equity capital. We also put corporate governance or firm characteristics variables, such as foreign ownership, largest shareholder ownership, idiosyncratic risk and growth. Columns 1 to 2 show that *CASH1* is statistically and positively associated with the cost of equity capital in the full sample.⁶⁾ Therefore, our robustness test suggests that our empirical

6) *IDRISK* is idiosyncratic risk and is measured as the deviation of the residuals from the

analysis is consistent adding additional corporate governance or firm characteristic control variables.

〈Table 5〉 Robustness Tests: Control Additional Control Variables

In Table 5, we put corporate governance or firm characteristics variables, such as foreign ownership, largest shareholder ownership, idiosyncratic risk and growth. See the notes accompanying Tables 1 and 2 for definitions of variables. FOR is Foreign ownership. OWNER is majority shareholder ownership. IDRISK is idiosyncratic risk and is measured as the variance of the residual from the regression of beta estimates. GROWTH is 3-year-ahead analysts' earnings forecasts minus 2-year-ahead analysts' earnings forecasts scaled by 2-year-ahead analysts' earnings forecasts. T-statistics in brackets, are adjusted for firm-level clustering to modify a serial of correlation within a cluster (firm). ***, **, and * denote, respectively, statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

VARIABLES	(1) <i>ICOE</i>	(2) <i>ICOE</i>
<i>CASH1</i>	0.039** [2.382]	0.030** [2.272]
<i>LNSIZE</i>	-0.011*** [-4.235]	-0.010*** [-4.563]
<i>BM</i>	0.010*** [4.102]	0.010*** [4.726]
<i>LNDM</i>	0.013*** [6.241]	0.012*** [6.486]
<i>BETA</i>	-0.004 [-1.518]	-0.004* [-1.708]
<i>OIVOL</i>	0.131*** [3.347]	0.077** [2.088]
<i>EDISP</i>	0.018*** [2.841]	-0.038*** [-5.246]
<i>NUMEST</i>	0.001*** [3.510]	0.001*** [4.747]
<i>FOR</i>	-0.010 [-0.972]	-0.011 [-1.182]
<i>OWNER</i>	0.017 [1.227]	0.006 [0.464]

regression analysis of BETA estimation. *GROWTH* is 3-year-ahead analysts' earnings forecasts minus 2-year-ahead analysts' earnings forecasts scaled by 2-year-ahead analysts' earnings forecasts.

<i>IDRISK</i>		0,027 [0,312]
<i>GROWTH</i>		0,042*** [11,285]
Constant	0,446*** [6,319]	0,427*** [7,145]
Firm Dummy	Yes	Yes
Year Dummy	Yes	YES
Cluster by Firm	Yes	YES
Observations	3,126	3,126
R-squared	0,422	0,543
Number of Stock	716	716

As is common in empirical contexts, one important concern herein is the potential endogeneity caused by reverse causality that may affect the interpretation of the causal association between a firm's cash holdings and the cost of equity capital. Even though OLS regression suggests that high cash holdings lead to an increase in the cost of equity capital in the full sample and the chaebol sample, it might be possible that firms with a higher cost of equity capital hold more cash. In Table 6, we approach this issue using two-stage least-squares estimation (2SLS). For the 2SLS regression, we use ROA as an instrumental variable (Dittmar & Marth-Smith, 2007) that can be viewed as an exogenous variable with respect to the contemporaneous cost of equity capital. As Table 6 shows, in the first-stage regression, the ROA variable is statistically significant at the 1% level with CASH1. We then use the fitted value of the first-stage regression, called PREDCASH, as the main variable for the second-stage regression. Column 2 of Table 6 suggests that PREDCASH (the fitted value of cash holdings) is still significantly and positively associated with the cost of equity capital in the full sample in the second-stage regression. In addition, this positive association is more pronounced in the chaebol sample. Therefore, with 2SLS regression using the full sample and the chaebol sample, we conclude that our empirical results are consistent with the foregoing regression results.

〈Table 6〉 Robustness Tests: Endogeneity Testing

In Table 6, we use two-stage least-squares estimation (2SLS). For the 2SLS regression, we use ROA as an instrumental variable (Dittmar & Marth-Smith, 2007) that can be viewed as an exogenous variable with respect to the contemporaneous cost of equity capital. ROA is net income divided by average total assets, PREDCASH is the fitted value of first stage regression. First-stage regression includes industry dummies not reported here. T-statistics in brackets, are adjusted for firm-level clustering to modify a serial of correlation within a cluster (firm) without column 1. This table pertains to 2SLS regression. See the notes accompanying Tables 1 and 2 for definitions of variables. ***, **, and * indicate, respectively, statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels.

VARIABLES	(1) <i>CASH1</i>	(2) <i>ICOE</i> Full Sample	(3) <i>ICOE</i> Chaebol	(4) <i>ICOE</i> Non-Chaebol
	First Stage	Second-Stage	Second-Stage	Second-Stage
<i>ROA</i>	0.052*** [2,804]			
<i>PREDCASH</i>		0.135** [2,075]	0.221* [1,900]	0.107 [1,236]
<i>LNSIZE</i>	-0.005*** [-4,776]	-0.013*** [-11,486]	-0.008*** [-4,224]	-0.018*** [-12,230]
<i>BM</i>	-0.003* [-1,859]	0.006*** [2,715]	0.005 [1,607]	0.008*** [3,400]
<i>LNDM</i>	-0.011*** [-8,487]	0.017*** [12,299]	0.016*** [6,877]	0.015*** [9,002]
<i>BETA</i>	-0.002 [-0,633]	0.003 [1,283]	0.006* [1,753]	-0.000 [-0,085]
<i>OIVOL</i>	0.211*** [4,933]	0.208*** [4,854]	0.159** [2,223]	0.214*** [4,375]
<i>EDISP</i>	-0.008 [-1,140]	0.005 [0,825]	0.022** [2,523]	-0.005 [-0,665]
<i>NUMEST</i>	-0.000 [-1,056]	0.001*** [4,478]	0.001*** [3,595]	0.001*** [2,859]
Constant	0.177*** [5,864]	0.497*** [14,701]	0.360*** [6,345]	0.620*** [14,474]
Year Dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of Stock	722	722	722	722
Observations	3,146	3,146	1,238	1,908
R-squared	0,182	0,493	0,503	0,521

V. Conclusion

In this paper, we empirically examine investors' response to firm cash holdings. In particular, we examine how a firm's cash holding strategy affects the cost of equity capital using a sample of 3,146 firm-year observations during 2002–2015. There is no empirical evidence regarding cash holdings or an explanation regarding risk. Using a multivariate regression framework that controls for firm-level characteristics and year effects, we find that in Korea, cash holdings remain positively associated with ICOE. This positive association varies between chaebol and non-chaebol firms, with its being more pronounced in the chaebol sample. This paper has several limitations. First, this paper use Korea Fair Trade Commission criteria "chaebol" then this chaebol criteria contains government owned firms which does not usually have controlling shareholders. So it needs to be cautious about interpreting related empirical result. This paper use the level of corporate cash holdings, however if G-index or blockholders' holding data is available, then it needs to use Dittmar and Marth-Smith (2007)' excess cash calculation approach. This paper has practical implication for managers pursuing and operationalizing cash holding strategies. Further, the results herein can assist academics and stock market participants in understanding the capital market effect of cash holdings.

〈Appendix: Estimation of the Implied Cost of Equity Capital〉

We use the ex-ante measure of cost of equity capital in accordance with four different accounting-based approaches developed by Ohlson(1995), Ohlson and Jeuttner-Nauroth(2005), Gebhardt et al.(2001), and Easton(2004). Subsequently, we use the arithmetic average of all four ex ante estimates of the cost of equity capital that is a proxy for firm cost of equity capital to mitigate potential measurement errors.

The RIV model proposed by Ohlson(1995) re-expresses the dividend discount model by using the clean surplus relation⁵(here in after referred to as CSR). The RIV model is as follows:

$$P_t = bv_t + \sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{E_t(ep_{t+s} - r_t \times bv_{t+s-1})}{(1+r_t)^s} \right) \quad (2)$$

where r_t is the cost of equity capital in period t , P_t is the stock price in period t , bv_t denotes the book value of equity per share in period t , and ep_t indicates the earnings per share in period t .

The RIV equation inevitably assumes the assigned terminal value when deriving the ex-ante cost of equity capital. Following the previous literature, we use the RIV model in two different ways on the basis of the underlying assumptions of the forecast horizon and the growth of residual income beyond the horizon.

The first RIV model(hereinafter referred to as the RIVC model) presumes that the residual income remains constant forever over the forecast horizon, year $t + 3$ (Gebhardt et al, 2001). Therefore, the RIVC model is as follows.:

$$P_t = bv_t + \sum_{x=1}^3 \left(\frac{E_t(ep_{t+x} - r_t \times bv_{t+x-1})}{(1+r_t)^x} \right) + \frac{E_t(ep_{t+3} - r_t \times bv_{t+2})}{r_t \times (1+r_t)^3} \quad (3)$$

The second RIV model(hereinafter referred to as the RIVI model) estimates the future residual profit using analyst 's predicted earnings forecasts from the time of measurement to year 3, and converges enterprise capital return to industry average capital return from 4 to 12. We then assume that the residual profit for the year 12 will persist forever(Lee et al, 1999; Gebhardt et al, 2001). We use the moving average of the industry's ROE over the past five years as a proxy for the industry average ROE. Korean Standard Industrial Classification(KSIC) codes at the two-digit level are used to

classify industry membership. Meanwhile, we consider only firms with positive ROE when computing the industry median ROE(Gode and Mohanram 2003). The RIVI model is as follows:

$$P_t = bv_t + \sum_{x=1}^3 \left(\frac{E_t(eps_{t+x} - r_t \times bv_{t+x-1})}{(1+r_t)^x} \right) + \sum_{x=4}^{11} \frac{[E_t(ROE_{t+x} - r_t)] \times bv_{t+x-1}}{(1+r_t)^x} + \frac{[E_t(ROE_{t+12} - r_t)] \times bv_{t+11}}{r_t \times (1+r_t)^{11}} \quad (4)$$

where ROE represents the return on equity for the period t .

Unlike the RIV model, OJ model(Ohlson and Juettner-Nauroth 2005) rules out the CSR assumption. Another apparent difference between the OJ model and the two RIV-based models is that the OJ model assumes an earnings growth rate after the 2-year-ahead forecast horizon. Therefore, the OJ model requires a measure of the perpetual growth rate of capitalized abnormal earnings. Assuming that equals the risk-free interest rate minus the long-term inflation rate(Claus and Thomas 2001), we use the previous 10 years' moving average of the annual inflation rate from the forecasting data to estimate the long-term inflation rate. The OJ model yield is as follows:

$$P_t = \frac{eps_{t+1}}{r_t} + \frac{aeg_{t-w}}{r_t(r_t - \gamma + 1)}, \quad (5)$$

This equation can be rearranged in terms of the cost of equity capital as follows:

$$r_t = A + \sqrt{A^2 + \frac{eps_{t+1}}{P_t} \left(\frac{(eps_{t+2} - eps_{t+1})}{eps_{t+1}} - (\gamma - 1) \right)}, \quad (6)$$

where ,

$$A \equiv \frac{1}{2} \left(r - 1 + \frac{dps_{t+1}}{P_t} \right)$$

Further, If the value of the square root is negative, the cost of equity is set to A .

The PEG model is suggested by Easton(2004). This valuation model assumes no change in abnormal earnings growth beyond the forecast horizon and dividends are not paid in the OJ model. Therefore, the PEG model is as follows:

$$P_t = \frac{eps_{t+2} - eps_{t+1}}{r_t^2}. \quad (7)$$

After rearranging the model in terms of the cost of equity capital, the equation becomes as follows:

$$r_t = \sqrt{\frac{eps_{t+2} - eps_{t+1}}{P_t}}. \quad (8)$$

In the calculation of the ex-ante cost of equity capital, we assume that analysts' earnings forecasts are proxies for market expected returns for all four models. This paper also makes the following assumptions about the dividend payout ratio for both models. First, this paper estimates the future dividend by adjusting the dividends for the most recent year as revenue generated in the same year. This paper then solves for ' r ' by searching over a range for 0 to 100% for the value of ' r ' that minimizes the differences (or makes the differences as zero) between the stock price and the intrinsic value estimates based on the sell-side analysts' earnings forecasts.

REFERENCES

- Ahn, S.Y., Cha, S.M., Ko, Y.W., & Yoo, Y.K., "Implied Cost of Equity Capital in Earnings-based Valuation Model: Evidence from Korea", *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, Vol. 37, 2008, pp. 599-626.
- Bae, K.H., Kang, J.K., & Kim, J.M., "Tunneling or Value Added? Evidence from Mergers by Korean Business Groups", *Journal of Finance*, Vol. 57, 2002, pp. 2695-2740.
- Baek, J.-S., Kang, J.K., & Lee, I., "Business Groups and Tunneling: Evidence from Private Securities Offerings by Korean Chaebols", *Journal of Finance*, Vol. 61, 2006, pp. 2695-2740.
- Botosan, C., "Disclosure Level and the Cost of Equity Capital", *The Accounting Review*, Vol. 72, 1997, pp. 323-350.
- Botosan, C.A., & Plumlee, M. "Assessing Alternative Proxies for the Expected Risk Premium", *The Accounting Review*, Vol. 80, 2005, pp. 21-53.
- Byun, H., Choi, S., Hwang, L.-S., & Kim, R.G., "Business Group Structure, Ownership Structure and Cost of Debt Capital", *Journal of Corporate Finance*, Vol. 23, 2013, pp. 311-331.
- Chen, K.C.W., Chen, Z., & Wei, K.C.J., "Agency Costs of Free Cash Flows and the Effect of Shareholder Rights on the Implied Cost of Capital", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 46, 2011, pp. 171-207.
- Claessens, S., Djankov, S., Lang, L.H.P., "The Separation of Ownership and Control in East Asian Corporations", *Journal of Financial Economics*, Vol. 58, 2000, pp. 81-112.
- Claus, J., & Thomas, J. "Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Market", *Journal of Finance*, Vol. LVI, 2001, pp. 1629-1666.

- Dittmar, A., & Marth-Smith, J., "Corporate Governance and the Value of Cash Holdings", *Journal of Financial Economics*, Vol. 83, 2007, pp. 599-634.
- Dittmar, A., Marth-Smith, J., & Servaes, H. "International Corporate Governance and Corporate Cash Holdings", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 38, 2003, pp. 11-31.
- Drobetz, W., Grüninger, M., & Hirschvogl, S., "Information Asymmetry and the Value of Cash", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 34, 2010, pp. 2168-2184.
- Easton, P., "PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital", *The Accounting Review*, Vol. 79, 2004, pp. 73-95.
- Elton, E., "Expected Return, Realized Return, and Asset Pricing Tests", *Journal of Finance*, Vol. 54, 1999, pp. 1199-1220.
- Fama, E., & French, K.R., "The Cross Section of Expected Stock Returns", *Journal of Finance*, Vol. 47, 1992, pp. 427-465.
- Ferreira, M.A., & Vilela, A.S., "Why Do Firms Hold Cash? Evidence from EMU Countries", *European Financial Management*, Vol. 10, 2004, pp. 295-319.
- Francis J., Lafond, R., Olsson, P., & Schipper, K. "Cost of Equity and Earnings Attributes", *The Accounting Review*, Vol. 79, 2004, pp. 967-1010.
- Gebhardt, W., Lee, C., & Swaminathan, B., "Toward an Implied Cost of Capital", *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, 2001, pp. 135-176.
- Gode, D., & Mohanram, P., "Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson-Juettner Model", *Review of Accounting Studies*, Vol. 8, 2003, pp. 399-431.
- Gordon, R., & M. Gordon., "The Finite Horizon Expected Return Model", *Financial Analysts Journal*, Vol. 53, 1997, pp. 52-61.
- Hail, L., & Leuz, C. "International Differences in the Cost of Equity Capital: Do Legal Institutions and Securities Regulation Matter?", *Journal of Accounting*

- Research*, Vol. 44, 2006, pp. 485-531.
- Hwang, L., Kim, H., Park, K., & Park, R., "Corporate Governance and Payout Policy: Evidence from Korean Business Group", *Pacific Basin Finance Journal*, Vol. 24, 2013, pp. 179-198.
- Jensen, M., "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers", *American Economic Review*, Vol. 76, 1986, pp. 323-329.
- Jensen, M.C., & Meckling, W., "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, Vol. 3., 1976, pp. 305-360.
- Jiang, G., Lee, C.C., & Yue, H., "Tunneling through Intercorporate Loans: The China Experience", *Journal of Financial Economics*, Vol. 98, 2010, pp. 1-20.
- Joh, S.W., "Corporate governance and firm profitability: Evidence from Korea before the economic crisis", *Journal of Financial Economics*, Vol. 68, 2003, pp. 287-322.
- Kang, H., & Chang, H., "Internal Capital Markets and Agency Problems in Korean Business Groups : The Role of Group Cash Holdings", *Journal of Money and Finance*, Vol. 28, 2014, pp. 101-135.
- Keynes, J.M., "The General Theory of Employment, Interest and Money", London: McMillan, 1936.
- Kim, B., & Lee, I., "Agency problems and performance of Korean companies during the Asian financial crisis: Chaebol vs. non-chaebol firms", *Pacific Basin Finance Journal*, Vol. 11, 2003, pp. 327-348.
- Lee, C., Myers, J., & Swaminathan, B., "What is the Intrinsic Value of the Dow?", *Journal of Finance*, Vol. 54, 1999, pp. 1693-1741.
- Myers, S.C., "Determinants of Corporate Borrowing", *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, 1977, pp. 147-175.
- Myers, S., & Majluf, N., "Corporate Financing and Investment Decisions When

- Firms have Information that Investors Do Not Have”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, 1984, pp. 187-221.
- Mikkelsen, W., & Partch, M., “Do Persistent Large Cash Reserves Hinder Performance”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 38, 2003, pp. 275-294.
- Madden, B., “CFROI Valuation: A Total System Approach to Valuing the Firm, Chicago”, IL: Holt Value Associates, 1998.
- Martinez-Sola, C., Garcia-Teruel, P., & Martinez-Solano, P., “Corporate Cash Holding and Firm Value. *Applied Economics*, Vol. 45, 2013, pp. 161-170.
- Modigliani, F., & Miller, M. The Cost of Capital, “Corporation Finance and the Theory of Investment”, *American Economic Review*, Vol. 48, 1958, pp. 261-297.
- Opler, T. Pinkowitz, L., Stulz, R., & Williamson, R., “The Determinants and Implications of Corporate Cash Holdings”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 52, 1999, pp. 3-46.
- Ortiz-Molina, H., & Philips, G., “Real Asset Illiquidity and the Cost of Capital”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 49, 2014, pp. 1-32.
- Ohlson, J. Earnings, “Book Values, and Dividends in Equity Valuation”, *Contemporary Accounting Research*, Vol. 11, 1995, pp. 661-687.
- Ohlson, J., & Juettner-Nauroth, B., “Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value”, *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, 2005, pp. 349-365.
- Pinkowitz, L., Stulz, R., & Williamson, R., “Does the Contribution of Corporate Cash Holdings and Dividends to Firm Value Depend on Governance? A Corporate Cash Holding and Firm Value Cross-country Analysis”, *Journal of Finance*, Vol. 61, 2006, pp. 2725-2751.
- Pinkowitz, L., & Williamson, R., “What is the Market Value of a Dollar of Corporate Cash?”, *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 19, 2007, pp. 74-81.

요 약

본 연구는 한국기업을 대상으로 현금보유수준이 해당 기업의 자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 실증분석을 실시하고자 한다. 더불어 해당 분석결과가 재벌기업 포함여부에 따라, 상이한 결과를 야기하는지도 연구하고자 한다. 재벌은 한국의 특수한 형태의 기업집단으로써, 재벌총수가 해당 기업에게 절대적인 권한을 행사하고 있다. 따라서 재벌기업이 초과 현금을 보유하고 있다면, 해당 기업의 대리인 비용이 증가하여 자기자본비용이 증가할 것으로 예측하였다. 본 연구 결과는 다음과 같다. 현금보유수준이 증가할수록 해당 기업의 자기자본비용은 증가하는 것으로 나타났다. 더불어 해당 경향은 재벌기업에서 강하게 나타났다. 이러한 결과는 한국에서의 높은 현금보유수준은 과대투자로 이어질 확률이 높아지고, 해당 기업의 대리인비용을 증가시켜, 결론적으로 해당 기업의 위험은 증가하는 것으로 해석 가능하다.

※ 국문 색인어: 현금보유수준, 내재적 자기자본비용, 재벌여부, 대리인 문제

유가증권시장과 코스닥시장 간 신규공모주 저가발행 차이는 존재하는가?

Is there the Difference of IPO Underpricing between
KOSPI and KOSDAQ Market ?

송 치 승*

Chiseung Song

본 연구는 2000.1-2015.12 기간 IPO 기업을 대상으로 코스피시장과 코스닥시장 신규 상장기업의 저가발행정도 차이를 분석함에 있어 기존연구와는 다른 차별적 방법론, 즉 배정일 기준의 시장수익률 적용, 여러 시점별 공모가 대비 상장초과시장수익률 사용, 벤처캐피탈 투자기업의 벤처기업정의 등을 적용하였다.

코스피시장과 코스닥시장 IPO 기업의 저평가정도에 대한 평균 및 중앙값, 그리고 신규 공모기업의 저가발행에 영향을 미치는 제 변수를 통제한 회귀분석 결과를 종합하면 다음과 같다. 첫째, 코스피시장의 신규 공모기업에 대한 저가발행정도는 풋백옵션제도 폐지 이전에만 코스닥시장 신규 공모기업보다 낮게 나타나고 있다. 둘째, 동 제도 폐지 이후에는 코스피시장과 코스닥시장 간 저가발행정도 차이는 사라지고, 저가발행 축소정도는 코스닥시장에서 더욱 두드러지게 나타나고 있다. 이는 그동안 지적되었던 풋백옵션제도가 코스닥공모시장에서 저가발행의 원인으로 실제 작용하였음을 시사함과 동시에 동 제도의 폐지가 우리나라 코스닥공모시장의 효율화에 기여하였음을 의미한다.

국문 색인어: 코스피시장, 코스닥시장, IPO 저가발행, 벤처캐피탈, 인수기관

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050701, B050703, B051500

* 원광대학교 경영학부 부교수(cssong@wku.ac.kr)

논문 투고일: 2018. 03. 30, 논문 최종 수정일: 2018. 05. 16, 논문 게재 확정일: 2018. 05. 10

I. 서론

보통 기업의 내부자와 외부 자금공급자 간에는 정보비대칭성이 존재할 수 있다. 비상장기업의 정보비대칭 정도는 상장기업보다 크다. 왜냐하면 상장기업은 공시, 분석가 정보유통, 시장감시 등을 통해서 해당기업에 대한 정보획득비용 및 시간이 비상장기업에 비해 훨씬 줄어들기 때문이다. 비상장기업에 대한 정보비대칭 정도는 해당기업의 IPO 준비여부, 상장하려는 자본시장특성, 해당기업의 외부 자금조달규모와 형태, 기업규모와 업력 등에 따라 영향을 받을 수 있다.

첫째, 신규공모(IPO)를 하려는 기업은 그렇지 않은 비상장기업보다 정보의 비대칭이 낮아질 수 있다. 왜냐하면 비상장기업이 IPO를 하려는 경우 증권감독기관인 금융감독원에 유가증권신고서를 제출하여야 하며, 작성 자료가 거짓 또는 중요사항의 누락인 경우 사법처리를 받기 때문이다. 그러므로 IPO를 목적에 둔 비상장기업은 보통 등록법인시점부터 재무제표를 규제기관에 공개함과 동시에 IPO 3년 전부터 규제기관으로부터의 IPO 규제 또는 법적문제에 대해 대비를 함에 따라 정보비대칭성은 낮아지게 된다.

둘째, IPO를 염두에 둔 비상장기업이 자본시장 내 어느 거래소시장에 상장하는 가도 정보비대칭에 영향을 미칠 수도 있다. 한국자본시장에는 유가증권시장(이하 '코스피시장'이라 칭함)과 코스닥시장이 있고, 이들 거래소시장은 서로 다른 특성을 가지고 있다. 보통 유가증권시장 상장기업은 성장기업보다는 성숙기의 업력이 오래된 기업이 많은 반면 코스닥시장에 상장하는 기업은 제조업보다는 기술혁신 산업 중심의 고성장기업으로 업력이 상대적으로 짧은 편이다. 코스닥시장은 신시장으로 알려져 있듯이 벤처기업이 주로 상장하는 성장시장이다. 물론 코스닥시장에는 기술혁신 벤처중소기업 뿐만 아니라 일반중소기업도 상장하는 시장이다. 이러한 거래소시장 특성의 차이는 후술하는 상장시장별 상장요건차이와 더불어 이들 거래소시장에 상장하려는 기업의 정보비대칭에도 영향을 미칠 수 있다. 왜냐하면 시장별 상장요건과 시장특성은 이들 상장기업에 대한 인수기관의 주의선관 의무나 다른 투자자의 정보획득비용과도 관련이 될 수 있기 때문이다. 이는 상장

요건이 엄격한 시장보다는 완화된 시장인 경우 해당기업에 대한 인수기관이나 기관투자자들의 주의와 노력이 상대적으로 더욱 요구되는 데에 기인한다.

셋째, 비상장기업의 외부자금 조달형태도 정보비대칭 정도에 영향을 미칠 수 있다. 만일 비상장기업이 외부자금으로 은행차입을 하는 경우 해당기업은 은행으로부터 대출심사를 받아야만 한다. 또한 신주를 발행하는 경우 해당기업은 벤처캐피탈, 금융회사, 기업, 개인투자자 등으로부터 신주인수에 관심을 갖도록 노력해야 한다. 그러므로 외부자금을 조달하려는 기업은 이들 여신분석가나 투자자들이 요구하는 기업경영정보들을 제공해야 하므로 이들 기업의 정보비대칭정도는 줄어들 수 있다. 특히, 벤처기업과 같이 초기기업인 경우에는 이들 벤처기업이 상업은행으로부터 자금을 조달하기란 쉽지 않다. 왜냐하면 상업은행은 무형자산이 대부분이고, 업력이 짧고, 젊은 경영자에 의해 운영되는 벤처기업에 대한 자금 지원을 꺼리기 때문이다. 그러므로 벤처캐피탈은 이들 벤처기업에 지분형태로 자금을 공급하는 중요한 수단으로서, 벤처기업의 정보비대칭을 낮추는 역할을 한다.

본 연구가 관심을 갖는 것은 기업의 직접자금을 공급하는 벤처캐피탈의 존재와 자본시장에서 거래소시장 간 특성이다. IPO 공모기업이 상장하는 거래소시장과 IPO 공모기업의 벤처캐피탈 지원여부는 IPO 기업에 대한 정보비대칭 축소를 통해 신규공모주의 저가발행에 영향을 미칠 수 있는 측면이 있다. 벤처캐피탈의 인증효과 검증차원에서 벤처캐피탈이 IPO 공모기업의 저가발행을 낮추는지에 관해서는 국내·외에서 많은 연구가 이루어져왔다.

벤처캐피탈의 투자는 투자벤처기업에 존재하는 정보비대칭의 감소를 통한 가치보증과 함께 인수기관이나 다른 기관투자자의 정보획득비용을 줄이는 역할을 수행할 수 있다. 이는 벤처캐피탈의 투자기업에 대한 신규공모주의 저가발행정도를 낮추는 데에 기여한다. 이를 보통 벤처캐피탈의 인증효과(certification effect)라 칭한다.

벤처캐피탈의 인증효과로 인해 IPO 공모기업에 대한 저가발행정도가 완화된다고 기대되지만 IPO 업무절차를 수행하는 인수기관입장에서 신규 공모주의 저가발행 원인은 존재할 수 있다. 인수기관이 신규공모기업의 공모가격을 저가로 발행하는

현실적 이유도 존재한다. 인수기관은 정보비대칭을 우려한 기관투자자 등을 공모 과정에 끌이고, 이들 정보생산 투자자들에게 보상제공 차원에서 공모주를 저가에 발행할 수 있다(Benverniste and Spindt(1989), Schultz and Zaman(1994)). 또한 인수기관은 상장 이후에 혹시 모를 공모주식의 시장가격하락 방지 또는 소송방지를 위해서도 신규 공모주의 가격을 저가로 발행할 수도 있다. 특히, 인수기관에 대한 시장조성 또는 풋백옵션 부여는 공모주 가격이 상장 이후 하락할 때 인수기관으로 하여금 일정가격이상으로 매입하는 부담이 발생된다. 이는 공모주 저가발행원인의 예가 된다(Benvensite, Busba, and Willhelm(1996)). 이외에도 발행기업이 공모 이후 필요한 자본조달을 하려는 경우 인수기관이 이를 반영하여 공모주를 의도적으로 저가 발행을 한다(Allen and Fauhaber(1989); Grinblatt and Hwang(1989); Perotti(1995)).

미국의 NYSE시장과 NASDAQ시장, 한국의 KOSPI시장과 KOSDAQ시장처럼 한 국가에 여러 거래소시장이 존재하고 이들 거래소시장 간 특성 차이(예, 전통적시장과 신시장)외에도 상장요건의 차이가 존재한다. 각국 거래소시장은 자신의 시장특성에 부합된 상장요건을 가지고 있다. 우리나라의 경우 코스피시장과 코스닥시장은 기업규모, 주식분산요건, 경영성과 등에 대해 서로 다른 상장요건을 두고 있다.¹⁾ 코스피시장이 코스닥시장보다는 전반적으로 재무적 우량기업이 상장하는 시장으로 알려져 있다. 코스닥시장은 유가증권시장에 비해서 완화된 형식상 상장요건을 적용하고 있다. 특히, 코스닥시장 상장요건 중 재무요건의 일부와 자기자본규모 등은 벤처기업과 기술성장기업에 대해서 더욱 완화된 조건을 적용하고 있다.²⁾

- 1) 보통 거래소시장의 상장요건은 형식적 요건과 질적 심사요건으로 구분된다. 우리나라의 형식적 상장요건으로는 설립경과년수, 자본금, 이익규모, 매출액, 주식분산기준, 자본상태, 경영성과 등이 있다. 그리고 질적 상장요건으로 기업의 계속성, 경영투명성, 안정성, 투자자보호 등이 있다. 그런데 형식적 상장요건이 유가증권시장과 코스닥시장 간에는 차이가 있으며, 질적 심사요건 차이의 경우에는 코스닥시장의 기술력 요건을 제외하고는 두 시장의 상장요건은 실질적으로 거의 유사하다. 한편 나스닥시장의 경우 형식적 요건은 코스닥시장과 유사하면서도 우리나라와 같은 재무요건이 생략되어 있다. 또한 질적 요건 중에서 나스닥시장은 우리나라 코스닥시장과 달리 기업계속성과 경영안정성 요건을 부과하지 않는 특성이 있다.
- 2) 코스닥 상장 요건 중 벤처기업은 일반기업에 비해 10%를 적용하는 ROE 비율이 5%이며, 자기자본의 경우 일반기업이 30억 원인 반면 벤처기업에는 15억 원을 부과하고 있다. 특히, 기술성장기업인 경우에는 이들 재무요건은 전혀 고려하지 않고 자기자본 10억 원 이상만을 부과하고 있다.

이처럼 국가마다 거래소시장의 특성과 상장기준에 차이가 있음에도 불구하고 동일 국가를 대상으로 거래소시장 간 IPO 공모주식의 저가발행정도 차이를 분석한 연구는 흔치 않다. 이것이 본 연구의 결정적인 동인이다. 대부분의 연구들은 하나의 거래소시장을 대상으로 연구를 하거나 아니면 여러 거래소에 신규 상장한 기업들을 구분 하지 않고 연구표본으로 저가발행정도를 분석하였다. 외국의 연구들은 대부분이 후자에 속하며, 국내연구는 전자가 대부분이다. 국내연구 대부분이 코스닥시장을 대상으로 하고 있으며(장상욱 · 길재욱(2000); 남기풍 · 박수용 · 이기환(2003); 이재호(2009); 조성순 · 변진호(2012); 오세경 · 한형호(2014); 송치승 · 이영주(2018) 등), 유가증권시장만을 대상한 연구는 매우 드물고(이기환 · 임병술 · 최해술(1998) 등), 코스닥시장과 유가증권시장을 합친 통합표본을 사용한 연구 또한 드문 편이다(이종룡 · 조성욱(2007); 한길석(2015) 등).

이에 본 연구는 한 국가에서 서로 다른 거래소시장인 코스피시장과 코스닥시장 간 IPO 공모주의 저가발행 차이를 체계적으로 분석하고자 한다. 연구목적 달성을 위해 본 연구에서는 기존연구와는 차별적 연구방법론을 사용한다.³⁾ 구체적으로 신규공모주의 저가발행 측정에 기준이 되는 상장수익률 시점문제 해결, 기존연구의 시장조정수익률 모형에 의한 상장초과수익률 측정상의 문제점 해결 차원에서의 공모주 배정일 적용, 그리고 미국과 같이 실제 벤처캐피탈이 투자한 기업에 대한 벤처기업 정의의 사용 등이다.

본 연구구성은 다음과 같다. II장에서 선행연구를 검토하고, III장에서는 연구방법론을 제시하고, IV장과 V에서는 연구결과와 결론을 제시하고자 한다.

3) 이에 관해서는 다음 절에서 상세히 설명한다.

II. 신규공모기업 저가발행에 관한 선행연구

신규공모기업의 저가발행에 관한 선행연구들은 대부분이 신규공모기업에 존재할지 모르는 정보비대칭 문제에 초점을 두고 정보비대칭 문제가 신규공모기업의 가치를 결정하는데 매우 중요한 작용을 하는 것으로 보았다. 선행연구들은 신규 공모주의 저가발행에 대해서 벤처캐피탈의 인증효과, 인수기관의 평판효과, 수요예측제도 등의 관점에서 살펴보았다. 본 연구에서와 같이 해외에서 한 국가 내 서로 다른 거래소시장 간 신규공모주의 저가발행정도에 대한 연구가 없으며, 국내에서 본 연구와 관련된 일부 선행연구는 존재한다. 이에 본 연구에서는 본 연구와 관련성이 상대적으로 낮은 수요예측제도를 제외하고 본 연구와 직·간접적으로 관련이 되는 벤처캐피탈 인증효과, 발행기업의 저가발행정도, 그리고 인수기관 인증효과 관점에서 선행연구가 이루어진 국가나 거래소시장의 저가발행정도를 제시하고자 한다.

벤처캐피탈 투자, 발행업무수행 인수기관의 평판이 신규 공모주의 저가발행에 미치는 영향에 관한 해외연구들은 대부분이 미국 내 복수 거래소시장을 대상으로 이루어졌다(Megginsin and Weiss(1991); Lin(1996); Chen and Mohan(2002); Lee and Wahal(2004) 등). 이와 달리 한 개의 거래소시장만을 대상으로 이루어진 해외연구는 흔치 않으며 영국을 대상으로 한 Belghitar and Dixon(2012)의 연구가 있다.

Megginsin and Weiss(1991)는 1983.1-1987.9 기간 Dealer's Digest Corporate Database와 Venture Capital Journal로부터 추출된 320개 벤처캐피탈 투자기업과 320개 비투자기업에 대해 공모주 저가발행을 비교하여 벤처캐피탈 투자기업의 저가발행의 정도가 비투자기업의 저가발행정도보다 낮다는 결과를 제시했다. Lin(1996) 또한 1979-1990 기간 Venture Capital Journal로부터 추출된 497개 벤처캐피탈 투자기업이 2,137개 벤처캐피탈 비투자기업보다 신규 공모주 저가발행정도가 낮은 효과를 발견하였다. Belghitar and Dixon(2012)은 1992-1996 기간 런던 증권거래소에 상장된 546개의 기업을 대상으로 분석한 결과 벤처캐피탈 투자를 받은 기업은 그렇지 않은 기업보다 IPO 저평가가 낮다는 결과를 제시했다.

그러나 앞의 결과와는 반대로 벤처캐피탈의 인증효과를 발견하지 못한 논문도 존재

한다. 예를 들어 Lee and Wahal(2004)은 1980-2000 기간 여러 기관(예, Howard and Co.'s Going Public, Dealogic, SDC 등)으로부터 6,249개 IPO 기업을 대상으로 저가발행 정도를 분석하여 벤처캐피탈 투자기업의 IPO 저가발행이 비투자기업의 IPO 저가발행 보다 큼을 발견하였다. 이들은 이러한 현상이 특히 1999~2000년의 IT 버블시기 현저하게 컸음을 밝히고 있다. Lee and Wahal(2004)의 연구결과는 벤처캐피탈이 투자기업의 기업공개 과정에서 인증효과보다는 조기업적과시(grandstanding) 효과가 더욱 강하게 작용할 수 있음을 시사한다. Gompers(2006)에 의해 제시된 벤처캐피탈의 조기업적과시 이론은 벤처캐피탈이 지속적인 자금 조달을 위해서 기존의 자금 제공자에게 높은 투자 수익률을 올리게 해주어 시장에서 명성을 쌓아 나가고자 하는 동기가 강함을 의미한다. 이는 기업공개 시에 IPO 저가발행을 부추기는 역할을 할 수도 있다. 벤처캐피탈 뿐만 아니라 인수기관 평판도 발행기업의 저가발행과 관련되는 정도에 대한 연구 또한 Megginson and Weiss(1991), Chen and Mohan(2002) 등을 중심으로 이루어졌다. 이들의 연구 모두 인수기관의 질 또는 인수기관의 평판이 높을수록 저가발행정도가 낮아짐을 제시하였다.

한편 국내연구에서 신규공모주의 저가발행에 관한 연구는 코스피시장보다는 코스닥시장을 대상으로 한 연구가 주류를 이루고 있으며, 연구결과 또한 혼재되어 있다. 인증효과가 존재한다는 연구로는 남기풍 · 박수웅 · 이기환(2003), 이재호(2009), 오세경 · 한형호(2014), 송치승 · 이영주(2018) 등이 있다. 그리고 인증효과가 존재하지 않는다는 연구로는 이기환 · 임병술 · 최해술(1998), 장상욱 · 길재욱(2000), 김정훈 · 박성환(2013) 등이 있다. 이기환 외 2인(1998)은 코스피시장에 대한 연구가 많지 않은 현실에서 1987.6-1996.6 기간 코스피시장에 상장한 25개 벤처캐피탈 투자기업과 비투자기업 25개를 연구대상으로 하여 벤처캐피탈 인증효과가 존재함을 발견하지 못하였다. 장상욱 · 길재욱(2000)은 1996.7-1999.6 기간 코스닥시장에 상장된 벤처특별법상 34개 벤처기업과 비벤처기업 34개 기업을 대상으로 벤처캐피탈 인증효과가 없음을 발견하였다. 김정훈 · 박성환(2013)도 2008.1- 2010.12 기간 코스닥시장에 상장한 신규공모기업 135 중 87개 벤처기업을 대상으로 벤처캐피탈의 인증효과를 발견하지 못하였다.

이와 달리 코스닥시장을 대상으로 한 벤처캐피탈 인증효과의 존재로서 남기풍 외 2인

(2003)은 1997.1-1999.12 기간 코스닥시장에 상장한 255개 기업을 대상으로 벤처캐피탈 인증효과를 발견하였다. 이재호(2009)는 1998-2000 기간 코스닥시장에 신규 상장한 372개 기업을 대상으로 시장구분 없이 저가발행정도를 분석하여 벤처기업이 비벤처기업보다 저가발행정도가 낮음을 보고하였다. 오세경·한형호(2014)는 2002.1-2012.12 코스닥시장에 신규상장한 263개의 벤처캐피탈 투자기업과 213개의 비투자기업을 비교하여 벤처캐피탈 투자기업의 경우 비투자기업보다 IPO 저가발행정도가 낮게 나타나는 벤처캐피탈의 인증효과를 제시하였다. 송치승·이영주(2018)는 2000.1-2015.12 코스닥시장에 상장된 551개 벤처캐피탈 투자기업과 319개 비벤처기업을 대상으로 벤처기업의 저가발행정도가 비벤처기업보다 낮게 나타나는 벤처캐피탈 인증효과를 발견하였다.

벤처캐피탈의 인증효과연구는 아니지만 자본시장에서 저가발행정도를 분석하려는 국내연구로서는 이종룡·조성욱(2007), 조성순·변진호(2012), 한길석(2015)의 연구를 들 수 있다.⁴⁾ 이종룡·조성욱(2007)은 2003.6-2006.6 기간 유가증권과 코스닥시장에 신규 상장한 174개 IPO 기업을 대상으로 공모주 가격하락위험변수로서 공모주에 대한 풋백옵션가치를 추정하였다. 이들은 공모가격 대비 상장일 5, 10, 15, 20, 25일 상장수익률을 사용하여 옵션가치가 큰 경우에 해당기업의 저가발행정도가 낮음을 발견하였다. 조성순·변진호(2012)는 2003.10-2010.7 기간 353개 코스닥시장 신규상장기업에 대한 풋백옵션제도 폐지 이후 저가발행정도를 연구하였다. 이들은 동 제도폐지 이후 상장일 및 상장20일 누적초과수익률에서 유의한 감소가 존재함을 제시하였다. 한길석(2015)은 2001-2012 기간 유가증권시장과 코스닥시장에 신규 상장된 778개 기업을 대상으로 공모예정가격 자료를 사용하여 상장첫날수익률인 공모가저평가율과 공모가조정율을 측정하였다.⁵⁾ 그의 분석결과에 따르면, 공모가조정율은 풋백옵션제도 이전에 만 유의한 음의 값을 보이고 있다. 이는 풋백옵션제도가 저가발행축소에 기여하고 있음을 시사해주는 결과로 볼 수 있다.

5) 그의 연구에서 공모가저평가율은 기존연구에서 지수움직임을 배제한 공모가대비 상장첫날 수익률과 동일한 개념이며, 공모가조정율은 (공모가격-공모예정가격의 상한가와 하한가의 중간값)을 공모예정가격의 상한가와 하한가의 중간값으로 나눈 값이다.

1. 본 연구의 특성

본 연구는 코스피시장과 코스닥시장 사이에 신규 공모기업의 저가발행정도 차이가 존재하는지를 분석한 최초의 연구이다. 저가발행정도에 관한 조성순·변진호(2012), 한길석(2015), 이종룡·조성욱(2007)연구와 본 연구와의 차이점은 저가발행연구에서의 자료접근과 연구내용에서 나타난다. 먼저, 조성순·변진호(2012), 한길석(2015)은 공모청약자료를 사용하여 공모주시장의 저가발행정도를 연구하였다. 이들 연구는 본 연구가 코스피시장과 코스닥시장에서의 저가발행정도에 대한 차이존재를 연구내용으로 하고 있다는 점에서 다르다. 또한 이종룡·조성욱(2007)이 공모주가격하락위험의 대용변수로 공모주에 대한 풋백옵션가치를 추정하여 옵션가치와 공모주 저가발행과의 관계를 연구하였다. 이들 연구는 본 연구와 달리 저가발행원인에 대한 규명관점의 연구라는 점에서 다르다.

본 연구에서는 신규공모기업의 저가발행정도를 측정하는 국내연구들에서 발생하는 문제점들에 대해 다음과 같은 방법론을 적용하여 해결한다.

첫째, 신규공모주의 저가발행 측정에 기준이 되는 상장수익률 시점문제 극복을 위해 본 연구는 상장첫날, 상장10일, 상장20일, 상장30일을 각각 제시한다. 신규공모기업의 저가발행에 관한 선행연구에서 해외연구는 대부분이 상장첫날수익률을 사용하고 있다. 반면 정호정(2008), 조성순·변진호(2012), 오세경·한형호(2014), 한길석(2015)에서 보듯이, 국내연구들은 상장첫날만을 사용하거나 상장첫날수익률과 함께 상장20일 등을 함께 사용하고 있다. 그런데 공모가 대비 상장수익률 측정에서 미국과 같이 가격제한폭(price limit system)이 없는 나라에서는 상장첫날만을 사용해도 무방하다. 그러나 우리나라와 같이 가격제한폭제도가 존재하는 경우 상장첫날만으로 신규공모기업의 공모가대비 첫날수익률만을 측정하게 되면 저가발행정도가 과소 측정될 우려가 존재할지도 모른다. 또한 기존 국내연구와의 비교 측면에서도 시점별 상장수익률 측정이 요구될 수도 있다.

둘째, 본 연구에서는 공모가대비 상장수익률을 사용하는 대신에 시장상황을 통제한 IPO 발행기업에 대한 저가발행정도를 분석하고자 한다. 기존 국내연구에서 이종

룡·조성욱(2007), 한길석(2015)은 지수음직임을 반영하지 않은 공모가대비 상장첫날 수익률만을 측정하여 발행기업의 저가발행정도를 분석하였다. 발행기업에 대한 공모가대비 상장수익률만을 측정하는 경우 시장상황에 따른 상장수익률에 왜곡이 존재할 지도 모른다.

셋째, 본 연구는 상장초과수익률 측정과정에서 지수수익률 기준시점으로 공모주 배정일을 사용한다. 국내 연구의 공모가대비 상장초과수익률 측정에서는 시장초과수익률을 사용함에도 불구하고 상장첫날 해당기업수익률과 지수수익률의 기간대응(matching)이 명확하지 못하다. 이기환 외(1998), 이재호(2009), 정호정(2008), 조성순·변진호(2012), 오세경·한형호(2014) 등에서 보듯이, 이에 대한 언급도 없다. 만일 기간대응이 일치하지 않는다면 시장조정수익률모형을 사용한 공모가격대비 상장초과수익률 측정에 왜곡이 발생하게 된다. 공모가대비 상장첫날 초과수익률 측정을 위해서는 해당기업의 공모관련 청약 및 납입이 이루어진 배정일 기준의 지수수익산출이 합리적이다.

넷째, 본 연구는 전통적 벤처캐피탈과 기업벤처캐피탈이 실제 투자한 기업을 벤처기업 정의로 사용한다. 미국에서 벤처기업은 벤처캐피탈이 투자한 기업을 말한다. 반면 한국은 벤처기업에 대해 다양한 정의를 사용하고 있다.⁶⁾ 국내 연구 중 일부는 벤처캐피탈이 실제 투자하지 않았음에도 불구하고 벤처특별법에서 정의된 연구기업이 벤처기업으로 사용될 가능성이 존재한다(이기환 외2인(1998), 장상욱·길재욱(2000)). 따라서 벤처캐피탈의 인증효과 측정을 위해서는 벤처캐피탈이 투자한 기업과 그렇지 않은 기업에 대한 식별이 필요하다고 본다.

6) 우리나라 벤처특별법 제2조2항에 벤처기업에 대한 정의로는 ①벤처투자기업: 벤처투자기관(창투자 및 신기술금융회사, 산업은행, 기업은행 등)으로부터 투자받은 금액이 자본금의 10% 이상이고 5,000만 원 이상인 기업, ②연구개발기업: 기업부설연구소 보유기업으로서 연간 연구개발비가 5천만 원 이상이고 연구개발비가 매출액의 5%~10% 이상인 기업, ③기술평가보증·대출기업: 기술보증기금의 보증 또는 중소기업진흥공단의 대출을 받은 기업으로 보증·대출금액이 8천만 원 이상이고 총자산의 5% 이상인 기업 등이 벤처기업으로 분류되고 있다.

III. 자료 및 연구방법론

1. 연구자료

본 연구에서는 신규공모주 저가발행에 관한 국내연구 중에서 가장 길고 또한 최근의 IPO 자료를 사용하여 우리나라 코스피시장과 코스닥시장의 신규공모기업의 저가발행정도를 분석하고자 한다. 이를 위한 자료는 다음과 같은 기준을 만족하는 표본으로 한다. 첫째, 분석대상기업은 2000년 1월부터 2015년 12월 기간 코스피시장 또는 코스닥시장에 상장한 IPO기업 중에서 재무제표가 구비된 기업을 연구대상으로 한다. 둘째, 동 기간 코스피시장과 코스닥시장에 신규상장기업으로서 금융업종, 지주회사 출범에 의한 재상장 및 분할상장기업, 스펙상장, 그리고 중국계 상장기업은 제외한다.

이에 본 연구는 첫째와 둘째 조건을 만족하는 코스피시장 131개 기업과 코스닥시장 870개 기업을 연구대상으로 한다. 이는 <표 1>의 패널 A와 B에 나타나 있는데, 각 상장시장별 특성을 보면 다음과 같다. 첫째, 신규공모기업 중 상장시장 비중은 코스피시장이 13.1%이며, 코스닥시장이 86.9%로 나타나고 있다. 이는 우리나라 신규 공모기업의 대부분이 수치적으로 코스닥시장에 상장하고 있음을 보여준다. 둘째, 코스피시장 벤처기업수는 코스피시장의 벤처기업비중이 코스피시장 내에서 64.9%인 85개이다. 반면 코스닥시장 벤처기업수는 벤처기업비중이 코스닥시장내에서 63.3%인 551개를 나타내고 있다. 두 시장의 상장요건이 차이가 있음에도 불구하고 상장기업 중 벤처기업상장이 차지하는 비중이 각 시장에서 비슷하게 나타나고 있음은 특이한 현상이라고 볼 수 있다. 본 연구에서는 이들 연구대상표본에 대해 공모금액, 공모가격, 청약 및 대금 배정일 등의 자료가 구비된 기업에 대해 신규 공모기업의 저가발행정도를 살펴본다.

〈Table 1〉 Sample for IPO Underpricing in KOSPI and KOSDAQ

The panel A represents sample for IPO underpricing in KOSPI and KOSDAQ market. The panel B describes number of venture firms and type of venture firms, which is traditional venture capital backed or corporate venture capital backed firms. The number of venture firms co-investedd from traditional and corporate venture capital is omitted.

Panel A: # of IPOs in KOSPI and KOSDAQ Matket		
Year	IPO Firms of KOSPI Market	IPO Firms of KOSDAQ Market
	# of Obs.	# of Obs.
2000	3	94
2001	2	95
2002	7	93
2003	6	46
2004	9	38
2005	10	51
2006	7	42
2007	8	58
2008	4	30
2009	15	49
2010	16	48
2011	15	52
2012	6	20
2013	2	33
2014	6	56
2015	15	65
합계	131	870
Panel B: # of Venture Firma and Type of Venture Firms		
	KOSPI Market	KOSDAQ Market
Traditional Venture Capital backed Firms	7	212
Corporate Venture Capital backed Firms	72	159
# of Venture Firms	85	551

2. 방법론

신규공모기업의 저가발행정도를 측정하기 위하여 본 연구에서는 기존연구의 시장 조정수익률모형에 의한 초과수익률을 다음과 같이 수정하여 측정한다. 첫째, 초과수익률은 30일($t=1, t=30$)에 걸쳐 측정하되 상장첫날 초과수익률과 익일 초과수익률은 다음과 같이 나누어 계산한다. 상장첫날($t=1$) 초과수익률 $AR_{1,t}$ 은 식(1)에서와 같이 공모

가격과 배분일 기준을 사용하여 측정하고, 익일부터 초과수익률($t=2, t=30$)은 식(2)에서와 같이 측정한다. 다음에 누적초과수익률은 식(3)과 같이 측정한다. 식(3)에서 측정된 상장첫날 초과수익률 AR1, 상장10일 초과수익률 CAR10, 상장20일 초과수익률 CAR20, 상장30일 초과수익률 CAR30을 이용하여 코스피시장과 코스닥시장 간 신규공모기업의 저가발행정도를 분석한다. 또한 각 시장별 벤처캐피탈 투자기업 간 공모가격의 저가발행정도 차이도 함께 분석한다. 이러한 저가발행정도의 시장 간 차이는 평균에 대한 t-test와 중앙값에 대한 Wilcoxon 검증방법을 사용한다.

$$AR_{j,t} = \left(\frac{marketprice_{t=1} - u_price}{u_price} \right) - \left(\frac{marketindex_{t=1} - marketindex_{t=distrd}}{marketindex_{t=distrd}} \right) \quad (1)$$

여기서, $marketprice_{t=1}$ = 코스피시장 또는 코스닥시장 상장일 해당기업의 종가

u_price = 해당기업의 공모가격

$marketindex_{t=1}$ = 코스피시장 또는 코스닥시장의 index

$marketindex_{t=distrd}$ = 코스피 또는 코스닥시장의 해당종목 배분일 index

$$AR_{j,t} = market_ret_{j,t} - marketidxret_t \quad (2)$$

여기서, $market_ret_t = (marketprice_t - marketprice_{t-1}) / marketprice_{t-1}$

$market_idxret_t = (marketindex_t - marketindex_{t-1}) / marketindex_{t-1}$

$$CAR_{j,t} = \sum_{t=1}^{30} AR_{j,t} \quad (3)$$

여기서, $CAR_{j,t}$ = j기업의 t기간 누적초과수익률, $t=1, \dots, 30$, $j=1, \dots, N$

또한 본 연구에서는 코스피시장과 코스닥시장 간 저가발행정도 차이에 대한 강건성 분석 차원에서 상장시점별 초과수익률에 영향을 미치는 변수를 통제한 회귀모형을 다음과 같이 설정한다. 회귀분석에서 시간 및 산업의 고정효과 또한 통제하여 분석을 한다.

$$\begin{aligned}
R_i = & \alpha_0 + \beta_1 VC_D + \beta_2 CVC_D + \beta_3 Group_D + \beta_4 RED_D + \beta_5 Reg*Group + \beta_6 \log(asset_{t-1}) + \\
& + \beta_7 \log(proceeds) + \beta_8 ROE_{t-1} + \beta_9 Dif_E + \beta_{10} D/TA_{t-1} \\
& + \beta_{11} MOWN + \beta_{12} UND_D + \beta_{13} Audit_D + \epsilon_i
\end{aligned} \quad (4)$$

여기서,

R_i = 공모가격 대비 상장첫날, 상장10일, 상장20일, 상장30일 초과수익률,

VC_D = 벤처캐피탈 투자기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수

CVC_D = 벤처기업 중 기업벤처캐피탈만이 투자한 기업이면 1인 더미변수

$GROUP_D$ = 해당기업이 코스닥시장에 속하면 1인 더미변수

RED_D = 풋백옵션제도가 폐지된 2007년 6월 이전이면 0, 이후이면 1인 더미변수

$Reg*Group$ = 풋백옵션제도 폐지 이후 기간이면 1인 더미변수에다 해당기업이 코스
닥 상장기업이면 1인 더미의 교차항

$\log(asset)$ = 상장 직전년도 총자산에 대한 로그 값

$\log(proceeds)$ = 공모금액에서 인수수수료를 제외한 공모수익금

ROE_{t-1} = 상장 직전년도 자기자본순이익률

DIF_E = (순이익_t - 순이익_{t-1})/총자산_{t-1}

D/TA_{t-1} = 상장 직전년도 레버리지 비율로 부채를 총자산으로 나눈 값

$Mown$ = 상장직전 최대주주 지분율

UND_D = 상장연도 인수기관의 기업공개실적이 상위 4개에 속하면 1인 더미변수

$Audit_D$ = 상장연도 감사인이 BIG 4(삼일, 삼정, 한영, 안진)이면 1인 더미변수

IV. 실증결과

1. 기술통계량

〈표 2〉는 코스피시장과 코스닥시장에 신규 상장한 기업들의 상장직전년도 재무제표 주요항목과 최대주주지분율을 나타낸 것으로서 몇 가지 특성을 보고하면 다음과 같다. 기업성장과 관련된 매출액과 매출액 달성에 요구되는 자산투자결과치인 총자산규모, 그리고 자본조달원천인 부채와 자기자본 항목 모두 코스피시장 신규 상장기업이 코스닥시장 상장기업보다 평균값은 물론 중앙값에서 유의하게 큰 것으로 나타나고 있다. 영업활동 성과인 영업이익과 대표적 재무성과를 나타내는 순이익 규모 또한 코스피시장 신규상장기업이 코스닥시장 상장기업보다 유의하게 크게 나타나고 있다. 그리고 기업의 현금흐름 창출능력을 나타내는 영업활동 현금흐름도 코스피시장 신규상장기업이 코스닥시장 상장기업보다 유의한 큰 차이를 보여주고 있다. 끝으로, 최대주주지분율은 코스피시장이나 코스닥시장 간 차이가 없는 것으로 나타나고 있다.

다음은 정보비대칭 대응변수를 통해서 코스피시장과 코스닥시장 간 정보비대칭의 차이가 어느 정도 존재하는지를 살펴보고자 한다. 이에 여기서는 코스피시장과 코스닥시장 신규상장기업이 IPO 추진과정에서 인수기관에 지불하는 수수료 수준과 발행기업이 IPO를 통해서 확보하는 공모순이익금(gross proceeds) 등의 차이를 분석해보고자 한다. 왜냐하면 이들 정보비대칭성의 대응변수 측정치는 코스피시장과 코스닥시장 간의 저가발행정도에 영향을 미칠 수도 있기 때문이다. 여기서 공모순이익금은 공모금액에서 인수기관에 지불하는 인수수수료는 물론 다른 발행비용을 공제한 잔액이다. 상장소요기간(period)은 IPO 공모일에서 발행기업의 창업일을 뺀 기간으로 개월 수로 측정한다.

〈Table 2〉 Financial and non-Financial status for IPO Firms just prior to IPO

This table reports financial and non-financial status for IPO firms just prior to IPO in KOSPI and KOSDAQ market. The number of financial items is winsoring to 3%. The unit of financial items is Korean won, and the share ratio of largest share holder is percentage, percentage. The difference between KOSPI IPO firms and KOSDAQ for financial and non-financial items is result from t-test for mean and wilcoxon test for median. *, **, *** denote 10%, 5%, 1% levels of significance.

		KOSPI IPO Firms①	KOSDAQ IPO Firms②	① vs. ②	
				t-test (t-value)	Wilcoxon (Z-value)
sales	mean	6,220.7	390.6	6.16***	15.12***
	std.	10,144.7	341.6		
	median	2,384.3	268.9		
net income	mean	370.6	43.0	6.91***	13.53***
	std.	508.5	34.9		
	median	169.5	32.9		
EBIT	mean	456.0	53.6	6.89***	14.07***
	std.	626.4	45.2		
	median	241.0	39.7		
CFO	mean	443.2	43.7	6.34***	8.81***
	std.	675.8	52.9		
	median	156.6	30.1		
tota asset	mean	6,090.6	333.4	5.36***	15.34***
	std.	11,507.6	281.9		
	median	1,938.4	240.3		
debt	mean	3,344.7	151.7	5.22***	14.43***
	std.	6,563.1	162.8		
	median	875.2	94.4		
equity	mean	2,786.6	180.9	4.98***	15.22***
	std.	5,606.5	149.6		
	median	919.3	137.0		
obs.		115	789		
share ratio of larget share holder	mean	33.97	36.34	-0.89	1.04
	std.	26.44	19.08		
	median	34.93	33.65		
obs.		107	785		

〈Table 3〉 Proxy Variables of Asymmetric Information between KOSPI and KOSDAQ market

This table shows gross proceeds, gross spread, and period from set-up to IPO, as proxy variables of asymmetric information between KOSPI and KOSDAQ market. The unit of gross proceeds is Korean won, gross spread is percentage based on total offering amount, period is month. The difference between KOSPI IPO firms and KOSDAQ for these variables is result from t-test for mean and wilcoxon test for median. *, **, *** denote 10%, 5%, 1% levels of significance.

Variables		KOSPI Market ①	KOSDAQ market ②	① vs. ②	
				T-test (t-value)	Wilcoxon (Z-value)
gross proceeds	mean	1,333.5	142.1	5.74***	12.58***
	std.	2,214.5	207.7		
	median	423.6	89.1		
	obs.	114	814		
gross spread	mean	0.0263	0.0495	-7.20***	-11.61***
	std.	0.0326	0.0320		
	median	0.0207	0.0400		
	obs.	114	814		
period from set-up to IPO	mean	241.9	136.1	7.00***	7.14***
	std.	158.1	94.7		
	median	209	115.0		
	obs.	115	815		

〈표 3〉은 코스피시장과 코스닥시장 신규 상장기업에 대한 정보비대칭성 정도를 살펴보기 위한 대용변수들을 나타내고 있다. 코스피시장 신규 상장기업은 코스닥시장 신규 상장기업에 비해 공모순이익금이 크고 동시에 인수수수료율(gross spread)도 매우 유의하게 낮은 결과를 보이고 있다. 이는 코스피시장의 신규 상장기업에 대한 정보 획득비용이 코스닥시장 신규상장기업보다 낮음을 의미한다. 따라서 코스피시장 신규 상장기업이 인수기관에 지불하는 보상수준이 코스닥 신규상장기업보다 상대적으로 낮음과 동시에 해당기업이 공모로부터 획득하는 공모순이익금이 높아지는 것으로 해석할 수 있다. 상장소요기간은 또한 코스피시장 신규 상장기업이 코스닥시장보다 유의하게 길게 나타나고 있는데, 이런 결과는 코스피시장 신규상장기업이 코스닥시장 신규상장기업보다 정보비대칭성이 상대적으로 낮음을 시사한다. 상장소요기간이 길어

질수록 해당기업이 외부로부터 자금조달확보, 즉 대출 또는 IPO 준비와 같은 노력이나 외부접촉 등의 기회가 많아지게 된다. 이러한 활동은 해당기업에 대한 외부의 정보접근을 상대적으로 용이하게 함으로 정보비대칭을 줄이는 데에 기여한다.

2. 코스피시장과 코스닥시장 신규상장기업 간 저가발행정도 분석

〈표 4〉은 코스피시장과 코스닥시장에 각각 신규 상장한 기업들에 대해서 식(3)의 시장조정수익률 모형에 의해 측정된 신규 공모기업의 저가발행정도를 나타낸 것이다. 본 연구는 측정시점별 신규공모주 저가발행정도가 다를 수 있음을 감안하여 기존연구와 달리 측정시점별로 공모가격 대비 상장첫날 초과수익률(AR_1), 상장10일 초과수익률(CAR_{10}), 상장20일 초과수익률(CAR_{20}), 상장30일 초과수익률(CAR_{30})을 분석하였다. 〈표 4〉에서 보면, 신규공모주의 저가발행정도를 나타내는 시점별 상장초과수익률은 코스피시장에 신규 상장한 기업이 코스닥시장에 신규 상장한 기업보다 모두 유의하게

〈Table 4〉 The level of IPO Underpricing between KOSPI and KOSDAQ market

This table reports the level of IPO underpricing between KOSPI and KOSDAQ market. The measuring variables is estimated from eq.(1) to eq.(3). The excess return uses market adjusted return model. AR_1 is excess return of offering price to listing 1st date. CAR_{10} is cumulative excess return of offering price to listing 10 days. CAR_{20} is cumulative excess return of offering price to listing 20 days. CAR_{30} is cumulative excess return of offering price to listing 30 days. The unit of measurement is decimal point. The difference between KOSPI IPO firms and KOSDAQ for these variables is result from t-test for mean and wilcoxon test for median. *, **, *** denote 10%, 5%, 1% levels of significance.

measuring variables	KOSPI market①		KOSDAQ market②		① vs. ②	
	mean	median	mean	median	t-test (t-value)	Wilcoxon (Z-value)
AR_1	0.3190	0.1984	0.4622	0.3406	-3.10***	-3.08***
CAR_{10}	0.3288	0.2155	0.4313	0.3089	-2.00**	-1.58
CAR_{20}	0.3168	0.2011	0.4110	0.2939	-1.87*	-1.51
CAR_{30}	0.3000	0.2247	0.4090	0.3063	-2.07**	-1.76*
Obs.	115		815			

낮게 나타나고 있다. 이는 코스피시장 신규공모기업의 저가발행정도가 코스닥시장 신규공모기업보다 저가발행정도가 낮음을 의미한다.

〈표 5〉는 우리나라 공모주 인수업무와 관련된 규제변화, 즉 풋백옵션제도(put back option)폐지를 전후한 코스피시장과 코스닥시장의 저가발행정도를 분석한 것이다. 우리나라에서 인수업무규제로서 시장조성제도가 있었다. 동 제도는 1999년 5월에 폐쇄되었으나 2000년 2월에 권장안 형태로 다시 부활되었다. 이후 몇 차례 시장조성제도의 개정을 통해서 주간사는 1개월의 시장조성 기간 동안 공모가격의 90% 이상을 유지하도록 하였다. 이후 2003년 9월부터는 풋백옵션제도가 도입되어 상장 이후 1개월 이내에 주가가 공모가격의 90% 이하로 하락하면 주간사가 일반투자자로부터

〈Table 5〉 The level of IPO Underpricing between KOSPI and KOSDAQ market for subsample

This table explains the level of IPO underpricing between KOSPI and KOSDAQ market for subsample. Subsample 1 is from 2000.1 to 2007.6, subsample 2 is from 2007.8 to 2015.12. Subsample 1 is before abolition of put back option system on June 2007, which might be burdened to underwriters. Subsample 2 is after the change of system. The excess return uses market adjusted return model. AR_i is excess return of offering price to listing 1st date. CAR_{10} is cumulative excess return of offering price to listing 10 days. CAR_{20} is cumulative excess return of offering price to listing 20 days. CAR_{30} is cumulative excess return of offering price to listing 30 days. The unit of measurement is decimal point. The difference between KOSPI IPO firms and KOSDAQ for these variables is result from t-test for mean and wilcoxon test for median. *, **, *** denote 10%, 5%, 1% levels of significance.

Panel A : subsample 1(2000.1–2007.6)

measuring variables	KOSPI market①		KOSDAQ market②		① vs. ②	
	mean	median	mean	median	t-test (t-value)	Wilcoxon (Z-value)
AR_1	0.3592	0.2778	0.5660	0.4597	-2.56**	-2.58***
CAR_{10}	0.3406	0.2138	0.5641	0.4573	-2.54**	-2.56**
CAR_{20}	0.2981	0.1577	0.5404	0.4592	-2.96***	-2.90***
CAR_{30}	0.2552	0.2110	0.5318	0.4703	-3.17***	-3.07***
Obs.	38		427			

Panel B : subsample 2(2007.8-2015.12)

measuring variables	KOSPI market①		KOSDAQ market②		① vs. ②	
	mean	median	mean	median	t-test (t-value)	Wilcoxon (Z-value)
AR ₁	0.2991	0.1730	0.3458	0.1906	-0.77	-0.84
CAR ₁₀	0.3230	0.2623	0.2831	0.1336	0.62	1.16
CAR ₂₀	0.3260	0.2132	0.2686	0.1212	0.88	1.34
CAR ₃₀	0.3221	0.2358	0.2739	0.1449	0.72	1.08
Obs.	77		388			

공모주를 매입하도록 하였다. 풋백옵션제도는 시장상황 악화에 따른 공모주식가격에 대해 인수기관이 부담하게 함에 따라서 주간사가 공모주식을 저가로 발행하게 하는 원인으로 지적되었다. 결국 동 제도는 2007년 6월에 폐지되었고 이후 인수기관에 시장조성에 대한 의무사항이 새롭게 추가되지 않았다.

〈표 5〉의 패널 A와 B는 풋백옵션제도 폐지를 전후하여 세부표본 1(2000.1-2007.6)과 세부표본 2(2007.7-2007.12)에 대한 상장시장 별 신규 공모기업의 저가발행정도를 나타낸 것이다. 코스피시장의 저가발행정도가 코스닥시장보다 낮은 현상은 풋백옵션제도가 폐지이전인 세부표본 1에서만 나타나고 있다. 반면 세부표본 2에서 CAR₁₀, CAR₂₀, CAR₃₀는 유의하지 않지만 코스닥시장 신규상장기업이 코스피시장의 신규상장기업보다 저가발행정도가 낮게 나타나고 있다. 이러한 결과는 다음 두 가지를 시사해준다. 첫째, 그동안 지적되었던 풋백옵션제도는 코스피시장과 코스닥시장에서 저가발행의 원인으로 실제 작용하였음을 의미한다. 둘째, 풋백옵션제도폐지에 의한 저가발행 축소정도는 코스피시장보다는 코스닥시장에서 더욱 크게 나타나고 있는 것으로 해석할 수 있다.

3. 신규 공모기업의 저가발행정도에 대한 강건성

코스피시장과 코스닥시장 간 저가발행정도는 전체기간을 대상으로 하는 경우 코스피시장 신규상장기업이 코스닥시장 신규상장기업보다 낮게 나타난다. 그런데 흥미롭게도 코스피시장의 저가발행정도가 낮게 나타나는 현상이 풋백옵션제도 폐지 이전에

만 두드러지게 나타나며, 동 제도 폐지 이후에는 코스피시장과 코스닥시장 간 저가발행 정도 차이가 사라진다. 이하에서는 신규공모기업의 가격설정과 관련하여 기업의 정보 비대칭 축소 등에 영향을 미치는 제 요인을 통제한 회귀모형식(4)을 사용하여 코스피시장과 코스닥시장 신규상장기업의 저가발행정도에 대한 강건성을 검증하고자 한다.

식(4)의 변수선정에 대해 설명하면, VC_D는 전통적 또는 기업벤처캐피탈이 실제 투자한 기업이면 1인 값을 갖는 더미변수이다. 만일 벤처캐피탈의 인증효과가 존재한다면 벤처캐피탈 투자기업에 대한 상장초과수익률이 낮아지게 되고 이에 따라 저가발행정도도 낮게 나타날 것으로 기대된다. CVC_D는 벤처기업 중에서 기업벤처캐피탈이 투자한 기업에 대한 더미변수이다. 송치승·이영주(2018)에 따르면 벤처캐피탈의 인증효과는 기업벤처캐피탈 투자기업보다도 전통적 벤처캐피탈 투자기업에 크게 나타나고 있다. Group_D는 IPO 기업이 코스닥시장에 상장하면 1의 값을 갖는 더미변수이다. 이는 코스피시장과 코스닥시장의 상장요건 등과 같은 시장성격이 다름을 통제하기 위한 변수이다. REG_D는 <표 5>에서 언급했던 공모제도 규제변화와 관련하여 한국자본시장에서 풋백옵션제도가 폐지된 2007년 6월 이후이면 1인 더미변수이다. 비록 풋백옵션제도는 시장조성제도와는 달리 일반인만을 대상으로 한다. 일반적 시장조성제도보다는 인수기관에 부담이 적을 수 있지만 공모가격 하락 시에 인수기관에 매입부담으로 작용함에 따라서 공모주 저가발행의 원인이 될 수 있다. <표 5>에서 동 제도 폐지 이후 코스피시장과 코스닥시장의 저가발행 차이는 없어졌으며, 특히 코스닥시장의 저가발행정도가 더욱 줄어드는 현상이 발견되었다. 이에 통제변수로 포함하였다. REG_GROUP은 풋백옵션제도 폐지 이후 기간이면 1인 더미변수와 코스닥시장이면 1인 더미변수의 교차항이다. 이는 <표 5>의 패널 A에서 나타나는 신규 공모기업에 대한 저가발행정도가 코스피시장이 코스닥시장보다 낮게 나타나고 있는지를 다시 확인하기 위한 변수이다.

$\log(\text{asset})$ 는 기업규모의 대용치로서 상장 직전년도 총자산의 로그 값을 사용한다. 기업의 규모가 커지면 정보의 비대칭성이 낮아지는 경향이 있다. 따라서 기업규모가 큰 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 저가발행정도의 축소가 기대된다. $\log(\text{proceeds})$ 는 공모금액에서 인수수수료와 공모비용을 제외한 공모순수익금을 나타내는 변수이

다. 벤처캐피탈 투자 등에 의해 발행기업에 대한 정보비대칭이 축소될 수 있다. 이런 경우 인수기관의 발행기업에 대한 정보획득비용도 줄어드는 효과를 함께 가지게 된다. 그러므로 다른 요인이 동일할 때, 공모순이익금이 높은 신규 공모기업의 저가발행 현상은 축소될 수 있다. ROE는 상장 직전년도 자기자본순이익률이다. 자기자본순이익률은 코스피시장과 코스닥시장이 각 시장에 상장하는 기업에 부과하는 이익규모 관련 상장요건 중에 하나이다.⁷⁾

DIF_Et-1는 신규공모주의 상장을 앞둔 경영자의 내부정보 대용치로서 기업이익에 대한 경영자의 기대심리효과를 통제하기 위해 사용한다.⁸⁾ D/Tat-1는 상장 직전년도 레버리지 비율로서 부채를 총자산으로 나눈 값이다. 일반적 부채비율이 높을수록 해당기업에 대한 금융기관의 대출심사 등으로 해당기업의 정보비대칭은 줄어드는 효과가 기대될 수 있다. MOWN는 IPO 직전 최대주주 지분율을 나타내며, UND_D는 상장 연도별 인수기관의 기업공개실적이 상위 4개에 속하면 1인 더미변수이다. 기업공모 대표주관회사가 대규모회사 4개사에 속하는지 여부를 나타낸다.⁹⁾ 대표주관회사의 인수규모가 클수록 대표주관회사의 명성효과(reputation effect) 등의 작동이 기대될 수 있다. 이 경우 발행기업의 저가발행현상의 축소가 기대된다. 끝으로 인수기관 Audit_D는 상장연도 감사인이 BIG 4(삼일, 삼정, 한영, 안진)이면 1인 더미이다. 회계감사인이 대형회계법인인 경우가 그렇지 못한 경우보다 발행기업의 정보비대칭을 낮추는 효과가 기대될 수 있다.¹⁰⁾

〈표 6〉은 식(4)에 대한 회귀분석 결과를 나타내고 있다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 벤처캐피탈 투자기업 더미인 VC_D는 AR1를 제외하고 CAR10, CAR20, CAR30에 대해 모두 유의한 음의 값을 보이고 있다. 이는 공모주 초과수익률에 영

7) 이에 관해서는 코스피시장과 코스닥시장 상장요건을 참조하시오.

8) 김권중·김문철·전중열(2004)은 다음 기 이익에 대한 경영자의 기대심리효과를 통제하기 위해 이익에 관한 경영자의 내부정보 대용치로서 해당변수를 사용하였다.

9) 금융감독원에서 간행하는 금융통계정보에 기초하여 매년 표본기간 동안 기업공개실적 상위 4개사를 선정하였다. 이의 방법으로는 이정연·박제균·김철기(2005), 최종서·곽영민·백정환(2010)의 연구를 참조하시오.

10) Becker, Defond, Jambalvo, and Subramanyam(1998)은 대형회계법인의 경우 발행기업의 이익조정 가능성을 낮추는 효과가 기대됨을 제시하고 있다.

향을 미치는 제 변수를 통제한 후에도 코스피시장과 코스닥시장에서 벤처캐피탈 투자 벤처기업이 벤처캐피탈이 투자하지 않은 비벤처기업보다 저가발행정도가 낮다는 것이다. 이는 코스피시장과 코스닥시장이 혼합된 표본에서 벤처캐피탈의 인증효과가 존재함을 의미한다.

〈Table 6〉 Regression Results for the IPO Underpricing

This table reports the result from regression considering fixed effect of year and industry, after controlling variables to influence IPO underpricing like eq.(4). Dependent variables are AR_1 , CAR_{10} , CAR_{20} , CAR_{30} . VC_D is dummy variable, which is 1 in case of VC-backed firm. CVC_D is dummy variable, which is 1 in case of corporate venture capital backed firm. RED_D is dummy variable, which is 1 after abolition of put back option system. $\log(\text{asset})$ is log value of total asset. $\log(\text{proceeds})$ is log value of gross proceeds. ROE is return on equity. DIF_E is difference between NI_t and NI_{t-1} divided by total asset_{t-1} . D/TA_{t-1} is debt divided by total asset_{t-1} . Mown is share ratio just of largest share holder prior to IPO. UND_D is dummy variable, which is 1 in case of highest 4 underwriters in IPO market. Audit_D is dummy variable, which is 1 in case of biggest 4 auditors in Korea. T-value of regression coefficient is in parentheses. *, **, *** denote 10%, 5%, 1% levels of significance.

	IPO Underpricing			
	AR_1	CAR_{10}	CAR_{20}	CAR_{30}
Intercept	2.0241*** (3.33)	1.9642*** (2.88)	1.7066** (2.57)	1.4926** (2.21)
VC_D	-0.0270 (-0.58)	-0.0972* (-1.85)	-0.0971* (-1.89)	-0.0948* (-1.82)
CVC_D	0.1007* (1.86)	0.1465** (2.41)	0.1482** (2.50)	0.1356** (2.25)
GROUP_D	0.0581 (0.54)	-0.0110 (-0.09)	0.0183 (0.16)	0.0966 (0.81)
REG_D	-0.1870 (-0.98)	-0.2543 (-1.18)	-0.2529 (-1.21)	-0.2177 (-1.02)
REG*GROUP	-0.2377* (-1.85)	-0.2926** (-2.03)	-0.3153** (-2.24)	-0.3912*** (-2.73)
$\log(\text{asset})$	-0.0456 (-1.17)	-0.0791* (-1.80)	-0.0638 (-1.49)	-0.0645 (-1.48)
$\log(\text{proceeds})$	-0.0744** (-2.40)	-0.0333 (-0.96)	-0.0246 (-0.72)	-0.0172 (-0.50)
ROE	0.1274 (0.74)	0.0887 (0.44)	0.1377 (0.73)	0.0554 (0.29)
Dif_E	0.0523 (0.72)	0.0949 (1.16)	0.1196 (1.50)	0.1889** (2.33)
Leverage(D/TA)	-0.0666 (-0.48)	-0.0604 (-0.39)	-0.0779 (-0.51)	-0.0153 (-0.10)

Mown	-0,0001 (-0,14)	-0,0016 (-1,40)	-0,0015 (-1,36)	-0,0011 (-0,95)
Underwriter_D	-0,0282 (-0,66)	-0,0408 (-0,85)	-0,0460 (-0,98)	-0,0565 (-1,19)
Audit_D	-0,0315 (-0,72)	-0,0614 (-1,25)	-0,0454 (-0,95)	-0,0465 (-0,96)
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry dummy	Yes	Yes	Yes	Yes
F-value	2,16***	2,69***	2,83***	2,76***
Adj. R2	0,099	0,139	0,149	0,143
Obs.	768	768	768	768

〈표 6〉은 식(4)에 대한 회귀분석 결과를 나타내고 있다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 벤처캐피탈 투자기업 더미인 VC_D는 AR1를 제외하고 CAR10, CAR20, CAR30에 대해 모두 유의한 음의 값을 보이고 있다. 이는 공모주 초과수익률에 영향을 미치는 제 변수를 통제한 후에도 코스피시장과 코스닥시장에서 벤처캐피탈 투자 벤처기업이 벤처캐피탈이 투자하지 않은 비벤처기업보다 저가발행정도가 낮다는 것이다. 이는 코스피시장과 코스닥시장이 혼합된 표본에서 벤처캐피탈의 인증효과가 존재함을 의미한다.

셋째, 〈표 5〉의 패널 B에서 보면, 풋백옵션제도 폐지에 의한 저가발행의 축소정도가 코스피시장에서는 나타나지 않고 코스닥시장에서만 두드러지게 나타나고 있다. 이는 REG_D와 Group_D의 변수에 대한 교차항 REG*GROUP로 표현될 수 있는데, 교차항은 모든 상장수익률에서 유의한 음의 값을 보이고 있다. 이는 풋백옵션제도 폐지에 의한 저가발행의 축소정도가 코스닥시장에서 집중적으로 나타남을 의미한다. 또한 이러한 결과는 과거 풋백옵션제도가 코스닥시장을 중심으로 인수기관의 발행기업 공모가격에 대한 저가발행 원인이었음을 시사하는 결과로 볼 수 있다. 이러한 결과는 풋백옵션제도 폐지 이후 상장첫날과 상장20일 누적초과수익률의 감소를 발견한 조성순·변진호(2012)의 연구결과와는 물론 한길석(2015)의 연구와도 일치한다.

넷째, 공모순이익금을 나타내는 $\log(\text{proceeds})$ 는 공모가격대비 상장첫날 초과수익률(AR1)에서만 유의한 음의 값을 보이고 있다. 이는 공모순이익금이 클수록 정보비대칭 감소 등을 통해서 신규공모주의 저가발행정도가 낮아지게 됨을 의미한다. 이외

에도 벤처캐피탈과 같이 발행기업의 정보비대칭 축소에 영향을 미칠 것으로 기대되었던 인수기관 더미와 회계감사인 더미는 부호의 방향이 일치하지만 저가발행정도를 유의하게 낮추지 못하는 것으로 나타나고 있다. 또한 코스피시장과 코스닥시장에 상장하기 위해 요구되는 재무적 성과변수인 ROE는 신규 공모기업의 저가발행정도에 영향을 미치지 않는 것으로 나타나고 있다.

V. 결론

한 국가의 증권시장별 특성과 상장요건이 다름에도 불구하고 한 나라 복수 증권시장을 대상으로 신규 공모기업의 저가발행정도를 비교 분석한 기존연구는 흔치 않다. 본 연구는 2000.1-2015.12 기간 IPO 기업을 대상으로 코스피시장과 코스닥시장 신규 상장기업의 저가발행정도의 차이가 존재하는지를 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 왜냐하면 거래시장별 차이가 존재하는지에 대한 연구를 토대로 향후 유사연구에서 코스피시장과 코스닥시장 표본의 혼합표본의 사용여부 등이 결정될 수 있기 때문이다. 본 연구는 기존연구와는 달리 공모주 배정일에 기초한 초과수익률을 사용하였고, 초과수익률 측정시점별 왜곡을 해소하기 위해 상장 첫날 초과수익률뿐만 아니라 상장 후 10일, 상장 후 20일, 상장 후 30일간 누적초과수익률도 함께 분석하였다. 또한 본 연구에서는 존재할 가능성이 있는 벤처캐피탈의 인증효과 측정을 위해서 벤처기업은 미국과 같이 벤처캐피탈이 투자한 기업으로 정의하였다. 본 연구는 4개 시점별 공모가격 대비 초과수익률에 대해 평균값과 중앙값을 이용한 정량분석을 실시하였다. 또한 공모기업의 저가발행에 영향을 미치는 변수들은 물론이고 산업별 연도별 고정효과를 통제한 회귀분석 모형을 설정하였다.

코스피시장과 코스닥시장 IPO 기업의 저평가정도에 대한 평균 및 중앙값, 그리고 신규 공모기업의 저가발행에 영향을 미치는 제 변수를 통제한 회귀분석 결과를 종합하면 코스피시장의 신규 공모기업에 대한 저가발행정도는 뜻밖울선제도 폐지 이전에만 코스닥시장 신규 공모기업보다 낮게 나타나고 있다. 그러나 동 제도 폐지 이

후에는 코스피시장과 코스닥시장 간 저가발행정도 차이는 사라지고 있고, 저가발행 축소정도는 코스피시장 보다 코스닥시장에서 더욱 크게 나타나고 있다. 이는 그동안 지적되었던 풋백옵션제도가 코스닥시장에서 저가발행의 원인으로 실제 작용하였음을 의미함과 동시에 동 제도의 폐지가 우리나라 코스닥공모시장의 효율화에 기여하였음을 시사해준다. 이외에도 본 연구결과는 또한 코스피시장과 코스닥시장에 각각 IPO를 행한 혼합표본에서도 코스닥시장을 대상으로 한 기존연구에서와 같이 벤처캐피탈의 인증효과가 존재함을 나타내고 있다.

참고문헌

김권중 · 김문철 · 전중열, “신규 상장기업의 이익조정동기”, **회계학연구**, 제29권 제4호, 2004, pp. 87-116.

(Translated in English)Kim, K. J., Kim, M. C., and Jeon, J. Y., “Why Do Firms Manage Earnings After IPO”, *Korean Accounting Review*, 29(4), 2004, pp. 87-116.

김정훈 · 박성환, “벤처캐피탈 투자가 창업기업의 IPO 성과에 미치는 영향”, **회계연구**, 제18권 제1호, 2013, pp. 83-103.

(Translated in English)Kim, C. H., Park, S. H., “A Study on the Performance after IPO of Firms Financed by Venture Capital”, *Korean Academic Society of Accounting*, 18(1), 2013, pp. 83-103.

남기풍 · 박수용 · 이기환, “벤처캐피탈 투자 IPO의 장기성과에 대한 연구”, **대한경영학회지**, 37호, 2003, pp. 195-214.

(Translated in English)Nam, K. P., Park, S. Y., and Lee, K. H., “The Long-term Performance of Venture Capital-Backed IPOs”, *The Korean Journal of Business Administration*, 37, 2003, pp. 195-214.

송치승, “코스닥 신규상장 전 · 후 전통적 벤처캐피탈 투자기업과 기업벤처캐피탈 투자기업 간 이익조정의 차이가 존재하는가?”, **대한경영학회지**, 29(9), 2016, pp. 1519-1542.

(Translated in English)Song, C. S., “Is There Difference of the Earnings management Around IPO between TVC-Backed and CVC-Backed Firms?”, *Korean Journal of Business Administration*, 29(9), 2016, pp. 1519-1542.

송치승 · 이영주, “코스닥시장에서 신규 공모기업에 대한 벤처캐피탈의 인증효과”, **재무관리연구**, 35(1), 2018, pp. 457-491.

(Translated in English)Song, C. S., Lee, Y. J., “Certification Effect of Venture Capital on KOSDAQ IPO Firms”, *The Korean Journal of Financial*

Management, 35(1), 2018, pp. 457-491.

오세경 · 한형호, “벤처캐피탈의 역할과 코스닥 IPO 기업의 장단기 성과요인에 대한 실증연구”, **재무연구**, 27(3), 2014, pp. 457~491.

(Translated in English)O, S. K., Han, H. H., “The Short-and Long-Term Performance of Venture-Backed IPO Kosdaq Firms and the Role of Venture Capitals in Korea”, *Asian Review of Financial Research*, 27(3), 2014, pp. 457-491.

이기환 · 임병균 · 최해술, “벤처기업 IPO의 장, 단기 성과와 벤처캐피탈리스트의 역할”, **증권 금융연구**, 4(1), 1998, pp. 49-80.

(Translated in English)Lee, K. H., Lim, P. K., and Choi, H. S., “The Short and Long-term Performance and the Role of Venture Capitalists”, *Journal of Monetary & Finance*, 4(1), 1998, pp. 49-80.

이상원 · 김지수 · 류두진, “벤처캐피탈이 IPO 시장에 미치는 영향에 관한 연구 : KOSDAQ 시장을 중심으로”, **기업경영연구**, 17(2), 2012, pp. 1-22.

(Translated in English)Lee, S. W., Kim, J. S., and Ryu, D.J., “Venture Capitalist Certification in IPOs”, *Korean Corporation management Review*, 17(2), 2012, pp. 1-22.

이재호, “주가상승시장과 주가침체시장에서 벤처캐피탈보증, 명성 및 이해상충효과가 KOSDAQ 상장주식 저가발행에 미치는 영향”, **벤처경영연구**, 12(4), 2009, pp. 45-66.

(Translated in English)Lee, J. H., “The Hot and Cold Mrket Impacts on Underpricing of certification, Reputation and Conflicts of Interest in Venture Capital Backed Korean IPOs”, *Journal of Entrepreneurship and Venture Studies*, 12(4), 2009, pp. 45-66.

이정연 · 박제균 · 김철기, “코스닥 신규등록기업의 이익조정에 관한 연구”, **대한경영학회지**, 제18권 제6호, 2005, pp. 2681-2700.

(Translated in English)Lee, J. Y., Park, J. K., and Kim, C. K., “A Study on the

Earnings management of KOSDAQ IPO Firms”, *Korean Journal of Business Administration*, 18(6), 2005, pp. 2681-2700.

이종룡 · 조성욱, “풋백옵션 규제이후 신규공모주의 초기저평가와 시장조정가설에 관한 연구,” **증권학회지**, 36(4), 2007, pp. 657-694.

(Translated in English)Lee, J. Y, Cho, S. O., “Initial Returns of IPO Firms and Put back Option”, *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 36(4), 2007, pp. 657-694.

장상수 · 길재욱, “벤처기업의 장외등록과 벤처캐피탈의 보증 역할에 관한 연구,” **재무관리연구**, 17(1), 2000, pp. 111-136.

(Translated in English)Chang, S. S., Khil, J. O., “A Study on OTC registration and the Certification of Venture Capital”, *The Korean Journal of Finance*, 17(1), 2000, pp. 111-136.

정호정, “시장상황에 따른 코스닥 IPO 저평가와 부분조정현상”, **경영교육연구**, 10(2), 2008, pp. 923-943.

(Translated in English)Jeong, H. J., “KOSDAQ IPO Underpricing”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 10(2), 2008, pp. 923-943.

조성순 · 변진호, “풋백옵션제도 폐지가 IPO 초기성가에 미치는 영향,” **재무연구**, 25, 2012, pp. 247-291.

(Translated in English)Cho, S. S., Byun, J. Ho., “The Effect of Abolition of Putback Option on IPO Short-term Performance”, *The Korean Journal of Finance*, 25, 2012, pp. 247-291.

최문수, “신규공모주의 공모가격할인과 초기성가에 관한 연구,” **재무연구**, 12, 1999, pp. 197-226.

(Translated in English)Choi, M. S., “A Study on the Short-term Performance and IPO Underpricing”, *The Korean Journal of Finance*, 12, 1999, pp. 197-226.

최종서 · 광영민 · 백정환, “코스닥 신규 상장기업의 이익조정과 경영자의 사적이익추구”, **회계학연구**, 35(3), 2010, pp. 37-80.

(Translated in English)Choi,J. S., Kwak, Y. M., and Baek, J. H., “Earnings Management around IPO in KOSDAQ market Associated with Managerial Opportunism”, *Korean Accounting Review*, 35(3), 2010, pp. 37-80.

한길석, “우리나라 자본시장의 공모주 저가발행현상에 관한 연구”, *국제회계연구*, 59, 2015, pp. 125-146.

(Translated in English)Han, K. S., “A Study on the Underpricing of IPOs in Korea Capital Market”, *Korea International Accounting Review*, 59, 2015, pp. 125-146.

허남수 · 윤병섭 · 이기환, “벤처기업공개와 벤처캐피탈리스트의 역할분석”, *재무관리 연구*, 제19권, 제1호, 2002, pp. 153-181.

(Translated in English) Hur, N. S., Yoon, P. S., and Lee, Ki. H., “IPO og Venture Firms and the Role of Venture Capitalist”, *The Korean Journal of Financial Management*, 19(1), 2002, pp. 153-181.

Allen, A. and Faulhaber, G., “Signaling by underpricing in the IPO market”, *Journal of Financial Economics* 23, 1989, pp. 303-323.

Becker, C., M. Defond, J. Jiambalvo, and Subramanyam, K., “The effect of audit quality on earning management,” *Contemporary Accounting Research*, 15, 1998, pp. 1-24.

Benvensite, L.M., Busaba, W.Y., and Wilhelm, W.J., “Price stabilization as a bonding mechanism in new equity issues”, *Journal of Financial Economics* 42, 1996, pp. 223-255.

Benvensite, L.M., Spindt, P.A., “How investment bankers determine the offer price and allocation of new issues”, *Journal of Financial Economics*, 24, 1989, pp. 343-361.

Belghitar, Y., and Dixon, R., “Do venture capitalists reduce underpricing and underperformance of IPOs?”, *Applied Financial Economics*, 22(1), 2012, pp. 33-44.

- Chen, C. R. and Moran, N. J., “Underwriter spread, underwriter reputation, and IPO underpricing: A simultaneous equation analysis”, *Journal of Business & Finance*, 29(3) & (4), 2002, pp. 521-540.
- Gompers, P. A., “Grandstanding in the Venture Capital Industry”, *Journal of Financial Economics*, 42, 1996, pp. 133-156.
- Grinblatt, M. and C. Huang, “Signalling and the pricing of new issues”, *Journal of Finance*, 44, 1989, pp. 383-420.
- Lee, P. M. and S. Wahal, “Grandstanding, Certification and the Underpricing of Venture Capital Backed IPOs”, *Journal of Financial Economics*, 73, 2004, pp. 375-407.
- Lin, T. H., “The Certification Role of Large Block Shareholders in Initial Public Offerings: The Case of Venture Capitalists”, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 35(2), pp. 55-65.
- Meggison, W. L., and Weiss, K. A., “Venture capitalist certification in initial public offerings”, *The Journal of Finance*, 46, 1991, pp. 879-903.
- Nahata, R., “Venture Capital Reputation and Investment Performance”, *Journal of Financial Economics*, 90, 2008, pp. 127-151.
- Perotti, E., “Credible privatization”, *American Economic Review*, 85, 1995, pp. 847-859.
- Schultz, P. H. and M.A. Zarman, “After market support and underpricing of initial offering”, *Journal of Financial Economics*, 35, 1994, pp. 199-219.

Abstract

This research is to investigate the difference of IPO underpricing between listing markets for IPO firms from 2000.1 to 2015.12 in KOSPI and KOSDAQ market using different methods from previous papers(for example, usage of bid distribution date that earlier studies have ignored, employing 4 cumulative excess returns from IPO price to the first date, 10, 20, 30 days after listing to avoid the distortion of measuring date on the IPO excess return, and so on.) For the purpose of the study, I employ regression model considering the fixed effect of year and industry, after controlling other variables to influence IPO underpricing.

The results from the study on the difference of IPO underpricing between KOSPI and KOSDAQ market are as follows; First, IPO firms from KOSPI market have less underpricing than those from KOSDAQ market for the only period before the abolition of put-back option system. Second, this study finds that there is a significant reduction of the level of underpricing after the abolition of put-back option system, especially for KOSDAQ market. This suggests that this change of system contributes to the efficiency of Korean IPO market. Third, I find that there is the certification effect of venture capital on the mixed sample based on IPO firms listed in KOSPI or KOSDAQ market.

※ **Key words:** KOSPI market, KOSDAQ market, IPO underpricing, Venture capital, Underwriter