

## 한국금융시장의 안전자산 현황 및 수요함수 추정\*

### Safe Asset in Korea and the Estimation of Safe Asset Demand Function

손 종 칠\*\*· 주 동 헌\*\*\*

Jong Chil Son·Donghun Joo

본 연구는 자금순환표를 통해 금융시장에서 공공 및 민간부문의 안전자산 수급 현황을 검토해 보고 안전자산 중 그 비중이 높아진 국채에 대해 신용등급 BBB- 회사채의 신용위험 프리미엄을 종속변수로 하는 국채 수요함수의 추정을 시도하였다. 추정 결과 2000년대 이후 국채 공급의 증가는 국내 금융시장에서 신용위험 프리미엄을 낮추는 역할을 하였음을 확인하였다. 그럼에도 글로벌 금융위기 이후 우리나라 금융시장에서 신용위험 프리미엄은 크게 확대되었는데 이는 공공부문 안전자산, 즉 국채 공급 증가와 채권시장의 변동성 감소로 신용위험 프리미엄이 축소되어야 했음에도 불구하고 발생한 현상으로서 고령화, 생산성 등 안전자산 수요를 증가시키는 다른 요인에 기인한 것으로 보인다.

**국문 색인어:** 자금순환표, 안전자산, 국채, 신용위험 프리미엄

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B030602, B030603

\* 이 연구는 2022학년도 한국외국어대학교 교내학술연구비의 지원에 의하여 이루어진 것입니다. 이 논문은 2020년 한국은행의 재정 지원을 받아 작성된 “소규모 개방경제하 안전자산 적정 발행규모에 대한 연구” 보고서 중 일부를 수정·보완한 것입니다. 본 논문에 대해 유익하고 건설적인 논평을 해주신 익명의 두 분 심사자분들께 감사드립니다.

\*\* 한국외국어대학교 경제학부 부교수(jcson@hufs.ac.kr), 제1저자

\*\*\* 한양대학교 ERICA 캠퍼스 경제학부 교수(ramiboo@hanyang.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2022. 3. 25, 논문 최종 수정일: 2022. 10. 7, 논문 게재 확정일: 2023. 2. 16

## I. 머리말

최근 코로나 19 사태로 민간 경제활동이 급격하게 경색됨에 따라 정부는 긴급생활안정 자금 지원 등을 비롯한 재정지출 확대에 이에 대응하였다. 코로나 19 사태와 같이 순수하게 외생적인 충격에 대응하여 정부가 적자를 감수하고서라도 재정지출을 확대하는 것은 타당한 정책으로 판단된다. 그러나 한편에서는 한국경제의 대외신인도 유지에 버팀목이 되었던 재정건전성이 훼손될 가능성에 대한 우려도 제기되고 있다.

차입 주체가 가계이든, 기업이든, 또 심지어 정부라고 하더라도 부채 규모가 단기간에 급격히 증가하는 것은 상환위험을 높인다는 점에서 주의할 필요가 있다. 반면 금융 중개의 관점에서 보면 금융 부채의 증가는 다른 한편에서 금융 자산의 증가이고 이는 금융 중개의 활성화를 의미하기도 한다. 차입 주체의 상환 능력이 담보되는 상황이라면 금융 거래 규모의 확대는 금융 중개의 활성화라는 점에서 바람직한 측면이 있다. 통상 부채 규모가 생산 대비 크기로 제시되는 이유는 부채 규모를 평가함에 있어 이처럼 상환 능력 지표가 함께 고려될 필요가 있기 때문일 것이다. 나아가 외부적 충격으로 민간부문의 금융 중개가 위축되어 실물경제에 부정적 결과를 초래할 가능성이 있는 경우 정부가 공공부문의 금융 중개 확대를 통해 부정적 효과를 상쇄할 필요가 발생하기도 한다.

부채 증가에 따른 위험과 편익의 이와 같은 상충관계에도 불구하고 각 경제 주체에 따라 어느 정도의 부채 규모가 적절한지에 대해서는 의외로 정해진 답이 없다. 가계나 기업의 적정 부채 규모도 그렇지만 적정 재정적자 규모도 일반적으로 합의된 수치가 존재한다고 보기 어렵다. 우리 정부는 코로나 19 위기 이전까지 암묵적으로 GDP 대비 재정적자 비율의 상한을 40%로 설정하고 그 이하에서 재정 건전성을 관리해 온 것으로 보인다. 그러나 코로나 19 대유행 사태로 인해 네 차례에 걸친 추가경정예산이 집행되었고 이에 따라 2020년 우리나라 국고채 발행 잔액은 846.6조 원으로 GDP 대비 43.8%에 이르게 되었다. 이처럼 가파른 국가채무 비율의 상승으로 적정 국가채무 비율에 대한 논의가 있었고 이러한 논의는 국가채무 비율 60%를 상한으로 하는 정부의 재정준칙 도입 발표로 더 큰 주목을 받았다. 하지만 이와 같은 논의에도 불구하고 국가채무 비율의 적정 수준에 대해 뚜렷한 답을 제시하는 것은 쉽지 않아 보인다.

그런데 앞서 언급한 것과 같이 국가채무는 금융 중개 측면에서 볼 때 금융시장에서 국채라는 자산의 공급으로 나타난다. 금융시장에 국채는 안전자산(safe asset)이라는 각별한 의미를 갖는다. 이는 국채 규모의 적정성을 채무 부담의 측면이 아니라 금융시장에서 적정 안전자산 규모라는 측면에서도 평가해 볼 필요성이 있음을 의미한다. 본 연구는 이와 같은 관점에서 우리나라 금융시장에서 공공 및 민간부문의 안전자산 공급과 수요 현황을 살펴보고 채권 시장에서 안전자산 수요라는 관점에서 국채 수요곡선의 추정을 시도해 보고자 한다.

국내 금융시장에서 안전자산에 대한 논의와 다소 다른 차원의 논의이기는 하지만 글로벌 금융시장에서 안전자산 부족(shortage) 현상은 미국과 유럽을 중심으로 2008년 글로벌 금융위기 이후 학계와 업계에서 모두 중요하게 다루어진 주제이다. 안전자산 부족이 글로벌 금융위기의 원인 중 하나로 지목되었기 때문이다. 반면 글로벌 금융시장과 달리 국내 금융시장에서 안전자산 수급 현황과 그 역할 또는 효과에 관한 관심은 업계와 학계에서 모두 크지 않았던 것으로 보인다. 사실 1997년 외환위기 이전까지 국내 금융시장에서 국채 등 공공부문에서 공급되는 안전자산의 규모는 매우 제한적이었다. 이는 안전자산 수요가 은행, 대기업<sup>1)</sup> 등 민간부문에서 공급되는 안전자산에 의해 충족되고 있었음을 의미한다. 또 금융시장에서 안전자산의 중요한 역할 중 하나는 환매조건부(RP) 채권의 거래 등에 기저 자산 또는 담보 자산으로 활용되는 것인데 국내 금융시장에서는 이러한 역할을 담당할 국채의 발행 잔액이 크게 부족한 상황이었다. 이와 같은 안전자산의 부족분은 한국은행이 통화안정증권을 발행하여 메꿔 왔다.

Jorda et al.(2011), Valencia, Laevan(2012), Gorton, Ordoñez(2014; 2016) 등은 과거 금융위기 사례를 분석한 결과 신용 팽창(credit boom)이 금융위기에 선행하는 현상임을 확인하고, 공공부문의 안전자산 공급이 부족한 상황에서 신용 팽창을 주도하는 민간 부문에 의해 공급된 안전자산이 더 이상 안전자산이 아니게 될 때 금융 시스템이 붕괴는 위기가 발생한다고 보았다. 우리나라의 1997년 외환위기도 대기업의 채무가 안전자산으로 여겨져 이를 중심으로 한 신용 팽창으로 이어졌고 이것이 금융위기로 이어진 사례로 해

1) 외환위기 이전에는 채권시장 기준금리로 3년 만기 회사채 금리가 사용되었다. 이는 대기업이 발행하는 회사채가 사실상 안전자산으로 여겨졌음을 의미한다고 볼 수 있을 것이다.

석할 수도 있을 것이다. 이는 국내 금융시장에서도 공공부문이 공급하는 안전자산, 즉 국채 공급의 적절성에 대한 검토가 필요함을 의미한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 문헌 검토를 통해 안전자산의 개념과 범위, 역할 및 안전자산 부족 현상에 대한 최근의 논의 등을 살펴본다. III장에서는 자금순환표상의 금융자산 통계를 활용하여 국내 금융시장에서 안전자산의 위상에 대해 분석한다. IV장에서는 국고채 시장에서 국고채의 수요곡선을 추정해 본다. V장에서는 분석 결과를 정리하고 향후 국가부채 규모 증가가 금융시장에서 안전자산 공급의 증가로서 갖는 의미와 정책적 시사점을 제시한다.

## II. 안전자산에 대한 기존 논의

### 1. 안전자산의 정의 및 역할

안전자산에 관한 연구는 안전자산의 정의에서 출발한다. 금융자산의 가치는 수익성에 더해 안전성(safety)과 유동성 수준에 따라 결정된다. 금융자산의 안전성은 보유자가 상정하는 미래의 일정 시점에 약속된 명목 보상(nominal payoff)의 금전적 이행 가능성을 의미하며 이와 같은 이행 가능성이 높은 자산이 안전성이 높은 자산이다. 이와 같은 통상적 개념을 따르면 안전자산은 미래의 어떠한 경우여라도 금전적 보상이 이행되는 자산을 의미한다. Golec, Perotti(2017), Habib, Stracca, Venditti(2020) 등은 이러한 정의를 따르고 있다.

하지만 금융자산 이론에서 안전성은 이보다 정교한 방식으로 정의되기도 한다. 안전자산의 역사와 안전자산에 대한 연구를 정리한 Gorton(2012)은 역선택(adverse selection)에 대한 두려움 없이 거래에 사용될 수 있는 자산, 즉 거래 상대방이 자산의 가치에 대해 사적(private) 지식을 갖고 있다는 염려가 없는 자산, 또는 심도 있는 분석(prolonged analysis) 등의 비용을 지불하지 않고 거의 언제나 액면가로 평가되는 자산으로 정의한다. 이에 따라 그 가치에 대해 사적 정보를 생산하는 데 따른 이익이 없으며 그 가치가 공통지

식(common knowledge)인 자산으로 정의하고 있다. 그는 단기 안전자산은 재화와 용역의 교환에 사용되고, 장기 안전자산은 가치저장이나 담보 수단으로 활용되며, 이와 같은 특성으로 인해 안전자산은 ‘편의 수익(convenience yield)’이라는 비금전적 이익(nonpecuniary returns)을 가진다고 주장하였다.

안전자산의 정의는 사실 안전자산의 어떤 역할에 중점을 두는가에 따라 달라진 것으로 볼 수 있다. 안전자산을 미래의 어떠한 경우여라도 금전적 보상이 이행되는 자산으로 정의하는 경우는 안전자산의 가치저장 수단의 역할의 관점에서 정의한 것이다. 안전자산을 정보 비대칭성이 없는 자산 또는 정보 수집 비용이 필요 없는 자산으로 정의하는 경우는 거래를 매개하는 수단으로서 안전자산의 역할에 초점을 두는 것이다. 마지막으로 안전자산을 그 수익률이 위험과 정의 상관관계를 갖는 자산으로 정의하는 것은 위험을 최소화하는 수단으로서 금융자산의 역할에 초점을 둔 것으로 이해할 수 있다.

안전자산은 앞서 제시한 안전자산의 정의에 부합하는 부채증권을 발행하는 금융시장 참가자에 의해서 공급된다. 이와 같은 부채증권으로는 우선 중앙은행이나 정부와 같은 공공부문에서 공급하는 현금이나 국채 등을 들 수 있다. 우리나라의 경우 통화안정증권도 이에 속한다고 하겠다. 하지만 안전자산의 정의에 부합하는 부채증권을 공공부문만 공급하는 것은 아니다. 전통적으로는 시중은행의 예금도 안전자산에 속한다. 또 도매금융(wholesale banking)이 발달하면서 기저자산 또는 담보물을 바탕으로 발행되는 ABS나 MBS와 같은 유동화 증권도 대규모 금융위기 상황이 아니라면 안전자산으로서의 역할을 담당한다고 볼 수 있다. 즉 안전자산은 공공부문뿐만 아니라 민간부문의 부채증권 발행에 의해서도 공급되는 것이다. 민간부문이 공급하는 안전자산의 경우 ‘대규모 금융위기 상황이 아니라면’이라는 단서가 붙는 안전자산이라는 의미에서 Golec, Perotti(2017)는 이를 ‘의사(quasi) 안전 자산’이라고 이름 붙이기도 하였다.

## 2. 안전자산 부족 현상과 안전자산 부족의 경제적 효과

2000년대 미국 내에서는 Bernanke(2005)가 언급한 ‘savings glut’, 즉 외환위기를 경험한 아시아 국가들의 외환보유 수요 증가로 미국 국채에 대한 해외 수요가 증가하면서

안전자산 공급이 감소하게 된다. Caballero et al.(2017)은 글로벌 금융위기 이후 위험자산인 주식의 기대 위험 프리미엄과 국채 수익률의 격차 확대를 안전자산 부족에 따른 현상으로 해석하고 저축률이 높은 신흥경제의 성장률이 안전자산을 공급하는 선진경제의 성장률보다 높은 상황에서 글로벌 금융시장의 안전자산 부족 현상은 당분간 지속될 것으로 보았다.

이처럼 2000년대 이후 글로벌 금융시장에서 안전자산 부족 현상이 지속되어 왔다는 점에 대해서는 학계와 업계 모두 동의하고 있는 것으로 보인다. 다만 2000년대부터 시작되었다고 분석되는 글로벌 금융시장에서의 안전자산 부족 현상이 2008년 위기가 극복된 이후 현재까지도 지속되고 있는 원인에 대해서는 다소 견해가 엇갈린다. 2008년 위기 이후 글로벌 금융시장에서 안전자산 부족 현상에 대해 분석하는 대부분의 연구는 중국 등 신흥시장 국부 펀드의 미국 국채 보유 증가세가 지속되고, 각국 중앙은행들도 위기극복을 위한 대차대조표 확대정책을 수행하는 과정에서 국채 보유를 늘리는 가운데, 2012년 유럽 재정 위기의 여파로 이탈리아, 스페인을 비롯한 재정위기 국가의 신인도 하락으로 민간 금융시장에서 활용할 수 있는 안전자산의 공급이 크게 줄어든 것으로 진단하였다. 또 안전자산으로 여겨지던 민간 금융기관이 발행한 유동화 증권이 더 이상 안전자산이 아니게 된 점도 안전자산 공급 축소의 한 요인으로 지목되기도 했다.

그러나 Wilson et al.(2012)은 위기 극복 과정에서 주요 선진국들의 국가채무가 증가한 것이 안전자산 공급 감소와 병립하기 힘든 논리라는 점을 지적한다. 이들은 유럽 지역에서 안전자산 공급이 축소된 것은 사실이지만 달러화 기반의 안전자산 공급은 미국 국채 발행, 정부 보증 MBS 증가 등을 근거로 축소되지 않았다고 주장한다. 또 미국과 비유로(non-Euro) 10개 주요국으로부터의 안전자산 공급이 유로 지역에서의 안전자산 공급 감소를 메꾸었기 때문에 글로벌 금융시장 전반적으로는 공급 감소가 안전자산 부족 현상의 원인으로 보기 어렵다고 주장하고, 안전자산 부족 현상의 원인으로 수요 증가를 지목하였다. 이들은 글로벌 경제위기 직후 경기침체, 장기 경제 성장 추세에 대한 비관적 전망, 금융규제 등을 글로벌 금융위기 직후 안전자산 수요증가 요인으로 보았다. 또 이들은 선진국에서 공급되는 안전자산에 대한 신흥국의 수요도 지속될 것으로 보았으며 중앙은행의 양적 완화 정책도 안전자산 수요의 한 요인으로 보았다.

Ferreira, Shousha(2020)도 안전자산 수요 증가를 안전자산 부족의 원인으로 보았다. 이들은 안전자산 수요 증가가 지속되는 이유로 인구 고령화, 생산성 하락, 금융 규제를 꼽았다. 인구 고령화는 은퇴에 대비한 저축의 포트폴리오 구성에서 안전자산의 비중을 높이는 요인으로 작용한다. 생산성이 하락하면 투자 주체들이 위험자산에서 기대할 수 있는 수익이 낮아지면서 안전자산 수요가 증가한다. 또 금융위기의 경험은 규제당국이 금융기관에 더 많은 안전자산의 보유를 요구하게 한다는 것이다.

이와 같은 안전자산 부족 현상이 경제에 발생시키는 문제로서 Golec, Perotti(2017), Gorton(2017) 등은 금융시장 불안 가능성을 들고 있다. 안전자산인 예금 중심의 소매금융에서 다양한 고객의 수요를 만족시키기 위한 도매금융으로 전환하는 과정에서, 도매금융에서 제공되는 단기 부채가 작동하기 위해서는 이를 안전자산으로 여길 수 있도록 담보가 필요했다. 그런데 담보에서 국채 비중이 낮아지면서 ABS(Asset Backed Security)나 MBS(Mortgage Backed Security)와 같은 민간부문에서 제공된 의사(quasi) 안전자산 담보의 비중이 증가했고 이는 과도한 신용팽창으로 이어져 금융시장의 취약성(fragility)을 높였다는 것이다. Gorton, Ordonez(2014), Moreira, Savov(2014)은 안전자산이 정보에 둔감한(information insensitive) 담보의 역할을 하는 역선택 모형에서 안전자산이 부족해지면 생산적인 경제주체로의 신용 흐름이 제약받는 모형을 제시하기도 하였다. Caballero et al.(2017)은 나아가 안전성 함정(safety trap)의 가능성을 제기하였다. 안전자산 부족으로 안전자산 가격이 상승하는 경우 최근 경제 상황과 같이 명목금리가 제로 금리 하한에 도달한다면 총수요 감소를 통해서만 안전자산 시장의 균형이 회복될 것이라고 보았다. 즉, 안전자산 부족 현상이 생산을 감소시키는 기제로 작동할 가능성이 있다는 것이다.

국내 금융시장의 안전자산 현황이나 안전자산 부족 현상 또는 이와 관련한 최근의 위험 프리미엄 확대 현상 등에 대해 검토한 국내 연구는 찾아보기 힘들었다. 다음 장에서는 안전자산에 관한 해외 연구를 참고하여 국내 금융시장에서 공공 및 민간부문에서 공급되는 안전자산의 현황과 의미를 살펴본다.

### III. 국내 안전자산 현황 검토

안전자산을 비롯한 금융자산 현황을 분석하는 데는 Gorton et al.(2012), Barro et al.(2020) 등에서와 같이 자금순환표상의 금융자산부채잔액표를 사용한다. 한국은행 통계 데이터베이스인 ECOS에서 제공하는 자금순환표는 2008년 4/4분기부터 제공되는 2008 SNA(System of National Accounts) 기준, 2002년 4/4분기부터 2013년 4/4분기까지 제공되는 1993 SNA 기준 등이 있다. 2000년대 이전에는 국채 발행 잔액이 금융자산에서 차지하는 비중이 미미하여 공공부문에서 공급되는 안전자산에 대한 논의가 큰 의미가 없다고 판단되어 1993 SNA 기준 자료가 제공되는 2002년 4/4분기부터 살펴본다. 먼저 금융자산 개관에서는 2008-2013년에 대해 1993 SNA 자료와 2008 SNA 자료가 함께 제공되고 있어 이를 같이 제시한다. 이후 금융기관별 자산 구성과 안전자산별 금융기관 보유 비중의 세부 분석에서는 2008 SNA 자료만을 사용한다. 경제주체가 보유하는 금융자산은 자산 증서를 발행한 여타 경제주체의 부채이므로 금융 부채 측면에서도 파악할 수 있으나 여기서는 금융자산 잔액표를 중심으로 분석을 시행하였다.

한편 소규모 개방경제인 우리나라에서는 국내의 안전자산 공급이 부족하더라도 달러화 자산 등 해외 안전자산 공급이 충분할 경우 해외 안전자산이 국내 안전자산을 대체하여 기능하는 가능성을 생각해 볼 수 있다. 그러나 해외 안전자산은 국내의 경제주체가 해당 자산을 보유할 때 환위험에 노출된다는 측면에서 확정적 명목 가치의 보전이라는 안전자산의 요건을 충족하지 못할 수 있다. 다만, 중앙은행의 경우는 외환보유액의 운영 주체로서 해외 자산을 수요하고 있다고 평가할 수 있다. 이에 따라 국내 금융시장을 대상으로 하는 본 연구에서는 해외 안전자산을 별도로 고려하지 않고 논의를 진행한다.

#### 1. 금융자산 개관

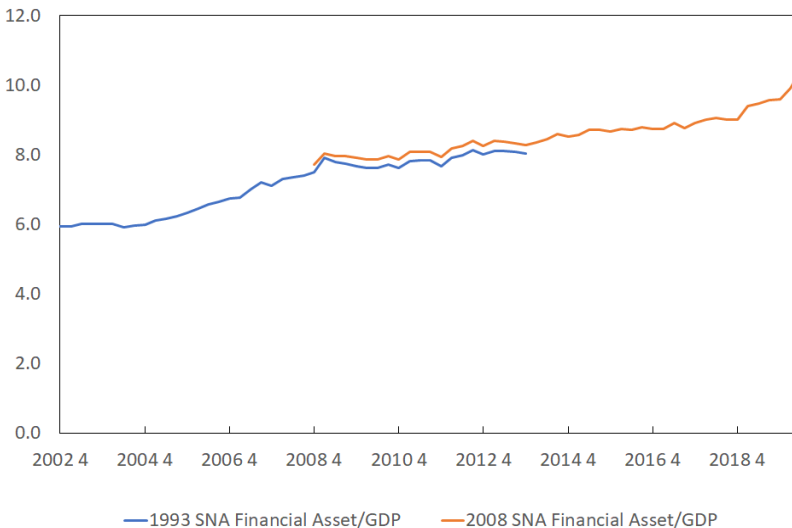
자금 순환표 기준 국내 금융시장의 총 금융자산은 2020년 2/4분기 말 현재 1경 9,653조 원으로 명목 GDP×4로 산정한 연간 GDP의 약 10배에 이르렀다. <Figure 1>을 보면 동 비율은 2002년 4/4분기에 약 6배였으며 2000년대에 빠르게 상승하다가, 2008년 글



로벌 금융위기 이후 8배에서 안정적인 움직임을 보인 후, 최근 다시 가파른 상승세를 나타내고 있다.

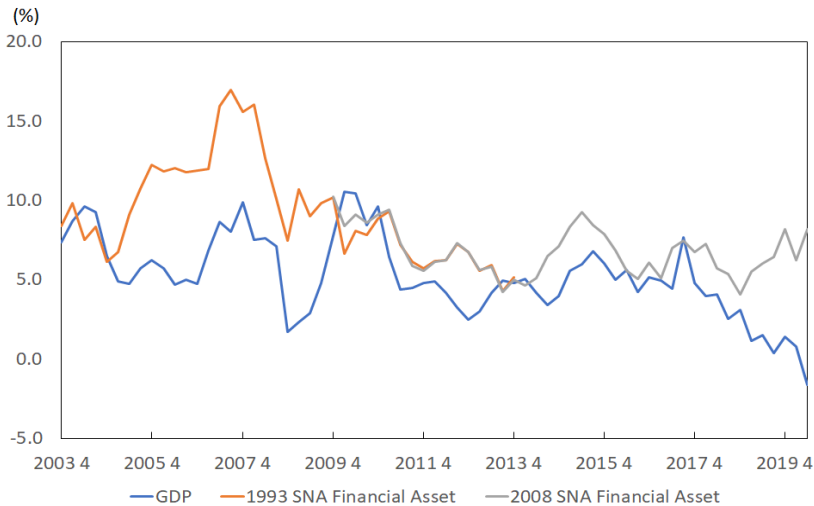
〈Figure 2〉는 총 금융자산과 명목 GDP의 전년동기대비 증가율을 나타낸다. 총 금융자산 증가율은 명목 GDP 증가율보다 다소 높은 수준에서 GDP 증가율과 대체로 동조적 움직임을 보였다. 다만 글로벌 금융위기 직전에는 금융자산 증가율이 생산 증가율에 비해 크게 확대 되었으며 최근에는 실물경기 침체에도 불구하고 금융자산 증가율은 상승 추세를 보이고 있다. 신용 팽창에 따른 거품 형성이 대체로 경기 과열을 동반한 후 위기로 이어지는 점을 감안할 때 최근의 실물경기 대비 신용 팽창 현상은 경기 과열을 동반하지는 않는다는 점에서 이전 위기와 차이점이 있다.

〈Figure 1〉 The Ratio of Total Financial Assets to GDP Based on Nominal Values



Source: The Bank of Korea ECOS.

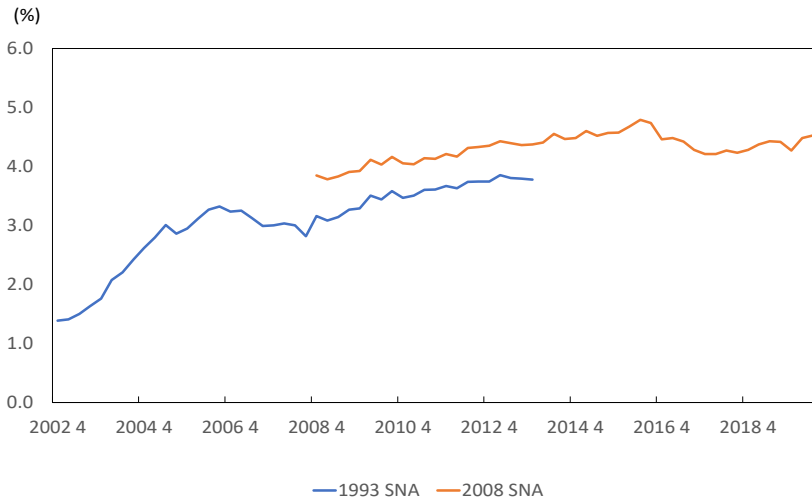
〈Figure 2〉 Per Annum Growth Rate of Total Financial Assets and GDP  
Based on Nominal Values



Source: The Bank of Korea ECOS.

다음으로 안전자산의 역할을 하는 금융자산으로 국채와 금융채, 그리고 현금 및 예금의 현황을 살펴보았다. 먼저 〈Figure 3〉에서 국채 현황을 보면 금융자산 중 국채가 차지하는 비중은 2000년대 초반 1%대에서 최근 4%대 중반으로 상승하였다. 2020년 2/4분기 현재 국채 발행 잔액은 889.6조 원이며 이중 단기 국채 잔액은 18조 원으로 단기 국채 비중은 미미한 수준에 그치고 있다. 2000년대 전반에 3%대로 올라선 국채 비중은 글로벌 금융위기 이후 꾸준히 높아지다가 최근에는 4%대 중반에서 정체된 모습을 보이고 있다. 그 규모가 외생적으로 결정되는 국채가 금융자산에서 차지하는 비중이 대체로 상승 추세를 보였다는 점에서 2000년대 이후 국채 공급은 증가해 온 것으로 볼 수 있다. 다만 안전자산 수요에 비해 충분했는지의 여부는 추가적인 분석이 필요할 것으로 생각된다.

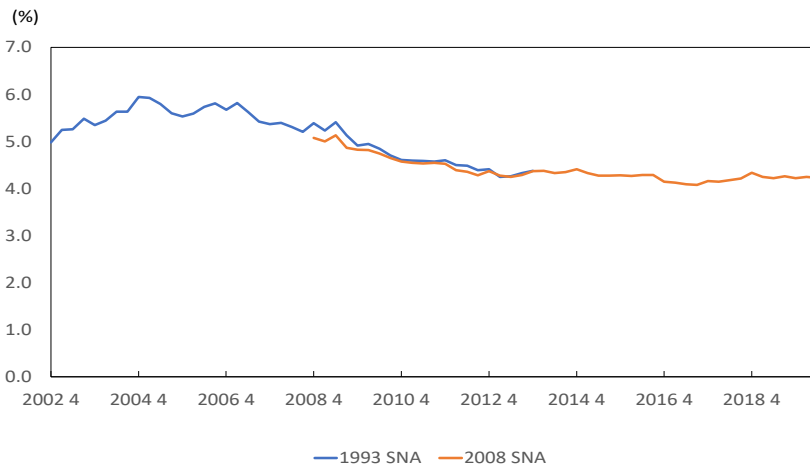
〈Figure 3〉 The Share of Government Bond in the Total Financial Assets



Source: The Bank of Korea ECOS.

금융자산 중 금융채가 차지하는 비중은 〈Figure 4〉에서 보면 2000년대 5~6% 수준이 었으나 글로벌 금융위기 이후 하락하여 최근에는 4%대 초반 수준에 머물고 있다. 2020년 2/4분기 현재 금융채 발행 잔액은 830조 원이며 이중 단기 금융채는 178.3조 원이다. 단 기 금융채의 대부분은 통화안정증권인 것으로 생각된다.

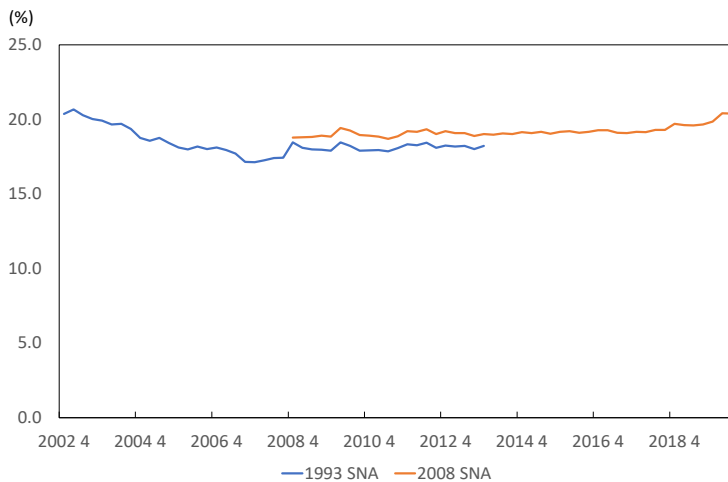
〈Figure 4〉 The Share of Financial Institution Bond in the Total Financial Assets



Source: The Bank of Korea ECOS.

금융자산 중 현금 및 예금이 차지하는 비중은 <Figure 5>에서 보면 2000년대 이후 20%를 밑돌다가 최근 상승하여 20.4%를 기록하고 있다. 2020년 2/4분기 현재 현금발행 잔액은 136.5조 원, 결제성 예금은 600.3조 원, 비결제성 예금은 3,270조 원이다.

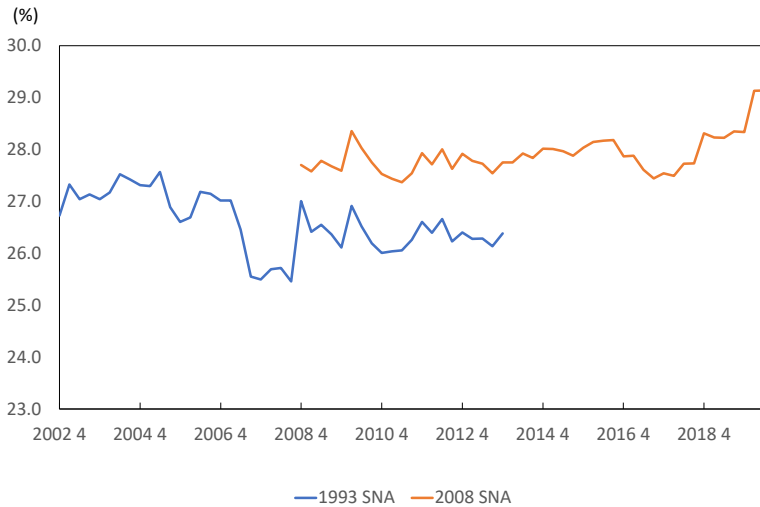
<Figure 5> The Share of Money and Deposit in the Total Financial Assets



Source: The Bank of Korea ECOS.

금융자산 중 현금 및 예금, 금융채 및 국채를 합한 안전자산이 차지하는 비중은 28% 내외에서 안정적인 움직임을 보이다가 최근 다소 상승하였다. <Figure 6>을 보면 Gorton(2012)이 미국 금융시장을 대상으로 한 분석에서 안전자산 비중이 금융자산에서 차지하는 비중이 오랜 기간 안정적인 모습을 보인 것과 같이 국내 금융시장에서도 금융자산에서 안전자산이 차지하는 비중은 상당히 안정적인 것으로 평가된다.

〈Figure 6〉 The Share of Safe Assets in the Total Financial Assets

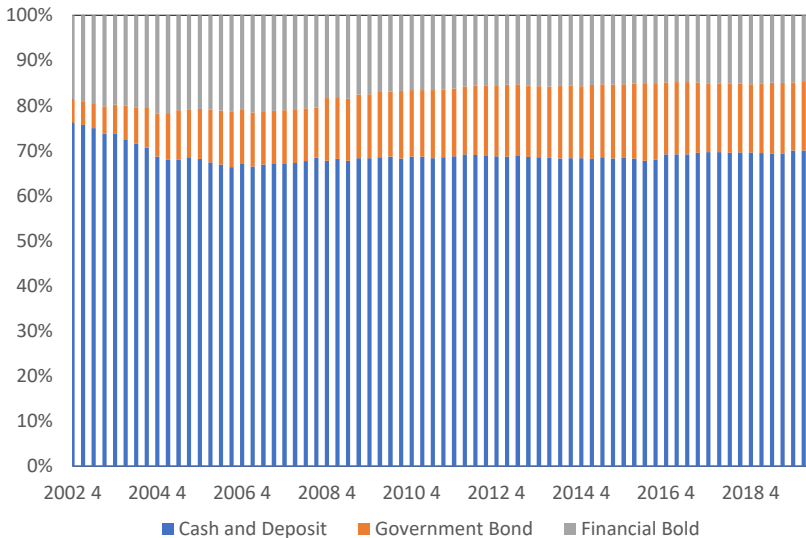


Source: The Bank of Korea ECOS.

또 〈Figure 7〉을 보면 Gorton(2012)의 분석 결과와 유사하게 안전자산의 구성에서 예금이 차지하는 비중은 2000년대 초반 75%에서 감소하여 2000년대 중반 이후 70% 내외를 유지하고 있다. 2000년대 안전자산의 5% 정도를 차지하던 국채는 15.5%로 그 비중이 커졌다. 같은 기간 금융채는 비중이 20% 내외에서 15% 내외로 비중이 감소하였다.

총 금융자산에서 안전자산이 차지하는 비중이 안정적인 움직임을 보이는 가운데 안전자산 중 국채 비중이 높아졌다는 것은 공공부문이 공급한 안전자산이 민간부문의 안전자산을 구축(crowding-out)한 것으로 해석할 수 있다.

〈Figure 7〉 The Shares of each Safe Asset among Total Safe Assets



Note: The shares after the forth quarter of 2008 is constructed using 2008 SNA data.  
Source: The Bank of Korea ECOS.

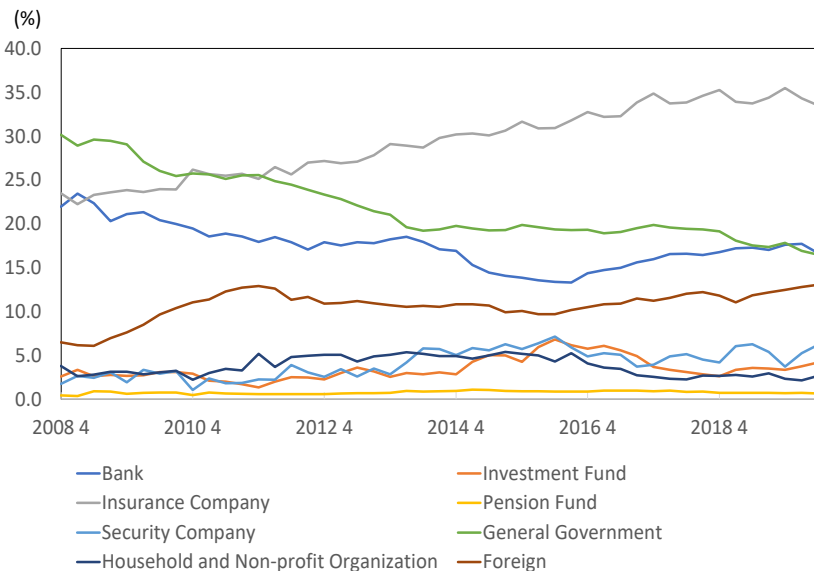
## 2. 안전자산의 경제주체별 보유 현황

안전자산 중 현금 및 예금은 기업과 가계가 65% 이상을 가지고 있다. 현금 및 예금의 경제주체별 비중은 가계 및 비영리단체 40%대 후반, 비금융법인 10%대 후반, 예금취급기관 15% 내외로 시간에 걸쳐 큰 변화를 보이지 않았다. 금융채의 경우 각 경제주체에게 보유하고 있는 비중을 보면 은행이 주요 수요 주체이며 2010년대 중반 증권기관, 투자펀드, 보험기관 등 여타 금융기관의 수요가 증가하였으나 최근에는 은행의 수요 비중이 다시 증가하는 추세를 보이는 등 특징적 현상을 찾기 어려웠다.

이에 따라 여기서는 최근 안전자산에서 그 비중이 높아지고 있는 국채가 각 경제주체에 의해 보유하고 있는 비중을 살펴본다. 각 경제주체별 국채 보유 비중 추이는 〈Figure 8〉과 같다. 2008년 글로벌 금융위기 직후에는 국채를 가장 많이 보유하고 있는 투자자로 공적 연기금을 포함한 일반정부가 30% 가까이를 보유하고 있었다. 뒤를 이어 보험기관과 은행이 각각 20%대 초반을 보유하고 있어 이들 세 개 기관이 국채의 70% 정도를 수요하였다. 그러나 이후 일반정부의 국채 보유 비중은 16%대로 크게 낮아졌고 은행도 이와 비슷한 수

준으로 소폭 낮아졌다. 반면 보험기관이 차지하는 비중은 35% 내외로 크게 높아져 국채의 가장 큰 수요 주체가 되었다. 한편 이들 세 개 기관이 보유하는 국채 비중은 65% 정도로 낮아졌는데 이는 증권기관 및 투자펀드의 국채 수요 증가에 따른 것으로 나타난다. 한편, 외국인의 국채 보유는 2008년 이후 가파르게 상승한 후 2012년 이후로는 대체로 10% 내외의 비중을 차지하고 있다.

〈Figure 8〉 The Shares of Government Bond Owned by each Financial Entities



Source: The Bank of Korea ECOS.

### 3. 국내 금융시장에서 안전자산 수급 현황 평가

국내 금융시장의 자산규모는 2000년대 이후 명목 GDP 대비 6배에서 10배로 빠른 성장을 지속해 왔다. 이 과정에서 현금 및 예금, 금융채, 국채로 구성된 안전자산이 전체 금융자산에서 차지하는 비중은 비교적 일정하게 유지되었다. 다만 안전자산에서 국채가 차지하는 비중은 크게 확대되었다. 금융시장에서 국채의 공급은 가격 변화에 따라 공급이 결정되는 민간부문 안전자산에 비해 국가 부채 증가에 기인하므로 외생적으로 결정된다고 볼 수 있다. 이와 같은 성격을 갖는 국채가 안전자산에서 차지하는 비중이 높아져 왔다는

것은 국내 금융시장에서 공공부문 안전자산의 공급이 증가해 왔음을 의미한다.

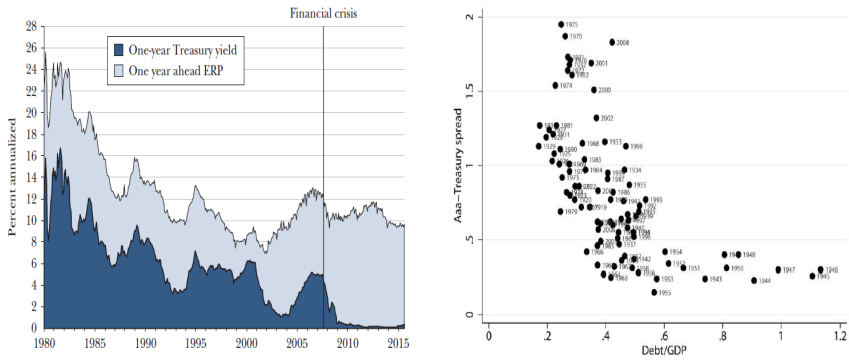
반면 국내 금융시장에서 국채 등 안전자산의 수요 변화를 가늠하는 것은 쉽지 않다. 앞서 살펴본 경제주체별 안전자산 보유 현황을 보면 현금 및 예금과 금융채에서는 수요의 추세적 변화에서 특징적 요소를 발견하기 어려웠다. 이에 따라 경제주체별 국채 보유 현황을 중심으로 수요 변화를 보면, 국채 보유 비중이 높은 수요 주체로서 보험기관의 국채 수요 증가와 공적 연금을 포함하는 일반정부의 수요 감소가 두드러진다. 반면 이들 보험기관과 일반정부의 지분증권 및 투자펀드 비중이 함께 증가한 점도 주목할 만하다. 보험기관이 수익성 추구하고 함께 안전자산 비중 증가를 통해 위험을 관리하는 모습을 보였다면 공적 연기금은 상대적으로 안전성에 대한 수요가 적었던 것으로 보인다. 하지만 이러한 분석만으로 증가한 공공부문 안전자산이 충분히 수요를 만족시킬 수 있는 수준이었는지 판단하기는 어렵다.

결국, 안전자산의 수급 상황은 Caballero, Farhi, Gourinchas(2017), Krishnamurthy, Vissing-Jorgensen(2012) 등과 같이 안전자산 가격이 위험자산 가격과 비교하여 어떠한 움직임을 보였는가를 근거로 판단할 수밖에 없다. Caballero, Farhi, Gourinchas(2017)는 〈Figure 9〉의 왼쪽 그림에서와 같이 글로벌 금융위기 이후 기대 주식위험 프리미엄(expected equity risk premium)과 국채 수익률 간 격차 확대를 근거로 금융시장에서 안전자산이 과거에 비해 부족해졌다고 보았다. Krishnamurthy, Vissing-Jorgensen(2012)은 〈Figure 9〉의 오른쪽 그림에서와 같이 국가 채무 규모, 즉 국채 발행 잔액과 회사채 Aaa 등급과 국채 간 수익률 차이, 즉 신용위험 프리미엄이 역의 관계에 있어 신용위험 프리미엄이 높다는 것은 국채라는 안전자산의 공급이 부족한 상황이라고 보았다.

국내 금융시장을 대상으로 해서도 이와 유사한 분석이 가능하다. 〈Figure 10〉은 국내 채권시장에서 국채 대비 신용등급 AA- 채권과 BBB- 채권의 수익률 격차로 구한 신용위험 프리미엄 추이를 나타낸다.

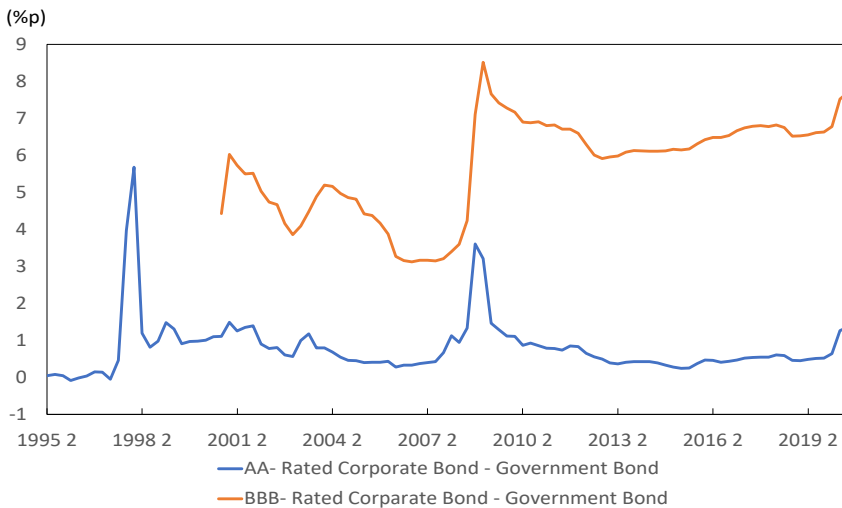


〈Figure 9〉 The Relationship between Risk Premium and Excess Supply of the Safe Assets



Source: Caballero, Farhi, Gourinchas(2017); Krishnamurthy, Vissing-Jorgensen(2012).

〈Figure 10〉 The Trend of Credit Risk Premium in the Korean Bond Market



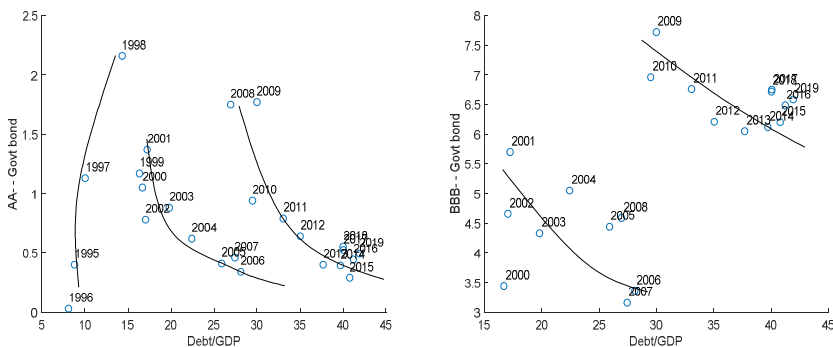
Source: The Bank of Korea ECOS.

먼저 신용등급 AA- 회사채로 구한 신용위험 프리미엄을 보면 1997년 외환위기 이전 0%p 내외로 국채 거래가 거의 없었던 채권시장에서 회사채가 사실상 안전자산으로 여겨졌던 모습을 볼 수 있다. AA- 회사채의 신용위험 프리미엄은 이후 1997년 외환위기나 2008년 글로벌 금융위기 시 급격히 상승하지만, 위기 기간을 제외한 시기에는 1%p 미만

으로 사실상 안전자산으로 여겨지는 모습이다. 이와는 달리 외환위기 이후 2000년대부터 집계된 BBB- 채권의 신용위험 프리미엄은 글로벌 금융위기 이전까지 4% 내외에서 움직이다가 글로벌 금융위기 시 상승한 후 다시 축소되지 못하고 7% 내외에 머물고 있다. 이는 국채가 되었던, 또는 AA- 회사채가 되었던, 안전자산의 상대가격이 위험자산에 비해 상승한 것으로 국내 금융시장에서도 안전자산에 대한 수요가 안전자산 공급에 비해 빠르게 증가하였을 가능성이 있음을 시사한다.

다음으로 <Figure 11>은 <Figure 10>에서 사용한 신용위험 프리미엄을 사용하여 Krishnamurthy, Vissing-Jorgensen(2012)에서와 같이 국채 수요곡선을 그려 보았다. 이와 같은 국내 금융시장에서의 신용위험 프리미엄과 GDP 대비 국채 발행 잔액의 산포도는 기간을 구분하지 않고 보면 Krishnamurthy, Vissing-Jorgensen(2012)에서와 같이 우하향하는 수요곡선을 도출하기 어렵다. 그러나 산포도를 외환위기 이전과 이후, 그리고 글로벌 금융위기 이전과 이후로 나누어 보면 시기별로 우하향하면서 오른쪽으로 이동하는 수요곡선의 가능성을 발견할 수 있다.

<Figure 11> The Relationship between Risk Premium and the Amount of the Government Bond



Source: Authors' own calculation based on the Bank of Korea ECOS.

먼저 외환위기 이전 자료의 입수가 가능한 AA- 신용위험 프리미엄과 국채 잔액간의 관계를 나타낸 <Figure 11>의 왼쪽 그림을 보면 국채 공급이 미미했던 외환위기 이전에는 국채의 수요곡선이 존재하지 않았음을 알 수 있다. 이후 글로벌 금융위기 이전까지 국채

발행이 증가하면서 신용위험 프리미엄이 낮아지는 모습을 볼 수 있다. 즉 국채 발행 증가로 안전자산의 위험자산에 대한 상대가격이 하락한 것이다. 이와 같은 관계는 글로벌 금융위기 이후 기간을 대상으로 하면 유사하게 나타난다. 다만 국채 공급이 더욱 증가하였음에도 불구하고 국채의 회사채에 대한 상대가격이 글로벌 금융위기 이전과 비슷한 수준을 보이는 것은, 즉 수요곡선이 우측으로 이동한 것은 가격 이외의 요인으로 인해 국채 수요가 증가하였을 가능성을 보여준다. 이는 BBB- 신용위험 프리미엄과 국채 잔액 간의 관계를 나타낸 〈Figure 11〉의 오른쪽 패널에서 더욱 뚜렷이 나타난다.

한편, 〈Figure 11〉에서 위험 프리미엄과 안전자산 규모 사이에 비선형 관계가 존재하는 것으로 보일 수 있다. 그러나 해당 그림에 그려진 선은 각 기간별로 국채 잔액과 신용위험 프리미엄 간에 역의 관계를 강조하기 위해 임의로 그어진 것으로, 비선형성이 실증적으로 입증된 것을 의미하는 것은 아니다. 또 비선형성을 확인하기에는 관측치가 충분하지 못한 점을 감안하여 다음 장에서는 Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen(2012)을 따라서 선형성 관계 분석에 초점을 두고 국채 수요곡선을 추정해 보고자 한다.

#### IV. 국채 수요함수의 추정

그 요인이 무엇이든 글로벌 금융시장에서 안전자산이 부족하다는 점에 동의하더라도, 안전자산 부족 규모를 직접적으로 추정할 수 있는 방법은 없다. 금융시장에서는 수급의 불균형이 가격 조정으로 즉각 해소되기 때문이다. 이에 따라 안전자산 부족 현상을 분석한 연구들은 위험 프리미엄의 상승을 안전자산 부족 현상의 징표로 본다. 글로벌 금융위기 이후 저금리 기조가 안전자산 가격 상승의 한 원인이라고 하더라도 위험 또는 안전성에 대한 선호에 큰 변화가 없다면 위험자산의 가격도 비슷한 수준으로 상승했을 것이다. 그러므로 최근의 위험 프리미엄 상승은 안전자산이 부족하다는 의미로 해석된다.

대표적으로 Krishnamurthy, Vissing-Jorgensen(2012)은 국채를 시간 선호에 따른 수익률 이외에 유동성과 안정성이라는 편의 수익을 갖는 편의자산으로 상정하고, 대표적 경제주체 모형에서 채무불이행 위험이 가격과 역의 관계를 갖지만 편의자산 규모는 가격

에 영향을 미치지 못하는 점에 착안하여, 유동성과 안전성을 포함하는 효용함수를 설정하고 안전자산 규모가 자산 가격의 결정 요인으로 작동하는 모형을 제시하였다. 그리고 이를 토대로 안전자산 규모를 설명변수로 포함하는 위험 프리미엄 결정요인 회귀분석 모형을 설정하고 실증적으로 국채 발행 규모의 감소가 안전자산의 상대적 가격 상승을 초래함을 보이고 안전자산의 편의 수익을 추정하였다.

본 절에서는 앞서 살펴본 대로 안전자산 중 현금 및 예금과 금융채에서 뚜렷한 수급의 변화가 관찰되지 않음에 따라 신용위험 프리미엄 결정요인의 추정을 통해 국채 수요함수를 추정하고 국채 수요의 증가 여부를 가늠해 본다. 추정식으로는 미국의 자료를 분석한 Krishnamurthy and Vissing-Jorgensen(2012)의 모형(이하, 'KV 모형'이라 함)을 인용하여 설정한 식 (1)을 추정하고자 한다.

$$RP_t = \beta_0 + \beta_1 RP_{t-1} + \beta_2 DBT\_R_t + \beta_3 VIX_t + \beta_4 SLP_t + \beta_5 GRTH_t + \beta_6 DM_t + \epsilon_t \quad (1)$$

종속변수는 신용위험 프리미엄( $RP$ )이며 설명변수는 피설명변수의 래그 변수, 국채비율( $DBT\_R$ ), 채권시장 변동성 지수( $VIX$ ), 수익률 곡선의 기울기( $SLP$ ), 그리고 국면전환을 나타내는 터미 변수( $DM$ )이다. 추정식을 <Figure 11>의 수요곡선으로 보면 국채비율( $DBT\_R$ )을 제외한 나머지 설명변수는 통제변수로 이해할 수 있다.

본 연구에서 사용한 모형은 KV 모형과 비교하여 다음과 같은 차이를 갖는다. KV 모형은 모형의 적합도를 높이기 위해 부채배율( $DBT\_R$ )의 로그값을 사용하였으나 여기서는 본래 값을 그대로 사용한다. KV 모형에서는 회사채의 채무불이행 위험을 나타내는 변수로 Moody's에서 연간 발표하는 EDF(Expected Default Frequency)를 사용하였다. 하지만 Moody's의 EDF 시계열이 충분하지 않은 기간에 대한 분석에서는 EDF가 옵션가격 이론에 기초하고 있음에 착안하여 S&P 주가지수의 변동성(volatility) 변수를 채무불이행 위험 지표로 활용하였다. 본 연구에서는 불확실성 변수로 신용위험 프리미엄에 사용된 신용등급 BBB+ 채권 수익률의 변동성을 채무불이행 위험 지표로 사용하였다. KV 모형은 오차항의 자기상관 문제를 오차항이 AR(1) 과정을 따른다고 보고 추정과정에 이를 반영하여 조정하였다. 본 연구에서는 오차항의 자기상관 문제를 해소하기 위해 피설명변수의 래그 변수를 도입하였다.

이외에 장기간을 대상으로 연간 자료를 활용한 KV 모형에서는 경기변동 요인을 감안하지 않았으나 본 연구에서는 분석 대상 기간이 길지 않고, 사용되는 자료가 분기 자료임을 감안하여 경기변동 변수로 전기대비 실질 GDP 성장률( $GRTH$ )을 통제 변수로 포함하였다. 한편, 최근 안전자산 수요 증가 요인으로 고려되고 있는 고령화나 생산성 저하의 경우 장기간에 걸친 추세적 현상으로서 본 연구의 모형에서는 적절히 고려되기 어려운 점을 감안하여 모형에 관련 변수를 포함하지 않았다. 다만 이와 같은 변화들은 분석대상 기간 중 글로벌 금융위기에 따른 구조적 단절을 반영하는 더미변수( $DM$ )에 어느 정도 반영될 것으로 생각된다.

모형의 추정을 위해 사용된 자료의 구축을 위한 본원자료는 한국은행 ECOS 시스템과 통계청 자료 데이터베이스인 KOSIS에서 입수하였다. 추정을 위한 자료는 국채발행 잔액과 신용등급 BBB- 3년 만기 회사채 수익률 자료의 입수가 2000년 4/4분기부터 가능함에 따라 그 이후부터 2021년 4/4분기까지의 분기자료를 사용하였다. 신용위험 프리미엄( $RP$ )은 신용등급 BBB- 3년 만기 회사채 수익률에서 3년 만기 국채 수익률을 차감한 값이다. 국채비율( $DBT\_R$ )은 국채발행 잔액을 분기 GDP에 4를 곱하여 구한 연간 GDP로 나눈 값으로 국채비율이 상승하면 <Figure 14>와 <Figure 16>에서 우하향하는 수요곡선에서 나타난 것과 같이 안전자산 공급의 증가로 신용위험 프리미엄이 하락할 것으로 예상된다. 채권시장 변동성 지수( $VIX$ )는 신용등급 BBB- 3년 만기 회사채 수익률( $CB_t^{bbb-}$ )의 변동성을 식 (2) 및 (3)로 구성된 GARCH(1,1) 모형으로 추정하였다.

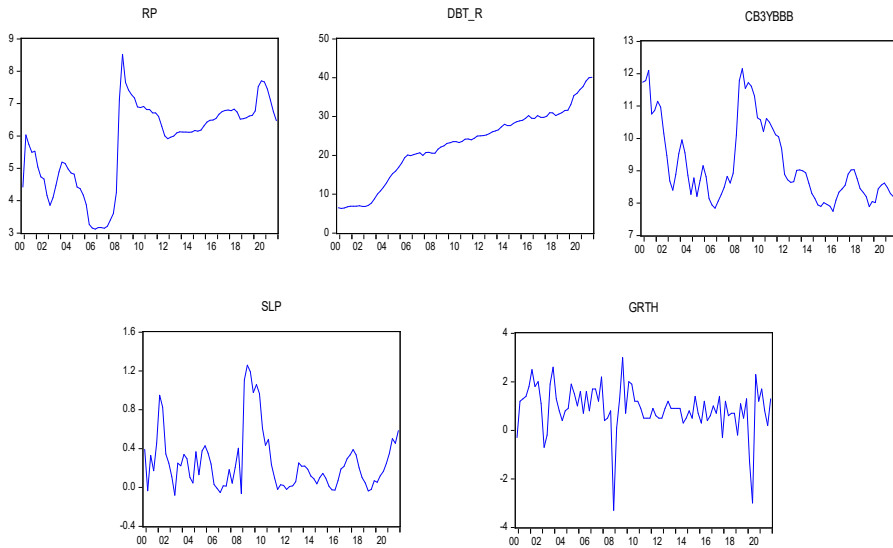
$$\Delta CB_t^{bbb-} = c + u_t, \quad u_t \sim (0, \sigma_t^2) \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = w + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3)$$

변동성이 확대되면 신용위험 프리미엄이 높아질 것으로 예상된다. 수익률 곡선의 기울기( $SLP$ )는 3년 만기 국고채 수익률에서 1년 만기 국고채 수익률을 차감한 값으로 수익률 곡선의 기울기가 가팔라진다는 것은 경기 호전 기대를 의미하므로 신용위험 프리미엄은 낮아질 것으로 예상된다. 더미변수( $DM$ ) 값은 CHOW 검정을 통해 글로벌 금융위기 전후로 국면전환이 발생한 것을 확인하였고 글로벌 금융위기 이전인 2008년 2/4분기까지는

0, 이후는 1로 설정하였다. 경제성장률은 계절조정 실질 GDP로 구한 전분기 대비 성장률을 사용하였다. 이자율 및 성장률을 백분율로 표시함에 따라 국채 비율도 백분율로 표시하였다. 추정에 사용된 변수 값은 〈Figure 12〉와 같다.

〈Figure 12〉 Data Used for the Model Estimation



Note: RP is the risk premium, DBT\_R is the debt to GDP ratio, CB3YBBB is the BBB- rated 3 year corporate bond yield, SLP is the slope of the yield curve computed using the 3 and 1 year government bonds, and the GRTH is the annualized GDP growth rate from quarter to quarter.

Source: Computed by the authors based on the Bank of Korea ECOS data.

추정에 사용된 모든 변수의 시계열 자료 값은 단위근 검정 결과 〈Table 1〉에 나타난 대로 유의수준 5% 또는 10%에서 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하였다. 단위근 검정에는 절편과 기울기를 포함하였다. 이에 따라 추정에는 〈Figure 10〉에 사용된 자료값을 그대로 사용하였다.

〈Table 1〉 Unit Root Test Results for the Data used in the Estimation

	$RP_t$	$DBT\_R_t$	$VIX_t$	$SLP_t$	$GRTH_t$
ADF t Statistic	-3.461	-3.235	-3.296	-3.230	-7.905
p-value	0.051	0.085	0.074	0.084	0.000

모형의 추정 결과는 <Table 2>와 같다. 전반적으로 추정 계수의 부호 방향은 이론적 예측과 일치하였으며 경기 상황을 반영하는 변수인 수익률 곡선 기울기( $SLP$ ) 계수를 제외하고는 계수 추정치의 통계적 유의성도 있는 것으로 나타났다.

<Table 2> The Estimation Results of the Government Bond Demand Curve

	$C$	$RP_{t-1}$	$DBT\_R_t$	$VIX_t$	$SLP_t$	$DM_t$	$GRT_H$
Coefficient Value	0.557	0.878	-0.016	1.221	-0.055	0.800	-0.169
p-value	0.246	0.000	-0.062	0.026	0.759	0.000	0.001

Note:  $R^2$ : 0.93

먼저 통제 변수들의 분석 결과를 보면 채무불이행 가능성이 신용위험 스프레드에 미치는 영향을 보기 위한 변수인 변동성( $VIX$ )의 경우 변동성 확대가 신용위험 스프레드를 통계적으로 유의하게 확대시키는 것으로 나타났다. 경기 상황의 예측 변수인 수익률 곡선 기울기( $SLP$ )는 신용위험 스프레드에 미치는 영향이 통계적으로 유의성이 없게 나타난 반면 현재의 경기 상황을 나타내는 전기대비 실질 GDP 성장률이 신용위험 스프레드를 축소시키는 효과는 통계적으로 유의하게 나타났다. 국가부채비율( $DBT\_R$ )은 유의수준 10%에서 통계적 유의성을 가지고 신용위험 프리미엄에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 Krishnamurthy, Vissing-Jorgensen(2012) 등에 따르면 한국 금융시장에서도 국채 공급의 증가는 안전자산 증가로 신용위험 프리미엄을 낮추는 효과를 가졌음을 의미한다. 한편 더미변수( $DM$ )의 계수는 통계적으로 매우 높은 유의성을 보이면서 양의 값을 가졌다. 이는 결국 글로벌 금융위기 이후 변동성 지수( $VIX$ )가 매우 낮은 수준을 유지하고 국채의 공급도 증가하였음에도 신용위험 프리미엄이 글로벌 금융위기 이전보다 높은 수준을 유지한 데는 다른 이유, 즉 Ferreira, Shousha(2020)이 제시한 인구 고령화, 생산성 하락, 금융 규제 등으로 안전자산에 대한 수요가 증가하여 안전자산 수요곡선이 우측으로 이동하였을 가능성이 있음을 보여준다.

## V. 맺음말

금융 중개의 관점에서 보면 금융 부채의 증가는 다른 한편에서 금융 자산의 증가이고 이는 금융 중개의 활성화를 의미하기도 한다. 국가채무도 금융 중개 측면에서 볼 때 금융시장에서 국채라는 안전자산의 공급으로 나타난다. 이는 국채 규모의 적정성을 채무 부담의 측면이 아니라 금융시장에서 적정 안전자산 규모라는 측면에서도 평가해 볼 필요성이 있음을 의미한다. 2008년 이후 글로벌 금융위기 이후 주요국을 중심으로 안전자산에 대한 논의가 활발히 진행되어온 것과 달리 국내에서는 이에 대한 논의가 매우 부족한 실정이다. 이런 배경에서 본 연구는 우리나라의 금융시장에서 공공 및 민간부문의 안전자산 공급과 수요 현황을 검토해 보고 국채를 중심으로 공공부문 안전자산의 수요함수 추정을 통해 안전자산 수요의 변화 여부를 가늠해 보았다.

국내 자료를 이용하여 분석한 안전자산 현황 검토 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 2000년대 이후 국내 금융자산에서 현금 및 예금, 금융채 및 국채 등의 안전자산 비중은 대체로 안정적 수준을 유지해 온 가운데, 안전자산에서 차지하는 국채의 비중은 꾸준히 높아져 왔다. 둘째, 국채 보유의 경제주체별 비중으로 보면 국채 보유 비중이 높은 수요주체로서 보험기관의 국채 수요 증가와 공적 연금을 포함하는 일반정부의 수요 감소가 두드러진다. 반면 이들 보험기관과 일반정부의 지분증권 및 투자펀드 비중이 함께 증가한 점도 주목할 만하다. 보험기관이 수익성 추구하고 함께 안전자산 비중 증가를 통해 위험을 관리하는 모습을 보였다면 공적 연기금은 상대적으로 안전성에 대한 수요가 적었던 것으로 보인다. 셋째, 국내 안전자산의 수요 측면을 함께 고려하기 BBB- 채권의 신용위험 프리미엄을 이용하여 안전자산 및 위험자산 간의 상대적 가격을 비교해 본 결과, 안전자산의 상대가격이 위험자산에 비해 상승한 것으로 해외 주요국에서와 같이 국내 금융시장에서도 안전자산에 대한 수요가 안전자산 공급에 비해 빠르게 증가하였을 가능성을 시사하였다. 넷째, 국내 금융시장에서의 신용위험 프리미엄과 GDP 대비 국채 발행 잔액의 산포도를 외환위기 이전과 이후, 그리고 글로벌 금융위기 이전과 이후로 나누어 보면 시기별로 우하향하면서 오른쪽으로 이동하는 국채의 수요곡선을 발견할 수 있다. 즉, 국채 발행 증가로 안전자산의 위험자산에 대한 상대가격이 하락한 것이다. 다만 국채 공급이 더욱 증가하였



음에도 불구하고 국채의 회사채에 대한 상대가격이 글로벌 금융위기 이전과 비슷한 수준을 보이는 것은, 즉 수요곡선이 우측으로 이동한 것은 가격 이외의 요인으로 인해 국채 수요가 증가하였을 가능성을 보여준다.

이와 같은 현황분석을 토대로 안전자산 중 그 비중이 현저히 높아진 국채에 대해 신용등급 BBB- 회사채의 신용위험 프리미엄을 종속변수로 하는 수요함수의 추정을 시도하였다. 추정 결과 2000년대 이후 국채 공급의 증가는 우리나라 금융시장에서도 신용위험 프리미엄을 낮추는 역할을 하였을 가능성을 확인하였다. 즉 공공부문 안전자산의 공급이 안전자산 수요를 어느 정도 충족시켜주는 역할을 수행한 것으로 보인다. 그러나 글로벌 금융위기 이후 우리나라 금융시장에서 신용위험 프리미엄은 크게 확대되었는데 이는 수요함수 추정 결과에 따르면 공공부문 안전자산 즉, 국채 공급 증가와 채권시장의 변동성 감소로 신용위험 프리미엄이 축소되어야 했음에도 불구하고 발생한 현상으로서 안전자산 수요를 증가시키는 다른 요인이 있었음을 의미한다. 이는 향후 Ferreira, Shousha(2020)이 제시한 인구 고령화, 생산성 하락, 금융 규제 등이 우리나라 금융시장에서 안전자산 수요에 미친 영향을 실증적으로 분석할 필요성이 있음을 시사한다.

안전자산 부족은 의사(quasi) 안전자산의 공급을 촉발하여 신용팽창과 금융위기를 초래할 가능성을 배제할 수 없다. 이를 방지하기 위해서는 안전자산 수요 증가를 충족시키기 위해 공공부문의 안전자산 공급을 원활한 금융 중개 기능의 관점에서 고려할 필요가 있을 것이다. 한국 경제에서 국채 규모가 급속하게 확대되는 현상에 대해서는 재정 건전성의 관점에서 적절한 조절이 필요하겠으나 경제 구조적 요인으로 안전자산에 대한 수요가 증가하고 있는 점을 감안할 때 코로나 19 위기 등으로 확대된 국채 발행을 금융시장 안정의 관점에서 어떻게 관리해 나가야 할 것인지에 대해 고민해 볼 필요가 있다고 생각된다.

## 참고문헌

- Barro, R., J. Fernandez-Villaverde, O. Levintal and A. Mollerus (2020). "Safe Assets", PIER Working Paper Archive 17-008, Penn Institute for Economic Research, Department of Economics, University of Pennsylvania.
- Bernanke, B. (2005). "The global saving glut and the U.S. current account deficit", Technical report.
- Caballero, R., E. Farhi and P. Gourinchas (2017). "The Safe Assets Shortage Conundrum", *Journal of Economic Perspectives*, 31(3):29-46.
- Ferreira, T. and S. Shousha (2020). "Scarcity of Safe Assets and Global Neutral Interest Rates", International Finance Discussion Papers 1293, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Golec, P. and E. Perotti (2017). "Safe assets: a review", Working Paper Series 2035, European Central Bank.
- Gorton, G. (2017). "The History and Economics of Safe Assets", *Annual Review of Economics*, 9(1): 547-586.
- Gorton, G., S. Lewellen and A. Metrick (2012). "The Safe-Asset Share", *American Economic Review*, 102(3):101-106.
- Gorton, G. and G. Ordonez (2014). "Collateral Crises", *American Economic Review*, 104(2):343-378.
- \_\_\_\_\_ (2016). "Good Booms, Bad Booms", NBER Working Papers 22008, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Habib, M., L. Stracca and F. Venditti (2020). "The fundamentals of safe assets", *Journal of International Money and Finance*, 102(C).
- IMF (2012). "The Quest for Lasting Stability", World economic and financial surveys, International Monetary Fund.

- Krishnamurthy, A. and A. Vissing-Jorgensen (2012). “The Aggregate Demand for Treasury Debt”, *Journal of Political Economy*, 120(2):233-267.
- Moreira, A. and A. Savov (2017). “The Macroeconomics of Shadow Banking”, *Journal of Finance*, 72(6):2381-2432.
- Jorda, O., M. Schularick and A. Taylor (2011). Financial Crises, “Credit Booms, and External Imbalances: 140 Years of Lessons”, *IMF Economic Review*, 59(2):340-378.
- Valencia, F. and L. Laeven (2012). “Systemic Banking Crises Database; An Update”, IMF Working Papers 12/163, International Monetary Fund.
- Wilson, D. et al. (2012). “Are There Fewer ‘Safe’ Assets Than Before?”, *Global economics weekly*, Goldman Sachs.

## Abstract

This study investigates the demand and supply of safe assets in the Korean financial market with the flow of fund table and tries to estimate the government bond demand function. The estimation results show that increases in the government bond supply have reduced the credit risk premium since the 2000s. However, the credit risk premium in the Korean financial market has remarkably increased since the global financial crisis despite an increase in the government bond supply and a decrease in the bond market volatility, which are supposed to reduce the credit risk premium. It suggests that other factors - such as population aging and lowered productivity - seemed to shift safe asset demand.

※ **Key words:** Flow of Funds, Safe Asset, Government Debt, Credit Risk Premium

# Vine Copula 모형에 기반한 손해보험사의 손해액 통합리스크 측정\*

## Measuring Aggregated Risk of Losses of Non-life Insurance Companies based on the Vine Copula Model

최 양 호\*\* · 안 다 은\*\*\* · 심 현 우\*\*\*\*

Yang Ho Choi · Daeun Ahn · Hyunoo Shim

보험사의 손해액에 대한 통합리스크는 개별 보험종목에서 발생하는 리스크와 보험종목 간 의존 구조를 고려하여 측정해야 한다. 기존 연구의 손해액 통합리스크 측정방법으로는 리스크양들에 각각의 리스크계수들을 곱하고 상관계수로 결합하는 요인 방식, 리스크 요인의 변동 시 발생하는 손실금액의 변화를 측정하는 충격 방식이 대표적으로 존재한다. 이에 반해 본 연구는 보험종목 간 의존성을 Vine Copula 함수로 모형화하는 방식을 통해 그러한 통합리스크를 분석한다. 한국 손해보험사들의 전체 월별 손해액을 네 개의 보험종목으로 구분하여 기초 자료를 구성한 후, 일변량 VaR(uVaR)들의 단순합산리스크 모형(SuVaR)과 Copula 다변량 VaR(mVaR)의 통합리스크 모형(AmVaR)의 위험량을 산출한다. 분석결과, 보험종목 간의 독립성을 가정하여 각 보험종목 손해액 분포에만 적합한 uVaR보다 그렇지 않은 mVaR값이 더 크며, Copula 모형이 의존 구조를 더 유연하게 반영하기 때문에 리스크들을 통합적으로 측정하는 데에 더 적합할 것으로 기대된다. 그리고 AmVaR가 가장 크고, 분산-공분산 VaR가 가장 작으며, SuVaR는 그 둘 사이의 크기를 갖는다. 낮은 신뢰수준에서 높은 신뢰수준으로 갈수록 방법론별 합산손해액 VaR 차이가 커진다.

**국문 색인어:** 통합리스크 측정, Vine Copula, 다변량 VaR, 손해보험, 합산손해액

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B051605, B051608, C030805

\* 본 연구는 삼일회계법인의 공식적인 의견과 다를 수 있음을 밝힙니다.

\*\* 한양대학교 보험계리학과 교수(ychoi@hanyang.ac.kr), 제1저자

\*\*\* 한양대학교 금융보험학과, 삼일회계법인(daeun.ahn@pwc.com), 공동저자

\*\*\*\* 한양대학교 보험계리학과 부교수(hyunooshim@hanyang.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2022. 8. 26, 논문 최종 수정일: 2022. 10. 25, 논문 게재 확정일: 2023. 2. 16

## I. 서론

최근 제도 및 규제 변화로 보험사의 리스크 간 의존성에 대한 관심이 고조되고 있다. 예를 들어, 지난 2020년 4월 금융감독원은 보험업감독규정을 개정하여 보험상품에 내재된 금리변동 관련 시장위험을 보험위험과 함께 재보험사에 전가할 수 있는 공동재보험 제도를 도입하였다(금융감독원 2020). 이러한 제도의 시행은 재보험사에 이전할 수 있는 리스크의 종류가 다양화되어 보험사의 자본관리 수단이 확대된다는 데에 의의가 있고, 보험사가 통합적으로 위험을 관리하게 하는 유인이 늘어난다는 점을 시사한다. 좀 더 일반적으로 보면 2023년부터 시행되는 회계기준 제 1117호 ‘보험계약’과 ‘신지급여력제도’(이하, ‘K-ICS’라 함)는 보험회사가 부채를 시가로 평가하도록 요구하는데, 이에 따라 보험회사가 부채인 보험계약 가치를 측정할 때 다양한 리스크 요인을 반영해야 한다. 이처럼 보험 산업을 둘러싼 환경의 변화로 리스크의 계량화 방법, 통합적 리스크 측정 방법론에 대한 다양한 논의가 이루어지고 있는데, 본 논문에서는 코플라(Copula) 기반 다변량 VaR 모형을 이용한 보험리스크 측정 방법론에 대해 논의하고자 한다.

여러 종류의 리스크를 결합하기에 앞서, 우선 손실액에 대해 확률분포함수를 적합할 필요가 있다. 각 보험종목별 손해액에 대해서는 개별적인 일변량 분포로 모형화할 수 있다. 여러 분포 중에서 특히 normal, lognormal, Weibull(박수남·김영재 2014), logistic, gamma(김명준·김영화 2009) 및 normal inverse Gaussian(김태우·송성주 2011) 분포 등이 금융 자료나 개별적인 특정 보험종목의 손해액에 대한 확률분포함수로써 적합한 것으로 알려져 있다.

다양한 보험종목을 보유하는 보험회사의 총손해액은 여러 리스크를 포함한다. 통합리스크관리(Integrated risk management) 관점에서는 여러 종류의 보험종목에서 발생하는 손해액의 위험을 통합적으로 측정하는데, 이 때 보험종목 간의 의존 구조를 적절히 반영해야 한다. 그 중 기본적인 전통적인 위험관리 방법론으로써 개별 정규분포의 선형적 의존관계 및 다변량 정규분포를 가정하여 위험을 결합하는 방법이 있다. 예를 들어, 조용운·조재린(2012)은 공분산을 이용하여 자동차보험의 세 가지 담보의 위험을 통합하였다. 김용덕·이근철(2004)은 손해보험의 시장리스크에 영향을 미치는 개별변수들의 Value-at-Risk(이하,

‘VaR’이라 함)를 분산-공분산 방식(Variance-covariance method)으로 결합하여 시장리스크를 측정하였다. 한국의 경우 규정 중심(Rule-based)인 기존의 지급여력제도(Risk Based Capital; 이하, ‘RBC’라 함)나 새로운 K-ICS의 표준모형하에서는 개별위험에 상관계수를 곱하여 위험액을 산출하는 방식이 적용된다(금융감독원 2021). 한편 Embrechts et al.(1999)은 특정 주식수익률들의 포트폴리오와 같이 다변량 확률변수의 분포가 정규분포 또는 타원분포(Elliptical distribution)를 따르며 포트폴리오가 개별위험의 선형적인 집합으로 표현할 수 있는 경우에는 VaR 위험관리가 분산을 통한 위험관리와 동일하다고 보았으며, 그 경우에는 개별위험의 분산과 가중치 및 상관계수 행렬이 모든 의존성 구조를 설명할 수 있음을 보여주었다. 그러나 그 이외의 경우에는 상관계수 행렬만으로 의존성을 모두 설명하는 것에는 주의를 기울여야 한다고 하였다.

다른 리스크통합 방법으로는 시나리오 기반 접근법(Scenario-based approach)이 있는데, 이는 특정 시나리오를 작성한 후 시뮬레이션 계산을 수행하고 그 결과를 종합하여 리스크를 측정하는 방식이다(이명환 2011). 예를 들어, 조재훈(2020), 장성원 외(2021)는 확률적 이자율과 사망률 시나리오에 기반을 두어 장수리스크를 측정하였고, 오창수·문성철(2012)은 담보별로 시나리오 기반 위험을 측정한 뒤 상관계수 행렬을 적용하여 위험을 통합하였다. 그러나 위험변수의 장기적 시나리오가 리스크 측정에 중요한 생명보험과 달리 손해액의 단기적 변동성이 리스크 측정에 중요한 손해보험에 대해서는 시나리오보다는 확률적 분포가 더 중요할 수 있다.

Copula 모형은 금융과 보험 분야에서 위험자산/리스크 요인 간의 일반적 상관성을 고려하여 확률분포를 모형화하는 기법 중 하나이다. 금융 분야에서 김명직·신성환(2003)은 국고채 수익률과 회사채 수익률을 이변량 t코플라로 모형화하는 시도를 하였고, 최가현(2004)은 신용위험에 노출된 자산 간의 결합 부도위험을 이변량 코플라로 모형화하였다. 생명보험 분야에서 이삭 외(2013)와 고방원 외(2014)는 두 사람의 사망위험이 결합된 연생보험을 코플라 함수로 모형화하고 준비금을 산출하였으며, 김도영 외(2014)는 거기에 더하여 공통충격이 가해진 연생보험의 위험을 분석하였다. 반면, 손해보험 분야에서 최창희 외(2013)는 강수 횟수와 강수량, 두 확률변수의 상관성을 코플라를 이용하여 모형화하고 강수보험의 가격을 결정하였으며, 김명석(2018)은 자연재해로 인한 총 피해액의 위험

을 측정하기 위하여 코플라를 사용하였다. 한편 재보험 부문에서 박상균·송성주(2019)는 코플라 함수를 이용하여 의존성을 반영한 손해보험의 재보험료를 산출하였다.

보험부채 포트폴리오에 따라 보험리스크의 보험종목 간 의존성 구조가 다양할 수 있음에도 불구하고 상기 연구들에서는 다소 제한적인 함수형태의 코플라를 전체 의존구조를 설명하는 데에 사용하였다는 점에서 연구의 한계가 존재한다. 예를 들어, 타원형 코플라 함수(Elliptical Copula)군에 속하는 가우시안 코플라(Gaussian Copula)나 t-코플라는 꼬리부분의 의존성을 설명할 수 없으며, 아르키메디안 코플라는 한 두 개의 모수만으로 그 의존성을 다룬다. 그래서 최기흥·윤성민(2019)과 김진영 외(2016)는 그 두 유형 이외의 다양한 코플라 함수를 테스트해 보기도 하였다. 이렇게 전통적으로 다루어져왔던 타원형 코플라나 아르키메디안 코플라(Archimedean Copula) 대신, Vine Copula는 의존 구조를 좀 더 유연하고 폭넓게 반영할 수 있기 때문에(Kurowicka and Joe 2010), 그런 관점에서 본 연구에서는 다변량 정규분포나 타원분포와 같은 제한된 구조 가정을 적용하지 않는 모형 중 하나인 Vine Copula를 이용하여 확률변수 사이의 의존성을 모형화하고자 한다.

지급여력을 산출하기 위해서는, 보험종목별 손실분포 간의 의존성을 반영한 Vine Copula 다변량 손해액 모형을 세운 후 그 손해액을 총보험리스크로 통합하여 나타낼 수 있는 리스크측도가 필요하다. Nappo and Spizzichino(2009), Embrechts and Puccetti(2006) 및 Cousin and Bernardino(2013)는 다변량에 대한 리스크측도 중 하나인 다변량 VaR를 정의하였다. 이론적으로 다변량 VaR는 일차원에서 0차원 경계점을 갖는 기존의 단변량 VaR의 정의를 d차원에서 (d-1)차원 경계를 갖는 다변량 값으로 확장한 개념으로 정의된다. 현실적으로는 그 경계 부근에서 VaR의 상한값과 하한값을 정의한 후, 시뮬레이션을 통해 그 경계층에 속한 표본들로부터 그 VaR값을 결정하게 된다. 본 연구에서는 한국 손해보험사 전체 손해액을 표본으로 하고, 이를 토대로 다변량 손해액 통합 모형을 구축한 후, 이 분포를 시뮬레이션한 표본을 이용하여 최종적으로 다변량 VaR값을 산출하고 분석하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 본 연구에 쓰인 분석모형인 Vine Copula 모형과 위험측도인 다변량 VaR를 정의하고, 제3장에서는 한국 손해보험사의 보험종목별, 월별 손해액 데이터를 이용하여 기술적 자료분석을 수행하며 보험종목별로 적



합한 모수분포를 구한다. 제4장에서는 Vine Copula 모형을 이용한 의존 구조를 평가하고, 시뮬레이션을 통해 다변량 VaR를 산출한 후 이를 단변량 VaR와 비교하여 분석한다. 마지막 제5장에서는 본 연구의 주요 내용을 요약하고 한계점 및 향후 연구방향을 제시한다.

## II. 손해액 통합리스크 측정 모형

본 연구에서는 손해보험사의 전체 보험 종목을 자동차보험, 일반보험, 장기보험, 개인연금, 이 4개의 종목으로 분류하고, 네 보험 종목 손해액의 위험에 대한 다변량 결합분포를 다루고자 한다. 다변량 결합분포는 Copula 함수를 이용하여 모형화할 수 있다(Cherubini et al. 2004). Copula 모형은 확률변수 간의 의존성을 결합분포함수로 반영하여 의존 구조를 개별 변수의 확률분포와 분리하여 분석할 수 있다는 장점이 있다. 그 중에서도 Vine Copula는 변수들 간의 의존성이 복잡한 경우에 순차적으로 그 의존성을 구조화하여 추적 가능하게 하는 특징이 있다.

### 1. Vine Copula

Copula는 1959년 Sklar(1959)가 Copula에 대한 정의 및 특성을 정리하면서 그 현대적 이론이 정립되었다(Schweizer 1991). Sklar 정리는 Copula가 결합분포함수인데 이 결합분포함수가 한계분포함수들과 함께 묶여지면 다른 Copula로 확장 가능하며, 그렇게 되도록 하는 유일한 하부 Copula로 표현 가능하다는 것이다(Jaworski et al. 2010). 결합분포함수인  $F(x, y) = C(F_1(x), F_2(y))$ 를 각 한계분포함수와 Copula 함수  $c$ 로 분리하여, 결국 Copula만이  $X$ 와  $Y$  사이의 결합(Association)을 설명하는 요소가 된다. 즉 Copula는  $F_i$ 로 표현되는( $i$ 는 각 차원) 각 한계분포의 양상을 결합 형태와 분리해낸다. 반대로, 분포함수를 통해 결합분포를 표현하는 일반적인 방식으로는 두 변수를 구분할 수 없다. 이러한 이유로 Copula는 의존함수(Dependence function)라고 불리기도 한다. 따라서 결합누적확률을 한계누적확률로 표현하는 확률적 표현을 Copula의 확률적 해석

이라고 부르기도 한다.

Joe(1996)는 Copula 중 하나인 Vine Copula를 처음으로 제안하였고, Bedford and Cooke(2002)은 이를 시각화하여 정리하였다. Vine Copula는 쌍 Copula 구조(Pair Copula Construction; 이하, 'PCC'라 함)로도 불리는데, 이는 변수 간의 복잡한 의존성을 유연하고 추적 가능하게 반영하기 위하여 임의의 벡터들을 조건부 랜덤 변수의 쌍으로 분해하여 결합 분포를 모델링하기 때문이다(Tagasovska et al. 2019). Vine Copula 모형의 모수추정 이론은 Aas et al.(2009) 등에 의해 개발되어 잘 알려져 있다. 기존의 다변량 Copula가 분포의 중심과 꼬리 부분 모두의 의존 구조를 반영해야 하는 금융 데이터에 적용하는 데에 한계가 있었던 반면, Vine Copula는 PCC 모델을 적용할 때 building block으로 사용할 수 있는 이변량 Copula에 제한이 없다. 따라서 다변량 분포와 Copula를 매우 광범위하게 구성할 수 있고 그런 의미에서 Vine Copula가 유연하다고 할 수 있다. 반면, 모형의 강건성이 부족할 수 있다는 단점이 있다.

Vine Copula에서 다변량 분포를 분해할 때는 다변량 밀도 함수를 조건부 밀도함수의 곱으로 재귀하여 분해(Recursive decomposition)한다. 쌍 Copula 분해(Pair Copula Decomposition; 이하, 'PCD'라 함)는 변수  $i, j, i_1, \dots, i_k$ 의 한계 밀도함수  $f_k$ 에 대한 결합밀도함수를 조건부 분포함수  $F(x_i|x_{i_1}, \dots, x_{i_k})$ 와  $F(x_j|x_{i_1}, \dots, x_{i_k})$ 에 대한 쌍 Copula 밀도함수  $c_{i,j|i_1,\dots,i_k}(\cdot, \cdot)$ 로 분해하는 것을 말한다. PCD는 덩굴나무(Vine tree) 연결구조라고 부르는 방향성 없는 꼭짓점들을 가진, 연결된 지분 나무(Nested trees)의 나열로 도식화할 수 있다. 덩굴나무는 두 가지로 나뉘는데, Drawable Vine tree(이하, 'D-Vine tree'라 함)는 모든 꼭짓점들이 1개나 2개의 연결선을 가지고, Canonical Vine tree(이하, 'C-Vine tree'라 함)는 특정한 꼭짓점 하나가 최대의 연결선을 가지는 구조이다. 본 연구에서는 Bedford와 Cooke이 제안한 D-Vine tree를 사용한다.

자동차보험, 일반보험, 장기보험, 개인연금의 각 종목( $i$ )의 손해액에 해당하는 확률변수의 관측값을  $x_i$ 라고 하고 각각에 대한 단변량 확률밀도함수가  $f_i(x_i)$ 라고 하자. 다변량 결합분포함수  $f(u_1, u_2, u_3, u_4)$ 는 다음 식 (1)과 같이 적을 수 있다.

$$f(x_1, x_2, x_3, x_4) = f_1(x_1)f_2(x_2)f_3(x_3)f_4(x_4)C(u_1, u_2, u_3, u_4). \quad (1)$$

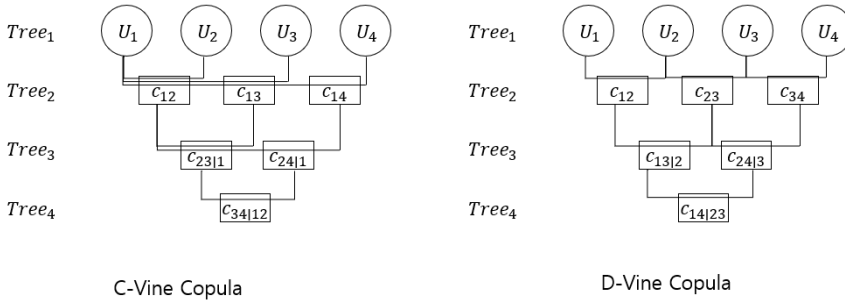
여기서  $u_i = F_i(x_i)$ 는 일변량 분포함수이며,  $C(u_1, u_2, u_3, u_4)$ 는 4차원 Copula 함수를 의미한다. 이 Copula 함수는 C-Vine 코풀라냐, D-Vine 코풀라냐에 따라 각각 다음 식 (2)와 식 (3)으로 구분된다.

$$\begin{aligned} C(u_1, u_2, u_3, u_4) &= c_{12}(u_1, u_2)c_{13}(u_1, u_3)c_{14}(u_1, u_4) \\ &\quad \times c_{23|1}(u_{2|1}, u_{3|1})c_{24|1}(u_{2|1}, u_{4|1}) \\ &\quad \times c_{34|12}(u_{3|12}, u_{4|12}), \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} C(u_1, u_2, u_3, u_4) &= C_{12}(u_1, u_2)C_{23}(u_2, u_3)C_{34}(u_3, u_4) \\ &\quad \times C_{13|2}(u_{1|2}, u_{3|2})C_{24|3}(u_{2|3}, u_{4|3}) \\ &\quad \times C_{14|23}(u_{1|23}, u_{4|23}). \end{aligned} \quad (3)$$

여기서  $u_{i|j} = F_{i|j}(x_i|x_j)$ 는 조건부 일변량 분포함수이다. Vine Copula는 타 다차원 Copula와 다르게 변수를 하나의 의존구조로 결합하는 것이 아니라, 두 변수의 의존 구조를 모델링한 후 순차적으로 결합하는 방식으로 변수 간의 의존성을 반영한다. 이 C-Vine Copula와 D-Vine Copula의 나무구조는 각각 <Figure 1>의 왼쪽 그림, 오른쪽 그림과 같다.

<Figure 1> Tree structure of C-Vine Copula (left) and D-Vine Copula (right)



D-Vine tree는 변수의 개수가  $T$ 일 때, 각각의 연결점( $T - 1$ 개)에서 최대 2개의 연결선을 갖는다. 2절에서는 다변량 VaR 위험측도를 이용하여 위험량을 측정하는 방법론을 설명한다.

## 2. 다변량 VaR

일변량 VaR는 특정 신뢰수준  $c$ 에 대하여 일정기간 동안의 최대 손실가능액(the worst loss)을 의미한다(Jorion 2006). 유의수준이  $\alpha (= 1 - c)$ 일 때 어떤 포트폴리오가 가질 수 있는 손실액의 VaR는 다음 식 (4)와 같이 정의된다(Byun and Song 2021).

$$P(\text{Loss of Portfolio} \leq VaR) = 1 - \alpha = c. \quad (4)$$

가치의 확률분포 관점에서 보면 다음과 같다. 해당 포트폴리오의 가치에 관한 확률분포 함수를 알고 있고 그 확률분포함수를  $f(w)$ 라고 하자. 신뢰수준  $c$ 에서 평가한 포트폴리오의 가장 낮은 가치  $-W^*$ 인 VaR는 다음 식 (5)를 만족한다. 즉 VaR는 가치 분포의 분위 수(Quantile)이다.

$$c = \int_{-W^*}^{\infty} f(w)dw. \quad (5)$$

일변량 VaR는 포트폴리오 가치의 위험을 한 숫자로 표현할 수 있으므로 직관적이라는 장점이 있다. 그러나 일반적 보험부채 포트폴리오는 여러 보험종목 또는 여러 위험을 포함하므로, 이러한 단일 종목 손해액의 VaR를 다수 종목 손해액에 대한 VaR로 일반화할 필요가 있다.

Nappo and Spizzichino(2009)와 Embrechts and Puccetti(2006)는 일반화된 VaR를 제시하였다. 결합확률밀도함수와 그 생존함수를 범위  $\mathbb{R}^d \rightarrow [0, 1]$ 에서 정의된  $G$ 와  $\overline{G}$ 로 각각 표시할 때, 이 방법은 다변량 하한(Lower-Orthant; 이하, 'LO'라 함)-VaR인  $\underline{VaR}_\alpha(G)$ 와 다변량 상한(Upper-Orthant; 이하, 'UO'라 함)-VaR인  $\overline{VaR}_\alpha(\overline{G})$ 를 각각 다음 식 (6), (7)로 정의한다.

$$\underline{VaR}_\alpha(G) = \partial\{x \in \mathbb{R}^d : G(x) \geq \alpha\}, \quad (6)$$

$$\overline{VaR}_\alpha(\overline{G}) = \partial\{x \in \mathbb{R}^d : \overline{G}(x) \geq 1 - \alpha\}. \quad (7)$$

이 때  $x \in \mathbb{R}^d$ 이고  $\partial A$ 는 집합  $A$ 의 경계를 의미한다. 위의 정의에 따라 계산된 다변량 VaR들은 하나의 값이 아니라 조건에 해당하는 집합의 경계값들이기 때문에, 2차원 이상의 경우 경계에서 무한개의 VaR값을 갖는다. 이는 해석상의 용이함과 직관성이라는 기존의 일변량 VaR의 장점을 반감시킨다.

그래서 Cousin and Bernardino(2013)는  $\mathbb{R}_+^d$  내의 한 점인  $x_+ = \max\{x, 0\}$ 들에 초점을 맞추고 집합  $\partial\{x \in \mathbb{R}^d : G(x) \geq \alpha\}$ 와  $\partial\{x \in \mathbb{R}^d : \bar{G}(x) \geq 1 - \alpha\}$ 를 만족하는  $x$ 의 조건부 평균값으로 하나의 다변량 VaR를 정의하는 방법을 제시하였다. 구체적으로 말해서 이 방법은 다음과 같다. 분포함수  $F$ 와 그 생존함수  $\bar{F}$ 를 가지는 임의의  $\mathbb{X} = (X_1, \dots, X_d)$ 에 대해 유의수준  $\alpha$ 에서  $\underline{L}(\alpha) := \{x \in \mathbb{R}_+^d : F(x) \geq \alpha\}$ 이고  $\bar{L}(\alpha) := \{x \in \mathbb{R}_+^d : \bar{F}(x) \leq 1 - \alpha\}$ 일 때, 이 방법은 LO-VaR와 UO-VaR를 각각 다음 식 (8), (9)로 정의한다.

$$\underline{VaR}_\alpha(\mathbb{X}) := E[\mathbb{X} | \mathbb{X} \in \partial \underline{L}(\alpha)] = \begin{pmatrix} E[X_1 | \mathbb{X} \in \partial \underline{L}(\alpha)] \\ \vdots \\ E[X_d | \mathbb{X} \in \partial \underline{L}(\alpha)] \end{pmatrix}, \quad (8)$$

$$\overline{VaR}_\alpha(\mathbb{X}) := E[\mathbb{X} | \mathbb{X} \in \partial \bar{L}(\alpha)] = \begin{pmatrix} E[X_1 | \mathbb{X} \in \partial \bar{L}(\alpha)] \\ \vdots \\ E[X_d | \mathbb{X} \in \partial \bar{L}(\alpha)] \end{pmatrix}. \quad (9)$$

만약 어떤 누적분포함수  $F$ 가 정규조건(regularity condition)<sup>1)</sup>을 만족하면  $\partial \underline{L}(\alpha) = \{x \in \mathbb{R}_+^d : F(x) = \alpha\}$ 는  $\alpha$  수준에서의  $F$ 의 집합이고  $\partial \bar{L}(\alpha) = \{x \in \mathbb{R}_+^d : \bar{F}(x) = 1 - \alpha\}$ 는  $(1 - \alpha)$  수준에서의  $\bar{F}$ 의 집합이 된다. 이 경우, 위의 다변량 VaR에 대한 정의식 (8), (9)를 각각 다음 식 (10), (11)과 같이 재정의할 수 있다.

$$\underline{VaR}_\alpha(\mathbb{X}) := E[\mathbb{X} | F_{\mathbb{X}}(\mathbb{X}) = \alpha] = \begin{pmatrix} E[X_1 | F(\mathbb{X}) = \alpha] \\ \vdots \\ E[X_d | F(\mathbb{X}) = \alpha] \end{pmatrix}, \quad (10)$$

1) 정규조건은  $F(x_1, \dots, x_d)$ 가  $\mathbb{R}_+^d / (0, \dots, 0)$ 에서 증가하는 함수이고  $i = 1, \dots, d$ 에 대하여  $E(X_i) < \infty$ 일 때를 의미한다(Cousin and Bernardino 2013).

$$\overline{VaR}_\alpha(\mathbb{X}) := E[\mathbb{X} | \overline{F}_X(\mathbb{X}) = 1 - \alpha] = \begin{pmatrix} E[X_1 | \overline{F}_X(\mathbb{X}) = 1 - \alpha] \\ \vdots \\ E[X_d | \overline{F}_X(\mathbb{X}) = 1 - \alpha] \end{pmatrix}. \quad (11)$$

특히 다변량 VaR를 실무적으로 산출하기 위해서는 다음 시뮬레이션 과정을 수행한다. Feller의 Limit procedure(Feller 1966)를 적용하고 조건부 확률의 추정치를 시뮬레이션하면, 식 (10), (11)이 각  $i$ 에 대하여 아래 식 (12), (13)이 된다(Cousin and Bernardino 2013).

$$E[X_i | F_X(\mathbb{X}) = \alpha] = \lim_{\epsilon \rightarrow \infty} E[X_i | \alpha < F_X(\mathbb{X}) \leq \alpha + 1/\epsilon], \quad (12)$$

$$E[X_i | \overline{F}_X(\mathbb{X}) = 1 - \alpha] = \lim_{\epsilon \rightarrow \infty} E[X_i | 1 - \alpha - 1/\epsilon \leq \overline{F}_X(\mathbb{X}) \leq 1 - \alpha]. \quad (13)$$

여기서  $\epsilon > 0$  조건을 만족하는 충분히 큰  $\epsilon$ 을 선택한 후, 사전에 선택한 다변량 분포모형으로부터 시뮬레이션한 샘플의 조건부 평균 Monte-Carlo 추정치가 시뮬레이션 다변량 VaR이다. 단,  $\epsilon$ 이 커질수록 해당 조건을 만족하는 시뮬레이션값이 적어지므로, 필요한 데이터의 부족으로 샘플 평균의 값은 불안정해질 수 있다. 다음 제III장에서는 자동차보험( $X_1$ ), 일반보험( $X_2$ ), 장기보험( $X_3$ ), 개인연금( $X_4$ )의 월별 손해액(확률변수  $X_i$ )에 대하여 앞에서 적합시킨 Vine Copula 모형으로부터 자료를 시뮬레이션하고, 시뮬레이션 샘플로부터 다변량 VaR를 추정한다.

### III. 자료 및 기술 분석

본 연구는 보험통계조회서비스(Insurance Statistics Consumer Service; INCos)가 제공하는(보험개발원 2022) 2010년 11월부터 2020년 11월까지 10년간 전체 손해보험사의 실제 월별 손해액 자료를 사용한다. 월별 손해액은 보험통계월보상 계약 및 손해상황표의 월별 발생손해액 데이터를 의미하는데, 해당 통계표는 손해보험회사가 한국 보험업감독업무시행세칙에서 정한 양식에 의해 금융감독원에 정기적으로 제출하는 업무보고서를 기준으로 한다. 이 때 월별 손해액의 결산자료는 하나의 통계연도 안에서 연초부터 누

적된 값으로 제공되기 때문에, 전월과 당월 누적값의 차이를 구하여 당월 손해액값을 산출한다. 그리고 보험통계조회서비스에서는 손해액의 표기단위가 천 원인데, 본 논문에서는 독자의 용이한 이해를 위하여 백만 원(106KRW) 또는 십억 원(109KRW) 단위로 손해액을 나타낸다.

기간이 10년인 장기 데이터이므로, 월별 손해액 데이터에서 물가 변동의 영향을 제거한다. 통계청의 소비자물가지수(Consumer Price Index; 이하, 'CPI'라 함)를 사용하여 2015년의 CPI를 기준으로 각 연도의 물가수준을 반영해서 월별 손해액을 조정한다. 예를 들어, 통계표 상 전국의 2015년 소비자물가지수를 100이라고 할 때, 2020년 11월의 CPI는 105.45이다. 2020년 11월의 가중치를 1로 설정하면, 2015년의 가중치를 약 1.0545로 하여 2015년 월별 손해액에 곱해줌으로써 물가 수준의 차이를 제거한다.

보험통계조회서비스는 전체 손해보험사에 대해 그 월별 손해액 데이터를 화재, 해상, 자동차, 보증, 기술, 책임, 상해, 종합, 기타특종, 권원, 해외원보험, 장기, 개인연금, 퇴직보험, 부수사업, 자산연계형으로 분류하여 제공한다. 이 중 비중이 미미한 부수사업은 제외한다. 또한 퇴직연금은 김해식 외(2020)가 타 보험 종목과 별도인 항목으로 간주하였고 퇴직보험 및 자산연계형은 전체 기간으로 보았을 때 자료가 불완전하므로, 해당 종목들은 자료에서 제외한다. 본 연구는 나머지 보험 종목을 자동차보험, 일반보험, 장기보험, 개인연금, 이 4개의 종목으로 분류하는데, 이 분류는 보험연구원의 손해보험 분류 기준(김해식 외 2020)을 따른다. 여기서 일반보험은 세부적으로 화재, 해상, 보증, 기술, 책임, 상해, 종합, 기타특종, 권원, 해외원보험으로 구성된다.

본 장에서는 먼저 기술적 자료분석을 수행한다. 박상균·송성주(2019)는 한국의 두 손해보험사의 화재보험, 해상보험, 자동차보험, 책임보험의 월별 손해액에 로그를 취하여 기술적 자료분석을 수행하였으며, 본 장에서도 손해액에 로그를 취하여 분석한다. 일반적으로 금융 자료는 대개 양의 왜도를 가지며, 손해액에 로그를 취하는 것은 데이터의 정규성을 높인다.

〈Table 1〉은 보험종목별 로그손해액(이하, '손해액'이라 함)에 대한 기초통계량을 나타낸다. 자동차보험과 장기보험, 개인연금의 경우, 손해액의 표준편차가 매우 작은 것으로 보아 월별로 손해액이 비교적 일정하며 손해가 가지는 범위가 평균을 크게 벗어나지 않음을 알 수 있다. 반면, 화재, 해상, 책임, 권원 등 여러 종목을 포함하는 일반보험의 경우, 손

해액의 변동계수(Coefficient of variation)가 네 종목 중 가장 커서 변동성이 가장 크다는 것을 알 수 있다.

〈Table 1〉 Descriptive statistics of monthly log-losses from four lines of businesses  
(unit:  $\log(10^6 \text{KRW})$  for min, median, max, mean, and SD)

Line of business	Min	Median	Max	Mean	SD <sup>1)</sup>	CV <sup>2)</sup>	Skewness	Excess kurtosis
Cars	6.614	6.941	7.300	6.957	0.131	0.019	0.152	-0.448
General	4.991	6.087	7.029	6.092	0.322	0.053	0.000	1.107
Long Term	7.663	8.143	8.282	8.099	0.137	0.017	-1.462	1.645
Annuity	5.522	5.925	6.217	5.902	0.122	0.021	-0.377	0.483

Notes: 1) Standard deviation.

2) Coefficient of variation.

왜도(Skewness)는 분포의 비대칭도를 나타내는 지표로써, 그 값이 음수일 경우 왼쪽으로 두터운 꼬리를 가져서 데이터의 중심이 오른쪽으로 치우치고 양수일 경우 오른쪽으로 두터운 꼬리를 가져서 데이터의 중심이 왼쪽으로 치우쳐 분포하는 것을 의미한다. 〈Table 1〉에서 보험 종목별 왜도를 중심으로 손해액의 분포를 살펴보면, 자동차보험의 경우 오른쪽 꼬리가 두터운 형태, 일반보험의 경우 좌우 대칭, 장기보험과 개인연금의 경우 왼쪽으로 꼬리가 두터운 형태를 보인다. 다시 말해, 로그노말분포와 비교하였을 때 자동차보험의 경우 왜도가 더 크며, 일반보험의 경우 왜도가 거의 같고, 장기보험과 개인연금의 경우 왜도가 더 작다.

첨도(Kurtosis)는 분포의 집중도를 나타내는 지표로써, 그 값이 3에 가까우면 정규분포에 가깝고, 3보다 크면 정규분포보다 중앙이 뾰족하고 꼬리가 얇은 분포이며, 3보다 작으면 정규분포보다 중앙이 납작하고 꼬리가 완만한 분포를 나타낸다. 〈Table 1〉의 초과첨도(Excess kurtosis)를 살펴보면, 자동차보험과 개인연금의 경우 로그손해액의 중앙집중도가 정규분포와 크게 차이나지 않는 반면 일반보험과 장기보험의 경우 중앙집중도가 높은 편임을 알 수 있다.

한편, 본 연구는 통합리스크에 초점이 맞추어져 있으므로 보험종목 간 의존성 구조에 대해 살펴볼 필요가 있다. 여러 보험 종목들 손해액 사이의 기술적 상관관계는 켄달의



tau(Kendall's tau)값과 카이플롯(Chi-plot)을 통해 분석할 수 있다. 이 둘은 보험 분야에 서 다차원 자료의 일치성에 대한 측도를 나타내기 위해 종종 사용된다(Cherubini 2004). <Table 2>는 보험 종목들 사이의 켄달의 tau값을 나타낸다. 개인연금을 제외한 종목들, 즉 자동차보험, 일반보험, 장기보험은 서로 양(+)의 상관관계를 가지는 반면, 개인연금과 타 보험 종목과는 음(-)의 상관관계를 가지는 것을 볼 수 있다. 개인연금은 노후생활을 위해 일정 기간 연금액을 지급하기 위해 준비하는 저축성 또는 장수위험 성격을 가지기 때문에, 다른 보험종목과 상관성이 떨어지거나(일반보험) 반대되는(자동차보험, 장기보험) 경향을 가지는 것으로 해석할 수 있다.

<Table 2> Kendall's tau coefficients between four insurance lines' monthly log-losses and their p-values (in parenthesis)

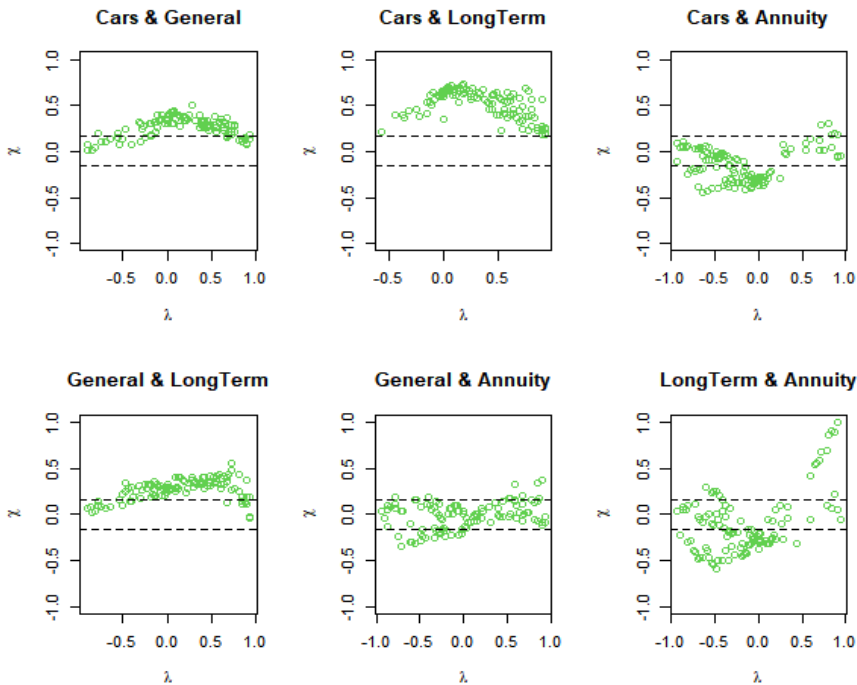
Line of business	Cars	General	LongTerm	Annuity
Cars	1	0.3408 (<0.0001)	0.6325 (<0.0001)	-0.1928 (0.0017)
General	-	1	0.3430 (<0.0001)	-0.0212 (0.7301)
LongTerm	-	-	1	-0.1603 (0.0091)
Annuity	-	-	-	1

켄달의 tau 값이 보험 종목 간의 상관성을 단일한 수치값으로 나타내는 반면, 카이플롯은 그것을 시각적으로 나타낸다. <Figure 2>는 네 가지 보험 종목 간의 카이플롯을 보여준다. 카이플롯의 가로축인  $\lambda$ 는 2차원 분포의 중위수로부터 각 관측값까지의 거리를 나타내며,  $\lambda$ 가 양수값을 갖는 범위는 중위수보다 큰 값들의 구간이고 음수값 범위는 중위수보다 작은 값의 구간이다(Fisher and Switzer 1985). 세로축인  $\chi$ 는 가로축의 데이터 지점에서 의 두 변수 간 의존성을 나타낸다. 두 변수가 양의 상관성이 있을 때는 양의 값을, 음의 상관성이 있을 때는 음의 값을 갖는다. 관측치들이 대부분 세로축 방향으로 0 근처에 존재하면 ( $\chi \approx 0$ ) 해당 구간에서 두 변수가 독립적이라고 해석할 수 있다(박상균·송성주 2019).

<Figure 2>에 나타난 보험 종목 간의 카이플롯을 살펴보면, 자동차보험과 장기보험 사이는 대부분의 관측값들이 양(+)의 상관관계를 가지며 특히 중위수에 가까운 경우 상관성

이 더 높음을 알 수 있다. 자동차보험과 일반보험 사이, 일반보험과 장기보험 사이는 대부분의 데이터 구간에서( $-1 < \lambda < 1$ ) 양(+)의 상관관계를 가지나, 일부  $\lambda$ 구간( $\lambda \approx -1$  또는  $\lambda \approx 1$ )에 독립적인 데이터도 존재하여 비선형적 상관관계를 가진다. 그 외에 개인연금과 타 보험종목 간 상관성은 관측값의 크기에 따라 양의 상관관계, 음의 상관관계 혹은 독립적인 관계가 혼재된 모습을 보인다. 예를 들어, 자동차보험과 개인연금, 장기보험과 개인연금 사이 같은 경우, 작은 관측값 구간에서는 독립적인 관계를 주로 보이며 중위수에 가까운 관측값에서는 강한 음의 상관관계, 일부 큰 관측값에서 양의 상관관계를 보인다. 이렇게 보험종목 변수 간 상관관계가 비선형적인 경우, Copula 함수를 이용하여 의존 구조를 모델링하는 것이 유용할 수 있다.

〈Figure 2〉 Chi-plot of log-losses between different insurance lines.  $\lambda$  (horizontal axis) is the lambda-statistics and  $\chi$  (vertical axis) is the chi-statistics



## IV. Vine Copula 손해액 모형의 다변량 VaR 분석

### 1. 개별 주변분포 적합

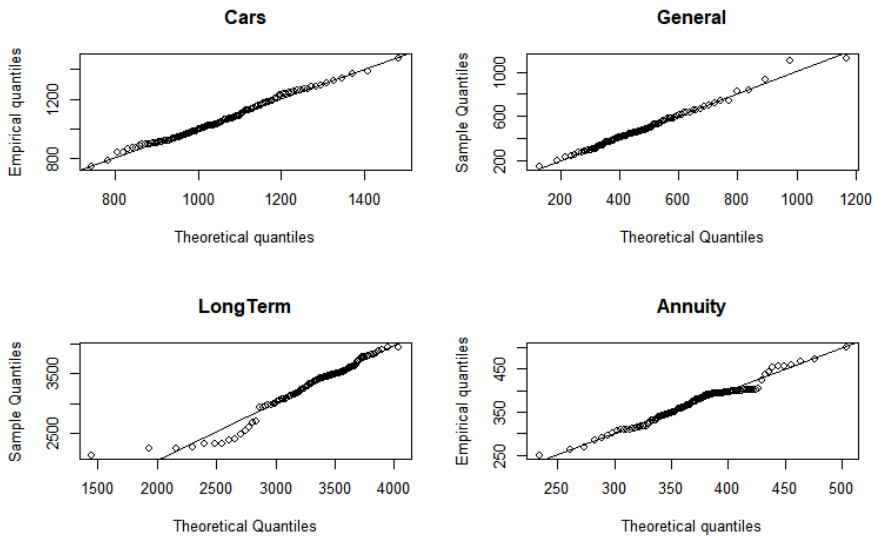
본 절에서는 먼저 4개 보험 종목의 월별 손해액 주변분포(Marginal distribution)에 대하여 다양한 모수적 모형을 적합(fit)시킨다. <Table 3>은 각 보험 종목에 대해 Weibull, normal, log-normal, gamma, logistic, normal-inverse Gaussian 분포를 적합하여 구한 AIC(Akaike Information Criterion)값 결과를 나타낸다. AIC의 값이 작을수록 해당 모형의 적합도가 우수하다고 해석할 수 있다. 각 보험 종목별로 가장 적합한 분포모형을 해당 표에 굵은 글씨로 나타내었다.

<Table 3> AICs of models fitted to four marginal distributions of the following insurance lines: Cars, General, LongTerm, and Annuity, respectively. The numbers in bold indicate the best-fit distribution model

Distribution	Cars	General	LongTerm	Annuity
Weibull	1559.06	1573.92	1777.23	1274.57
Normal	1543.57	1572.60	1803.58	1263.03
Log-normal	<b>1538.58</b>	1546.38	1824.83	1265.55
Gamma	1539.66	1549.60	1817.12	1264.04
Logistic	1547.61	1556.43	1795.72	<b>1261.75</b>
NIG	1541.81	<b>1544.55</b>	<b>1773.66</b>	

<Figure 3>는 각 보험 종목의 최적 적합분포에 대한 Q-Q 플롯을 나타내며, AIC값이 가장 작은 분포에 대하여 경험 분포와 적합 분포가 얼마나 가까운지를 시각적으로 보여준다. 장기보험을 제외하고는 전체적으로 개별 주변분포에 대한 최적모형의 적합도가 높은 편이며, 일반보험과 개인연금의 경우 적합도가 떨어지는 구간이 일부 존재한다.

〈Figure 3〉 Q-Q plot of fitted marginal models



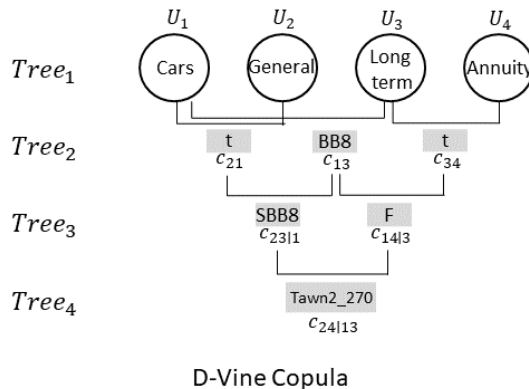
## 2. 다변량 D-Vine Copula 함수 적합

4개의 보험 종목(1: 자동차보험, 2: 일반보험, 3: 장기보험, 4: 개인연금)의 다변량 손해액을 D-Vine Copula에 적합한 결과를 〈Table 4〉와 〈Figure 4〉에 나타내었다. C-Vine Copula의 경우 뿌리노드(Root node)에 다른 모든 꼭짓점들을 연결해 서로의 의존성을 가지는 구조로써, 하나의 선택된 보험종목을 중심으로 타 보험종목들과의 의존 구조가 표현된다. 반면, D-Vine Copula의 경우 한 꼭짓점은 최대 2개의 연결선들을 가지는 구조로써, 모든 보험종목이 1개나 2개의 다른 보험종목과 가지는 의존 구조가 표현된다. 손해보험사의 보험종목들이 서로 동등하게 구분하여 분류되므로, 특정 보험종목을 우월적으로 선정하는 C-Vine Copula 모형보다 모든 보험종목을 동등하게 짝짓는 D-Vine Copula 모형이 보험종목들의 의존구조에 더 적합하다. 의존구조 적합 시 R package 'CDVineCopulaConditional'을 사용하며, 해당 패키지의 권고에 따라(Bevacqua 2017a) 나무구조는 BIC(Bayesian Information Criterion), 쌍 Copula 구조는 AIC(Akaike Information Criterion)를 기준으로 산출한다.

〈Table 4〉 Fitted results of D-Vine Copula models for multivariate log-losses

Tree	Edge	Copula family	Parameter1	Parameter2	Tau
1	3,4	t	-0.33	2.00	-0.21
	1,3	BB8	6.00	0.81	0.61
2	2,1	t	0.52	2.85	0.35
	1,4:3	F	-0.31	0.00	-0.03
3	2,3:1	SBB8	1.86	0.82	0.19
	2,4:1,3	Tawn2_270	-20.00	0.03	-0.03

〈Figure 4〉 Tree structure of D-Vine Copula models fitted to multivariate log-losses



〈Table 5〉는 총 121개 월도의 손해액 데이터에 대해 5-fold cross validation을 수행하여 얻은 D-Vine Copula 모형의 오차를 나타낸다. 보통 회귀모형의 적합성을 확인하기 위해 사용하는 방법으로는 평균제곱근오차(Root Mean Square Error; 이하, 'RMSE'라 함)와 평균제곱상대오차(Root Mean Square Relative Error; 이하, 'RMSRE'라 함)가 존재한다. RMSE 값은 모형의 예측치와 실제치의 차이를 관찰할 때 주로 사용되는 지표인 반면(전옥현 외 2022), 데이터에 이상치가 존재하거나 오차항의 분포의 비대칭성이 심할 경우 RMSRE 값을 기반으로 하는 예측방법을 사용한다(정석오 외 2015). 적합시킨 D-Vine Copula 모형의 RMSRE는 0.20~0.35 사이의 값을 가지며, 모형의 예측값에 비해 상대적으로 오차가 크지 않다. 여기서부터 Copula는 특별한 설명이 없는 한 D-Vine Copula를 의미하는 것으로 한다.

〈Table 5〉 5-fold cross validation results of D-Vine Copula model

(unit: 109KRW except for RMSRE)

Statistic	Data set				
	1-fold	2-fold	3-fold	4-fold	5-fold
Mean of predicted values	1146.29	1281.39	1327.11	1362.57	1329.59
Mean of actual values	1079.07	1260.36	1346.18	1486.65	1354.91
RMSE <sup>1)</sup>	155.53	214.76	147.27	334.51	249.52
RMSRE <sup>2)</sup>	0.30	0.20	0.21	0.35	0.27

Notes: 1) Root mean square error.

2) Root mean square relative error.

### 3. 다변량 VaR 분석

Copula 함수를 이용하여 다변량 VaR를 추정하기 위해서는 먼저 Copula 모형의 분포를 따르는 난수들을 추출하는 시뮬레이션 과정이 필요한데, 예를 들어, 홍종선·이원용(2011)은 확률변수의 조건부 분포함수와 그 역함수를 이용하였다. 본 연구에서는 Bevacqua et al.(2017b)의 알고리즘을 따라 다변량 D-Vine Copula 모형으로부터 1,000,000건의 확률난수  $(u_1, u_2, u_3, u_4)$ 를 반복 추출한다. 신뢰수준  $c$ 는 {0.95, 0.99, 0.995} 중 하나씩 차례대로 설정하여 분석하며, 위에서 얻은  $(u_1, u_2, u_3, u_4)$  시뮬레이션 자료 중 설정한 신뢰수준의 경계값 부근일 경우에 해당하는 다변량 확률변수의 값만을 추출한다. 다변량 VaR 경계값의 오차  $\epsilon$ 을 0.1%p로 설정하며, 본 연구에서는 LO-VaR와 UO-VaR 중 LO-VaR를 이용한다.

다변량 VaR를 추정하기 위해서는 적합시킨 Copula 함수의 역함수를 이용한다. 〈Table 6〉에서 〈Table 8〉까지는 각각 신뢰수준 0.95, 0.99, 0.995에서 측정한 개별 적합 분포의 VaR값(이하, ‘uVaR’이라 함)과 보험종목 간의 의존성을 고려하여 산출한 다변량 Copula 시뮬레이션의 VaR 벡터값(이하, ‘mVaR’이라 함)을 보험 종목별로 나타낸다. 각 표에 나타난 mVaR 값의 산출은 경계값의 오차범위 내에 속한 시나리오 값들의 평균(Mean) 또는 중위수(Median) 방식으로 세분화하여 각각 mVaR\_mean, mVaR\_median으로 나타내었다.

〈Table 6〉 VaR estimates from a univariate VaR model (uVaR) and two multivariate Copula VaR models (mVaR\_mean and mVaR\_median) with a 95% confidence level

(unit:  $10^9$ KRW)

Type of VaR	VaR estimate			
	Cars	General	LongTerm	Annuity
uVaR	1302.664	749.355	3848.675	441.065
mVaR_mean	1426.871	914.615	3998.578	481.750
mVaR_median	1430.612	887.427	3992.519	475.720

〈Table 7〉 VaR estimates from a univariate VaR model (uVaR) and two multivariate Copula VaR models (mVaR\_mean and mVaR\_median) with a 99% confidence level

(unit:  $10^9$ KRW)

Type of VaR	VaR estimate			
	Cars	General	LongTerm	Annuity
uVaR	1424.010	932.440	4001.203	481.577
mVaR_mean	1573.784	1171.454	4105.854	516.927
mVaR_median	1556.861	1151.494	4099.413	510.319

〈Table 8〉 VaR estimates from a univariate VaR model (uVaR) and two multivariate Copula VaR models (mVaR\_mean and mVaR\_median) with a 99.5% confidence level

(unit:  $10^9$ KRW)

Type of VaR	VaR estimate			
	Cars	General	LongTerm	Annuity
uVaR	1471.205	1010.122	4052.234	498.712
mVaR_mean	1589.007	1213.293	4159.653	542.861
mVaR_median	1586.399	1176.504	4147.861	537.957

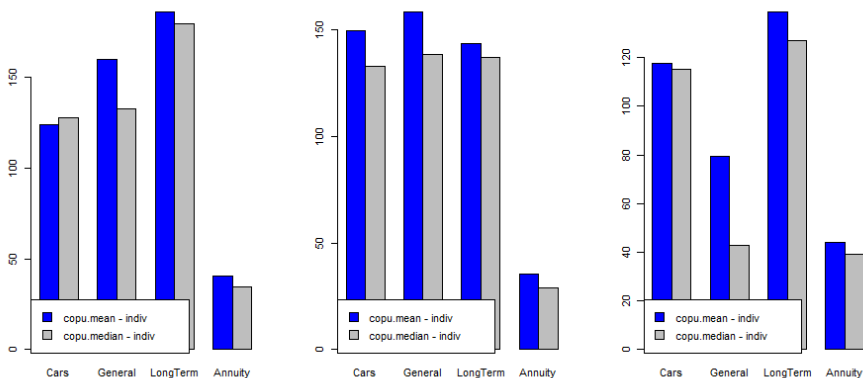
〈Figure 5〉는 각 신뢰수준  $c$ , {0.95, 0.99, 0.995}에서 측정한 네 가지 보험 종목의 mVaR와 uVaR 사이의 차이를 다중막대그림으로 보여준다. 구체적으로 말하자면, 신뢰수준별, 다변량 VaR 산출방법별로 개별 적용된 VaR와 Vine Copula를 이용한 다변량 VaR 값의 차이('mVaR - uVaR')를 제시한다. 그림에서 알 수 있는 사실은 첫째, 신뢰수준별, 산출방법별로 의존성을 고려한 리스크 값과 고려하지 않은 리스크 값 사이에 명백한 차이

가 존재한다는 점인데, 구체적으로 말하자면 4개 보험종목 모두에서 타 보험종목과의 의존성을 반영한 모형인 다변량 VaR 시뮬레이션으로 산출한 값(mVaR)이 개별 VaR(uVaR)보다 더 높은 리스크양을 제시한다(mVaR-uVaR가 양의 값을 가진다). Cousin and Bernardino는 다변량 LO-VaR인 mVaR가 uVaR보다 더 보수적임(더 큼)을 보여주었는데, 이와 정합성이 있는 결과이다.

둘째, 자동차보험, 일반보험, 장기보험의 경우에 비해 개인연금의 산출방법별 차이(mVaR-uVaR)가 작다. 하지만 이는 개인연금의 손해액 크기 자체가 작은 것에서 비롯된 것일 수 있다. 셋째, 다변량 VaR의 경우 두 산출방법별로 경향성은 유사하나, 대체로 시나리오 값의 중위수로 구한 다변량 VaR(mVaR\_median)가 평균으로 구한 다변량 VaR(mVaR\_mean)보다 uVaR와의 차이가 더 작다. 일반적으로 평균 통계량은 중위수보다 극단치에 더 큰 영향을 받기 때문인 것으로 보인다.

〈Figure 5〉 Difference between mVaR\_mean and uVaR ('copu.mean - indiv') & difference between mVaR\_median and uVaR ('copu.median - indiv'), all of which are evaluated for the following aggregated lines of businesses ( $c$  is a significance level): Cars, General, LongTerm, and Annuity.

(unit:  $10^9$ KRW)



$c = 0.95\%$

$c = 0.99\%$

$c = 0.995\%$

Note: Blue bar represents the value of 'Copula VaR (mean) - individual VaR' (i.e., 'mVaR\_mean - uVaR'). Gray bar represents the value of 'Copula VaR (median) - individual VaR' (i.e., 'mVaR\_median - uVaR').



〈Table 9〉와 〈Figure 6〉는 네 보험종목을 모두 모은 전체 손해액의 VaR를 평가한 결과를 산출방법별로 나타낸다. 비교를 위하여 분산-공분산 VaR(이하, 'VCovVaR'이라 함)를 추가적으로 평가하여 나타내었는데, 이 방식은 다변량 손해액의 분포가 정규분포를 따른다고 가정할 때 유효한 방법이다. 여기서 관찰할 수 있는 사실은 다음과 같다. 첫째, Copula 모형으로 각 변수의 의존 구조를 반영한 다변량 VaR의 통합리스크 모형의 값(이하, 'AmVaR'이라 함)이 가장 크고, 정규분포를 가정한 모수적 VaR 방법인 VCovVaR의 값이 가장 작다. 각 보험종목의 손해액 간 상관성을 고려하지 않고 개별 VaR값을 단순합산한 모형의 값(이하, 'SuVaR'이라 함)은 대체로 그 둘 사이의 크기를 갖는다. 둘째, 낮은 신뢰수준(95%)에 비해 높은 신뢰수준(99.5%)에서 방법론별 결과들의 차이가 커진다. 셋째, 시뮬레이션들의 중위수로 산출한 다변량 VaR 합산값(이하, 'AmVaR\_median'이라 함)보다 평균의 다변량 VaR 합산값(이하, 'AmVaR\_mean'이라 함)이 다소 크다. 이는 꼬리분포가 음의 왜도와 두터운 꼬리를 가짐을 함의한다.

이를 종합하면, 현행 RBC의 VCovVaR 방식은 실제 손해액위험을 과소평가할 가능성이 있으며, 다변량 하한 AmVaR 방식이 다소 보수적으로 높게 위험을 측정하지만 실제 의존구조를 더 잘 반영하므로 이를 비중 있게 고려할 필요가 있음을 시사한다.

〈Table 9〉 Aggregated risk differed by risk measures

(unit: 10<sup>9</sup>KRW)

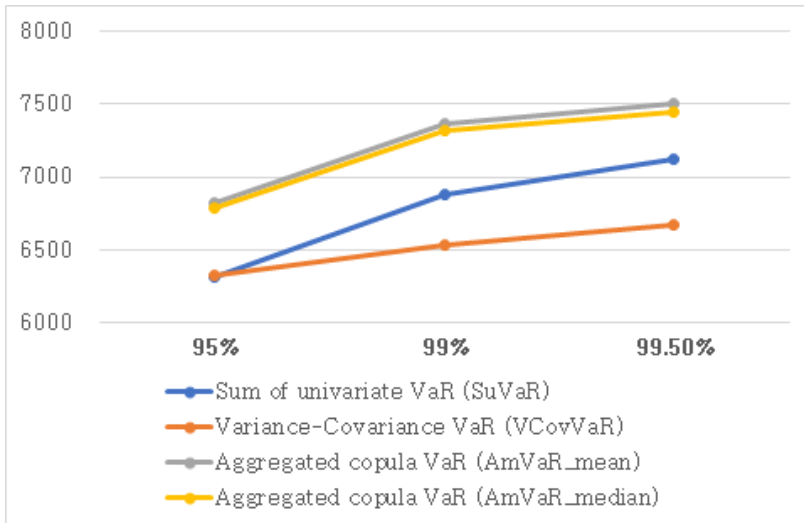
Confidence level	Sum of univariate VaR (SuVaR)	Variance-covariance VaR (VCovVaR)	Aggregated Copula VaR by mean (AmVaR_mean)	Aggregated Copula VaR by median (AmVaR_median)
95%	6311.206	6324.298	6821.814	6786.278
99%	6881.290	6533.849	7368.019	7318.087
99.5%	7124.671	6675.437	7504.814	7448.721

이러한 결과는 보험종목 간 비선형적 상관성을 표현할 수 있는 AmVaR가 독립성을 가정한 SuVaR이나 선형적 상관성을 가정한 분산-공분산 VCovVaR 방법보다 위험량을 더 높게 평가한다는 점을 보여준다. 본 연구에서 사용한 Vine Copula 모형이 정규분포와 선형적 상관성 제약에 묶여있는 VCovVaR 방법보다 변수 간의 의존 구조를 더 유연하게

반영할 수 있다는 점에서 실제 경험분포에 더 가깝다고 볼 수 있다. 따라서 실무적으로 보험사의 통합리스크를 측정할 때, 자료가 허용하는 경우 리스크 간 상관성에 대해 실질적으로 성립하기 어려운 정규분포 가정에 의존하기보다 Vine Copula와 같이 좀 더 유연한 모델을 바탕으로 보다 정확하게 리스크를 산출할 필요가 있다.

〈Figure 6〉 Risk aggregated by different risk measures with the following three significance levels: 95%, 99%, and 99.5% (from left to right). Horizontal axis is a significance level and vertical axis is aggregate risk

(unit:  $10^9$ KRW)



## V. 결론

통합리스크 평가액과 중요구자본 RBC 금액은 보험회사의 가치와 관련성이 있는데(오창수·이성용 2015), RBC 비율이 통합리스크 평가액에 따라 달라지기 때문이다. 선행연구에서는 보험 종목 리스크 간의 의존성을 반영할 때 단순한 구조를 가정하기 때문에 합산위험의 꼬리분포를 정확하게 평가하기 어렵다는 한계점이 있다. 예를 들어, 오창수·문성철(2012)과 오창수·이성용(2015)은 RBC 비율 산출 시 주요 변수간의 선형적 상관성을 가정

한 Pearson 상관계수행렬을 이용하여 RBC값을 산출한다. K-ICS 표준모형의 경우는 지급여력기준금액에서 보험위험액을 산출할 때, 위험별 요구자본을 산출한 후 요구자본을 합산할 때 각 하위위험 간의 상관계수를 반영하여 합산한다(금융감독원 2021).

한국 보험회사는 급격히 변해가는 시장 환경에 놓여 있지만 총손해액 리스크 측정 시 복잡한 의존구조를 실증적으로 분석해 본 적이 없기 때문에, 실제로 존재하는 표본자료를 바탕으로 다수의 보험종목 간의 의존성을 정확히 고려하여 보험리스크를 모델링할 필요가 있다. 그리고 제도적으로도 최근의 K-ICS 내부모형이나 IFRS17 회계기준에서 통합적인 보험리스크 측정을 요구하는 변화 흐름이 존재한다. 이처럼 보험사의 대내외적인 환경 및 규제 변화로 인해 보험사의 통합적 리스크 측정에 대한 관심이 고조되고 있는 상황에서 리스크 간의 상관성을 고려할 수 있는 Copula 모형은 실질적으로 유용하다. Copula 함수를 이용하여 금융 자산의 상관관계를 측정한 연구는 기존에 존재하나, 손해보험사 손해액에 Copula 모형을 적용한 연구는 그동안 제한적이었다. 이금희·이명환(2017)이 Vine Copula를 이용하여 은행과 증권 부문의 시장리스크, 신용리스크, 운영리스크를 합산하는 연구를 수행한 바가 있기는 하나 보험손해액에 관한 연구가 아니며 가상의 데이터를 사용하였다는 한계를 가진다.

본 연구의 목적은 Copula 함수를 이용하여 보험 종목 간의 의존성을 기존 선행연구보다 더 유연하게 고려하고 손해보험사의 손해액 리스크들을 다변량 VaR를 통해 측정하는 것이다. 따라서 손해보험사의 10년간 월별 손해액 데이터로 Vine Copula 모형을 추정하여 자동차, 일반, 장기, 개인연금 종목 간의 의존 구조를 파악한 후, 시뮬레이션을 통해 월 기준의 다변량 VaR를 평가하였다. 그 결과, 타 보험종목과의 의존성을 고려한 다변량 Copula 모형 VaR가 고려하지 않은 개별모형 VaR보다 크며, 특히 개인연금에 비해 자동차보험, 일반보험, 장기보험의 경우에 상대적으로 산출방법별 차이가 크다.

그리고 전체 손해액의 VaR를 산출방법별로 분석한 결과, 다변량 VaR의 합산값이 가장 크고, 분산-공분산 VaR의 값이 가장 작으며, 개별 VaR값을 단순 합산한 값은 그 둘 사이의 크기를 갖는다. 낮은 신뢰수준에서 높은 신뢰수준으로 갈수록 방법론별로 합산손해액 VaR 평가액 차이가 커진다. 그리고 시뮬레이션들의 중위수로 산출한 다변량 VaR 합산값보다 평균으로 산출한 다변량 VaR 합산값이 다소 크다. 현재 많이 쓰이는 VCovVaR 방식

은 실제 손해액위험을 과소평가할 가능성이 있으며, 다변량 AmVaR 방식을 실무에서 비중 있게 고려할 필요가 있다.

본 연구는 보험리스크를 세부적인 네 사업부문으로 분류한 범주가 계리적 판단에 의해 선택되었다는 점에서 다소 한계가 존재한다. 보험회사의 실제 보유계약으로부터 추출한 내부자료를 활용하여 동질성을 지닌 세분화된 범주를 기준으로 다변량 위험을 평가한다면 더욱 정확한 연구가 될 것이다. 모수적 Copula 모형 기반 VaR 측도의 특성상 모형에 의존적이어서, 적합한 분포 및 Copula 함수의 모수에 따라 VaR 평가액이 변할 수 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 그리고 후속 논문에서는 C-Vine Copula가 필요한 보험리스크 집합의 범위와 C-Vine Copula 방식 통합리스크 측정을 시도하는 것이 의미가 있을 것이며, 본 연구의 VaR를 확장한 CTE 등 다양한 리스크측도로는 보험위험의 의존성 구조가 어떻게 나타나는지에 대해서도 분석해 볼 필요가 있다.

## 참고문헌

- 고방원·P. Jiraporn·유병학 (2014), “코플라를 활용한 연생보험계약의 준비금에 관한 연구”, **리스크관리연구**, 제25권 제2호, pp. 25-48.
- (Translated in English) Ko, B., P. Jiraporn and B. Yoo (2014). “A Study on Reserving Multiple Life Insurances and Annuities: A Copula Approach”, *The Journal of Risk Management*, 25(2):25-48.
- 금융감독원 (2020), “금융감독원 규정의 제·개정에 관한 예고 - 보험업감독업무시행세칙”, <https://www.fss.or.kr>, 2022. 4. 15.
- (Translated in English) Financial Supervisory Service (2020). “Notice of Enactment and Amendment of Regulations of Financial Supervisory Service - Detailed Regulations on Supervision of Insurance Business”, <https://www.fss.or.kr>, 2022. 4. 15.
- \_\_\_\_\_ (2021), “**新**지급여력제도 도입수정안(K-ICS 4.0)”, <https://www.fss.or.kr>, 2022. 4. 15.
- (Translated in English) \_\_\_\_\_ (2021). “An Amendment to the New Solvency Capital Regulation (K-ICS 4.0)”, <https://www.fss.or.kr/fss/bbs/B0000123/view.do?nttId=33969&menuNo=200424&pageIndex=1>, 2022. 4. 15.
- 김도영·이삭·이향석 (2014), “코플라와 커먼-쇼크를 이용한 연생상품의 분석”, **응용통계연구**, 제27권 제7호, pp. 1097-1114.
- (Translated in English) Kim, D., I. Lee and H. Lee (2014). “Analysis of Multiple Life Insurance using Copula and Common Shock”, *The Korean Journal of Applied Statistics*, 27(7):1097-1114.
- 김명석 (2018), “자연재해로 인한 총 피해액의 위험 측정과 지역별 분배 - Copula 기법 적용”, **보험학회지**, 제116집, pp. 1-31.
- (Translated in English) Kim, M. (2018). “Risk Assessment and Local

Allocation of Aggregate Catastrophe Loss with Copula”, *Korean Insurance Journal*, 116:1-31.

김명준·김영화 (2009), “다양한 모형화를 통한 자동차 보험가격 산출”, **한국데이터정보 과학회지**, 제20권 제3호, pp. 515-526.

(Translated in English) Kim, M. and Y. Kim (2009). “Various modeling approaches in auto insurance pricing”, *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, 20(3):515-526.

김명직·신성환 (2003), “Copula 함수의 추정과 시뮬레이션: 국고채와 A-등급 회사채 현물수익률에의 응용”, **선물연구**, 제11권 제2호, pp. 103-131.

(Translated in English) Kim, M. and S. Shin (2003). “Estimation and Simulation of Copula Function: An Application to Daily Korean Treasury A-Rated Corporate Spot Rates”, *Korean Journal of Futures and Options*, 11(2):103-131.

김용덕·이근철 (2004), “VaR를 이용한 한국 손해보험사의 시장리스크 분석”, **보험학회지**, 제69집, pp. 105-131.

(Translated in English) Kim, Y. and K. Lee (2004). “An Analysis of the Market Risk in Korean Property-Liability Insurance Companies by using VaR”, *Korean Insurance Journal*, 69:105-131.

김진영·소병진·김태웅·권현한 (2016), “Copula 함수를 활용한 삼변량 가뭄빈도해석 기법 개발”, **한국수자원학회논문집**, 제49권 제10호, pp. 823-833.

(Translated in English) Kim, J. B. So, T. Kim and H. Kwon (2016). “A development of trivariate drought frequency analysis approach using Copula function”, *Journal of Korea Water Resources Association*, 49(10):823-833.

김태우·송성주 (2011), “NIG분포와 VG분포를 이용한 Value-at-Risk의 추정”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 제13권 제4호, pp. 1775-1788.

- (Translated in English) Kim, T. and S. Song (2011). "Value-at-Risk Estimation using NIG and VG Distributions", *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 13(4):1775-1788.
- 김해식·김세중·최원·김혜란·김유미 (2020), **2021년 보험산업 전망과 과제**, 보험연구원.
- (Translated in English) Kim, H. et al. (2020). *Insurance Industry Outlook and Agenda in 2021*, Korea Insurance Research Institute.
- 박상균·송성주 (2019), "손해보험사의 재보험료 산출을 위한 손해분포의 적합", **보험학회지**, 제119집, pp. 101-143.
- (Translated in English) Park, S. and S. Song (2019). "Fitting Loss Distributions for Calculating Non-life Insurance Companies' Reinsurance Premium", *Korean Insurance Journal*, 119:101-143.
- 박수남·김영재 (2014), "비선형 자기회귀 조건부 듀레이션 모형을 이용한 베이지언 예측", **산업경제연구**, 제27권 제1호, pp. 1-33.
- (Translated in English) Park, S. and Y. Kim (2014). "Bayesian Forecasting with Nonlinear Autoregressive Conditional Duration Models", *Journal of Industrial Economics and Business*, 27(1):1-33.
- 보험개발원 (2022), 보험통계조회서비스, Retrieved from <https://incos.kidi.or.kr:5443>, 2022. 2. 15.
- (Translated in English) Korea Insurance Development Institute (2022). INcos (Insurance Statistics Consumer Service), Retrieved from <https://incos.kidi.or.kr:5443>, 2022. 2. 15.
- 오창수·문성철 (2012), "장기손해보험의 보험리스크 산출에 관한 연구", **계리학연구**, 제4권 제2호, pp. 17-46.
- (Translated in English) Ouh, C. and S. Moon (2012). "A Study on the Insurance Risk Calculation of Long term Policy", *The Journal of Actuarial Science*, 4(2):17-46.
- 오창수·이성용 (2015), "K-IFRS적용시 보험사의 회계정보의 가치관련성에 대한 연구",

계리학연구, 제7권 제2호, pp. 83-104.

(Translated in English) Ouh, C. and S. Lee (2015). "A Study on the Relevance of Accounting Information of Insurance Companies under K-IFRS", *The Journal of Actuarial Science*, 7(2):83-104.

이금희·이명환 (2017), "Vine Copula를 이용한 금융그룹의 통합리스크 측정", **리스크 관리연구**, 제28권 제3호, pp. 1-41.

(Translated in English) Lee, G. and M. Lee (2017). "Estimating the Integrated Risk of Financial Group Using the Vine Copula Method", *The Journal of Risk Management*, 28(3):1-41.

이명환 (2011), "금융그룹의 통합리스크 관리", **KIF 정책보고서**, 2011-2, pp. 1-77.

(Translated in English) Lee, M. (2011). "The Integrated Risk Management of Financial Groups", *Korea Institute of Finance Policy Report*, 2011-2:1-77.

이삭·백혜연·이항석 (2013), "코플라를 이용한 연생보험의 분석", **Journal of the Korean Data Analysis Society**, 제15권 제4호, pp. 1933-1954.

(Translated in English) Lee, S., H. Baek and H. Lee (2013). "Analysis of Multiple Life Insurance using Copula", *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 15(4):1933-1954.

장성원·최양호·심현우 (2021), "확률적인 이자율 및 확률적인 사망률을 고려한 금리연동형 종신보험의 수익성 분석에 관한 연구", **리스크관리연구**, 제32권 제3호, pp. 35-78.

(Translated in English) Jang, S., Y. Choi and H. Shim (2021). "A Study on Profitability Analysis of Interest-sensitive Whole-life Insurance in Consideration of Stochastic Interest Rates and Stochastic Mortality Rates", *The Journal of Risk Management*, 32(3):35-78.

전옥현·정힘찬·최양호·심현우 (2022), "공유된 임의효과를 고려한 다중 위험 보험의 요율에 관한 연구", **보험금융연구**, 제33권 제3호, pp. 41-76.

(Translated in English) Jeon, O., H. Jeong, Y. Choi and H. Shim (2022). "A



Study on the Ratemaking of Multi-peril Insurance via Shared Random Effects”, *Journal of Insurance and Finance*, 33(3):41-76.

정석오·이서은·신기일 (2015), “별점회귀를 통한 상대오차 예측방법”, **응용통계연구**, 제28권 제6호, pp. 1103-1111.

(Translated in English) Jeong, S., S. Lee and K. Shin (2015). “Relative Error Prediction via Penalized Regression”, *The Korean Journal of Applied Statistics*, 28(6):1103-1111.

정힘찬 (2022), “코플라를 활용한 위험 결합 및 신지급여력제도 내부모형 요구자본 산출”, **보험학회지**, 제129집, pp. 51-77.

(Translated in English) Jeong, H. (2022). “Risk Aggregation for Measuring Required Capital via Copula-based Internal Models under K-ICS”, *Korean Insurance Journal*, 129:51-77.

조용운·조재린 (2012), “자동차보험의 확률론적 통합보험리스크 실증분석”, **보험금융연구**, 제23권 제1호, pp. 59-100.

(Translated in English) Cho, Y. and J. Cho (2012). “A Study on Measuring Aggregate Auto Insurance Risk with Stochastic Loss Model”, *Journal of Insurance and Finance*, 23(1):59-100.

조재훈 (2020), “확률론적 이자율과 사망률모형을 이용한 보험리스크 측정 - 장수리스크를 중심으로 -”, **보험학회지**, 제122집, pp. 1-33.

(Translated in English) Jho, J. (2020). “Applications of Stochastic Interest and Mortality in Insurance Risk Calculation”, *Korean Insurance Journal*, 122:1-33.

최가현 (2004), “Copula 함수를 이용한 신용포트폴리오의 dependence 구조 분석과 부도상관관계에 관한 실증 연구”, 석사학위논문, 이화여자대학교 대학원.

(Translated in English) Choi, G. (2004). “An analysis of dependence structure and default correlation for credit portfolio using Copula function”, Master Thesis, The Graduate School of Ewha Womans University.

최기흥·윤성민 (2019), “Copula 모형을 이용한 국제원유가격과 투자심리의 관계 분석”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 제21권 제6호, pp. 2961-2974.

(Translated in English) Choi, K., and S., Yoon (2019). “The Relationship between International Oil Price and Investor Sentiment using Copula Model”, *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 21(6):2961-2974.

최창희·이향석·주호찬 (2013), “코풀라를 이용한 강수의 패턴 분석과 강수 보험의 가격 결정”, *한국데이터정보과학회지*, 제24권 제3호, pp. 603-623.

(Translated in English) Choi, C., H. Lee and H. Ju (2013). “Analyzing rainfall patterns and pricing rainfall insurance using Copula”, *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, 24(3):603-623.

한국회계기준원 (2018), “K-IFRS 제1117호 ‘보험계약’ 제정안 안내”, [http://www.kasb.or.kr/fe/bbs/NR\\_view.do?bbsCd=1061&bbsSeq=24298&currentPage=1&rowPerPage=10&ctgCd=11&sortCds=&startDt=&endDt=&searchKey=1000&searchVal=](http://www.kasb.or.kr/fe/bbs/NR_view.do?bbsCd=1061&bbsSeq=24298&currentPage=1&rowPerPage=10&ctgCd=11&sortCds=&startDt=&endDt=&searchKey=1000&searchVal=), 2022. 4. 15.

(Translated in English) Korea Accounting Institute (2018). “K-IFRS No. 1117 Guidance on ‘Insurance Contract’ Establishment Proposal”, [http://www.kasb.or.kr/fe/bbs/NR\\_view.do?bbsCd=1061&bbsSeq=24298&currentPage=1&rowPerPage=10&ctgCd=11&sortCds=&startDt=&endDt=&searchKey=1000&searchVal=](http://www.kasb.or.kr/fe/bbs/NR_view.do?bbsCd=1061&bbsSeq=24298&currentPage=1&rowPerPage=10&ctgCd=11&sortCds=&startDt=&endDt=&searchKey=1000&searchVal=), 2022. 4. 15.

홍종선·이원용 (2011), “다차원 Copula 함수를 이용한 VaR 추정”, *응용통계연구*, 제 24권 제5호, pp. 809-820.

(Translated in English) Hong, C. and W. Lee (2011). “VaR Estimation with Multiple Copula Functions”, *The Korean Journal of Applied Statistics*, 24(5):809-820.

- Aas, K., C. Czado, A. Frigessi and H. Bakken (2009). "Pair-Copula constructions of multiple dependence", *Insurance: Mathematics and Economics*, 44(2):182-198.
- Bedford, T., and R. Cooke (2002). "Vines--a new graphical model for dependent random variables", *The Annals of Statistics*, 30(4):1031-1068.
- Bevacqua, E. (2017a). "Sampling from Conditional C- and D-Vine Copulas", R package CDVineCopulaConditional, version 0.1.0, <https://CRAN.R-project.org/package=CDVineCopulaConditional>, 2022. 4. 15.
- \_\_\_\_\_ et al. (2017b). "Multivariate statistical modelling of compound events via pair-Copula constructions: analysis of floods in Ravenna (Italy)", *Hydrology and Earth System Sciences*, 21(6):2701-2723.
- Byun, K. and S. Song (2021). "Value at Risk of portfolios using Copulas", *Communications for Statistical Applications and Methods*, 28(1):59-79.
- Cherubini, U., E. Luciano and W. Vecchiato (2004). *Copula Methods in Finance*, 1st Edition, Wiley.
- Cousin, A. and E. Bernardino (2013). "On multivariate extensions of Value-at-Risk", *Journal of Multivariate Analysis*, 119:32-46.
- Embrechts, P., A. Mcneil and D. Straumann (1999). "Correlation: Pitfalls and Alternatives", *Risk*, 12(5):69-71.
- Embrechts, P. and G. Puccetti (2006). "Bounds for functions of dependent risks", *Finance and Stochastics*, 10:341-352.
- Feller, W. (1966). *An Introduction to Probability Theory and its Applications, Volume 2*, John Wiley & Sons Inc.
- Fisher, N. and P. Switzer (1985). "Chi-plots for assessing dependence", *Biometrika*, 72(2):253-265.

- Jaworski, P., F. Durante, W. Härdle and T. Rychlik (2010). *Copula Theory and Its Applications*, Springer.
- Joe, H. (1996). "Families of m-variate distributions with given margins and  $m(m-1)/2$  bivariate dependence parameters", *Distributions with Fixed Marginals and Related Topics, Institute of Mathematical Statistics Lecture Notes - Monograph Series*, 28:120-141.
- Jorion, P. (2006). *Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk*, 3rd Edition, McGraw-Hill.
- Kurowicka, D. and H. Joe (ed.) (2010). *Dependence Modeling: Vine Copula Handbook*, World Scientific Publishing Company.
- Nappo, G. and F. Spizzichino (2009). "Kendall distributions and level sets in bivariate exchangeable survival models", *Information Sciences*, 179(17):2878-2890.
- Schweizer, B. (1991). Thirty Years of Copulas. In: Dall'Aglia, G., S. Kotz, and G. Salinetti (eds), *Advances in Probability Distributions with Given Marginals. Mathematics and Its Applications*, Springer, 67.
- Sklar, A. (1959). "Fonctions de Répartition à n Dimensions et Leurs Marges", *Publications de l'Institut Statistique de l'Université de Paris*, 8:229-231.
- Tagasovska, N., D. Ackerer and T. Vatter (2019). "Copulas as High-Dimensional Generative Models: Vine Copula Autoencoders", *Advances in Neural Information Processing Systems 32: Annual Conference on Neural Information Processing Systems (NeurIPS 2019)*.

## Abstract

In measuring the aggregated risk of an insurer's losses, we should consider the risks from individual lines of business and the dependence structure among them. The well-known methodologies to measure the aggregated risk of losses include i) the factor method multiplying the losses by their risk factors and combining them with correlation coefficients, and ii) the shock method measuring changes in expected losses due to shocks to risk drivers. However, this study analyzes the aggregated risk by modeling dependence among insurance risks via a vine copula function. We collected monthly loss data - categorized into four business lines - from non-life insurers in Korea, then estimated a simple sum of univariate value-at-risk (uVaR) called SuVaR and an aggregated copula-based multivariate value-at-risk (mVaR) called AmVaR. The result shows that mVaR estimates are greater than uVaR estimates, which assume independence among business lines. It implies that the copula model is more suitable than the univariate model for measuring integrated risk since it reflects the dependence structure more flexibly. Also, the AmVaR estimate is the largest, the variance-covariance VaR is the smallest, and the SuVaR lies between them. The differences in aggregate losses over different methodologies increase, as the confidence level changes from low to high.

※ **Key words:** Integrated Risk Measurement, Vine Copula, Multivariate VaR, Non-Life Insurance, Aggregate Losses



# Health Insurance Is Healthy: An Effect of Obtaining Medicare on Self-Rated Health

메디케어가 주관적 건강에 미치는 영향: 회귀불연속 분석을 이용하여

Jungtaek Lee\*

I examine the causal effect of health insurance on self-rated health in the short run, based on a concept of the fuzzy regression discontinuity(RD) research design with the age of 65 as an instrumental variable. To focus on the causal effect of obtaining Medicare, I limit the sample to those without private insurance around the age of 65 – the Medicare eligibility starting age. First, the result shows that the proportion of those covered by health insurance increases by about 27 percentage points at that age. Second, the self-rated health of those newly covered by health insurance at the age of 65 improves. Third, although there is no discrete change in health care services, including surgery and inpatient service, elderly individuals increase their use of preventive care services. These results suggest that obtaining health insurance strengthens the assurance about getting medical and preventive care services and results in better self-rated health.

**Key words:** Health Insurance, Medicare, Health Care Services, Preventive Care Services, Self-Rated Health

한국연구재단 분류 연구분야 코드: E090404

\* First author: Assistant Professor, Department of Economics, Dongguk University (jungtaeklee@dongguk.edu)

논문 투고일: 2022. 7. 17, 논문 최종 수정일: 2022. 12. 25, 논문 게재 확정일: 2023. 2. 16

## I. Introduction

Since the implementation of the Patient Protection and Affordable Care Act(ACA), the number of uninsured individuals has been dramatically reduced. However, twenty-six million people, or eight percent of the entire population, still do not possess any health insurance in 2019(Keiser-Starkey and Lisa 2020). The ACA, signed into law by president Barak Obama in March 2010 includes a series of reforms regarding health and social welfare policy.<sup>1)</sup> The consequences of being uninsured are well documented. As compared to those who have health insurance, the uninsured are more likely to go without needed medical care or receive lower quality care, and thereby experience worse health outcomes(Ayanian et al. 2000; Ayanian et al. 1993; Hadley, 2003; Osteen et al. 1994; Roetzheim et al. 1999). Lacking health insurance poses a serious financial threat to people, who are often at risk of incurring a larger burden of debt from accrued medical expenses(Himmelstein et al. 2005). Once the elderly individuals over the age of 65 were covered by Medicare, the health of the previously uninsured individuals improved significantly. By the age of 70, health differences, which refers to different probability of illness, injury, or mortality between uninsured and insured were reduced by half, emphasizing the importance of having access to health care services(McWilliams et al. 2017; Quesnel-Vallee 2004).

The mechanisms by which health insurance affects health outcomes are

---

1) One of the primary goal is to expand health insurance coverage to uninsured individuals. The ACA provides consumers with the right to purchase insurance coverage whenever they need it. Further, the ACA extends health insurance coverage by expanding Medicaid, which insures individuals in households with incomes up to 138% of federal poverty levels. In addition, health insurance coverage was expanded by allowing young adults to remain on their parents' insurance plans until their 26<sup>th</sup> birthday(Lee 2018).



diverse. First, easy access to health care and preventive care services is more likely to prevent and treat disease which can influence health. Medical interventions, such as medications and treatments, are clearly beneficial for health status(Sommers et al. 2012; Sommers et al. 2014). Second, health outcomes can improve with changes in behavioral risk factors which arise from the utilization of health care services, as individuals who regularly engage with these services learn how to improve and maintain their health status from their medical professionals(Dave and Kaestner 2009; Zweifel and Manning 2000). Improvement in health status from these processes can be implemented in the long-run perspective. On the other hand, the individual's health status can improve merely from the use of health care services which in turn provides the mental security of managing health. Within this context, health insurance plays an important role by providing easier access to health care services which will strengthen individuals' assurance in their health-managing ability. This confidence in effectively managing one's own health possibly may lead to a positive effect on self-rated health. Whether being covered by health insurance immediately affects health status needs to be considered empirically.

To shed light on these questions, I use the Medicare eligibility age of 65 as an exogenous shock to examine whether obtaining health insurance influences self-rated health shortly after turning the age of 65. Limiting the sample to those who have no private health insurance before and after the age of 65, I also focus on the causal effect of obtaining Medicare. Second, I examine the effect of health insurance on the utilization of type of access (health care and preventive care) as potential mechanism for improving self-rated health. I use the National Health Interview Survey(NHIS) to test above questions. The main objective of the NHIS is to monitor the health of

the United States population through the collection and analysis of data on a broad range of health topics.

This study makes an innovative contribution to the literature. I provide the first evidence of an effect of obtaining Medicare on self-rated health using RD research design. Estimating the effect of health insurance on self-rated health is empirically challenging, as the unobserved individual characteristics which influence self-rated health may also affect health insurance status. To address this endogeneity, I use the fact that all elderly individuals who reach the age of 65 are eligible for Medicare, and then I use the Medicare eligibility age of 65 as the cutoff value in a regression discontinuity design. I consider differences in self-rated health among the elderly people who are newly covered by the Medicare in a narrow margin around the age of 65.

## II. Literature Review

A large amount of empirical studies has considered the relationship between health insurance and health outcomes. Previous studies have argued that health insurance is associated with the utilization of health care services. By using public health policies that led to exogenous variation in insurance coverage, such as implementation of the Affordable Care Act, Medicare, and Medicaid expansion, researchers found that obtaining health insurance increased health care services, including both inpatient and outpatient treatments(Anderson et al. 2012; Antwi et al. 2015; Card et al. 2008; Dafny and Gruber 2005; Finkelstein et al. 2012).

However, results on the health effects of health insurance are mixed. Sommers et al. (2012) used a difference-in-differences(DD) design to study

general Medicaid expansions in three states, and they found large mortality gains in New York, positive but insignificant gains in Arizona, and higher mortality in Maine. Sommers and other colleagues(2014) found large mortality gains in Massachusetts following its health insurance expansion in 2007. On the other hand, in the Oregon randomized health insurance experiment which also looked at the effect of Medicaid expansion, there were small, statistically insignificant short-term effects on mortality and other measures of health status(Allen et al. 2013; Finkelstein et al. 2012). Card et al. (2008) and Finkelstein and McKnight (2008) exploited the discontinuity in health insurance coverage at the age of 65, when all U.S. citizens and permanent residents become Medicare-eligible, in order to assess the impact of health insurance on mortality, but results showed that neither group of researchers found evidence of a decline in overall mortality at age 65. In general, improved mortality from obtaining health insurance is reflected over the long-term, whereas most researchers on the subject only took the short-term effects of health insurance coverage on mortality into consideration. Thus, despite a large volume of previous studies to find an increase in health care and preventive care services by health insurance, results on health-related outcomes are limited.

On the other hand, other strand of research found that uninsured cancer patients usually have poorer outcomes and are more likely to die prematurely than individuals with insurance because of delayed diagnosis(Lee-Feldstein et al. 2000). Uninsured individuals with chronic disease are less likely to receive appropriate health care services than individuals with health insurance(Institute of Medicine 2002). Easier access to health care services caused by health insurance may improve health outcomes. Previous studies found that when a lack of health insurance was associated with not receiving preventive services

or screenings, this often lead to delays in disease diagnosis and poor health outcomes(Baker et al. 2001; Goldman et al. 2001). In addition to the long-run mechanism by which health insurance affects health outcomes through access to health care services, health insurance can have an immediate impact on health status, such as self-rated health. I estimate the effect of health insurance on self-rated health. Self-rated health can improve with medical treatment, including medication, but the ability to use health care itself may also provide the chance to improve health.

### III. Data

I obtain information on health care services and self-rated health from the NHIS data. Estimating the impact of Medicare on health status requires detailed measures of health insurance status, and the NHIS contains questions on insurance status which confirm whether respondents are covered by public(i.e., Medicare or Medicaid) or private health insurances. The NHIS also has a series of subsets: Family, Person, and Sample Adult data files. I merge Sample Adult data with Family, and Person data files.

The primary sample in this analysis consists of older and elderly adults who were between the ages of 60 and 69, and the sample period ranges from 2004 to 2013 for 10 years. I cut the data off at 2014, as it was in the beginning of that year that the Affordable Care Act required individuals to have health insurance or pay a potential penalty. Along with this individual requirement, insurers were barred from refusing to sell insurance to individuals with preexisting conditions, including mental illnesses and substance abuse disorders. As a result, the proportion of the population who had no health

insurance was dramatically reduced to 10.4% in 2014. To prevent it from influencing the behavior of the elderly before the age of 65, I use the sample during the periods leading up to 2013.

To focus on the causal effect of obtaining Medicare, I also limit the sample to those who have no private insurance before and after the age of 65. As a result, I focus on the effect of being covered by Medicare. Private insurance can be provided to cover a range of out-of-pocket expenses not covered by Medicare (Part A and Part B). In 2016, eight in ten beneficiaries in Medicare had some types of supplemental insurance, such as employer-sponsored insurance, Medigap, and Medicare Advantage which offer standardized benefits along with Medicare and are sold by private insurance companies. However, about 19 percentage in traditional Medicare had no source of supplemental coverage (Cubanski et al. 2018). The multiple coverage rises at the age of 65 and that increase is concentrated on better educated or higher income individuals. Therefore those who are without private health insurance before the age of 65 are comparable with those who have only traditional Medicare after the age of 65.

One of the key variables for this study is health insurance status. The relevant question asks whether the respondents have any type of health insurance at the time of the interview (private, Medicare, Medicaid or any other coverage). This variable, Insurance, is a dummy variable that equals 1 if the respondent reports having any health insurance, and 0 if the respondent does not report having any health insurance.

I also focus on self-rated health as the measure of health status, as it is widely used as a reliable measurement of overall health status and as a significant independent predictor of morbidity, development of disability and mortality (DeSalvo et al. 2010; Benyamini et al. 2003).

Turning to outcome variables, I use three types of outcome variables: health outcome, health care service, and preventive care. A variable for health outcome focuses on self-rated health, and the data is gathered from a question for self-rated health, which asks respondents to rate their health as “excellent, very good, good, fair, or poor.” I construct a dummy variable that is equal to 1 if their health are excellent or very good, and 0 otherwise.

Questions regarding health care service centered around four main questions. The first(second) asks whether the respondent has seen or talked to a health professional(a medical specialist) within the past 12 months. The third asks whether respondents were hospitalized overnight at any point during the past 12 months. The last question asks whether respondents had any surgery in the past 12 months. I also use questions about preventive care. The first question asks the respondent whether they had met a general doctor in two weeks. Though general doctors treat both acute and chronic illnesses, they focus on preventive care and health education for patients, supporting the role of medical specialists or health professionals. Measures for preventive care also include whether respondents had received a flu-shot and testing for their regular cholesterol or blood pressure in the past 12 months.

Age in months is the key variable in this research, and throughout the analysis, I limit analysis to individuals who were within around 60 months of their 65th birthdays. This variable enables me to use the regression discontinuity(RD) research design based on the knowledge of the rule which determines health insurance status in this population.

## IV. Descriptive Statistics

The analysis in this study is based on the National Health Interview Survey data from the period between 2004 and 2013. The sample data set includes demographic characteristics and outcome variables. Demographic variables are as follows: age-in-months, gender, race, educational attainments, employment status, and insurance status. Outcome variables consists of three groups: health care services, preventive care services, and self-rated health.

〈Table 1〉 Descriptive statistics for variables at baseline  
(*National Health Interview Survey 2004~2013*)

	<i>Male</i>	
	<i>Before Age 65</i> (1)	<i>After Age 65</i> (2)
<b>A. Demographics</b>		
Married	.3504 [.4771]	.4279 [.4948]
Gender	.5388 [.4985]	.5398 [.4985]
White	.4709 [.4992]	.4917 [.5000]
High school graduate	.6454 [.4784]	.6693 [.4705]
Employed	.2451 [.4302]	.1765 [.3813]
Retirement	.2213 [.4152]	.5781 [.4939]
Insured	.6138 [.4869]	.9670 [.1787]
<b>B. Outcomes</b>		
Health Professional	.2745 [.4463]	.2826 [.4503]
Medical Specialist	.3391 [.4734]	.3834 [.4863]
Inpatient	.1373 [.3442]	.1286 [.3348]

Surgery	.1459 [.3531]	.1741 [.3792]
General Doctor	.7175 [.4503]	.7945 [.4041]
Flu-shot	.4087 [.4916]	.5216 [.4996]
Cholesterol	.7324 [.4428]	.8276 [.3778]
Blood Pressure	.8390 [.3676]	.9024 [.2969]
Self-Rated Health	.2744 [.4462]	.3771 [.4847]
Observation	6,010	6,992

Note: All statistics are based on a dataset created by Family, Person, and Sample Adult files from the NHIS for 2004~2013. Entries in each column are means of variables and standard errors are in brackets. Variables are as follows: *Married* variable indicates whether the respondent currently has been married. *Gender* variable is a dummy variable that equals 1 if a respondent are a male. *White* is a dummy variable that equals 1 if the respondent reports white as a racial ethnicity. *High School Graduate* variable is an indicator variable that is equal to 1 if respondents are high school graduates or above. *Employed* variable is a proportion of those who were working for pay. *Retirement* variable is a proportion of those who have been retired at the time of interview. *Insured* is a dummy variable that equals 1 if the respondent reports having any health insurance. *Health professional (Medical specialist or general doctor)* variable shows whether the respondent has been or talked to a health professional (Medical specialist or General Doctor). *Inpatient* variable asks whether respondents have utilized inpatient health care services. *Surgery* variable asks whether respondents have taken surgery. *Flu-shot* variable indicates whether respondent have had a flu vaccination during the past 12 months. *Blood pressure test* variable indicates whether respondents have been told by a doctor or other health professional that they had high blood pressure. Self-Rated Health is an indicator variable that equals 1 if respondents evaluated “Excellent” or “Very Good” for their health.

〈Table 1〉 reports summary statistics by age. I divide the sample into two groups based on the Medicare cutoff age of 65, with one group consisting of respondents aged 60 to 64, and the other group consisting of those aged 65 to 69. Predictably, the insured proportion increased across the age of 65. After age 65, those who are covered by Medicare sharply increases from 61.4% to 96.7%.

Panel B presents the sample proportions for health care and preventive care



services. Across the age of 65, the proportions of health care service utilization increase for outpatient services. Generally health care services increase across the age of 65. Contrary to general pattern, inpatient services decreases after the age of 65. Panel B also reports the mean proportions on all types of preventive care services. The elderly individuals, on average, increase their use of all types of preventive care including visit to general doctor, receiving flu-shot, cholesterol and blood pressure tests, as they approach the age of 65. As for preventive care, the elderly individuals after the age of 65 tend to generally utilize preventive care services at a higher rate than before age 65. Finally, the elderly people, on average, report better self-rated health than respondents under the age of 65. However, simple comparison between the sample of individuals aged 60 to 64 and individuals aged 65 to 69 would not capture the causal effect of Medicare health insurance.

## V. Methodology

Estimating the causal effect of health insurance on self-rated health can be empirically challenging. A wide scope of demographic variables, including marital status, educational attainment, race, and employment status may influence self-rated health and insurance status. The two groups, both insured and uninsured, may differ across those variables. As a result, differences in observed demographic variables between insured and uninsured can thus lead to differences in unobserved characteristics. Therefore, the effect of health insurance is not discernable from effects of unobserved characteristics. Moreover, if health insurance status is closely correlated with these unobserved characteristics, these characteristics may be also related with

health status. For example, those who have health insurance are more likely to have unobserved risk-averse behaviors, as well as higher incomes or education level, and all of these characteristics may affect health status. Because of these unobserved characteristics, health insurance could be both a cause and an effect of self-rated health or health care services, and these unobserved characteristics may lead to a biased estimator in an ordinary least squares regression.

To address omitted variable bias caused by unobserved characteristics, I use the fact that all adults are eligible for Medicare at the age of 65. I consider three sets of regressions. First, to show the effect of Medicare eligibility on health insurance status around age 65, I estimate the regression of reaching age 65 on health insurance status. Second, I perform the regression of reaching age 65 on self-rated health. Similar to instrumental variable regression, the discontinuity in self-rated health is the reduced-form estimate, and the discontinuity in health insurance status is the first-stage estimate. Finally, I construct a Wald-type estimate to capture the causal effects of health insurance on self-rated health by dividing the jump in the relationship between self-rated health and age 65 by the jump in the relationship between health insurance status and age 65. Within this framework, the instrument variable is the Medicare eligibility age of 65. I exploit an indicator variable equaling 1 if the respondent is aged 65 or older as an instrument for health insurance status to estimate the causal effect of health insurance on self-rated health, referred to as fuzzy regression discontinuity.

The Medicare eligibility structure and data enable me to estimate the causal effect of Medicare on health status using an RD design. Throughout this study, the analysis proceeds in two steps. I show smoothed figures to visually

examine discontinuities at the eligibility thresholds; and then to obtain estimates for the main causal effects, I follow standard RD methodology.

$$Y_{i1} = \alpha_{1k}X_i + \beta_{1k}T_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{1j}(age_i^j) + \sum_{j=1}^k \delta_{1j}(T_i \times age_i^j) + \epsilon_{i1k} \quad (1)$$

$$Y_{i2} = \alpha_{2k}X_i + \beta_{2k}T_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{2j}(age_i^j) + \sum_{j=1}^k \delta_{2j}(T_i \times age_i^j) + \epsilon_{i2k} \quad (2)$$

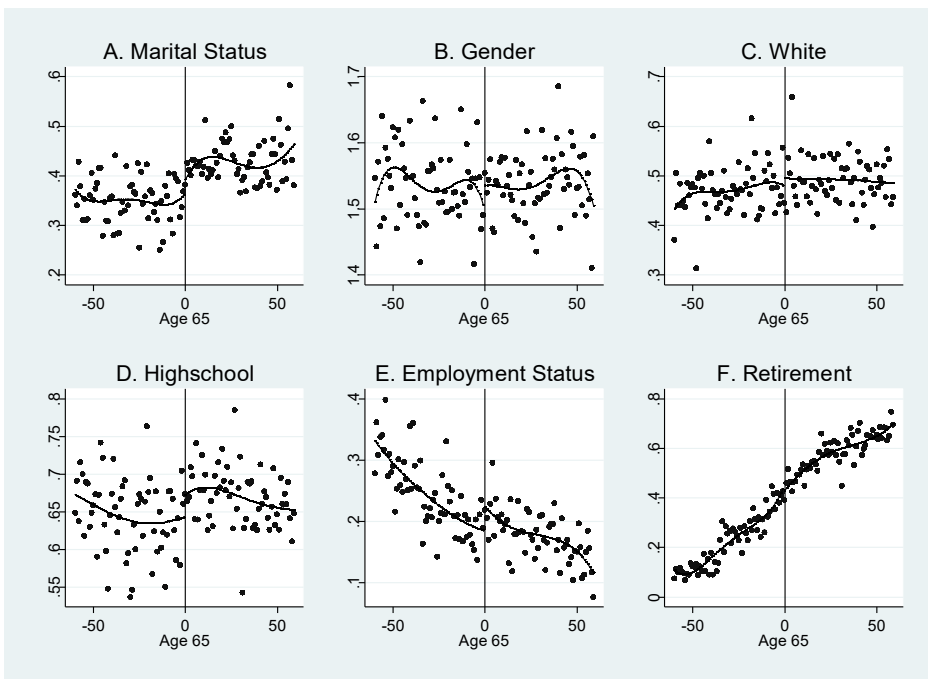
where  $Y_{i1}$  is a dummy variable that equals 1 if individual  $i$  is covered by health insurance and  $Y_{i2}$  is also a dummy variable that equals 1 if individual  $i$ 's self-rated health has improved. The vector of observable characteristics,  $X_i$ , is the set of demographic control variables, including gender, marital status, race, education, income level and employment status as well as interview year and region fixed effect.  $T_i$  is an indicator variable of whether the individual  $i$ 's age is greater than or equal to 65 years old and  $age_i$  indicates the number of months before and after an individual's 65th birthday. Finally, polynomial functions of  $age_i$  is a smooth control function of an age profile, which represents the trend for health insurance status. If polynomial functions of  $age_i$  is specified correctly, it will capture the dependence of all outcomes on all values of age from 60 to 69, and I can use this data to then estimate (1) and (2). However, there is no reason to believe that the true model is linear. For more robust results, I use the results in models with quadratic, cubic, and quartic polynomials in order to show that higher-order polynomial models are consistent with the results in the linear model.

Another method for estimating the smooth function of the age profile is to use a nonparametric model. However, if the insured proportion increased dramatically after an individual's 65th birthday, a boundary problem results in the overestimating of the treatment effects at age 65. Therefore, I implement a

local linear regression in order to reduce the bias in kernel regression, using the bandwidth selection procedures by Imbens and Kalyanaraman (2012) and Calonico, Cattaneo, and Titiunik (2014). Finally, for evaluating indirect mechanism to affect self-rated health, I also consider the effect of obtaining health insurance on health care services or preventive care.

## VI. Validity of Regression Discontinuity Design

〈Figure 1〉 Observable Characteristics at age 65



Note: These figures show average ratio of those who are married, male, white, high school graduates or above, employed and retired in age in months. The markers represent the averages of variables at one-month intervals. The solid lines represent fitted regressions from the models that assume a cubic age profile, interacted with a dummy for age 65 or older.

〈Table 2〉 Differences in Observed Characteristics between Insured and Uninsured  
(*National Health Interview Survey 2004 ~ 2013*)

	<i>Insured</i>	<i>Uninsured</i>	<i>Difference between insured and uninsured</i>	<i>p-value for difference in means</i>	<i>Regression estimates of discrete jump at 65</i>	<i>p-value for difference in RD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Married	.3928 [.4884]	.3891 [.4876]	.0037 [.0108]	.730	.0272 [.0430]	.527
Sex	.5360 [.4987]	.5529 [.4973]	-.0169 [.0110]	.124	.0386 [.0444]	.385
White	.4906 [.4999]	.4471 [.4973]	.0435 [.0110]	.000***	.0169 [.0445]	.705
High school graduate	.6614 [.4732]	.6454 [.4785]	.0161 [.0105]	.125	.0294 [.0422]	.487
Employed	.1620 [.3685]	.3973 [.4894]	.2353 [.0087]	.000***	.0387 [.0360]	.282
Retirement	.4563 [.4981]	.2367 [.4251]	.2196 [.0107]	.000***	-.0203 [.0431]	.638
Observation	10,450	2,552	13,002	13,002	13,002	13,002

Note: All statistics are based on a dataset created by Family, Person, and Sample Adult files from the NHIS for 2004~2013. Entries in each column are means of variables and standard errors are in brackets. The control variables are as follows: *Married* variable indicates whether the respondent currently has been married. *White* is a dummy variable that equals 1 if the respondent reports white as a racial ethnicity. *High School Graduate* variable is an indicator variable that is equal to 1 if respondents are high school graduates or above. *Employed* variable is a proportion of those who were working for pay. *Retirement* variable is a proportion of those who have been retired at the time of interview. Columns (5) and (6) are regression discontinuity estimates with quartic polynomials and related p-values.

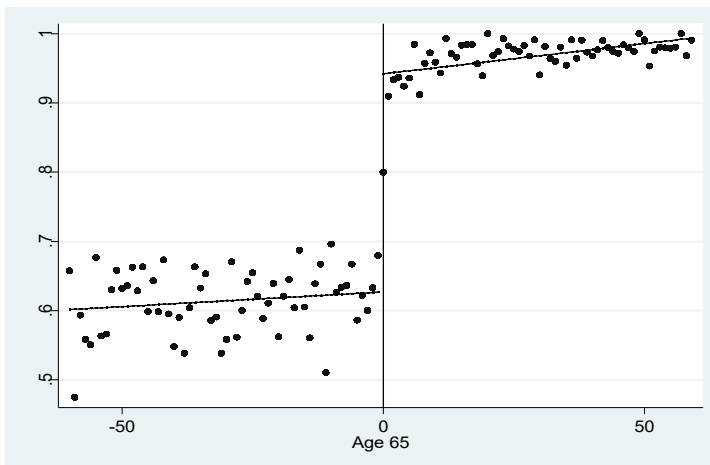
To evaluate the identification assumption, one common test for the validity of RD research design is to verify no discontinuities in all other observable characteristics than health insurance status is implemented by estimating the main equation (1). I examine whether the demographic variables, including marital status, proportions of white, high school graduates and retirement. Columns (1) and (2) in 〈Table 2〉 present the shares of those corresponding to each observed characteristics among the insured and uninsured. Columns (3) and (4) show differences in those characteristics between the two groups with p-values. The results imply that insured and uninsured groups have different

observed characteristics on average for individuals with and without limitation. The insured individuals are likely to have different demographic characteristics from the uninsured individuals. Despite the result that reflect differences between insured and uninsured, the observed characteristics do not jump at age 65. Columns (5) and (6) reflect no discrete jump at any of the observed characteristics. This finding suggests that factors other than health insurance status do not influence discontinuous changes in self-rated health at age 65. <Figure 1> shows smooth trends for all observed characteristics at age of 65 which is consistent with results in <Table 2>.

## VII. Results

### 1. Changes in Health Insurance Status at age 65

<Figure 2> Health Insurance Status at age 65



Note: This figure shows average ratio of those who are covered by public or private insurance in age in months by gender. The markers represent the averages of variables at one-month intervals. The solid lines represent fitted regressions from the models that assume a linear age profile, interacted with a dummy for age 65 or older.

The first set of regressions pertains to the effect of reaching the Medicare eligibility age of 65 on health insurance status. This part provides the first-stage regression and the interpretation of the effect of reaching age 65, with the main finding revealing that the proportion of the insured individuals sharply increases due to Medicare.

〈Figure 2〉 presents how the insured proportion varies at around the age of 65. The figure shows the actual and fitted age profiles of health insurance status from a linear regression model estimated separately on each side of the cutoff value. The markers in the figure represent averages of the insured proportion by age in months, and the lines represent fitted regressions from models with a linear age profile fully interacting with a dummy for age 65 or older.

The figure implies that health insurance status is substantially affected by Medicare eligibility. In particular, 〈Figure 2〉 shows a sharp increase of about 20 to 30 percentage points in the insured proportions. The figure graphically demonstrates that Medicare eligibility substantially affects health insurance status among the elderly around the age of 65.

〈Table 3〉 Change at Age 65 in Insurance Coverage: 1<sup>st</sup> Stage  
(*National Health Interview Survey 2004~2013*)

	<i>Insured</i>			
	(1)	R-squared F test	(2)	R-squared F test
Linear	.3155*** [.0138]	.1974 1002.98***	.3204*** [.0145]	.2360 129.94***
Quadratic	.2889*** [.0215]	.1979 603.84***	.2922*** [.0226]	.2363 120.06***
Triple	.2394*** [.0294]	.1985 434.25***	.2517*** [.0309]	.2368 112.49***
Quartic	.2425*** [.0379]	.1988 337.86***	.2767*** [.0398]	.2373 105.20***
LLR(IK)	.2604***	-	-	-

	[.0257]	-	-	-
LLR(CCT)	.2547***	-	-	-
	[.0281]	-	-	-
Control	-	-	√	-
Observation	13,002	13,002	10,996	10,996

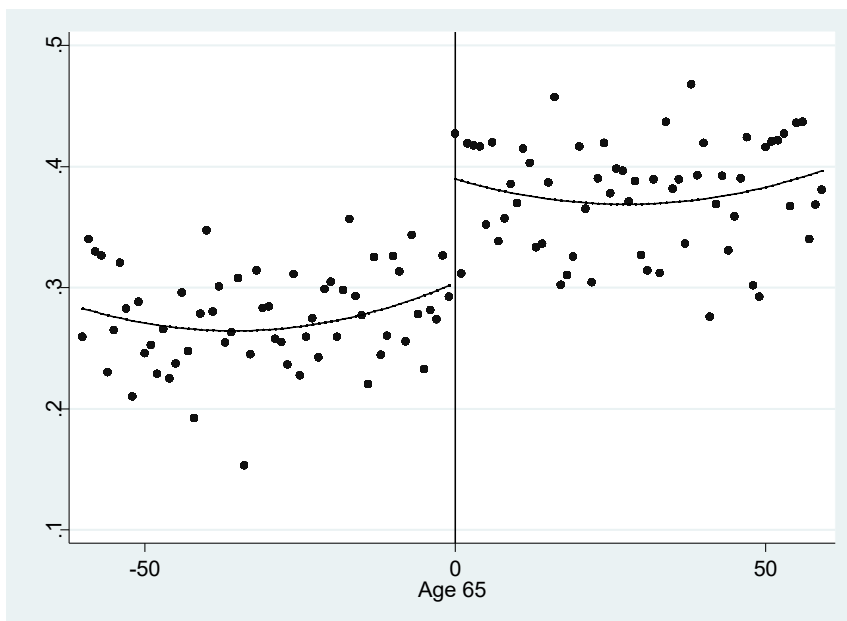
Note: All statistics are based on a dataset created by Family, Person, and Sample Adult files from the NHIS for 2004 ~ 2013. All the estimates are coefficients on dummy variables that are equal to one if the respondent is at least 65 years old. The specification includes control variables: gender, marital status, educational attainment, employment status, race, region fixed effect and year fixed effect. The linear model includes age and its interaction with the dummy variable. The quadratic model includes age, age-squared variables, and their interactions with the dummy variables. The cubic model includes age, age-squared variables, age-tripled variables, and their interactions with the dummy variables. The quartic model includes age, age-squared variables, age-tripled variables, age-quartic variables and their interactions with the dummy variables. LLRs (Local Linear Regressions) are estimated using the bandwidth selection procedure proposed by Calonico, Cattaneo and Titiunik (2014) and Imbens and Kalyanaraman (2012) with an Epanechnikov kernel. Robust standard errors are presented in brackets. F-statistics indicates result of a test where the null hypothesis is that all of the regression coefficients are equal to zero. The statistical significance of each estimate is indicated as follows: \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , and \* indicates  $p < 0.1$ . R-squares also shows how well the data fit the regression model.

The marginal effects obtained by estimating equation (1) are presented in <Table 3>. All parametric models (linear, quadratic, triple, and quartic) show discrete increases in proportions of insured individuals at the age of 65. Column (2) shows the results of the parametric models with control variables, which have the same results as in column (1). The nonparametric local linear models with the bandwidth choice by Imbens and Kalyanaranman (2011) and Calonico et al. (2014) also show a discrete increase in insured proportions. The main regression results in columns (1) and (2) in <Table 3> are consistent with the graphical analysis in <Figure 2>. As shown, the insured proportion increases by 24 to 32 percentage points at the age of 65, depending on specifications.



## 2. Changes in Self-Rated Health at age 65

(Figure 3) Health Outcomes at age 65: Self-Rated Health



Note: This figure shows average ratio of those who answer “Excellent” or “Very Good” for their health status in age in months by gender. The markers represent the averages of variables at one-month intervals. The solid lines represent fitted regressions from the models that assume a quadratic age profile, interacted with a dummy for age 65 or older. A quadratic fit is imposed on either side of the cutoff age 0. Reported health represents recent reported health status, which is an indicator variable that is equal to 1 if respondents answer “Excellent” or “Very Good”. Otherwise, it is 0.

〈Table 4〉 Change in Self-Rated Health at Age 65: The Reduced Form  
(National Health Interview Survey 2004~2013)

	Reported Health Status			
	(1)	R-Squared F test	(2)	R-Squared F test
Linear	.0907*** [.0163]	.1190 53.12***	.0583*** [.0166]	.1350 74.81***
Quadratic	.0858*** [.0246]	.1220 32.68***	.0551** [.0250]	.1306 69.30***
Triple	.1120*** [.0329]	.1231 23.63***	.0786** [.0334]	.1307 64.40***
Quartic	.1033** [.0415]	.1242 18.42***	.0565 [.0424]	.1308 60.12***
LLR(IK)	.0989*** [.0257]	- -	- -	- -
LLR(CCT)	.1071*** [.0284]	- -	- -	- -
Control	-	-	√	-
Observation	13,002	13,002	10,996	10,996

Note: All statistics are based on a dataset created by Family, Person, and Sample Adult files from the NHIS for 2004~2013. All the estimates are coefficients of dummy variables that are equal to one if the respondent is at least 65 years old. Specification in Columns (2) includes control variables: gender, marital status, educational attainment, employment status, race, and year fixed effect. The outcome variables are as follows: Recent Health Status is an indicator variable that equals 1 if respondents evaluated “Excellent” or “Very Good” for their health. The linear model includes age and its interaction with the dummy variable. The quadratic model includes age, age-squared variables, and their interactions with the dummy variables. The cubic model includes age, age-squared variables, age-tripled variables, and their interactions with the dummy variables. The quartic model includes age-quartic variables and their interactions with the dummy variables and variables that are used in the cubic model. LLRs (Local Linear Regressions) are estimated using the bandwidth selection procedure suggested by Calonico, Cattaneo and Titiunik (2014) and Imbens and Kalyanaraman (2012) with an Epanechnikov kernel. Robust standard errors are presented in brackets. F-statistics indicates result of a test where the null hypothesis is that all of the regression coefficients are equal to zero. The statistical significance of each estimate is indicated as follows: \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , and \* indicates  $p < 0.1$ . R-squares also shows how well the data fit the regression model.

Focusing on the short-run effects of health insurance, I consider the effect of obtaining Medicare on self-rated health shortly after the age of 65. According to health self-efficacy theory, self-assurance in health management may have a positive effect on self-rated health. Health insurance can provide this confidence in taking care of health to the elderly persons who are newly covered by health insurance at the age of 65, as health insurance can allow for easy access to health care or preventive care services. In this study, the fact that the elderly individuals can utilize health care services whenever they need to is one of the hypotheses of health self-efficacy.

〈Figure 3〉 shows that there is a discrete increase in the proportion of respondents at around age of 65 who self-reported their health as “excellent” or “very good” at the time of the survey. Before the age of 65, self-reported health follows a constant trend and hovers around 30 percent, but after age 65, the proportion shows a discrete jump at the age of 65. When the elderly individuals reach the age of 65, their self-reported health sharply increases.

Consistent with 〈Figure 3〉, columns (1) and (2) in 〈Table 4〉 show that the proportion of those who evaluate their health as “excellent” or “very good” increases than before by approximately 6 to 11 percentage points at around the age of 65 in parametric and non-parametric regressions(except for quartic polynomial parametric model with control variables). However, these results in reduced forms do not reflect the causal relation between health insurance and self-rated health.

### 3. Results for the Second Stage

〈Table 5〉 The Causal Effects of Medicare on Self-Rated Health: The 2nd Stage  
(National Health Interview Survey 2004~2013)

	Reported Health Status	
	(1)	(2)
1 <sup>st</sup> Stage	.2741*** [.0228]	.2652*** [.0253]
2 <sup>nd</sup> Stage	.3679*** [.1018]	.4038*** [.1172]
Kernel	IK	CCT
Observation	13,002	13,002

Note: All the estimates are based on a dataset created by the NHIS Sample Person and Adult files for 2004~2013. All the estimates are coefficients on dummy variables that are equal to one if the respondent is at least 65 years old. Coefficients (local linear regressions) are estimated using the bandwidth selection procedure suggested by Calonico, Cattaneo and Titiunik (2014) and Imbens and Kalyanaraman (2012) with an Epanechnikov kernel. The statistical significance of each estimate is indicated as follows: \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , and \* indicates  $p < 0.1$ .

So far, I have estimated the first stage, which considers the share of older adults who obtain health insurance at the age of 65, and the reduced form, which shows the change in self-rated health at age 65. I can identify the estimates, the causal effect of health insurance on self-rated health, by dividing the estimates of the first stage by those of the reduced form. This regression design is analogous to using the Medicare eligibility age of 65, as an instrumental variable to obtain the causal effect estimates in the second stage, which are referred to as Wald-type 2SLS estimates.

In the first stage and the reduced form, I used both parametric and nonparametric approaches, which in fact both need to choose optimal bandwidth, kernel and polynomial order. Parametric estimators use an infinite bandwidth, a uniform kernel, and a relatively high-order polynomial, while nonparametric estimators use a smaller bandwidth, a kernel that places more

weight near the threshold, and a lower-order polynomial.

Although there is no strict rule which decides which approach works better, estimates in parametric methods can lead to a bias in that all data far from the cutoff age are used. Therefore, a more modern approach is to use nonparametric methods to approximate the left and right-hand limits. However, when using the nonparametric kernel method, estimates suffer from the boundary problem, which leads to systematic bias. To overcome the boundary problem, I use 2SLS local linear regression. This regression is weighted least squares using observations to the left of the threshold. The linear term in the model eliminates boundary bias exhibited by local constant estimators.

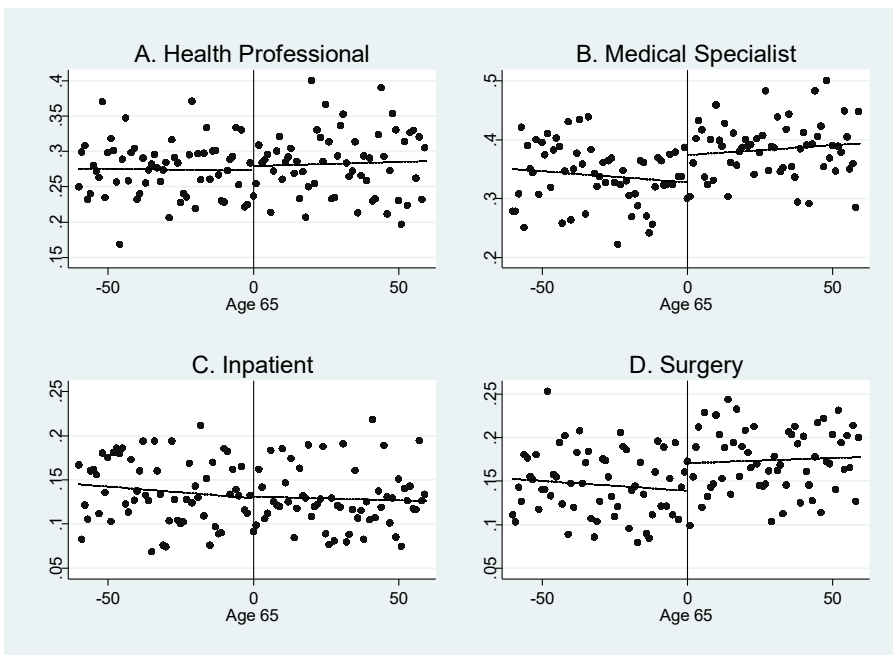
Coefficients in the 2SLS regression identify the LATE on compliers with treatment assignment. The results in the second stage show that the proportion of older adults who reported improved self-rated health increased at the cutoff age of 65, caused by the change in health insurance status from uninsured to insured. <Table 5> presents that for both IK and CCT bandwidth choices, coefficients in the second stage are positive and statistically significant in self-rated health. The proportion of those who rate their health as excellent or very good than before increases from 36.7 to 40.3 percentage points at the age of 65. In other words, the proportion of those who are covered by health insurance increases by about 27 percentage points. Among those who are newly covered by health insurance at the age of 65, self-rated health improves in 36.7 to 40.3 percent of those individuals; their self-rated health changed from good, fair, or poor to excellent or very good.

A few previous studies found a positive relationship between health insurance and health outcomes. However, they did not overcome the endogeneity problem; differences in unobserved characteristics may lead to differences in health outcomes. To address the endogeneity, other strand of

previous studies used a change in exogenous event that led to a change in health insurance coverage with econometric methods. Card et al. (2008) found mild improvements in self-rated health and no effect on mortality. Finkelstein and McKnight (2008) concluded that Medicare have no effect on health of those newly eligible for it. On the other hand, in this study, Medicare has an effect on self-rated health. Given that self-rated health improved right after the age of 65, Medicare significantly affects self-rated health in the short-run.

#### 4. Robustness

〈Figure 4〉 Health Care Services at age 65



Note: Figures A to D in this figure show average ratio of those who have visited to health professional and medical specialist in age in months by gender. Figures E to H show average ratio of those who were hospitalized overnight (had some surgeries) during the past 12 months by gender. The markers represent the averages of variables at one-month intervals. The solid lines represent fitted regressions from the models that assume a linear age profile, interacted with a dummy for age 65 or older. A linear fit is imposed on either side of the cutoff age 0.

〈Table 6〉 The Causal Effects of Medicare on Health Care and Preventive Care Services: The 2<sup>nd</sup> Stage  
(National Health Interview Survey 2004~2013)

	<i>Health Professional</i>		<i>Medical Specialist</i>		<i>Inpatient</i>		<i>Surgery</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1 <sup>st</sup> Stage	.2808*** [.0209]	.2575*** [.0275]	.2587*** [.0273]	.2445*** [.0322]	.2991*** [.0168]	.2619*** [.0262]	.2616*** [.0263]	.2463*** [.0306]
2 <sup>nd</sup> Stage	-.0060 [.0805]	.0359 [.1119]	-.0599 [.1218]	-.1381 [.1534]	.0016 [.0472]	-.0533 [.0808]	.0003 [.0861]	-.0015 [.1046]
Kernel	IK	CCT	IK	CCT	IK	CCT	IK	CCT
Observation	13,002	13,002	13,002	13,002	5,745	5,745	5,745	5,745
	<i>General Doctor</i>		<i>Flu-shot</i>		<i>Cholesterol</i>		<i>High Blood Pressure</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1 <sup>st</sup> Stage	.2704*** [.0236]	.2439*** [.0333]	.2797*** [.0214]	.2527*** [.0286]	.2814*** [.0349]	.2651*** [.0449]	.2683*** [.0415]	.2593*** [.0481]
2 <sup>nd</sup> Stage	.2087** [.0887]	.3669*** [.1362]	.1534* [.0903]	.1730 [.1306]	.2369* [.1223]	.2383 [.1654]	.2571** [.1226]	.2646* [.1473]
Kernel	IK	CCT	IK	CCT	IK	CCT	IK	CCT
Observation	13,002	13,002	13,002	13,002	5,745	5,745	5,745	5,745

Note: All the estimates are based on a dataset created by the NHIS Sample Person and Adult files for 2004 ~ 2013. All the estimates are coefficients on dummy variables that are equal to one if the respondent is at least 65 years old. Coefficients (local linear regressions) are estimated using the bandwidth selection procedure suggested by Calonico, Cattaneo and Titiunik (2014) and Imbens and Kalyanaraman (2012) with an Epanechnikov kernel. The statistical significance of each estimate is indicated as follows: \*\*\* indicates  $p < 0.01$ , \*\* indicates  $p < 0.05$ , and \* indicates  $p < 0.1$ .

Two main conclusions can be drawn from the previous results. First, among those who have no private health insurance, when reaching the Medicare-eligible age of 65, the proportion of insured individuals increased. Second, the positive effect of Medicare coverage on self-rated health exists; elderly individuals after age 65 show more clearer improvement in self-rated health than before age 65.

One potential explanation for these results is that health care or preventive care services can influence self-rated health. As Medicare allows easier access

to health care and preventive care services, having Medicare may increase the utilization of those services, which may in turn may influence health.

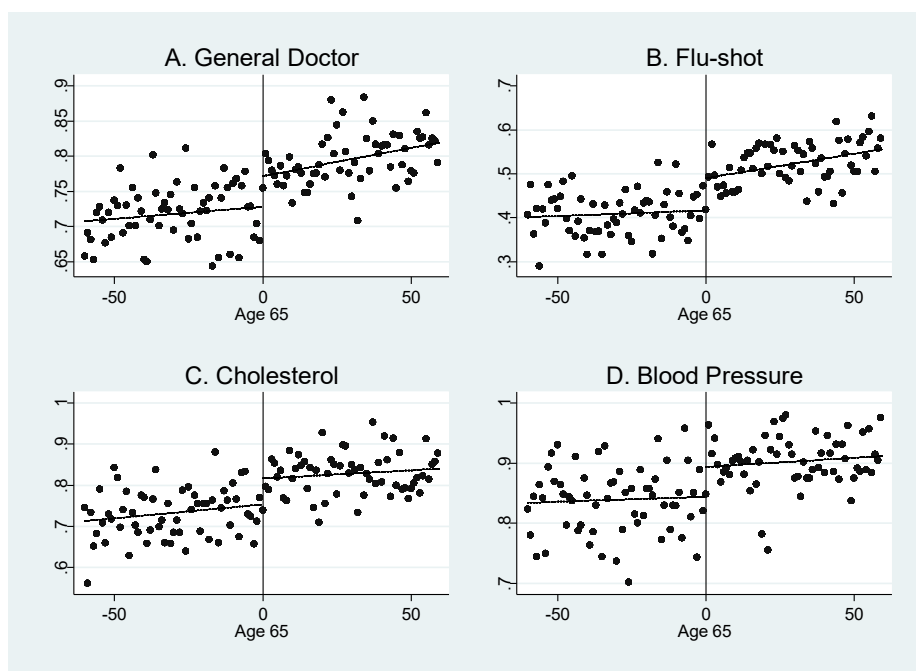
In this section, I examine changes in the utilization of those services at the age of 65 to investigate potential effects on health outcomes. <Figure 4> shows the actual and fitted age profiles of health care services, such as visits to health professionals or medical specialists, and utilization of inpatient and surgery. The markers in the figures represent proportions of those who have utilized outpatient and inpatient services by age in months, and the lines represent fitted regression from models with a linear age profile fully interacted with a dummy for age 65 or older.

In Panel A of <Figure 4>, the proportion of male elderly individuals who visited a health professional does not change and it also does not jump sharply at age 65. Panel B(Medical Specialist) show a slight different trend before and after the age of 65, but no clear jump at age 65. As a result, no discrete jump at age 65 implies that Medicare eligibility has no immediate effect on outpatient services at the age of 65. As for inpatients or surgery, I also observe patterns which are similar to that of outpatient service usage, with there being no discernible difference. Panel C presents the proportion of individuals who utilized inpatient services in age in months, and the markers are distributed widely with no pattern. Patterns of markers do not show any clear jump at the age of 65. Panel D shows the actual and fitted age profiles of whether or not receiving any surgery in the past 12 months by gender. Although the proportion of elderly individuals who took surgery increases smoothly across age 65, overall trends show no discrete jump at the age of 65. Results of Panel A in <Table 6> shows the coefficients for the 2SLS local linear regression. Consistent with <Figure 4>, no coefficient in <Table 6> shows statistical significance, which implies that health insurance for elderly individuals does



not lead to sharp increases in health care service usage at the age of 65.

〈Figure 5〉 Preventive Care at age 65



Note: This figure A shows average ratio of those who have seen/talked to a general doctor during the past 12 months in age in months by gender. Others (B,C, and D) show average ratio of those who have taken flu-shot, cholesterol and blood pressure tests during the past 12 months in age in months by gender. The markers represent the averages of variables at one-month intervals. The solid lines represent fitted regressions from the models that assume a linear age profile, interacted with a dummy for age 65 or older. A linear fit is imposed on either side of the cutoff age 0.

〈Figure 5〉 shows the actual and fitted age profiles of preventive care, including visits to the general doctor, receiving flu-shots, and tests for cholesterol and blood pressure. The results are as follows: first, the proportion of visits to the general doctor also increases across age 65. Panel A also show a discrete jump at age 65. This type of pattern holds true for both flu-shots and tests for cholesterol or high blood pressure. As respondents grow older, the proportion of receiving flu-shot, testing for cholesterol and blood pressure

tend to increase. For the elderly individuals, graphically, there exists slight jumps at the age of 65 for flu-shots and tests for cholesterol and blood pressure.

Panel B in <Table 6> shows that there is a positive causal effect of health insurance on preventive care. Coefficients on whether visiting to general doctor or whether testing high blood pressure are positive and significant in the first and second stages. For flu-shot status and cholesterol test, coefficients on models with IK are positive and significant. The utilization of preventive care services for the elderly individuals are clearly influenced by obtaining of Medicare at the age of 65.

Becoming 65 leads to Medicare eligibility, which is likely to improve self-rated health. Despite that there is no discrete change in health care services including surgery and inpatient, self-rated health improves across the age of 65. Rather, the elderly individuals increases their use of preventive care services. Therefore, obtaining health insurance itself seems to increase the assurance of managing health which shows an discrete increase in preventive care services at the age of 65 and results in better self-rated health.

## VIII. Discussion and Conclusion

Considering the sample which consists of those who have no private health insurance before and after the age of 65, I found the proportion of those who are covered by health insurance increases by about 27 percentage points. Among those who are newly covered by health insurance at the age of 65, self-rated health improves in 37 to 41 percent of those individuals. As a result, I draw the main result from the analysis of this study: the existence of health

insurance improves self-rated health in the short-run.

The results in this study suggest that improvements in self-rated health are immediately implemented at the age of 65. However, while preventive care services increased sharply right after the age of 65, health care services did not show any discrete jump at the age of 65. Health care services cannot be attributed to better health in the short run.

Awareness of easily using health care or preventive care services can improve health in the short-run perspective. Health insurance, which enables older adults to have easy access to health care or preventive care services, can increase their assurance in self-managing health, which is a direct predictor of self-rated health. Despite that there is no discrete change in health care services including surgery and inpatient, the elderly individuals increase their use of preventive care services right after the age of 65. Although there are no direct medications or treatments through preventive care services, self-rated health improved sharply right after the age of 65. The confidence of self-managing health can have a positive effect on self-rated health.

To overcome the endogeneity caused by reverse causality or omitted variable bias, I used the age of 65 as an instrumental variable to examine the causal effect of health insurance on self-rated health, which is a concept of the fuzzy RD research design. I use the RD design to investigate some hypotheses of the potential effects of Medicare on self-rated health. For this study I test the health self-efficacy theory which hypothesizes that higher confidence in managing one's own health can improve health outcome, and I consider Medicare as a measure of this self-assurance due to the manner in which Medicare gives older adults easy access to health care or preventive care services.

The important limitations in this study are the following. The estimates of

the fuzzy RD research design are local in two senses: first they are local to the cutoff age 65. Estimates are specific to the elderly around the age of 65. While these estimates are likely to be generalized to the elderly individuals who are aged sixties or older, other age groups cannot be applied. Second, results apply only to compliers who become insured upon turning age 65 and these elderly individuals differ from the typical elderly individual in numerous ways. Nevertheless, these results will be useful for policy makers, as these results provide some information on how health insurance improves health status other than in conventional ways. Finally, estimates show the short-run response to a change in health insurance due to the Medicare eligibility. However, this can provide meaningful evidence that health insurance presents an assurance of managing one's health not in the long-run, but in the short-run. Results illustrate that the act of being covered by health insurance is important for health outcomes.

## References

- Allen, H., et al. (2013). "The Oregon health insurance experiment: when limited policy resources provide research opportunities", *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 38(6):1183-1192.
- Anderson, M., C. Dobkin and T. Gross (2012). "The Effect of Health Insurance Coverage on the Use of Medical Services", *American Economic Journal. Economic Policy*, 4(1):1-27.
- Antwi, Y., A. Moriya and K. Simon (2015). "Access to health insurance and the use of inpatient medical care: evidence from the Affordable Care Act young adult mandate", *Journal of Health Economics*, 39:171-187.
- Ayanian, J. et al. (2000). "Unmet health needs of uninsured adults in the United States", *JAMA*, 284(16):2061-2069.
- Ayanian, J., B. Kohler, T. Abe and A. Epstein (1993). "The relation between health insurance coverage and clinical outcomes among women with breast cancer", *New England Journal of Medicine*, 329(5):326-331.
- Baker, D. et al. (2001). "Lack of health insurance and decline in overall health in late middle age", *New England Journal of Medicine*, 345(15):1106-1112.
- Benyamini, Y. (2011). "Why does self-rated health predict mortality? An update on current knowledge and a research agenda for psychologists", *Psychology & health*, 26(11):1407-1413.
- Calonico, S., M. Cattaneo and R. Titiunik (2014). "Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs", *Econometrica*, 82(6):2295-2326.

- Card, D., C. Dobkin and N. Maestas (2008). "The Impact of Nearly Universal Insurance Coverage on Health Care Utilization: Evidence from Medicare", *American Economic Review*, 98(5):2242-2258.
- Cubanski, J., A., Damico, T., Neuman and G., Jacobson (2018). "Sources of supplemental coverage among Medicare beneficiaries in 2016", Kaiser Family Foundation.
- Dave, D. and R. Kaestner (2009). "Health insurance and ex ante moral hazard: evidence from Medicare", *International Journal of Health Care Finance and Economics*, 9(4):367-390.
- Dafny, L. and J. Gruber (2005). "Public insurance and child hospitalizations: access and efficiency effects", *Journal of Public Economics*, 89(1):109-129.
- DeSalvo, K. et al. (2006). "Mortality prediction with a single general self-rated health question", *Journal of general internal medicine*, 21(3):267-275.
- Finkelstein, A. and R. McKnight (2008). "What did Medicare do? The initial impact of Medicare on mortality and out of pocket medical spending, *Journal of Public Economics*, 92(7):1644-1668.
- Finkelstein, A. et al. (2012). "The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year{\*}", *The Quarterly Journal of Economics*, 127(3):1057-1106.
- Goldman, D. et al. (2001). "Effect of insurance on mortality in an HIV-positive population in care", *Journal of the American Statistical Association*, 96(455):883-894.
- Hadley, J. (2003). "Sicker and poorer: The consequences of being uninsured: A review of the research on the relationship between health insurance, medical care use, health, work, and income",

*Medical Care Research and Review*, 60(2suppl):3S-75S.

Himmelstein, D., E. Warren, D. Thorne and S. Woolhandler (2005). "Illness And Injury As Contributors To Bankruptcy: Even universal coverage could leave many Americans vulnerable to bankruptcy unless such coverage was more comprehensive than many current policies", *Health Affairs*, 24(Suppl1):W5-63.

Imbens, G. and K. Kalyanaraman (2012). "Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator", *The Review of Economic Studies*, 79(3):933-959.

Institute of Medicine (2002). *Committee on the Consequences of Uninsurance, Care Without Coverage: Too Little, Too Late*, National Academic Press.

Katherine K. and L. Buch (2020). "Health Insurance Coverage in the United States: 2019", *Current Population Report*:60-271.

Lee-Feldstein, A., P. Feldstein, T. Buchmueller and G. Katterhagen (2000). "The Relationship of HMOs, Health Insurance, and Delivery Systems to Breast Cancer Outcomes", *Medical Care*, 38(7):705-718.

Lee, J. (2018). "Effects of health insurance coverage on risky behaviors", *Health Economics*, 27(4):762-777.

McWilliams, J. et al. (2017). "Changes in postacute care in the Medicare Shared Savings Program", *JAMA Internal Medicine*, 177(4):518-526.

Osteen, R. et al. (1994). "Insurance coverage of patients with breast cancer in the 1991 commission on cancer patient care evaluation study", *Annals of Surgical Oncology*, 1(6):462-467.

Quesnel-Vallee, A. (2004). "Is it really worse to have public health insurance than to have no insurance at all? Health insurance and adult health in the United States", *Journal of Health and Social*

*Behavior*, 45(4):376-392.

Roetzheim, R. et al. (1999). "Effects of health insurance and race on early detection of cancer", *Journal of the National Cancer Institute*, 91(16):1409-1415.

Sommers, B., K. Baicker and A. Epstein (2012). "Mortality and access to care among adults after state Medicaid expansions", *New England Journal of Medicine*, 367(11):1025-1034.

Sommers, B., S. Long and K. Baicker (2014). "Changes in mortality after Massachusetts health care reform: a quasi-experimental study", *Annals of Internal Medicine*, 160(9):585-593.

Zweifel, P. and W. Manning (2000). "Moral hazard and consumer incentives in health care", *In Handbook of Health Economics*, Elsevier, 1:409-459.



## 요 약

본 연구는 건강보험이 주관적 건강 인식에 단기적으로 미치는 영향을 살펴본 연구이다. 내생성을 통제하기 위해 메디케어의 자격연령 65세를 도구변수로 사용한 경사형 회귀단절 모형(Fuzzy Regression Discontinuity Regression)을 바탕으로 건강보험의 보장이 주관적 건강 인식에 미치는 영향을 살펴보았다. 표본은 65세 전후로 민간의료보험이 없는 노인층을 대상으로 하여 메디케어의 보장이 주관적 건강에 미치는 영향에 초점을 맞추었다. 본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 65세 전후로 건강보험에 보장되는 비율은 약 27% 가량 증가한다. 둘째, 65세에 새롭게 건강보험에 보장되는 사람들은 자기 자신이 평가한 주관적 건강이 향상된다. 셋째, 65세 전후 국지적으로 내원, 입원과 수술 등 의료이용의 급격한 증가가 없는 반면, 예방적 의료이용의 급격한 변화가 존재한다. 따라서 위와 같은 결과는, 건강보험에 보장됨으로써 필요할 때 언제든지 의료이용 혹은 예방의료 이용을 이용할 수 있다는 자각이 주관적 건강 인식에 영향을 줄 수 있다는 사실을 알 수 있다.

※ **국문색인어:** 메디케어, 의료이용, 예방적 의료이용, 주관적 건강



# ESG 등급과 기업의 재무적 성과\*\*\*

## A Casual Relationship between Firms' ESG Activities and Financial Performances

안 현 미\*\*\* · 정 원 석\*\*\*\*

Hyeonmi Ahn · Wonsuk Chung

E, S, G와 기업의 재무적 성과 사이의 인과관계를 살펴보았다. 분석결과 S와 G의 경우 기업의 재무적 성과와 통계적으로 유의미한 양의 상관관계를 나타내었다. 반면, 전년도 기업의 재무적 성과가 좋았던 경우 기업의 S와 G 관련 활동은 감소하는 것으로 나타났다. 세부항목별로 살펴보면 S에서는 협력사에 대한 활동이 왕성한 기업의 재무적 성과가 높은 것으로 나타났으며, G에서는 감사위원회와 공시의 점수가 높은 기업의 재무적 성과가 높은 것으로 나타났다.

**국문 색인어:** ESG, 재무적 성과, 기업의 사회적 책임 활동

**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B030602, B030902, B050700

\* 본 논문의 연구 결과와 내용은 저자 개인 견해이며 소속기관을 대표하는 의견이 아님을 밝힙니다.

\*\*\* 본 논문에 질적 향상을 위해 조언을 주신 익명의 심사자님들께 깊이 감사드립니다.

\*\*\*\* 한국ESG기준원 부연구위원(h.m.ahn@cgs.or.kr), 제1저자

\*\*\*\* 보험연구원 연구위원(originalstone@kiri.or.kr), 교신저자

논문 투고일: 2022. 10. 14, 논문 최종 수정일: 2023. 1. 4, 논문 게재 확정일: 2023. 2. 16

## I. 서론

최근 사회 전반에 걸쳐 기업의 ESG 활동에 대한 관심과 요구가 증가하면서 기업들은 ESG 활동에 적극적으로 참여하고 있으며 이러한 기업들에 대한 투자수요도 증가하고 있다. Global Sustainable Investment Review 2020에 따르면 전 세계적으로 사회적 책임 활동을 하는 기업에 대한 투자 규모가 35조 달러에 이르러 전 세계 운영자금의 1/3을 차지할 정도로 증가하였다. 이러한 증가 추세는 계속되어 2025년까지 50조 달러로 증가할 것으로 전망되고 있다. 우리나라도 최근 대기업을 중심으로 ESG 경영에 대한 구체적인 계획을 발표하고 위원회를 설치하고 ESG 보고서를 발간하여 시장과 소통하려는 등 기업의 사회적 활동에 대한 인식이 개선되고 참여가 늘어나고 있다. 이처럼 기업의 ESG 활동에 관한 관심과 중요성이 커지고 있고 기업 역시 ESG 확대에 관심이 있으나, 여전히 다음 2가지 질문에 대해서는 논쟁의 여지가 남아 있다.

첫 번째 질문은 기업의 ESG 활동이 기업의 재무적 성과를 증가시키는지 혹은 감소시키는지에 관한 점이다. 그리고 두 번째 질문은 기업의 ESG 활동이 기업의 재무적 성과와 관계를 가진다면 인과관계의 방향은 ESG가 성과에 영향을 미치는 것인지 아니면 기업의 성과가 ESG에 영향을 미치는 것인지 등이다.

기업의 사회적 활동과 재무적 성과의 관계를 설명하기 위한 다양한 이론 및 실증분석 연구가 존재하지만, 긍정적인 영향이 있다는 연구와 부정적인 영향이 있다는 연구 그리고 유의미한 상관관계가 없다는 연구 등 다양한 연구 결과가 혼재되어 있다.

기업의 사회적 활동과 재무적 성과 사이에 긍정적인 관계를 설명하는 대표적인 이론은 Freeman (1984)은 이해관계자 이론(stakeholder theory)이다. 이 이론은 주주의 부를 극대화하는 것을 넘어서서 다양한 이해관계자의 이익을 극대화하는 것이 결국 기업가치의 상승으로 이어진다고 설명하고 있다. Wang et al. (2016)은 기존의 관련 연구를 메타 연구 방식으로 분석하여 기업의 사회적 활동이 재무적 성과에 긍정적인 영향을 준다는 결론을 내리며 이해관계자 이론을 뒷받침하였다.

반면, Friedman (1970)은 기업의 사회적 책임 활동은 비용 증가를 초래하므로 이러한 활동은 기업의 재무적 성과에 부정적인 영향을 준다고 설명하였다. 이후 사회적 책임 활동

을 기업의 비용으로 인식하여 기업가치에 부정적인 영향을 준다는 연구(Aupperle et al. 1985; Ullmann 1985)가 다수 발표되었다. 한편, Barnea and Rubin (2010)은 일정 수준의 사회적 책임 활동은 기업가치에 큰 영향을 미치지 않지만 사회적 책임 활동에 과도한 지출이 발생하는 경우 기업가치에 부정적인 영향을 줄 수 있음을 보였다.

한편, 기업의 사회적 활동과 재무적 성과 사이에 연관성이 없음을 밝히며 특정한 조건하에서 이들의 관계가 성립함을 보이는 연구도 존재한다. Margolis et al. (2009)은 사회적 활동과 재무적 성과와 관계에 대한 기존 연구를 메타 분석하여 혼재된 결과들을 설명하고 있다. 이후 연구들은 사회적 활동이 기업의 성과로 이어지는 데 필요한 조건으로 R&D 투자(McWilliams and Siegel 2000), 고객의 인지(Servaes and Tamayo 2013), 기업의 재무적 여유(Lin et al. 2019), 기업 지배구조(Jo and Harjoto 2012), 거시경제 상황(Huang et al. 2020) 등을 고려하기도 하였다.

앞선 연구들이 ESG가 기업의 재무적 성과에 미치는 영향을 살펴본 연구들이라면, 재무적 성과가 좋은 기업이 ESG 활동을 활발히 한다는 주장도 존재한다. 이와 관련된 대표적인 이론은 재무적 여유 이론(slack resource theory)이 있는데, McGuire et al. (1988)은 기업의 재무적 성과가 좋은 기업이 사회적 활동을 활발히 수행하고 있음을 보였다. 그리고 Scholtens (2008)는 기업의 사회적 활동과 재무적 성과 사이에 재무적 성과가 사회적 활동을 초래하는 인과관계가 있음을 밝혔다.

한편, 기업의 ESG 활동과 기업 성과 사이에 선순환 구조(virtuous circle)가 존재하여 상호작용을 통해 긍정적인 영향을 준다는 연구도 존재한다. Waddock and Grave (1997)는 재무적으로 여유가 있는 기업이 사회적 활동에 더 큰 노력을 기울이고, 기업의 사회적 활동은 이해관계자와 관계 개선을 통해 결국 전반적인 재무적 성과를 향상시키는 상호 보완적인 관계를 가짐을 보였다.

ESG 활동과 기업의 성과의 인과관계와 그 방향성에 초점을 맞추어 패널 벡터 자기 회귀 모형을 활용한 연구도 존재한다. Anderson et al. (2014)은 기업의 사회적 책임 활동, 이익 조정, 기업의 재무적 성과의 관계를 밝혔다. Lundgren and Zhou (2017)는 기업의 환경 경영과 기업 성과의 관계를, Lin et al. (2019)은 기업의 사회적 활동과 재무적 성과의 관계를 연구하였다.

이에 본 논문에서는 한국ESG기준원(이하, 'KCGS'라 함)에서 발표하는 우리나라 기업의 E, S, G 등급을 활용하여 기업의 재무적 성과의 관계 분석하였다. 분석을 위해 KCGS에서 발표하는 E, S, G 등급을 기업의 재무정보와 결합하여 시계열자료를 구축하였다. 해당 자료를 분석하기 위해 본 논문에서는 패널 벡터 자기 회귀모형을 활용하였다. 동 모형은 i) 동태적 상호의존성을 설명할 수 있고, (ii) 개체 간 연결 관계를 설명할 수 있으며, (iii) 계수의 시간적 변화와 충격의 변화를 포함하고, (iv) 동적으로 횡단면 차이를 설명할 수 있는 등의 장점이 있는 계량 분석 모형이다(Canova and Ciccarelli 2013).

분석결과 E, S, G 중 기업의 사회책임 경영을 의미하는 S와 기업의 지배구조인 G의 등급이 높을수록 기업의 가치가 높아지는 것으로 나타났다. 한편, 전년도 재무적 성과가 높은 경우 당해연도의 사회책임경영(S) 및 지배구조(G)에는 부정적인 영향을 미칠 수 있는 것으로 분석되었다. 평가항목별 세부 항목에서는 G에서는 감사위원회와 공시 활동이 활발한 기업의 재무적 성과가 높게 나타났고, S의 경우에는 협력사에 대한 활동이 높은 기업이 재무적 성과가 좋은 것으로 나타났다.

이후 보고서의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 본 분석에서 사용한 기업지배구조원의 ESG 평가등급 산출 방법 및 분포에 대해 간략하게 설명한다. 3장에서는 분석에 사용된 자료와 분석 모형에 관해 설명하고 분석 결과를 제시한다. 4장에서는 결론으로 연구의 결과를 요약하고 의미와 연구의 한계 그리고 향후 연구과제 등을 제시한다.

## II. ESG 평가 기준 및 자료

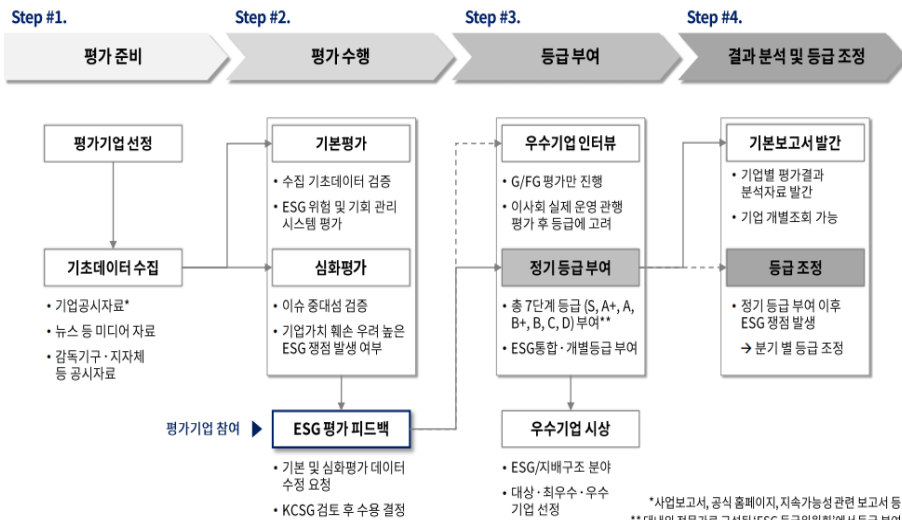
### 1. 평가기준

본 논문은 한국ESG기준원(KCGS)에서 발표하는 KOSPI 상장기업 및 코스닥150기업에 대한 ESG 평가등급을 분석자료로 사용하였다. 한국ESG기준원은 지배구조(G)의 경우 2003년부터 환경경영(E) 및 사회책임경영(S)의 경우 2011년부터 현재까지 대상기업의 등급을 평가하여 발표하고 있다. 단, KOSPI 상장기업 중 해당연도에 기업회생 절차가 진행

중인 기업, 당해 상장기업이나 상장 폐지된 기업 그리고 특수목적법인(SPC) 등은 평가대상에서 제외된다.

KCGS의 기업에 대한 ESG 평가는 다음과 같이 총 3단계를 거쳐 산출된다. (2020년 평가 기준) 1차 평가에서는 직전 연도에 발표된 사업보고서의 회계 결산 기간을 평가대상 기간으로 하여, 평가와 관련한 기업공시 자료를 종합적으로 수집·분석하는 정량적 평가 과정을 통해 세부 평가 문항에 대한 평가점수를 합산하여 1차 평가 점수를 산출한다. 2차 평가에서는 직전 연도 중(달력 기준) ESG와 관련하여 기업가치를 증대하게 훼손할 우려가 있는 기업 사건의 발생 여부 등을 심화 평가 문항을 통해 조사하여 평가점수를 합산한 후 이를 1차 평가점수에서 감산 처리한다. 3차 평가에서는 2차 평가점수를 토대로, 평가수행 연도 중 앞선 심화 평가 문항에 해당하는 기업 사건이 발생한 경우 등 ESG와 관련한 부정적인 기업 사건이 발생한 경우 평가등급을 하향 조정하거나, 또는 1차 평가등급에서 상위에 속한 일부 기업을 대상으로 실무 책임자 등과의 심층 인터뷰를 진행하고 그 결과를 평가등급 상향 조정에 반영한다. KCGS의 ESG 평가 절차를 도표로 나타내면 다음과 같다.

〈Figure 1〉 KCGS ESG Evaluation Processes



Source: KCGS site.

환경, 사회, 지배구조를 평가하기 위한 세부 문항 구성은 총 11개 중분류 183개 핵심 평가항목으로 구성된다. 2020년 기준 ESG 평가 문항은 총 183개이다. 환경경영(E)에 대한 평가는 환경경영, 환경성과, 이해관계자 대응 3가지 항목으로 이루어져 있으며 환경경영의 비중이 가장 높다. 사회책임경영(S)에 대한 평가는 근로자, 협력사 및 경쟁사, 소비자, 지역사회 4가지로 분류되어 평가되고 있으며 근로자의 비중이 가장 높다. 그리고 지배구조(G)에 대한 평가는 주주 권리 보호, 이사회, 감사기구, 정보공개 4가지 항목으로 구성되어 있으며 이 사회의 비중이 가장 높다. 평가 항목과 문항 수에 대한 개요는 다음 <Table 1>과 같다.

<Table 1> ESG Questions and Categories

Large Category	Middle Category	Number of Questions
Environment(E)	Environmental Management	27
	Environmental Outcome	19
	Stakeholder	4
Social(S)	Employee	19
	Suppliers	14
	Consumers	12
	Community	7
Governance(G)	Shareholders Right	23
	Board of Directors	33
	Audit Body	14
	Information Disclosure	11
Total	11	183

Source: KCGS.

## 2. KCGS E, S, G 및 ESG 등급 분석

지배구조(G) 등급의 경우 2003년부터 자료가 존재하지만, 환경(E)과 사회(S) 등급에 대한 등급이 부여된 2011년 이후, ESG 등급이 모두 존재하는 기업을 조사 대상으로 한정하였다.

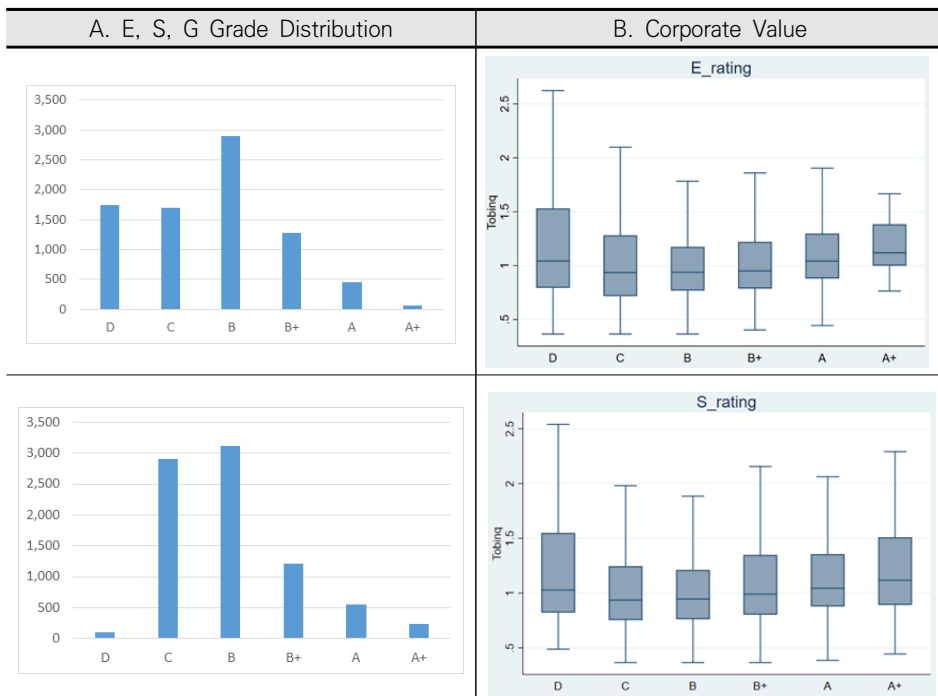
<Figure 2>의 좌측 A열을 보면 환경(E), 사회(S), 지배구조(G) 등급 모두 B등급(보통)의 빈도가 가장 높게 나타났다. 지배구조(G) 등급의 경우 2003년 이후 지속적으로 분석을 수행하였고 2011년 이후 자료에 대해 분포를 조사하였기에 가장 정규분포에 가까운 안정된

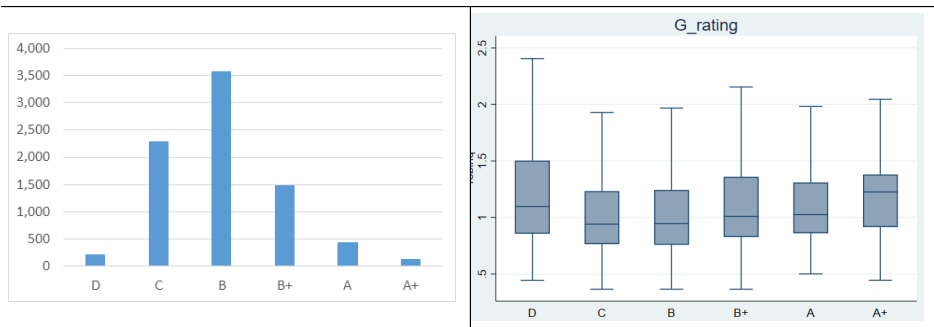


모습을 보인다. 환경(E)등급의 경우는 C등급과 D등급이 비슷한 빈도로 나타나고 있으며, 사회(S) 등급의 경우는 B등급과 C등급이 비슷한 빈도로 나타나고 있다.

〈Figure 2〉의 우측 B열은 E, S, G 등급에 따른 TobinQ로 측정된 기업가치의 평균값을 Whisker box 그래프를 통해 제시하였다. Whisker box 그래프는 기초통계량 중 자료의 분포를 최솟값, 1분위, 중위값, 3분위, 최댓값 5개를 그래프를 통해 보여주는 방식으로써 중위값이 상자의 어디에 위치해 있는가에 따라 자료가 어느 분위에 넓게 분포하고 있는지 왜로도 파악할 수 있는 효율적인 방식이다. 그래프를 통해 E, S, G 등급에 따른 기업가치를 살펴본 결과 최하위 등급 D에서 예외적으로 C등급보다는 평균적으로 기업가치가 높게 나타나지만 대체로 E, S, G 등급이 좋은 기업들의 기업가치가 높게 남을 알 수 있었다.

〈Figure 2〉 E, S, G Grade and Corporate Value





Source: KCGS.

### III. 실증분석

#### 1. 사용자료

2012년~2020년 기간 동안 KCGS 평가대상 중 금융업을 제외한 기업들 가운데 분석의 편의를 위하여, 평가수행 연도(t)의 직전 연도(t-1)에 공시된 사업보고서의 회계 결산 월이 12월인 경우로 한정하였다.<sup>1)</sup> 2011년은 평가가 처음 시작된 해로 평가상 오류가 존재할 수 있으므로 제외하였고, 50점 이하의 점수를 받은 기업은 평가대상 기간에 포함하기에는 점수와 등급에 있어서 표본 수의 차이가 나는 등의 문제가 있어 분석에서 제외하였다. 또한 E, S, G등급 및 ESG 통합등급이 모두 존재하는 기업으로 분석 대상을 한정하였다.

#### 2. 주요 변수와 기술통계

##### 가. 주요 변수 정의

〈Table 2〉에서는 실증분석에 사용되는 종속변수 및 설명변수, 그리고 통제변수의 변수명, 정의 및 측정 방법 등을 요약하여 제시하였다. 〈Table 2〉의 A에서는 실증분석을 위한

1) 회계 결산 월이 12월인 경우 1차 평가 점수와 2차 평가 점수의 평가대상 기간은 동일하되 평가 점수 산정방식에서만 차이가 존재한다. 이에 반해 회계 결산 월이 12월이 아닌 경우 1차 평가 점수와 2차 평가 점수는 평가 점수 산정방식뿐만 아니라 평가대상 기간도 달라진다.

주요 설명변수인 KCGS의 E, S, G 등급 및 ESG 통합등급과 사회(S)와 지배구조(G)의 하위 평가 범주 점수를 포함한다. <Table 2>의 B에서는 주로 실증분석에서 사용되는 주요 종속변수인 재무적 성과 변수 및 통제변수로 사용된 각종 기업 특성 변수에 관하여 기술한다. 통제변수는 기업지배구조와 기업의 재무적 성과, 사회책임경영 지수와 기업의 재무적 성과를 분석한 기존 연구 및 국내 기업을 대상으로 한 관련 연구<sup>2)</sup> 등을 참고하여 측정 가능한 범위 내에서 선택한다.

기업 특성 중 대주주(large shareholder)가 존재하는 기업은 대주주가 기업가치를 극대화하고자 하는 경제적 유인을 가지며, 이를 위한 기업자원의 효율적 배분에 대하여 충분한 영향력을 행사할 수 있으므로 대주주의 지분율은 기업가치에 긍정적인 효과(“incentive effect”)를 가진다(Shleifer and Vishny 1997). 이를 분석에 반영하기 위해 최대 주주(또는 국내와 같은 기업집단의 경우 지배주주 일가)의 직접 지분율을 구분하고, 이를 “incentive effect”를 측정하기 위한 변수로 사용하였다. 다른 한편으로 entrenchment effect에 의해 ‘대주주(또는 경영자) 지분율은 기업가치와 역 U자형의 관계를 가진다’는 기존 연구 결과<sup>3)</sup>를 고려하여, 앞서 측정한 insider\_own 변수의 제곱 값도 통제변수로 함께 사용하였다. <Table 2>에 제시된 기업 특성 변수는 FnGuide와 한국상장회사협의회가 각각 제공하는 DataGuide와 TS2000 데이터베이스를 통해 수집하여 제시하였다.

<Table 2> Variables Definition

A. KCGS ESG Evaluation index	
Variables	Definition
ESG_rating_index	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Annual ESG Grading from 1 to 6, the bigger the better</li> <li>• Using E, S, G rating and Aggregated ESG rating</li> </ul>
S_EMP	• KCGS Employee Scores(EMP) in the Social Preliminary Test
S_SUP	• KCGS Supplier Scores(SUP) in the Social Preliminary Test
S_CUST	• KCGS Consumer Scores(CUST) in the Social Preliminary Test
S_COM	• KCGS Community Scores(COM) in the Social Preliminary Test

2) Black et al. (2006); Black et al. (2015); Black et al. (2020)

3) Morck et al. (1988); Stulz (1988); McConnell and Servaes (1990)

G_IP	• KCGS Investor Protection Scores(IP) in the Governance Preliminary Test
G_BD	• KCGS Board of Directors Scores(BD) in the Governance Preliminary Test
G_AC	• KCGS Audit Committee Scores(AC) in the Governance Preliminary Test
G_DC	• KCGS Disclosure Scores(DC) in the Governance Preliminary Test

## B. Firms' Characteristics

Variables	Definition
ln_Tobinq	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Natural logarithm of Tobin's Q from '(Debts Value + Preferred Share Value + Common Share Value) / Total Asset'</li> <li>• The difference value from industry medium values</li> </ul>
ln_age	• Natural logarithm from the listing date to Settlement date of business report
ln_asset	• Natural logarithm of total assets
leverage	• Adjusting debt ratio of outliers which are top and below 1%
foreign_own	• Foreign shareholder rate
insider_own	• Equity ratio of major shareholder
insider_own <sup>2</sup>	• A square value of the equity ratio of major shareholder
export/sales	• Export rate among total sales, extreme values adjusted to upper and lower 1% values
capex/sales	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Capital expenditure rate among total sales, extreme values adjusted to upper and lower 1% values</li> <li>• Capital expenditure is the sum of cash outflows for 19 tangible assets, such as land, buildings, machinery and facility assets, out of 'cash outflows from investing activities' on the cash flow statement.</li> </ul>
R&D/sales	• Research and development expenses (R&D) as a percentage of total sales, R&D expenses are defined as 'total R&D expenditures' for the current period specified in the notes to the business report or in the audit report. extreme values adjusted to upper and lower 1% values
advert/sales	• Advertising expenses against total sales, extreme values adjusted to upper and lower 1% values
market_share	• Total industry is classified into 25 categories according to FICS(FnGuide Industry Classification Standard) <sup>4)</sup> , and sales by company divided by the sum of sales of KOSPI companies belonging to the same industry
sales_growth	<ul style="list-style-type: none"> <li>• The geometric average of the last three fiscal years of the sales growth rate, extreme values adjusted to the upper and lower 1% values</li> <li>• If sales data from 3 years ago and 2 years ago are not available, it is measured using sales data from 2 years ago and 1 year ago, respectively.</li> </ul>

## 나. 기초통계량

〈Table 3〉는 〈Table 2〉에서 제시된 주요 변수의 기초통계량을 요약하여 제시한다. 〈Table 3〉의 패널 A에서 제시된 KCGS E, S, G 등급 및 S, G 하위 평가 점수는 실증분석에서 표준화한 값(평균=0, 표준편차=1)으로 사용하였다. 국가 또는 다른 평가기관 간 비교 분석에서 주로 표준화한 평가지수를 사용하는 것으로 보인다(Daines et al. 2010; Black et al. 2012; Black et al. 2020).

〈Table 3〉 Descriptive Statistics

A. KCGS ESG Evaluation index					
Variables	Obs	Average	Standard Deviation	Min	Max
E_rating_index	4,188	2.79	1.17	1	6
S_rating_index	4,188	2.96	1.07	1	6
G_rating_index	4,188	2.90	0.89	1	6
S_EMP	4,188	46.25	22.96	0	130
S_SUP	4,188	13.96	16.67	0	81
S_CUST	4,188	17.29	12.82	0	63
S_COM	4,188	7.16	9.43	0	62
G_IP	4,188	41.53	11.43	5	81
G_BD	4,188	10.35	8.32	0	73
G_AC	4,188	20.18	8.82	3	58
G_DC	4,188	15.17	9.56	0	48
B. Firms' Characteristics					
Variables	Obs	Average	Standard Deviation	Min	Max
ln_Tobinq	4,188	0.06	0.47	-1.64	2.53
ln_age	4,188	2.92	0.76	0.00	4.14
ln_asset	4,188	19.99	1.53	15.78	26.11
leverage	4,188	0.41	0.21	0.01	0.99
foreign_own	4,188	0.10	0.13	0.00	0.90

4) FICS의 분류 체계는 총 10개 sector(에너지, 소재, 산업재, 경기소비재, 필수소비재, 의료, 금융, IT, 통신서비스, 유틸리티), 25개 산업군(industry group) 및 62개 세부 산업으로 분류한다. 이 보고서에서는 FICS의 25개 산업군 분류 기준을 사용한다.

insider_own	4,188	0.24	0.21	0.00	0.86
insider_own2	4,188	0.10	0.13	0.00	0.74
export/sales	4,188	0.09	0.21	0.00	0.97
capex/sales	4,188	0.25	0.95	0.00	11.33
R&D/sales	4,188	0.02	0.03	0.00	0.23
advert/sales	4,188	0.01	0.02	0.00	0.12
market_share	4,188	0.03	0.10	0.00	1.00
sales_growth	4,188	0.05	0.16	-0.50	0.95

### 3. 분석모델과 결과

#### 가. 실증분석 모델

ESG 등급(ESG, E or S or G 등급)과 기업의 재무적 성과(Tobinq)의 인과관계를 살펴 보기 위해 패널 벡터 자기 회귀(Panel Vector Auto Regression; PVAR) 모형을 이용하였다. 벡터 자기 회귀모형은 Sims (1980) 이후 거시경제 분석에 널리 활용되었고 변수 간의 과거 자료에 영향을 받는 모형을 분석하는 데 사용되며 인과관계가 명확하지 않고 상호 관련성이 높은 변수를 분석하는 데 활용된다. 패널 벡터 자기 회귀모형은 Holtz-Eakin et al. (1988)이 개발하였으며 벡터 자기 회귀모형을 패널 자료에 이용할 수 있도록 확장한 모형이다. 패널 벡터 자기 회귀모형은 각 패널 자료에 대해서 과거값들을 사용하되 오차항의 상관관계를 허용하며 VAR(p) 모형은 다를 수 있다는 점에서 벡터 자기 회귀모형과 차이가 있다.

다음과 같은 모형을 이용하여 E, S, G 등급과 기업의 재무적 성과 사이의 인과관계를 실증 분석하였다. 식 (1)은 ESG 등급이 기업의 재무적 성과를 증가시키는지를 검정한다. 식 (2)는 재무적 성과가 좋은 기업이 ESG 등급이 높은지를 검정한다.

$$Tobinq_{j,t} = \alpha_0 + \sum_{l=0}^m \beta_l ESG_{j,t-l} + \sum_{l=1}^m \gamma_l Tobinq_{j,t-l} + f_j + \epsilon_{j,t} \dots \dots \dots \text{식 (1)}$$

$$ESG_{j,t} = \alpha_0 + \sum_{l=0}^m \beta_l Tobinq_{j,t-l} + \sum_{l=1}^m \gamma_l ESG_{j,t-l} + f_j + \epsilon'_{j,t} \dots \dots \dots \text{식 (2)}$$

ESG 등급과 기업의 재무적 성과 사이의 관계에 있어서 지난 기의 값이 현재 값에 어떤 영향을 미치는가에 초점을 맞추어 축약형 모형을 가정하였으며, 이러한 방법론은 인과관계의 방향성을 확인하고자 하는 연구 목적에 부합한다.

기업 재무에 관련한 실증분석 연구에서는 역인과관계(reverse causality) 또는 상호 인과(simultaneity), 변수 생략(omitted variable) 등 내생성 문제(Robert and Whited 2013)에 따른 편향을 최소화하기 위한 방법론을 채택할 필요가 있다. Wintoki et al. (2012)은 이사회 구성이 기업의 성과에 미치는 영향에 대해 분석하기 위해 동태적 패널 GMM 방식을 활용하였다. Abrigo and Love (2016)은 동태적 패널 GMM 방식을 기본으로 추정하되 종속변수를 하나로 확정하고 분석을 수행하지 않고, 내생변수들을 종속변수로 하여 한 변수의 변화(shock)가 다른 변수에 미치는 영향에 대해서 변수 간의 인과관계를 추정할 수 있는 방식을 제시하였다. 본 논문은 실증분석을 위해 Abrigo and Love (2016)가 제시한 방법론을 활용하여 내생변수로 기업의 재무적 성과와 E, S, G 등급을, 외생변수로 <Table 3>의 패널 B에 있는 기업 특성 변수를 이용하였다. Andrews and Lu (2001)의 최적의 시차를 선택하는 방식(Moment and Model Selection Criteria: MMSC)으로 모형을 구성하였으며 모두 1기 이전이 최적이라는 결과를 얻었다. 그리고 그랜저 인과관계 검정(Granger causality test)을 통해 E, S, G 등급이 기업의 재무적 성과를 초래하는지, 그리고 재무적 성과가 좋은 기업에서 E, S, G 등급이 높게 나오는지에 대해서 분석하였다. 마지막으로 충격 반응함수(Impulse Response Function; IRF)를 통해 그 크기와 방향을 도식화하였다.

## 나. ESG와 기업가치 분석 결과

기업의 성과를 측정하는데 있어 ROA와 같은 회계적 성과는 과거의 성과를 보여주는 측면이 있고 Tobinq는 기업의 문화 등 무형의 자산을 포괄한 시가총액으로 측정되어 투자자가 기업의 미래 수익성을 평가하는 측면이 있다(Cavaco and Crifo 2013; Surrocal et al 2010). 따라서 본 절에서는 E, S, G 등급과 Tobinq로 측정된 기업가치와의 상관관계를 제시한다.

분석결과 S등급과 G등급은 기업가치와 통계적으로 유의미한 상관관계를 가진 반면, E등

급은 통계적으로 유의미한 상관관계를 보이지 않았다. 또한 지난 기의 S등급과 G등급은 기업가치를 향상시키는 것으로 나타났으며 이는 1% 수준의 통계적 유의성을 보였다(〈Table 4〉 참조). 이는 Freeman (1984)의 이해관계자 이론을 지지하는 결과이며 투자자 혹은 시장에서는 기업의 사회적 활동을 기업가치에 반영하는 것을 확인할 수 있는 결과이다.

반면, 지난 기의 기업가치는 S등급과 G등급에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 다만 동 결과는 유의수준이 10% 수준으로 통계적 유의성은 낮아 해석에 주의할 필요가 있다. 당기 기업가치가 높은 기업들은 다음 기 S등급과 G등급이 낮게 나타나는 것을 통해 우리나라 기업들은 기업가치가 높은 경우 기업의 사회적 활동을 소홀히 하는 것으로 해석할 수 있다. McWilliams and Siegel (2000)은 기업의 사회적 활동은 이해관계자를 만족시키기 위한 적절한 수준에서 행해지고 있다고 주장하였고, 이에 근거하여 분석 결과를 기업가치가 높은 경우는 사회적 활동을 감소시킬 유인이 있다고 설명할 수 있다.

〈Table 4〉 E, S, G Grade and Corporate Value - PVAR Results

	Tobinq	E_rating	S_rating	G_rating
Tobinq <sub>t-1</sub>	0.5397*** (0.0455)	-0.0678 (0.0916)	-0.2256* (0.1176)	-0.2598* (0.1353)
E_rating <sub>t-1</sub>	0.0233 (0.0194)	0.4868*** (0.0406)	0.2430*** (0.0559)	0.0056 (0.0637)
S_rating <sub>t-1</sub>	0.0511*** (0.0144)	-0.05 (0.0307)	0.2928*** (0.0385)	-0.0455 (0.0446)
G_rating <sub>t-1</sub>	0.0291*** (0.0098)	-0.0402* (0.0223)	0.022 (0.0282)	0.3442*** (0.0320)
Obs	4,188	4,188	4,188	4,188
Panel Obs	654	654	654	654

Note: 〈Table 4〉 shows a panel vector autoregression analysis model with Tobinq, E, S, and G grades as endogenous variables and ROA as a control variable by adding ROA to the company characteristic variable described in B in 〈Table 2〉 for the period from 2012 to 2020. The report of the results of the control variables other than the KCGS evaluation grade is omitted, and the standard error is reported in parentheses below the estimated correlation coefficient. \*, \*\*, \*\*\* indicate statistical significance in the 10%, 5%, and 1% intervals, respectively. More details on the analysis method are described in the previous chapter 3. All eigenvalues appear to be less than 1, satisfying the stability condition.



〈Table 5〉는 E, S, G 등급과 기업가치 간의 그랜저 인과관계를 Wald test한 결과를 나타낸다. E, S, G등급 가운데 S와 G등급이 높은 기업이 다음 기 기업가치가 높은 것으로 나타나 기업의 사회적 활동은 기업가치와 그랜저 인과관계가 존재함을 보였다. 반대 방향의 인과관계에 있어서는 기업가치가 높은 기업은 기업의 사회적 활동을 부정적인 방향으로 그랜저 인과관계가 존재하였다.

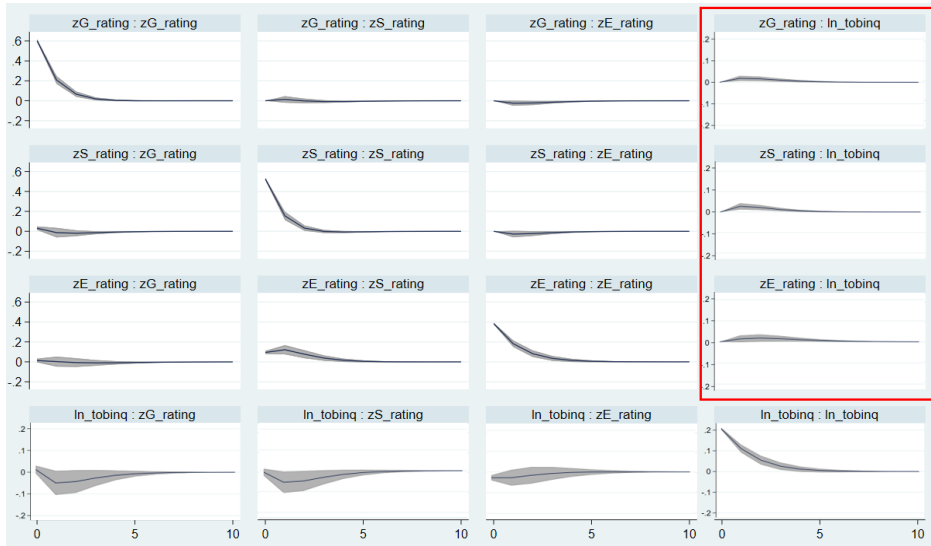
〈Table 5〉 E, S, G Grade and Corporate Value - Granger Causality Test Results

Shock	Response	Chi <sup>2</sup>	p-value
E_raing	Tobinq	1.435	0.231
S_rating		12.526	0
G_Rating		8.672	0.003
Tobinq	E_rating	0.548	0.459
S_rating		2.639	0.104
G_rating		3.265	0.071
Tobinq	S_rating	3.682	0.055
E_rating		18.892	0
G_rating		0.609	0.435
Tobinq	G_rating	3.684	0.055
E_rating		0.008	0.929
S_rating		1.043	0.307

Note: 〈Table 5〉 shows the Granger causal relationship between E, S, and G grades and enterprise value (Tobinq) during the period from 2012 to 2020. The null hypothesis (H0) states that the shock variable does not cause Granger causation of the response variable.

〈Figure 3〉는 E, S, G 등급과 기업가치 간 충격반응 함수를 나타내며 인과관계의 방향과 크기를 보면 공통적으로 자기의 지난 기의 값에 가장 영향을 많이 받으며 S와 G등급은 다음 기 기업가치를 향상시키는 것으로 나타났다. 가장 오른쪽 충격반응 함수를 보면 지난 기의 S등급이 기업가치에 가장 큰 영향을 주고 G등급도 영향을 주는 반면 E등급은 기업가치에 영향을 주지 않았다. 아래쪽 그래프를 통해서는 지난 기의 기업가치가 S와 G등급에 부정적인 영향을 주는 것을 관찰할 수 있으나 95% 신뢰구간이 넓게 분포하고 있음을 통해 통계적 유의성이 높지 않음을 확인할 수 있다.

〈Figure 3〉 E, S, G Grade and Corporate Value – Impulse Response Function



Note: 〈Figure 3〉 shows the response of the variable on the right to the shock of the variable on the left, and the gray shading represents the 95% confidence interval obtained through 1,000 Monte Carlo simulations.

#### 다. S와 G 세부항목과 기업가치 분석 결과

앞선 분석에서 기업가치에 영향을 미친 변수 S와 G의 세부 평가항목 중 기업가치에 영향을 미치는 항목을 규명하기 위해 분석을 실행하였다.

〈Table 6〉는 사회 기본 평가 문항을 구성하는 4개 하위 평가 범주인 근로자·협력사 및 경쟁사·소비자·지역사회 각각에 대하여, 향후 기업가치와 패널 벡터 자기 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 분석결과 협력사, 지역사회 부문이 향후 기업가치를 향상시키는 것으로 나타났으며 근로자 부문은 기업가치와는 통계적으로 유의미한 상관관계를 보이지 않았다. 이는 근로자(Edman 2011; Faleye and Trahan 2006; Greening and Turban 2000)와 관련된 항목이 기업가치를 향상시킨다는 기존 해외 연구 결과와 반대의 결과이다. 그리고 협력사 부문이 통계적 유의성을 가지고 계수도 큰 것으로 나타났다. 이를 통해 사업 파트너인 공급자와 관련된 내부 이해관계자(Lee and Choi 2021)에 대한 사회적 활동이 기업가치에 직접적인 영향을 주는 것으로 해석할 수 있다.

〈Table 6〉 Social Details and Corporate Value – PVAR Results

	Tobinq	Employee	Suppliers	Consumers	Community
Tobinq <sub>t-1</sub>	0.5346*** (0.0463)	-0.1763 (0.1080)	-0.0166 (0.0825)	-0.2869* (0.1600)	-0.0680 (0.0995)
Employee <sub>t-1</sub>	0.0071 (0.0137)	0.4231*** (0.0363)	0.0356 (0.0297)	0.3052*** (0.0527)	0.0319 (0.0359)
Suppliers <sub>t-1</sub>	0.0649*** (0.0223)	0.0096 (0.0597)	0.4507*** (0.0520)	0.2766*** (0.0923)	0.0255 (0.0601)
Consumers <sub>t-1</sub>	0.0167* (0.0093)	0.0343* (0.0206)	0.0447*** (0.0170)	0.3561*** (0.0318)	0.0327 (0.0206)
Community <sub>t-1</sub>	0.0305** (0.0128)	0.0220 (0.0339)	0.0635** (0.0291)	0.0870 (0.0535)	0.4314*** (0.0366)
Obs	4,188	4,188	4,188	4,188	4,188
Panel Obs	654	654	654	654	654

Note: 〈Table 6〉 shows a panel vector autoregression analysis model with Tobinq, E, S, and G grades as endogenous variables and ROA as a control variable by adding ROA to the company characteristic variable described in B in 〈Table 2〉 for the period from 2012 to 2020. The report of the results of the control variables other than the KCGS evaluation grade is omitted, and the standard error is reported in parentheses below the estimated correlation coefficient. \*, \*\*, \*\*\* indicate statistical significance in the 10%, 5%, and 1% intervals, respectively. More details on the analysis method are described in the previous chapter 3. All eigenvalues appear to be less than 1, satisfying the stability condition.

〈Table 7〉에서는 기업지배구조(G) 기본 평가 문항을 구성하는 4개 하위 평가 범주인 주주 권리 보호·이사회·공시·감사위원회와 기업가치 간의 인과관계를 패널 벡터 자기 회귀모형으로 분석한 결과를 보여주고 있다. 〈Table 7〉의 (1)열에 제시된 결과를 보면, 주주 권리 보호와 이사회는 기업가치와 관계가 없고, 감사위원회와 공시 부문 점수가 향후 기업가치와 인과관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 감사위원회의 역할이 기업가치 상승에 중요함을 보여주며, Naseem et al. (2017)의 결과와 일치한다. 또한 기업의 공시 수준이 높으면 기업가치가 높다는 기존의 연구와도 일치하는 결과이다(Murray et al. 2006; De Klerk et al. 2015). 그리고 지배구조 항목 중 공시, 이사회 구성, 지배구조, 주주 권리 보호, 이사회 절차, 내부거래 통제 가운데 공시가 가장 중요한 요소임을 주장한 Black et al. (2020)의 연구와도 일치하는 결과이다.

〈Table 7〉 Governance Details and Corporate Value – PVAR Results

	Tobinq	Shareholders	Board	Audit	Disclosure
Tobinq <sub>t-1</sub>	0.4810*** (0.0622)	-0.0502 (0.2058)	0.1205 (0.1922)	0.0727 (0.1299)	-0.0485 (0.1437)
Shareholders <sub>t-1</sub>	0.0299 (0.0276)	0.2804*** (0.0916)	-0.1942** (0.0952)	-0.0134 (0.0589)	0.0082 (0.0690)
Board <sub>t-1</sub>	0.1618 (0.1047)	-0.6691* (0.3543)	-0.2969 (0.3692)	-0.0590 (0.2312)	-0.0043 (0.2701)
Audit <sub>t-1</sub>	0.0893** (0.0355)	-0.2528** (0.1214)	-0.1879 (0.1198)	0.4769*** (0.0807)	-0.0735 (0.0891)
Disclosure <sub>t-1</sub>	0.0760** (0.0337)	-0.2217* (0.1137)	-0.2173* (0.1148)	-0.0561 (0.0738)	0.4274*** (0.0854)
Obs	4,188	4,188	4,188	4,188	4,188
Panel Obs	654	654	654	654	654

Note: In 〈Table 7〉, from 2012 to 2020, Tobinq and the standardized variables of the basic evaluation scores of the four subcategories of the governance index were standardized by adding ROA to the endogenous variable and the company characteristic variable described in B of 〈Table 3〉. The results of the panel vector autoregression model with one control variable are presented. The report of the results of the control variables other than the KCGS evaluation grade is omitted, and the standard error is reported in parentheses below the estimated correlation coefficient. \*, \*\*, \*\*\* indicate statistical significance in the 10%, 5%, and 1% intervals, respectively. More details on the analysis method are described in the previous chapter 3. All eigenvalues appear to be less than 1, satisfying the stability condition.

실증분석 결과를 요약하면 E, S, G등급과 ESG 통합등급 간의 인과관계 분석에서는 E가 S에 긍정적인 영향, G가 E에 부정적인 영향을 주는 것으로 확인되었다. E, S, G등급과 기업가치는 E등급을 제외하고 사회(S)와 지배구조(G) 등급이 좋으면 다음 기의 기업가치가 상승하는 것으로 나타났다 (CSR→CFP). 그리고 기업가치가 높으면 다음 기에 사회적 활동에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 낮은 것으로 나타났다 (CFP→CSR).

S와 G의 세부 항목이 주는 영향에서는 세부 항목이 미치는 영향이 다르게 나타났는데, 사회 책임 경영(S)의 하위 항목 가운데는 협력사에 대한 활동을 많이 하는 경우가 다음 기의 기업가치에 가장 큰 영향을 주며 이는 공급망 관리(supply chain management)의 중

요성을 확인하는 결과이다. 그리고 지배구조(G)에서는 감사위원회와 공시가 기업가치에 영향을 주는 것으로 나타났다.

## IV. 결론

기업의 활동은 경제적 부분뿐만 아니라 사회적 그리고 환경적으로도 많은 영향을 미치게 되므로 기업의 ESG 활동에 대한 요구는 증가하고 있다. 만약 ESG 활동이 기업가치를 증대시키는 효과가 있다면 사회 후생 증대와 기업가치 증대를 동시에 달성할 수 있을 것이다. 만약 그렇지 않다면, 이에 대한 정책적 대응 및 지원책 마련을 고려할 수 있을 것이다. 따라서, 재무적 이윤 창출을 존재의 목적으로 삼는 기업에 ESG 활동이 재무적으로 어떠한 영향을 미치는지 규명할 필요성이 있다.

동 논문에서는 KCGS에서 매년 발표하는 E, S, G 등급과 기업의 재무적 성과와의 인과관계를 분석하였다. 분석결과 사회책임경영(S)과 지배구조(G) 등급이 좋으면 다음 기의 기업가치가 상승하는 것으로 나타났다(CSR→CFP). 반면, 통계적 유의성은 10% 수준으로 높지는 않았으나 이번 연도에 기업가치가 높으면 다음 연도의 사회적 활동에 부정적인 영향이 있을 수 있는 것으로 나타났다(CFP→CSR). S와 G의 세부 항목이 주는 영향에서는 사회책임경영(S)의 하위 항목 가운데는 협력사에 대한 활동을 많이 하는 경우가 다음 연도의 기업가치에 가장 큰 영향을 주며 이를 통해 공급망 관리(supply chain management)의 중요성을 확인하였다. 지배구조(G)의 세부항목 가운데 감사위원회와 공시가 기업가치에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 반면, 본 논문의 분석에서는 환경(E) 등급은 기업가치에 영향을 미친다는 증거를 찾을 수 없었다. 따라서 기업의 환경 관련 활동이 기업의 재무적 가치를 높일 수 있도록 소비자에 대한 교육 및 홍보, 환경 관련 활동에 대한 지원 등 정책적 고려가 필요할 것으로 보인다.

본 연구는 E, S, G 등급이 기업의 재무적 성과와 어떤 관계를 갖는지, 인과관계의 방향이 어떻게 되는지에 대해 패널 자기 회귀분석 모형을 통해 확인하였으나 다음과 같은 한계점을 가진다. 첫째, 패널 벡터 자기 회귀모형은 경제학이나 재무학에서 동적으로 관련된 변수들에 대해 충격의 전달과 반응에 대해 잘 분석할 수 있는 장점이 있지만 모든 계량 분

석 모형이 그러하듯 동 방법론 역시 모형을 설정하는 방식에 따라 결과가 달라질 수 있는 한계점을 가진다(Braun and Mitnik 1993). 둘째, 구조형 모형이 아닌 축약모형을 가정함으로써 결과 해석에 신중할 필요가 있다. KCGS에서 최종 산출한 E, S, G등급을 분석에 활용함으로써 자료가 기업의 사회적 책임 활동을 적절히 반영하였는지에 대한 검증 과정이 생략되었다는 부분 역시 고려할 필요가 있다.

향후 연구 과제로는 E, S, G 등급을 활용하여 재무적 성과와 ESG 등급 간의 인과관계를 분석한 본 연구를 기초로 향후 E, S, G 등급이 동일한 기업 내에서 편차가 존재할 수 있는데, 각 등급 간 일치하는 정도(consistency)에 따른 재무적 영향은 어떻게 되는지에 관한 연구 역시 진행되어야 할 것이다. 또한 현재 E, S, G 등급이 높은 것도 중요하지만 등급의 변화가 기업의 재무적 성과에 미치는 한계효과를 분석하는 작업 역시 기업의 경영 방향을 결정하는 유인을 찾을 수 있다는 점에서 의미 있는 연구가 될 수 있을 것이다.

이러한 한계가 존재하지만 동 연구는 ESG에 대한 중요성이 강조되고 있는 최근 사회적 변화에서 ESG 활동이 기업의 재무적 성과에 미치는 영향을 규명하여 기업 스스로 ESG 활동을 지속해 나가는 것이 가능한 것인지 그리고 정부의 ESG에 대한 지원책은 어떠한 방향이 되어야 할 것인지에 대한 자료를 제공한다는 측면에서 기여가 있다.

## 참고문헌

- Abrigo, M. and I. Love (2016). “Estimation of panel vector autoregression in Stata”, *The Stata Journal*, 16(3):778-804.
- Anderson, M., S. Hyun and H. Warsame (2014). “Corporate social responsibility, earnings management, and firm performance: Evidence from panel VAR estimation”, Canadian Academic Accounting Association(CAAA) Annual Conference, AAA 2015 Management Accounting Section (MAS) Meeting.
- Andrews, D. and B. Lu (2001). “Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models”, *Journal of econometrics*, 101(1):123-164.
- Aupperle, K., A. Carroll and J. Hatfield (1985). “An empirical examination of the relationship between corporate social responsibility and profitability”, *Academy of management Journal*, 28(2):446-463.
- Barnea, A. and A. Rubin (2010). “Corporate social responsibility as a conflict between shareholders”, *Journal of business ethics*, 97(1):71-86.
- Black, B., H. Jang and W. Kim (2006). “Does corporate governance predict firms’ market values? Evidence from Korea”, *The Journal of Law, Economics and Organization*, 22(2):366-413.
- Black, B. and W. Kim (2012). “The effect of board structure on firm value: A multiple identification strategies approach using Korean data”, *Journal of financial economics*, 104(1):203-226.
- Black, B., W. Kim, H. Jang and K. Park (2015). “How corporate governance affect firm value? Evidence on a self-dealing channel from a natural experiment in Korea”, *Journal of Banking & Finance*, 51:131-150.

- Black, B., A. de Carvalho, V. Khanna, W., Kim and B. Yurtoglu (2020). "Which Aspects of Corporate Governance Do and Do Not Matter in Emerging Markets", *Journal of Law, Finance and Accounting*, 5(1):137-177.
- Braun, P. and S. Mittnik (1993). "Misspecifications in vector autoregressions and their effects on impulse responses and variance decompositions", *Journal of econometrics*, 59(3):319-341.
- Canova, F. and M. Ciccarelli (2013). "Panel Vector Autoregressive models: A survey", *Emerald Group Publishing Limited*.
- Cavaco, S. and P. Crifo (2013). "The CSR-performance missing link: complementarity between environmental, social and business behaviors criteria(No. 2013-07)", *Working Paper Ecole Poly technique*.
- Daines, R. I. Gow and D. Larcker (2010). "Rating the ratings: How good are commercial governance ratings?", *Journal of Financial Economics*, 98(3):439-461.
- De Klerk, M., C. De Villiers and C. Van Staden (2015). "The influence of corporate social responsibility disclosure on share prices: Evidence from the United Kingdom", *Pacific Accounting Review*.
- Edmans, A. (2011). "Does the stock market fully value intangibles? Employee satisfaction and equity prices", *Journal of Financial economics*, 101(3):621-640.
- Faleye, O. and E. Trahan (2006). "Is what's best for employees best for shareholders?", *Available at SSRN 888180*.
- Freeman, R. (1984). "Strategic management: A stakeholder approach", *Business Ethics Quarterly*, 1:53-73.
- Friedman, M. (1970). "The social responsibility of business is to increase its profits", *New York Times Magazine* (September 13).



- Greening, D. and D. Turban (2000). "Corporate social performance as a competitive advantage in attracting a quality workforce", *Business & society*, 39(3):254-280.
- Holtz-Eakin, D., W. Newey and H. Rosen (1988). "Estimating vector autoregressions with panel data", *Econometrica: Journal of the econometric society*:1371-1395.
- Huang, K., N. Sim and H. Zhao (2020). "Corporate social responsibility, corporate financial performance and the confounding effects of economic fluctuations: A meta-analysis", *International Review of Financial Analysis*, 70:101-504.
- Jo, H. and M. Harjoto (2012). "The causal effect of corporate governance on corporate social responsibility", *Journal of business ethics*, 106(1):53-72.
- Lee, W. and S. Choi (2021). "Internal and external corporate social responsibility activities and firm value: Evidence from the shared growth in the supply chain", *Borsa Istanbul Review*.
- Lin, W., J., Ho, S. Ng and C. Lee (2019). "Does corporate social responsibility lead to improved firm performance? The hidden role of financial slack", *Social Responsibility Journal*.
- Lin, W. S. Law, J. Ho and M. Sambasivan (2019). "The causality direction of the corporate social responsibility-corporate financial performance Nexus: Application of Panel Vector Autoregression approach", *The North American Journal of Economics and Finance*, 48:401-418.
- Lundgren, T. and W. Zhou (2017). "Firm performance and the role of environmental management. *Journal of environmental management*", 203:330-341.
- Margolis, J., H. Elfenbein and J. Walsh (2009). "Does it pay to be good and

- does it matter? A meta-analysis of the relationship between corporate social and financial performance And does it matter”.
- McConnell, J. and H. Servaes (1990). “Additional evidence on equity ownership and corporate value”, *Journal of Financial economics*, 27(2):595-612.
- McGuire, J., A., Sundgren and T. Schneeweis (1988). “Corporate social responsibility and firm financial performance”, *Academy of management Journal*, 31(4):854-872.
- McWilliams, A. and D. Siegel (2000). “Corporate social responsibility and financial performance: correlation or misspecification?”, *Strategic management journal*, 21(5):603-609.
- Morck, R., A., Shleifer and R. Vishny (1988). “Management ownership and market valuation: An empirical analysis”, *Journal of financial economics*, 20:293-315.
- Murray, A., D. Sinclair, D. Power and R. Gray (2006). “Do financial markets care about social and environmental disclosure? Further evidence and exploration from the UK”, *Accounting, Auditing & Accountability Journal*.
- Naseem, M., S., Xiaoming, S., Riaz and R. Rehman (2017). “Board attributes and financial performance: the evidence from an emerging economy”, *The journal of developing areas*, 51(3):281-297.
- Robert, M. and W., Toni (2013). “Endogeneity in empirical corporate finance”, *Handbook of the Economics of Finance (Chapter 7)* :493-572.
- Servaes, H. and A. Tamayo (2013). “The impact of corporate social responsibility on firm value: The role of customer awareness”, *Management science*, 59(5):1045-1061.

- Scholtens, B. (2008). "A note on the interaction between corporate social responsibility and financial performance. *Ecological economics*", 68(1-2):46-55.
- Shleifer, A. and R. Vishny (1997). "A survey of corporate governance", *The journal of finance*, 52(2):737-783.
- Sims, C. (1980). "Macroeconomics and reality", *Econometrica: journal of the Econometric Society*:1-48.
- Stulz, R. (1988). "Managerial control of voting right: Financing policies and the market for corporate control", *Journal of Financial Economics*, 20:25-54.
- Surroca, J., J. Tribó and S. Waddock (2010). "Corporate responsibility and financial performance: The role of intangible resources", *Strategic management journal*, 31(5):463-490.
- Ullmann, A. (1985). "Data in search of a theory: A critical examination of the relationships among social performance, social disclosure, and economic performance of US firms", *Academy of management review*, 10(3):540-557.
- Waddock, S. and Graves, S. (1997). "The corporate social performance-financial performance link", *Strategic management journal*, 18(4):303-319.
- Wang, Q., J., Dou and S. Jia (2016). "A meta-analytic review of corporate social responsibility and corporate financial performance: The moderating effect of contextual factors", *Business & Society*, 55(8):1083-1121.
- Wintoki, M., J. Linck and J. Netter (2012). "Endogeneity and the dynamics of internal corporate governance", *Journal of financial economics*, 105(3):581-606.

## Abstract

We analyze the causal relationship between a company's ESG rating and financial performance. We find a statistically significant positive correlation between the company's financial performance and ratings in the S and the G. On the other hand, when the company's financial performance was good in the previous year, the company's rating in the S went down. Looking at the detailed items in the S, companies with active supply chain management showed high financial performance. In the G, companies with high scores in audit committee activity and corporate information disclosure showed strong financial performance.

※ Key words: ESG, Financial Performance, Supply Chain Management, Audit