

금융감독연구

Journal of Financial Regulation and Supervision

제11권 제1호 2024. 4



금융감독원
FINANCIAL SUPERVISORY SERVICE

편집위원회

편집위원장	한상범	경기대
편집위원	김갑래	자본시장연구원
	김민정	충북대
	김정연	이화여대
	김종일	가톨릭대
	박경로	경북대
	박기영	연세대
	박소정	서울대
	양기진	전북대
	이동엽	국민대
	이윤수	서강대
	정지웅	고려대
	최병규	건국대
	최 철	숙명여대
	한상용	한국금융연구원
간사	현정환	동국대
	이 진	금융감독원

금융감독연구

「금융감독연구」에 수록된 논문은 일정한 심사과정을 거친 연구논문 중에서 편집위원회가 선정한 것입니다. 논문의 내용은 집필자의 개인 의견이며 금융감독원의 공식견해를 나타내는 것은 아닙니다.

논문게재

논문게재를 원하시는 분은 전자우편(refss@fss.or.kr)으로 제출하시기 바랍니다.
단, 원고는 「금융감독연구」 논문투고안내에 따라 작성되어야 합니다.

목 차

제11권 제1호 2024. 4

연구논문

무보험자자동차상해보험을 체결한 중복보험자의 대위행사 범위 1

– 대법원 2023.6.1. 선고 2019다237586 판결을 중심으로 –

The Scope of Subrogation for Double Insurers with Uninsured Motorist Coverage

Focus on the Supreme Court's Ruling Numbered 2019Da237586 on June 1, 2023

| 이준교(Jun-Kyo Lee) |

건강상태에 따른 사망률 및 유병기간 분석과 건강여명을 활용한 건강나이 산출에 관한 연구 33

A study on calculating healthy age using mortality rate, disease period, and healthy life expectancy according to health status

| 전희주(Heujju Chun), 문기태(Kitae Moon), 인태교(Taekyo Leen) |

기업의 온실가스 감축과 신용공급에 관한 연구 67

A Study on Corporate Greenhouse Gas Emission and Loan Provision

| 윤양인(Yangin Yoon), 이준호(Junho Lee), 황재학(Jaehak Hwang) |

부록 「금융감독연구」 수록논문 목록 / 103

「금융감독연구」 편집위원회 운영규정 / 111

「금융감독연구」 연구윤리규정 / 133

「금융감독연구」 논문투고안내 / 140

무보험자동차상해보험을 체결한 중복보험자의 대위행사 범위*

- 대법원 2023.6.1. 선고 2019다237586 판결을 중심으로 -

이준교**

국문초록

자동차보험의 무보험자동차상해보험계약에 중복 가입된 사고 피해자인 피보험자에게 중복보험자 중 1인의 대표보험자가 피보험자의 전체 손해액을 보상하였다면 그 대표보험자가 사고 가해자에게 행사할 수 있는 대위범위가 쟁점이 된다. 최근 대법원에서 가해자의 배상책임액에 대하여 피보험자에게 지급된 보험금 중 보험자가 실제 부담금액 비율만큼 대위행사가 가능하다고 판결하였다. 그러나 이와 같은 결론은 다수의 중복보험자가 가해자를 상대로 개별 대위소송을 제기할 수밖에 없어 소송경제적으로 비효율적이고, 가해자 처지에서도 과다한 소송대응 부담이 발생한다. 본고에서는 보험자의 가해자에 대한 대위구상권과 중복보험자에 대한 중복구상권은 서로 구분되는 별도의 권리라는 점, 어떤 권리를 누구에게 먼저 행사할지는 보험자의 자율재량이라는 점, 중복보험자들 간에 대위 또는 중복구상 정산을 통하여 공평을 기할 수 있는 점 등을 고려한다면, 이 사건 대법원 판결과 달리, 가해자의 책임액 범위 내에서 대표보험자의 대위구상 청구를 전액 인용하더라도 보험자 대위법리 또는 중복보험 구상법리에 어긋나지 않는다는 것을 논증하였다. 이러한 해석은 관련 법리에도 반하지 않으며, 1회적 소송을 통한 소송경제의 효율을 기하여 사회적 비용을 최소화시킬 수 있는 방법이기도 하다.

□ 주제어: 무보험자동차상해보험, 중복보험, 보험자대위, 이득금지원칙, 보험금 분담조항

□ JEL: K2, K3, K4

투고일: 2023.10. 6.

수정일: 2023.11.13.

게재확정일: 2024. 4.17.

* 본 논문의 내용은 연구자 개인의 의견이며 소속기관의 입장이 아님을 밝힙니다. 또한 귀중하고 유익한 심사의견을 주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

** 주저자, 금융감독원 국장(E-mail : jkylee@fss.or.kr)

I. 서론

개인들의 자동차 소유가 보편화되면서 자동차 운행과 관련한 피해를 대비하기 위한 자동차 보험 가입은 필수적으로 인식되고 있다. 이러한 경제적 환경변화는 자동차보험의 계약내용에도 많은 변화를 가져왔으며, 그중에 무보험차량에 의하여 피해를 보면 자신이 가입한 보험계약에서 보상받을 수 있는, 즉 ‘무보험자동차상해보험¹⁾’도 자동차보험계약상 담보 중 하나로 자리를 잡게 되었다.²⁾

무보험자동차상해보험(이하 ‘무보험차상해보험’이라 한다)의 피보험자는 기명피보험자 방식이 아닌 가족관계 등 일정한 조건을 전제로 계약상의 피보험자 여부가 결정되므로 1인이 다수 계약의 피보험자로 중복 가입되는 경우가 존재한다. 사고발생 시 다수의 보험자로부터 보험금을 지급받으면 피보험자는 자신의 실제손해를 초과하는 보상을 받을 수 있다. 이를 방지하기 위하여 자동차보험약관상에 피보험자의 실제손해를 각 보험자들이 비례적으로 분담하는 조항을 두고 있다.

다수 보험계약상의 피보험자가 무보험자동차로 인한 사고피해를 당하여 1인의 보험자(이하 “대표보험자”라 한다)가 사고피해자에게 실제손해를 전액 지급한 경우, 대표보험자가 사고의 가해자에게 행사할 수 있는 대위범위, 보험금의 일부를 대표보험자에게 지급한 다른 중복보험자들이 가해자에게 행사할 수 있는 대위범위 등이 문제가 될 수 있다. 이 쟁점을 다룬 대법원 판결이 최근에 있었으며, 이 사건의 심급별 판단내용이 모두 상이하였다. 이에 대한 분석을 통하여 중복보험자별 보험자 대위범위의 판단방법, 대법원 판결에 기초한 실무처리시 우려되는 부작용 및 이를 해소할 수 있는 합리적 대안 등을 살펴보고자 한다.

본고 이하에서는 먼저 대법원 소송 사건의 개요, 쟁점 및 판결요지를 정리한다(제II장). 이어서 당해 소송 사건의 쟁점에 대한 논의를 효과적으로 전개하기 위하여 무보험차상해보험의

1) 김성완(2013), “무보험자동차상해보험의 중복보험성과 의무보험화에 대한 연구”, 서울법학, 제21권 제1호, 172면에 의하면, 무보험자동차상해보험은 일본과 미국의 약관을 참고하여 1991년 11월 자동차보험의 특별약관 형식으로 국내에서 최초로 판매되었으며, 1995년 8월 자동차보험 제도개선 시 이를 자동차보험의 보통약관의 일부로 편입하였다고 한다.

2) 무보험차상해보험 도입 당시의 계약상 보상한도액은 1억 원으로 시작되었으나 점차 2억 원, 5억 원 등으로 상향되었고, 현재는 보험계약자의 선택에 따라 보상한도액을 10억 원으로 설정하는 경우도 존재한다. 2022년12말 기준으로 동 보험 가입률(등록차량대수 기준)은 약 82.4%이다(보험개발원 월말보고서 2023년 2월호 참조, <https://incos.kidi.or.kr:5443/insPdf/selMonthPdfSrcvList.do>, 최종 방문일자 2023.11.24).

주요 법률관계를 쟁점 부분에 한정하여 살펴본 후(제Ⅲ장), 소송 사건의 각 심급별 판결분석을 기초로 중복보험자의 대위 행사범위의 판단방법, 대법원 판결의 한계와 이를 극복하기 위한 해법 등을 살펴본다(제Ⅳ장).

II. 사건의 개요, 쟁점 및 판결요지

1. 사건의 개요

甲은 가해 차량을 운전하던 중 전방주시의무를 게을리한 탓에 무단횡단을 하던 乙을 발견하지 못하고 충격하여 다수 부위에 골절상 등을 입혔다. 가해 차량의 소유주는 자동차손해배상보장법(제5조 제1항)에 따른 의무보험만 가입한 상태였다. 피해자 乙의 가족들은 각자의 보험자들과 자동차보험계약을 체결하고 있었다. 가족들이 가입한 자동차보험계약에는 피해자 乙을 피보험자로 하는 무보험차상해담보가 포함되어 있었다. 가해자 및 피해자의 보험가입사항은 다음의 [표 1]과 같다.

[표 1] 가해자 및 피해자의 보험가입사항

구 분	보험종류	보험자	보험가입 가족
가해자 (甲, 피고 ³⁾)	자동차책임보험	B	-
피해자 (乙)	자동차보험계약상의 무보험차상해보험	A (원고)	피해자의 아들(1)
		B	피해자의 아들(2)
		C	며느리
		D	사위
			딸

원고인 대표보험자 A는 다른 보험자 B, C, D(이하, 중복보험자라 한다)와 각 무보험차상해보험에 따라 부담하는 보험금 지급채무 이행에 관하여 합의를 작성하였다. 그 주요 내용은

3) 이 소송 사건에서 피고는 차량을 운전한 甲뿐만 아니라 차량의 소유자였던 甲의 부친도 배상책임을 부담하는 공동 피고였다. 본고에서는 단순히 甲만을 피고로 지칭하여 표시한다.

원고 보험자 A가 단독으로 피해자 乙에게 보험금 전부를 지급하되 이에 대하여 나머지 중복보험자들이 대표보험자 A에게 각자 체결한 보험계약 1건마다 1/5의 비율로 계산한 분담금을 지급하고⁴⁾, 보험자 A는 자신이 지급한 보험금에서 중복보험자들로부터 지급받은 분담금을 공제한 나머지 금액에 상응하는 피해자의 가해자에 대한 손해배상청구권을 대위하며, 중복보험자들은 자신의 분담 부분을 한도로 대표보험자 A에게 지급한 분담금액에 상응하는 가해자에 대한 손해배상청구권을 대위하겠다는 취지로 작성되었다.

원고 대표보험자 A는 이 합의에 따라 2014. 3. 13.부터 2017. 8. 3.까지 피해자 乙이 치료 받은 병원에 치료비 합계 195,429,680원을 지급하였다. 가해자의 책임보험자인 B는 2014. 7. 31. 가해 차량에 관한 책임보험자 지위에서 대표보험자 A에게 책임보험금 20,000,000원을 지급하였다. 또한, 중복보험자들도 분담금 명목으로 보험자 A에게 총 96,766,400원을 지급하였으므로 대표보험자 A가 실제로 부담한 보험금 순액은 78,663,640원이다. 대표보험자 A는 보험자대위로 취득한 가해자 甲에 대한 손해배상청구권에 기하여 실제로 부담한 동 금액을 회수하기 위하여 이 사고의 가해자인 甲에게 구상청구 소송을 제기하였다. 한편, 피해자 乙은 사고지점 도로를 무단 횡단한 과실 등이 감안되어 가해자 甲의 책임비율은 50%로 제한되었다. 이와 같은 사실관계를 요약하면 다음의 [표 2]와 같다.

[표 2] 중복보험자별 보험금 지급금액 등

보험자 A 지급보험금 (a)	책임보험자로부터 회수액 (b)	중복보험자 분담 회수액 (c)			보험자A 실제부담금 (a-b-c)
		보험자 B	보험자 C	보험자 D	
195,429,680	20,000,000	30,893,010	12,811,710	53,061,320	78,663,640
[a - b] = 175,429,680		회수액 합계 : 96,766,040			

(1) 이론상 중복보험자별 분담액 (a-b)/5 : 35,085,936원⁵⁾

(2) 가해자 (잔존)책임액 (a×50% - b) : 77,714,840원

4) 각 보험계약의 보상한도가 2억 원으로 동일하였기 때문에 중복보험자들은 대표보험자 A가 지급한 보험금을 각각 1/5씩 비례 분담하여야 한다.

5) 각 중복보험자가 약35백만 원을 분담하여야 하나, 중복보험자 B, C, D는 그에 못 미치는 분담금을 지급하였으므로 각각 4백만 원, 22백만 원, 17백만 원을 대표보험자 A에게 추가로 지급하여야 한다.

2. 사건의 쟁점 : 보험금을 먼저 지급한 중복보험자의 대위가능 범위

이 사건의 쟁점은 중복보험자 중 1인이 피보험자에게 보험금을 지급하고 대위로 취득한 손해배상청구권을 가해자에게 행사할 경우, 그 행사범위가 어떻게 되는지에 관한 것이다. 단일 보험자가 피보험자에게 보험금을 지급한 경우라면 대위권 행사범위 판단은 어렵지 않다. 위 사례에서 대표보험자 A만 존재한다고 가정하면, 보험자 A는 약 1.75억 원의 보험금 지급 후 가해자를 상대로 대위구상 청구를 하였을 것이다. 가해자의 책임이 50%로 제한되므로 특별한 사정이 없다면 가해자 책임액 전액인 0.77억 원의 구상회수가 가능하다. 하지만, 이 사건은 다수의 중복보험자가 존재하고 중복보험자가 보험자 A에게 분담금의 일부만을 지급한 상황이었기 때문에 보험자 A가 행사할 수 있는 대위범위를 어떻게 보아야 하는지가 쟁점이 되었다.

3. 각 심급별 판결요지

각 심급별로 대표보험자 A의 대위행사 가부 또는 그 범위에 관한 판단이 모두 달랐다. 1심에서는 대표보험자 A가 대위할 수 있는 금액이 전혀 없다고 보았다. 그러나 항소심과 대법원은 모두 대표보험자 A의 대위 가능 금액이 존재한다고 판단하였다. 하지만, 그 범위 산정방법에 관하여는 각각 다른 판결 태도를 취하였다.

(1) 서울남부지법 2018.2.20 선고 2015가단202791 판결 (1심)

“원고(대표보험자 A)는 보험자대위에 의하여 피해자(乙)가 피고(甲)에 대하여 가지는 손해배상청구권의 한도 내에서 무보험자자동차에 의한 상해 보상약관의 보험금 지급기준에 따라 정당하게 산정되어 피해자에게 지급한 보험금액에서 다른 중복보험자들로부터 지급받은 돈을 공제한 나머지 금액만을 청구할 수 있는데, 피해자의 피고에 대한 손해배상청구권은 원고가 피해자의 치료비로 지급한 195,429,680원의 50%에 해당하는 97,714,840원이라 할 것이고, 이에 비하여 원고가 다른 중복보험자들로부터 지급받은 돈은 합계 116,766,040원이므로⁶⁾,

6) 이 판결에서 중복보험자로부터 받은 총액이 116,766,040원이라고 설명하고 있으나 이는 정확한 표현이 아니다. 이 금액에는 중복보험자의 지위가 아닌 자동차책임보험자 지위에서 지급된 2천만 원이 포함된 것이므로 이 금액을 제외한 96,766,040원만이 중복보험자들로부터 수취한 금액으로 보는 것이 타당하다.

원고가 피고에게 구상할 수 있는 금액은 없다.”)

(2) 서울남부지법 2019.5.9. 선고 2018나53892 판결 (항소심)

항소심에서는 “원고(대표보험자 A)는 피해자를 치료한 의료기관에 195,429,680원을 지급하였고, 배상의무자인 피고의 과실비율은 50%이며, 책임보험자로부터 2,000만 원을 지급받았으므로 원고가 피고에게 대위청구할 수 있는 손해배상채권액은 77,714,840원이다”라고 하여 먼저 대위구상 가능금액을 확정하였다. 그 후, 원고와 중복보험자들 간의 합의에 따라, 원고는 손해배상채권액 77,714,840원에서 이를 각 중복보험자의 분담비율(보험계약별 1/5)로 계산한 금액을 한도로 실제 지급된 분담금을 공제한 범위에서 피고에 대한 손해배상청구권을 대위 행사할 수 있고, 그 금액을 계산하면 18,274,226원이라고 판결하였다.⁸⁾

(3) 대법원 2023.6.1. 선고 2019다237586 판결

“원고(대표보험자 A)는 피해자(乙)에게 보험약관에 따라 정당하게 산정한 보험금 175,429,680원을 지급하여 나머지 보험자들의 보험금 지급채무를 공동 면책시켰으므로 이들을 상대로 이 사건 합의에서 정한 분담비율(보험계약별 1/5)에 따라 분담금을 청구할 수 있고, 그 분담금 액수는 보험자 B 및 C 경우 각 35,085,936원(= 175,429,680원×1/5), 보험자 D의 경우 70,171,872원(= 175,429,680원×2/5)으로 계산된다. 나아가 원고는 원칙적으로 피고를 상대로 앞서 본 바와 같이 정당하게 산정하여 피해자에게 지급한 보험금 175,429,680원의 한도 내인 77,714,840원의 손해배상을 청구할 권리가 있고, 이러한 손해배상청구권은 나머지 보험자들에 대한 분담금 청구권과 별개의 권리이다. 그런데 원고는 나머지 보험자들로부터 위와 같이 계산된 각 분담금 중 일부씩을 지급받아 합계 96,766,040원의 만족을 얻었다.⁹⁾ 따라서 원고가 피고를 상대로 대위행사할 수 있는 손해배상청구권의 범위는 보험약관에 따라

7) 판결요지 중 괄호()의 보충은 필자가 별도로 기재한 것이며, 이후의 판결요지 표기에도 동일하다.

8) 산출금액 = 77,714,800원 - 보험자 B(분담비율 1/5)가 실제로 지급한 분담금 총 30,893,010원 미만으로서 위 손해배상채권액에 대하여 1/5의 비율로 계산한 한도액 15,542,968원(= 77,714,840원 × 1/5) - 보험자 C(분담비율 1/5)가 실제로 지급한 분담금 총 12,811,710원 - 보험자 D(분담비율 2/5)가 실제로 지급한 분담금 총 53,061,320원 미만으로서 위 손해배상채권액에 대하여 2/5의 비율로 계산한 한도액 31,085,936원(= 77,714,840원 × 2/5)

9) 보험자 B 지급 30,893,010원 + 보험자 C 지급 12,811,710원 + 보험자 D 지급 53,061,320원

정당하게 산정되어 피해자(乙)에게 지급된 보험금 중 여기에서 분담금을 수령하여 만족을 얻은 부분을 제외한 나머지 금액에 상응하는 비율인 34,847,764원이고, 이는 원심이 인용한 금액 18,274,226원을 초과한다.”라고 판결하였다.¹⁰⁾

III. 무보험자상해보험의 주요 법률관계

1. 무보험자상해보험의 개요 및 법적 성격

무보험자상해보험은 피보험자가 무보험자동차¹¹⁾로 인하여 생긴 사고로 죽거나 다친 때에 그로 인한 손해에 대하여 배상의무자¹²⁾가 있는 경우에 피보험자동차의 자동차보험회사가 약관에 정한 바에 따라 보상하는 보험이다. 자동차보험은 기본적으로 피보험자가 자동차를 운행 중에 타인이나 자신에 대한 대인·대물적 손해를 전보하는 보험이다. 무보험자동차에 의해 입은 피해자의 손해는 원래 가해자로부터 불법행위로 인한 손해배상책임을 받거나 가해자의 자동차배상책임보험으로 해결되어야 한다. 그러나 가해 자동차가 자동차대인배상책임보험에 가입되어 있지 않거나 뺑소니 등으로 인하여 피해자가 가해 자동차의 자동차보험으로 보상받을 수 없는 상황이라면 피해자 보호가 취약해질 수 있다. 이러한 상황을 보험가입자 스스로 대비할 수 있도록 고안된 보험제도적 장치가 무보험자상해보험이다.¹³⁾

보험금 산정은 약관상의 ‘보험금지급기준에 의해 산출한 금액’을 기준으로 계산하도록 규정하고 있다. 이는 자동차보험의 배상책임보험담보에서 지급하는 보상기준을 준용하여 산출한다는 점에서 ‘정액급부방식’이 아니라 ‘부정액보험방식’의 상해보험이다. 다만, 지급보험금은

10) 산출금액 = 77,714,840원 × [(175,429,680원 - 96,766,040원) / 175,429,680원]

11) 무보험자동차란 피보험자동차가 아니면서 피보험자를 죽게 하거나 다치게 한 자동차로서 (1) 자동차보험 대인배상 II 나 공제계약이 없는 자동차, (2) 대인배상 II 나 공제계약에서 보상하지 아니하는 경우에 해당하는 자동차, (3) 이 약관에서 보상될 수 있는 금액보다 보상한도가 낮은 자동차보험의 대인배상 II 나 공제계약이 적용되는 자동차 (4) 뺑소니자동차 등을 말한다.

12) 약관상 정의에 의하면, 배상의무자란 ‘무보험자동차로 인하여 생긴 사고로 피보험자를 죽게하거나 다치게 함으로써 피보험자에게 입힌 손해에 대하여 법률상 손해배상책임을 지는 사람’을 말한다. 이때 배상의무자의 존재는 객관적으로 인정할 수 있으면 족하고 구체적으로 그자가 누구인지 특정화될 필요는 없으므로 뺑소니차에 의한 사고의 경우에도 배상의무자가 있는 것으로 간주된다.

13) 정진욱(2015), “무보험자동차에 의한 상해보험에 관한 연구”, 상사판례연구 제28집 제4권, 58면.

피보험자 1인당 보험증권에 기재된 보험가입금액을 한도로 한다. 보상의 최대한도라고 볼 수 있는 보험가입금액을 정하여 유한보상의 형태를 띠고 있다는 점에서 무한배상책임주의를 취하고 있는 자동차배상책임보험의 대인배상Ⅱ와 구분된다. 또한, ‘보험금지급기준 산출금액¹⁴⁾’은 피보험자의 과실을 반영하도록 규정하고 있는데, 이는 이 급부설계의 목적이 피보험자에게 상해를 입힌 차량이 무보험임에도 마치 대인배상Ⅰ 및 Ⅱ에 모두 가입해 있다는 가정하에 보험자는 피보험자에게 그러한 수준에 상응하는 보상을 제공하고자 함에 있다. 그러므로 피해자에게도 과실이 있다면 그 부분은 가해자의 배상책임액 산정할 때 반영되듯이 무보험차상해담보보상의 보험금 산출에도 그대로 적용하도록 규정한 것이다.

이러한 독특한 특징으로 이 보험의 법적 성격에 관한 다양한 학설(상해보험설, 손해보험설, 책임보험설, 손해보험형 상해보험설)이 존재하지만, 대법원 판례는 손해보험형 상해보험이라는 태도이고 학계의 다수 견해도 이와 같은 입장이다.¹⁵⁾ 이 견해는 손해보험으로서 성질과 상해보험으로서의 성질을 동시에 갖는 손해보험형 상해보험이라고 이해하는 것이다. 무보험차상해보험은 피보험자의 상해를 담보하는 상해보험인 점은 분명한데 여기에 무보험자동차사고로 인한 배상의무자의 책임을 전제로 해석·적용해야 하는 점, 여러 손해보험적 특성을 고려할 때, 손해보험형 상해보험 즉, 혼합적 성격을 가지고 있기 때문이다.¹⁶⁾ 초기의 판례는 상해보험설을 취했으나 2000년대 이후부터는 손해보험과 상해보험의 성질을 함께 갖는 손해보험형 상해보험으로 일관되게 판결하고 있다.¹⁷⁾

2. 무보험차상해보험과 보험자대위

특정사고로 인하여 소유 재물에 손상이 발생한 경우, 보험계약상의 피보험자는 당해 계약에 기하여 보험자로부터 보험목적물에 발생한 실제손해를 보상받는다. 만약, 사고를 야기한 제3

14) ‘보험금지급기준 산출금액’은 자동차보험약관에 포함된 <별표 1> 대인배상·무보험자동차에 의한 상해 지급 기준, <별표 3> 과실상계 등을 적용하여 산출한 금액을 말한다.

15) 박세민(2023), 『보험법(제7판)』, 박영사, 879면; 한기정(2021), 『보험법(제3판)』, 박영사, 723면, 정진욱, 앞의 논문, 71면; 김성완, 앞의 논문, 190면, 김하늘(2007), “가. 무보험자동차에 의한 상해담보특약에도 중복보험에 관한 상법 제672조의 제1항이 준용되는지 여부(적극), 나. 복수의 무보험자동차에 의한 상해보험특약의 보험자들 중 일방 보험자가 다른 보험자에 대하여 가지는 구상금채권의 소멸시효기간(5년)”, 대법원판례해설 제63호, 281면 등.

16) 박세민(2007), 『자동차보험법의 이론과 실무』, 세창출판사, 519면.

17) 대법원 2000.2.11. 선고 99다50699 판결, 대법원 2003.12.26. 선고 2002다261958 판결, 2005.1.27. 선고 2004다938808 판결.

자가 존재한다면 보험목적물에 대한 손해를 보험자로부터 전액 보상받은 후 그 제3자에게 손해배상을 청구하여 손해를 다시 보전받을 수 있다면 피보험자는 이득을 취할 수 있다. 다른 한편으로, 보험자의 손해보전에 만족하고 제3자에게 그 책임을 묻지 않는다면 응당 책임을 부담하여야 할 자가 그 부담을 면하는 부당한 상황도 발생할 수 있다. 이러한 문제를 방지하기 위한 것이 상법상의 보험자 대위제도(subrogation)이다.

무보험차상해보험과 관련한 보험자대위는 동 담보의 법적 성격에 관한 다양한 견해에도 불구하고 이를 인정하는 데 특별한 어려움은 없다. 상해보험이라는 견해 또는 손해보험형 상해보험이라는 견해에 따르면, 상법상으로도 상해보험에서 약정대위를 인정하고 있으며 자동차보험약관에서 무보험차상해에 대한 보험자대위를 명시하고 있으므로 보험자대위는 인정될 수 있다. 또한 손해보험이라는 견해를 따른다면, 상법상의 법정대위가 그대로 적용되므로 약정대위의 존재여부를 불문하고 보험자대위가 가능하다.¹⁸⁾

무보험차상해보험은 배상의무자의 존재를 전제로 보험자가 그 배상책임자를 대신하여 피해자인 피보험자에게 보험금을 신속히 지급하고 사후적으로 배상의무자에게 보험자가 대위구상을 하겠다는 취지로 설계된 것이라는 점에서 보험자대위는 사전적으로 예정된 것이라고 볼 수 있다. 대법원에서도 무보험차상해보험이 손해보험으로서 성질과 상해보험으로서 성질을 함께 갖는 손해보험형 상해보험으로서 상법 제729조 단서에 의하여 보험자는 피보험자의 권리를 해하지 않는 범위 내에서 피보험자의 배상의무자에 대한 손해배상청구권을 대위행사할 수 있다고 판시하고 있다.¹⁹⁾

한편, 인보험에서 대위를 금지하고 있는 상법 제729조에 의하여 제3자에 대한 대위는 엄격히 금지되어야 함에도 이를 허용하고 있는 무보험차상해담보 중 사망담보는 상법 제663조 보험계약자 등의 불이익변경원칙에 위배되어 무효라는 견해도 있다.²⁰⁾ 그러나 이는 상해보험에 상해사망은 포함되지 않는다고 해석하거나 상해보험 자체에서 보험자대위를 인정할 수 없다는 것을 전제하는 경우에만 성립할 수 있는 견해이다. 하지만, 상해사망에 대한 급부가 상해보험에서 불인정된다고 볼 수는 없다. 상해보험과 생명보험은 무엇을 ‘보험사고’로 하는지를 기

18) 다만, 책임보험설을 따른다고 보면, 가해자가 피보험자 지위에 있어 보험자대위를 논리적으로 설명하기 어려운 점이 있다. 가해자가 무보험인 상황에서 제3자, 즉 가해자를 위한 책임보험이 가입되어 있다고 가정하여 보험자가 피해자에게 보험금을 지급한 것으로 본다면 책임보험관계에서는 보험자가 피보험자의 지위에 있는 가해자에 대하여 대위권을 행사할 수는 없기 때문이다.

19) 대법원 2000.2.11. 선고 99다950699 판결.

20) 이재복·양해일(2004), “무보험자동차에 의한 상해보험의 법적성질과 양도조항에 관한 연구”, 보험학회지 제68집, 878면; 이경재(2015), “무보험자동차에 의한 상해에서 보험자대위에 관한 연구”, 법학논집 제28권 제1호, 30면.

준으로 구분하여야 할 것이며, ‘상해로 인한 사망’의 경우도 상해사고를 보험사고로 한다는 점에서 상해보험으로 보는 것이 옳기 때문이다.²¹⁾ 그러므로 상해보험에서 보험자대위가 금지되는 것도 아니기 때문에 무보험차상해보험에 따라 사망보험금을 지급한 보험자가 그 사고에 책임이 있는 제3자에게 보험자 대위권을 행사하는데 특별한 사정이 없다면 법률적 장애는 없다고 보아야 한다.

3. 무보험차상해보험의 중복보험 해당성

본고의 대법원 판결사건에서도 확인되듯이 피보험자(피해자) 1인이 다수의 무보험차상해보험의 피보험자에 해당하는 사례가 존재한다. 무보험차상해보험의 피보험자는 기명피보험자 이외에 기명피보험자의 부모 및 자녀, 기명피보험자의 승낙을 얻어 피보험자동차를 사용 또는 관리 중인 자 등을 포괄하는 개념이므로 보험계약자 또는 피보험자의 의도와 관련 없이 특정 인이 다수 보험계약에서의 피보험자 지위에 있을 수 있다. 이 사건에서도 피보험자(피해자) 乙은 자기의 자녀 또는 사위 등이 가입한 자동차보험계약에 따라 피보험자의 지위를 얻고 있다.

다수의 무보험차상해보험에 가입한 것을 중복보험으로 볼 수 있는지에 대한 쟁점은 앞서 설명한 보험계약의 법적 성격과도 연관된다. 무보험차상해보험이 손해보험형 상해보험이라는 통설적 견해를 따른다고 하더라도 중복보험을 규정하고 있는 상법 손해보험편 제672조 법문상의 중복보험 정의에 속한다고 단정할 수 없는 측면도 있다. 동 조문에 의하면, 중복보험이란 동일한 보험목적물에 관하여 보험사고와 피보험이익이 동일하고 보험기간이 공통되는 여러 개의 손해보험계약이 병존하는 경우에 그 보험금액의 총액이 보험가액을 초과하는 보험으로 규정하고 있다. 즉, 상법은 재산보험을 전제로 중복보험의 요건을 정하고 있을 뿐, 무보험차상해보험과 같이 피해자에게 지급하는 총보상액이 실제손해액을 초과하는 것을 포괄하는 것인지에 대하여 직접적으로 규정하고는 있지 않다.

그러나 상법에서 중복보험의 보상방식을 규정하고 있는 취지는 ‘실손보험’에서 동일사고와 동일 피보험이익에 대하여 다수의 보험계약이 존재할 때 실제 손해액보다 지급보험금액이 초과하지 못하도록 하여 궁극적으로 손해보험에서의 이득금지원칙을 실현하고자 함에 있다.²²⁾

21) 박기억(2013), “상해보험계약과 생명보험계약의 구분”, 변호사 제43집, 182면.

22) 상법(제725조의2)은 다수의 책임보험계약이 체결된 경우 그 보험금액의 총액이 손해배상액을 초과한 때에 상법 제672조를 준용하도록 정하고 있으므로 책임보험에서도 중복보험을 인정하고 있다.

실손보상 급부형태를 취하고 있는 무보험차상해보험에서도 이러한 원칙을 배제할 이유가 없으므로 중복보험은 긍정되어야 할 것이다. 대법원 판결도 무보험차상해보험의 중복보험성을 인정한다.²³⁾ 현행 자동차보험약관상에 무보험차상해담보에도 중복보험자들이 보험금을 분담하여 보상하겠다는 내용을 명시적으로 두고 있다. 무보험차상해보험이 손해보험적 성격을 갖추고 있지만, 여전히 상법상 인보험의 성격 또한 지니고 있다. 그러므로 약관상 명문의 규정이 없는 한 중복보험의 규정이 당연히 준용되는 것으로 볼 수 없다는 점에서도 해당 약관에서 이를 명확히 밝혀둘 필요가 있기 때문이다.²⁴⁾

4. 중복보험자에 대한 중복구상권 및 가해자에 대한 대위구상권

상법 제672조에 의하면, 중복보험자들은 각자의 보험금액의 한도 내에서 연대책임을 부담하며, 보험자의 보상책임은 각자의 보험금액의 비율에 의한다. 그러므로 중복보험자 중 1인이 자신의 피보험자에게 전체 손해에 대한 보험금을 지급하였다면 그 대표보험자는 각각의 중복보험자에 대한 분담금 청구권(이하 ‘중복구상권’이라고 한다)을 갖는다. 또한, 피해자인 피보험자에게 전체 보험금을 지급한 중복보험자는 피해자의 배상의무자에게 보험자대위에 기한 손해배상청구권(이하 ‘대위구상권’이라고 한다)도 보유한다. 두 청구권은 별도의 권리이다. 그러므로 대표보험자는 각 청구권의 성립요건을 개별적으로 충족하는 한 어느 하나를 행사하여도 무방하고 양자를 동시에 행사할 수도 있다.²⁵⁾ 다만, 각 청구권을 모두 행사할 수 있다고 하여 대표보험자가 다른 중복보험자와 피보험자의 배상의무자 모두에게 자신이 지급한 보험금을 중복적으로 회수하여 이득을 취하는 것은 허용될 수 없으므로 중복보험자들이 가해자에게 행사할 수 있는 대위구상권 또는 중복보험자들 간의 중복구상권의 조정(정산)이 필요하다. 이번 대법원 판결사건은 이와 연관된 쟁점을 다루고 있다. 이에 대한 논점을 정확히 이해하기 위하여 단순화시킨 가정 하에 두 구상권의 관계를 살펴본다.

23) 대법원 2016.12.29. 선고 2016다217178 판결, 대법원 2007.10.25. 선고, 2006다225356판결, 대법원 2006. 11. 10. 선고 2005다35516 판결, 대법원 2006.11.23. 선고, 2006다10989 판결.

24) 장덕조(2023), 『보험법(6판)』, 법문사, 523~524면.

25) 대법원 2009. 12. 24. 선고 2009다42819 판결, 대법원 2015. 1.29. 선고 2013다214529 판결. : 보험자에게 두 가지 권리가 동시에 존재하는 경우, “한쪽 구상권으로부터 만족을 얻을 경우 다른 구상권의 범위는 위와 같이 만족을 얻은 부분을 제외한 나머지 출재액 중 다른 구상권에 의한 구상채무자의 부담 부분으로 축소되는 관계에 있을 뿐이다.”라고 판시하였다.

우선, 보험자 甲과 乙의 무보험차상해보험계약상(보상한도는 각각 100이라고 가정)의 피보험자인 A가 무보험자동차를 운전한 B의 과실로 인한 자동차상해로 100의 손해를 입었다. 피해자이자 피보험자인 A에게도 30%의 과실이 있어 운전자 B의 배상책임은 70%로 제한된다. 보험자 甲과 乙은 동 보험계약에서 정한 보험금 지급기준에 따르면 피보험자에게 100의 보험금을 지급할 수 있다고 가정한다.²⁶⁾ 이 경우, 최종적으로 가해자는 70을 부담하고 보험자 甲과 乙은 각각 15씩만을 부담하는 것이 보험자대위의 취지도 실현하고 중복보험자 간의 책임도 공평하게 배분하는 것이다. 아래의 상황별로 중복보험자 간 중복구상권 행사와 대위구상권 행사를 통하여 각각 다른 결과가 도출된다면 이는 공평의 관념에 반하는 것이다. 그러므로 모두 동일한 결과에 이를 수 있는 해석이 요구된다.

(1) 甲이 피보험자(A)에게 100 지급 → 甲이 가해자(B)에게 대위구상권 행사 → 甲이 중복보험자 乙에게 중복구상권 행사

이 방식은 보험자 甲이 피해자의 손해 100을 전액 보상한 후, 가해자에게 대위권을 행사하면 가해자의 책임액 한도에서 구상이 가능하므로 70을 회수할 수 있다. 결과적으로 甲이 지급한 보험금은 30이므로 중복보험자인 乙에게 그의 몫에 해당하는 15를 구상하면, 각각의 보험자가 15씩 공평하게 부담하게 된다.

(2) 甲이 피보험자(A)에게 100 지급 → 乙이 중복보험 분담금 50을 甲에게 지급 → 甲과 乙이 가해자(B)에게 대위구상권 행사

위 (1)과 다른 것은 甲이 피보험자에게 전액 보상을 한 후 乙이 자신의 몫의 분담금을 甲에게 지급하였다는 점에 차이가 있다. 보험자 甲은 乙에게 50을 회수하였으므로 50에 대하여 대위구상을 청구할 수 있다. 이 경우, 가해자가 부담할 금액은 두 가지 해석이 가능하다. 첫째, 가해자는 대위 청구금액이 자신의 책임액 70이내에 있으므로 청구금액 50을 甲에게 지급하여야 한다(2-1방법). 둘째, 가해자는 향후 보험자 乙의 대위 구상청구에도 응할 필요가 있으므로 자

26) 무보험차상해담보약관의 보험금 지급기준상 피해자의 과실을 감안하도록 정하고 있으므로 원칙적으로 보험자는 피보험자의 손해 100의 70%인 70만을 지급하여야 하지만, 부상보험금의 경우에는 과실상계한 금액이 치료관계비와 간병비의 합산액에 미달하면 예외적으로 치료관계비와 간병비를 보상한도액 이내에서 전액 보상하도록 규정하고 있기 때문에 결과적으로 가해자의 책임액 이상으로 보험금이 지급될 수 있다. 본 대법원 사건도 이러한 상황에 해당하며, 본문의 가정적 사례도 동일한 유형의 사건이라고 가정한다.

신의 책임액(70)중에서 전체 보험금 중 보험자 甲이 부담한 비율(50%)에 해당하는 금액, 즉 35만을 지급하여야 한다(2-2방법). 전자의 경우, 가해자는 여전히 자신의 책임액 20이 잔존하고 있으므로 보험자 乙이 가해자에게 50에 대한 대위 구상청구를 하면 이에 대하여 가해자는 잔존책임액 20에 한하여 응하면 될 것이고, 후자의 경우는 자신의 잔존책임액 35를 보험자 乙에게 지급하면 된다.

위와 같은 구상관계로 종결하면, 첫 번째 방법(2-1)은 중복보험자 간의 공평한 부담이 이루어지지 않으므로 보험자 간에 사후정산이 필요하다. 보험자 甲이 대위구상으로 50을 회수하였다면 자신의 몫을 초과하여 회수한 15는 보험자 乙에게 지급하여야 보험자 간 공평한 부담이 실현된다. 만약, 보험자 甲이 위 금액을 乙에게 지급하지 않는다면, 보험자 乙은 보험자 甲에게 부당이득 반환청구(소송)를 통하여 회수할 수 있을 것이다.

(3) 甲이 피보험자(A)에게 100 지급 → 乙이 중복분담금 중 일부인 20만을 甲에게 지급 → 甲과 乙이 가해자(B)에게 대위구상권 행사

위 (2)의 상황과 다른 것은 乙이 자신의 중복부담금 50에 못 미치는 20만을 甲에게 지급하는 것이다. 이 경우, 보험자 甲은 80을 가해자에게 대위구상을 청구할 것이고 가해자는 위 (2)의 사례와 같이 두 가지의 대응을 생각할 수 있다. 첫 번째는 자신의 책임금액 이내에서만 응하면 되므로 70만을 甲에게 지급하는 것이다(3-1방법). 두 번째로 향후 보험자 乙의 대위구상청구를 감안하여 甲이 보험금을 지급한 비율(80%)에 해당하는 금액, 즉 56만을 지급하는 것이다(3-2방법). 전자는 가해자가 甲에게 자신의 책임금액 모두를 지급하였으므로 乙의 대위청구에 응할 의무가 없다. 후자는 가해자의 잔존책임액 14에 대하여 보험자 乙에게 지급하여야 한다.

위와 같은 구상관계로 종결하면, 중복보험자 간의 공평한 부담이 이루어지지 않으므로 중복보험자 甲과 乙 간에는 두 가지 정산이 필요하다. 첫 번째(3-1방법)에서는 보험자 甲은 자신의 몫을 초과하여 회수한 대위금액 35를 乙에게 지급하여야 하고(대위구상금 정산), 乙은 자신의 중복분담금을 보험자 甲에게 30을 추가로 지급하여야 한다(중복구상금 정산). 그러므로 甲은 두 금액을 상계하고 잔존하는 5를 乙에게 지급함으로써 결과적으로 두 보험자는 각각 15씩 공평하게 부담하게 된다. 두 번째(3-2방법)에서는 보험자 甲은 자신의 몫을 초과하여 회수한 대위금액 21을 乙에게 지급하여야 하고(대위구상금 정산), 乙은 자신의 중복분담금을 추가적으로 30을 지급하여야 한다(중복구상금 정산). 그러므로 乙은 두 금액을 상계한 금액인 9를 甲에

게 지급함으로써 결과적으로 두 보험자는 각각 15씩 공평하게 부담하게 된다.

(4) 甲과 乙이 피보험자에게 각각 50씩 지급 → 甲과 乙이 각각 가해자(B)에게 대위 구상권 행사

중복보험자가 각각 50씩 피해자에게 지급하였으므로 각각의 보험자는 가해자에게 50의 대위 구상청구를 할 수 있다. 두 보험자가 동시에(또는 공동으로) 가해자를 대상으로 대위청구를 하였다면, 가해자는 비례적으로 각각의 보험자에게 35씩 구상에 응하면 된다. 그러나 가해자가 각 보험자로부터 순차적인 대위 구상청구를 받게 된다면, 앞의 (2)의 사례에서 50을 대위청구하는 경우와 동일하게 진행될 것이다.

(5) 위 구상관계에 대한 평가

위에서 살펴본 여러 가지 보상(구상)처리 방법 하에서의 보험자의 대위구상권과 중복구상권의 관계에서도 알 수 있듯이 어떤 보상절차를 거치더라도 최종적인 결과, 즉 각각의 중복보험자 또는 가해자의 경제적 부담은 모두 같다. 보상실무에서 위의 방법이 다양하게 적용될 수 있다. 어느 한 방법만이 보험 대위법리 또는 중복보험 보상법리에 부합하는 것으로 볼 수 없고, 결과적으로도 사후정산을 통하여 보험자들 간의 경제적 이해관계가 공평하게 조정될 수 있다. 다만, 소송경제적 효율성과 가해자의 소송부담 등을 감안하면 위 방법 중 (2), (3-2) 또는 (4)의 방식보다는 (1) 또는 (3-1)의 방식이 바람직하다.

전자의 방식은 각 중복보험자가 가해자를 상대로 각각의 대위 구상청구(소송)를 하여야 하지만, 후자의 방식은 중복보험자 1인의 가해자에 대한 대위 구상청구로 다른 중복보험자와 가해자의 구상관계는 사실상 종료되어 가해자는 모든 구상의무에서 벗어날 수 있고, 대위 및 구상관계에 전문성이 있는 중복보험자들 간에 정산을 통하여 공평한 결과를 도출해 낼 수 있기 때문이다. 위 가정들은 2인의 중복보험자가 존재하는 것으로 하였지만 본고의 대법원 소송사건과 같이 4인의 중복보험자 또는 그 이상의 중복보험자가 존재하게 된다면 전자의 처리방식으로 유발되는 사회적 비용은 더욱 커질 수 있다.

특히, 보험금을 지급한 보험자가 피해자를 대위하여 가해자에게 행사하는 구상금액이 가해자의 책임액 전액 또는 그 일부에 해당하는 경우(2 및 3의 사례), 가해자가 자기의 책임금액이

내에서 보험자의 대위 청구금액 전액을 구상금으로 지급하여야 하는 것인지(2-1 또는 3-1방법), 아니면 다른 보험자의 대위청구까지를 고려해 각 보험자의 보험금 지급비율까지 감안하여 구상에 응하여야 하는지(2-2 또는 3-2방법)가 쟁점이 될 수 있다. 앞서 설명하였듯이 (3-2)의 방법보다는 (3-1)의 방법이 더 바람직하다는 측면에서 보면, 전자의 방법도 법적으로 허용될 수 있는지에 대한 검토가 필요하다. 다음과 같은 점을 고려하면 보험자 대위법리 등에 반하는 것으로 볼 수 없고, 오히려 보험자 대위법리에 더 부합한 방법으로도 볼 수 있다.

첫째, 보험자의 대위구상권과 중복보험자에 대한 중복구상권은 서로 구분되는 별도의 권리이므로 각각의 성립요건을 개별적으로 충족하는 한, 보험자는 어떤 권리를 누구에게 먼저 행사할지는 자유롭게 정할 수 있다. 위 사례에서 보험자 甲은 계약상의 보험금 지급기준에 따라 적법하게 피보험자 손해의 전액인 100을 보상하였다. 피보험자의 손해는 제3자의 행위로 인하여 발생하였으므로 피보험자는 그 제3자에 대한 손해배상청구권(손해의 70%)을 갖고 있다. 그러므로 보험금을 피보험자에게 지급한 보험자 甲은 대위행사의 법적 성립요건을 모두 충족시킨다. 따라서 보험자 甲은 자신이 지급한 보험금 총액(100) 중 중복보험자의 분담금으로도 만족되지 않은 부분(2-1의 경우 50, 3-1의 경우 80)에 대하여 가해자의 책임범위(70) 안에서 대위구상을 청구하는데 법률적 장애가 없다.

둘째, 중복보험자 간의 보험금 분담은 중복보험 법리에 따라 보험자 간에 공평한 부담을 지우기 위한 것이고, 그에 따라 보험금을 분담한 각각의 보험자는 그 보험금의 범위 내에서 가해자를 상대로 대위권을 행사할 수 있다. 하지만, 중복보험에 따른 중복구상권 또는 보험대위권의 행사여부는 각 보험자의 재량에 속하는 사항이므로 이를 행사하지 않는다고 하여 법률적으로 문제가 되는 것은 아니다. 따라서 가해자의 책임액 이상으로 보험금을 부담한 보험자의 대위 구상청구에 대하여 향후 발생할 수 있는 다른 중복보험자의 대위 구상청구를 이유로 가해자의 책임액 중 대위청구 보험자의 보험금 분담비율로 구상이 제한된다고 볼 필요는 없다.²⁷⁾

셋째, 각각의 중복보험자들이 보험자대위로 이전받은 권리는 피해자가 가해자에게 행사할 수 있는 손해배상청구권이다. 그러므로 피해자가 자신이 입은 손해액에 대하여 가해자의 책임액 이내로 가해자에게 배상을 구하는 것으로도 볼 수 있다. 그러므로 다른 중복보험자의 존재를 이유로 보험대위에 기한 특정보험자의 구상 청구금액을 일정비율로 제한시킬 수 있다고 보

27) 이는 중복보험자 1인의 대표보험자가 전체 손해액을 모두 지급하는 사례와 달리, 각각의 중복보험자가 자신의 분담분을 피해자에게 직접 지급한 경우(본문 사례 4)에도 마찬가지이다. 중복보험자 각자가 가해자에게 행사할 수 있는 대위 구상청구권에 우선순위가 있을 수 없으므로 가해자는 자신의 책임범위 내에서 구상청구된 보험자의 대위청구에 응하여야 한다.

기는 어렵다. 보험자대위에 기하여 중복보험자들이 갖는 각각의 손해배상청구권은 누구의 권리가 더 우위에 있다고 볼 수 없다. 가해자에 대한 관계에서는 채권자평등원칙이 적용되어 가해자는 자신의 책임한도 내에서 누구에게든 정당하게 변제할 수 있다고 보아야 하기 때문이다. 다만, 사후적으로 공평의 관념상 중복보험자들 간에 안분하여 정산할 수는 있을 것이다. 앞서 가정적 사례에서도 살펴보았듯이 중복보험자들 간에 보험자 대위구상금 및 중복구상금에 대한 정산을 통하여 공평을 기할 수 있다.²⁸⁾

이러한 점을 고려하면, 보험자 甲이 자신이 부담한 보험금 기준으로 한 대위구상청구에 대하여 가해자는 자신의 책임금액 이내에서 대위 구상청구 전액에 대한 구상을 허용(2-1 또는 3-1방법)하지 않을 이유는 없다. 오히려 이러한 청구를 인정하여 보험자들 간의 대위 또는 중복구상에 따른 정산을 실시하도록 하는 것이 보상절차의 신속간결성 측면에서 긍정적이고 소송경제적 측면에서도 효율적이다.

IV. 중복보험자의 대위 행사범위 등에 관한 검토

1. 각 심급별 판결 분석

(1) 1심 판결

1심은 대표보험자 A의 피해자의 배상의무자에 대한 대위 구상청구가 허용되지 않는다고 판단하였다. 이는 보험자 대위법리를 오해한 것이다. 1심 판결문에 따르면, “원고(보험자 A)는 보험자대위에 의하여 피해자(乙)가 피고(甲)에 대하여 가지는 손해배상청구권의 한도 내에서 무보험자동차에 의한 상해 보상약관의 보험금 지급기준에 따라 정당하게 산정되어 피해자에게 지급한 보험금액에서 다른 중복보험자들로부터 지급받은 돈을 공제한 나머지 금액만을 청구할 수 있다”라는 설명을 하고도 실제 적용은 다르게 하였다. 이 사건에서 피해자가 가해자에게 가지는 손해배상청구권의 한도는 대표보험자 A가 지급한 보험금 195,429,680원에 가해자의

28) 이러한 결과는 보험자대위를 행사하는 중복보험자들(채권자)과 가해자(채무자) 간에는 ‘채권자평등원칙’을 적용하더라도 종국적으로는 중복보험자들의 책임을 배분함에 있어서는 ‘비례분담원칙’ 적용으로 귀결된다.

책임제한 비율 50%를 적용한 금액에서 가해자의 책임보험자(B)로부터 회수한 2천만 원을 차감한 77,714,840원(가)이라고 볼 수 있다. 보험자 A가 지급기준에 따라 피보험자에게 지급한 보험금은 195,429,680원(나)이었고, 다른 중복보험자로부터 회수한 금액은 116,766,040원(다)이었다. 판결문에 따르면, (가)를 한도로 하여 (나)에서 (다)를 공제한 금액, 즉 보험자 A가 실제로 부담한 금액은 78,663,640원이지만 손해배상청구권의 한도를 초과하므로 가해자 책임액 전액인 77,714,840원에 대하여 대위구상이 가능하다는 흐름으로 판결이 내려졌어야 한다.

그러나 1심 판결은 위 설명과 다르게 “피해자의 피고에 대한 손해배상청구권은 원고가 피해자의 치료비로 지급한 195,429,680원의 50%에 해당하는 97,714,840원이라 할 것이고, 이에 비하여 원고가 다른 중복보험자들로부터 지급받은 돈은 합계 116,766,040원이므로, 원고가 피고에게 구상할 수 있는 금액은 없다.”라고 판결하였다. 추론컨대, (가)를 한도로 하여 (나)를 적용한 금액, 즉 보험금 지급금액인 (나)금액이 가해자의 책임액인 (가)금액을 초과하므로 (가)를 기준금액으로 삼고 여기에서 다른 중복보험자로부터 회수한 금액 (다)를 차감하면 남은 금액이 존재하지 않으므로 보험자 A의 대위 가능금액은 없다고 본 듯하다. 그러나 이는 보험자 대위법리에 부합하지 않는 판단이고 재판부가 스스로 설명한 방식과도 맞지 않는다.

특히, 피해자에게 실제손해액 모두를 지급한 보험자 A에게 가해자에게 대한 대위구상을 허용하지 않는다면, 이보다 적은 보험금을 부담한 다른 중복보험자에게도 대위구상이 허용될 수 없다는 해석으로 이어진다. 그렇다면 보험자 대위제도의 취지가 가해자의 책임이 부당하게 면제되지 않도록 함에 있음에도 피해자가 무보험차상해보험에 가입하여 보상받았다는 이유로 가해자가 책임을 부담하지 않게 되는 불합리한 결과가 발생한다. 이는 보험자 대위제도 취지에 반하는 것이다.²⁹⁾

(2) 항소심 및 대법원 판결

항소심과 대법원 모두 보험자 A가 가해자의 배상의무자에게 대위청구가 가능한 손해배상채권 총액은 77,714,840원이라는 점을 명확히 밝혀 1심의 오류를 바로잡았다. 다만, 두 판결의

29) 참고로, 이 사건에서는 피해자(乙)의 실제손해액에 대하여 모두 보상이 되었다는 전제하에 판결이 이루어졌으므로 동 소송에서는 쟁점화되지는 않았지만, 만약 보험금을 지급받고도 여전히 피해자(乙)에게 잔존하는 손해가 있다면, 보험자 대위범위는 더 축소되거나 전혀 인정되지 않을 수도 있다. 보험자대위는 피보험자의 권익을 침해하지 않은 범위 내에서만 허용되므로 이 사건에서 피해자의 잔존손해액이 78백만 원을 초과한다고 가정하면 가해자의 책임액 전액은 피해자(乙)의 잔존손해액 보전에 우선 배정되므로 실제 이 사건 판결과 다르게 보험자가 대위권에 기하여 가해자에게 청구하여 회수할 수 있는 금액이 없을 수 있다.

차이점은 대위채권금액을 중복보험자들 간에 안분하는 방식을 어떻게 적용하는지에 대한 부분이다. 항소심은 각 중복보험자의 책임분담비율(보험계약별1/5)을 위 대위채권금액에 곱한 금액을 한도로 실제 지급된 분담금을 공제한 범위에서 사고 가해자인 피고에게 손해배상청구권을 대위행사할 수 있다고 보았다.

반면에, 대법원은 전체 지급된 보험금 중 각 중복보험자가 실제로 부담한 비율에 상응하는 만큼 손해배상청구권을 대위행사할 수 있다고 보았다. 결국, 두 판결 간에는 중복보험자별로 가해자로부터 회수하는 구상금에 차이가 있지만, 가해자가 부담하는 경제적 책임액은 동일하다. 더 나아가, 중복보험자 간에 중복구상권 행사 등을 통하여 정산과정을 거치면 각 보험자가 부담하는 최종 경제적 부담액도 두 판결에 따라 차이가 없으리라 추정된다. 그러한 점에서 보면, 항소심 판결과 대법원 판결에는 유의미한 차이가 없다고도 볼 수 있다.

두 판결의 차이는 다음의 [표 3]과 같이 정리된다. 항소심 판결은 대위청구 가능금액(77.7백만 원)을 중복보험자별로 안분함에 있어, 각 보험자별로 배분되는 이론적인 대위권 금액(b)을 최대한도로 하되, 실제분담금액(c)이 이에 못 미친다면(보험자 C의 사례) 실제분담액까지만 안분시켰다. 다만, 실제분담액에 미치지 못한 부분은 결과적으로 대위구상청구 소송을 제기한 대표보험자 A의 몫에 추가시켜 총 18백만 원의 대위구상을 판결하였다.³⁰⁾

반면에, 대법원은 이론적으로 배분되는 대위금액을 고려하지 않고 실제로 각 보험자가 부담한 금액 비율만큼 대위행사가 가능하다고 보았다. 보험자별로 부담한 실제분담금비율(d)과 대법원 판결에 기초하여 계산한 비율(h)이 정확히 일치한다. 대법원의 태도는 보험자의 대위권에 기한 손해배상청구권과 다른 중복보험자에 대한 분담금 청구권은 별개 권리라고 하더라도 중복보험자들이 분담금을 부담한 것이 있다면 형평에 맞게 대위금액도 배분시킬 필요가 있는 점, 그리고 중복보험자들은 자신의 분담 부분을 한도로 보험자 A에게 지급한 분담금액에 상응하는 가해자에 대한 손해배상청구권을 대위한다는 내용의 합의를 하였다는 점을 감안한 것으로 판단된다. 직관적으로도 보더라도, 보험자 A가 실제로 부담한 금액(79백만 원)이 가장 많지만, 항소심 판결은 부담한 금액(53백만 원)이 이보다 적은 보험자 D에게 대위금액을 더 많이 배분(31백만 원)시키는 결과를 낳고 있다는 점에서도 대법원의 접근방식이 공평의 관념에 더 부합한 것으로 볼 수 있다.

30) 보험자 A에게 안분된 18백만 원은 이론적 대위금액 16백만 원과 보험자 C의 분담금이 이론적 대위금액에 못 미쳐 실제분담금으로 제한되어 추가된 2백만 원이 합산된 금액이다. 반올림 차이로 정확히 일치하지 않지만 원단위로 계산하면 정확히 일치한다.

[표 3] 항소심 및 대법원 판결상 보험자 대위가능금액 비교

(단위 : 백만원)

구분	분담 보험금		대위권(b)	실제분담금		항소심 판결		대법원 판결	
	금액	비율(a)		금액(c)	비율(d)	금액(e)	비율(f)	금액(g)	비율(h)
A	35	20%	16	79	45%	18	24%	35	45%
B	35	20%	16	31	18%	16	20%	14	18%
C	35	20%	16	13	7%	13	16%	6	7%
D	70	40%	31	53	30%	31	40%	24	30%
합계	175	100%	78	175	100%	78	100%	78	100%

2. 항소심 및 대법원 판결에 기초한 사후정산 추정

대표보험자(A)는 다른 중복보험자들에게 중복구상금 청구 또는 대위구상금 정산과정 등을 수행할 것이므로 각 보험자가 부담하는 최종 경제적 부담금액은 항소심 또는 대법원 판결 결과에 따라 상이하지는 않을 것이라 추정된다. 각각의 판결에 기초하였을 때, 중복보험자들 간의 사후정산이 어떻게 이루어질 수 있는지를 다음과 같이 추론해 볼 수 있다. 우선, 분석에 앞서 계약 1건당 최종적인 중복보험자의 경제적 부담금액을 산출해보자. 대표보험자 A가 실제로 피해자 乙에게 지급한 순지급액이 175,429,680원이므로 중복계약 5건으로 안분하면 1계약당 35,085,936원(가)을 부담하면 된다. 그러나 가해자에게 구상하여 77,714,840원을 회수할 수 있고 이를 중복계약 5건으로 안분하면 1계약당 15,542,968원(나)이 산출된다. 그러므로 보험계약 1건당 중복보험자가 (가)에서 (나)를 공제한 19,542,968원을 최종 부담하는 것이 공평한 결과이다.

(1) 항소심 판결에 기초한 사후정산

항소심 판결기준에 따른 보험자별로 대위금액을 추정하고 중복보험자 간에 분담금 정산을 하면 각 보험자별 최종 경제부담액은 다음의 [표 4]와 같다. 앞서 분석하였듯이 최종부담액은 1계약당 19,542,968원임을 확인할 수 있다.

먼저, 보험자 A와 B간 또는 A와 D간에는 B 내지 D가 1계약당 분담금(a)에 못 미치는 분담금(b)만을 지급하였으므로 B와 D는 A에게 그 차액(d)을 지급하여야 한다. 한편, B와 D에게는

이론적인 대위금액 안분이 이미 되었으므로 대위금액 관련하여서 보험자 A와 별도의 정산은 필요하지 않다. 다음으로 A와 C간에는 두 가지 정산이 필요하다. 첫째, C가 1계약당 분담금액(a)에 미치지 못하는 실제분담금(b)을 지급하였으므로 그 차액인 22,274,226원을 A에게 지급하여야 하며, 반대로 A는 이론적인 대위 안분금액(15,542,968원)을 초과하여 회수한 2,731,258원을 C에게 지급하여야 한다. 따라서 이를 상계하면 C가 A에게 19,542,968원을 지급하여야 한다.

[표 4] 항소심 판결에 따른 사후정산 추정

<1계약당 보험자별 분담금액 35,085,936원(a)>

(단위 : 원)

구분	실제분담액 (b)	항소심 기준 대위 (c)	중복보험자 간 사후정산 (d)			최종부담액 (b+c+d)
A	△78,663,640	18,274,226	4,192,926	19,542,968	17,110,552	△19,542,968
B	△30,893,010	15,542,968	△4,192,926			△19,542,968
C	△12,811,710	12,811,710		△19,542,968		△19,542,968
D	△53,061,320	31,085,936			△17,110,552	△39,085,936
계	△175,429,680	77,714,840				△97,714,840

(2) 대법원 판결기준에 기초한 사후정산

대법원 판결기준에 따른 보험자별 대위금액을 추정하고 중복보험자 간에 분담금 정산을 하면 각 보험자별 최종 부담액은 다음의 [표 5]와 같다. 앞의 항소심 판결기준과 마찬가지로 보험자별 최종부담액은 1계약당 19,542,968원으로 동일하다.

대법원 판결기준에 따르면, 보험자 A는 다른 모든 중복보험자와 두 가지 정산을 실시하여야 한다. 먼저, 다른 보험자들이 1계약당 분담금액(a)에 못 미치는 실제분담금(b)을 지급하였으므로 이에 대한 정산을 실시하여야 한다. 다음으로 이론적으로 배분되는 대위금액 이상을 보험자 A가 가해자로부터 대위구상하였으므로 다른 보험자들에게 그 초과분을 지급하여야 한다. 모든 정산은 동일하므로 보험자 A와 C간의 사례를 설명하면, C가 1계약당 분담금액(a)에 미치지 못하는 실제분담금(b)을 지급하였으므로 그 차액인 22,274,226원을 A에게 지급하여야 한다. 반대로 A는 이론적인 대위 안분금액(15,542,968원)을 초과하여 회수한 9,867,418원을 C에게 지급하여야 한다. 따라서 이를 상계하면 C가 A에게 12,406,808원을 지급하여야 한다.

[표 5] 대법원 판결에 따른 사후정산 추정

〈1계약당 보험자별 분담금액 35,085,936원(a)〉

(단위 : 원)

구분	실제분담액 (b)	대법원기준 대위 (c)	중복보험자 간 사후정산 (d)			최종부담액 (b+c+d)
A	△78,663,640	34,847,765	2,335,472	12,406,808	9,530,627	△19,542,968
B	△30,893,010	13,685,514	△2,335,472			△19,542,968
C	△12,811,710	5,675,550		△12,406,808		△19,542,968
D	△53,061,320	23,506,011			△9,530,627	△39,085,936
계	△175,429,680	77,714,840				△97,714,840

다만, 이와 같은 추정은 다른 중복보험자인 B, C, D가 가해자 甲을 상대로 별도의 대위권을 행사하여 항소심 내지 대법원 판결기준과 동일하게 대위구상금을 회수하였다는 전제하에 성립한다. 이 사건의 항소심 판결문에 의하면, 보험자 C와 D는 별도로 가해자 甲을 상대로 대위 청구소송을 진행하였던 것으로 확인되고 있다.³¹⁾ 다른 중복보험자인 B도 가해자 甲을 상대로 소송을 하였던 것으로 확인된다.³²⁾

3. 대법원 판결에 대한 평석 및 비판적 고찰

(1) 대법원 판결에 대한 평석

앞서 검토한 사실에 기초해 보면, 항소법원이나 대법원에서는 대표보험자 A가 실질적으로 피해자에게 지급한 보험금(78,663,640원)이 가해자의 책임액(77,714,840원)을 초과하고 있으므로 가해자의 책임액 전액을 대위 구상금으로 인정하는 판결도 할 수 있었다고 생각된다. 그러나 대법원이 각 중복보험자가 부담한 금액비율별로 대위금액을 안분한 판결을 내린 사유를 추정해보면, 이와 쟁점이 유사한 사안을 다룬 기존 대법원 판결사례³³⁾가 존재한다는 점과

31) 대전지방법원 2020.2.12. 선고 2016가단217526 판결 : 이 소송은 D가 C를 흡수합병하여 D가 제기한 구상금 사건이다. 이 소송은 원고인 보험자 승소로 확정되었으며, 본고의 항소심 판결법리에 따라 판결되었다.

32) 대전지방법원 2019.11.20. 선고 2016가단216646 판결 : 이 소송은 원고인 보험자가 승소하였고, 피고 가해자가 항소하였으나 항소기각(대전지방법원 2021.9.7. 선고 2020나100893 판결)되었다. 동 소송 역시 본고의 항소심 판결법리를 따랐다.

33) 대법원 2009.12.24 선고 2009다42819 판결(이에 대한 판례평석은 김종호(2010), “중복보험에 의한 구상권과 보험자대위에 의한 구상권의 상호관계”, 대법원판례해설 제81호 참고) 및 대법원 2015.1.29. 선고 2013다 214529 판결.

다른 중복보험자(B, C, D)가 가해자를 상대로 별도의 대위소송을 제기하였다는 점을 감안하였기 때문에 짐작된다. 본 사건 대법원에서 과거 대법원 판결을 참조판례들로 들고 있으므로 전자가 가장 영향을 많이 준 것으로 보인다. 그러나 본 소송사건의 쟁점이 상당히 유사하기는 하나, 기존 대법원 판결과 차별되는 점도 분명히 존재하여 대표보험자 A의 청구금액 중 가해자의 책임액 이내로 대위구상을 인정하는 것도 가능하였다고 판단된다. 첫 번째는 배상책임계약 관련 사안이고, 두 번째는 화재보험계약 관련 사안이었다.

① 기존 대법원 판결 분석 및 비교 평가

가. 첫 번째 참조판례 (2009다42819 판결)

이 사건은 배상책임보험에서 피보험자가 공통되는 2건의 중복보험계약이 체결되었고, 별도의 공동불법행위자가 이중 하나의 배상책임보험계약상의 피보험자에 해당하는 사례이다. ○○산업(대표자 甲)은 지게차 소유자 겸 운전자인 乙과 지게차 임대계약을 체결한 후 공장사업장에서 지게차를 사용하여 물품을 이동시키는 작업을 하던 중, 물품이 ○○산업 직원 丙의 얼굴을 충격하여 사망하는 사고가 발생하였다. 작업의 감독상 책임을 부담하는 ○○산업과 지게차 운전자 乙의 책임은 30:70으로 판단되었다. ○○산업은 보험자 A와 근로자재해보상책임보험을, 지게차 운전자 乙은 보험자 B와 자동차종합보험을 체결하고 있었다. 甲은 근로자재해보상책임보험의 피보험자임과 동시에 자동차종합보험 중 배상책임담보의 (사용)피보험자에 해당하므로 두 보험계약은 중복보험 관계에 있다. 분석을 단순화하기 위하여 피해자 丙에게 발생한 손해에 대한 배상책임액을 100이라고 가정한다. 보험자 A가 피해자 丙에게 손해액 100을 모두 지급한 후 보험자 B에게 대위 및 중복구상을 요구하였으나 보험자 B가 응하지 않았기 때문에 소송으로 이어진 사안이었다. [표 6]과 같이 보험계약사항 및 대법원 판결에 따른 보험자별 부담액 등이 요약된다.

[표 6] 보험계약사항 및 대법원 판결에 따른 당사자별 부담액

丙의 손해액	소송 당사자	보험종류	피보험자	과실비율	중복분담 비율	대법원 판결 (최종부담액)
100	원고 A	근재보험	甲	30%	50%	15
	피고 B	자동차보험	甲		50%	85
			乙	70%		

본 사안에서 대법원은 “제1책임보험계약과 제2책임보험계약의 피보험자인 甲과 제2책임보험계약의 피보험자인 乙의 공동불법행위로 피해자 丙이 사망하는 보험사고가 발생한 사안에서, 제1책임보험계약의 보험자가 丙에 대한 보험금의 지급으로 甲의 부담부분 이상을 변제하여 공동의 면책을 얻게 하였다면, 제1책임보험계약의 보험자는 지급한 보험금 중 보험약관 및 상법 제672조 제1항에 따라 각 보험금액의 비율에 따라 산정한 제2책임보험계약의 보험자의 보상책임 부분에 대하여도 구상권을 행사할 수 있고, 다만 한쪽 구상권으로부터 만족을 얻을 경우 다른 구상권³⁴⁾의 범위는 위와 같이 만족을 얻은 부분을 제외한 나머지 출재액 중 다른 구상권에 의한 구상채무자의 부담 부분으로 축소되는 관계에 있을 뿐이다”라고 하면서 보험자대위구상과 중복구상에 대한 관계를 명확히 하였다.

즉, 보험자 A가 보험자 B에게 보험자 대위에 기한 직접구상권 행사로 70을 회수하여 만족을 얻었다면, 잔존출재액 30 중 중복구상권 행사로 보험자 B의 부담(50%)에 해당하는 15를 회수할 수 있으므로 보험자 A의 최종부담액은 15라는 것이다. 이는 순서를 변경해도 동일하다. 먼저 중복구상권을 보험자 B에게 행사하여 50을 회수하여 만족을 얻었다면, 잔존출재액 50 중 대위구상권 행사로 보험자 B의 부담(70%)에 해당하는 35를 회수할 수 있어 보험자 A의 최종부담액은 15이다.

나. 두 번째 참조판례 (2013다214529 판결)

이 사건은 2건의 화재보험이 중복보험 관계에 있는 사항이었다. 4층 건물의 소유자 甲은 보험자 A와 화재보험을 가입하였고 2층을 임차하여 주점을 운영하던 乙은 2층 건물에 대한 화재담보와 시설소유자배상책임담보가 포함된 종합보험을 보험자 B와 체결하였다.³⁵⁾ 2층 소재 음료냉장고에서 발화된 화재로 2층에 재산손해가 발생하였다. 여러 가지 사정을 감안하여 2층 임차인(乙)의 책임은 70%로 제한되었으며, 2층 화재보험의 중복보험 보상처리방식에 따라 보험자 甲과 乙이 60:40으로 보험금을 분담하여야 하는 상황이었다.

34) 판결문상의 ‘한쪽 구상권’이 상법 제672조1항에 기한 ‘중복구상권’이라면, ‘다른 구상권’은 상법 제682조 보험자 대위에 기한 ‘대위구상권’을 말한다. 이 사건에서 보험자 A는 상법 제724조 제2항에 의거 피해자 丙이 가해자 乙의 책임보험자인 B에게 행사할 수 있는 직접청구권도 대위할 수 있다.

35) 이 사건의 화재로 인하여 화재보험에 중복적으로 가입되어 있는 점포뿐만 아니라 점포 이외의 부분에도 화재손해가 발생하였다. 점포 외의 손해는 화재보험계약으로 보상될 수는 없으므로 임차인이 가입한 시설소유자배상책임담보에서 그 손해가 보상되었다. 이 부분은 중복보험과는 관련이 없는 사항이므로 본고에서는 별도로 설명하지 않는다.

분석을 단순화하기 위하여 2층 손해발생액은 100이라고 가정한다. 보험자 A가 피보험자 甲의 손해액 100을 먼저 지급하였고, 보험자 B는 중복보험에 따른 분담금 40을 보험자 A에게 지급하였으므로 더 이상 책임을 부담할 의무가 없다고 항변하였기 때문에 보험자 A에 의하여 소송이 제기되었다. 다음의 [표 7]과 같이 보험계약사항과 대법원 판결에 따른 보험자별 부담 등이 요약된다.

[표 7] 보험계약사항 및 대법원 판결에 따른 당사자별 부담액

건물2층 손해액	소송 당사자		보험종류	피보험자	책임제한	중복분담 비율	대법원 판결 (최종부담액)
100	원고	A	화재보험	甲	-	60%	18
		B	종합보험	화재담보 : 甲		40%	40
	피고	乙	-	-	70%	-	42

대법원은 “건물의 임차인이 임차건물을 보험목적으로 하여 가입한 화재보험과 건물의 소유자가 건물을 보험목적으로 하여 가입한 화재보험이 소유자를 피보험자로 하는 중복보험의 관계에 있는 경우, 임차인의 책임 있는 사유로 임차건물에 화재가 발생하여 소유자 화재보험의 보험자가 소유자에게 건물에 관한 보험금을 지급하였다면, 소유자 화재보험의 보험자로서는 임차인 화재보험의 보험자로부터 상법 제672조 제1항에 따라 중복보험 분담금을 지급받았다고 하더라도 상법 제682조에 따라 임차인에 대하여 보험자대위에 의한 청구권을 행사할 수 있고, 다만 그 범위가 소유자에게 지급한 보험금에서 임차인 화재보험의 보험자로부터 지급받은 중복보험 분담금을 공제한 금액 중 보험자대위에 의한 청구권의 상대방인 임차인의 책임비율에 따른 부담 부분으로 축소될 뿐이다.”라고 설명하여 앞의 대법원 판례와 동일한 태도를 취하였다. 즉, 보험자 A가 중복보험자 B로부터 40을 회수하여 만족을 얻었으므로 잔존출재액 60에 대하여는 이 화재사고 발생의 책임자인 乙에게 보험자 대위구상권을 행사하여 그의 책임(70%)에 해당하는 42를 회수할 수 있다는 것이다.

참고로, 이 사건 대법원에서는 “화재보험계약이 타인을 위한 계약인 경우 보험계약자가 보험사고로 인하여 그 타인에게 발생한 손해를 배상한 때에는 피고 보험자 B에게 보험금의 지급을 청구할 수 있다는 조항을 두고 있는 사실을 알 수 있는데, 피고 乙이 피해자 甲의 손해배상청구권을 취득한 원고(보험자 A)에게 이 사건 화재로 인하여 이 사건 점포에 발생한 손해를 배상한 후에는 위 약관조항에 의하여 피고 보험자 B에 대하여 보험금의 지급을 청구할 수 있다.”라고

설명하고 있다. 그러므로 보험자 A에게 대위구상금 42를 지급한 피보험자 乙은 자신의 화재보험자 B로부터 42를 보상받을 수 있으므로 최종적으로는 보험자 B가 82를 부담하게 된다.³⁶⁾

다. 본고 대법원 판결사건과 비교

기존 대법원 판결사례 2건과 본고의 대법원 판결사안 모두 보험자의 중복구상권과 대위구상권의 관계에 관한 것이라는 점에서는 동일하며, 대법원에서 설명하고 있는 논리도 중복구상법리 및 보험자 대위법리와도 부합한다. 그러나 본고의 대법원 판결사안과 구분할 필요가 있는 점이 존재하므로 기존의 대법원 판결방법을 그대로 원용하기보다는 그 취지에 반하지 않는 범위 내에서 다른 방법을 적용하는 것도 가능하였다고 판단된다.

먼저, 기존 대법원 판결사건들은 1회적 소송을 통하여 모든 법률관계를 종료시킬 수 있었지만, 본고의 대법원 판결사건은 그렇지 않다. 중복보험자들 간의 중복구상권에 따른 조정이 필요하고, 중복보험자들은 가해자를 상대로 대위구상청구(소송)를 별도로 진행하여야만 모든 법률관계가 종결된다. 또한, 기존 대법원 판결은 원고와 피고가 모두 보험자들을 포함하고 있으며 중복보험자도 2곳뿐이다. 그러나 본고의 대법원 판결은 보험자와 사고의 가해자 간의 다툼이고, 중복보험자도 4곳이 존재한다. 이들 역시 모두 가해자에게 별도의 구상청구(소송)를 진행할 수밖에 없다.

기존 판결 및 본고의 대법원 판결논리가 관련 법리에 반하는 것으로 볼 수는 없지만, 기존의 대법원 판결은 중복보험자들 간의 중복구상관계 정산을 완료하였거나 1회적 소송을 통하여 최종적으로 모든 법률관계를 확정시킬 수 있는 경우에 한하여 보험자 대위와 중복구상관계를 고려한 보험자들 또는 이해관계자들 간의 책임을 공정하게 배분시키는 방법이다. 본고의 대법원 판결은 중복보험자들 간의 중복구상관계가 소송시점 기준으로 모두 확정되었다는 전제를 하고 기존 대법원 판결논리를 그대로 따른 것으로 볼 수 있다.

다른 한편으로 선해하여 보면, 결과적·최종적으로는 전체 보험금 중 각 보험자가 부담한 비율대로 가해자의 책임액이 대위를 행사하는 보험자들에게 안분되어야 한다는 점을 밝힌 것이라고도 이해할 수 있다. 그러나 본고의 사건은 중복보험자들 간의 구상관계가 최종적으로 확정된 것이 아니다. 이는 소송과정에서 쉽게 확인될 수 있는 사건이었다. 그러한 점에서 기존 대법원의 판결논리를 그대로 따르지 않고 대표보험자의 가해자에 대한 대위 구상청구를 가해

36) 다만, 대법원은 피고 보험자 B가 피보험자 乙이 부담하는 책임(42)을 종국적으로 지게 된다고 하더라도 피고 보험자 B가 이 사건 원고인 보험자 A의 대위구상 청구에 응할 책임은 없다고 판단하였다.

자의 책임액 이내에서 전액 인용하는 것도 보험자 대위법리에 반하는 것으로 볼 수 없다. 대법원에서도 밝히고 있듯이 중복구상권을 행사하기 이전에 대위구상권을 먼저 행사할 수 있는 것이므로 중복구상권을 완전하게 행사하기 이전에 가해자를 상대로 대위구상권을 먼저 행사한 것으로 이해한다면, 가해자의 책임범위 내에서 보험자가 실제 부담한 보험금에 대한 구상청구 전액을 인정하는 것도 법리적인 측면에서 특별한 문제는 없다고 판단된다.

② 다른 중복보험자들의 구상소송 고려

본고의 대법원 사건이 종결되기 이전에 중복보험자들이 가해자를 상대로 대위 구상청구 소송을 제기한 것으로 확인된다. 대법원은 다른 중복보험자들도 가해자를 상대로 대위 구상소송을 제기할 경우 가해자의 책임액이 각각의 보험자들에게 공평한 안분이 이루어질 수 있도록 중복보험금 분담비율 방식의 판결을 고려하였다고 볼 수도 있다. 그러나 이는 모든 중복보험과 관련한 정산·조정이 보험자들 간에 확정되었다는 가정에서만 유효한 것이다. 만약, 법원에서 대표보험자 A의 대위 구상청구에 대하여 가해자 책임액 전액을 구상금으로 인정하였다면, 후속된 다른 중복보험자의 대위 구상청구 소송에 대하여 가해자는 자신의 책임액을 모두 지급하였다는 항변으로 맞설 수 있고, 그 다른 중복보험자는 대표보험자와의 중복구상 및 대위구상 정산을 통하여 해결하면 될 것이다. 그러므로 다른 중복보험자가 대위 구상 소송을 제기하였다고 하더라도 중복보험금 분담비율을 적용하여 대위권 범위를 중복보험자들 간에 안분시키는 것만이 유일하고 적법한 방법이라고 볼 수는 없다.

(2) 대법원 판결의 비판적 고찰

앞서 살펴보았듯이 항소심 및 대법원 판결기준 간에 대표보험자 A의 대위 구상금액이 상이 하더라도 다른 중복보험자들 간의 사후정산을 실시한다면 중복보험자들의 부담할 책임이 공평하게 안분된다. 그렇다면, 중복보험자 다수가 존재하는 이 사건과 같이 피해자에게 발생한 전체 손해액을 지급한 대표(중복)보험자가 가해자에게 대위구상을 청구한 소송에 대하여 각 중복보험자에게 대위금액을 안분시키는 방식으로 해결하는 것이 최선의 해결책인지는 다소 의문이다.

항소심과 대법원의 판결에 의하면, 중복보험자 각자는 가해자를 상대로 개별적 청구(소송)를 진행하여 각자의 대위구상 몫에 대한 권리를 주장하여야 하고, 소송의 상대방인 가해자도

중복보험자 수만큼의 구상금 청구(소송)에 응하여야 한다. 이는 상당한 소송불경제로 인한 사회적 비용을 유발한다. 재판부별로 가해자 과실비율(책임제한 비율), 보험자의 대위 행사범위 등에 대하여 각각 다른 판단을 내린다면 중복보험자들 간의 보상관계가 복잡하게 얽히게 될 위험도 있다.³⁷⁾ 본 대법원 사건도 심급별로 보험자 대위범위를 모두 상이하게 판단하였다는 점에서 이러한 위험이 적다고 볼 수는 없다.

만약, 본 소송 사건 1심에서 보험자 A가 가해자의 배상의무자에게 대위청구가 가능한 손해배상채권 총액 77,714,840원에 대하여 전액 인용하였다고 가정하고 중복보험자들 간의 사후정산을 정확하게 실행할 경우, 각 보험자의 최종부담액을 추정하면 다음의 [표 8]과 같다. 여기서 확인할 수 있듯이 대표보험자 A는 다른 중복보험자들에게 지급받을 분담금과 자신이 소송을 통하여 회수한 대위금액 중 다른 보험자에게 지급할 금액을 상호정산하면 각 보험자의 최종부담액은 앞서 설명한 항소심 판결 또는 대법원 판결에 따른 사후정산 결과와 동일하다.³⁸⁾

[표 8] 보험자 A의 대위청구금액 전액 인정시, 사후정산 추정

〈1계약당 분담금액 35,085,936원(a)〉

(단위 : 원)

구분	실제분담액 (b)	대위회복 금액 (c)	중복보험자 간 사후정산 (d)			최종부담액 (b+c+d)
A	△78,663,640	77,714,840	△11,350,042	6,731,258	△13,975,384	△19,542,968
B	△30,893,010	-	11,350,042			△19,542,968
C	△12,811,710	-		△6,731,258		△19,542,968
D	△53,061,320	-			13,975,384	△39,085,936
계	△175,429,680	77,714,840				△97,714,840

이러한 점을 감안한다면, 이 사건에서 피해자에게 전체 보험금을 지급한 대표보험자 A가 가해자에게 대위구상을 청구한 금액 중 가해자의 책임액 전액에 대하여 대위구상금으로 대표보험자 A에게 그대로 인용하는 방법이 소송경제적으로 보다 효율적이다. 보험자로부터 대위 구상청구를 받는 가해자 입장에서도 다수 소송 응대에 따른 비용과 시간을 최소화하는 방법이

37) 다른 중복보험자(D)가 가해자에게 제기한 대위구상청구 소송(대전지방법원 2020.2.12. 선고 2016가단 217526 판결)에서도 본 대법원 판결기준과 다르게 구상범위를 판결하였다. 이 소송에서 보험자의 대위구상범위는 본고 대법원 사건의 원심판결 기준과 같이 가해자의 책임금액을 중복보험자별로 균등하게 안분하는 방식을 적용하여 판결하였으며, 가해자인 피고가 항소하지 않아 1심 판결로 확정되었다.

38) 보험자 A와 B간의 정산 : A는 구상금액 중 B의 몫에 해당하는 금액(15,542,968원)을 B에게 지급하여야 하고, 반대로 B는 자신의 분담금 중 아직 A에게 지급하지 않은 금액(4,192,296원=35,085,936원-30,893,010원)을 A에게 지급하여야 한다. 결과적으로 A가 B에게 11,350,042원을 지급하여야 정산이 종료된다.

다. 또한, 대표보험자 A에게 가해자 책임액 전액을 대위구상금으로 허용하더라도 중복보험자 간 사후정산을 실시한다면 결과적으로 대법원의 판결 결과와 같은 효과가 도출된다. 이러한 보상(구상)절차는 앞의 가정적 사례 중 (3-1)과 동일한 것이며, 보험자 대위법리 등과도 배치된다고 볼 수 없다.

V. 결 론

무보험차상해보험의 법적성격은 손해보험(실손)형 상해보험이므로 사고 피해자가 다수의 무보험차상해보험의 피보험자에 해당하고 각각의 보험계약에 따라 산출한 보상책임액의 합계액이 피보험자가 입은 전체 손해액보다 많은 경우는 보험자 간에 비례보상을 실시하여 손해보험원리의 이득금지원칙을 실현하고 있다.

이 경우, 중복보험자 중 대표보험자가 피보험자의 전체 손해액을 모두 보상하였다면, 그 보험자는 다른 중복보험자들에게 각자의 몫에 대한 부담금을 청구할 권리를 갖는다. 이와 별도로 피해자의 가해자에게도 피해자의 손해배상청구권을 대위하여 자신이 피해자에게 지급한 보험금에 상응하는 금액을 가해자의 책임액을 한도로 하여 대위구상도 청구할 수 있다. 본고에서 살펴본 최근의 대법원 판례에 의하면, 피보험자의 전체 손해액을 지급한 대표보험자가 가해자에게 행사할 수 있는 대위행사 범위는 가해자의 책임액에 대하여 피보험자에게 지급된 보험금 중 각 중복보험자가 실제로 부담한 금액 비율만큼 대위권 행사가 가능하다고 보았다.

본 대법원 판결은 이와 유사한 쟁점을 다룬 다른 대법원 판결논리를 원용하여 보험자가 대위권에 기하여 행사할 수 있는 손해배상청구권과 다른 중복보험자들에 대한 부담금 청구권은 별개의 권리라는 전제하에 중복보험자들이 부담금을 부담한 것이 있다면 형평에 맞게 대위금액도 중복보험자들 간에 비례적으로 배분되는 것이 논리적이라는 것을 밝힌 점에서는 의미가 있다. 하지만, 본고의 대법원 판결사건은 기존 대법원 판결사건과는 구별되는 부분이 있고, 대위금액을 중복보험자들 간에 비례적으로 배분하는 방법만이 중복보험 또는 보험자 대위법리에 부합한 유일한 방법으로도 볼 수 없다. 이 사건과 같이 중복보험자 중 1인의 대표보험자가 가해자에게 대위권을 행사하는 경우, 그 대표보험자가 대위행사의 법률적 요건을 모두 갖추고

있다면 가해자의 책임액을 한도로 그 청구금액 전액을 인용하는 것도 보험대위법리 등에 반하는 것으로 볼 수 없다.

특히, 중복보험자들 간에 자신의 부담 몫에 대한 상호정산을 실시하는 상황에서 다수의 중복보험자가 각각 가해자를 상대로 대위소송을 제기하는 경우는 소송경제적 측면에서 비효율적이고 가해자에게도 불필요한 부담을 주는 것이다. 또한, 각각의 소송결과가 세부적으로 차이가 발생할 때는 중복보험자 간의 정산과정이 더 복잡하고 혼란스러울 수 있는 등의 부작용까지 생각한다면, 대표보험자가 피보험자의 전체 손해액을 지급하고 중복보험자로부터 보전 받은 금액을 차감한 금액을 대상으로 가해자에게 대위소송을 제기한 때에는 법원은 가해자의 책임액 범위 내에서 그 청구금액 전액을 인용할 필요가 있다. 이러한 판결이 소송경제적 측면에서 효율적이고 가해자의 부담경감 측면에서도 바람직하기 때문이다.³⁹⁾ 대위구상을 통하여 구상금을 환수한 보험자는 다른 중복보험자들 간에 사후정산을 통하여 각각의 분담금 정산과 대위환수 금액에 대한 정산도 함께 실시할 수 있기 때문에 중복보험자들 간의 형평을 기할 수 있음과 동시에 다수 소송제기에 따른 부작용 또는 비효율을 최소화할 수 있다. 중복보험자들도 이러한 부분을 충분히 고려하여 더 효율적이고 합리적인 방법으로 대위(구상)업무를 수행할 필요가 있을 것이다.

39) 만약, 1인이 중복보험자가 대위소송을 제기하기 어려운 상황이라면 다수의 중복보험자들이 공동원고가 되어 가해자를 상대로 대위구상 청구소송을 제기하는 것도 소송경제적 측면에서나 파생되는 부작용을 방지하는 측면에서 더 적극적으로 고려될 필요가 있다.

참 고 문 헌

박세민, 2023, 보험법 제7판, 박영사

_____, 2007, 자동차보험법의 이론과 실무, 세창출판사

장덕조, 2023, 보험법 제6판, 법문사

한기정, 2021, 보험법 제3판, 박영사

김성완, 2013, 무보험자동차상해보험의 중복보험성과 의무보험화에 대한 연구, 서울법학, 제21권 제1호, 172~190면.

김종호, 2010, 중복보험에 의한 구상권과 보험자대위에 의한 구상권의 상호관계, 대법원판례 해설 제81호, 379~393면.

김하늘, 2007, 가. 무보험자동차에 의한 상해담보특약에도 중복보험에 관한 상법 제672조의 제1항이 준용되는지 여부(적극), 나. 복수의 무보험자동차에 의한 상해보험특약의 보험자들 중 일방 보험자가 다른 보험자에 대하여 가지는 구상금채권의 소멸시효기간(5년), 대법원 판례해설 제63호, 281면.

박기억, 2013, 상해보험계약과 생명보험계약의 구분, 변호사 제43집, 182면.

이경재, 2015, 무보험자동차에 의한 상해에서 보험자대위에 관한 연구, 법학논집 제28권 제1호, 30면.

이재복·양해일, 2004, 무보험자동차에 의한 상해보험의 법적성질과 양도조항에 관한 연구, 보험학회지 제68집, 878면.

정진옥, 2015, 무보험자동차에 의한 상해보험에 관한 연구, 상사판례연구 제28집 제4권, 58~71면.

보험개발원 홈페이지, <https://www.kidi.or.kr/user/nd87617.do>

(월말보고서) <https://incos.kidi.or.kr:5443/insPdf/selMonthPdfSrvclst.do>

금융감독연구 제11권 제1호 2024. 4.

The Scope of Subrogation for Double Insurers with Uninsured Motorist Coverage

Focus on the Supreme Court's Ruling Numbered 2019Da237586 on June 1, 2023

Jun Kyo Lee*

Abstract

In scenarios where a victim of a car accident is covered by multiple uninsured motorist insurance policies, if one of the double insurers, acting as the representative insurer (hereafter referred to as 'RI'), fully compensates the victim's total loss, the RI possesses indemnity rights under double insurance contracts against the other double insurers. Furthermore, apart from this, the RI also holds subrogation rights under the insurer's subrogation against the wrongdoer of the accident. A recent ruling by the Supreme Court has embraced the reasoning of preceding analogous cases, confirming that the extent of subrogation rights, exercisable by the RI against the wrongdoer, is proportionate to the actual amount each double insurer has borne concerning the insurance payment made to the victim, up to the wrongdoer's liability amount. Nevertheless, disparities exist between this Supreme Court ruling and prior cases, necessitating multiple double insurers to individually initiate subrogation lawsuits against the wrongdoer, which can be deemed inefficient from a litigation economy standpoint. Therefore, exploring alternative solutions may prove beneficial.

The subrogation right held by the RI against the wrongdoer and the indemnity right against other double insurers are distinct and separate rights. Additionally, the decision on which right to exercise and against whom first lies within the insurer's discretion. Furthermore, by settling indemnity rights based on double insurance and resolving subrogation claims among the RI and other double insurers, the same effect as the court ruling can be achieved. Therefore, in contrast to this Supreme Court ruling, it can be contended that invoking the RI's subrogation claim in full within the scope of the wrongdoer's liability amount does not contradict the subrogation principles of insurance or reimbursement among double insurers. This interpretation aligns with relevant legal principles and is more efficient from a litigation economy perspective, minimizing social costs and alleviating the undue burden on the wrongdoer through a single lawsuit.

Key words: Uninsured Motorist Insurance, Double Insurance, Insurer's Subrogation, Principle of Indemnity, Insurance Indemnity Sharing Clause

JEL Classifications:: K2, K3, K4

* Director General, Financial Supervisory Service of Korea.

건강상태에 따른 사망률 및 유병기간 분석과 건강여명을 활용한 건강나이 산출에 관한 연구

전희주*, 문기태**, 인태교***

국문초록

본 연구는 국민건강보험공단의 표본코호트DB를 이용하여 건강검진 정보에 기초한 개인의 건강상태에 따른 사망률 및 유병기간과 예측된 건강여명을 활용하여 건강나이를 산출하는 방법을 제안하고자 한다. 개인별 건강상태(BMI, 혈압, 혈당 등)에 따른 사망과 유병기간에 대하여 각각 로지스틱 회귀모형과 음이항 회귀모형의 통계적 예측 모형을 개발하였다. 또한, WHO, EUROSTAT과 일본 후생노동성 등 해외 통계산출기관 뿐만 아니라 통계청에서 발표하는 건강여명의 산출방식인 Sullivan 방법으로 개인별 건강여명 예측모형을 개발하고, 전체 집단 평균 건강여명과 비교를 통해 최종적으로 건강나이를 산출하였다. 2017~2019년의 최근 2년 이내 건강검진을 수검한 이력이 있는 40대를 대상으로 한 시뮬레이션 결과, 건강나이가 개선된 경우 보험사고율이 감소하는 등 건강나이 개선 여부에 따른 보험 사고율 증감여부가 유의미함을 확인하였다. 이로써 최종적으로 산출된 건강나이가 개인의 종합적인 건강상태를 나타내는 객관적인 지표로서 활용될 수 있는 가능성과 이를 활용한 보험상품 개발 가능성을 제시하였다.

□ 주제어: 건강나이, 건강여명, 표본코호트DB, 일반화선형모형, Coale and Kisker 모형

□ JEL: J32

투고일: 2023.10.25.

1차 수정일: 2023.12.19., 2차 수정일: 2024. 1.25.

게재확정일: 2024. 4.17.

* 제1저자, 동덕여자대학교 정보통계학과 부교수(hjchun@dongduk.ac.kr)

** 공저자, 연세대학교 의과대학 예방의학교실 외래교수(tubemed@hanmail.net)

*** 교신저자, 한양대학교 금융보험학과 박사(tkleen@naver.com)

I. 서론

통계청에 따르면 우리나라 국민의 기대수명(life expectancy)은 1970년 남성 58.7세, 여성 65.8세, 남녀 평균 62.3세에서 2022년 남성 79.9세, 여성 85.6세, 남녀 평균 82.7세로 지난 52년간 의료기술의 발전과 건강증진의 효과로 평균수명이 평균 20.4세 증가하였다. 그러나 수명의 연장은 국민 개개인에게는 긍정적인 면도 있으나 연장된 기간에 대한 유지비용 증가와 삶의 질을 고려하지 않은 건강하지 않은 질병기간의 연장은 개인의 노후 치료비용과 사회적 비용의 증가를 가져오는 또 다른 사회문제를 가져오고 있다. 그러므로 단순히 기대수명만 늘어나기 보다는 아프지 않고 질병에서 자유로운 건강수명의 연장이 무엇보다 중요하다 할 것이다.

기대여명은 어떤 특정 연령의 개인이 앞으로 생존할 것으로 기대되는 평균 생존년수를 말하고, 건강나이 또는 건강수명은 몸이나 정신에 특별한 이상 없이 튼튼한 상태로 활동을 하며 살 수 있는 기간으로 평균수명에서 질병 또는 장애를 가진 기간을 제외한 기간을 말한다.

본 논문에서 건강나이(health age)는 단순히 개인이 출생부터 현재까지 살아 온 기간을 계산하는 달력나이(chronological age)와 달리 개인의 종합적인 건강상태를 고려하여 계산하는 나이로 정의한다. 건강나이는 개인의 과거와 현재의 건강상태를 고려하여 산출함으로써 미래의 건강상태까지 예측할 수 있는 지표로써 활용될 수 있다. 다만, 2가지 객관적인 정보(출생 일자와 현재 일자)만 주어진다면 모두가 같은 나이를 계산하는 달력나이와 달리, 건강나이는 어떤 건강 정보를 고려하느냐에 따라 다양하게 산출될 수 있다. 건강나이에 대한 학술적으로 통일되고 일관된 개념 정의가 확립되지는 않았지만, 생체나이(biological age) 등 달력나이와 구분되는 나이를 정의하고자 하는 시도가 있었다. Diebel and Rockwood(2021)는 생체나이를 ‘생물 생리학적 지표를 활용하여 개인의 연령 관련 위험을 보다 정확하게 결정하는 것’이라 하였으며, Jackson *et al.*(2003)은 생체나이를 ‘개인의 동일 연령 평균수명과 주관적 수명(perceived life expectancy)의 차이(shortfall)를 사용하기 위해 느슨하게 사용되는 개념’이라 하였다.

건강나이의 잠재적인 활용가치가 높음에도 불구하고, 위와 같은 건강나이의 특성으로 인해 신체나이, 생체나이 등 유사한 용어를 명확히 구분하기 어려운 상태로 혼용되고 있다. 또한, 세계보건기구(WHO)에서 1980년대 건강여명 개념을 소개한지 약 40년이 흘렀음에도 불구하고 최근에는 관심이 증가하고 관련 산업의 활용이 증가하고 있다.

미국은 「Healthy People 2020」과 같이 매 10년 마다 건강수명 향상을 위한 국가차원의

전략을 추진하고 있다. 영국은 2000년 「The Health of the Nation」, 2010년 「Our Healthier Nation」을 추진하였고, 일본은 「국민건강가꾸기 운동」, 「활력있는 인생 80 건강 계획」, 「건강일본 21」과 같이 국민들의 건강을 향상시키기 위한 정책을 시행하고 있다.

우리나라 또한 국가차원의 건강수명 향상을 위해 2002년 「제1차 국민건강증진종합계획」을 세워 질병의 사전 예방과 건강증진서비스 제공을 위한 중장기 정책 방향을 제시하였으며, 2005년 「제2차 국민건강증진종합계획」에서는 건강수명 연장을 목표로 하는 정책 방향을 제시하였다. 또한, 10년 주기의 국민건강증진종합계획, 5년 주기의 만성질환 종합계획 등을 수립하여 국민건강증진을 도모하고 있다. 그리고 통계청은 2012년부터 건강수준별 기대여명(유병기간 제외 기대여명, 주관적 건강평가 기대여명)을 매 2년마다 발표하고 있다. 국민건강보험공단은 2007년부터 「건강나이가 알아보기」서비스를 개시하였으며, 몇 차례 고도화 사업을 거쳐 현재까지 운영 중이다. 이처럼 건강나이 또는 건강여명에 대한 당국의 관심은 지속적으로 증가하고 있다.

현재 국내에서 건강나이를 가장 적극적으로 활용하고 있는 산업은 보험업이라고 할 수 있다. 보험회사는 상품개발, 인수심사, 리스크관리, 보험료 산출 등 핵심 업무에 건강나이를 적용할 수 있다. 구체적으로 일부 보험회사는 건강증진형 보험상품 개발을 통해 건강나이 또는 건강등급 개선 시 보험편익(보험료 할인, 보험금 증액 등)을 제공하고 있으며, 전통적으로 보험나이 기준으로 보험료를 산출하는 방식에서 벗어나 건강나이를 기준으로 보험료를 산출하는 방식이 꾸준히 시도되고 있다.

산업에 건강나이를 적용하고 활용하기 위해서는 객관적인 건강정보와 국제적으로 통용되는 방법론을 활용한 건강나이 산출 방법론의 필요성이 대두되고 있으며, 그에 대한 객관적인 방법론을 제시하는데 본 연구의 목적이 있다. 본 연구는 국제 통계기관 및 국내 통계청에서 공표하는 건강여명(healthy life expectancy) 산출 방법론과 체질량지수(BMI), 혈압, 혈당, 콜레스테롤 수치 등 개인의 객관적인 건강정보를 통해 산출하는 시점의 건강지표에 기반한 건강나이 산출 방법론을 제시하고자 한다.

II. 선행연구와 연구 방법

1. 선행연구

국내에서 기대여명에 대한 연구는 초기에 생명표(life-table) 중심으로 진척되어 왔다. 생명표 관련 대표적 초기 연구로는 권태환·김태현(1990)으로 1971~1985년 기간의 사망력 유형 분석에 기초하여 1970~1991년에 걸친 22년간의 생명표를 작성하였다. 현재까지 우리나라의 생명표 작성은 대체적으로 통계청에서 발표하는 특정시점의 주민등록인구와 사망신고 관련 인구동태통계 자료를 기초로 작성되고 있다.

전통적인 횡단면 자료를 이용하는 Sullivan 방법은 어떤 특정 시점에서 연령별(연령구간별) 건강/불건강 상태에 있는 개인들의 비율과 일반 기간생명표에서 도출된 연령별 사망률 정보에 기초하여 건강여명을 구한다(Robine *et al.*, 2006). Sullivan 방법에 기초로 한 건강여명에 관한 국내 연구들로는 윤병준(1995), 남정자 외(1996), 윤병준·김정근(1996), 강은정·김나연(2007), 강은정 외(2008), 한소현·이성국(2012)이 있다. 우해봉(2009)은 고령화연구패널조사(KLoSA) 자료를 이용하여 우리나라 중고령층의 성별 및 교육수준별 인지장애 기대여명을 구하였고, 우해봉(2012)은 고령화연구패널조사 자료를 이용한 기대여명추정에서 건강측정치의 효과를 구하였다. 우해봉(2012)은 건강여명의 산출에 활용되는 건강측정치를 일상생활 수행능력, 수단적 일상생활 수행능력, 신체적 기능 수행능력, 자기평정적 건강 등의 설문에 의한 주관적 건강 측정 항목을 이용하여 생명표를 작성하는 방식을 취하였다.

그러나 설문 패널조사에 의한 건강여명 계산의 문제점은 사회조사 표본으로 대상이 선택되어 건강 관련 정보를 설문을 통해 수집하는 과정에서 모집단의 특성을 정확히 반영하지 못하는 편의(bias) 현상이 나타날 수 있다. 또한 충분한 표본(특히, 사망건수)을 가지고 있지 못할 경우 기대여명 관련 추정치에 수반된 불확실성은 더욱 커질 수 있다는 점이다. 이러한 점에서 패널조사 자료에 기초하여 건강여명을 산출하는 것은 커다란 불확실성을 갖는 한계를 가지고 있다.

건강여명을 산출하는 방법론적 관점에서의 차이 또는 건강여명을 산출하는데 사용되는 건강 측정치들에 있어서도 기존 연구들은 매우 다양한 접근 방법을 취하고 있다. 기존 연구들은 건강 상태를 다양한 측정치들을 통해 평가하고 있으며, 대표적인 측정치들로는 자기평정적 건강(self-rated health), 장애(disability), 신체적 기능 제한(functional limitation), 만성질환

등이다(Crimmins and Cambois, 2003; Deeg *et al.*, 2003). Ritchie and Polge(2003)은 건강상태 측정치로 인지적 능력이나 우울증과 같은 정신건강을 고려하였고, Yang(2008)은 건강상태뿐만 아니라 행복과 같은 추상적인 영역으로 확대하기도 하였다.

국내의 건강여명에 관한 연구들 또한 다양한 측정치를 사용하여 건강상태를 측정하고 있다. 건강여명 산출을 위한 건강 측정치로 남정자 외(1996)와 윤병준·김정근(1996)은 활동제한일수와 이환기간을 사용하였고, 우해봉(2009)은 자기평정적 건강을 사용하였으며, 강은정·김나연(2007)과 강은정 외(2008)는 건강 관련 삶의 질 척도를 사용하였다. 한소현·이성국(2012)은 특정한 건강지표를 사용하는 대신 신체적 및 인지적 활동과 관련된 다양한 측정 문항들 중 어느 한 항목에서 제약이 있는 경우를 활동장애로 분류하여 건강여명을 산출하였다. 전희주·최경진(2020)은 건강나일로 생체연령을 구하는 방법을 제시하고 이를 이용하여 생존확률을 구하였으며, 전희주·최경진(2021)은 생체연령을 고려한 퇴직연금 프로그램 인출방식을 제시하였다.

2. 연구 데이터 및 연구 대상

본 연구는 국민건강보험공단에서 제공하는 표본코호트DB를 사용하였다. 표본코호트DB는 2006년 1년간 건강보험 가입자 및 의료급여 수급권자 자격을 유지한 전 국민을 기준으로 성, 연령, 가입자, 보험료, 지역을 층화하여 무작위 추출된 100만명(모집단의 2%) 표본의 2002년부터 2019년까지의 출생 및 사망, 자격 및 보험료, 의료이용 현황 정보를 포함하고 있는 자료이다. 해당 DB에서 자격 및 보험료 테이블, 출생 및 사망 테이블, 진료 테이블, 건강검진 테이블의 자료를 사용하였다.

본 연구의 분석대상자는 최신 자료를 활용하기 위해 2011~2019년 기간 중에 건강보험 자격을 유지하고 있고 당해 연도를 제외하여 최근 2년간 건강검진 이력이 있는 자를 대상으로 하였다. 건강검진 항목 중 미수검 항목이 있는 경우에는 최근 2년간 건강검진 결과 중 최신 결과값을 해당 미수검 항목에 기입하는 방식으로 결측치를 처리하여 분석을 위한 충분한 데이터를 확보하였다. 연령은 기준연도에서 출생연도를 차감하여 산출하고 대상자의 연령은 25세 이상으로 설정하였다.

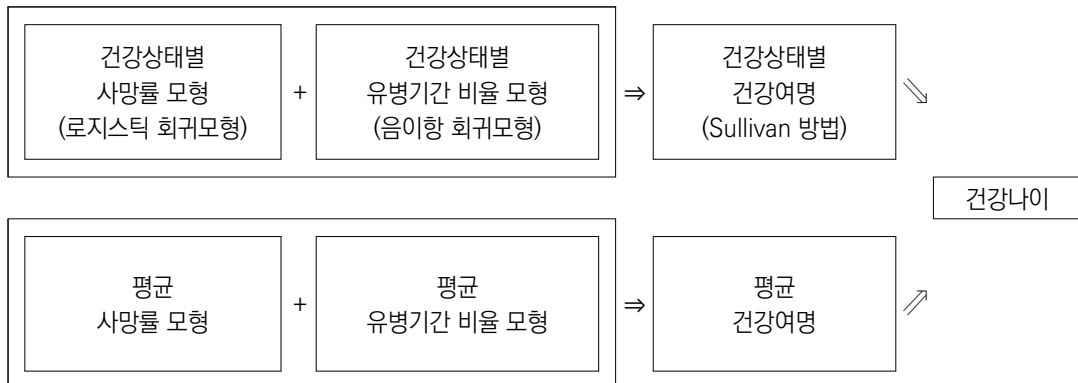
3. 연구 방법

(1) 연구 설계

본 연구에서는 개인의 건강상태별 건강여명과 평균 건강여명의 비교를 통해 최종적으로 건강나이를 산출한다. 건강상태별 건강여명 모형을 통해 산출한 개인의 건강상태별 건강여명과 평균 건강여명을 비교하여 개인의 건강상태별 건강여명이 평균 건강여명에 가장 가까운 값에 대응하는 실제연령을 개인의 건강나이라고 정의한다.

개인의 건강상태별 건강여명을 산출하기 위해서는 건강상태별 사망률 모형과 건강상태별 유병기간 비율 모형이 필요하다. 로지스틱 회귀모형을 이용하여 사망률을 예측하는 모형과 음이항 회귀모형을 이용하여 유병기간을 예측하는 모형을 구한다. [그림 1]은 사망률 예측모형과 유병기간 비율 예측모형을 이용하여 최종적으로 건강나이를 구하는 도식이다.

[그림 1] 건강나이 산출 모형



건강여명을 산출하는 방법으로는 Sullivan 방법, Multidecrement 방법, Multistate 방법 등 다양한 방법이 있다. 본 연구에서는 통계청뿐만 아니라, 일본, 캐나다, WHO, EUROSTAT 등 선진국과 국제기관에서 산출하는 방법인 Sullivan 방법을 활용하였다. 통계청의 건강여명 산출방법은 [표 1]에 제시되어 있다.

[표 1] 통계청 건강여명 산출방법

종류	유병기간 제외 기대여명	주관적 건강평가 기대여명
의미	실제 질환이나 장애 등으로 고통받는 기간을 제외한 기대수명(여명)	전체 여명(수명) 중 주관적으로 건강하다고 평가하는 기간
기초 자료	2020년 사회조사(유병기간)	2020년 사회조사(건강평가)
조사문항	<p>귀하는 지난 2주일 동안 질병이나 사고로 아팠던 적이 있습니까?</p> <p>① 있다 ② 없다</p> <p>※ '① 있다'고 응답한 경우,</p> <p>- 아팠던 일수 ()일</p> <p>- 입원하거나 누워서 지냈던 일수 ()일</p>	<p>귀하의 전반적인 건강상태는 어떻습니까?</p> <p>① 매우 좋다</p> <p>② 좋은 편이다</p> <p>③ 보통이다</p> <p>④ 나쁜 편이다</p> <p>⑤ 매우 나쁘다</p>
작성 공식	$E'_x = \frac{1}{l_x} \sum_{i=x}^w (L_i \times (1 - \pi_i))$ <p>- x : 연령</p> <p>- i : x세 연령구간</p> <p>- w : 총 연령구간수</p> <p>- L_i : i연령대 정지인구</p> <p>- π_i : i연령대 장애유병률</p> <p>- l_x : x세 생존자수</p>	
장애유병률 기준	응답한 사람들의 2주간 아팠던 일수 비율의 평균	건강상태를 '나쁜 편이다' 및 '매우 나쁘다'라고 응답한 사람 비율

Sullivan 방법은 Sullivan(1971)에서 건강수준을 나타내는 지표로써 사망률(mortality)과 장애율(disability rates)을 처음으로 모두 사용하는 방법으로 제시되었다. 사망률과 장애율을 개별적인 데이터를 통해 계산할 수 있다는 점과 전통적인 생명표 작성 방식으로 계산이 용이하다는 점 때문에 현재까지 통계청뿐만 아니라 국제기관에서 사용 중이다.

Sullivan 방법은 생명표 작성 방식에 유병기간 비율을 추가로 고려하여 건강여명을 산출하는 방식이다. 건강여명 산출을 위해서는 사망률과 유병기간 비율이 가장 중요한 요소이다. 본 연구에서는 유병에 대한 주관적인 평가에서 벗어나고자 통계청 기준에 의거하여 설문이 아닌 객관적인 데이터를 통해 확인할 수 있는 입원 및 내원기간을 유병기간으로 정의하였다. 참고로 유럽과 일본의 통계기관은 산출목적에 따라 유병기간 비율을 [표 2]와 같이 정의하고 있다.

[표 2] 산출기관별 건강여명 및 유병기간 비율 정의

산출기관	명칭	유병기간 비율 정의
EUROSTAT	DFLE (disability-free life expectancy)	'과거 6개월 이전의 기간 중 건강문제로 일상생활에 영향이 있다'로 응답한 비율
일본 후생노동성	DFLE without activity limitation	'현재 건강문제로 일상생활에 영향이 있다'로 응답한 비율
	DFLE without care need	국가 간병보험 통계의 요보호 2~5 상태의 비율
	life expectancy with self-perceived health	건강상태를 '별로 좋지 않다' 및 '좋지 않다'로 응답한 비율

(2) 분석대상자 정의

본 연구는 데이터 입력오류로 인한 영향을 최소화하고 모델의 안정성을 위하여 신상훈 외(2016)와 임현선 외(2020)의 기준에 의거하여 데이터 유효성 기준을 [표 3]과 같이 설정하였다.

[표 3] 데이터 유효성 기준

설명변수명	영문명	유효성 기준	단위
키	HGHT	100 < ≤ 220	cm
몸무게	WGHT	30 < ≤ 200	kg
체질량지수	BMI	10 < ≤ 40	kg/m ²
수축기혈압	BP_SYS	60 < ≤ 240	mmHg
이완기혈압	BP_DIA	40 < ≤ 160	mmHg
식전혈당(공복혈당)	FBS	40 < ≤ 300	mg/dL
총콜레스테롤	TOT_CHOL	40 < ≤ 400	mg/dL
HDL 콜레스테롤	HDL	10 < ≤ 200	mg/dL
LDL 콜레스테롤	LDL	200 < ≤ 370	mg/dL
혈청지오티AST	SGOT	≤ 200	U/L
혈청지피티ALT	SGPT	≤ 200	U/L
혈청크레아티닌	CRTN	≤ 10	mg/dL

사망률 모형은 고연령 구간의 연령 증가에 따른 사망률 증가가 확실하고, 사망률이 1이 되는 종국연령을 설정하는 Coale and Kisker(1990) 모형을 활용한다. 해당 모형에서는 특정 연령

이상 구간을 합산하여 산출하지 않아야 하므로 대상자의 연령 기준을 [표 4]와 같이 25세~84세로 설정하였으며, 해당 연도 사망자를 포함하였다.

한편, 유병기간 비율 모형은 고연령 구간의 연령 증가에 따른 유병기간의 단조 증가가 확실하지 않으므로 사망률 모형과 달리 85세 이상을 별도의 그룹으로 구분하고 대상자의 연령 기준을 [표 4]와 같이 25세 이상으로 설정하였다. 또한, 해당 연도 사망자를 포함하는 경우, 관찰기간이 1년 미만인 대상자가 포함되어 기간 불일치가 발생하므로 관찰기간을 1년으로 통제하기 위하여 사망자는 제외하였다.

[표 4] 모형별 연령 기준

모형	연령
건강상태별 사망률 모형	25세~84세
건강상태별 유병기간 비율 모형	25세 이상

본 연구에서 사용된 표본코호트DB의 관찰기간은 2011년부터 2019년으로 각 연도별 대상자 합계는 [표 5]와 같이 남성 4,767,346명, 여성 4,763,064명이다. 이중 최근 2년 이내 건강검진 수검이력이 있는 대상자를 한정하는 경우 남성 1,876,730명, 여성 1,813,238명이다.

[표 5] 분석대상자 선정과정

구분	남성	여성
2011~2019 연도별 대상자 합계	4,767,346명	4,763,064명
최근 2년 이내 건강검진 수검자	1,876,730명	1,813,238명

(3) 건강상태별 건강여명 모형

① 모형 설계

2011년~2019년의 매년 사망여부 또는 유병기간을 종속변수로 설정하고 그 직전 연도의 건강검진 결과 자료를 설명변수로 설정하였다. 다만, 모형의 통계적 유의성 확보에 필요한 건강검진 결과 데이터 확보를 위해 데이터 집계 기간을 확대하여 최근 2년 이내 수검한 건강검진 결과 중 각 항목별 최신 데이터를 최종 설명변수로 설정하였다.

사망여부는 기준년도(STD_YYYY)와 사망연도(DTH_YYYY)가 일치하는 경우 해당연도에 사망한 것으로 정의하였다. 유병기간은 입원 또는 내원하여 의료기관을 이용하는 기간으로 정의하였으며, 의료기관에는 병·의원으로 한정하여 치과 또는 한의원은 제외하였다.

사망률과 유병기간 비율에 영향을 미칠 수 있을 것으로 예상되는 건강검진 항목들을 [표 6]과 같이 우선 선정하였다. [표 6]의 각 항목들은 의학적으로 개별 항목이 개인의 건강상태에 영향을 미치는 수준과 기존 연구 결과(신상훈 외, 2016; 임현선 외, 2020)를 참조하여 국민건강보험공단에서 관리하는 전체 항목 중 대표 항목을 선정하였다.

체질량지수, 수축기혈압, 이완기혈압의 경우 선형으로 증가하거나 감소하는 형태로 건강상태를 나타내는 것이 아닌, 표준 대비 낮은 구간과 높은 구간으로 벗어나는 경우 건강상태에 영향을 미친다. 이 점을 보완하기 위하여 해당 세 개 변수는 각 변수의 제곱²⁾ 변수를 추가하였다.

[표 6] 건강상태에 따른 건강지표 변수

설명변수명	영문명
연령	AGE
체질량지수	BMI
(체질량지수) ²	BMI ²
수축기혈압	BP_SYS
(수축기혈압) ²	BP_SYS ²
이완기혈압	BP_DIA
(이완기혈압) ²	BP_DIA ²
공복혈당	FBS
총콜레스테롤	TOT_CHOL
HDL 콜레스테롤	HDL
LDL 콜레스테롤	LDL
혈청지오티AST	SGOT
혈청지피티ALT	SGPT
혈청크레아티닌	CRTN

② 통계적 모형

본 연구의 사망률 예측모형의 반응변수는 사망여부의 이항자료로써 로지스틱 회귀모형이 적합하였다. 로지스틱 회귀모형은 일반화 선형모형(generalized linear model) 중의 하나로

반응변수가 0과 1인 이항값을 갖는 이항분포를 갖고(전희주·최경진, 2022), 반응변수 평균의 함수 $p_i = E(Y|x_i)$ 와 선형예측식 $x_i'\beta$ 를 연결하는 연결함수는 로짓(logit)을 사용하며 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{logit}(p_i) = \log\left(\frac{p_i}{1-p_i}\right) = x_i'\beta \dots\dots\dots (1)$$

여기서 x_i 는 설명변수 벡터($x_i = (1, x_{i1}, \dots, x_{ik})$, $i = 1, \dots, n$)이고 β 는 $(k+1) \times 1$ 개의 모수를 갖는 회귀계수 벡터이다.

유병기간 예측모형은 반응변수가 2011년~2019년도에 발생한 건수에 대한 빈도자료(count data)로 일반화 선형모형의 포아송 회귀모형 또는 음이항 회귀모형을 적용할 수 있다. 포아송 회귀모형은 반응변수가 양수인 정수 값을 취하고 평균과 분산이 비슷할 때 사용되는 가장 기본적인 모형인 반면에, 음이항 회귀모형은 평균에 비해 분산이 매우 큰 과대산포(over-dispersion)가 발생하는 경우에 적합되는 모형이다(Gurmu, 1991; 전희주·최경진, 2022). 선형예측식 $x_i'\beta$ 은 로그 연결함수(link function)를 통해 평균 모수 $\mu = E(y|x)$ 와 식 (2)와 같이 연결이 된다(전희주·최경진, 2023).

$$\log(\mu) = x_i'\beta \dots\dots\dots (2)$$

여기서 x_i 는 설명변수 벡터($x_i = (1, x_{i1}, \dots, x_{ik})$, $i = 1, \dots, n$)이고 β 는 $(k+1) \times 1$ 개의 모수를 갖는 회귀계수 벡터이다. 음이항분포의 평균과 분산은 식 (3)과 같이 평균과 과대산포 모수 D 의 함수로 표현이 가능하며, $D=0$ 인 경우 포아송분포가 된다(전희주·안철경, 2012).

$$E(y|x) = \mu, \quad \text{Var}(y) = \mu + D^2 \dots\dots\dots (3)$$

모형선택은 AIC(Akaike information criteria)와 후진제거법(backward elimination method)에 선택되었으며 AIC는 식 (4)와 같이 정의된다. 후진제거법은 모든 변수들을 가장 작은 영향을 주는 변수를 하나씩 제거해 가면서 더 이상 제거할 수 없을 때의 모형이 최적모형

이 되며, 최적모형을 찾는데 모든 변수들의 정보를 이용할 수 있다는 것이 장점이다.

$$AIC = -2\log\text{Lik} + 2 \times k \dots\dots\dots (4)$$

여기서 k 는 추정될 모수의 수이다.

③ 건강상태별 사망률 모형

Sullivan 방법 같이 생명표를 활용한 건강여명 산출방식은 특정 연령별 사망률(age-specific mortality)이 필요하다. 특정 연령별 산출을 위해 우선 로지스틱 회귀모형을 통해 현재의 건강정보(BMI, 수축기혈압, 이완기혈압 등)가 장래에도 동일하다는 가정하에 연령(AGE) 변수만을 변화하여 군단연령별 사망률을 산출한다.

군단연령별로 산출하는 이유는 사망자와 생존자 표본을 합산하여 변동성을 축소하고 연령별 사망률 변화의 전반적인 경향을 충분히 나타내기 위함이다. 분석의 기초가 되는 표본코호트DB가 전국민의 약 2%에 해당하는 약 100만명을 대상으로 작성된 자료이고, 특히 저연령 구간 사망자 표본이 적기 때문에 1세 단위로 사망률을 산출하는 경우 연령 증가에 따라 사망률이 감소하는 등 일반적인 상식에 어긋나는 결과가 도출될 수 있기 때문이다. 군단연령은 기본적으로 5세 단위로 하되, 사망자 표본이 특히 적은 저연령 구간(25세 이상 44세 이하)은 10세 단위로 하였다.

따라서, 우선 산출한 군단연령별 사망률의 직선보간을 통해 특정 연령별 사망률을 산출한다. 직선보간은 각 연령구간의 중앙값을 대표연령으로 하여 보간하므로 직선보간을 통해 산출되지 않는 저연령 구간(29세 이하; 25세~34세 구간의 중앙값 29.5 보다 작은 연령 중 가장 큰 정수)과 고연령 구간(83세 이상; 80세~84세 구간의 중앙값 82세 보다 큰 연령 중 가장 작은 정수)의 사망률을 추정하는 과정이 필요하다.

저연령 구간의 경우, 건강상태를 반영하지 않은 [표 5]의 2011~2019 연도별 대상자 합계에 해당하는 평균 사망률의 연령감소에 따른 변화율과 건강상태별 사망률의 변화율과 동일하다는 가정 하에 추정하였으며, 그 식은 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$q'_{x-1} = q'_x \left(\frac{q_{x-1}}{q_x} \right) \dots\dots\dots (5)$$

x : 연령
 q'_x : x 세의 건강상태별 사망률
 q_x : x 세의 평균 사망률

고연령 구간의 경우, 연령 증가에 따른 사망률의 지수 증가율이 선형적으로 감소한다는 가정으로 도출된 Coale and Kisker(1990) 모형을 활용하여 추정하였다. Coale and Kisker 모형은 85세 이상 고연령의 사망률을 추정함으로써 생명표를 마감(close the life tables)하는데 사용된다. 통계청 역시 변형된 Coale and Kisker 모형을 통해 85세 이상 사망률을 추정하고 있다. 다만, 본 연구에서 군단연령 사망률의 직선보간을 통해 산출된 특정 연령별 사망률의 상한이 82세이므로 83세 이상 사망률을 Coale and Kisker 모형을 활용하여 추정하였으며, 그 식은 식 (6)과 같이 나타낼 수 있다.

$$q'_x = q'_{x-1} \times \exp(k_{82} + (x-82) \times s), x = 82, 83, \dots, w-1 \dots\dots\dots (6)$$

$$s = \frac{\ln\left(\frac{q'_{81}}{q'_w}\right) + (w-x_0+1) \times k_{82}}{\frac{(w-x_0) \times (w-x_0+1)}{2}}$$

$$\text{단, } k_{82} = \ln\left(\frac{q'_{82}}{q'_{81}}\right), w = 110(\text{남자}) \text{ 또는 } 112(\text{여자}), q'_w = 1, x_0 = 82$$

사망률이 1이 되는 연령인 중국연령(w)은 보험개발원에서 공표하는 제9회 경험생명표를 참고하여 남성 110세, 여성 112세로 설정하였다.

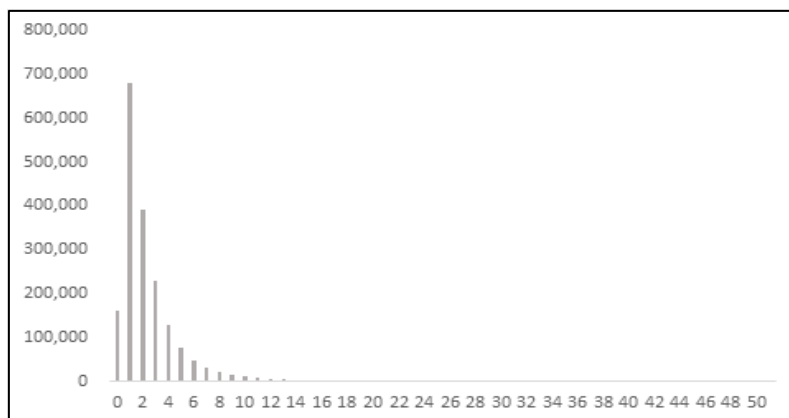
④ 건강상태별 유병기간 비율 모형

유병기간 모형은 반응변수가 빈도자료이고 평균에 비해 분산이 큰 과대산포를 나타내므로 음이항 회귀모형을 적용하였다. 주단위 유병기간의 평균과 분산을 살펴보면, 남자의 경우 각각 평균 2.5298, 분산 9.2960이었으며, 여자의 경우 각각 평균 3.4401, 분산 12.5026으로

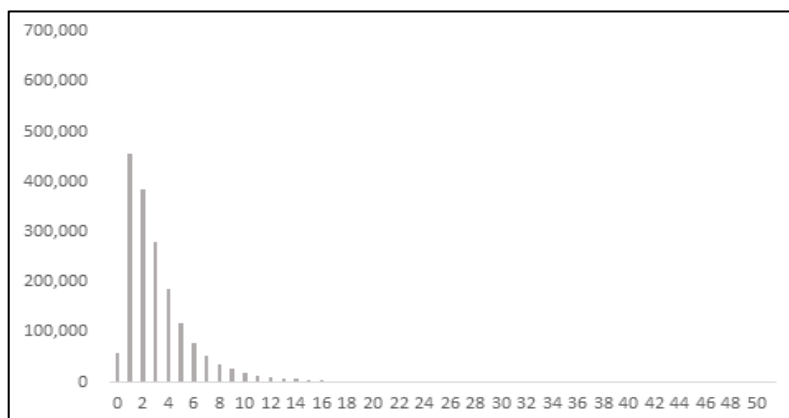
모두 분산이 평균보다 큰 과대산포를 나타냈다.

또한, [그림 2]와 [그림 3]과 같이 각각 남성과 여성의 유병기간별 분포도를 살펴보면, 0에 해당하는 표본이 많지 않아 영과잉음이향분포보다는 음이향분포가 더 적합함을 알 수 있다.

[그림 2] 남성 유병기간별 분포도



[그림 3] 여성 유병기간별 분포도



예측 모형의 안정성과 성능을 향상하고 평균적인 변화 예측을 위해 일단위로 표시된 유병기간을 주 단위로 환산하고 52주 이상 데이터는 이상치(outlier)로 판단하여 제외하였다. 따라서, 음이향 회귀모형의 종속변수를 0, 1, 2, ..., 50, 51로 통제하였다. 또한, 관찰 대상자는 사망

모형과 달리 사망자를 제외한 생존자로 한정하였다. 그 이유는 연중 사망자의 경우 생존자와 달리 관찰기간(exposure)이 각각 상이하므로 이를 1년으로 통일하기 위함이다.

건강상태별 사망률 모형과 마찬가지로 건강상태별 건강여명 산출을 위해 특정 연령별 유병기간 비율이 필요하다. 특정 연령별 유병기간 비율 산출을 위해 음이항 회귀모형을 통해 현재의 건강정보(BMI, 수축기혈압, 이완기혈압 등)가 장래에도 동일하다는 가정 하에 연령(AGE) 변수만을 변화하여 군단연령별 유병기간을 산출한다. 추정된 유병기간은 주 단위이므로 (추정값(주)*7-3)의 과정을 통해 일 단위 유병기간으로 환산하고 최종적으로 365를 나눠 연단위 유병기간 비율을 산출하였다. 여기서 일 단위로 환산하는 이유는 1주(7일) 단위로 산출함으로써 유병기간이 과대 산출될 수 있는 가능성을 관리하고자 3일을 차감한 평균일수(4일)를 적용하여 주 단위에서 일 단위로 환산하기 위함이다.

군단연령별 유병기간 비율의 직선보간을 통해 특정 연령별 유병기간 비율을 산출한다. 군단연령별로 산출하는 이유는 사망률 모형과 마찬가지로 표본을 합산하여 변동성을 축소하고 연령별 유병기간 비율 변화의 전반적인 경향을 충분히 나타내기 위함이다. 직선보간은 각 연령 구간의 중앙값을 대표연령으로 하여 보간하므로 직선보간을 통해 산출되지 않는 저연령 구간(26세 이하; 25세~29세 구간의 중앙값 27세 보다 작은 연령 중 가장 큰 정수)과 고연령 구간(86세 이상)의 유병기간 비율을 추정하는 과정이 필요하다.

저연령 구간의 경우, 건강상태별 사망률 모형과 마찬가지로 건강상태를 반영하지 않은 [표 5]의 2011~2019 연도별 대상자 합계에 해당하는 평균 유병기간 비율의 연령감소에 따른 변화율과 건강상태별 유병기간 비율의 변화율과 동일하다는 가정하에 유병기간 비율을 추정하였으며, 그 식은 식 (7)과 같이 나타낼 수 있다.

$$\pi'_{x-1} = \pi'_x \left(\frac{\pi_{x-1}}{\pi_x} \right) \dots\dots\dots (7)$$

x : 연령
 π'_x : x 세의 건강상태별 유병기간 비율
 π_x : x 세의 평균 유병기간 비율

다만, 고연령 구간의 경우 86세 이상 유병기간 비율은 85세 유병기간 비율과 같은 값으로 설정하였다. 이는 연령 증가에 따라 유병기간 비율이 증가한다는 뚜렷한 증거가 없음을 [표 7]과 같이 군단연령별 평균 유병기간 비율 산출을 통해 확인하였다. 남성의 경우 85~89세 구간

까지 유병기간 비율이 계속 증가하나, 90세 이상 구간에서는 오히려 감소한다. 여성의 경우 35~39세 구간에서 위험률이 소폭 감소하며 이후 80~84세 구간까지 유병기간 비율이 계속 증가하나, 85~89세 구간부터 감소한다.

또한, 사망률 모형과 달리 유병기간 비율 모형은 중국연령과 같은 개념이 없는 점에 기인한다.(즉, 유병기간 비율이 반드시 1이 되는 나이를 설정하여 그 연령까지 유병기간 비율이 단조 증가하는 가정을 설정하지 않는다.)

[표 기] 군단연령별 평균 유병기간 비율

연령	남성	여성
25~29	0.0153	0.0271
30~34	0.0175	0.0334
35~39	0.0211	0.0315
40~44	0.0249	0.0323
45~49	0.0288	0.0384
50~54	0.0356	0.0499
55~59	0.0436	0.0595
60~64	0.0545	0.0699
65~69	0.0701	0.0882
70~74	0.0860	0.1047
75~79	0.0995	0.1148
80~84	0.1088	0.1175
85~89	0.1121	0.1121
90+	0.1112	0.0984

Ⅲ. 실증분석

1. 관찰대상 집단의 일반적인 특성

본 연구는 국민건강보험공단에서 제공하는 표본코호트2.0DB를 사용하여 출생 및 사망 테이블의 개인 고유번호로 해당 코호트 전체 대상자의 출생연도 정보를 확인하였다. 출생연도 정보를 기준으로 이벤트 발생 당시의 연령(만 나이)을 산출하였고, 자격 및 보험료 테이블을 연결하여 대상자의 성(SEX)별 정보를 확인하였다.

[표 8]은 사망률 모형 대상자의 성별/연령별 분포이며, [표 9]는 유병기간 비율 모형 대상자의 성별/연령별 분포이다. II.3.(2) 분석대상자 정의에도 언급하였지만, 관찰기간을 통제하기 위해 유병기간 비율 모형은 연중 사망자를 제외하였기 때문에 사망률 모형 대상자 수와 차이가 있다.

[표 8] 사망률 모형 대상자의 성별/연령별 분포

구분	남성		여성	
연령	대상자수(명)	비중(%)	대상자수(명)	비중(%)
25~29	91,298	5.0	100,789	5.7
30~34	170,533	9.3	109,726	6.2
35~39	191,477	10.4	96,552	5.5
40~44	232,312	12.7	203,111	11.5
45~49	233,483	12.7	227,593	12.9
50~54	223,592	12.2	234,876	13.3
55~59	210,050	11.5	230,184	13.1
60~64	166,794	9.1	187,320	10.6
65~69	128,661	7.0	144,065	8.2
70~74	95,962	5.2	112,241	6.4
75~79	61,105	3.3	77,412	4.4
80~84	27,401	1.5	38,197	2.2
계	1,832,668	100.0	1,762,066	100.0

[표 9] 유병기간 비율 모형 대상자의 성별/연령별 분포

구분	남성		여성	
연령	대상자수(명)	비중(%)	대상자수(명)	비중(%)
25~29	91,257	5.0	100,772	5.7
30~34	170,443	9.3	109,694	6.2
35~39	191,365	10.5	96,523	5.5
40~44	232,000	12.7	202,986	11.5
45~49	232,994	12.7	227,413	12.8
50~54	222,837	12.2	234,582	13.3
55~59	209,005	11.4	229,825	13.0
60~64	165,591	9.0	186,869	10.6
65~69	127,456	7.0	143,511	8.1
70~74	94,420	5.2	111,471	6.3
75~79	59,365	3.2	76,313	4.3
80~84	26,090	1.4	36,995	2.1
85+	7,927	0.4	13,440	0.8
계	1,830,750	100.0	1,770,394	100.0

2. 건강상태별 건강여명 모형

(1) 사망 모형

[표 10]과 [표 11]은 각각 남성과 여성의 사망여부를 적합하기 위한 최적 로지스틱 회귀모형의 결과이다. 남성과 여성 각각의 사망모형에 대한 이탈도(deviance)에 대한 p -값=1.0으로 선택된 모형적합이 타당함을 보인다. 또한 Hosmer-Lemeshow 통계량 모두 유의수준 0.05 보다 크게 나타나 선택된 모형의 예측값이 잘 적합되었음을 보인다.

사망여부에 유의미한 영향을 미치는 변수를 중요도 순서대로 표기하였으며, 남성의 경우 연령(AGE), 혈청지오티AST(SGOT), 공복혈당(FBS), 크레아티닌(CRTN), 수축기혈압(BP_SYS), (수축기혈압)²(BP_SYS²), HDL콜레스테롤(HDL), (이완기혈압)²(BP_DIA²), 이완기혈압(BP_DIA) 순으로 나타났으며, 여성의 경우 연령(AGE), 크레아티닌(CRTN), 공복혈당(FBS), 혈청지오티AST(SGOT), HDL콜레스테롤(HDL), 수축기혈압(BP_SYS), (수축기혈압)²

(BP_SYS²) 순으로 나타났다.

[표 10]의 남성의 사망여부 예측 적합결과를 보면, 연령(AGE)이 증가할수록 사망률이 높아지는 경향을 보인다. 또한, 혈청지오티AST(SGOT)가 한 단위 증가할수록 사망의 오즈(odds)는 1.0145(=exp(0.0144))배 증가하고, 공복혈당(FBS)이 한 단위 증가할수록 사망의 오즈는 1.0049(=exp(0.0048))배 증가하는 것으로 나타났다.

[표 10] 남성 사망예측 로지스틱 회귀모형

요인	자유도	추정치	표준오차	p-value	LR χ^2	p-value
Intercept	1	2.1907	0.4465	<0.0001	-	-
AGE	25~34	-4.5661	0.0987	<0.0001	11,396.7	<0.0001
	35~44	-4.1547	0.0660	<0.0001		
	45~49	-3.5402	0.0647	<0.0001		
	50~54	-3.0786	0.0552	<0.0001		
	55~59	-2.5961	0.0481	<0.0001		
	60~64	-2.1362	0.0449	<0.0001		
	65~69	-1.7871	0.0437	<0.0001		
	70~74	-1.1493	0.0402	<0.0001		
	75~79	-0.5513	0.0391	<0.0001		
	80~84	0.0000	0.0000	-		
SGOT	1	0.0144	0.0006	<0.0001	510.5	<0.0001
FBS	1	0.0048	0.0004	<0.0001	152.2	<0.0001
CRTN	1	0.1785	0.0154	<0.0001	97.1	<0.0001
BP_SYS	1	-0.0619	0.0076	<0.0001	60.9	<0.0001
BP_SYS ²	1	0.0002	0.0000	<0.0001	56.2	<0.0001
HDL	1	-0.0062	0.0009	<0.0001	54.3	<0.0001
BP_DIA ²	1	0.0003	0.0000	<0.0001	21.4	<0.0001
BP_DIA	1	-0.0482	0.0105	<0.0001	19.8	<0.0001
Statistic	D.F.		Value		p-value	
Deviance	1,832,650		89,816		1.00	
Hosmer-Lemeshow χ^2	8		11.844		0.1583	
AIC			89,852			

[표 11]의 여성의 사망여부 예측 적합결과를 보면, 연령(AGE)이 증가할수록 사망률이 높아지는 경향을 보인다. 또한, 크레아티닌(CRTN)이 한 단위 증가할수록 사망의 오즈(odds)는

1.3240($=\exp(0.2806)$)배 증가하고, 공복혈당(FBS)이 한 단위 증가할수록 사망의 오즈는 1.0006($=\exp(0.0062)$)배 증가하는 것으로 나타났다.

[표 11] 여성 사망예측 로지스틱 회귀모형

요인	자유도	추정치	표준오차	p-value	LR χ^2	p-value
Intercept	1	-1.0961	0.5850	0.0610	-	-
AGE	25~34	-4.5997	0.1629	<0.0001	5004.2	<0.0001
	35~44	-4.0287	0.1055	<0.0001		
	45~49	-3.5912	0.0969	<0.0001		
	50~54	-3.1778	0.0794	<0.0001		
	55~59	-2.9997	0.0733	<0.0001		
	60~64	-2.5664	0.0664	<0.0001		
	65~69	-2.0230	0.0597	<0.0001		
	70~74	-1.4153	0.0532	<0.0001		
	75~79	-0.7303	0.0488	<0.0001		
	80~84	0.0000	0.0000	-		
CRTN	1	0.2806	0.0182	<0.0001	145.4	<0.0001
FBS	1	0.0062	0.0006	<0.0001	102.2	<0.0001
SGOT	1	0.0090	0.0012	<0.0001	48.2	<0.0001
HDL	1	-0.0085	0.0012	<0.0001	47.9	<0.0001
BP_SYS	1	-0.0500	0.0086	<0.0001	29.8	<0.0001
BP_SYS ²	1	0.0002	0.0000	<0.0001	28.5	<0.0001
Statistic	D.F.		Value		p-value	
Deviance	1,762,050		47,529		1.00	
Hosmer-Lemeshow χ^2	8		6.9683		0.5401	
AIC			47,561			

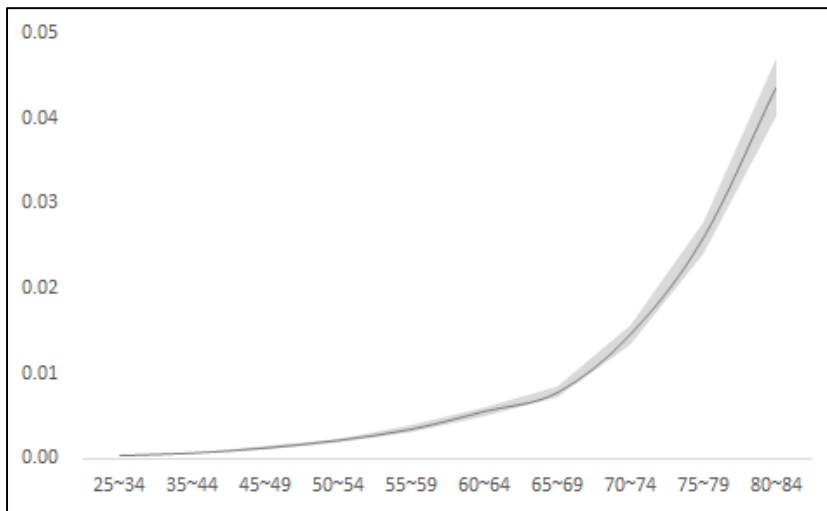
남성과 여성의 사망 로지스틱 회귀모형에 의한 연령별 평균 사망률 예측 결과는 아래 [표 12]와 같다.

[표 12] 평균 예측 사망률

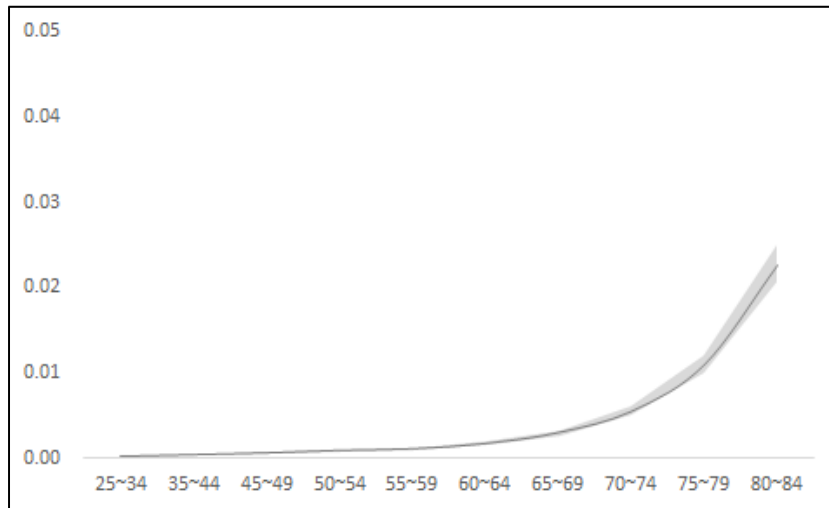
연령군	남성		여성	
	대상자수(명)	평균사망률	대상자수(명)	평균사망률
25~34	261,831	0.0004	210,515	0.0002
35~44	423,789	0.0007	299,663	0.0004
45~49	233,483	0.0013	227,593	0.0006
50~54	223,592	0.0022	234,876	0.0009
55~59	210,050	0.0035	230,184	0.0011
60~64	166,794	0.0056	187,320	0.0017
65~69	128,661	0.0078	144,065	0.0030
70~74	95,962	0.0146	112,241	0.0055
75~79	61,105	0.0259	77,412	0.0110
80~84	27,401	0.0436	38,197	0.0227

또한, 남성과 여성의 평균 예측 사망률의 95% 신뢰구간은 각각 [그림 4]와 [그림 5]와 같다.

[그림 4] 남성 평균 예측 사망률 및 95% 신뢰구간



[그림 5] 여성 평균 예측 사망률 및 95% 신뢰구간



(2) 유병기간 모형

[표 13]과 [표 14]는 각각 남성과 여성의 유병기간을 적합하기 위한 최적 음이항 회귀모형의 결과이다. 남성과 여성 각각의 유병기간모형에 대한 이탈도에 대한 p -값=1.0으로 선택된 모형 적합이 타당함을 보인다.

유병기간에 유의미한 영향을 미치는 변수를 중요도 순서대로 표기하였으며, 남성의 경우 연령(AGE), 크레아티닌(CRTN), 공복혈당(FBS), 혈청지오티AST(SGOT), (체질량지수)²(BMI²), HDL콜레스테롤(HDL), 체질량지수(BMI), 이완기혈압(BP_DIA), (이완기혈압)²(BP_DIA²) 순으로 나타났으며, 여성의 경우 연령(AGE), 크레아티닌(CRTN), 공복혈당(FBS), 혈청지피티 ALT(SGPT), (체질량지수)²(BMI²), 체질량지수(BMI), (수축기혈압)²(BP_SYS²), 수축기혈압(BP_SYS) 순으로 나타났다.

[표 13]의 남성의 유병기간 예측 적합결과를 보면, 연령(AGE)이 증가할수록 유병기간이 길어지는 경향을 보인다. 또한, 크레아티닌(CRTN)이 한 단위 증가할수록 유병기간은 $1.1080(=\exp(0.1026))$ 배 증가하고, 공복혈당(FBS)이 한 단위 증가할수록 유병기간은 $1.0016(=\exp(0.0016))$ 배 증가하는 것으로 나타났다.

[표 13] 남성 유병기간 음이항 회귀모형

요인	자유도	추정치	표준오차	p-value	LR χ^2	p-value	
Intercept	1	2.1959	0.0359	<.0001	–	–	
AGE	25~29	1	–1.5919	0.0083	<.0001	496,753	<.0001
	30~34	1	–1.5146	0.0080	<.0001		
	35~39	1	–1.3980	0.0079	<.0001		
	40~44	1	–1.2784	0.0078	<.0001		
	45~49	1	–1.1804	0.0078	<.0001		
	50~54	1	–1.0144	0.0078	<.0001		
	55~59	1	–0.8464	0.0078	<.0001		
	60~64	1	–0.6588	0.0078	<.0001		
	65~69	1	–0.4346	0.0078	<.0001		
	70~74	1	–0.2473	0.0079	<.0001		
	75~79	1	–0.1114	0.0081	<.0001		
	80~84	1	–0.0268	0.0086	0.0019		
85+	0	0.0000	0.0000	–			
CRTN	1	0.1026	0.0012	<.0001	7,431	<.0001	
FBS	1	0.0016	0.0000	<.0001	3,885	<.0001	
SGOT	1	0.0022	0.0000	<.0001	2,238	<.0001	
BMI ²	1	0.0008	0.0000	<.0001	387	<.0001	
HDL	1	–0.0009	0.0001	<.0001	334	<.0001	
BMI	1	–0.0311	0.0020	<.0001	234	<.0001	
BP_DIA	1	–0.0087	0.0006	<.0001	196	<.0001	
BP_DIA ²	1	0.0001	0.0000	<.0001	174	<.0001	
Statistic		D.F.		Value		p-value	
Deviance		1,830,729		1,691,178		1.00	
AIC ¹⁾				7,013,349			

[표 14]의 여성의 유병기간 예측 적합결과를 보면, 연령(AGE)이 증가할수록 유병기간이 길어지는 경향을 보인다. 또한, 크레아티닌(CRTN)이 한 단위 증가할수록 유병기간은 $1.0867(=\exp(0.0831))$ 배 증가하고, 공복혈당(FBS)이 한 단위 증가할수록 유병기간은 $1.0015(=\exp(0.0015))$ 배 증가하는 것으로 나타났다.

1) 포아송 회귀모형의 AIC는 7,631,214이다.

[표 14] 여성 유병기간 음이항 회귀모형

요인	자유도	추정치	표준오차	p-value	LR χ^2	p-value	
Intercept	1	1.7880	0.0305	<.0001	–	–	
AGE	25~29	1	–1.1270	0.0064	<.0001	330,753	<.0001
	30~34	1	–0.9764	0.0063	<.0001		
	35~39	1	–1.0298	0.0064	<.0001		
	40~44	1	–1.0198	0.0061	<.0001		
	45~49	1	–0.8975	0.0060	<.0001		
	50~54	1	–0.6906	0.0060	<.0001		
	55~59	1	–0.5542	0.0059	<.0001		
	60~64	1	–0.4198	0.0060	<.0001		
	65~69	1	–0.2141	0.0060	<.0001		
	70~74	1	–0.0587	0.0061	<.0001		
	75~79	1	0.0303	0.0062	<.0001		
	80~84	1	0.0584	0.0066	<.0001		
85+	0	0.0000	0.0000	–			
CRTN	1	0.0831	0.0013	<.0001	4,177	<.0001	
FBS	1	0.0015	0.0000	<.0001	2,699	<.0001	
SGPT	1	0.0022	0.0000	<.0001	2,530	<.0001	
BMI ²	1	0.0006	0.0000	<.0001	360	<.0001	
BMI	1	–0.0197	0.0016	<.0001	144	<.0001	
BP_SYS ²	1	0.0000	0.0000	<.0001	71	<.0001	
BP_SYS	1	–0.0026	0.0004	<.0001	49	<.0001	
Statistic		D.F.		Value		p-value	
Deviance		1,770,374		1,652,199		1.00	
AIC ²⁾				7,642,156			

[표 15]는 남성과 여성의 [표 13]과 [표 14]의 유병기간 음이항 회귀모형에 의한 연령별 평균 예측 유병기간 결과이다.

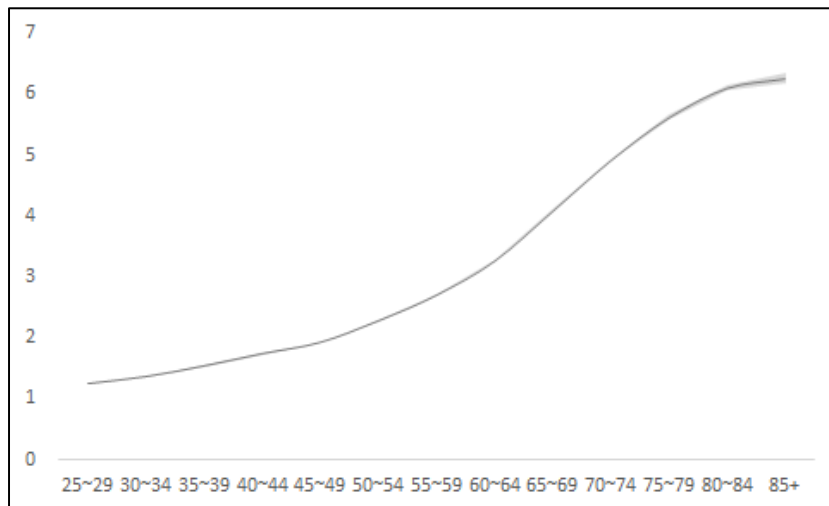
2) 포아송 회귀모형의 AIC는 8,405,808이다.

[표 15] 평균 예측 유병기간

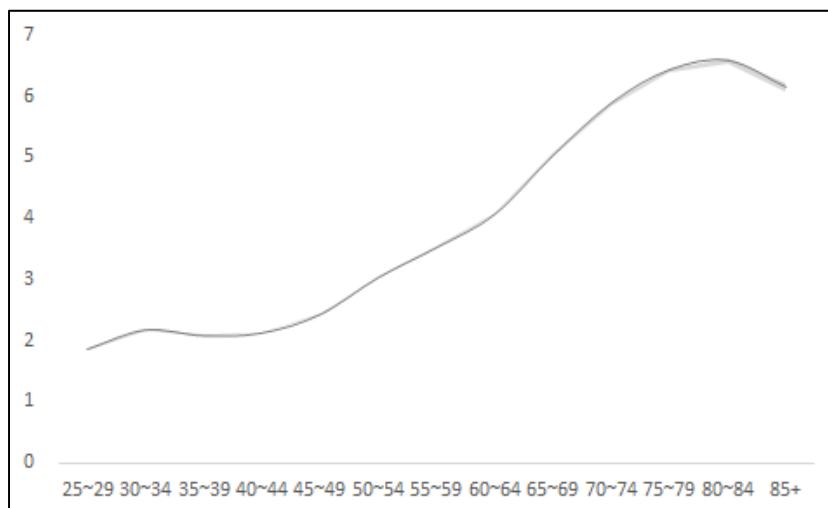
연령군	남성		여성	
	대상자수(명)	평균유병기간	대상자수(명)	평균유병기간
25~29	91,257	1.2434	100,772	1.8665
30~34	170,443	1.3597	109,694	2.1810
35~39	191,365	1.5370	96,523	2.0868
40~44	232,000	1.7386	202,986	2.1317
45~49	232,994	1.9234	227,413	2.4340
50~54	222,837	2.2789	234,482	3.0375
55~59	209,005	2.7019	229,825	3.5255
60~64	165,591	3.2614	186,869	4.0704
65~69	127,456	4.0815	143,511	5.0294
70~74	94,420	4.9178	111,471	5.8844
75~79	59,365	5.6240	76,313	6.4254
80~84	26,090	6.1110	36,995	6.5756
85+	7,927	6.2640	13,440	6.1404

또한, 남성과 여성의 평균 예측 유병기간의 95% 신뢰구간은 각각 [그림 6]과 [그림 7]과 같다.

[그림 6] 남성 평균 예측 유병기간 및 95% 신뢰구간



[그림 7] 여성 평균 예측 유병기간 및 95% 신뢰구간



(3) 평균 건강여명 모형

평균 건강여명 모형은 건강상태별 건강여명 모형과 달리 예측 모형이 불필요하며, 성별, 연령별 평균 사망률과 평균 유병기간을 산출하고, Sullivan 방법을 활용하여 평균 건강여명을 최종 산출하였다.

평균 사망률은 건강상태별 사망률 모형 대상자의 성별, 군단연령별 평균 사망률을 산출하고 직선보간 및 Coale and Kisker 모형을 활용하여 성별, 연령별 평균 사망률을 최종 산출하였다.

평균 유병기간 비율은 건강상태별 유병기간 비율 모형 대상자의 성별, 군단연령별 평균 사망률을 산출하고 직선보간을 활용하여 성별, 연령별 평균 유병기간 비율 모형을 최종 산출하였다.

[표 16]은 남성과 여성의 대표 연령별 평균 사망률, 평균 유병기간 비율, 평균 건강여명이다.

[표 16] 대표 연령별 평균 사망률, 유병기간 비율, 건강여명

연령군	남성			여성		
	평균 사망률	평균 유병기간 비율	평균 건강여명	평균 사망률	평균 유병기간 비율	평균 건강여명
25	0.0003	0.0144	57	0.0001	0.0246	62
30	0.0004	0.0167	52	0.0002	0.0309	57
35	0.0006	0.0197	47	0.0003	0.3220	52
40	0.0007	0.0235	43	0.0004	0.0321	48
45	0.0012	0.0272	38	0.0005	0.0360	43
50	0.0018	0.0328	33	0.0008	0.0453	38
55	0.0030	0.0404	29	0.0010	0.0557	33
60	0.0048	0.0501	24	0.0015	0.0657	29
65	0.0069	0.0639	20	0.0025	0.0809	25
70	0.0119	0.0797	16	0.0045	0.0980	20
75	0.0214	0.0942	13	0.0088	0.1107	16
80	0.0365	0.1052	10	0.0180	0.1165	13
85	0.0569	0.1120	8	0.0316	0.1165	10

3. 건강나이 산출 모의실험

건강상태별 건강여명 모형을 통해 산출한 건강상태별 사망률 모형과 건강상태별 유병기간 비율 모형에 각 개인별 실제 데이터(연령, 혈당, 혈압 등)를 대입하여 건강상태별 건강여명을 예측하고, 평균 건강여명과 비교하여 각 개인의 건강나이를 산출하였다.

모의실험(simulation) 데이터로는 표본코호트DB의 가장 최근 데이터인 기준년도 2017~2019년을 사용하였다. 그러나 성별에 따른 모든 연령구간의 건강상태별 건강여명 예측결과를 모두 제시할 수 없어 본 논문에서는 시뮬레이션을 위한 기초 데이터의 사례로 보험 가입율이 높은 연령구간인 40~49세의 데이터를 선정하여 그 중 최근 2년 이내 건강검진을 수검한 이력이 있으며, [표 3]의 데이터 유효성 기준을 만족한 자를 대상으로 선정하여 건강나이를 모의실험하였다.

[표 17]의 성별 건강나이 증감 분포를 살펴보면 비교적 좌측에 치우친 분포를 보여 상당수가 평균 대비 건강나이가 젊게 산출됨을 알 수 있다. 이는 모형 산출 시 현재 개인의 건강정보

(BMI, 수축기혈압, 이완기혈압 등)가 연령 증가에도 불구하고 장래에도 동일하다는 가정의 영향으로 보인다. 해당 문제를 해소하기 위해 연령 증가에 따른 건강정보 변화 예측 모델 개발하는 별도 연구를 고려해 볼 수 있다.

또한, 남성 44.4%, 여성 56.1%로 상당수가 건강나이가 실제나이 대비 -1세 또는 -2세를 나타내고 있어 이를 건강한 사람에게 혜택을 제공하는 보험 상품에 적용하는 경우 상당수가 혜택을 받을 수 있을 것으로 기대된다.

[표 17] 성별 건강나이 증감 분포(%)

구분	≤-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	≥+5
남성	0.6	3.3	11.6	21.6	22.8	16.1	9.5	5.3	3.1	1.9	4.2
여성	0.8	4.8	16.9	30.2	25.9	12.8	4.7	1.7	0.8	0.5	1.0

건강나이의 개선 또는 악화 여부에 따른 보험사고율을 분석한 결과는 [표 18]과 같다. 건강나이가 개선된 경우에 해당하는 대상자와 악화된 경우에 해당하는 대상자의 보험사고율을 비교하는 경우, 개선된 경우에 해당하는 대상자의 보험사고율이 낮은 점으로 미루어 건강나이가 개인의 건강상태를 나타내는 지표로 사용할 수 있는 근거가 될 수 있음을 확인하였다. 단, 기준연도와 대상 연령구간을 다르게 설정하면 [표 18]에서 제시된 성별 건강나이 증감여부별 보험사고율은 다르게 나타날 수 있다.

[표 18] 성별 건강나이 증감여부별 보험사고율

구분		사망률	수술률 (연간1회)	입원율 (입원일수)	3대질병* 유병률
남성	평균	0.0011	0.1585	1.1508	0.0337
	개선(-1세 이하)	0.0008	0.1552	1.0576	0.0291
	악화(+1세 이상)	0.0017	0.1649	1.4174	0.0425
여성	평균	0.0005	0.1599	1.0453	0.0378
	개선(-1세 이하)	0.0004	0.1566	0.8574	0.0353
	악화(+1세 이상)	0.0008	0.1814	2.2378	0.0494

* 3대질병 : 암, 허혈성심장질환, 뇌혈관질환

IV. 결론 및 시사점

본 연구는 국내외 통계기관이 공표하는 건강여명 산출 방법론을 적용하여 개인의 건강상태에 따른 건강여명을 예측하고 건강나이를 산출하는 방법을 제안하였다. 연구 기초자료로써 국민건강보험공단 표본코호트DB의 진료내역과 건강검진내역을 이용하였으며, 산출된 건강나이는 개인의 건강수준을 대표하는 객관적이고, 종합적인 지표로 활용할 수 있다.

건강나이 증감여부에 따른 보험사고율 분석 결과, 건강나이가 개선된 집단의 경우(실제나이보다 건강나이가 작게 산출된 경우) 보험사고율 역시 개선되었음을 확인하였다. 이를 통해 종래의 사람을 대상으로 하는 보험요율을 결정하는 위험의 구분단위로써 사용되는 달력나이 대신에 건강나이를 활용할 수 있는 가능성을 제시하였다.

또한, 통계청에서 발표하는 유병기간 제외 기대여명과 주관적 건강평가 기대여명은 통계청에서 실시하는 사회조사의 일부 설문문항을 차용하여 산출 중이다. 다만, 설문문항이 ‘지난 2주일 동안 질병이나 사고로 아팠던 적이 있습니까?’ 또는 ‘귀하의 전반적인 건강 상태는 어떻습니까?’와 같이 응답자의 기억 또는 주관적 평가에 의존함으로써 객관성이 다소 결여되어 있다고 할 수 있다. 본 연구에서는 이와 같은 문제를 해결하고자 유병기간을 병원이용기간으로 정의함으로써 건강여명 산출의 객관성을 부여하였다.

보건복지부 산하 한국건강증진개발원이 2021년 발표한 「제5차 국민건강증진종합계획(Health Plan 2030)」의 목표 중 하나가 2030년까지 건강수명 73.3세를 달성하는 것이다. 2005년 발표한 「제2차 국민건강증진종합계획」부터 건강수명 연장을 목표로 설정할 만큼 국민의 건강증진 수준을 파악하기 위한 지표로써 건강수명(건강여명)의 중요성을 가늠할 수 있다.

본 연구는 개인의 설문방식이 아닌 개인의 실제 건강 측정치를 나타내는 건강검진 결과에 따른 건강여명을 예측하는 방법론을 제시함으로써 건강여명 연장을 위한 중간 목표로 건강상태 변화에 따른 건강여명 변화를 예측할 수 있을 것이다. 또한, 예측된 건강여명을 바탕으로 건강나이를 산출하는 방법론을 제시하고, 건강나이 개선여부에 따른 보험사고율 증감여부가 유의미함을 제시함으로써 이를 활용한 보험상품 개발의 가능성을 제시하였다.

건강나이를 활용한 보험 상품으로 실제나이 대신 건강나이를 기준으로 보험료를 산출하는 상품 또는 일정 주기마다 건강나이를 재산출하여 건강나이가 개선된 경우 보험료 할인, 보험

금 증액 및 해약환급금 추가 적립 등 보험편익을 제공하는 상품을 개발할 수 있을 것이다.

이러한 상품 개발을 통해 동일 연령대 평균 대비 건강상태가 준수한 고객이 기존 보험 상품 대비 저렴한 보험료로 보험을 가입함으로써 개인과 사회의 안정적인 경제활동을 보장하는 보험의 순기능과 개별 위험(건강상태)에 비례한 공평한 위험 분담 시스템 구축을 기대할 수 있을 것이다. 또한, 2021년 7월부터 판매되고 있는 4세대 실손보험은 비급여 보험금 수령액에 따라 1~5등급으로 구분하여 비급여 특약 보험료를 할인 또는 할증하는 비급여 보험료 차등제도를 운영한다. 이는 보험계약자간 보험료 부담 형평성을 제고하고, 불필요한 비급여 의료이용 감소를 유도하기 위함이다.

이에 더하여 본 논문에서 제시한 건강나이로 대표되는 건강상태에 따른 보험료 차등 제도를 도입함으로써 사전적 예방 건강관리 활동 유인을 제공하여 비급여 의료이용 감소를 유도하고, 국민건강증진에 기여할 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 강은정·김나연, 2007, 한국인의 건강관련 삶의 질과 건강보정 기대여명, 국민건강영양조사 제3 조사결과 심층분석연구: 건강면접 및 보건의식 부문, 질병관리본부 한국보건사회연구원, 66-95.
- 강은정·김나연·윤석준, 2008, 한국인의 건강보정 기대여명의 측정, 보건행정학회지, 제18권 1호, 108-126.
- 권태환·김태현, 1990, 한국인의 생명표: 1970-85년의 사망유형분석을 중심으로, 서울대학교 출판부.
- 남정자·조맹제·최은진, 1996, 한국인의 건강수준에 미치는 영향 분석, 한국보건사회연구원.
- 신상훈·전동운·오성진·윤세정·박종관·이한철·육태미·임현선, 2016, 표본 코호트를 이용한 한국형 심장나이 모델 생성, 국민건강보험 일산병원 연구소, 연구보고서 2016-20-004.
- 우해봉, 2009, 한국 중고령층의 성별 교육수준별 건강기대여명 차이, 한국사회학, 제39권 4호, 83-107.
- _____, 2012, 건강기대여명 추정에서 건강 측정치의 효과에 관한 연구, 한국사회학, 제43권 1호, 165-187.
- 윤병준, 1995, 건강기대수명에 의거한 한국인의 건강수준에 관한 연구, 서울대학교 대학원 보건학 박사학위 논문.
- 윤병준·김정근, 1996, 한국인의 활동장애가 없는 건강여명에 관한 연구, 한국인구학, 제19권 1호, 123-137.
- 임현선·오현철·장정현·윤소라·이재광·박소희·강혜정·장호열, 2020, 국민건강정보DB 활용 빅데이터 연구의 질 향상을 위한 분석방법 점검도구 개발 연구 - 국민건강정보DB 활용 문헌들의 방법론 고찰, 국민건강보험 일산병원 연구소, 연구보고서 2020-20-015.
- 전희주·안철경, 2012, 음이향 회귀모형을 이용한 보험설계사들의 조직성과에 관한 연구, 보험 금융연구 제23권 제4호, 29-60.

전희주·최경진, 2020, 생체연령을 고려한 생존확률 산정에 관한 연구, 연금연구, 제10권 제2호, 117-134.

_____, 2021, 생체연령을 고려한 퇴직연금 프로그램 인출방식에 관한 연구, 리스크관리 연구, 제32권 제2호, 101-134.

_____, 2022, 주택연금 가입자의 신탁방식 전환 의향 분석 및 시사점, 금융감독연구, 제9권 제2호, 171-200.

_____, 2022, 국민건강보험 빅데이터를 활용한 치아보험 요율 차등화에 관한 연구: 치아우식증·치주질환을 중심으로, 보험금융연구, 제33권 제3호, 119-147.

_____, 2023, 국민건강보험 건강검진코호트DB와 표본코호트DB를 활용한 크라운, 치수치료 담보 치아보험 상품의 상대위험도 연구, 금융감독연구, 제10권 제1호, 137-160.

한소현·이성국, 2012, 우리나라 지역별 건강수명과 관련요인, 한국인구학, 제35권 2호, 209-232.

통계청, 생명표(국가승인통계 제 101035호).

한국건강증진개발원, 2019, 국민건강증진종합계획:

<https://www.khealth.or.kr/board?menuId=MENU00733&siteId=null>

Coale A., and Kisker, E. E., 1990, Defects in Data on Old Age Mortality in the United States: New Procedures for Calculating Approximately Accurate Mortality Schedules and Life Tables at the Highest Ages, *Asian and Pacific Population Forum* 4, 1-31.

Crimmins, E. M., and Cambois, E., 2003, Social Inequalities in Health Expectancy. 111-125 in Robine, J., Jagger, C., Mathers, C. D., Crimmins, E. M., and Suzman, R. M.(eds.), *Determining Health Expectancies*, John Wiley & Sons, NJ.

Deeg, D. J. H., Verbrugge, L. M., and Jagger, C., 2003, Disability Measurement. 203-219 in Robine, J., Jagger, C., Mathers, C. D., Crimmins, E. M., and Suzman, R. M.(eds.), *Determining Health Expectancies*, John Wiley & Sons, NJ.

- Diebel, L. W. M. and Rockwood, K., 2021, Determination of Biological Age: Geriatric Assessment vs Biological Biomarkers, *Current Oncology Reports* 23, 104.
- Jackson, S. H. D., Weale, M. R., and Weale, A. R., 2003, Biological Age-what is It and Can It be Measured?, *Archives of Gerontology and Geriatrics* 36(2), 103-115.
- Gurmu, S., 1991, Tests for Detecting Overdispersion in the Positive Poisson Regression Model, *Journal of Business and Economic Statistics* 9, 215~222.
- Ritchie, K., and Polge, C., 2003, Mental Health Expectancy. 175-182 in Robine, J., Jagger, C., Mathers, C. D., Crimmins, E. M., and Suzman, R. M.(eds.), *Determining Health Expectancies*, John Wiley & Sons, NJ.
- Robine, J., Jagger, C., Oyen, H. V., Cox, B., Cambois, E., Romeiu, I., Clavel, A., and Roy, S. L., 2006, *Health Expectancy Calculation by the Sullivan Method: A Practical Guide*. Montepellier, France: Euro.
- Sullivan, D. F., 1971, A Single Index of Mortality and Morbidity, *HSMHA Health Rep* 86(4), 347-354
- Yang, Y., 2008, Long and Happy Living: Trends and Patterns of Happy Life Expectancy in the U.S., 1970-2000, *Social Science Research* 37(4), 1235-1252.

A study on calculating healthy age using mortality rate, disease period, and healthy life expectancy according to health status

Heujju Chun*, Kitae Moon**, Taekyo Leen***

Abstract

The purpose of this study is to analyze the mortality rate and duration of illness according to an individual's health status based on health examination information using the sample cohort DB, and to propose a method for calculating health age using the predicted health life expectancy based on the mortality rate and duration of illness. Statistical prediction models for mortality and duration of illness according to individual health status were developed using logistic regression models and negative binomial regression models, respectively. And an individual health life expectancy prediction model was developed using the Sullivan method based on life tables, and the health age was finally calculated by comparing it with the average health life expectancy of the entire population. A simulation was conducted on people in their 40s who had taken health examinations within the past two years as an example.

Key words: health life expectancy, health age, health examination, generalized linear model, sample cohort DBI

JEL Classifications: J32

* First author, Associate Professor, Department of Statistics and Information, Dongduk Women's university(hjchun@dongduk.ac.kr)

** Adjunct Professor, Department of Preventive Medicine, Yonsei University College of Medicine (tubemed@hanmail.net)

*** Corresponding author, Ph.D, Hanyang University(tkleen@naver.com)

기업의 온실가스 배출과 신용공급에 관한 연구*

윤양인**, 이준호***, 황재학****

국문초록

본고에서는 온실가스 배출량 정보가 금융기관의 신용공여에 미치는 영향을 실증분석을 통해 연구하였다. 전체 표본기간인 2011년 이후의 모든 관측치에 대해서 온실가스 배출량과 신용공여 금액 간의 양(+)의 관계가 존재하였다. 하지만, 온실가스 배출권 계획기간을 기준으로 구분한 결과 최근 기간에는 이러한 경향이 완화되는 추세가 일관되게 나타났다. 또한 신용공여에 있어 만기가 1년 이내인 단기 신용공여에 대해서는 최근일수록 온실가스 배출량과 신용공여 금액 사이에 강한 음(-)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 금융기관이 온실가스 배출량을 신용공여에 대한 의사결정에 사용하기 시작한 것으로 추정할 수 있다. 본 연구는 금융기관이 단기 신용공여를 축소에 치중하는 경우 쏠림현상으로 인한 시스템 리스크 발생의 위험이 있으므로 고탄소 업종의 신용공여 감축시 만기구조를 고려하거나 이에 대한 모니터링이 필요함을 금융감독상의 시사점으로 제시한다.

□ 주제어: 온실가스 감축, 신용공여, 온실가스 배출권, 금융기관, 금융감독

□ JEL: G10, Q54, G32, D53, E44

투고일: 2024. 1.16.

수정일: 2024. 3.22

게재확정일: 2024. 4.17.

* 이 연구는 금융감독원의 공동연구 연구비 지원으로 수행되었습니다. 본 연구결과는 필자들의 개인적 연구 결과로, 각 소속기관의 공식적인 견해가 아님을 밝힙니다.

** 주저자, 서울과학기술대학교 기술경영융합대학 조교수(Email: ben.yangin.yoon@seoultech.ac.kr)

*** 공저자, 금융감독원 수석조사역(Email: morner@fss.or.kr)

**** 교신저자, 금융감독원 수석조사역(Email: jhhwang@fss.or.kr)

I. 서론

기업의 온실가스 배출은 온실가스 감축을 위한 국제적 약속인 파리협정이 발효되면서 많은 연구자들에게 큰 관심을 끌고 있다. 다만, 그 관계에 대한 방향은 연구자들간에 의견이 갈리는데 가장 대표적인 것은 Bolton and Kacperczyk (2021)이 주장한 탄소위험 프리미엄 가설(carbon risk premium hypothesis)을 들 수 있다. 동 가설은 온실가스를 많이 배출하는 기업은 화석연료 에너지 가격, 저탄소 공정 교체비용 등 다양한 탄소 관련 위험에 노출되기 때문에 투자자들이 이들 위험을 고려한 더 높은 수익률을 요구한다는 주장이다.

반면, In, Park and Monk (2019), Garvey, Iyer and Nash (2018), Pástor, Stambaugh and Taylor (2021)등이 주장한 그린 프리미엄 가설(green premium hypothesis, doing well by doing good)이 있다. 동 가설은 온실가스를 적게 배출하는 기업이 오히려 초과수익률을 제공한다는 주장이다. 이러한 초과 수익률의 근원은 탄소 또는 기후 변화 관련 위험에 대한 투자자들의 인식을 반영하여 저탄소 배출기업의 경쟁력이 시장에서 높게 평가받아 초과수익을 일으킬 수 있다는 가설이다.

앞서 소개한 두 가설은 기업의 온실가스 배출을 바라보는 자본시장의 반응에 대한 두 가지 큰 시각이다. 그러나, 많은 금융회사들이 탄소중립을 선언하고 있는 현 상황에서 온실가스를 적극적으로 감축하는 기업에 대한 대출 또는 보증 등의 신용공여가 앞으로 어떻게 이루어질 것인가에 대해 살펴보는 것 또한 중장기적인 기업의 생존 측면에서 중요할 수 있다.¹⁾ 직접적으로 온실가스를 배출하지 않는 금융회사들이 탄소중립에 기여할 수 있는 것은 신용공여 과정에서 온실가스를 배출하는 기업들에게 감축을 요구하고, 이를 이행하지 않는 경우 금융회사들이 해당 기업에 대한 대출 또는 투자를 줄일 수 있기 때문이다.

신용시장에서 탄소위험 프리미엄 가설이 유효하다면 금융회사는 감내가능한 리스크 한도내에서 최대한의 대출 또는 투자를 실행할 유인이 있을 것이다. 반면, 그린 프리미엄 가설이 유효할 경우 고탄소배출 기업에 대해서는 대출을 적극적으로 취급하지 않으려는 유인이 발생할 수 있다. 다만, 국내의 경우 OECD 국가 중 두 번째로 높은 제조업 비중, 기업에게 다소 관대한 배출권 무상할당 정책 및 낮은 배출권 가격 등을 감안하면 실증적으로는 온실가스를 많이 배출하는 기업에 더 많은 신용공급이 이루어졌을 가능성이 있다.

1) 탄소 중립은 대기 중의 탄소의 포집 및 저장기술을 활용하여 기업이 대기 중으로 배출하는 탄소와 감축하는 탄소의 양을 동일하게 하여 순 배출량을 0으로 유지하는 활동 또는 목표를 의미한다(탄소중립위원회 2021).

Takahashi and Shino (2023)의 연구는 이런 측면에서 시사하는 바가 크다. 동 연구는 2006년부터 2018년까지 일본의 상장기업을 대상으로 온실가스 배출과 은행의 대출금과의 관계에 대해 연구하였다. 연구 결과, 일본 은행들은 온실가스를 많이 배출하는 기업에 대해 대출금을 줄이고 있는 사실을 발견하였으며, 이는 파리협정이 체결되기 전에도 뚜렷이 나타났다. 물론, 일본의 경우 교토 의정서에 따라 2008년부터 감축 의무를 부담하였기 때문에 이러한 결과가 나타났을 수도 있을 것이다.

본 연구는 Takahashi and Shino (2023)의 연구 방법을 일부 준용하되, 국내 은행의 개별 기업에 대한 정제된 대출 데이터의 입수에는 한계가 존재하여, 재무제표상 차입금을 통한 신용공여 정보를 활용하여 기업의 온실가스 감축과 신용공급의 관계에 대해 분석하였다.

분석 결과 기업의 온실가스 감축과 금융기관의 신용공급 간에는 기간별로 차이가 존재하였다. 먼저 전체 분석기간인 2011년부터 2022년을 모두 포함하였을 때에는 기업의 온실가스 배출량(단위 기간 동안 기업의 영업활동에서 탄소 등 온실가스를 대기 중으로 배출하는 양)과 신용공급간에는 기업의 규모 등을 통제한 후에도 두 변수간에 양(+)의 관계가 나타났다. 하지만, 온실가스 배출권 거래제의 계획기간별로 표본을 구분한 경우 결과가 다르게 나타났다.²⁾ 제1차 계획기간인 2018년 이전에는 온실가스 감축과 금융기관의 신용공급 간에 강한 양(+)의 관계가 나타났지만, 제2차 기간인 2018년부터 2020년을 대상으로 분석한 결과 이러한 양(+)의 관계가 약화되었다. 또한 제3차 계획기간의 일부인 2021년 이후 기간을 분석하였을 때에는 두 변수의 관계가 음(-)의 관계로 나타났다. 다만, 이 결과는 통계적 유의성이 없으므로 그 해석에는 제한적인 측면이 있다.

또한 온실가스 배출량과 신용공급량간의 관계에 있어서 장기차입금과 단기차입금간에 차이가 존재하였다. 먼저 만기가 1년 이상인 장기차입금에서는 기존과 동일하게 온실가스 배출량과 신용공급량이 모든 계획기간에서 일관되게 양(+)의 관계로 나타났다. 장기차입금의 경우도 앞서 분석과 유사하게, 시간이 경과함에 따라 통계적 유의성의 수준이 점차 감소하고 있는 것으로 나타났다. 이 결과를 해석하자면, 장기간의 자금이 필요한 부분에서는 여전히 온실가스 배출량과 자금조달간에 양(+)의 관계가 존재하며, 그 이유는 기업이 생산활동을 진행하기 위해서 금융기관의 자금을 활용하여 시설투자 등을 진행하고 이에 따라 온실가스 배출이 증가하는 것으로 일부 연결 고리를 찾을 수 있다. 다만, 그 통계적 유의성이 감소하고 있어 금융기관

2) 온실가스 거래제도는 온실가스 배출의 감축을 효율적으로 유도하기 위하여 기업이 자신이 보유한 온실가스 배출권에 상응하는 양만큼만 온실가스를 배출하도록 하고, 보유한 배출권 수량보다 많은 온실가스 배출이 필요한 경우에는 추가 배출할 권리를 취득할 수 있도록 온실가스 배출권을 거래하는 제도이다(기획재정부, 2014).

과 기업 모두 장기차입금을 활용한 온실가스 배출활동 수준은 점차 감소하는 것으로 나타났다. 또한 계수의 크기(민감도) 즉, 단위 온실가스 배출량당 조달하는 장기차입금의 크기도 감소하는 것으로 나타나고 있는 것으로 보아, 금융기관의 자금공급도 탄소중립을 유도하는 방향으로 진행하고 있는 것으로 간접적으로 해석할 수 있다.

만기가 1년 이내인 단기차입금은 장기차입금과는 달리 온실가스 배출량과 음(-)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 1차 계획기간보다 그 이후 계획기간에서 이러한 음(-)의 관계가 전반적으로 강화되는 것으로 나타났다. 제1차 계획기간(2018년 이전)에서는 음(-)의 관계에 대한 통계적 유의성이 5% 수준에서는 존재하지 않는 경우도 있었으나, 제3차 계획기간에서는 음(-)의 관계의 정도(통계적 유의수준)가 강화되고, 단위 온실가스 배출량에 따른 단기차입금 민감도(계수의 크기)의 절댓값도 증가하여, 온실가스 배출량이 증가함에 따라 단기차입금의 크기가 더 크게 감소한 것으로 나타났다. 이를 종합적으로 해석한다면, 금융기관 입장에서 온실가스 배출을 많이 하는 기업에 대해서는 시설자금 등의 장기차입금을 급격하게 감소시키는 것은 다소 어려울 수 있어도, 만기가 1년 이내인 단기차입금의 경우에는 자금공급을 감축하여 금융배출량을 줄이기 위해 노력하고 있음을 간접적으로 확인할 수 있다.³⁾

본 연구는 다음과 같은 공헌점을 갖는다. 첫째, 금융기관의 자금공급 의사결정시에 온실가스 배출량의 고려 여부를 분석하였다. 개별 회사가 배출하는 온실가스 배출량에 따라 기업의 주가나 생산성을 평가하는 등의 연구를 통해 온실가스 배출량 정보의 활용 여부 및 중요성 등을 제시한 선행연구가 존재한다(최종서·노정희 2016, 박정환·노정희 2017, 신동현 2019, 홍수희 2020, 이영지·윤순진 2022, 윤양인·이준호·황재학 2023). 하지만, 금융기관의 자금공급을 차주의 온실가스 배출량 측면에서 평가 및 분석한 선행연구는 드물게 존재한다(Takahashi and Shino, 2023). 본 연구는 국내기업을 대상으로 온실가스 배출량과 금융기관 자금조달의 측면을 규명했다는 측면에서 그 공헌점이 존재한다.

둘째, 온실가스 배출권 계획기간의 변화에 따라 온실가스 배출량과 금융기관 신용공여의 변화를 분석하여 시간에 따른 추이를 규명했다는 공헌점이 존재한다. 온실가스 배출권 계획기간의 변화에 따라 유상할당 비중이 확대되고 있으며, 또한 최근의 ESG 경영 등 환경에 대한 관심이 증가함에 따라 강조되는 흐름이 실제로 금융기관의 자금공급 의사결정에 영향을 미치는지 여부에 대해 분석하였다. 분석 결과 금융기관 자금공급도 온실가스 배출량의 감소를 유도

3) 금융배출량은 투자 및 대출을 받은 경제적 실체가 배출하는 온실가스 배출량을 측정하는 개념이다(정준희 2023, PCAF 2022). PCAF에서는 다음과 같이 설명하고 있다. "the financed emissions resulting from activities in the real economy that are financed through lending and investment portfolios" (PCAF 2022)

하는 방향으로 진행되는 것으로 나타났다.

셋째, 본 연구는 금융기관의 온실가스 배출 관련 의사결정을 실행하는 주요 자금공급 채널을 규명하였다. 시설자금 등으로 활용되는 장기차입금은 (시간이 경과함에 따라 그 관련 정도를 나타내는 통계적 유의성이 낮아지고 있으나) 여전히 온실가스 배출량과 양(+)의 관계를 유지하는 것으로 나타났다. 반면에 금융기관은 만기가 1년 이내인 단기차입금 감축을 통해 “금융배출량”을 감축하고자 노력하고 있는 것으로 나타났다. 금융기관이 단기차입금을 중심으로 온실가스 배출량 감축을 추진하면 기업(차주)의 온실가스 배출량 감축을 빠르게 유도할 수 있겠지만, 이러한 경향이 지나쳐서 모든 금융기관에서 동시에 진행될 경우에는 특정 차주의 일시적인 자금 경색 등의 부작용이 발생할 수 있다. 또한 장기적으로는 장기차입금 공급시에도 온실가스 배출량을 고려하는 것이 필요하며 이를 유도할 필요가 있음을 본 연구를 통해 확인할 수 있다.⁴⁾

또한 금융감독 측면에서도 “금융배출량”을 측정하고, 금융기관이 제한된 여신을 기업에 배분하는 과정을 모니터링하면서 “시장기능에 따른 금융배출량 감소”라는 매커니즘이 정상적으로 작동할 수 있도록 유도하는 것이 필요하다. 이와 함께 본 연구는 금융기관이 “금융배출량 감소”를 추진하는 과정에서 여신의 만기를 함께 고려하는 것이 필요하다는 것을 제시한다. 금융감독 당국은 금융기관이 만기가 상대적으로 짧은 대출만을 과도하게 감축하는 등 단기 여신에 대한 쏠림현상에 대비하여야 하며, 단기 자금시장의 시스템 리스크가 발생하지 않도록 감독할 필요가 있는 것을 본 연구는 시사하고 있다.⁵⁾

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 먼저 본 연구와 관련된 선행연구를 살펴본다. 이후 본 연구의 가설을 설정하고, 이를 실증분석을 통해 검증하기 위한 모형을 각각 제3장과 제4장에서 논의한다. 이를 바탕으로 제5장에서 실증분석 결과를 정리하고, 제6장에서 본 연구의 한계점 및 공헌점을 논의하며 마무리한다.

4) 온실가스 배출량이 많은 기업이 온실가스 저감시설의 투자를 위해 장기차입금 조달을 증가시킬 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 금융기관 여신도 그린본드와 같은 녹색시설을 위한 대출 등을 구분하여 분석을 진행하는 것이 필요하나 데이터 입수의 한계로 본 연구에서는 수행하지 못하였다. 이러한 움직임은 한국은행의 기후관련 제언 등에서도 논의되고 있다 (「한국은행-2050탄소중립녹색성장위원회 녹색금융 국제 컨퍼런스」 환영사, 2023.6.20.).

5) 시스템 리스크(systemic risk)는 “금융시스템의 전부 또는 일부가 손상”되어 “실물경제에 부정적인 결과를 초래하는 가능성(potential)”이 있는 금융서비스의 중단(disruption)을 야기하는 리스크(FSB/IMF/BIS 2009)로 금융시스템간의 복잡한 연결관계 등으로 인해 발생할 수 있으며, 단기간의 과도한 쏠림현상 등이 발생할 경우 정상적인 자금공급 등의 금융기능이 작동하지 않는 위험을 지칭한다.

II. 선행연구 및 정책현황

1997년 교토의정서 이후, 2015년 파리협정이 채택되면서 국제적으로 환경과 온실가스 배출에 대한 관심이 더욱 증가하였다(환경부 2022). 산업화 이전 대비 지구의 평균온도를 변화 상한선을 $2^{\circ}\text{C}/1.5^{\circ}\text{C}$ 이하로 정하고, 각 국가는 국가 온실가스 감축목표(NDC, Nationally Determined Contributions)를 설정하는 것에 합의하였다(환경부 2022). 이에 따라 우리나라에서도 2050년 탄소중립 목표 달성을 위해, 2030년 국가 온실가스 감축 목표를 발표한 바 있다(환경부 2021). 이와 더불어 개별 기업차원에서도 ESG(환경, 사회, 지배구조) 활동에 높은 관심을 갖고 적극적으로 참여하고 있다. 특히 기업이 환경부문에 미치는 부정적 영향을 줄이고자 온실가스 배출 감축, 재생에너지 사용 등의 계획을 발표하고 있다(김민지, 2022; 박성민, 2022).

2015년 파리협정 이후 실제 기업의 자금조달이 온실가스 배출량에 영향을 받는지 여부에 대한 연구가 활발히 진행되어 왔다. 자본시장에서 시장참여자들이 기후 리스크를 중요하게 인식한다면, 다량의 온실가스를 배출하는 기업에 대한 주식이나 채권 투자자들은 추가적인 수익률을 요구하게 될 것이다. 실제로 In, Park, and Monk (2017)은 탄소집약도(총 탄소배출량을 기업의 매출액으로 나눈 값)를 이용하여 기업을 분류한 후 고탄소업종(탄소집약도가 높은 업종)을 매도하고, 저탄소업종을 매수하는 전략이 초과수익(α)을 얻을 수 있음을 보였다. Bolton and Kacperczyk (2021)은 미국 주식시장에서 고탄소기업(총 탄소배출량이 많은 기업)이 추가수익률이 다른 업종보다 높다는 사실을 발견하고, 이를 투자자들이 고탄소업종에 대한 초과수익률을 요구하는 것으로 보았다. 국내 자본시장에 대해서는 윤양인·이준호·황재학(2023)이 온실가스 배출량과 수익률이 양(+)의 관계가 있는 것으로 보고하였다. 다만, 최근에 그 강도가 약화되고 있어, 국내 투자자들도 온실가스 배출량을 고려하기 시작한 것으로 추정할 수 있는 연구를 발표하였다.

회사채와 관련해서는 Capasso, Gianfrate, and Spinelli (2020)가 2007년~2017년 기간 중 458개의 기업을 대상으로 탄소집약도를 이용하여 부도확률을 측정하였다. 측정 결과 온실가스 배출 및 탄소집약도가 높을수록 부도확률이 높아지고, 특히 이러한 현상은 파리협정 이후 더욱 뚜렷해졌음을 발견하였다. Seltzer, Starks, and Zhu (2022)도 2009~2017년 기간 중 미국 비금융 상장기업의 회사채를 분석한 결과 탄소집약도가 높은 기업일수록 평균적으로 회사채 신용등급이 낮고 수익률 스프레드는 높은 것을 확인하였다. 국내의 경우에는 김학겸과

안희준(2022)은 녹색채권에 유통프리미엄이 존재하며, 2020년 이후에 이러한 경향이 강화되었음을 보였다.

자본시장과 유사하게 간접 금융의 경로에서도 은행과 같은 대출 금융기관들이 온실가스 배출량이 많은 기업에 대하여 여신의 규모를 줄이거나, 대출금리를 높이는 형태로 리스크에 대응할 것으로 예상할 수 있다. 대출기관의 이러한 행태는 실제로 기업의 지배구조에 영향(Shleifer and Vishny, 1997)을 미치게 되고, 기업이 온실가스 배출량을 줄이게 하는 역할을 할 수 있다. Mésonnier (2019)는 2010년부터 2017년 기간 중 프랑스의 5개 주요 은행이 온실가스 배출량이 많은 대기업에 대해 대출금액을 줄이고 있음을 보여주었다. 또한 Reghezza *et al.* (2022)은 유럽으로 범위를 넓혀 2015년 파리협정 이후 유럽 은행들이 온실가스 배출량이 높은 회사보다 온실가스 배출량이 적은 회사에 대한 대출비중을 높인 사실을 확인하였다. Ehlers, Packer, and De Greiff (2022) 또한 대규모 신디케이트론을 분석한 결과 화석연료를 많이 사용하는 산업 대비 저탄소 산업에 대한 대출에 있어서 소위 “리스크 프리미엄”이 존재하고 있음을 보였다. Takahashi and Shino (2023)는 일본 주식시장 상장기업의 금융회사 대출정보를 이용하여, 은행의 자금공급 의사결정에 온실가스 배출량 정보의 활용 여부를 검증하였다. 그 결과 파리협약 이전부터 일본의 금융기관은 온실가스 배출량이 많은 기업에 대해 신용공급을 줄여왔음을 보였다. 온실가스 배출량을 대신하여 ESG 등급을 이용하여 은행의 대출행태를 분석한 결과에서도 유사하게 높은 ESG등급을 가진 기업에 대한 여신규모가 증가하였고, 이러한 경향은 ESG등급이 높은 은행일수록 더욱 두드러졌다(Houston and Shan, 2022).

본 연구는 다음의 측면에서 선행연구와 차별화 된다. 먼저 주식시장과 채권시장 등 직접 금융시장의 효율성 측면이 아닌 기업의 자금조달 측면에서 온실가스 배출량 정보의 유용성을 분석하였다. 또한 금융기관을 통한 자금공급을 분석함으로써 간접금융 채널에서의 온실가스 배출량 정보의 활용 여부 및 최근의 변화 추이에 대해 검증하고자 하였다. 또한 국내의 자료를 바탕으로 분석을 진행하여 국제적인 연구 결과와 국내의 자금시장의 온실가스 배출량과의 관계에 차이가 존재하는지 여부 등에 대해서 규명하고자 하였다.

Ⅲ. 가설설정

기업의 영업활동 과정에서 온실가스가 배출된다. 앞에서 언급하였듯이 온실가스 배출량을 바탕으로 기업을 평가하는 상반된 의견이 존재한다. 이 중 그린 프리미엄 가설(green premium hypothesis, doing well by doing good)을 바탕으로 온실가스 배출량이 금융기관의 대출 의사결정에 영향을 미치는지 여부에 대한 가설을 설정하였다.

가설 1: 온실가스 배출량과 금융기관 대출액 사이에는 음(-)의 관계가 존재한다.

그린 프리미엄 가설에 따르면, 동일한 조건에서 온실가스 배출량이 적으면, 기업이 투자자에게 초과수익을 제공할 수 있다는 가설이다. 그린 프리미엄의 근거로는 해당 기업의 가치(탄소 배출 측면에서의 강점을 보유하는 기업의 가치)가 충분히 높게 평가받지 못하여서 초과수익을 얻을 수 있다고 본다.

지분 투자자 입장에서 살펴본 그린 프리미엄 가설을 신용 공급자 입장에도 유사하게 적용할 수 있다. 대표적인 신용 공급자인 금융기관이 온실가스 배출량이 적은 기업에 대출을 제공할 경우, 해당 차주는 온실가스 배출권 실행에 따른 비용 지출 측면에서 다른 기업보다 장기적으로 경쟁우위에 있음을 예상할 수 있다. 또한 점차 증가하고 있는 ESG 경영 및 친환경 소비 등의 추세를 고려할 경우, 저탄소 배출기업의 수익성(이익률)이 경쟁 기업(고탄소 배출기업) 보다 우위에 위치할 것을 예상할 수 있다.

이렇게 온실가스 배출량이 작은 기업의 미래 수익성이 높을 것을 예상할 수 있고, 이에 따른 향후 대출 부실확률도 낮을 것으로 예상할 수 있다. 따라서 금융기관은 온실가스 배출이 낮은 기업에 대출을 증가시키고, 온실가스 배출량이 많은 기업에는 신용제공을 줄이는 의사결정을 할 것으로 예상할 수 있다. 따라서 온실가스 배출량과 금융기관 대출액 사이에는 음(-)의 관계를 예상한다.

가설 2 : 시간의 경과에 따라 최근 기간(온실가스 배출권 제2차 계획기간 또는 제3차 계획기간)이 될수록 온실가스 배출량과 금융기관 대출액 사이에 음(-)의 관계가 이전보다 강하게 존재한다.

온실가스 배출에 대한 사회적 관심이 최근에 더욱 강화되고 있다. 온실가스 배출 관련 국제적 합의나 신재생에너지 사용 등의 이행계획이 구체화되고 있으며, 각 연도별 온실가스 배출량 감축 목표설정 및 그에 따른 이행계획도 구체화되고 있다. 또한 ESG 경영과 환경경영에 대한 관심이 높아지면서 온실가스 배출에 대한 사회적 관심도 높아지고 있다.

이와 함께 우리나라에서도 온실가스 배출권 제도가 시행되었다. 초기에는 제도의 안착과 부작용 예방 등을 위해 배출권이 무상으로 업체에 할당되었다. 하지만, 2018년 이후의 제2차 계획기간부터 일부 온실가스 배출권이 유상으로 배부되기 시작하면서 실제로 기업이 온실가스 배출에 따른 경제적 비용을 부담하게 되었다.⁶⁾

온실가스 배출에 대한 비용이 부과되면서 온실가스 배출량이 기업의 수익성에 미치는 영향력이 시간이 경과함에 따라 증가하고 있다. 따라서 금융기관도 대출 여부 또는 대출 규모를 결정함에 있어서 온실가스 배출량을 고려하였을 것으로 예상할 수 있다. 따라서 과거에 비해 시간이 경과할수록 온실가스 배출량과 대출액 사이의 음(-)의 관계가 이전보다 강하게 존재할 것으로 연구가설을 설정한다.

가설 3 : 온실가스 배출량과 금융기관 대출액 사이에 음(-)의 관계는 대출의 만기와 관련이 없이 동일할 것이다.

기업은 자금 조달시 자금의 사용 용도, 향후 경영 계획 등을 고려하여 만기를 결정하며, 만기 구조에 따라 부담하는 금리 등이 달라진다. 또한 기업에게는 대출신청시 기재하는 자금의 사용처에 부합하게 자금을 사용해야 하는 의무도 존재하기 때문에 자금의 집행과 상환, 금리

6) 우리나라의 온실가스 배출권을 도입함에 있어, 계획기간을 구분하여 배출권 할당방식 및 유상할당 비율, 배출량 검증 및 인증 방식 등을 단계적으로 도입하였다. 제1차 계획기간(2015~2017)에는 온실가스 배출권을 기업에 모두 무상할당 하였으며, 제2차 계획기간(2018~2020)에는 일부 유상할당을 실시하고, 제3차 계획기간(2021~2025)에는 유상할당 비중을 확대하였다(기획재정부 2017, 환경부 2020).

등을 종합적으로 고려하여 만기를 결정한다.

금융기관 입장에서는 만기가 길수록 차주의 수익성 예측 및 상환 가능성 평가가 중요할 것이다. 따라서 온실가스 배출량이 대출의 의사결정에 미치는 영향은 만기가 길수록 부실 가능성을 줄이기 위해 온실가스 배출량에 민감하게 반응할 것으로 예상할 수 있다. 금융기관의 이러한 행태로 온실가스 배출량이 많은 기업은 장기차입금이 단기차입금에 비해 더 많이 감소할 수 있다.

기업의 입장에서는 장기차입금은 주로 시설자금 등에 투자하기 때문에 자금 수요를 줄이는 것에는 한계가 있고, 높은 금리를 지불하더라도 필요한 자금을 조달하여야 할 것이다. 반면, 단기차입금은 금융기관이 대출을 거절하거나 대출금리를 높일 경우, 기업이 거래처에 대한 결제일 조정 또는 거래처 신용정책 변경 등 다른 수단을 통해 대응할 수 있고, 금융기관이 단기차입금의 금리를 높일 경우 그 수요를 줄이는 것이 상대적으로 장기차입금에 비해 용이할 것으로 예상할 수 있다. 즉 차입자의 입장에서 장기차입금과 단기차입금 중에 하나를 줄이는 선택을 해야 한다면, 단기차입금 감소를 선택할 가능성이 높다. 이는 금융기관으로부터 장기 자금조달을 대체할 수 있는 선택지가 장기 사채를 발행하는 것 이외에는 (단기 자금조달에 비해 상대적으로) 예상하기가 어렵기 때문이다.

이와 같이 고탄소 배출기업이 차입금을 줄이고자 한다면 장기와 단기 두 가지 경로가 모두 가능하므로 어느 쪽이 더 크게 감소할지 사전적으로 예측하기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 영가설 형식으로 연구가설을 설정하여 만기구조에 따른 차이가 없는 것으로 가설 3을 설정한다.

IV. 연구모형

이전 절에서 설정한 가설을 검증하기 위해 모형을 설정하였다. 먼저 가설 1의 온실가스 배출량과 금융기관 대출액을 관계를 검증하기 위해 다음의 모형 1을 사용하여 가설을 검증하였다.

$$\begin{aligned}
LN_BORR_{i,t} = & B_1 \times LN_GHG_EM_{i,t} \dots\dots\dots (모형1) \\
& + B_2 \times LN_TOTAL_ASSET_{i,t} \\
& + B_3 \times SALES_GROWTH_{i,t} \\
& + B_4 \times LEV_{i,t} \\
& + B_5 \times ROA_{i,t} \\
& + B_6 \times WOR_CAP_TA_{i,t} \\
& + fixed\ effects(industry\ and\ year) + e_{i,t}
\end{aligned}$$

여기서,

$LN_BORR_{i,t}$: 기업의 t연도말 차입금 금액의 로그변환
 $LN_GHG_EM_{i,t}$: 기업이 t연도 중 배출한 온실가스 배출량의 로그변환
 $LN_TOTAL_ASSET_{i,t}$: 기업의 t연도말 자산총액의 로그변환
 $SALES_GROWTH_{i,t}$: 기업의 t연도의 매출액 증가율
 $LEV_{i,t}$: 기업의 t연도말 부채총액 / 연도말 자본총액
 $ROA_{i,t}$: 기업의 t연도의 순자산이익률
 $WOR_CAP_TA_{i,t}$: 기업의 t연도말 운전자본총액 / 연도말 자산총액
 $fixed\ effects$: 연도와 업종 고정효과⁷⁾

모형 1은 본 연구와 밀접한 선행연구인 Takahashi and Shino (2023)의 연구모형을 참조하였다. 다만, Takahashi and Shino (2023)에서는 부도확률(distance to default)을 통제변수로 활용하였으나, 본 연구에서는 상장회사 비상장회사가 모두 포함되어 있어, 주식의 시가가치를 관측하기 어려운 부분이 있어, Altman-Z score에서 활용되는 주요 변수인 운전자본을 통제변수로 추가하였다.

구체적으로 모형 1을 살펴보면, 금융기관의 대출액이 주로 포함되는 장기·단기 차입금 정보를 종속변수로 설정하였다. 관심 변수인 온실가스 배출량을 포함하였으며, 통제변수로는 우선 자산총액을 포함하여 회사의 규모에 따라 차입금의 규모에 미치는 영향을 통제하고자 했다. 다른 통제변수로는 회사의 성장성에 따른 효과를 통제하기 위해 매출액 증가율 변수를 포함하였으며, 기존의 부채 조달 수준이 차입금에 미치는 영향을 통제하기 위해 부채비율을 추가하였다. 또한 차주의 미래 상환능력에 미치는 영향을 통제하기 위해 총자산이익률 변수를 추가하였다. 앞서 언급하였듯이 부실확률의 대용변수로 총자산에서 운전자본이 차지하는 비율을

7) ①연도와 업종을 각각 독립적인 변인으로 보아, 각각 더미변수로 설정한 모델과 ②분석연도가 달라짐에 따라 업종 효과가 다르게 존재할 가능성을 고려하여, 연도 및 업종을 종합하여 연도업종의 모든 조합을 더미변수(고정효과)로 추가한 모델로 두 가지 고정효과 분석방법을 사용하였다.

포함하였다.⁸⁾ 상기 통제변수는 모두 Takahashi and Shino (2023)에서 활용한 변수이다.⁹⁾

온실가스 배출권 계획기간에 따른 금융기관의 신용공여 의사결정의 변화여부에 대한 가설 2를 검증하기 위해서 온실가스 배출권 계획기간으로 기준으로 표본을 분리하여 분석(sub-sample analysis)을 진행하고, 이와 함께 모형 2를 사용하여 분석하였다. 환경부의 가장 최근 기간의 온실가스 배출권 할당계획 기간인 제3차 계획기간 시작연도인 2021년을 중심으로 그 이전과 이후로 구분하여 이진변수 $RECENT_DUMMY_t$ 를 활용하여 가설을 검증하였다.

$$\begin{aligned}
 LN_BORR_{i,t} = & B_1 \times LN_GHG_EM_{i,t} \dots\dots\dots (\text{모형 2}) \\
 & + B_2 \times RECENT_DUMMY_t \times LN_GHG_EM_{i,t} \\
 & + B_3 \times LN_TOTAL_ASSET_{i,t} \\
 & + B_4 \times SALES_GROWTH_{i,t} \\
 & + B_5 \times LEV_{i,t} \\
 & + B_6 \times ROA_{i,t} \\
 & + B_7 \times WOR_CAP_TA_{i,t} \\
 & + fixed\ effects(industry\ and\ year) + e_{i,t}
 \end{aligned}$$

여기서,

- $LN_BORR_{i,t}$: 기업의 t연도말 차입금 금액의 로그변환
- $LN_GHG_EM_{i,t}$: 기업이 t연도 중 배출한 온실가스 배출량의 로그변환
- $RECENT_DUMMY_t$: t연도가 제3차 계획기간 시작연도(2021)이거나 이후이면 1, 아니면 0
- $LN_TOTAL_ASSET_{i,t}$: 기업의 t연도말 자산총액의 로그변환
- $SALES_GROWTH_{i,t}$: 기업의 t연도의 매출액 증가율
- $LEV_{i,t}$: 기업의 t연도말 부채총액 / 연도말 자본총액
- $ROA_{i,t}$: 기업의 t연도의 순자산이익률
- $WOR_CAP_TA_{i,t}$: 기업의 t연도말 운전자본총액 / 연도말 자산총액

표본을 기간별로 분리하여 모형1의 추정 회귀계수가 어떻게 변화하는지 분석하였다. 이와 함께 모형 2의 추정 회귀계수 B_2 의 부호 및 통계적 유의성을 바탕으로 기업의 온실가스 배출

8) Altman-Z score에서 사용하는 다른 변수인 총자산 대비 이익잉여금 비율, 자산수익률 등의 정보는 이미 기존 통제변수에 포함되어 있어, 포함되지 않은 변수인 운전자본 정보를 직접 통제변수에 추가하였다.

9) 익명의 심사자께서 담보제공 여력을 통제변수로 추가하는 방안을 제안하였다. 금융기관 차입금에 대한 담보를 제공하는 거래관행을 고려할 때에 매우 타당한 제안이다. 다만, 담보제공 내역은 감사보고서를 통해 모든 회사가 공시하고 있으나, 동 내용을 정제하여 입수하는 부분에는 한계가 존재하여 본 연구에 담보제공 여력을 통제변수로 포함하지 못한 한계가 존재한다.

량과 금융기관의 신용공여 사이의 관계를 검증하고자 하였다. 만약 B_2 가 통계적으로 유의한 수준에서 음의 계수로 나타난다면, 금융기관이 최근 기간에 온실가스 배출량 정보를 신용공여 결정에 추가적으로 활용하는 것으로 판단할 수 있을 것이다. 또한 음의 방향으로 나타난다면, 온실가스 배출이 많은 기업에 대해 신용공여를 줄이는 방향으로 여신심사를 진행하는 것으로 추정할 수 있을 것이다.

마지막으로 여신의 만기에 따른 온실가스 배출량 수준과 신용공급량간의 관계를 검증하기 위해서는 앞서 활용한 모델 1을 동일하게 활용하였다. 다만 아래와 같이 종속변수를 변경한 모델 3을 활용하여 만기구조에 따른 변화의 존재 여부를 검증하였다.

$$LN_ST_BORR_{i,t} \ (LN_LT_BORR_{i,t}) = B_1 \times LN_GHG_EM_{i,t} + B_2 \times LN_TOTAL_ASSET_{i,t} + B_3 \times SALES_GROWTH_{i,t} + B_4 \times LEV_{i,t} + B_5 \times ROA_{i,t} + B_6 \times WOR_CAP_TA_{i,t} + fixed\ effects(industry\ and\ year) + e_{i,t} \quad \text{.....(모형3)}$$

여기서,

$LN_ST_BORR_{i,t} \ (LN_LT_BORR_{i,t})$: 기업의 t연도말 단기차입금(장기차입금) 금액의 로그변환
(장기차입금에 유동성 장기차입금 금액도 합산)

$LN_GHG_EM_{i,t}$: 기업이 t연도 중 배출한 온실가스 배출량의 로그변환

$LN_TOTAL_ASSET_{i,t}$: 기업의 t연도말 자산총액의 로그변환

$SALES_GROWTH_{i,t}$: 기업의 t연도의 매출액 증가율

$LEV_{i,t}$: 기업의 t연도말 부채총액 / 연도말 자본총액

$ROA_{i,t}$: 기업의 t연도의 순자산이익률

$WOR_CAP_TA_{i,t}$: 기업의 t연도말 운전자본총액 / 연도말 자산총액

모형 3과 모형 1의 β_1 의 유의성 및 계수부호, 계수의 크기 등의 비교를 통해 신용공여 만기 조건에 따른 금융기관의 의사결정에 차이여부를 검증하고자 하였다.

V. 실증분석 결과

1. 표본 데이터

국내 기업의 온실가스 배출량과 금융기관의 신용공여 수준간의 차이를 분석하기 위해 먼저 온실가스 배출량 정보는 국가온실가스 종합관리시스템(NGMS)을 통해 공시되고 있는 연도별·회사별 온실가스 배출량 정보를 활용하였다. NGMS에서는 2011년 자료부터 공시하고 있으며, 해당 기관이 집계한 배출량 정보를 제3의 독립된 기관이 검증한 후의 정보이므로 그 신뢰성이 상대적으로 높다고 할 수 있다. 이와 함께 차입금 정보를 포함한 각 회사의 재무데이터는 KIS-value 데이터베이스를 활용하여 분석에 활용하였다.

온실가스 배출량과 기업 재무정보를 조합하여 분석에 필요한 정보를 추출하였다. 다만, 비외감법인, 대학교, 의료법인 등 재무제표를 공개하지 않는 관측치는 제외하였으며, 합병·분할 등 총자산이 50% 이상 변동한 회사도 제외하였다. 또한 상장폐지된 회사가 일부 존재하여, 영업의 안정성 유지 측면에서 상장폐지된 회사는 분석에서 제외하였다. 이를 통해 총 7,036개 회사-연도 관측치를 얻을 수 있었다. 연도별 관측치는 [표 1]과 같다. 업종별로 구분한 관측치 및 업종별 온실가스 배출량 등을 [표 2]에 정리하였다.

[표 1] 연구 표본의 연도별 분포

연도	회사수
2011	285
2012	354
2013	393
2014	533
2015	545
2016	583
2017	640
2018	689
2019	712
2020	746
2021	757
2022	799
합계	7,036

[표 2] 연구 표본의 업종별 분포 및 업종별 특징(평균)

행 레이블	회사수	관측치수	온실가스 배출량 (천tCO ₂ -eq)	단기차입금 (백만원)	장기차입금 (백만원)	총차입금 (백만원)
B/광업	7	51	144	7,752	13,417	21,169
C/제조업	637	5,179	611	121,115	119,048	240,163
D/전기, 가스, 증기 및 수도사업	65	512	5,722	178,053	247,581	425,634
E/하수 · 폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원업	45	194	135	5,484	12,167	17,651
F/건설업	7	41	69	343,895	652,439	996,335
G/도매 및 소매업	25	185	182	221,529	252,767	474,296
H/운수업	88	498	71	75,416	158,794	234,210
I/숙박 및 음식점업	12	101	43	138,927	200,382	339,309
J/출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	12	97	414	32,762	279,074	311,836
L/부동산업 및 임대업	10	64	48	104,956	421,163	526,119
M/전문, 과학 및 기술 서비스업	20	91	172	232,674	87,333	320,007
N/사업시설관리 및 사업지원 서비스업	2	11	16	-	455	455
R/예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	1	12	73	-	-	-
합계(평균)	931	7,036	890	121,890	139,449	261,339

2. 기술통계 분석

본고 분석대상 표본의 주요 기술통계량은 [표 3]과 같다. 수치형 변수의 경우에는 이상치 처리를 위해 1% 수준에서 이상치 처리(winsorizing)를 하였다. 레벨변수는 로그변환을 하여 정규분포에 근접하게 변환하였다.

[표 3] 연구 표본의 기술 통계량

변수명	관측수	평균	표준편차	하위 1%	상위 1%
LN_BORR	7,036	22.024	8.105	0	28.815
LN_GHG_EM	7,036	11.374	1.646	9	17.178
LN_TOTAL_ASSET	7,036	26.787	1.768	23.491	31.44
SALES_GROWTH	7,036	1.076	.298	.518	2.996
LEV	7,036	1.457	2.725	-6.3	19.269
ROA	7,036	.03	.073	-.248	.245
WOR_CAP_TA	7,036	.052	.234	-.635	.608
LN_ST_BORR	7,036	17.741	10.853	0	28.23
LN_LT_BORR	7,036	18.320	10.46	0	28.41

변수별 상관관계 결과는 [표 4]와 같다. 온실가스 배출량(LN_GHG_EM 변수)과 신용공여는 전반적으로 양(+)의 관계로 나타났으며, 단기차입금 관련하여서는 통계적 유의성이 존재하지 않았다.

[표 4] 상관관계분석

변수명	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) LN_BORR	1.000								
(2) LN_LT_BORR	0.685***	1.000							
(3) LN_ST_BORR	0.614***	0.271***	1.000						
(4) LN_GHG_EM	0.174***	0.192***	-0.014	1.000					
(5) LN_TOTAL_ASSET	0.217***	0.154***	0.100***	0.599***	1.000				
(6) SALES_GROWTH	-0.005	0.004	-0.041***	0.067***	0.035***	1.000			
(7) LEV	0.143***	0.162***	0.083***	0.002	-0.046***	0.028**	1.000		
(8) ROA	-0.246***	-0.199***	-0.209***	0.064***	0.021*	0.138***	-0.224***	1.000	
(9) WOR_CAP_TA	-0.410***	-0.386***	-0.356***	0.006	0.054***	-0.004	-0.302***	0.429***	1.000

주1) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미.

주2) 모든 연속형 변수는 상하위 1% 수준에서 극단치 처리(winsorizing)를 적용

3. 가설검증 결과

본 연구의 기초 모델 및 주요 논의의 시작인 온실가스 배출량과 금융기관의 신용공여 금액 사이의 관계와 관련된 가설 1을 검증하였다. 검증 결과를 [표 5]에 정리하였다. 검증 결과를 살펴보면, 전체 표본 분석 기간인 2011년부터 2022년 기간의 온실가스 배출량과 금융기관의 신용공여금액 간에는 양(+)¹⁰⁾의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 그 이유로는 시설투자를 위한 자금수요에 따른 신용공여 발생, 조업도 증가 등에 기인하는 것으로 평가할 수 있다.

주요 통제변수의 계수를 살펴보면, 회사의 규모(*LN_TOTAL_ASSET*)와 신용공여와는 양(+)¹⁰⁾의 관계가 존재하였으며, 매출액증가율(*SALES_GROWTH*)과는 통계적으로 유의한 관계는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 반면, 부채비율이 높을수록 자금 수요도 증가하는 것으로 나타났다.¹⁰⁾ 기업의 수익성과는 음(-)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 수익성은 미래의 상환 가능성과 밀접한 관련성이 존재하나, 기업의 성장성 및 미래의 수익성 등을 종합적으로 평가하여 신용공여 의사결정을 진행하는 것으로 해석할 수 있다. 통제변수를 추가하지 않은 경우(컬럼1)와 기업 규모만을 추가하여 분석한 경우(컬럼2)에도 유사한 추세가 나타났다.

통제변수인 기업의 규모 및 매출 변동률 등을 통제한 후에도 기업의 온실가스 배출량과 신용공여 금액 사이에 양(+)¹⁰⁾의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 전체 표본기간 동안 전반적으로 탄소 및 환경과 관련된 사항이 신용공여 의사결정에 부정적인 영향을 미치지 않은 것으로 잠정적으로 해석할 수 있다.

10) 분석의 시점을 기말 신용공여량과 기말 부채비율을 사용한 분석이므로, 당기 부채비율 및 신용공여 금액 사이에 내생성의 문제가 일부 존재한다는 한계가 있다.

[표 5] 온실가스 배출량과 금융기관 신용공여 금액 관계 분석 (전체 기간)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
LN_GHG_EM	.858*** (14.836)	.338*** (4.735)	.293*** (4.531)	.12* (1.646)	.116 (1.573)
LN_TOTAL_ASSET		.807*** (12.134)	.94*** (15.652)	1.174*** (17.032)	1.179*** (16.9)
SALES_GROWTH			-.162 (-.562)	.019 (.063)	.01 (.034)
LEV			.054* (1.656)	.06* (1.863)	.059* (1.803)
ROA			-9.576*** (-7.293)	-9.051*** (-6.977)	-8.876*** (-6.74)
WOR_CAP_TA			-13.12*** (-31.728)	-13.499*** (-32.031)	-13.55*** (-31.843)
관측수	7,036	7,036	7,036	7,036	7,036
R-squared	.03	.05	.234	.265	.274
연도 고정효과	미포함	미포함	미포함	포함	미포함
업종 고정효과	미포함	미포함	미포함	포함	미포함
연도&업종 고정효과	미포함	미포함	미포함	미포함	포함

주1) 괄호안의 값은 t-value를 의미.

주2) 업종고정효과는 표준산업분류 대분류를 적용

주3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미.

주4) 모든 연속형 변수는 상하위 1% 수준에서 극단치 처리(winsorizing)를 적용

가설 2를 검증하기 위해, 우선 표본을 온실가스 배출권 계획기간을 기준으로 분리하여 분석하였다. 온실가스 배출권 계획기간이 적용됨에 따라서, 제2차 계획기간에는 일부 유상할당이 시행되는 등 온실가스 배출량에 따른 기업의 금적전인 부담이 실제로 발생하게 되는 점을 고려하여 기간을 구분하였다. 이와 같이 시간의 경과에 따라 온실가스 배출권 제도의 시행방법이 변경되었으며, 온실가스 배출량이 기업에게 실제 비용발생 요소로 작용하게 되었다. 아울

러 환경에 대한 사회 전반적인 관심이 점차적으로 높아지는 것을 고려하여 기간을 구분하여 분석을 진행하였다.

[표 6]에 제1차 온실가스 배출권 계획기간 및 그 이전 기간인 2011년부터 2017년의 관측치를 대상으로 모형 1을 동일하게 분석하였다. [표 5]에서 얻은 결과와 유사하게 온실가스 배출량과 금융기관의 신용공여 금액 사이에는 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 결과에 대한 해석은 [표 5]의 결과 해석과 유사할 것으로 추정할 수 있다.

[표 6] 온실가스 배출량과 금융기관 신용공여 금액 관계 분석 (1차 계획기간 및 그 이전기간)

	(1)	(2)	(3)
LN_GHG_EM	.382*** (4.262)	.246** (2.462)	.254** (2.517)
LN_TOTAL_ASSET	.755*** (8.84)	.986*** (10.283)	.97*** (9.978)
SALES_GROWTH	.054 (.12)	.229 (.509)	.201 (.439)
LEV	-.001 (-.027)	-.013 (-.254)	-.02 (-.386)
ROA	-13.306*** (-6.714)	-10.661*** (-5.411)	-10.963*** (-5.509)
WOR_CAP_TA	-11.468*** (-18.819)	-12.421*** (-20.004)	-12.449*** (-19.836)
관측수	3,333	3,333	3,333
R-squared	.216	.251	.26
연도 고정효과	미포함	포함	미포함
업종 고정효과	미포함	포함	미포함
연도&업종 고정효과	미포함	미포함	포함

주1) 괄호안의 값은 t-value를 의미.

주2) 업종고정효과는 표준산업분류 대분류를 적용

주3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미.

주4) 모든 연속형 변수는 상하위 1% 수준에서 극단치 처리(winsorizing)를 적용

[표 7]은 무상으로 전액 할당되던 온실가스 배출권이 일부 유상으로 할당이 시작된 제2차 온실가스 배출권 계획기간인 2018년부터 2020년의 관측치를 대상으로 모형 1을 적용하였다. 고정효과의 적용 여부에 따라서 온실가스 배출량과 신용공여 금액 사이에 약한 양(+)의 관계가 존재하거나 통계적인 유의성이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

[표 7]을 [표 6]의 결과인 제1차 계획기간의 결과와 비교하여 해석할 수 있을 것이다. 2018년부터는 온실가스 배출량에 대한 관심이 증가하고, 금융기관에서 여신심사시에도 이러한 환경의 변화를 고려하여 온실가스 배출량에 대한 영향을 일부 고려하기 시작한 것으로 추정할 수 있다. 이에 따라 이전 기간에 존재하였던 온실가스 배출량과 신용공여 사이에 존재하는 관계가 변화하기 시작한 것으로 추정할 수 있다.

[표 7] 온실가스 배출량과 금융기관 신용공여 금액 관계 분석 (2차 계획기간)

	(1)	(2)	(3)
LN_GHG_EM	.243** (2.044)	.05 (.371)	.051 (.376)
LN_TOTAL_ASSET	1.028*** (9.336)	1.339*** (10.447)	1.341*** (10.416)
SALES_GROWTH	.159 (.29)	.086 (.156)	.113 (.203)
LEV	.107* (1.904)	.131** (2.357)	.133** (2.368)
ROA	-10.673*** (-4.63)	-10.762*** (-4.754)	-10.855*** (-4.722)
WOR_CAP_TA	-13.142*** (-17.849)	-13.178*** (-17.562)	-13.16*** (-17.407)
관측수	2,147	2,147	2,147
R-squared	.238	.278	.281
연도 고정효과	미포함	포함	미포함
업종 고정효과	미포함	포함	미포함
연도&업종 고정효과	미포함	미포함	포함

주1) 괄호안의 값은 t-value를 의미.

주2) 업종고정효과는 표준산업분류 대분류를 적용

주3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미.

주4) 모든 연속형 변수는 상하위 1% 수준에서 극단치 처리(winsorizing)를 적용

[표 8]은 가장 최근 기간인 제3차 온실가스 배출권 계획기간에 해당하는 2021년부터 2022년의 관측치를 대상으로 모형 1을 적용하였다. 고정효과의 적용 여부에 따라서 일부 유의성이 존재하였던 [표 7]과는 달리 모든 분석모형에서 통계적 유의성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 온실가스 배출과 금융기관 신용공여 금액 사이에 존재하였던 양(+)의 관계가 최근 기간에는 존재하지 않는 것으로 나타났다.

[표 8] 온실가스 배출량과 금융기관 신용공여 금액 관계 분석 (제3차 기간)

	(1)	(2)	(3)
LN_GHG_EM	.133 (.884)	-.057 (-.33)	-.069 (-.397)
LN_TOTAL_ASSET	1.19*** (9.096)	1.379*** (8.797)	1.381*** (8.787)
SALES_GROWTH	-.486 (-.847)	-.468 (-.809)	-.374 (-.635)
LEV	.087 (1.3)	.098 (1.464)	.1 (1.485)
ROA	-3.187 (-1.163)	-3.621 (-1.321)	-3.474 (-1.262)
WOR_CAP_TA	-16.12*** (-18.355)	-16.202*** (-17.911)	-16.215*** (-17.867)
관측수	1,556	1,556	1,556
R-squared	.272	.291	.294
연도 고정효과	미포함	포함	미포함
업종 고정효과	미포함	포함	미포함
연도&업종 고정효과	미포함	미포함	포함

주1) 괄호안의 값은 t-value를 의미.

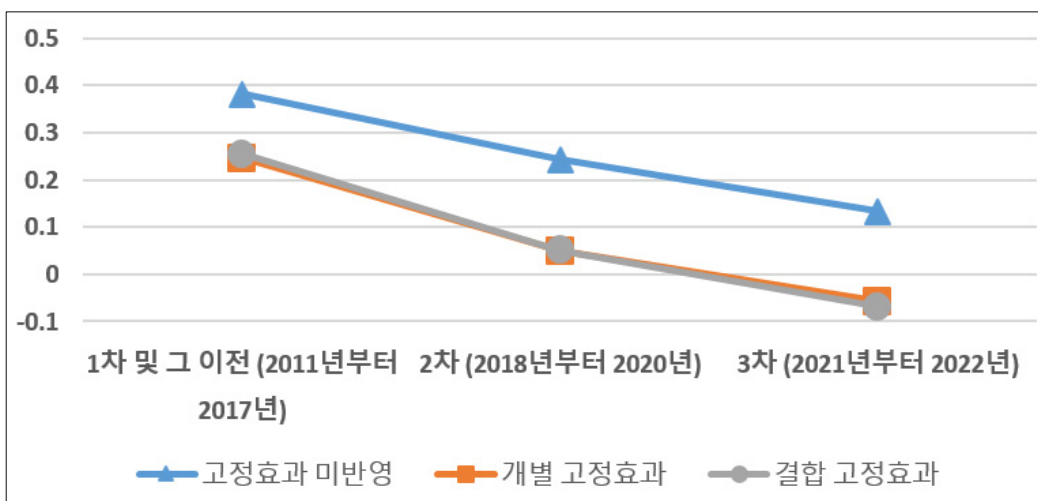
주2) 업종고정효과는 표준산업분류 대분류를 적용

주3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미.

주4) 모든 연속형 변수는 상하위 1% 수준에서 극단치 처리(winsorizing)를 적용

모형을 설계함에 있어, 개별 연도의 효과와 업종의 효과를 통제하기 위해 고정효과 모델을 함께 적용하여 분석하였다. [표 6], [표 7], [표 8]의 온실가스 배출량 관련 계수를 시간의 흐름에 따라 정리하면 [그림 1]과 같다. 시간의 흐름에 따라 온실가스 배출량에 따른 신용공여와의 관계가 점차 감소하는 추세를 확인할 수 있다. 이는 고정효과를 적용한 모델에서도 동일한 추세가 나타난다. 연도 고정효과와 업종 고정효과를 개별적으로 적용한 것과 결합하여 적용한 결과 사이에는 큰 차이는 없는 것을 [그림 1]에서 확인할 수 있다. 전체기간의 회귀계수 값은 [표 5]에서 확인하였듯이 각각 0.293, 0.12, 0.116으로 나타났다.

[그림 1] 시간의 경과에 따른 온실가스 배출량과 신용공여 금액사이의 회귀계수 변화 추이



앞에서는 가설 2를 검증하기 위해 표본을 분리하여 모형 1을 활용하여 분석을 진행하였다. 이와 함께 가설 2를 검증하기 위해 전체 표본에 기간을 구분하는 변수를 추가한 모형 2를 사용하여 가설 2에 대한 검증을 하였다. 결과를 [표 9]에 정리하였다.

고정효과를 반영하지 않은 모형([표 8]의 첫 번째 컬럼)에서 제3차 계획기간인 2021년 이후에는 온실가스 배출량 정보가 신용공여를 줄이는 방향(-0.31)으로 작용하는 것으로 나타났다. 하지만, 전체 온실가스 배출량 정보(LN_GHG_EM)의 계수인 0.292를 함께 고려할 경우 제3차 계획기간 이후에도 온실가스 배출량과 신용공여금액 사이에는 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 분석되었다.

업종 고정효과만을 반영하여 분석한 결과를 컬럼 2에 정리하였다. 컬럼 1의 결과와 동일하게 최근 기간에 온실가스 배출량 정보를 부정적 리스크 요인으로 평가하여 신용공여 금액이 감소하는 방향이 제3차 계획기간 동안 존재한 것으로 나타났다.

연도 고정효과를 추가하여 분석한 [표 9]의 컬럼 3과 컬럼 4에서는 제3차 계획기간에 따른 영향은 통계적 유의성은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 연도 고정효과의 추가로 인해 상당부분 기간의 영향이 통제되어 제3차 계획기간에 따른 영향분석이 상당부분 희석되는 것으로도 해석할 수 있을 것이다.

[표 9] 기간 구분에 따른 온실가스 배출량과 금융기관 신용공여 금액의 변화 여부 검증

	(1)	(2)	(3)	(4)
LN_GHG_EM	.292*** (4.521)	.143*** (1.978)	.118 (1.538)	.124 (1.582)
RECENT_DUMMY × LN_GHG_EM	-.031* (-1.681)	-.031* (-1.698)	.008 (.06)	-.042 (-.303)
LN_TOTAL_ASSET	.941*** (15.675)	1.169*** (16.972)	1.174*** (17.029)	1.179*** (16.902)
SALES_GROWTH	-.038 (-.127)	-.038 (-.129)	.017 (.058)	.016 (.053)
LEV	.055* (1.666)	.061* (1.877)	.06* (1.862)	.059* (1.809)
ROA	-9.599*** (-7.311)	-9.113*** (-7.052)	-9.052*** (-6.977)	-8.872*** (-6.736)
WOR_CAP_TA	-13.104*** (-31.685)	-13.51*** (-32.083)	-13.499*** (-32.029)	-13.55*** (-31.84)
관측수	7,036	7,036	7,036	7,036
R-squared	.234	.264	.265	.274
연도 고정효과	미포함	미포함	포함	미포함
업종 고정효과	미포함	포함	포함	미포함
연도&업종 고정효과	미포함	미포함	미포함	포함

주1) 괄호안의 값은 t-value를 의미.

주2) 업종고정효과는 표준산업분류 대분류를 적용

주3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미.

주4) 모든 연속형 변수는 상하위 1% 수준에서 극단치 처리(winsorizing)를 적용

대출만기에 따라 금융기관의 온실가스 배출량 정보 활용에 차이가 존재하는지 여부에 대해 검증하였다. 기업은 만기 1년을 기준으로 장기차입금과 단기차입금을 구분하여 공시하고 있다. 장기차입금(유동성 장기차입금 포함)은 위험에 노출되는 기간이 길고, 금융배출량 산정에도 장기간에 걸쳐 영향을 미칠 것이다. 이를 바탕으로 금융기관의 신용공여의 만기 구조에 대한 가설 3의 검증에 활용하였다.

먼저 온실가스 배출량과 금융기관의 장기차입금 공급 간에 관계를 [표 10]에 정리하였다. 전체 기간을 대상으로 분석한 결과는 대출의 만기 구분없이 전체 신용공여를 대상으로 분석한 결과와 동일하게 나타났다. 즉 온실가스 배출량과 신용공여 금액 사이에 통계적으로 유의한 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

[표 10] 온실가스 배출량과 금융기관 장기 신용공여 관계 분석 (전기간)

	(1)	(2)	(3)
LN_GHG_EM	.907*** (10.62)	.71*** (7.292)	.723*** (7.359)
LN_TOTAL_ASSET	.538*** (6.773)	.667*** (7.231)	.656*** (7.037)
SALES_GROWTH	-.192 (-.503)	.079 (.2)	.042 (.104)
LEV	.183*** (4.203)	.162*** (3.732)	.161*** (3.666)
ROA	-6.541*** (-3.766)	-6.104*** (-3.519)	-5.847*** (-3.32)
WOR_CAP_TA	-15.981*** (-29.217)	-15.735*** (-27.925)	-15.811*** (-27.781)
관측수	7,036	7,036	7,036
R-squared	.196	.212	.221
연도 고정효과	미포함	포함	미포함
업종 고정효과	미포함	포함	미포함
연도&업종 고정효과	미포함	미포함	포함

주1) 괄호안의 값은 t-value를 의미.

주2) 업종고정효과는 표준산업분류 대분류를 적용

주3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미.

주4) 모든 연속형 변수는 상하위 1% 수준에서 극단치 처리(winsorizing)를 적용

[표 11]에는 가장 최근 기간인 제3차 계획기간에 해당하는 2021년 이후 관측치만을 포함하였다. 흥미롭게도 전체 신용공여 금액을 대상으로 분석하였을 경우에는 최근 기간에는 온실가스 배출량과 신용공여 금액간의 양(+)의 관계에 통계적 유의성이 존재하지 않는 것으로 변한 것([표 7] 참조)에 반해, 자금 공급기간이 장기인 장기차입금을 대상으로 분석한 결과에서는 이러한 양(+)의 관계가 최근 기간에도 지속되는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과에 대한 그 원인을 해석하자면, 장기 신용공여는 시설자금 등의 목적으로 제공되는 경우가 많으므로 시설 확충에 따른 생산활동 및 경제활동에서 기업의 온실가스 배출이 기존에 비해서 증가하게 되고, 이로 인해 최근 기간임에도 불구하고 “온실가스 배출량”과 “만기가 1년 초과인 장기 신용공여 금액” 사이에 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 해석할 수 있겠다. 다만, 제3차 계획기간이 제1차 계획기간 및 그 이전에 비해서 두 변수간의 통계적 유의성의 정도가 많이 완화되는 방향으로 변화된 것을 함께 확인할 수 있다.

[표 11] 온실가스 배출량과 금융기관 장기 신용공여 관계 분석 (제3차 계획기간)

	(1)	(2)	(3)
LN_GHG_EM	.687*** (3.475)	.501** (2.203)	.5** (2.187)
LN_TOTAL_ASSET	.716*** (4.161)	.801*** (3.877)	.798*** (3.845)
SALES_GROWTH	-.936 (-1.24)	-1.176 (-1.542)	-1.137 (-1.462)
LEV	.109 (1.232)	.099 (1.119)	.101 (1.141)
ROA	-5.443 (-1.509)	-4.687 (-1.297)	-4.592 (-1.263)
WOR_CAP_TA	-18.32*** (-15.846)	-17.652*** (-14.797)	-17.645*** (-14.726)
관측수	1,556	1,556	1,556
R-squared	.212	.23	.231
연도 고정효과	미포함	포함	미포함
업종 고정효과	미포함	포함	미포함
연도&업종 고정효과	미포함	미포함	포함

주1) 괄호안의 값은 t-value를 의미.

주2) 업종고정효과는 표준산업분류 대분류를 적용

주3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미.

주4) 모든 연속형 변수는 상하위 1% 수준에서 극단치 처리(winsorizing)를 적용

다음으로 만기가 1년 이내인 신용공여(단기차입금)만을 대상으로 모형 3을 사용하여 온실가스 배출량간의 관계를 검증하였고, [표 12]에 분석 결과를 정리하였다. 먼저 상대적으로 과거인 제1차 온실가스 배출권 계획기간 및 그 이전 기간을 대상으로 분석을 진행하였다. 앞서 결과와는 달리 제1차 계획기간임에도 온실가스 배출권과 신용공여간의 음(-)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

[표 12] 온실가스 배출량과 금융기관 단기 신용공여 관계 분석 (제1차 계획기간 및 이전)

	(1)	(2)	(3)
LN_GHG_EM	-.624*** (-4.834)	-.24* (-1.769)	-.237* (-1.727)
LN_TOTAL_ASSET	.964*** (7.824)	1.093*** (8.368)	1.083*** (8.198)
SALES_GROWTH	-1.557** (-2.386)	-.899 (-1.465)	-.982 (-1.58)
LEV	-.055 (-.739)	.037 (.54)	.032 (.46)
ROA	-10.252*** (-3.586)	-7.098*** (-2.646)	-7.527*** (-2.783)
WOR_CAP_TA	-14.742*** (-16.771)	-17.41*** (-20.589)	-17.394*** (-20.397)
관측수	3,333	3,333	3,333
R-squared	.135	.264	.276
연도 고정효과	미포함	포함	미포함
업종 고정효과	미포함	포함	미포함
연도&업종 고정효과	미포함	미포함	포함

주1) 괄호안의 값은 t-value를 의미.

주2) 업종고정효과는 표준산업분류 대분류를 적용

주3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미.

주4) 모든 연속형 변수는 상하위 1% 수준에서 극단치 처리(winsorizing)를 적용

[표 12]와 동일한 분석을 가장 최근 기간인 제3차 배출권 계획기간인 2021년 이후 분석대상을 활용하여 검증한 결과를 [표 13]에 정리하였다. 앞서 제1차 계획기간 또는 장기 신용공여를 대상으로 분석한 결과와는 다르게 온실가스 배출량과 금융기관 신용공여 사이에 강한 음(-)의 관계가 존재하였다. 따라서 금융기관이 최근의 온실가스 배출 및 환경에 대한 관심이 증가함에 따라 신용공여를 감소하는 노력도 함께 진행하고 있으며, 특히 이러한 신용공여 감소가 만기가 짧은 단기 자금공급에서 상대적으로 강하게 존재하는 것으로 나타났다.

[표 13] 온실가스 배출량과 금융기관 단기 신용공여 관계 분석 (제3차 계획기간)

	(1)	(2)	(3)
LN_GHG_EM	-.951*** (-4.682)	-.679*** (-3.044)	-.694*** (-3.101)
LN_TOTAL_ASSET	1.37*** (7.74)	1.47*** (7.252)	1.477*** (7.27)
SALES_GROWTH	-.799 (-1.03)	-.186 (-.248)	-.185 (-.243)
LEV	-.047 (-.514)	.014 (.157)	.015 (.176)
ROA	1.685 (.454)	-1.919 (-.542)	-1.749 (-.491)
WOR_CAP_TA	-18.387*** (-15.472)	-20.133*** (-17.216)	-20.16*** (-17.182)
관측수	1,556	1,556	1,556
R-squared	.179	.271	.274
연도 고정효과	미포함	포함	미포함
업종 고정효과	미포함	포함	미포함
연도&업종 고정효과	미포함	미포함	포함

주1) 괄호안의 값은 t-value를 의미.

주2) 업종고정효과는 표준산업분류 대분류를 적용

주3) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성을 의미.

주4) 모든 연속형 변수는 상하위 1% 수준에서 극단치 처리(winsorizing)를 적용

본 장의 가설 검증결과를 종합적으로 해석하면, 시간이 경과함에 따라 환경 및 온실가스 배출에 대한 사회적 관심이 증가하고 있고, 금융기관의 신용공여 의사결정도 점차 온실가스 배출량을 위험요인으로 인식하여, 온실가스 배출을 줄이는 방향으로 진행되는 추세인 것을 확인할 수 있다. 또한 만기 구조에 따라서 금융기관의 의사결정에 차이가 존재하였다. 상대적으로 만기가 장기인 신용공여에 대해서는 여전히 온실가스 배출이 증가하는 방향과 양(+)의 관계를 유지하고 있는 반면, 단기 신용공여인 경우 금융기관이 온실가스 배출량이 많은 기업에 대해 지속적으로 신용공급을 줄이고 있는 것으로 나타났다.

본 장을 마무리 하기 전에 시간에 따른 신용공여에 대한 온실가스 배출량 계수의 방향성과 통계적 유의성에 대하여 종합적으로 살펴보고자 한다. 먼저 전체 신용공여를 대상으로 분석한 [표 6], [표 7], [표 8]의 온실가스 배출량 계수의 크기(컬럼 1)는 각각 0.38, 0.24, 그리고 0.13으로 시간의 경과에 따라 지속적으로 감소하고 있다. 유의성 측면에서는 t-검정값이 각각 4.26, 2.04, 그리고 0.88로 2차 계획기간까지만 5% 수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 다만, 전 기간에 걸쳐 시간에 따라 계수값이 양(+)의 유의성의 기각역에서 점차 멀어지는 양상을 보이고 있다. 더욱이 가장 최근 기간의 분석 결과인 [표 7]의 컬럼 2와 컬럼 3에서는 비록 유의성은 없으나 온실가스 배출량 계수가 음수(-)로 나타났다. 이는 유의성 검정이 아닌 계수값의 시간적 변화라는 측면에서 신용공여 의사결정이 온실가스 배출의 영향을 줄여나가는 방향으로 진행되는 것으로 해석할 수 있다.

장기차입금을 대상으로 분석한 결과도 이와 유사하다. 전체 표본기간 분석 결과([표 10]) 보다 최근의 기간([표 11])에 유의성(t-검정값)도 낮아지고 있으며, 계수의 크기도 줄어들고 있는 것을 확인할 수 있다. 단기차입금을 대상으로 분석한 결과도 동일하다. 음(-)의 방향으로 시간이 경과함에 따라 통계적으로 유의한 정도가 강화되고 있으며, 음의 방향을 나타내는 계수의 절댓값이 증가하는 것을 확인할 수 있다([표 12], [표 13]). 이를 바탕으로 금융기관도 온실가스 배출량 감소를 유도하는 방향으로 신용공여 의사결정을 진행하고 있음을 간접적으로 확인할 수 있다.

다시 말하면, 최근 기간인 제3차 계획기간의 장기차입금과 단기차입금 분석 결과의 계수의 방향성과 크기를 비교하면, 금융기관이 기업의 대출 의사결정에 온실가스 배출량을 고려하고 있음을 간접적으로 확인할 수 있다. 다시 말하면, 장기차입금을 분석한 결과인 [표 11]의 온실가스 배출량과 장기차입금간의 계수가 모델 설정에 따라 0.687, 0.501, 0.5로 나타났으며, 단기차입금의 분석 결과인 [표 13]에서의 계수는 -0.951, -0.679, -0.694로 음(-)의 방향과 계

수의 절댓값의 크기가 더 크게 나타났다. 또한 단기차입금을 활용한 분석에서도 [표 12]와 [표 13]의 계수의 절댓값을 비교해보면, 최근 기간일수록 음(-)의 절댓값이 증가하는 방향으로 도출된 결과가 금융기관이 온실가스 배출량을 리스크 요인으로 고려하기 시작하였음을 간접적으로 보여준다고 할 수 있다.

추가로, 실증분석시에 표준오차를 회사 수준의 강건 표준오차(cluster-robust standard error)를 적용하여 추가 분석을 진행하였다. 강건 표준오차를 적용하여도 본문의 결과와 대부분 동일한 결과를 얻을 수 있었다.¹¹⁾

VI. 결론

본 연구에서는 온실가스 배출량 정보와 금융기관의 신용공급 의사결정 사이의 관계에 대해 실증분석을 실시하였다. 분석결과 기업의 온실가스 배출량과 금융기관의 신용공여 금액 사이의 강한 양(+)의 관계가 최근 약화된 것으로 나타났다. 구체적으로는 살펴보면, 만기가 1년 이상인 장기자금 공급에서는 온실가스 배출량과 자금 공급 금액 사이에는 계속 양(+)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 하지만 전체 신용공여 분석결과와 동일하게 최근에는 그 정도가 완화되는 것으로 나타났다. 반면, 만기가 1년 미만인 단기신용 공급에 대해서는 금융기관이 온실가스 배출량이 많을수록 신용공여 금액을 더 많이 축소하는 것으로 나타났다.

이러한 추세가 지속된다면, 향후에는 온실가스 배출과 신용공급간의 명시적인 음(-)의 관계가 나타날 것을 예상할 수 있다. 또한 온실가스 배출량은 자금의 수요자인 차주의 상환 가능성에 대한 영향을 넘어서서, 금융기관에게도 금융배출량 공시를 요구하는 등 사회 전반적으로 탄소 감축(온실가스 배출량을 축소) 및 탄소 중립을 위한 금융기관의 역할이 요구되고 있다. 이러한 추세를 고려한다면, 본 연구결과에서 발견된 경향이 앞으로 강화될 것을 예상할 수 있다.

11) 다만, 고정효과를 추가할 경우에 [표 5]의 컬럼 4와 컬럼5의 유의성이 존재하지 않거나, [표 6]의 컬럼 2와 컬럼 3의 유의확률은 12% 수준으로 10%를 약간 초과하는 것으로 나타났다. 또한 [표 12]의 컬럼 2와 컬럼 3에서의 음(-)의 통계적 유의성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 하지만, [표 13]에서는 기존 분석결과와 동일하게 음(-)의 통계적으로 유의한 결과가 존재하는 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같은 한계점도 존재한다. 첫째, 차주가 공시하는 온실가스 배출량의 정보는 연도말 이후 3~5개월의 시차를 두고 공시되기 때문에 온실가스 배출량 정보가 연도말의 금융기관의 자금공급에 전부 반영되지 않을 가능성이 존재한다. 다만, 온실가스 배출량에 대한 차주의 노력이 과거의 시계열 자료 및 자금공급 심사역과의 면담 등을 통해 당해 연도 배출량 정보 또한 대출시에 간접적으로 파악할 수 있을 것으로 짐작할 수 있다. 둘째, 변수간 내생성 및 생략된 변수와 탄소배출량·신용공여 간의 관계가 연구 결과에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 본 연구는 신용공급에 영향을 미칠 수 있는 기업의 규모, 수익성, 안정성 등에 대한 통제변수를 활용하여 관련 변수의 영향력을 최대한 통제하려고 하였으나, 이러한 시도가 충분히 반영되지 않았을 수도 있다. 또한 자금공급의 측면에서 영향을 분석하려고 시도하였으나, 자금수요 측면의 변수가 신용공급량에 미치는 영향이 최종 분석 결과에 혼재되어 나타났을 가능성도 존재한다. 셋째, 분석모형에 따라 가설 검정이 내용이 서로 상충하는 결과가 나타난다. 분석 대상 표본을 온실가스 배출권 계획기간에 따라 구분하여 각각 분석하였을 경우에는 온실가스 배출량과 신용공여량 사이에 통계적 유의성 및 계수가 다르게 나타났으나, 본문의 [표 9]와 같이 기간별 차이 여부를 직접적으로 테스트하였을 때에는 고정효과가 없는 모형과 업종별 고정효과를 추가한 모형에서는 통계수준 10% 수준에서 기간에 따른 차이가 존재하였으나, 연도별 고정효과를 추가한 분석에서는 통계적 유의성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 기간별로 온실가스 배출량에 따른 금융기관의 신용공여 의사결정에 차이가 존재하지 않는다는 해석의 가능성이 있다.

본 연구는 다양한 측면에서 시사점이 존재한다. 먼저 차주 입장에서는 온실가스 배출량이 금융기관의 자금공급 의사결정에 점점 더 중요한 요소로 작용하고 있다는 것을 본 연구를 통해 확인할 수 있다. 따라서 금융기관으로부터 자금조달을 위해서는 회사는 온실가스 배출 절감 노력을 더욱 기울여야 할 것이다. 금융감독당국 측면에서도 시사점이 있다. 본 연구는 금융기관이 온실가스 배출량 정보를 대출 의사결정에 활용하기 시작했고, 그 추세가 증가하고 있음을 보여주고 있다. 다만, 그 주요 채널이 단기 자금공급인 점에 유의할 필요가 있다. 금융기관이 온실가스 배출량 정보를 단기 신용공여에 과도하게 반영하여 이를 축소하려는 경향이 심화된다면, 기업의 단기자금 조달경로가 경색되어 시장실패 또는 시장의 쏠림현상이 발생할 가능성을 배제할 수 없다. 금융시장이 효율적으로 작동한다면 시장기능에 의해 개별 차주의 위험도에 상응하는 이자와 신용공여 규모가 결정되어 자금거래가 자발적으로 이루어지게 된다. 하지만, 2020년 ELS로 촉발된 증권사의 유동성 위기나 2022년 레고랜드로 야기된 채권시장 경색 등의 사례에서와 같이 자금공급이 단기간에 과도하게 축소되게 되면 금융시장의 불균형

과 자금시장 전반의 불안을 야기할 수 있다. 즉, 실질보다 과도하게 불안심리가 만연하거나 자금공급 규모가 급격히 축소되어 균형가격(이자율) 또는 균형수준의 자금거래가 이루어지지 않을 경우, 시장전체의 차원에서 후생감소(금융시장 비효율)를 초래하게 된다. 따라서 단기간에 급격하게 자금공급의 변동이 발생하여, 시장의 가격발견 기능이 저해되지 않도록 금융감독당국이 모니터링을 지속할 필요가 있다. 따라서 금융감독당국은 금융기관이 온실가스 배출 정보를 여신 심사에 활용함에 있어서, 장기자금 공급 및 단기자금 공급에 모두 반영하여, 한 부분(특히 단기 신용공여 공급량 축소)에 과도한 쏠림현상이 발생하지 않도록 예방하는 것이 필요함을 본 연구를 통해 제안하고자 한다.

참 고 문 헌

- 탄소중립위원회, 2021, 2050 탄소중립위원회 제2차 전체회의 개최, 보도자료, (10.16.)
- 기획재정부, 2017, '17년 배출권 할당계획 변경 및 제2차 배출권거래제 기본계획 확정, 보도자료, (1.24.)
- _____, 2014, 배출권거래제 기본계획 확정, 보도자료, (1.28.)
- 김민지, 2022, 삼성전자 한종희·경제현 "탄소중립 위해 초격차 기술혁신 속도, 연합뉴스 신문기사 (9.15.)
- 박성민, 2022, 현대차그룹 주요 4개사, RE100 가입 완료..."2050년 달성 목표", 연합뉴스 신문 기사 (4.25.)
- 박정환·노정희, 2017, 기업의 온실가스배출량이 기업가치에 미치는 영향, 산업경제연구, 제30권 제5호, 1643-1663.
- 신동현, 2019, 탄소효율성과 기업성과 간 관계 분석: 국내 기업의 사례 분석, 에너지경제연구원 수시연구보고서, 1-92.
- 윤양인·이준호·황재학, 2023, 기업의 탄소배출과 주가수익률간 관계에 관한 연구, 제10권 제2호, 1-44.
- 이영자·윤순진, 2022, 한국 배출권거래제가 기업의 경쟁력에 미치는 영향, 환경정책, 제29권 특별호, 175-199.
- 정준희, 2023, IFRS S2 의 금융배출량 측정과 공시방법에 대한 사례 연구: ABN AMRO 은행과 KB 금융그룹의 PCAF 도입 사례를 중심으로. 회계저널, 제32권 제4호, 63-88.
- 최종서·노정희, 2016, 자발적으로 공시된 탄소배출정보의 유용성, 회계학연구, 제41권 제6호, 105-157.
- 홍수희, 2020, 온실가스감축실적과 기업가치 관련성에 대한 연구, 국제회계연구, 제93권, 77-93.
- 환경부, 2020, 온실가스 배출권거래제 3차 계획기간 배출권 할당 완료, 보도자료 (12.24.)

_____, 2021, 2050 탄소중립을 위한 이정표 마련, 보도자료, (10.26.)

_____, 2022, 파리협정 함께보기

Bolton, Patrick and Marcin Kacperczyk, 2021, Do investors care about carbon risk?, *Journal of financial economics*, 142, 517-549.

Capasso, Giusy, Gianfranco Gianfrate, and Marco Spinelli, 2020, Climate Change and Credit Risk, *Journal of Cleaner Production*, 266, 121634.

Ehlers, Torsten, Frank Packer, and Kathrin De Greiff. 2022, The Pricing of Carbon Risk in Syndicated Loans: Which Risks Are Priced and Why?, *Journal of Banking & Finance*, 136, 106180.

FSB/IMF/BIS, 2009, Guidance to Assess the Systemic Importance of Financial Institutions, Markets and Instruments: Initial Considerations

Garvey, Gerald T., Mohanaraman Iyer and Joanna Nash, 2018, Carbon footprint and productivity: does the “E” in ESG capture efficiency as well as environment, *J Invest Manag*, 16, 59-69.

Houston, Joel F, and Hongyu Shan, 2022, Corporate ESG Profiles and Banking Relationships, *The Review of Financial Studies*, 35 (7), 3373-3417.

In, Soh Young, Ki Young Park and Ashby Monk, 2019, Is 'being green' Rewarded in the mar ket? An empirical Investigation of Decarbonization and Stock Returns, Unpublished working paper, Stanford Global Project Center <https://ssrn.com/abstract=3020304>.

Mésonnier, Jean-Stéphane, 2019, Banks' Climate Commitments and Credit to Brown Industries: New Evidence for France

Pástor, Ľuboš, Robert F. Stambaugh and Lucian A. Taylor, 2021, Sustainable investing in equilibrium, *Journal of Financial Economics*, 142, 550-571.

PCAF, 2022. The Global GHG Accounting and Reporting Standard Part A: Financed Emissions. Second Edition(EXECUTIVE SUMMARY)

- Reghezza, Alessio, Yener Altunbas, David Marques-Ibanez, Costanza Rodriguez d'Acari, and Martina Spaggiari, 2022, Do Banks Fuel Climate Change?, *Journal of Financial Stability*, 62, 101049.
- Seltzer, Lee H, Laura Starks, and Qifei Zhu, 2022, Climate Regulatory Risk and Corporate Bonds, *National Bureau of Economic Research*.
- Shleifer, Andrei, and Robert W. Vishny, 1997, A Survey of Corporate Governance, *The Journal of Finance*, 52 (2), 737-83.
- Takahashi, Koji and Junnosuke Shino, 2023, Greenhouse gas emission and bank lending, *BIS Working Papers*, No 1078

|금융감독연구 제11권 제1호 2024. 4.

A Study on Corporate Greenhouse Gas Emission and Loan Provision* **

Yangin Yoon***, Junho Lee****, Jaehak Hwang*****

Abstract

This study conducts empirical analysis on the relationship between the level of carbon emissions and the amount of loans provided by financial institutions. The analysis reveals a positive relationship between carbon emissions and the loans amount for the entire sample period from 2011. However, when analyses are segmented based on the carbon credit plan periods, financial institutions are increasingly considering the level of carbon emissions negatively more and more. Furthermore, for short-term loans with a maturity of less than one year, it is found that there is a negative relationship between carbon emissions and the loan amount, especially in recent years. This result indicates that financial institutions have started incorporating carbon emission information into their credit decision-making processes. The study suggests, in terms of financial supervision, that reducing short-term loans abruptly, in terms of the level of carbon emissions, may lead to excessive concentration and system risks. Therefore, it is necessary to encourage a balanced credit reduction between long-term and short-term loans.

Key words: GHG reduction, credit, financial institutions, financial supervision

JEL Classifications: G10, Q54, G32, D53, E44

* The views expressed herein are those of the authors and do not necessarily reflect the views of the Financial Supervisory Service. The Financial Supervisory Service, as a matter of policy, disclaims responsibility for any private publication or statement by any of its employees.

** This research was supported by Co-research Program funded by the FSS.

*** First Author, Seoul National University of Science and Technology (ben.yangin.yoon@seoultech.ac.kr)

**** Coauthor, Financial Supervisory Service (morner@fss.or.kr)

***** Corresponding Author, Financial Supervisory Service (02-3145-7167, jhhwang@fss.or.kr)

부 록

제11권 제1호 2024. 4

- 「금융감독연구」 수록논문 목록
- 「금융감독연구」 논문투고안내
- 「금융감독연구」 연구윤리규정
- 「금융감독연구」 편집위원회 운영규정

「금융감독연구」 수록 논문

제1권 제1호(2014. 4) *창간호

우리나라 가계의 계층별 비은행대출 특성분석	최필선·권정현
국제회계기준 도입에 따른 재무회계정보의 가치관련성 비교: K-IFRS vs. K-GAAP	유용근·차승민
외국은행 국내지점에 대한 규제·감독의 개선방향	고동원
한국 금융감독의 실효성 제고	윤석현

제1권 제2호(2014. 10)

펀드판매사의 계열펀드 판매집중도와 판매보수, 운용성과, 현금흐름	박영석·백 강
산업별 은행대출 편중도와 잠재적 산업 위험	이상욱
금융지주회사 소유 및 지배구조 규제의 문제점과 개선방향	전성인
금융사업자단체의 지배구조개선을 통한 금융감독체계 발전방안	정영철

제2권 제1호(2015. 4)

가계부채와 디레버리징: 소득변동성을 중심으로	홍기석
한국 및 주요국 주식시장지표 분석과 시사점	한상일·한재준
우리나라 보험규제·감독의 시대적 변천에 대한 평가와 미래 전망: 제도사적 측면을 중심으로	이순재

제2권 제2호(2015. 10)

은행의 조건부자본증권 발행에 관한 연구: 은행법 개정안을 중심으로	최영주
EU의 제2차 금융상품시장지침(MiFID II) 및 금융상품시장규정(MiFIR)의 논점별 영향분석	오성근
중소기업 금융지원과 기업경영 행태: 지방중소기업지원 대출을 중심으로	권철우·정우재·이상욱
금융 규제감독의 효과성과 책임성 증진방안: 정보의 기록과 공개에 의한 정치적 포획 방지를 중심으로	양채열
연금 일실이익 산정 방법의 적정성 분석	마승렬

제3권 제1호(2016. 4)

조건부 베타를 이용한 은행의 시스템리스크 기여도 분석	윤재호
종합주가지수를 이용한 시스템리스크 측정모형	최광신
가계부채의 부실위험성 예측 및 평가: 가구자료를 활용한 지역별 분석	서상원·오권영
보험사기 예방 및 근절을 위한 IAIS ICP 21에 관한 연구: 보험업 감독규정에 근거한 경영실태평가제도의 비교를 중심으로	한창희·표성엽
외국인투자자유화회의의 배당성향에 관한 연구	백복현·오승빈
금융회사의 지배구조에 관한 법률 시행상 고려사항 및 앞으로의 개선사항	정영철

제3권 제2호(2016. 10)

우리나라의 장수리스크 위험계수 측정에 관한 연구	김세중
자본시장법 역외적용 기준에 관한 소고: 해외증권 발행을 중심으로	이정두
온라인 증권 거래에 있어서 통신 네트워크 간의 전송 지연 차이에 따른 불공평성에 대한 확률적 분석	김동우·최윤성
자본시장법상 시장질서 교란행위에 관한 연구: 성립요건과 조사절차상 주요 쟁점사항을 중심으로	정호경·이상수

제4권 제1호(2017. 4)

금융회사에 대한 제재로서의 확약서·양해각서 활성화방안	정영철
보험가격 규제가 보험상품 가용성에 미치는 영향	김석영·김세중
금융민원 데이터 활용방안 및 금융사고 사례별 효과분석	이성복

제4권 제2호(2017. 10)

은행 상호 연계 시스템리스크에 관한 실증분석	김정수·이상욱
국내 은행부문의 시스템리스크 측정 및 자기자본규제의 유용성 평가	이성복·한희준
퇴직연금 적립금 운용 효율화를 위한 한국형 디폴트옵션 도입 방안	남재우
트럼프정부의 금융선택법안의 주요 내용, 향후 논점 및 영향: 도드-프랭크법 및 DOLFD규칙을 중심으로	오성근

제5권 제1호(2018. 4)

금융소비자보호법 및 금융혁신에 따른 소비자보호 체계에 대한 연구
2015 개정 금융교육 교육과정의 분석과 개선안 모색
북한의 금융과 통일을 위한 과제 (정책금융과 민간금융을 중심으로)

이후록
한진수
김영희

제5권 제2호(2018. 10)

혼합주기 자료를 이용한 시스템리스크의 조기경보지표 예측
암호화폐의 시장효율성: 한국 시장 검토
재벌의 연구개발비가 내재적 자기자본비용에 미치는 영향
금융산업과 사이버보안정책
패널 VAR 모형을 이용한 주택 관련 거시건전성정책의 효과에 관한 연구
- 수도권 아파트가격을 중심으로 -

형남원·최경욱·권동휘
표동진·윤영진
전홍민
정영철
이용화·이승화

제6권 제1호(2019. 4)

체제적으로 중요한 금융기관(SIFI)의 효율적인 정리 제도 구축 방안
대형 연금펀드에 대한 거시건전성 감독
블록체인을 활용한 인터넷 사기 정보 수집 및 공유방안에 관한 연구
금융감독원 특별사법경찰제도 운용 방안

박경국·다리우스 스타코
표동진·윤영진
김기형·김종현·황동엽
신운섭·이성빈·최정용
신현기

제6권 제2호(2019. 10)

월지급액 증액을 위한 공유형 역모기지모형의 설계
딥 러닝 기법을 이용한 오피니언 마이닝 분석과 성과에 관한 실증연구:
합성곱 신경망 모델과 머신러닝 모델간 성과비교를 중심으로
효과적인 퇴직연금 상품 운용을 유도하기 위한 행태 경제 실험 설계
핀테크 규제 샌드박스 도입의 파급효과에 대한 실증연구:
도입 국가들의 핀테크 벤처기업 투자규모 변화에 대한 비교분석
최대보험료의 재무경제학적 분석
쌍봉(Twin Peaks) 모형의 이론과 실제
K-ICS 2.0 무차익 DNS 금리충격 시나리오 산출 방법론의 이해와 검토

마승렬·김창기
이건창·어균선
하슬아·김덕규
김상현·신은철
구자영·허주연
홍순구
김홍범
이상현·기호삼

제7권 제1호(2020. 4)

개인연금 공제방법 변경으로 인한 문제점 및 금융 감독기관의 대응 방안	김수성·정영득
상호저축은행 적기시정조치 제도의 효과 분석 및 시사점	박상현
신지급여력제도에서의 재보험수수료를 고려한 비례재보험의 리스크 이전효과 측정방안	박경국·허상미·정해석
연금계리 관점에서 살펴본 연금충당부채 정부공시의 적합성	성주호·장덕진
행동주의 헛지펀드에 대한 정책방향	정영철
영국법제상 결제서비스에 관한 규제 및 검사·감독-전자화폐를 포함하여	오성근
기간물 무위험지표금리(Term RFR) 산출방안 연구: 주요국 사례를 중심으로	백인석·윤선중
ISDA SIMM 개시증거금 모형과 구조화 금리 스왑	이상현·기호삼

제7권 제2호(2020. 10)

자발적 사외이사 선임이 저축은행 가계대출의사결정에 미치는 영향: 건전 및 불건전 여신	하성수·김학건
대학생 대상 실용금융교육의 효과 평가: Kirkpatrick 모형을 중심으로	고인목·강지영
일본 암호자산 법제도와 그 시사점에 관한 연구	임병화
확정기여형 퇴직연금 가입자의 리밸런싱 효과 분석 - 전문가 리밸런싱 관리를 중심으로 -	배종원·송인옥·이경희
테마감리 시행이 기업의 이익조정 수단에 미치는 영향: 제약·바이오산업 테마감리를 중심으로	유하경
은행 보험대리업 규제의 개선 과제	고동원
가계부채와 소비간의 관계에 대한 연구 - 가계부채의 소비계약 임계수준을 중심으로	김용선·전봉걸
소비의 연금소득 탄력성 분석과 정책적 시사점	김대환
금융소비자보호법의 집단소송제도에 대한 법경제학적 분석 집단분쟁조정 제도와 소익검토·소송대리를 중심으로	조진형

제8권 제1호(2021. 4)

韓國, 美國, 英國, 日本의 통합 및 분리형 감독체계에서 발행공시규제 권한의 감독기관간 위임과 집행구조에 관한 비교법적 연구

이정두

연금보험료 세액공제금의 연금계좌 환류 시 노후소득 개선 효과

강성호·이소라

Lapse and Replacement:
An Evidence of Intermediary's Influence in Life Insurance

백철·김석영·김현수

신용 사이클이 금융업권 시스템 리스크에 미치는 효과 분석

진옥희·이진

Altman의 z-score를 이용한 주택분양보증 사업장 재무건전성 분석

권혁신·방두완

대체투자 펀드지수 활용가능성과 자산배분에서의 실효성

여환영·송인옥

은행지주회사의 그룹 내부통제체계 실태와 개선 방향

이성복

제8권 제2호(2021. 10)

금융감독원의 디지털 포렌식 개선방안 연구

임효진·강구민

IPA 분석기법을 활용한 퇴직연금 가입자의 만족도 및 중요도 분석

강영선·성주호

시장은 어떻게 조성되는가?

이성섭

사모펀드 규제의 문제점과 개선 방안

고동원

상표 무상사용 권리 취득의 회계·세무 처리 분석

전병욱

금융상품거래와 청약철회에 관한 연구

고형석

신용카드 결제시스템의 3-당사자(신용카드업자·가맹점·회원)에 대한
몇 가지 쟁점 검토

최자유

- 신용카드 우대수수료 제도 및 적격비용 체계, 가맹점의 의무수납제,
부가서비스 축소 등을 중심으로

보이스피싱 피해예방을 위한 소비자경보 개선방안

조진형·김수빈·류두진

제9권 제1호(2022. 4)

내부자본적정성 중심의 필라2 개편 방안

서상원·김정일

실손의료보험이 국민건강보험의 재정에 미치는 영향

김대환·김우현

건강보험공단의 구상권 행사범위 제한이 피해자 및 민영보험회사 등 이해관계자에 미치는 영향에 관한 연구

이준교

- 대법원 전원합의체 2021.3.18. 선고 2018다287935 판결을 중심으로 -

금융소비자 보호를 위한 보이스피싱 대응방안 연구

장주성

- 통신사, 제조사, 금융사, 플랫폼사업자와의 협업을 통한 단계별 대응방안 제안 -

제9권 제2호(2022. 10)

주택생명연금모형의 설계 및 도입 가능성에 관한 연구

마승렬

증권 시세조종의 성립 요건에 대한 고찰 및 대안적 해석의 제언

최자유

개인 신용평가에서의 금융소비자 보호에 관한 연구 :

최성민

인공지능 방법론 기반 신용평가모형을 중심으로

기후리스크 시나리오 도출을 위한 탄소중립의 경제적 효과에 관한 연구

김도원·박원빈·황재학

물적분할 후 기업공개 시 주주 권리 침해에 관한 법경제학적 고찰

심승규·지인엽

주택연금 가입자의 신탁방식 전환의향 분석 및 시사점

최경진·전희주

특정금전신탁의 운용 및 판매규제에 대한 소고

김원순

제10권 제1호(2023. 4)

핀테크의 시스템위험에 대한 기여도: CoVaR를 이용한 접근

권용재·전봉걸·정승환

시장질서교란행위 규제와 애널리스트 보고서의 정보 효과

양철원

금융기관 퇴임 임직원 제재제도의 문제점과 개선방안

이태영

보험 판매채널에 따른 판매자의 편향된 정보전달 :

정원석·이경희

동일 금융회사의 보험설계사와 방카슈랑스 불완전판매를 중심으로

국민건강보험 건강검진 DB와 표본코호트DB를 활용한 크라운, 치수치료 담보 치아보험 상품의 상대위험도 연구

전희주·최경진

제10권 제2호(2023. 10)

기업의 탄소배출과 주가수익률간 관계에 관한 연구

윤양인·이준호·황재학

장기재직 사외이사 기업의 감사시간·보수 및 이익조정

이재은

스트레스 테스트에 기반한 국내은행의 초기 정리비용에 관한 연구

강호성·최경욱

회계·재무전문가와 기업가치 :

이승림·최승욱

회계·재무전문가 공시의 한계점 및 개선방안을 중심으로

제11권 제1호(2024. 4)

무보험자동차상해보험을 체결한 중복보험자의 대위행사 범위

이준교

- 대법원 2023.6.1. 선고 2019다237586 판결을 중심으로 -

건강상태에 따른 사망률 및 유병기간 분석과 건강여명을 활용한 건강나이 산출에
관한 연구

전희주·문기태·인태교

기업의 온실가스 감축과 신용공급에 관한 연구

윤양인·이준호·황재학

「금융감독연구」 편집위원회 운영규정

제 정 2013.10. 4.
개 정 2014. 4.10.
개 정 2016.10.24.
개 정 2017. 4.17.
개 정 2018. 4.20.
개 정 2019. 4.24.
개 정 2020. 4.22.
개 정 2022. 4.15.
개 정 2023.10.12.

제1장 총칙

제1조(목적) ① 금융감독원이 발간하는 「금융감독연구」는 금융산업의 선진화, 금융시장의 안정, 건전한 신용질서와 공정한 금융거래 관행 확립, 예금자 및 투자자 등 금융수요자 보호 등을 통해 국민경제의 발전에 이바지할 수 있도록 전문적이고 창의적인 학술적 연구결과와 실용적 분석자료를 제공함을 목적으로 한다.

② 이 규정은 금융감독원이 설치하는 금융감독연구 편집위원회(이하 “편집위원회”라 한다)의 구성 및 운영 등에 관한 제반 사항을 규정하여, 「금융감독연구」의 발간업무를 공정하고 투명하게 수행하도록 하는데 목적이 있다.

제2조(규정의 해석) 편집위원회의 구성 및 운영 등에 관한 사항으로서 이 규정에 정해지지 않았거나, 이 규정의 해석상 의문이 있는 사항은 편집위원회에서 결정하는 바에 따른다.

제2장 구성

제3조(구성) ① 편집위원회는 1인의 위원장과 1인의 간사를 포함하여 20인 이내의 편집위원으로 구성한다.

② 편집위원장은 금융분야의 풍부한 학식과 연구경험을 갖춘 대학교수 또는 연구기관 연구위원 중에서 금융감독원장(이하 “원장”이라 한다)이 위촉한다.

③ 편집위원은 편집위원장 및 기존 편집위원의 제청을 받아 원장이 위촉한다.

④ 편집위원은 전공분야 및 소속기관을 고려하여 연구실적이 우수하고, 대외활동이 활발한 대학교수 또는 연구기관 연구위원 중에서 위촉한다.

제4조(편집위원(장)의 임기) ① 편집위원(장)의 임기는 2년으로 하고 연임할 수 있다. 편집위원회의 연속성 유지를 위하여 매년 교체되는 편집위원 수는 전체 편집위원 수의 1/2을 초과하지 않도록 한다.

② 편집위원에 결원이 있을 때에는 새로 위촉하며, 새로 위촉된 위원(의)의 임기는 위촉된 날부터 기산한다.

제5조(위원장) ① 편집위원장(이하 “위원장”이라 한다)은 편집위원회를 대표하며, 위원회의 회의를 소집·주재하고, 회무를 통할한다.

② 위원장은 필요할 경우 편집위원중 4인 이내의 수석편집위원을 지명하여 위원장의 직무를 대행케 할 수 있다.

제6조(간사) ① 편집위원회의 원활한 운영을 위하여 편집위원회 간사 1인을 두며, 금융감독원의 조사연구 담당 부서장이 이를 담당한다.

② 편집위원회 간사는 다음의 직무를 수행한다.

1. 편집위원회의 의사관리
2. 편집위원에 대한 보좌업무
3. 편집위원 위(해)촉 및 논문 심사위원 선정사무
4. 투고논문 접수 및 심사관련 업무
5. 기타 위원장이 지시하는 편집위원회 관련 업무

제3장 운영

제7조(위원회의 업무와 권한) 편집위원회는 「금융감독연구」의 발간과 관련하여 다음의 사항을 심의·의결한다.

1. 「금융감독연구」에 수록할 논문의 결정
2. 「금융감독연구」 편집에 관한 사항

제8조(회의의 소집) ① 편집위원회 정기회의는 매 반기마다 위원장이 소집하며, 임시회의는 위원장이 필요하다고 인정하는 때 또는 위원 2인 이상의 요구가 있는 때에 위원장이 소집한다.

② 제1항의 소집요구를 받은 위원장은 소집요구를 받은 날로부터 15일 이내에 회의를 소집하여야 한다.

③ 위원장은 회의를 소집하는 경우에는 회의의 일시·장소와 안건을 기재한 「편집위원회 회의 개최 통보서」〈별지 제1호 서식〉를 회의안건과 함께 긴급한 사유가 없는 한 회의 개최 7일전까지 각 위원에게 통지하여야 한다.

제9조(의결방법) ① 편집위원회의 회의는 재적위원 3분의 2 이상의 출석으로 성립하고, 출석 위원 3분의 2 이상의 찬성으로 의결한다.

② 편집위원은 회의에 참석하지 않고 서면 또는 유선으로 의결권을 행사할 수 있다. 이 경우 의결권을 행사한 편집위원은 제1항의 회의에 참석한 것으로 본다.

제10조(위원의 제척) 편집위원의 논문이 편집위원회의 심의 대상이 될 경우 해당 편집위원은 제9조 제1항에 관한 심의·의결에서 제척된다.

제11조(서면회의) ① 위원장은 부득이한 경우 실제 회의를 개최하지 않고 서면회의의 방법으로 편집위원회를 소집할 수 있다.

② 제8조 제3항 및 제9조의 규정은 제1항의 경우에 이를 준용한다. 이 경우 「편집위원회 회의 개최 통보서」〈별지 제1호 서식〉는 「편집위원회 회의제출안건에 대한 의견요청서」〈별지 제2호 서식〉를 지칭하는 것으로 본다.

제4장 논문의 심사

제12조(논문의 투고) ① 「금융감독연구」에 논문을 투고하고자 하는 자는 「금융감독연구 논문투고안내」에 따라 논문을 작성하여 전자우편 또는 팩스로 간사에게 제출하여야 한다. (〈별첨 1〉 「금융감독연구」 논문투고안내 참조)

② 투고논문은 다른 학술지 또는 간행물에 발표되지 아니한 것이어야 하며, 다른 학술지 또는 간행물에 중복 심사를 의뢰하여서도 아니 된다. 다만, 심포지엄이나 세미나 등에서 발표된 논문은 투고할 수 있다.

③ 논문내용에 대한 책임은 「금융감독연구」 연구윤리규정'에 의거 전적으로 저자에게 귀속된다(〈별첨 2〉 「금융감독연구」 연구윤리규정 참조)

④ 투고자는 논문 투고시 〈별지 제14호 서식〉에 따른 연구윤리 서약서를 작성하여 제출하여야 한다.

제13조(논문의 접수) ① 제12조에 따라 투고를 받은 간사는 투고자에게 「금융감독연구 투고 논문 접수증」〈별지 제3호 서식〉을 발급하고, 「투고논문 접수대장」〈별지 제4호 서식〉에 관련사항을 기재하여야 한다.

② 편집위원장 또는 간사는 논문 중 투고규정 또는 발간목적과 맞지 않은 논문에 대해 수정 제출을 요구하거나 접수를 거절 또는 취소할 수 있으며, 접수 취소의 경우 접수 후 3주일 이내에 제출자에게 접수 취소사실을 「금융감독연구 투고논문 접수 취소증」〈별지 제5호 서식〉을 통해 통보한다.

제14조(심사위원의 선임) ① 투고된 논문의 심사를 위하여 논문당 2인의 심사위원을 선임한다. 이 경우 투고자가 금융감독원 직원인 때에는 심사위원을 모두 원외에서 선임하도록 한다.

② 위원장은 접수된 투고 논문의 내용을 고려하여 편집위원 중에서 심사위원을 선임하거나 편집위원에게 심사위원의 위촉을 의뢰한다. 다만, 편집위원이 관련분야의 전문가 중에서 심사위원을 선정할 경우 위원장과 사전에 협의하여야 한다.

③ 심사위원은 심사대상 논문과 관련된 분야의 전문가로서 연구실적이 우수한 자이어야 한다. 다만, 투고자와 동일기관에 근무하는 자는 당해 논문의 심사위원이 될 수 없다.

제15조(심사의 의뢰 및 심사의견서 제출) ① 위원장은 제14조의 규정에 따라 선임된 심사위원에게 「금융감독연구 투고논문 심사의뢰서」〈별지 제6호 서식〉를 송부하여 심사를 의뢰하여야 한다.

② 논문 심사위원은 특별한 사유가 없는 한 심사를 의뢰받은 날로부터 초심의 경우 4주, 재심의 경우 2주 이내에 「논문심사의견서」〈별지 제7호 서식〉를 작성하여 간사에게 제출하여야 한다. 이 때 「논문심사의견서」에는 ‘평가등급’, ‘심사평’ 및 ‘구체적인 수정요망사항’이 모두 기재되어야 한다.

제16조(논문심사결과 처리) 간사는 논문심사결과를 제15조제2항의 「논문심사의견서」와 함께 위원장과 해당 편집위원에게 보고하고 집필자에게는 「투고논문 심사결과 통보서」〈별지 제8,9,10호 서식〉를 송부하여야 한다.

제17조(논문심사방법) ① 제15조에 따라 심사의뢰를 받은 심사위원은 논문의 독창성, 학술적 완성도, 시의성, 해당 분야에의 기여도 등을 심사한 후, 당해 논문에 A(통과), B(소폭 수정후 통과), C(대폭 수정후 재심사), F(탈락) 중 하나의 평가등급을 부여한다.

② 투고자가 심사결과에 불복하여 심사결과 통보일로부터 7일 이내에 반박할 수 있는 충분

한 논거를 서면으로 제시하는 경우 편집위원회의 심의·의결로 재심사 여부를 결정한다. 재심사 기회가 부여되는 경우 새로운 심사위원들에게 논문 심사를 요청할 수 있다.

③ 논문심사위원 모두가 B 또는 그 이상의 평가등급을 부여한 경우 ‘게재 적합’한 논문으로 판정한다.

④ 논문심사위원의 평가등급이 제3항에 해당하지 않으며, 하나의 F 등급도 받지 아니한 경우에는 투고자로부터 수정 논문을 제출받아 당초 평가등급을 C로 했던 심사위원에게 「금융감독연구 투고논문 재심사 의뢰」〈별지 제11호 서식〉에 따라 재심사를 의뢰한다. 단, 재심사의 횟수를 총 3회 이내로 제한하고, 마지막 심사에서는 A 또는 F 중 하나의 평가등급을 부여하도록 한다.

⑤ 논문심사위원의 평가등급이 (A, F) 또는 (B, F)인 경우에는 투고자로부터 수정 논문을 제출받아 당초 심사위원과는 별도로 선임된 1인의 심사위원에게 〈별지 제6호 서식〉에 따라 재심사를 의뢰하고, 재평가 등급이 B 이상이면 당해 논문을 게재대상으로 하고, C의 경우에는 제4항을 준용하여 재심사를 의뢰하되 해당 후속 재심사에서는 A, B 또는 F 중 하나의 평가등급을 부여하도록 한다.

제18조(논문 게재) ① 「금융감독연구」에 게재할 논문을 선정하기 위한 편집위원회 회의 개최 일까지 제17조의 규정에 따라 게재대상으로 선정된 논문은 편집위원회의 결정을 거쳐 「금융감독연구」에 게재한다. 다만, 게재하기로 결정된 논문 중 편집상의 이유로 당해 호 게재가 불가능할 경우에는 편집위원회의 결정으로 게재시기를 순연할 수 있다. 이 경우 위원장은 그 사유를 투고자에게 통보한다.

② 편집위원회가 「금융감독연구」에 게재할 논문을 심의·의결한 경우 위원장은 당해 논문의 심사위원에게 「심사논문 게재(확정, 불가) 결정 통보서」〈별지 제12호 서식〉을 송부하여야 한다.

③ 게재가 확정된 논문에 대해서는 소정의 논문 게재비를 지원할 수 있다.

④ 게재가 확정된 논문에 대해서는 투고자의 요청에 따라 「논문게재 예정증명서」〈별지 제13호 서식〉를 발급할 수 있다. 다만, 심사결과 ‘게재 적합’으로 판정된 논문의 투고자가 편집위원회 개최전에 논문게재 예정증명서 발급을 요청하면 위원장은 편집위원들의 의견을 수렴하여 발급여부를 결정할 수 있다.

제19조(심사결과와 비공개) ① 논문의 심사결과는 기록으로 유지하고, 논문심사위원의 명단은 공개하지 않으며, 심사대상이 된 논문의 저자에 대한 논문심사결과 통보 시에도 논문심

사위원의 이름은 밝히지 아니한다.

② 제1항의 규정에도 불구하고 편집위원장은 1년에 1회 「금융감독연구」 책자 끝부분에 심사위원 명단을 가나다순으로 게재할 수 있다.

제20조(논문 심사료) 논문심사위원에게는 소정의 심사료를 지급한다.

제21조(발간 등) ① 「금융감독연구」는 매년 4월 30일과 10월 31일 연간 2회 발간한다. 다만, 필요할 경우 별호를 발간할 수 있다.

② 「금융감독연구」에 게재된 논문의 저작권은 금융감독원이 소유하며, 투고자는 논문 투고시 <별지 제15호 서식>에 따른 ‘저작권 양도 동의서’를 작성하여 제출하여야 한다.

③ 논문의 수정 허용 기간은 저자에게 수정을 요청한 날로부터 1년을 원칙으로 한다. 다만, 심사 내용에 근거하여 편집위원장이 수정 허용 기간을 달리 정할 수 있다. 수정 허용 기간 내에 수정된 논문이 제출되지 않을 경우 편집위원장은 논문심사의 종료를 결정할 수 있다.

제22조(초청논문 제도) ① 「금융감독연구」는 연간 2편 이내에서 우수한 연구자 등에게 논문 집필을 의뢰하는 초청논문 제도를 운영할 수 있다.

② 초청논문의 주제 및 연구자, 제출된 논문의 게재여부는 편집위원회에서 결정한다.

부칙<2013. 10. 4.>

제1조(시행일) 이 규정은 제정일로부터 즉시 시행한다.

부칙<2014. 4. 10.>

제1조(시행일) 이 규정은 개정일로부터 즉시 시행한다. 다만, 제14조제1항, 제17조제4항은 2014.4.10일 이후 접수된 논문에 대하여 적용한다.

부칙<2016. 10. 24.>

제1조(시행일) 이 규정은 개정일로부터 즉시 시행한다.

부칙<2017. 4. 17.>

제1조(시행일) 이 규정은 개정일로부터 즉시 시행한다.

부칙<2018. 4. 20.>

제1조(시행일) 이 규정은 개정일로부터 즉시 시행한다.

부칙<2019. 4. 24.>

제1조(시행일) 이 규정은 개정일로부터 즉시 시행한다.

부칙<2020. 4. 22.>

제1조(시행일) 이 규정은 개정일로부터 즉시 시행한다.

부칙<2022. 4. 15.>

제1조(시행일) 이 규정은 개정일로부터 즉시 시행한다.

부칙<2023. 10. 12.>

제1조(시행일) 이 규정은 개정일로부터 즉시 시행한다.

〈별지 제1호 서식〉

금 용 감 독 연 구 편 집 위 원 회

우 07321 / 서울특별시 영등포구 여의대로 38 / 전화 (02)3145-0000 / 전송(02)3145-0000
금융감독연구 편집위원회

문서번호 금감연 2000-

시행일자

수 신

참 조

제 목 금융감독연구 편집위원회 정기(임시)회의 개최 통보

『금융감독연구』편집위원회 20 년도 제 차 정기(임시)회의를 다음과 같이 개최하고자
하오니 꼭 참석해 주시기 바랍니다.

일 시 : 20 년 월 일 (요일) 시

장 소 :

안 건 : 1.

2.

가능한 한 꼭 참석해 주시기 바라오며, 부득이한 사정이 있으시면 아래 양식의 위임장을
우편이나 FAX로 보내주시기 바랍니다(전화위임도 가능).

금 용 감 독 연 구 편 집 위 원 장

위 임 장

본인은 20 년 월 일 개최하는 『금융감독연구』 편집위원회 회의에 참석하지 못하게
되어 제반 심의안건에 대한 의결을 참석자들에게 위임합니다.

20 년 월 일

_____ (인)

〈별지 제2호 서식〉

금융감독연구편집위원회

우 07321 / 서울특별시 영등포구 여의대로 38 / 전화 (02)3145-0000 / 전송(02)3145-0000
금융감독연구 편집위원회

문서번호 금감연 2000-

시행일자

수 신

참 조

제 목 금융감독연구 편집위원회 회의제출안건에 대한 의견 요청

『금융감독연구』편집위원회 20 년도 제 차 정기(임시)회의는 서면회의로 대체하고자 합니다. 아래 회의제출안건에 대한 의견을 요청하오니 20 년 월 일까지 금융감독연구 편집위원회 앞으로 보내주시기 바랍니다.

안 건 : 1.

2.

회의제출안건에 대해 특별한 의견이 없을 경우에는 아래 양식의 위임장을 우편이나 FAX로 보내주시기 바랍니다(전화위임도 가능).

금융감독연구 편집위원장

위 임 장

본인은 『금융감독연구』편집위원회 20 년도 제 차 정기(수시)회의 서면회의 제반 심의안건에 대한 의결을 여타 위원 분들께 위임합니다.

20 년 월 일

_____ (인)

<별지 제3호 서식>

금 용 감 독 연 구 편 집 위 원 회

우 07321 / 서울특별시 영등포구 여의대로 38 / 전화 (02)3145-0000 / 전송(02)3145-0000

금융감독연구 편집위원회

문서번호 금감연 2000-

시행일자

수 신

참 조

제 목 금융감독연구 투고논문 접수증 발급

『금융감독연구』 투고논문 접수번호 2017 - (투고자 보관용)

접 수 증

논문 제목 :

투 고 자 :

접 수 일 : 년 월 일

위의 논문을 『금융감독연구』 투고논문으로 접수하였음을 알려드립니다.

금융감독연구 편집위원장

〈별지 제4호 서식〉

금융감독연구 투고논문 접수대장

[illegible]

〈별지 제5호 서식〉

금 용 감 독 연 구 편 집 위 원 회

우 07321 / 서울특별시 영등포구 여의대로 38 / 전화 (02)3145-0000 / 전송(02)3145-0000

금융감독연구 편집위원회

문서번호 금감연 2000-

시행일자

수 신

참 조

제 목 금융감독연구 투고논문 접수 취소증 발급

귀하께서 제출하신 『금융감독연구』 투고논문의 접수를 취소합니다.

취 소 증

논문 제목 :

투 고 자 :

접수번호 (접수일) : (. .)

취소사유 :

금융감독연구 편집위원장

〈별지 제6호 서식〉

금융감독연구편집위원회

우 07321 / 서울특별시 영등포구 여의대로 38 / 전화 (02)3145-0000 / 전송(02)3145-0000
금융감독연구 편집위원회

문서번호 금감연 2000-

시행일자

수 신

참 조

제 목 금융감독연구 투고논문 심사의뢰

『금융감독연구』 편집위원회의 추천에 따라 금융감독연구 투고논문의 심사를 의뢰하오니,
동봉하는 심사의견서를 작성하시어 『금융감독연구』 편집위원회(email: refss@fss.or.kr)
앞으로 20 년 월 일까지 송부하여 주시기 바랍니다.

아울러 익명으로 논문심사가 이루어지는 점을 감안하시어 논문심사결과가 외부에 유출
되지 않도록 각별히 유의하여 주시기 바랍니다.

붙 임 : 1. 논문 심사의견서 양식 1부(별도첨부)
 2. 투고논문 1부(별도첨부). 끝.

금융감독연구 편집위원장

〈별지 제7호 서식〉

논문 심사의견서

논문 제목 :

1. 논문 평가등급

○ 논문의 독창성, 학술적 깊이, 시의성 등을 종합 판단하여 평가해 주시기 바랍니다.

A(통과)	B(소폭 수정후 통과)	C(수정후 재심사)	F(탈락)

* 해당란에 ○표

** ① 심사위원 2명 모두가 B 이상으로 평가한 경우에는 게재대상 논문이 되며 편집위원 2/3 이상의 찬성으로 게재가 확정됨.

② 위 ①항에 해당하지 않으며 하나의 F등급도 받지 아니한 경우 투고자로부터 수정논문을 제출받아 재심사 과정을 거치며, 재평가 등급이 모두 B이상이어야 게재대상이 됨.

③ 위 ①, ②항에 해당하지 않으며, 심사위원 1인의 평가등급이 B이상이며 나머지 1인의 평가등급이 F인 경우에는 당초 심사위원과 별도로 제3심사위원을 재선정하여 재심사과정을 거친 후 평가등급이 B이상인 경우에만 게재대상이 됨.

2. 심사평 (별지 첨부 가능)

3. 수정·보완 요구사항(별지 첨부 가능)

* B, C, F로 평가하였을 경우 반드시 작성하여 주십시오

20 . . .

서명

〈별지 제8호 서식〉

금 용 감 독 연 구 편 집 위 원 회

우 07321 / 서울특별시 영등포구 여의대로 38 / 전화 (02)3145-0000 / 전송(02)3145-0000
금융감독연구 편집위원회

문서번호 금감연 2000-

시행일자

수 신

참 조

제 목 금융감독연구 심사결과 통보

소정의 (재)심사 절차를 거친 결과 투고논문은 『금융감독연구』 게재대상으로 결정되었으며 앞으로 편집위원회의 의결을 거쳐 게재가 확정됩니다. 투고논문에 대한 (재)심사 의견서를 보내드리오니 참고하시기 바라며 수정·보완한 논문 1부를 『금융감독연구』 편집위원회 (email: refss@fss.or.kr) 앞으로 20 년 월 일까지 보내주시기 바랍니다.

붙 임 : 논문 (재)심사의견서 0부. 끝.

금융감독연구 편집위원장

<별지 제9호 서식>

금융감독연구편집위원회

우 07321 / 서울특별시 영등포구 여의대로 38 / 전화 (02)3145-0000 / 전송(02)3145-0000

금융감독연구 편집위원회

문서번호 금감연 2000-

시행일자

수 신

참 조

제 목 투고논문 심사결과 통보

『금융감독연구』에 논문을 투고해 주신 데 대하여 감사드립니다. 소정의 심사절차를 거친 결과 투고논문은 수정후 재심사하기로 판정되었음을 알려드립니다. 이에 심사의견서를 보내 드리오니 참고하시기 바라며 심사의견서의 수정·보완 요구사항에 대한 항목별 답변서 및 수정·보완한 논문 각1부를 『금융감독연구』 편집위원회(email: refss@fss.or.kr) 앞으로 20 년 월 일까지 보내주시기 바랍니다.

붙 임 : 논문 심사의견서 0부. 끝.

금융감독연구 편집위원장

〈별지 제10호 서식〉

금융감독연구편집위원회

우 07321 / 서울특별시 영등포구 여의대로 38 / 전화 (02)3145-0000 / 전송(02)3145-0000
금융감독연구 편집위원회

문서번호 금감연 2000-

시행일자

수 신

참 조

제 목 투고논문 심사결과 통보

『금융감독연구』에 논문을 투고해 주신 데 대해 감사드립니다. 소정의 심사절차를 거친 결과 애석하게도 투고논문은 『금융감독연구』에 게재되지 못하는 것으로 판정되었음을 알려드립니다. 투고논문에 대한 심사의견서를 보내드리오니 참고하시기 바랍니다.

참고로 투고자께서 심사의견서의 지적사항에 대해 반박할 수 있는 충분한 논거를 제시한다면 편집위원회가 이를 수용하는 경우에 한하여 재심신청의 기회를 드릴 수 있음을 알려드립니다.

붙 임 : 논문 심사의견서 0부. 끝.

금융감독연구 편집위원장

〈별지 제11호 서식〉

금 용 감 독 연 구 편 집 위 원 회

우 07321 / 서울특별시 영등포구 여의대로 38 / 전화 (02)3145-0000 / 전송(02)3145-0000

금융감독연구 편집위원회

문서번호 금감연 2000-

시행일자

수 신

참 조

제 목 『금융감독연구』 투고논문 재심사 의뢰

심사해주신 논문에 대한 집필자의 답변서 및 수정·보완본을 보내드리오니 확인하시고 심사 의견서를 다시 작성하시어 월 일까지 작성하시어 『금융감독연구』 편집위원회(email: refss@fss.or.kr) 앞으로 20 년 월 일까지 송부하여 주시기 바랍니다.

아울러 익명으로 논문심사가 이루어지는 점을 감안하시어 논문심사결과가 외부에 유출 되지 않도록 각별히 유의하여 주시기 바랍니다.

붙 임 : 1. 재심사대상 논문 1부

2. 수정·보완요구사항에 대한 집필자의 답변서 1부

3. 논문 재심사의견서 1부. 끝.

금융감독연구 편집위원장

〈별지 제12호 서식〉

금 용 감 독 연 구 편 집 위 원 회

우 07321 / 서울특별시 영등포구 여의대로 38 / 전화 (02)3145-0000 / 전송(02)3145-0000
금융감독연구 편집위원회

문서번호 금감연 2000-

시행일자

수 신

참 조

제 목 심사 논문 게재 (확정, 불가) 결정 통보

논문 제목:

심사위원님께서 심사해주신 위 논문은 본 편집위원회에서 심사위원님을 포함한 세(두) 분의 심사의견서를 참고하여 『게재 확정(불가)』(으)로 결정되었음을 알려드립니다.

금융감독연구 편집위원장

〈별지 제13호 서식〉

금 용 감 독 연 구 편 집 위 원 회

우 07321 / 서울특별시 영등포구 여의대로 38 / 전화 (02)3145-0000 / 전송(02)3145-0000
금융감독연구 편집위원회

문서번호 금감연 2000-

시행일자

수 신

참 조

제 목 논문게재 예정증명서

논문 제목:

귀하께서 투고하신 위 논문에 대하여 『금융감독연구』 제 호에 게재할 예정임을
알려드립니다.

금융감독연구 편집위원장

〈별지 제14호 서식〉

연구윤리 서약서

논문 제목	(국문)
	(영문)
저 자*	
게재권호	제 권 제 호

* 모든 논문 저자들을 표시하고, 각 저자마다 소속기관 및 직위를 표시

모든 저자들은 금융감독원에서 발행하는 학술지 「금융감독연구」의 연구윤리규정을 준수하여 논문을 작성하였으며, 특히 다음 사항에 대하여 서약합니다.

번호	내용	서약함
1	존재하지 않는 데이터 또는 연구결과 등을 허위로 만들어 내지 않았음.	
2	연구과정 등을 인위적으로 조작하거나 데이터를 임의로 변형·삭제하여 연구 내용 또는 결과를 왜곡하지 않았음.	
3	타인의 아이디어, 연구내용·결과 등을 정당한 승인이나 인용 없이 도용하지 않았음.	
4	이미 발표한 본인의 논문 일부를 인용 없이 이중으로 게재하지 않았음.	
5	연구에 기여하지 않은 자에게 저자 자격을 부여하거나, 연구에 참여한 자의 기여를 인정하지 않는 행위를 하지 않았음.	
6	본 연구에 영향을 줄 수 있는 재정지원이나 이해 갈등 관계에 관한 정보, 혹은 사사(Acknowledgement) 표기가 필요한 사항을 논문 투고지 원고에 명백히 기술하였음.	
7	이 논문은 다음 각 목 어느 하나에 해당하는 다른 간행물에 발표되지 않았으며, 다른 간행물에 심사를 의뢰하지 않았음. 가. ISBN(International Standard Book Number)이나 ISSN(International Standard Serial Number)을 받은 간행물 나. 금융유관기관 등의 간행물로서 Working paper 등의 보고서	

아울러 이 논문에 표절 등 윤리 문제가 발생할 시, 그에 대한 책임은 전적으로 모든 저자들에게 있음을 인정합니다.

20 년 월 일

저자명 : (서명 또는 인)

금융감독연구 편집위원회 귀하

〈별지 제15호 서식〉

저작권 양도 동의서

논문 제목	(국문)
	(영문)
저 자*	
게재권호	제 권 제 호

* 모든 논문 저자들을 표시하고, 각 저자마다 소속기관 및 직위를 표시

모든 저자들은 위 논문이 금융감독원에서 발행하는 학술지 「금융감독연구」에 게재될 경우 그 모든 저작권(2차적저작물작성권 포함)을 금융감독원의 소유로 양도하며, 다음 사항들에 대하여 동의합니다.

1. 본 논문은 과거에 출판된 적이 없으며 다른 학술지에 게재를 목적으로 제출되어 있지 않습니다.
2. 본 논문은 창의적이며 다른 출판물의 저작권을 침해하지 않았음을 확인합니다.
3. 저자들은 본 논문에 실제적인 공헌을 하였으며 최종 원고의 내용에 동의합니다.
4. 게재가 결정된 원고의 저작권은 금융감독원으로 양도되며, 금융감독원이 다른 매체에 출판, 배포, 인쇄, 또는 데이터베이스로 구성하여 활용할 수 있는 권리를 가짐에 동의합니다.
5. 상기 논문을 금융감독원이 번역, 변형 등을 통해 2차적저작물을 작성하여 이용할 권리를 가짐에 동의합니다.

이상 내용에 대하여 모든 저자들이 합의하였음을 확인합니다.

20 년 월 일

저자명 : (서명 또는 인)

금융감독원 귀하

「금융감독연구」 연구윤리규정

제 정 2013.10. 4.

개 정 2022. 4.15.

개 정 2022. 7. 1.

제1장 총 칙

제1조(목적) 이 규정은 금융감독원이 발간하는 「금융감독연구」의 편집위원회 운영규정에 의하여 접수되고 심사되는 연구논문의 성격을 규정하고, 연구논문 투고자의 연구부정행위 방지 및 연구윤리 확보에 필요한 기본적인 원칙과 방향을 정함을 목적으로 한다.

제2조(적용범위) 이 규정은 「금융감독연구」에 게재를 목적으로 논문을 투고한 논문 투고자, 이를 심사하는 편집위원 및 심사위원 모두에게 적용한다.

제3조(연구논문의 성격) 「금융감독연구」에 투고되는 연구논문의 성격은 다음과 같다.

- ① 금융감독 및 연관된 주제로서 다른 간행물에 발표되지 아니한 것이어야 한다. 또한, 다른 간행물에 중복 심사 의뢰하여서는 아니된다.
- ② 투고된 연구논문의 내용에 대한 책임은 전적으로 투고자가 부담한다.

제4조(연구부정행위의 범위) 연구부정행위라 함은 연구논문의 성격에 위배되는 논문을 제출하는 행위와 관련하여 다음의 사항을 말한다.

- ① 존재하지 않는 데이터 또는 연구결과 등을 허위로 만들어 내는 행위(위조)
- ② 연구과정 등을 인위적으로 조작하거나 데이터를 임의로 변형·삭제함으로써 연구 내용 또는 결과를 왜곡하는 행위(변조)
- ③ 일반적 지식이 아닌 타인의 독창적인 아이디어 또는 창작물을 적절한 출처표시 없이 활용함으로써, 제3자에게 자신의 창작물인 것처럼 인식하게 하는 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 행위(표절)
 - 1. 타인의 연구내용 전부 또는 일부를 출처를 표시하지 않고 그대로 활용하는 행위
 - 2. 타인의 저작물의 단어·문장구조를 일부 변형하여 사용하면서 출처표시를 하지 않는 행위
 - 3. 타인의 독창적인 생각 등을 활용하면서 출처를 표시하지 않은 행위
 - 4. 타인의 저작물을 번역하여 활용하면서 출처를 표시하지 않은 행위
- ④ 연구내용 또는 결과에 대하여 공헌 또는 기여를 한 사람에게 정당한 이유 없이 저자 자격을 부여하지 않거나, 공헌 또는 기여를 하지 않은 사람에게 감사의 표시 또는 예우 등을 이유로

저자 자격을 부여하는 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 행위(부당한 저자 표시)

1. 연구내용 또는 결과에 대한 공헌 또는 기여가 없음에도 저자 자격을 부여하는 행위
2. 연구내용 또는 결과에 대한 공헌 또는 기여가 있음에도 저자 자격을 부여하지 않는 행위
3. 지도학생의 학위논문을 학술지 등에 지도교수의 단독 명의로 게재·발표하는 행위
- ⑤ 연구자가 자신의 이전 연구결과와 동일 또는 실질적으로 유사한 저작물을 출처표시 없이 게재한 후, 연구비를 수령하거나 별도의 연구업적으로 인정받는 경우 등 부당한 이익을 얻는 행위(부당한 중복게재)
- ⑥ 본인 또는 타인의 연구부정행위 의혹에 대한 조사를 고의로 방해하거나 제보자에게 위해를 가하는 행위
- ⑦ 「금융감독연구」 연구윤리위원회(이하 “연구윤리위원회”라 한다)에서는 제1항 내지 제6항의 연구부정행위 이외에도 연구자로서 통상적으로 용인되는 범위를 심각하게 벗어난 행위 등에 대하여 연구윤리위원회 재적위원 3분의 2 이상의 의결로 연구부정행위로 인정할 수 있다.

제2장 이해상충

제5조(이해상충의 범위) 이해상충은 다음 각 호의 어느 하나의 사유로 인하여 공정한 전문가적 판단 또는 연구수행에 부정적인 영향을 미칠 수 있는 경우를 의미한다.

1. 연구와 관련된 투고자의 금전적 이익으로 인하여 유발되는 경우
2. 교육, 봉사, 외부활동 등으로 인한 역할이 투고자로서의 직무수행과 충돌함으로써 유발되는 경우
3. 연구수행 중에 종교적·윤리적 신념이나 도덕적 소신 또는 이론적인 편향으로 인하여 유발되는 경우
4. 사적인 인간관계로 유발되는 경우

제6조(이해상충의 관리 및 보고) ① 투고자는 연구와 관련하여 이해상충이 발생할 가능성이 있는 경우에는 이를 모두 공개하여 투명성과 책임성을 확보하고, 연구에 부정적인 영향을 미치지 않도록 최선의 노력을 다하여야 한다.

② 투고자 개인이 연구를 통해 얻을 수 있는 금전적 이익이 연구의 진실성 및 정직성에 대한 책무를 다하는 데에 부적절한 영향을 주어서는 아니되며, 금전적 이해관계에 따라 연구

결과를 왜곡하거나 과정 또는 축소하지 않아야 한다.

③ 투고자는 개인의 이익이 사회·학계 등 공적인 집단의 이익과 상충될 때는 이를 소속 기관에 미리 보고하여 해결하도록 최선을 다해야 한다.

제3장 연구윤리위원회

제7조(연구윤리위원회의 설치) 「금융감독연구」 편집위원회(이하 “편집위원회”라 한다) 내에 연구부정행위 방지와 연구윤리 확립 관련 업무를 담당할 연구윤리위원회를 설치한다.

제8조(연구윤리위원회의 구성) ① 연구윤리위원회는 1인의 위원장, 1인의 간사 및 위원장이 편집위원회 위원 중에서 임명하는 3인 이내 위원으로 구성한다.

② 연구윤리위원장(이하 “위원장”이라 한다)은 편집위원회 위원장이 당연직으로 겸직한다.

③ 간사는 금융감독원의 조사연구 담당 부서장이 담당한다.

제9조(연구윤리위원회의 심의·의결사항) 연구윤리위원회는 다음 각 호의 사항을 심의·의결한다.

1. 연구윤리 관련 제도의 수립 및 운영에 관한 사항
2. 연구윤리 관련 규정의 제·개정에 관한 사항
3. 연구부정행위 제보 접수 및 처리에 관한 사항
4. 예비조사, 본조사의 착수 및 조사결과의 처리 및 후속조치에 관한 사항
5. 제보자 및 피조사자 보호에 관한 사항
6. 기타 연구윤리위원회 운영에 관한 제반 사항

제10조(회의소집 및 의결) ① 위원장은 연구윤리위원회의 회의를 소집하고 그 의장이 된다.

② 연구윤리위원회는 재적위원 과반수의 출석으로 성립하고 출석위원 과반수의 찬성으로 의결한다

③ 연구윤리위원회는 비공개 회의를 원칙으로 하며 필요한 경우 관계자를 출석토록 하여 의견을 청취할 수 있다.

제4장 제보 및 권리보호

제11조(연구부정행위의 제보) ① 연구부정행위의 제보자는 연구부정행위를 인지한 사실 또는 관련 증거를 연구윤리위원회에 알린 자를 말한다.

② 연구부정행위의 제보자는 구술·서면·전화·전자우편 등 가능한 모든 방법으로 제보할 수 있으며 실명으로 제보함을 원칙으로 한다.

제12조(제보자의 권리보호) ① 연구윤리위원회는 연구부정행위의 제보자가 연구부정행위 신고를 이유로 신분상 불이익 등을 받지 않도록 제보자 권리 보호에 노력한다.

② 연구부정행위의 제보자가 연구부정행위의 신고 이후의 진행 경과 등에 대하여 알고자 하는 경우 연구윤리위원회는 이에 성실히 응하여야 한다.

제13조(피조사자의 권리보호) ① “피조사자”란 제보자의 제보나 연구윤리위원회의 인지로 연구부정행위의 조사 대상이 된 자 또는 조사과정에서 연구부정행위에 가담한 것으로 추정되어 조사 대상이 된 자를 말하며, 조사과정에서의 참고인이나 증인은 이에 포함되지 아니한다.

② 연구윤리위원회는 검증과정에서 피조사자의 명예나 권리를 침해하지 않도록 주의하여야 한다.

③ 연구부정행위에 대한 의혹 관련 사항은 판정 결과가 확정되기 전까지 외부에 공개되어서는 아니 된다.

④ 피조사자가 연구부정행위 판정 및 처리 경과 등에 대하여 알고자 하는 경우 연구윤리위원회는 이에 성실히 응하여야 한다.

제5장 연구부정행위의 검증

제14조(연구부정행위 검증 책임주체) 연구부정행위에 대한 검증 책임은 연구윤리위원회에 있다.

제15조 삭제

제16조(연구부정행위 검증 원칙) ① 연구부정행위 여부를 입증할 책임은 연구윤리위원회에 있다. 다만, 연구윤리위원회(제18조에 따른 예비조사위원회 및 제19조에 따른 조사위원회를 포함하며, 이하 이 조에서 같다)가 요구한 자료를 피조사자가 고의로 훼손하거나 제출을 거부한 경우에는 연구부정행위 여부를 입증할 책임이 피조사자에게 있다.

② 연구윤리위원회는 제보자와 피조사자에게 의견진술, 이의제기 및 변론의 권리와 기회를 보장하여야 하며 관련 절차 및 일정을 사전에 알려주어야 한다. 이 경우 피조사자에게는

해당 제보 내용을 함께 알려주어야 한다.

③ 위원장은 연구윤리위원회가 부당한 압력이나 간섭을 받지 않고 독립성과 공정성을 유지할 수 있도록 노력하여야 한다.

제17조(연구부정행위 검증 절차) ① 연구부정행위에 대한 검증 절차는 예비조사, 본조사, 판정의 단계로 진행하여야 한다.

② 위원장은 연구부정행위에 대한 충분한 혐의를 인지하였을 경우에는 예비조사 없이 바로 본조사에 착수할 수 있다.

제18조(예비조사) ① 예비조사는 연구부정행위 의혹에 대하여 본조사 실시 여부를 결정하기 위한 절차를 말하며, 제보를 접수한 날로부터 30일 이내에 착수하여야 한다.

② 위원장은 부정행위의 인지 또는 제보접수일로부터 10일 이내에 3인 이내의 연구윤리 위원으로 예비조사위원회를 구성한다.

③ 예비조사위원회는 제보의 내용이 제4조의 부정행위에 해당하는지 여부와 제보내용이 구체성과 명확성을 갖추어 본조사를 실시할 필요성과 실익이 있는지 여부를 조사하여 예비조사 착수 30일 이내에 연구윤리위원회에 보고하여야 한다.

④ 예비조사결과는 연구윤리위원회의 의결을 거친 후 10일 이내에 제보자 및 피조사자에게 문서로 통보한다.

⑤ 예비조사 결과 피조사자가 부정행위 사실을 모두 인정한 경우 연구윤리위원회는 본조사 절차를 거치지 않고 제20조에 따른 판정을 내릴 수 있다.

⑥ 제보자는 예비조사 결과에 대해 불복하는 경우 통보를 받은 날로부터 30일 이내에 연구윤리위원회에 이의를 제기할 수 있으며, 연구윤리위원회는 이의신청 내용이 합리적이고 타당하다고 판단할 경우 본조사를 실시하여야 한다.

제19조(본조사) ① 본조사는 부정행위의 사실 여부를 입증하기 위한 절차를 말하며, 연구윤리 위원회의 본조사 실시 결정 후 30일 이내에 착수하여야 한다.

② 위원장은 본조사 실시 결정 후 10일 이내에 연구윤리위원 또는 외부전문가로 구성된 5인 이상의 조사위원회를 구성한다. 조사위원회에는 해당 분야의 전문적인 지식 및 경험이 풍부한 자를 2분의 1 이상 위촉하여야 하며 당해 조사 사안과 이해관계가 있는 자를 포함 시켜서는 안 된다.

③ 조사위원회는 다음 각 호의 권한을 갖는다.

1. 조사위원회는 조사과정에서 제보자·피조사자·증인 및 참고인에 대하여 진술을 위한

출석을 요구할 수 있으며 이 경우 피조사자는 반드시 응하여야 한다.

2. 조사위원회는 피조사자에게 자료의 제출을 요구할 수 있으며, 증거자료의 보전을 위하여 해당 연구자료를 보관할 수 있다.
3. 조사위원회는 부정행위 관련자에 대하여 적절한 제재조치를 연구윤리위원회에 건의할 수 있다.
- ④ 조사위원회는 본조사 착수 90일 이내에 제보내용, 관련증거, 진술서, 조사결과, 제재조치 건의 등을 포함한 조사결과보고서를 연구윤리위원회에 제출하여야 한다.
- ⑤ 조사위원회는 제보자와 피조사자에게 의견진술의 기회를 주어야 하며, 본 조사결과를 확정하기 이전에 이의제기 및 변론의 기회를 주어야 한다. 제보자와 피조사자가 이에 응하지 않을 경우에는 이의가 없는 것으로 간주한다.

제20조(판정) ① 판정은 본조사결과를 확정하고 이를 제보자와 피조사자에게 문서로써 통보하는 절차를 말하며, 본조사 종결후 30일 이내에 하여야 한다.

- ② 판정은 조사위원회의 조사결과보고서를 바탕으로 연구윤리위원회에서 의결을 통해 확정한다.
- ③ 예비조사 착수 이후 판정에 이르기까지의 전체 조사 기간은 6개월 이내에 종료되어야 한다. 단, 이 기간 내에 조사가 이루어지기 어렵다고 판단될 경우 연구윤리위원회는 조사기간을 연장할 수 있다.

제21조(재심의) 제보자 또는 피조사자가 판정에 불복할 경우에는 통보를 받은 날로부터 30일 이내에 연구윤리위원회에 이의신청을 할 수 있으며, 연구윤리위원회는 이의신청 내용이 합리적이고 타당하다고 판단할 경우 재조사를 실시하여야 한다.

제22조(연구부정행위에 대한 조치) 연구부정행위가 있었던 것으로 판정할 경우 연구윤리위원회는 조사위원회(예비조사위원회를 포함한다)의 건의를 참고하여 편집위원회에게 피조사자에 대한 적절한 제재조치를 건의하고, 편집위원회는 다음 각 호의 제재조치를 결정한다.

1. 게재확정된 연구논문이 연구부정행위의 의혹이 있는 경우에는 편집위원회의 최종판정이 있기 전까지 「금융감독연구」 발간 정지
2. 이미 「금융감독연구」에 게재되어 발간된 논문이 연구부정행위로 판정될 경우에는 게재 취소 및 「금융감독연구」 논문 목록 삭제
3. 연구부정행위로 판정을 받은 논문투고자에 대해서 판정일로부터 3년 이상 「금융감독

연구」에 논문 투고 금지 및 금융감독원 홈페이지에 해당 사실 공개

4. 표절 및 중복게재로 판정을 받은 논문이 있는 경우에는 해당 세부내용을 한국연구재단 및 투고자의 소속 기관에 통보

제6장 기 타

제23조(편집위원 및 심사위원의 연구윤리) ① 편집위원과 심사위원은 투고된 논문의 게재 여부와 관련된 심사를 진행함에 있어 선입견 없이 논문의 수준과 투고규정에 근거하여, 최대한 공정성과 객관성을 기해야 한다.

② 편집위원 및 심사위원은 투고된 논문의 게재가 결정될 때까지는 저자에 대한 사항이나 논문의 내용에 대해 절대적으로 비밀을 지켜야 한다.

③ 투고논문을 심사한 편집위원 및 심사위원에 대한 정보는 철저히 보호되어야 한다.

제24조(준용규정) 이 규정에 정해지지 않은 사항은 교육부 훈령 「연구윤리 확보를 위한 지침」을 준용한다.

부 칙<2013. 10. 4.>

제1조(시행일) 이 규정은 「금융감독연구」 편집위원회에서 제정하며 제정일로부터 제출된 또는 발간된 논문에 대하여 시행한다.

부 칙<2022. 4. 15.>

제1조(시행일) 이 규정은 개정일로부터 즉시 시행한다.

제2조(적용례) 개정규정은 이 규정 시행 이후 최초 제출되거나 발간되는 논문에 대하여 시행한다.

부 칙<2022. 7. 1.>

제1조(시행일) 이 규정은 개정일로부터 즉시 시행한다.

「금융감독연구」 논문투고 안내

금융감독원이 발행하는 「금융감독연구」는 금융감독을 주제로 경제학, 법학, 경영학, 소비자학 등 관련 학문 분야 전문연구자의 이론적·실증적 연구논문을 수록합니다. 아울러 금융시스템의 안정, 미시·거시 건전성감독, 금융 산업·시장의 리스크관리, 자본시장감독, 금융소비자 보호, 금융감독 법규 및 제도, 금융산업 발전, 회계 투명성 제고 등 금융감독과 관련된 다양한 분야에 대한 시장전문가의 실용적인 연구논문을 수록합니다.

「금융감독연구」는 국내 유일의 금융감독 전문 학술지입니다. 앞으로도 전문연구자의 학술적 연구과 시장전문가의 실용적 연구결과를 소개함으로써, 금융감독과 관련된 새로운 연구주제를 발굴하고 학계의 관련 연구를 활성화하는데 기여하고자 합니다.

「금융감독연구」에 논문을 게재하고자 하는 분은 다음의 요령에 의거 논문을 작성하고, 송부하여 주시기 바랍니다.

〈 논문 투고요령 및 게재 〉

1. (투고논문의 제출) 「금융감독연구」(이하 학술지)에 논문을 게재하고자 하는 자는 전자 우편(refss@fss.or.kr)을 통하여 학술지 편집위원장에게 논문을 송부하여 투고하여야 하며, 투고 및 원고 작성요령을 반드시 준수하여야 한다. 그렇지 않은 경우, 논문이 반려되거나 심사과정이 지연될 수 있다.

2. (관련 서류의 제출) 투고자는 투고논문과는 별도로 아래의 양식에 따라 ① 1쪽짜리 “투고 논문 개요” 파일을 논문 파일과 함께 이메일을 통해 제출하여야 한다. 또한 ② 저작권 양도 동의서·연구윤리 서약서·개인정보 수집이용 동의서의 원본을 우편을 통해 제출하여야 한다.

제출된 논문이 주제의 적절성(금융감독 관련 주제 여부), 투고양식 준수 여부, 전문연구자 여부, 시장전문가 여부 등 일정한 형식요건을 갖춘 경우 규정에 따라 편집위원장 명의의 “투고논문 접수증”이 발급되고, 이후 절차에 따라 심사가 시작된다.

투고 논문 개요¹⁾ (이메일 제출)

논문제목	국문	
	영문	
저자 ²⁾	국문	
	영문	
초록 ³⁾	국문	(500자 이내)
	영문	(800단어 이내)
주제어 ⁴⁾	국문	
	영문	
JEL		
축약제목 ⁵⁾		

- 1) 투고 논문 개요는 국문논문, 영문논문 모두 국문으로 작성한다.
- 2) 주저자, 제1저자, 교신저자 등을 표시하고, 각 저자마다 소속기관 및 직위를 표시한다. 교신저자는 투고논문의 게재시 공개할 수 있는 이메일(필수), 전화, 팩스, 우편주소 등을 함께 기입한다.
- 3) 초록은 국문은 반드시 500자 이내, 영문은 반드시 800단어 이내여야 한다.
- 4) 주제어는 5개 이하로 기재한다.
- 5) 학술지가 인쇄될 때 오른쪽 페이지 상단에 기입될 논문 제목이다. 원제목이 짧을 경우 그대로 써도 무방하다.

3. 투고논문은 국내외의 다른 학술지에 발표되지 아니한 것이어야 한다. 또한, 학술지와 다른 학술지에 중복으로 게재를 위한 심사를 의뢰하여서는 아니 된다.
4. 학위논문, 연구비 지원, 자기 논문 수정·보완 등 사사(Acknowledgement) 표기가 필요한 경우 반드시 투고시 작성하여야 한다. 이를 어길 경우, 심사를 통과한 게재대상 논문이라 하더라도 게재 거절될 수 있다.
5. 국문 논문은 **아래아 한글(버전 2007 이상)** 워드프로세서로 작성하여 확장자가.hwp여야 하고, 영문 논문은 **MS Office Word(버전 2003 이상)** 워드프로세스로 작성하여 확장자가 .doc 또는 .docx여야 한다. 기타 워드프로세서나 Tex을 사용하여 작성하고 PDF 파일로 제출한 경우, **아래아 한글이나 MS Office Word로 작성하였다 하더라도 PDF 파일로 제출한 경우, 제출이 반려되고 접수가 지연된다.**
6. 제출된 논문은 편집위원회에서 선정한 심사자 2인의 심사를 거친 후 편집위원회가 최종 게재여부를 결정하며, 게재된 논문에 대하여는 소정의 논문 게재비(300만원이내)가 지급 되고, 투고 논문과 관련하여 이미 타기관(학교, 연구소, 정부 등)의 공식적인 재정지원을 받은 경우 논문 게재비는 50% 한도에서 감액될 수 있다.

7. KCI 문헌 유사도 검사 서비스 기준 [비교범위-KCI 논문, 검사설정-인용문장 제외, 출처 표시문장 제외, 목차/참고문헌 제외, 5어절 이상 연속]으로 검사조건을 설정한 후 검사한 결과가 15% 이내여야 한다. 다만, 학위 논문이나 학술대회 발표논문 등 부득이한 경우 소견서를 제출하여야 한다.
8. 본 학술지의 발간목적(「금융감독연구」 편집위원회 운영규정 제1조)과 금융감독 전문 학술지로서의 지향점에 비추어 금융감독 및 금융규제와 관련한 정책적 함의가 논문에서 다루어지기를 기대한다.

〈 원고 작성 요령 〉

1. 논문 원고는 아래에서 설명하는 **A4 용지 설정** 하에서 20~30쪽 정도로 하며, ‘마무리 쪽들’을 제외한 분량(‘첫 쪽’, 표, 그림 등 모두 포함)이 어떠한 경우에도 **A4 용지 30쪽**을 넘어서는 안된다. ‘흔글’을 사용하는 국문 원고의 경우 편집 용지 설정은 다음과 같다. 위쪽 20mm, 머리말 15mm, 왼쪽 30mm, 오른쪽 30mm, 제본 0mm, 꼬리말 15mm, 아래쪽 15mm, 줄간격은 160%, 서체크기는 11포인트로 한다. MS Word를 사용하는 영문 원고의 경우 편집용지 설정은 다음과 같다. 위쪽 여백 3cm, 아래쪽 여백 3cm, 왼쪽 여백 3cm, 오른쪽 여백 3cm, 제본용 여백 0cm, 줄간격은 1.5줄, 서체크기는 11포인트를 사용한다.
2. 국문 논문은 다음 순서로 기술되어야 한다.
 - (1) 첫쪽 : 표지페이지로 제목, 저자(각주에 저자 정보 표시), 국문초록(500자 이내), 주 제어(5개 이하, 필요에 따라 영문을 ()와 함께 병기), JEL
 - (2) 이후 : 본문으로 제목을 다시 기술하거나 저자 표시를 다시 하지 않고, ‘I. 1절 제목’부터 시작한다.
 - (3) 마무리쪽들 : 참고문헌, 부록(필요한 경우)
 - (4) 마지막 쪽 : 영문 제목, 저자의 영문 성명(각주로 저자 정보를 영문으로 표시), 영문 초록(800단어 이내), keyword, JEL
3. 영문 논문은 다음 순서로 기술되어야 한다.
 - (1) 첫쪽 : 제목, 저자(각주에 저자 정보 표시), 영문초록(800단어 이내), keyword(5개 이하), JEL

- (2) 이후 : 'I. 1절 제목'부터 시작한다.
 - (3) 마무리쪽들 : 참고문헌, 부록(필요한 경우)
 - (4) 마지막 쪽 : 국문 제목, 저자의 국문 성명(각주로 저자 정보를 국문으로 표시), 국문 초록(500자 이내), 주제어, JEL
4. 투고 논문의 쪽번호는 논문의 제목이 있는 첫쪽을 1쪽으로 시작하여 연속적으로 모든 쪽에 부여되어야 한다. 쪽번호는 아라비아 숫자로 표시해야 한다.
 5. 국문 논문의 원고는 원칙적으로 국문으로 작성해야 하지만, 해외 문헌 및 외국인 인명은 원어의 표기에 따른다. 외국어는 최대한 번역하여 국문 번역어를 사용해야 한다. 단, 필요한 경우 원어를 () 안에 병기하여 나타내며(논문의 본문에서 장, 절, 목 제목을 제외한 부분에서 최초로 등장할 때 한번만 사용), 영어 표기의 경우 기본적으로 소문자를 사용하며, 영문법적으로 필요한 경우(문장의 첫 단어, 고유명사 등)에만 대문자로 시작한다. 외래어는 표준적인 외래어의 국문 표기 방식이나 학계나 실무계의 관행적 표기에 따르며, 일반적으로 잘 알려진 외래어라면 굳이 영문 병기를 할 필요는 없다. 하지만, 충분히 국문이 존재하는데도 불구하고 외래어를 쓰거나 원어 발음대로 표기하는 것은 권장하지 않는다. (예: 자료란 국문 용어 대신 데이터, 모형이라는 국문 용어 대신 모델, 과정이라는 국문 용어 대신 프로세스 등과 같은 표기는 권장하지 않는다.)
 6. 논문의 구체적인 작성요령은 원칙적으로 다음과 같지만, 학술지 발간을 위한 인쇄 과정에서 다소 변경될 수 있으며, 게재 확정된 논문의 저자는 인쇄 과정에 협조하여야 한다. 논문 작성은 이하 원칙만 준수하면 되며, 기타 사항은 논문에 적절하게 저자가 임의로 정할 수 있다.
 - (1) 국문 논문은 아래아 한글 워드프로세서에서 전체적으로 “휴먼명조” 또는 “신명조”를 사용해야 하며, 양측 정렬해야 한다.
 - (2) 영문 논문은 MS Word 워드프로세서에서 전체적으로 Times New Roman 또는 Book Antiqua를 사용해야 하며, 좌측 정렬해야 한다.
 - (3) 節(chapter), 項(section), 目(subsection)은 각각 “I, II, III, …”, “1, 2, 3, …”, “(1), (2), (3), …”의 순으로 일련번호가 매겨지며, 번호 이후 한 칸 띄우고 해당 제목을 표기한다. 모든 장, 절, 목 번호와 해당 제목은 굵은 서체를 사용하며 간절해야 한다.

- (4) 數式은 독자의 혼동이 없도록 최대한 정확히 작성해야 하며, 수식 번호는 (1), (2), (3), ... 등으로 표기하여 우측의 적당한 위치에 우측 정렬되어야 한다. 수식은 워드 프로세서에 내장된 수식편집기를 사용하여 작성되어야 하며 일반 문장으로 작성해서는 아니 된다.
- (5) 국문 논문의 경우, 논문에 삽입되는 표와 그림은 각각 [표 1], [표 2], [표 3], ..., [그림 1], [그림 2], [그림 3], ...과 같이 일련번호에 따라 표시하고, 제목과 설명을 첨부한다. 제목은 일련번호와 동일한 줄에 번호 표시로부터 한 칸 띄우고 시작하며, 설명은 그 다음 줄부터 기술되어야 한다. 표와 그림의 일련번호 표시 및 제목은 굵은 서체로 표시해야 하고 중앙 정렬하며, 자간 조정을 통해 한 줄에 일련번호와 제목이 기술될 것을 권장한다. 표와 그림의 설명은 제목과 표 및 그림 사이에 제시하며, 본문을 참조하지 않고도 해당 표와 그림 자체적으로 그 내용이 충분히 독자에게 전달될 수 있어야 하며, 자료 출처 등이 표시되어야 한다. 표와 그림은 본문의 내용을 고려하여 적절한 위치에 삽입되어야 하며, 논문의 본문에는 삽입 표시만 하고 표와 그림을 논문의 가장 후반부로 몰아서 위치시키지 않는다.
- (6) 영문 논문의 경우, 논문에 삽입되는 표와 그림은 각각 Table 1., Table 2., Table 3., ..., Figure 1., Figure 2., Figure 3., ...과 같이 일련번호에 따라 표시하고, 제목과 설명을 첨부한다. 제목 표기시 대문자는 첫 낱말의 첫 글자와 전치사·관사를 제외한 단어의 첫 글자에 한한다. 기타 제목과 설명의 표기 방식은 상기 (5)의 국문 논문과 동일하다.
- (7) 각주(footnote)는 본문 이전 부분의 각주(저자 소속 표시 등)와는 별개로 일련번호가 표시되어야 하며, 문장이 끝날 때 각주 표시가 되고, 해당 쪽(page)의 하단에 설명이 기재되어야 한다. (미주 표시는 아니 된다.) 문장의 중간에 각주가 삽입되어서는 아니 되며, 문장이 끝나서 마침표나 물음표를 표기하고, 띄우지 않고 각주의 일련번호 표기가 되어야 한다. 한 문장이 끝나고 2개 이상의 각주가 삽입될 수 있으나, 권장하지 않는다.
- (8) 본문과 각주에서 인용되는 참고문헌의 표기 방식은 다음과 같아야 한다.
 - 가. 1인 저자 국문 논문의 경우: 홍길동(1999) (저자 성명과 괄호는 붙여야 한다.)
 - 나. 2인 저자 국문 논문의 경우: 변진호·조성순(2011) (저자 성명과 괄호는 붙여야 한다.)

- 다. 3인 이상 저자 국문 논문으로 처음 언급한 경우: 빈기범·정무권·윤정선(2011)
(저자 성명과 괄호는 붙여야 한다.)
- 라. 3인 이상 저자 국문 논문으로 두 번째 이후로 언급하는 경우: 빈기범 외(2011)
(이름과 외는 한 칸 띄워야 하며, 외와 괄호는 붙여야 한다.)
- 마. 1인 저자 영문 논문의 경우: Shleifer (1994) (저자 성명과 괄호는 띄워야 한다.)
한편, 소유격이 필요한 경우 Shleifer's (1994) 로 표시한다.
- 바. 2인 저자 영문 논문의 경우: Shleifer and Vishny (1995) (마지막 표기 저자
성명과 괄호는 띄어야 한다.) 한편, 소유격이 필요한 경우 Shleifer and
Vishny's (1994) 로 표시한다.
- 사. 3인 이상 저자 영문 논문으로 처음 언급한 경우: LaPorta, Shleifer and
Vishny (2001) (and 앞에 , 붙이지 않으며, 마지막 저자와 괄호는 띄워야 한다.)
한편, 소유격이 필요한 경우 LaPorta, Shleifer and Vishny's (2001) 로 표시
한다.
- 아. 3인 이상 저자 영문 논문으로 두 번째 이후로 언급하는 경우: LaPorta *et al.*
(2001) (*et al.*에서 *et al*은 이탤릭체로 표시해야 하며, *al.* 과 괄호는 띄워야 한
다.) 한편, 소유격이 필요한 경우 LaPorta *et al.*'s (2001) 로 표시한다.
- 자. 국내 기관이 저자인 문헌: 한국은행(2002), 금융투자협회(2001), 기획재정부
(2010) 등으로 표시한다. 만일 2개 이상의 기관인 경우 상기 국문 논문 인용
방식과 동일하다.
- 차. 국내 기관의 보도자료인 경우: 금융위원회 보도자료(2011.7.12.) (보도자료라고
표시하고, 날짜까지 표시하여야 한다.)
- 카. 국내 언론의 기사인 경우: 매일경제 기사(2010.8.19.), 조선일보 기사(1999.3.2.)
(언론사 약자를 사용하지 않으며(예: 매경, 한경 등), 기사라 표기하고 날짜까지
표시하여야 한다. 단, MBC, KBS, SBS 등 잘 알려진 공중파 방송사는 이러한
약자를 사용할 수 있다.)
- 타. 해외 기관이 저자인 문헌: IMF, MSCI, S&P, ADB 등 경제, 금융 전공자에게
잘 알려져 있는 기관의 약자 명칭은 그대로 사용해도 무방하며, 국문 논문에서는
IMF(2011), 영문 논문에서는 IMF (2011)와 같이 표시한다. 만일 2개 이상의
해외 기관이 저자인 경우 상기 영문 논문 표기 방식과 동일하다.

파. 해외 기관의 보도자료인 경우: 국문 논문에서는 MSCI Press Release (2007.8.9.), 영문 논문에서는 MSCI Press Release (2007.8.9.)로 표기한다.

하. 해외 언론의 기사인 경우: 국문 논문에서는 Financial Times(2011.7.8.), Wall Street Journal(1999.9.1.), 영문 논문에서는 Financial Times (2011.7.8.), Wall Street Journal (1999.9.1.)과 같이 표시하며, 해외 언론사의 경우 FT, WSJ 등의 약자는 권장하지 않는다.

하-2. 본문과 각주에서 참고문헌 인용이 괄호 안에 있어야 하는 경우: (빈기범, 2010), (홍길동, 1999; 변진호·조성순, 2005; 이순호 외, 2009) 등으로 표기하며, 영문 논문도 마찬가지. 단, 괄호 안에 참고문헌 인용외의 언급이 필요한 경우 (빈기범(2010) 참조), (홍길동(1999), 변진호·조성순(2005) 및 이순호 외(2009)를 참조)와 같이 표시

(9) 본문과 각주에서 언급된 문헌의 자세한 정보는 논문의 본문 다음의 위치에 〈참고 문헌〉 (굵은 서체 사용, 장 제목과 대등한 서체 사용)이라 표시하고, 그 이후로 각 참고문헌을 자세하게 기술한다. 본문이나 각주에서 언급되지 않은 문헌은 〈참고 문헌〉에 포함되어서는 아니 된다.

(10) 〈참고문헌〉은 한국문헌, 기타 동양문헌, 영어문헌, 기타 서양문헌의 순서로 배열하고, 한국문헌은 저자명을 기준으로 가나다순 그리고 영문을 포함한 알파벳으로 표기하는 문헌은 저자의 last name의 ABC순 등으로 정리하여 일련번호를 부여한다. 각 문헌의 구체적 표시는 다음에 따른다.

가. 따옴표 “ ”, 겹꺾쇠표 『 』 등은 사용하지 않는다. 영문 및 서양 문헌으로서 단행본 및 정기간행물의 명칭은 이탤릭체로 표시한다.

나. 기타 표기 방식은 아래 예시를 참조하여 작성한다.

예시:

예시 1.

김준한·윤병학, 2008, 뉴케인지안 모형에서의 통화의 역할과 예측력 검정, 금융연구, 제22권 제1호, 53-79.

(1명 이상 저자의 국문논문에서 저자 이름 사이에 가운데점 ·를 사용하여 구분한다. 정기간행물은 문헌명, 권, 호까지 표시하며 문헌명과 권 표시의 중간에 ,를 사용한다. 간행물 발행 기관은 표시하지 않는다.)

예시 2.

김준한·윤병학, 2008, 뉴케인지안 모형에서의 통화의 역할과 예측력 검정, 금융연구, 제22권 제1호, 53-79.

_____, 2010, 케인지안 모형의 경기침체에 대한 통화의 역할에 대한 합의, 한국경제 연구, 제14권 제1호, 78-97.

(동일 저자의 문헌이 연속적으로 표시되는 경우, 첫 문헌에만 저자명을 기입하고, 나머지는 저자명에서 _____로 대체한다. 동일 저자의 동일 연도 문헌이 연속적으로 표시될 때, 2003a, 2003b와 같이 표시되어야 하고, 이를 언급하는 본문과 각주에서도 이 표시를 이용해야 한다. (예: 김준한(2003a), 김준한(2003a, 2003b))

예시 3.

後藤信一, 1986, 日本登期金融市場發展史, 日本經濟評論社, 1986.

(일본 단행본 문헌의 예)

예시 4.

Case, Karl E. and Robert J. Shiller, 1989, The Efficiency of the Market for Single-Family Homes, *American Economic Review* 79, 125-37.

(Volume까지만 표시하며, 정기간행물명과 Volume 표시 사이에 ,를 사용하지 않는다. 간행물 발간 기관은 표시하지 않는다. 저자가 1명인 경우, last name, first name middle name의 순서로 표시하되, first name 및 middle name는 약자로 표시할 수 있다. first name 및 middle name를 모두 약자로

표시하는 경우 그 사이는 띄우지 않는다. (예: Shiller, R.J.) 저자가 2명 이상인 경우, 첫 번째 저자만 last name이 앞으로 가는 방식을 취하며, 2번째 이후 저자는 first name middle name last name 으로 표시한다. 이 때도 first name 및 middle name는 약자로 표시할 수 있으며, first name 및 middle name를 모두 약자로 표시하는 경우 그 사이는 띄우지 않는다. (예: R.J. Shiller) 페이지 표시는 이 예시와 같이 125-37를 사용할 것을 권고하지만 125-137로 표기해도 무방하다. 단, 125-237을 125-37로 표시해서는 아니 된다.)

예시 5.

Han, Bing, Francis A. Longstaff, and Craig Merrill, 2007, The U.S. Treasury Buyback Auctions: The Cost of Retiring Illiquid Bonds, *Journal of Finance* 62, 2673-93.

(저자가 3명 이상인 경우, 마지막 저자명 앞에 , and 가 표시된다.)

예시 6.

Sargent, Thomas, 1984, *Macroeconomic Theory*, Academic Press.

(영문 및 서양어 단행본은 발행 기관을 표시한다. 개정판의 경우 단행본 제목 뒤 , 뒤로 2nd ed., 3rd ed. 등으로 나타내고 ,를 찍는다.)

예시 7.

금융감독원, 2008, 주식 대차거래 및 공매도 관련규정 준수여부 점검, 보도자료, (7.10.)

(기관이 저자인 경우의 예, 마지막에 괄호 안으로 날짜를 표기한다.)

예시 8.

매일경제, 2008, 달러 빼가는 외국인 공매도, (9.18.)

(신문 기사 등의 예, 마지막에 괄호 안으로 날짜를 표기한다.)

예시 9.

MSCI Barra, 2008, Classification of Markets in the MSCI Equity Indices, (Jan. 8)

예시 10.

Abreu, D. and M. Brunnermeier, 2002, Synchronization Risk and Delayed Arbitrage, *Journal of Financial Economics* 66, 341-60.
_____, 2003, Bubbles and Crashes, *Econometrica* 71, 173-204.

(동일 저자의 문헌이 연속적으로 표시되는 경우)

예시 11.

Abreu, D. and M. Brunnermeier, 2002a, Synchronization Risk and Delayed Arbitrage, *Journal of Financial Economics* 66, 341-60.
_____, 2002b, Bubbles and Crashes, *Econometrica* 71, 173-204.

(동일 저자의 동일 연도 문헌이 연속적으로 표시되는 경우)

예시 12. Book Chapter인 경우 표기 (국문)

류근관·오선아, 2012, 중회귀분석모형을 이용한 손해액 산정 방법: 주요 쟁점, 서병선·송치영 (편집), *계량경제분석: 이론과 응용*, 무역경영사, 347-369.

예시 13. Book Chapter인 경우 표기 (영문)

Curcuro, Stephanie, J. Heaton, D. Lucas, and D. Moore, 2010, Heterogeneity and Portfolio Choice: Theory and Evidence, in Ait-Sahalia, L.P. Hansen (ed.), 2010, *Handbook of Financial Econometrics, Volume 1 – Tools and Techniques*, North-Holland, 337-382

금융감독연구 제11권 제1호 2024. 4

발 간 일 2024년 4월 22일 인쇄·2024년 4월 30일 발행

발 행 인 이복현

편 집 인 한상범

발 행 처 서울특별시 영등포구 여의대로 38 금융감독원

인 쇄 처 서광인쇄공사 (02)2269-6383~4

문 의 금융감독원 금융시장안정국 금융시장총괄팀

전 화 (02)3145-8184

팩 스 (02)3145-8199

E-mail refss@fss.or.kr

ISSN 2383-7403

〈 논문 접수 및 문의처 〉

(07321) 서울특별시 영등포구 여의대로 38, 금융감독원 금융시장안정국 금융시장총괄팀

전화 : (02)3145-8184, 팩스 : (02)3145-8199, e-mail : refss@fss.or.kr