

Journal of Insurance and Finance

보험금융연구

2
0
2
1
년
5
월
제
32
권
제
2
호
·
통
권
제
103
호

Ownership-Control Disparity, External Governance
and Corporate Social Responsibility Activities

Sang Koo Kang · Hee Sub Byun

A Study on Premium Rate Differentiation of Health
Insurance by Simplified Partial Disclosure of Claim
History

Hyunoo Shim · Hyunggi Im ·
Yangho Choi

The Dynamic Analysis on the Demand for Reinsurance:
Evidence from the Korean Casualty Insurance

Yunah Song

Does Korean Individual Savings Account (ISA)
Attract Low-Income Households to Financial
Investments?

Youngmin Kim · Wonsuk Chung

Examining Household Debt with its Ins and Outs
in Korea Using the Consumer Credit Panel Data

Kyeongwon Yoo · Sang-ho Yi ·
Jin-tae Hwang

소유-지배 괴리도, 외부 경영통제수단과
사회적 책임 활동

강상구 · 변희섭

부분적 청구경력 고지 간소화에 따른
건강보험 요율 차등화에 관한 연구

심현우 · 임형기 · 최양호

재보험 출재요인의 장단기 영향 분석:
특종보험을 중심으로

송윤아

서민형 개인종합자산관리계좌(ISA)가
저소득층 금융투자자에 미친 영향

김영민 · 정원석

부채의 유입과 유출을 이용한 가계부채 변화요인과
영향 연구: 차주별 신용패널 데이터를 중심으로

유경원 · 이상호
· 황진태

소유-지배 괴리도, 외부 경영통제수단과 사회적 책임 활동*

Ownership-Control Disparity, External Governance and Corporate Social Responsibility Activities

강 상 구** · 변 희 섭***

Sang Koo Kang · Hee Sub Byun

본 연구는 지배주주의 소유-지배 괴리도가 기업의 사회적 책임 활동에 미치는 효과를 확인한다. 보다 중요하게, 이러한 효과가 외부 경영통제수단인 상품시장에서의 경쟁과 외국인 투자자 지분에 따라 어떻게 변화하는지를 분석한다. 분석결과, 소유-지배 괴리도는 사회적 책임 활동에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 하지만, 경쟁이 낮아지거나 외국인 투자자 지분이 확대될 경우 양자 간 유의한 음(-)의 관계가 성립하는 것으로 확인된다. 이러한 결과는 외부 경영통제수단의 존재 여부에 따라 지배주주의 사적이익 추구 유인이 변화하고 있기 때문으로 해석된다. 한편, 주요 결과는 지배주주의 직접 지분이 낮거나 재벌 기업집단에 소속되지 않는 기업에서 주로 관찰된다. 또한, 사회적 책임 활동이 기업가치를 개선시키는 유의적 효과는 비교적 경쟁이 낮거나, 외국인 투자자 지분이 높은 기업에서만 확인된다. 이러한 결과들은 대리인이론에 기초한 주요 결과의 해석의 적정성을 뒷받침한다. 본 연구는 기업을 둘러싼 환경적 요인과 내부 특성을 동시에 고려한 포괄적인 접근을 통해 사회적 책임 활동을 기대효과를 평가함으로써, 기존 연구를 보완하고 확장하는 시사점을 갖는다.

국문 색인어: 기업의 사회적 책임 활동, 소유-지배 괴리도, 상품시장에서의 경쟁, 외국인 투자자, 대리인이론

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700, B050703

* 이 논문은 2020년도 한림대학교 교비연구비(HRF-202008-009)에 의하여 연구되었음.

** 경기대학교 소프트웨어경영대학 경영학부 조교수(kang409@kgu.ac.kr), 제1저자

*** 한림대학교 경영대학 금융재무학과 부교수(heesbyun@hallym.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2020. 8. 10 논문 최종 수정일: 2020. 10. 25, 논문 게재 확정일: 2021. 5. 20

I. 서론

국민경제의 지속 가능한 발전을 도모하기 위한 수단으로 기업의 사회적 책임(Corporate Social Responsibility 이하, 'CSR') 활동이 강조되고 있다. 하지만 실무적으로 CSR 활동의 강화에 대한 일관된 합의가 이루어진 반면, 학문적으로는 상충된 주장이 제기되고 있다. 이해관계자 이론(stakeholder theory)은 CSR 활동이 기업의 이해관계자의 요구에 대응함으로써 경영활동의 안정성과 유지 가능성을 확보함은 물론, 경영성과 개선이라는 편익을 누릴 수 있음을 주장한다(Caroll 1999). 이와 달리, 주주 이론(shareholder theory)은 대리인이론(agency theory)을 근거로 CSR 활동이 경영자의 과잉투자 수단으로 악용될 우려를 제기한다(Barnea and Rubin 2010). 한편, Shleifer and Vishny (1997)는 소유구조, 내부 지배구조, 외부 경영통제수단 등 다양한 경영자 규율수단 간에는 상호 보완 또는 대체 관계가 성립하므로 단순히 한 가지 요인에 의존한 분석이 아닌 다양한 특성을 종합적으로 고려하여 대리인이론을 검증해야 함을 주장한다. 이상의 논의들을 동시에 고려할 때, 단편적으로 특정 요인에만 의존하여 CSR 활동의 편익과 비용을 판단하기 보다는 여러 기업의 내부 특성과 환경적 요인을 포괄적으로 고려한 다각적인 접근이 필요하다.

본 연구는 지배주주(controlling shareholder)의 소유-지배 괴리도(ownership-control disparity)가 CSR 활동에 미치는 효과를 확인한다. 보다 중요하게, 이러한 효과가 외부 경영통제수단에 따라 어떻게 달라지는지를 실증분석한다. 주주 이론에 기초한 실증적 논의로, Barnea and Rubin (2010)은 경영자 지분과 CSR 활동 간의 역(-)의 관계를 보고한다. 하지만, 미국, 영국 등의 선진국과 달리 집중된 소유구조를 갖는 국내의 현실을 감안할 때, 위와 같은 접근방식을 통한 분석결과를 대리인문제로 해석하는 것에는 한계가 있다. 왜냐하면, 지분의 상승은 경영자와 주주 간 이해일치(alignment of interest)를 유도하지만(Jensen and Meckling 1976), 동시에 통제권 강화로 인한 참호구축(entrenchment), 경영자의 태만(managerial slack) 등을 야기할 우려도 상존하기 때문이다(Stulz 1988). 본 연구는 이러한 모호성을 해소함은 물론, 국내 기업의 소유구조의 특수성을 고려하기 위한 대안으로 소유-경영자(owner-manager)인 지배주주의 소유-지배

괴리도에 주목한다. 이론적으로 경영자가 1주당 1개의 의결권을 초과하는 통제권을 행사하는 경우 이들은 자신의 지분가치를 극대화하기 보다는 사적이익을 추구할 유인을 보유하여 부(wealth)의 이전의 문제를 야기한다(Grossman and Hart 1988). 소유-지배 괴리도는 지분의 크기에 따른 경영자의 금전적 보상, 참호 구축 등 복잡하게 얽힌 상호작용에서 벗어나 사적이익 추구 유인만을 명료하게 반영하는 장점을 갖는다. 따라서, 소유-지배 괴리도와 CSR 활동의 관계를 바탕으로, 동 활동이 경영자의 사적이익 추구 유인과 어떻게 연관되는지를 평가함으로써 기존 연구의 모호성을 보완한다. 만일, 지배주주의 사적이익 추구 유인을 대리하는 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간의 양(+)의 관계가 성립한다면, 동 활동이 과잉투자 수단으로 악용될 가능성이 높음을 시사할 것이다.

보다 중요하게, 본 연구는 앞선 양자 간의 관계가 외부 경영통제수단의 작동 여부에 따라 어떻게 달라질 수 있는지도 분석한다. 기업은 다양한 외부 통제 매커니즘에 의해 노출되며, 이들은 대리인문제를 효과적으로 통제하는데 기여하는 것으로 알려져 있다. 따라서, 이를 고려해야만 연구결과의 현실성을 강화함으로써 보다 엄밀히 대리인이론을 검증할 수 있을 것이다. 본 연구는 상품시장에서의 경쟁(product market competition)과 외국인 투자자 지분(foreign ownership)에 주목한다. 본 연구가 상기 두 가지 외부 경영통제수단에 주목하는 이유는, 국내 기업의 경우 높은 통제권을 보유한 지배주주의 존재로 인해 이사회 구성, 공시 등 내부 경영통제수단과 기업경영권시장, 경영자노동시장 등에 의한 규율이 효율적으로 작동하기 어렵기 때문이다. 반면, 경쟁위협은 외생적 특성으로 지배주주가 통제권 행사로 통해 회피하는 것은 사실상 불가능하다. 상당한 자금력과 전문성을 보유한 외국인 투자자의 주주행동주의(shareholder activism) 역시 지배주주가 통제하기 힘들다. 그러므로, 지배주주는 이들 두 가지 외부 경영통제수단의 영향력을 수용하여 자신의 효용을 극대화하는 방향으로 CSR 활동을 유도할 것으로 예상된다.

상품시장에서의 경쟁은 기업 내부자와 외부자 간 정보비대칭성을 완화하는 한편, 투자 위험 및 파산확률을 확대함으로써 경영자의 사적이익 추구 유인을 상당 수준 감소시키는 것으로 알려져 있다(Giroud and Mueller 2011). 하지만 동시에, 과도한 경쟁으로 인한 기업의 수익성 악화가 경영자의 사적이익 추구 유인을 확대시킬 우려도 제기될 수 있다(Raith 2003). 외국인 투자자는 대개 기관의 형태로 높은 자금력을 바탕으로 상당한 지분

을 확보함에 따라 경영자 통제의 무임승차문제(free riding problem)를 완화시킬 뿐만 아니라, 전문적 지식을 바탕으로 경영활동에 대한 상당한 분석력을 보유한다. 특히, 이들은 주주행동주의(shareholder activism)의 일환으로 사적협상, 주주제안, 의결권 행사 등을 통해 경영활동에 개입함으로써 경영자를 적극적으로 감시 및 규율하는 주체로 인식되고 있다. 하지만, 이러한 주장과 달리, 이들이 투자기업과 거래관계(business relationship)을 고려하거나 단기 투자수익 극대화하기 위해 경영자의 사적이익 추구를 위해 CSR 활동을 묵인할 가능성도 동시에 제기된다(Pound 1988). 이상에서 살펴본 바와 같이, 두 가지 외부 경영통제수단의 기대효과는 단편으로 예단하기 힘들기 때문에 실증분석이 요구된다. 이러한 접근을 바탕으로, 지배주주가 어떤 조건 하에서 사적이익 추구를 위해 CSR 활동을 악용하는지를 평가함으로써 관련 이론을 확장하고 보완할 것으로 기대된다.

본 연구는 2010년부터 2015년까지 한국거래소 유가증권시장 상장기업을 분석 표본으로 설정한다. 주요 변수로, 소유-지배 괴리도는 지배주주의 통제권(control rights)과 소유권(cash flow rights)의 차이로 정의한다. 일반적으로, 지배주주는 본인의 지분뿐만 아니라, 친족, 계열사 등을 통한 통제권을 확대한다. 지배주주 및 친족은 사실상 동일한 경제적 이해를 갖기 때문에 하나의 주체로 보는 것이 적절하며, 이들의 지분은 직접 지분에 해당하는 소유권을 의미한다. 따라서, 소유-지배 괴리도는 계열사 지분을 의미한다. 계열사 간 상호출자, 피라미드 소유구조를 통한 간접 지분 소유는 지배주주 일가의 금전적 이해와 관련이 없는 오로지 통제권 확대만을 위한 수단으로 1주당 1개 의결권 형태와의 괴리를 발생시킨다. CSR 활동의 대응치로 한국기업지배구조원의 기업별 사회책임 평가 결과를 활용한다. 동 지수는 2011년 이후 상장기업 전체를 대상으로 비영리기관에 의해 평가되기 때문에 측정상의 자의성을 최대한 배제하고, 객관성을 담보할 것으로 기대된다. 더욱이, 동 지수는 CSR 활동을 노동자, 협력사 및 경쟁사, 소비자와 지역사회 항목으로 세분화되어 평가가 이루어지기 때문에 동 활동의 구체적인 행태를 분석하기 용이한 장점을 갖는다. 외부 경영통제수단인 상품시장에서의 경쟁의 대응치는 가격-비용 마진(price-cost margin)을, 외국인 지분은 해당 기업의 외국인 투자자의 지분 합계로 측정된다. 분석 방법론으로, 여러 기업특성과 연도 및 산업효과를 통제한 OLS(Ordinary Least Square) 회귀분석을 활용하며, 기업 수준에서의 군집표준오차(clustered standard error)를 활용하

여 잠재적 이분산성과 자기상관의 문제를 통제한다. 이러한 설정하에서 본 연구는 먼저, 소유-지배 괴리도가 CSR 활동에 미치는 효과를 분석한다. 다음으로, 소유-지배 괴리도와 외부 경영통제수단 간 교차변수(interaction variable)을 형성하고, 동 변수가 CSR 활동에 미치는 효과를 분석한다. 교차변수의 추정계수를 통해, 소유-지배 괴리도의 효과가 외부 경영통제수단의 작동에 따라 어떻게 달라지는지를 확인한다.

국내에서는 국민경제가 저성장 단계에 진입함에 따라 대안적인 경제성장 모델로서 CSR 활동이 대두되고 있는 반면, 자본시장 발전과 투자자 보호 수준이 낮아 동 활동을 악용한 대리인문제가 가중될 수 있다. 다시 말해, CSR 활동의 대두와 자본시장의 비효율성이라는 특성이 공존하는 현실하에서 지배주주가 동 활동을 자신의 사적이익 확대에 악용할 우려가 크다. 따라서, 대리인이론에 기초한 CSR 활동의 편익과 비용을 파악하는 본 연구의 시도의 경제적, 사회적 의미가 클 것이다. 다음으로, 대부분의 국내 기업에는 지배주주가 존재하므로, 기존 미국을 중심으로 제기된 소유구조와 CSR 활동의 연관성에 기초한 분석을 적용 및 해석함에 있어 국내 자본시장의 현실을 고려한 새로운 시각의 접근이 필요하다. 특히, 지배주주가 소유-지배 괴리도에 기초한 유인구조를 바탕으로 자본시장에서 자신의 명성을 강화하거나 사적이익을 추구함으로써 통제권을 악용하는 사례가 빈번히 확인되고 있다. 따라서, 이러한 행태가 CSR 활동에도 연관될 가능성이 크며, 이에 대한 사전적 통제 방안을 모색하는 차원에서 본 연구는 시사점을 가질 것이다.

학술적 시사점으로, 본 연구는 다각적인 접근을 통해 CSR 활동에 대한 상반된 견해의 합의점을 모색함으로써 두 가지 주장이 양립할 수도 있음을 제시한다. 대리인이론에 기초한 연구들은 주주 중심의 경영하에 CSR 활동이 대리인문제와 연관되어 주주가치 제고에 부정적일 수 있음을 주장하는 반면, 전통적 견해는 이해관계자 중심의 경영하에 동 활동을 통해 기업이 경영활동의 유지 가능성을 담보하는 충분한 편익을 누릴 수 있음을 주장한다. 만일 외부 경영통제수단이 사전적으로 대리인문제를 통제한다면, 내부적으로 지배주주가 소유-지배 괴리도에 기초하여 CSR 활동을 자의적으로 변경함으로써 사적이익을 추구하는 행태가 규율될 것이다. 따라서 외부 경영통제수단의 규율효과가 존재할 경우 대리인이론에 기초한 실증적 논거가 사라져 후자(전통적 견해)의 주장이 지지될 수 있으며, 부재한 경우만 전자(대리인이론)의 주장이 지지될 수 있을 것이다. 즉, 외부 경영통제수단의 존재

가 기존 연구들의 상반된 두 가지 주장을 동시에 만족시키는 일종의 매개체로 작동할 수 있음을 확인한다. 다음으로, 본 연구는 국내 자본시장에서 외부 경영통제수단의 규율효과가 경영활동에 어떻게 연계될 수 있는지에 대한 새로운 논거를 제시할 것으로 예상된다. 자본시장의 발전 수준이 상대적으로 낮은 국내에서는 지배주주의 존재로 인해 이사회 등 내부 지배구조, 기업경영권시장, 경영자노동시장에 의한 대리인문제의 규율이 사실상 작동되지 않고 있다. 이러한 여건 하에서 비교적 지배주주의 영향력으로부터 상대적으로 자유로운 산업여건, 주주행동주의 가능성의 규율효과를 검증하는 것은 국내 자본시장에서 실효성 있는 CSR 활동을 둘러싼 대리인문제 통제 대안을 모색하는 측면에서 시사점을 가질 것으로 예상된다.

II장에서는 기존 문헌에 기초하여 연구 가설을 도출하며, III장에서는 분석표본, 변수와 방법론을 제시한다. IV장에서는 실증분석결과를 제시하며, V장에서는 이를 바탕으로 결론 및 시사점을 제공한다.

II. 기존 문헌 및 가설 도출

1. 소유-지배 괴리도와 CSR 활동

국제 연합(United Nation), 국제 표준화 기구(International Organization for Standardization) 등 기관들은 CSR 활동에 관련한 협약 및 표준을 제정·공표하고 있다. 국내의 경우에도 저성장 기조하에 대안적 경제성장 모형으로서 그 논의가 활발히 이루어지고 있다. 특히, 연기금의 책임투자(responsible investment) 강화, 기관투자자의 스튜어드십(stewardship) 코드 도입이 적극적으로 논의되고 있는데, 이의 배경에는 CSR 활동을 장려함으로써 국민경제의 지속 가능성을 확대하는데 있다. 이러한 추세는 이론적으로 CSR 활동이 기업의 다양한 이해관계자의 요구에 대응함으로써 경영성과를 개선할 수 있다는 논리에 의해 뒷받침될 수 있다(Carroll 1999). 보다 구체적으로 CSR 활동은 기업의 내부적으로 투자·인재유치 및 신사업 기회창출, 리스크 대응, 정보비대칭 해소 등에 기여하며, 외부적으로 고객 만족도 향상 및 지역사회의 신뢰성 확보, 기업이미지 상승에 기여

할 것으로 평가되고 있다(Freeman 1984; Clarkson 1995).

하지만, 이와 달리 대리인이론에 기초하여 CSR 활동이 주주가치 극대화에 배치되는 부정적인 수단으로 악용될 수 있다는 주장도 제기되고 있다(Barnea and Rubin 2010). 이러한 논의는 CSR 활동을 위한 투자지출이 단기적 경영성과로 가시화되지 않기 때문에 경영자 자신의 개인적 명성을 축적하기 위한 사적이익 추구 유인이 동 활동과 연관될 수 있음에 주목한다. 또한, 경영자가 CSR 활동이 확산되는 조류에 편승하여 기업 자원에 대한 재량권을 확대하기 위해 동 활동을 과잉투자 수단으로 악용할 수 있다는 주장도 제기된다. 대리인이론 하에 대표적인 실증적 논의로 지분에 기초한 경영자의 유인구조와 CSR 활동 간의 관계를 분석한 연구들이 존재하며, 이들은 대체로 양자 간 역(-)의 관계가 존재함을 보고하고 있다(Barnea and Rubin 2010). 전통적 대리인이론은 지분이 경영자와 주주 간 이해를 합치시키는 수단으로 주주가치 개선과 유의한 연관성을 보임을 제시한다(Jensen and Meckling 1976). 따라서, 낮은 지분으로 인해 주주가치 개선보다는 사적이익 추구 유인이 강화된 경영자가 CSR 활동을 확대한다는 것은, 동 활동에 과잉투자와 연관된 부정적인 측면이 내재함을 시사한다. 하지만, 미국, 영국 등의 선진국과 달리 집중된 소유구조를 갖는 국내의 현실을 감안할 때, 위와 같은 접근방식을 통한 분석결과를 대리인문제로 해석하는 것은 한계가 있다. Stulz (1988)의 연구는 지나치게 높은 지분(또는 통제권)의 확보(가령, 50% 이상)가 M&A(merger and acquisition) 시장, 경영자노동시장 등을 통한 규율 가능성을 약화시켜 경영자가 지나치게 위험을 회피하거나 참호 구축을 통해 주주 가치를 훼손할 수 있음을 제시한다. 이러한 주장을 동시에 고려할 경우 단순히 지분과 CSR 활동 간의 관계만을 가지고 동 활동이 주주가치에 기여하는지, 과잉투자 수단으로 악용될 수 있는지를 명확히 판단하기 어렵다. 특히, 집중된 소유구조를 가짐에 따라 대부분의 기업에서 높은 지분을 보유한 지배주주가 존재하는 국내 자본시장의 상황을 감안할 때, 동일한 접근방식을 시도하는 것은 현실을 제대로 반영하지 못할 가능성이 가중된다.

국내 자본시장에서 CSR 활동의 관심이 대두됨에 따라, 동 활동과 경영성과 간의 관련성을 평가한 연구가 시작되었다. 대표적으로, 김창수 (2009)는 UN Global Compact 참여 또는 지속가능보고서 발간 기업으로 정의되는 CSR 활동에 적극적인 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 높은 가치를 보임을 보고한다. 국찬표·강윤식 (2011)은 CSR 활동이 기업가

치 개선 효과를 보유했으며, 특히, 우수한 내부 지배구조를 구축한 기업에서 이러한 효과가 주로 관찰됨을 확인한다. 이후 국내 연구들은 CSR 활동의 동인을 평가하기 위한 접근을 시도한다. 박범진 (2018)은 경영자 지분과 CSR 활동 간 비선형 관계가 존재함을 제시한다. 구체적으로, 지분 확대에 따라 CSR 활동이 감소하였다가, 증가한 뒤 다시 감소하는 3차 함수의 형태가 관찰됨을 보고한다. 박상범·김희천 (2019)은 가족기업의 지배구조가 사회공헌활동에 미치는 효과를 확인한다. 이들은 가족 소유지분이 사회공헌활동에 음(-)의 영향을 미침을 근거로, 동 활동이 지배주주 일가의 재무적 이해와 일치하지 않음을 제시한다. 기존 연구와 본 연구의 차별성은 먼저, 기존 문헌과 달리 소유-지배 괴리도를 지배주주의 유인을 반영하는 대용치로 활용한 점이다. 앞서 언급한 바와 같이, 지분에 기초한 평가는 이해일치 효과와 참호구조 효과가 혼재되기 때문에, 대리인이론에 기초한 평가가 어렵다. 둘째, 기업의 CSR 활동의 동인을 파악함에 있어 외부 지배구조의 작동 가능성을 고려한 분석을 통해 일반화 가능성을 개선한다. 기존 연구는 대개 하나의 변수에 집중하여 CSR 활동의 동인을 평가한다. 하지만, 기업이 직면한 다양한 외부 경영통제수단의 존재는 지배주주의 유인만으로 그 동인을 파악하는데 한계가 있음을 유추할 수 있다. 따라서, 본 연구는 상기 두 가지 요인을 동시에 고려하여 포괄적인 실증적 논거를 탐색함으로써 관련 이론의 일반화에 기여할 것이다.

집중된 소유구조(concentrated ownership structure)를 갖는 신흥국을 대상으로 지분과 기업가치 간의 관계를 분석한 연구들은 소유-경영자인 지배주주의 소유-지배 괴리도가 사적이익 추구 유인과 연관될 수 있음을 주장한다(Johnson, La Porta, Lopez-de-Silanes, and Shleifer 2000). 국내 자본시장에서 지배주주는 집중된 소유구조를 바탕으로 본인의 직접 지분뿐만 아니라 다수의 계열사를 통한 간접 지분을 바탕으로 통제권을 확보한다. 자연히 미국, 영국 등의 분산된 소유구조와 달리 집중된 소유구조하에서는 경영자와 주주 간의 이해상충의 문제가 지배주주와 소액주주의 문제로 전환되어야 한다. 지배주주의 소유권과 통제권과의 괴리 현상은 여러 계열사를 보유한 기업집단 내 순환 출자, 피라미드 소유구조 등을 통해 실현되는 것으로 알려져 있으며, 국내 자본시장에서 흔히 관찰된다. 따라서, 국내 자본시장에서 소유구조와 CSR 활동의 적정성을 연관하기 위해서는 지분이 아닌 소유-지배 괴리도에 근거한 분석이 보다 효율적일 것으로 판단된다. 지배주주의 사적이

의 추구 유인에 관련한 여러 연구들 역시 이러한 소유-지배 괴리도의 확대가 경영의사결정에 어떤 영향을 미치며, 궁극적으로 기업가치와 어떻게 연관되는지를 확인한다(Almeida, Park, Subrahmanyam, and Wolfenzon 2011).

전통적 재무이론에 근거한 지배주주의 사적이익 추구 유인은 지분(소유권)과 통제권의 괴리에 기인한다(Grossman and Hart 1988; Harris and Raviv 1988). 일반적으로 지배주주가 1주당 1개의 의결권을 초과하는 통제권을 행사하는 경우 이들은 자신의 지분가치를 극대화하기 보다는 사적이익을 추구할 유인을 보유하며, 이는 소액주주와의 이해 불일치 현상을 유도한다(Joh 2003; Baek, Kang, and Park 2004). 일반적으로, 경영자의 사적이익 추구 유인은 과잉투자로 실현된다(Jensen and Meckling 1976). 이는 경영자의 명성, 재량권과 같은 비금전적 편익을 과잉투자를 통해 확대할 수 있기 때문이다. 따라서, 소유-지배 괴리도가 높은 기업에서 CSR 활동이 주로 확대된다는 것은, 동 활동이 과잉투자 수단으로 악용될 가능성이 높음을 의미할 것이다(가설 1-1). 이는 기존 연구의 CSR 활동의 부정적 견해로 주주 이론을 지지하는 결과로 해석될 수 있다. 반면, 음(-)의 관계가 성립할 경우, 소유-경영자인 지배주주가 CSR 활동을 기업가치 개선에 기여하는 긍정적인 수단으로 인식하고 있어 주주가치 개선과 연관되는 의사결정임을 의미할 것이다(가설 1-2). 현실적으로 지배주주의 통제권에 기인한 편익은 금전적 보상과 비금전적 사적이익에 기인한다(Burkart, Panunzi and Shleifer 2003). 따라서, 비금전적 사적이익의 추구 가능성이 낮은(즉, 소유-지배 괴리도가 낮은) 상황에서 CSR 활동을 확대한다는 것은 동 활동이 금전적 보상의 개선을 통한 편익을 가져다 줄 것으로 평가하고 있음을 유추할 수 있다. 지배주주의 금전적 보상은 기업가치와 밀접한 연관성을 가지므로, CSR 활동이 지배주주와 소액주주 간 이해를 일치시키는 수단으로 인식될 수 있음을 의미한다. 이는 기존 연구의 CSR 활동의 긍정적 견해로 이해관계자 이론을 지지하는 결과로 해석될 수 있다. 보다 확장하면, CSR 활동이 잠재적 대리인문제를 완화하거나 보증하기 위한 수단으로 활용될 수 있음을 시사한다.

가설 1-1: 소유-지배 괴리도는 CSR 활동에 양(+)¹⁾의 영향을 미칠 것이다.

가설 1-2: 소유-지배 괴리도는 CSR 활동에 음(-)²⁾의 영향을 미칠 것이다.

2. 소유-지배 괴리도와 외부 경영통제수단의 상호작용

가. 상품시장에서의 경쟁

복잡한 기업 경영의 현실을 감안할 때, 단편적으로 특정 한 가지 요인에만 의존하여 CSR 활동의 편익과 비용을 판단하는 것은 제한적으로 받아들여지므로, 여러 내부 특성과 환경적 요인을 종합적으로 고려한 다각적인 접근이 요구된다(Shleifer and Vishny 1997). 더욱이, CSR 활동에 대한 상반된 견해가 동시에 제기되고 있는 사실을 주지할 때, 보다 세밀하며 구체적인 접근을 통해 일반화할 수 있는 가설을 제기할 필요성은 가중된다. 현실적으로도, CSR 활동이 경영자의 대리인문제에 주로 악용된다면, 동 활동을 강화하는 기업은 가치가 크게 하락하거나 자본시장에서 퇴출되어야 하는데 이러한 행태는 관찰되지 않고 있다. 이러한 맥락에서 앞선 대리인이론에 기초한 주장이 아직까지 일반화되기 어려울뿐더러, CSR 활동에 대한 학술적, 실무적 이해가 충분하지 않음을 유추할 수 있다. 이지혜·변희섭 (2013)은 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간의 양(+)의 관계가 성립함을 보고하고, 이를 바탕으로, 동 활동이 지배주주의 과잉투자 수단으로 악용될 수 있음을 주장한다. 하지만, 이러한 분석에도 불구하고, 국내 자본시장에서 CSR 활동은 지속적으로 강조되고 있다. 본 연구는 이들 연구를 보다 확장하여, 기업이 노출된 외부 경영통제수단의 작동 가능성에 주목한다.¹⁾

기업은 다양한 외부 경영통제수단들에 직면하며, 지배주주는 이를 고려하여 자신의 효용을 극대화하는 방향으로 CSR 활동을 결정할 것으로 판단된다. 지배주주의 효용은 지분가치에 비례하는 금전적 이득(monetary compensation)과 평판, 재량권 등 비금전적 사적이익(private benefit)에 비례한다(Burkart, Panunzi and Shleifer 2003). 두 가지 요인은 상충관계를 갖기 때문에(Jensen and Meckling 1976), 지배주주는 어떤 요인을 통해 효용을 극대화해야 할지를 결정해야 한다. 이러한 논의하에서, 외부 경영통제수단의 효과를 고려하여 사적이익 추구 행태가 가중될 것으로 판단되는 조건을 사전에 판단함으로써, 지배주주의 CSR 활동 확대(또는 축소)가 어떤 동인에 기초하는지를 평가할 수 있을 것이다.

1) 더욱이, 이들 연구는 본 연구와 달리 비교적 짧은 시계열 기간(2개년)만을 표본으로 활용하여 일반화 가능성이 크지 않은 것으로 판단한다.

Kim and Lu (2011)는 상품시장에서의 경쟁과 기관 투자자 지분(institutional ownership)을 외부 경영통제수단으로 고려한다. 이들은 경영자의 소유구조에 기초한 과잉투자 유인을 위 2가지 외부 경영통제수단이 효율적으로 통제함으로써 주주가치 개선에 기여할 수 있음을 제시한다. 이는 상품시장에서의 경쟁이 기업 내부자와 외부자 간 정보비대칭을 해소하는 한편, 투자위험 및 파산확률을 확대함으로써 경영자의 사적이익 추구 유인을 상당 수준 감소시키는 효과에 기인한 것으로 평가된다(Giroud and Mueller 2011). 하지만, 지나친 경쟁으로 인한 기업의 수익성 악화는 지배주주로 하여금 금전적 이득을 적극적으로 확대하기 어렵게 만들 수 있다(Raith 2003). 따라서, 지배주주는 비금전적 사적 이득을 통해 효용을 극대화할 유인을 보유할 것으로도 예상이 가능하다. 이렇듯 상품시장에서의 경쟁의 상반된 효과가 존재하기 때문에, 실증분석의 필요성은 가중된다. 본 연구와 유사하게, Lee, Park, and Byun (2018)는 비경쟁적인 상품시장 내 기업이 CSR 활동에 적극적임을 보고한다. 특히, 이러한 행태는 지배주주의 지분이 낮은 기업에서 주로 관찰되며, 이를 통해 CSR 활동이 대리인문제에 악용될 수 있음을 주장한다. 이들 연구는 지배주주의 지분을 CSR 활동의 적정성을 평가하기 위한 기준으로 활용한다. 하지만, 앞선 언급한 바와 같이, 이와 같은 평가는 한계가 존재하므로, 소유-지배 괴리도에 기초한 접근이 필요하다.

상품시장에서의 경쟁의 효과를 고려할 때, 앞선 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간의 연관성이 변화될 것으로 판단된다. 먼저, 양자 간 양(+)의 연관성(CSR 활동의 부정적 견해)이 관찰됨을 전제로, 이러한 행태가 경쟁적인 상품시장에서 강화된다면(가설 2-1), 이는 낮은 수익성으로 인한 효용 감소를 과도한 CSR 활동을 통한 사적이익의 확대로 상쇄시키고 있음을 시사할 것이다. 즉, CSR 활동에 과잉투자함으로써 명성 강화와 재량권 확대 유인을 충족시킬 것으로 판단된다. 반면, 비경쟁적인 상품시장에서 강화된다면(가설 2-2), 지배주주가 사적이익 추구가 용이한 환경을 선별하여 CSR 활동을 통해 과잉투자 유인을 충족시키고 있는 것으로 해석이 가능할 것이다.

다음으로, 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간 음(-)의 연관성(CSR 활동의 긍정적 견해)이 관찰됨을 전제로, 이러한 현상이 경쟁적인 상품시장에서 강화된다면(가설 2-3) 동 활동이 경쟁우위 확보를 위한 경영전략으로 이해될 수 있음을 시사할 것이다(Flammer 2015).

즉, 지배주주가 사적이익의 추구 유인이 낮을 뿐만 아니라, 치열한 경쟁에서 생존하기 위한 상황에서 CSR 활동을 강화하는 것은 동 활동의 긍정적 기능을 기대하고 있음을 의미할 것이다. 반면, 비경쟁적인 상품시장에서 강화된다면(가설 2-4), 경쟁위협이 부재로 인한 지대추구(rent seeking) 행태를 예방하기 위한 대안으로 CSR 활동이 활용되고 있음을 의미할 것이다. 다시 말해, 낮은 경쟁위협으로 인해 사적이익의 추구가 용이하다하더라도, 오히려 소유-지배 괴리도가 낮은 기업에서 CSR 활동이 주로 강화된다는 것은 지배주주 스스로 사적이익을 추구하지 않음을 보충하기 위해 동 활동을 활용하고 있음을 시사할 것이다. 이러한 추론은, CSR 활동이 자본시장에 긍정적인 신호를 전달할 수 있다는 연구(EI Ghoul, Guedhami, Kwok, and Mishra 2011), 부정적인 충격에 대비한 일종의 보험의 역할을 수행한다는 연구에 의해 뒷받침될 수 있다(Godfrey, Merrill and Hansen 2009). 이는 CSR 활동이 잠재적 대리인문제를 통제하는 효과가 있음을 의미한다.

가설 2-1: 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간 양(+)의 관계는 경쟁적인 상품시장에서 강화될 것이다.

가설 2-2: 양자 간 양(+)의 관계는 비경쟁적인 상품시장에서 강화될 것이다.

가설 2-3: 양자 간 음(-)의 관계는 경쟁적인 상품시장에서 강화될 것이다.

가설 2-4: 양자 간 음(-)의 관계는 비경쟁적인 상품시장에서 강화될 것이다.

나. 외국인 투자자 지분

외국인 투자자는 지분가치 상승을 위해 적극적인 경영참여 유인을 보유하기 때문에 경영통제체제로 인식된다. 특히, 이들은 대개 기관의 형태로, 높은 자금력을 보유하기 때문에 경영권 위협을 통해 기업의 비효율적인 경영의사결정을 사전에 통제할 수 있다(Gillan and Starks 2003). 관련하여, Pound (1988)는 기관투자자는 일반 투자자에 비해 투자에 대한 전문지식을 보유하기 때문에 경영자를 효과적으로 감시할 수 있음을 주장한다. 이는 지분 증가가 감시 가능성을 확대함으로써 대리인문제를 경감시킬 수 있음을 의미한다. Cremer and Nair (2005)은 기관투자자의 지분이 높은 경우 경영권 위협이 큰 기업의 주

식수익률이 여타 기업에 비해 높게 나타남을 보고한다. 이는 기관투자자의 지분이 여타 지배구조 장치의 효율성을 개선시키는 효과가 존재함을 시사한다. 반면, 기관투자자는 기업과 또 다른 수익성이 있는 거래관계로 인해 경영자를 감시하기 보다는 오히려 이들의 편에서 의결권을 행사할 가능성이 제기된다. 또한, 기관투자자가 경영자와의 단기 투자수익 등 공동이익을 추구할 가능성도 존재한다(Pound 1988; Agrawal and Knoeber 1996).

앞선 소유-지배 괴리도와 CSR 활동의 관계는 외국인 투자자의 지분에도 영향을 받을 것으로 예상된다. 먼저, 양자 간 양(+)의 영향력(CSR 활동의 부정적 견해)이 외국인 지분이 높은 기업에서 강화될 경우(가설 3-1), 이는 지배주주의 사적이익 추구 유인과 외국인 투자자의 단기 투자수익 확대 유인이 일치하고 있음을 시사할 것이다. 자본시장에서 CSR 활동에 대한 관심이 급격히 확대되는 반면, 동 활동의 성과는 단기적으로 가시화되지 않기 때문에 이러한 추세를 악용할 가능성이 내재한다(Barnea and Rubin 2010). 외국인 투자자가 경영개선을 요구하기보다는 단기 투자수익의 확대를 위해 단순히 주식을 사고파는(wall street rule) 행태만을 보일 것이라는 우려가 이러한 주장을 뒷받침한다(Coffee 1991). 반면, 외국인 지분이 낮은 기업에서 강화된다면(가설 3-2), 이는 지배주주가 외국인 투자자의 잠재적 주주행동주의를 회피하고 사적이익 추구가 용이한 환경을 선택하고 있음을 시사할 것이다.

다음으로, 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간 음(-)의 연관성(CSR 활동의 긍정적 견해)이 관찰됨을 전제로, 이러한 현상이 외국인 지분이 높은 기업에서 강화될 경우(가설 3-3) 외국인 투자자가 CSR 활동을 경영개선을 위한 필요조건으로 평가하고 있음을 의미할 것이다. 무엇보다, 지배주주 역시 이해관계자의 요구에 대응할 수 있는 CSR 활동을 적극적으로 이행함으로써 잠재적 주주행동주의의 가능성을 회피함은 물론, 지분가치 상승을 유도하고 있음을 시사한다. 즉, CSR 활동이 외국인 투자자와 지배주주의 경제적 이해를 동시에 충족시키는 긍정적 효과가 기대됨을 의미한다. 반면, 외국인 지분이 낮은 기업에서 강화될 경우(가설 3-4) 경영전제 수단의 부재로 인한 기업의 이해관계자의 사적이익 추구 우려를 사전에 해소하기 위해 CSR 활동을 활용하고 있음을 시사할 것이다. 즉, CSR 활동에는 대리인문제의 보증수단이라는 긍정적 기능이 내재하고 있음을 의미할 것이다.

가설 3-1: 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간 양(+)의 관계는 외국인 지분이 높은 경우 강화될 것이다.

가설 3-2: 양자 간 양(+)의 관계는 외국인 지분이 낮은 경우 강화될 것이다.

가설 3-3: 양자 간 음(-)의 관계는 외국인 지분이 높은 경우 강화될 것이다.

가설 3-4: 양자 간 음(-)의 관계는 외국인 지분이 낮은 경우 강화될 것이다.

III. 분석자료 및 방법론

1. 분석표본

본 연구는 분석자료의 확보와 기업 간 비교의 가능성을 전제로 한국거래소(Korea Exchange) 유가증권시장 상장기업을 연구 표본으로 설정한다(2,546개 기업-연도 자료). 분석 기간은 2010년부터 2015년까지이다. 이 중, 금융 및 보험업에 속하거나 자본잠식 기업은 표본에서 제외한다. 더불어, 실증분석을 위한 변수 산출에 필요한 자료가 존재치 않은 표본도 배제한다. 지배주주의 소유-지배 괴리도는 금융감독원 전자공시시스템에서 제공하는 기업별 사업보고서에 기초하여 수작업을 통해 수집된다. 특히, 이러한 과정에 있어 실질적인 지배주주를 판별하는 작업이 선행되어야 한다. 가령, 기업집단 내 계열사의 최대주주가 여타 계열사인 경우로 나타나는 경우가 있는데, 이를 지배주주로 소유-지배 괴리도를 계산하는 것은 현실적이지 않다. 더불어, 최대주주가 연기금 등 기관투자자로 보고되지만, 지배주주, 친족과 계열사의 지분 합계가 이들의 지분을 초과하는 경우도 발견된다. 이 경우 이들을 사실상의 통제권을 보유한 지배주주로 판별하는 것은 현실적이지 않다. 따라서, 본 연구는 사업보고서, 지분공시, 기업연혁, 신문기사 등을 종합적으로 검토하여 실질적인 통제권을 보유한 지배주주를 판별한다. 다음으로, 이들과 친족, 동일 기업집단 계열사 여부를 판별하고, 각 주체의 지분 자료를 수집하여 소유구조를 파악한다. CSR 활동의 대용치는 한국기업지배구조원의 기업별 사회책임 평가 지수를 활용한다. 동 기관에서는 국내 자본시장에서 CSR 활동이 대두되는 상황을 고려하여 이를 정량화하고자, 2011년부

터 매년 상장기업을 대상으로 사회적 책임 평가 지수를 발표한다. 동 지수는 기업 내부 자료에 근거하여 2011년 기준 66개 항목을 기준으로 300점 만점으로 평가된다. 동 지수는 상장기업 전체에 대한 자료를 확보할 수 있어 비교 가능성이 클 뿐만 아니라 신뢰성 높은 결과의 도출이 용이할 것으로 판단된다. 특히, 근로자, 협력사 및 경쟁사, 소비자, 지역사회 등 다양한 평가항목을 고려하고 있어 포괄적인 분석결과를 도출할 수 있을 것으로 기대된다. 동 지수는 기존 미국기업을 대상으로 한 연구들(Harjoto and Jo 2011)에서 CSR 활동의 주요 대응치로 활용하는 KLD(Kinder, Lydenberg, and Domini's Socrates database) 지수와 평가항목이 대체로 유사하여, 동일한 논리를 적용하는데 큰 무리가 없을 것으로 판단된다. 기업의 재무제표, 주식가격 및 여타 소유구조 자료는 FN-Guide에서 제공하는 데이터가이드에서 추출하여 사용한다. 소유구조, CSR 활동 지수를 제외한 재무 비율은 표본의 상·하위 1%에서 이상치를 제거(winzORIZATION)하여 활용한다.

2. 변수

가. 소유-지배 괴리도

소유-지배 괴리도는 기존 연구의 정의에 따라 지배주주의 통제권에서 소유권을 차감한 값을 활용한다. 지배주주의 통제권은 본인의 직접 지분, 친·인척 지분과 계열사 지분을 합한 값으로 측정되며, 지배주주의 금전적 보상과 직접적인 관련성을 갖는 직접 지분과 친·인척 지분을 통제권에서 차감한 값을 소유-지배 괴리도(Disparity)로 정의한다. 결국, 계열사 지분을 통해 간접적으로 해당 기업에 대한 통제권을 행사하는 경우 자신의 직접적인 부와 연관성이 낮아져 사적이익을 추구할 유인이 강화될 것이다.

나. CSR 활동 지수

CSR 활동 지수는 한국기업지배구조원의 기업별 사회적 책임 지수를 1점 만점으로 표준화하여 활용한다(CSRI). 또한, 본 연구는 CSR 활동 이행의 구체적 경로를 평가하기 위해 항목별 지수도 분석에 활용한다. 사회적 책임 지수는 근로자, 협력사 및 경쟁사, 소비자와 지역사회

회로 구분되어 평가된다. 근로자 항목은 근로자의 평균근속연수, 복리후생비, 교육훈련비 등에 기초하여 평가된다. 동 항목은 가장 높은 평가 비중을 차지한다. 협력사 및 경쟁사 항목은 자율준수편람 관리 수준, 내부신고제도 운영, 공급망의 윤리경영 체계 평가 및 지원 등에 기초하여 평가된다. 소비자 항목은 소비자 정보 관리, 만족도 제고, 피해보상 등에, 지역 사회 항목은 사회공헌액, 지역사회 배려 및 창업지원 등에 기초하여 평가된다. 보다 구체적인 평가 내용은 아래 <Table 1>에 제시되어 있다. 본 연구는 각 세부 항목별 점수는 1점 만점으로 환산하여 활용한다(CSRI_{Employee}, CSRI_{Vendor}, CSRI_{Consumer}, CSRI_{Community}).

<Table 1> Corporate social responsibility activities index

This table shows the categories and items for the evaluation of corporate social responsibility activities by Korea corporate governance service.

Category	Score (%)	Item
Employee	130 (43.3)	- The average number of years worked
		- Welfare cost to sales
		- Training cost per person
		- The ratio of female workers
		- Safety and health education and activities
Vendor and competitor	60 (20.0)	- Human rights protection education and activities, etc.
		- Revision of the compliance manual
		- Appointment of the compliance manager
		- Operation of the internal reporting system
		- Ethical management system evaluation results in the supply chain
Consumer	60 (20.0)	- Implementation of fair trade training and program
		- Conduct of anti-corruption education and performance management
		- Implementation of partner support program, etc.
		- Fair trade policy for consumers
		- Evaluation and certification for consumer safety
Community	50 (16.7)	- Damage relief policy when leaking consumer personal information
		- Implementation of policies and programs to improve consumer satisfaction
		- Procedures and organizations for consumer damage compensation, etc.
		- Social contribution expenditure to sales
		- Social contribution support program

		- Local supplier or local talent consideration policy
		- Support for local business startups, etc.
Total	300 (100.0)	-

다. 외부 경영통제수단

상품시장에서의 경쟁은 기업재무 및 산업조직론 분야에 활발히 활용되는 가격-비용 마진(Price cost margin)을 활용한다(Karuna 2007).²⁾ 본 연구는 경쟁 수준의 측정을 위해 상장기업뿐만 아니라 비상장기업의 자료도 활용한다. 주식시장의 발달 수준이 높지 않은 국내의 실정을 고려할 때, 상장기업에 국한하여 경쟁 수준을 측정할 경우 현실을 호도할 우려가 제기될 수 있다. 따라서, 비상장기업도 모두 포함한 광범위한 자료를 구성하여 변수 측정에 활용함으로써 현실성을 강화한다. 다만, 이러한 작업을 위해서는 재무제표의 확보가 선행되어야 하므로, 이러한 조건이 충족되는 외부회계감사 법인의 활용만이 가능하다는 제약이 존재한다. 이들 법인은 대개 일정 수준 이상의 매출액 또는 자산 규모를 갖기 때문에 사실상 경쟁 수준에 의미 있는 영향력을 갖는 기업으로 평가될 수 있다. 반면, 이에 해당하지 않는 기업의 경우 영세한 영업 규모와 범위를 가져 경쟁 수준에 중대한 영향을 미치지 못할 것으로 판단된다.

경쟁 수준의 측정을 위해 먼저, 본 연구는 한국표준산업분류(Korea Standard Industry Code) 3자리를 기준으로 기업을 특정 산업으로 분류한다. 분류된 산업 내 기업들의 매출액의 합계를 매출원가와 판매비 및 관리비의 합계로 나눈 값을 경쟁 수준의 대용치로 활용한다. 동 변수가 높다는 것은 독과점적 이익을 충분히 누리고 있는 비경쟁적인 상품시장임을 의미한다. 반면, 낮다는 것은 높은 경쟁으로 인한 사실상 한계편익이 한계비용과 일치하는 경쟁적인 상품시장임을 의미한다.

외국인 투자자 지분은 각 기업별 외국인 투자자의 지분 합계로 측정된다(Foreign ownership). 동 변수가 높은 값을 갖는다는 것은 외국인 투자자의 감시 유인 혹은 단기 투자수의 확대 유인 높음을 의미한다. 즉, 어떤 경로로든 기업 경영활동에 영향력을 미칠 것으로 판단된다.

2) 특히, 가격-비용 마진은 산업 내 이익에 기초하여 경쟁 수준을 추정하기 때문에, 잠재 진입자로 인한 경쟁 위협을 반영하는 장점을 갖는다(Bena and Xu 2017).

라. 여타 변수

본 연구는 실증분석에 있어 누락변수의 편의(omitted variable bias)에 기초한 내생성 문제를 최소화하기 위해 다양한 통제변수를 모형에 포함한다. 통제변수의 설정은 기존 연구에 기초한다(Barnea and Rubin 2010; Harjoto and Jo 2011). 규모 효과를 통제하기 위해 총자산에 자연로그를 취한 값을 모형에 포함한다(Size). 부채의 상승은 파산위험과 절세효과와 확대시키고 이는 CSR 활동과 같은 투자의사결정에 영향을 미칠 수 있다. 이를 고려하여, 총자산 대비 부채를 모형에 포함한다(Leverage). 수익성과 시장가치 평가 수준의 대용치로 총자산 대비 당기순이익(ROA), 자기자본의 장부가치 대비 시장가치(MTB)를 모형에 포함한다. 기업의 성장단계의 대용치로 기업업력에 자연로그를 취한 값을 모형에 추가한다(Age). 기업 성장성의 대용치로 과거 5년간 매출액 성장률 평균(Sales growth), 기업 경영위험의 대용치로 과거 5년간 월별 주식수익률의 표준편차(Volatility)를 모형에 포함한다.

본 연구의 후반부에서는 소유-지배 괴리도와 외부 경영통제수단의 상호작용이 어떤 상황에서 주로 확대되는지를 분석한다. 관련하여, 지배주주의 사적이익의 추구 유인은 금전적 이득을 통해 효용을 확대하기 어려운 상황에서 강화될 것으로 예상된다. 이는 소유-지배 괴리도가 높음과 동시에 직접 지분이 낮은 상황으로 평가될 수 있다. 따라서, 직접 지분의 규모에 따라 두 변수 간 상호작용이 달라질 수 있을 것이며, 이를 확인하기 위해 지배주주 및 친족 지분의 합계를 활용한다(Ownership). 한편, 국내 자본시장에는 재벌 기업집단이 존재하며, 이들은 막강한 경제력을 보유한다. 이러한 경제력은 지배주주의 통제권의 규모를 확대시키며, 외부 경영통제수단의 규율에 대한 민감도(sensitivity)를 축소시킬 것이다. 이러한 현실적 추론을 분석에 반영하기 위해, 공정거래위원회가 지정한 대규모 기업집단(재벌)에 소속된 기업(계열사)의 경우 1의 값을 갖는 더미변수를 형성한다(Chaebol).

한편, 본 연구는 기업가치 관련성도 추가적으로 분석한다. 이러한 시도는 CSR 활동의 사후적 결과를 평가하는데 활용된다. 본 연구는 소유-지배 괴리도에 기초한 지배주주의 사전적 유인을 바탕으로 CSR 활동의 적정성을 평가한다. 이러한 사전적 평가가 실제 주주가치 극대화라는 궁극적인 목적을 갖는 기업의 목표와 어떻게 연계되는지를 파악해야만

CSR 활동에 대한 엄밀한 평가가 가능할 것이다. 가령, 사전적으로 평가된 지배주주의 사회적 추구를 위해 이행된 CSR 활동이 기업가치 개선에 기여하지 못하거나 오히려 감소시켰다면 이는 대리인문제로의 추론을 보다 강건하게 뒷받침할 것으로 기대된다. 이러한 분석에 있어 기업가치는 보통주 주식수에 연말종가를 곱한 값과 부채의 장부가치를 합한 값을 자산의 장부가치 나눈 값(Tobin's Q)으로 정의한다. 한편, 기업가치 관련성 분석에 있어 투자지출의 규모를 통제하기 위해 자본지출과 R&D 비용의 합계를 총자산으로 나눈 값을 활용한다(Investment).

〈Table 2〉 Definition of variables

This table shows the definition of variables.

Variable	Definition
CSRI	The index that corporate social responsibility evaluation score by the Korea Corporate Governance Service (KCGS) converted into one point.
CSRI _{Employee}	The index that the evaluation score from the employee category converted into one point.
CSRI _{Vendor}	The index that the evaluation score from the vendor and competitor category converted into one point.
CSRI _{Consumer}	The index that the evaluation score from the consumer category converted into one point.
CSRI _{Community}	The index that the evaluation score from the community category converted into one point.
Disparity	The controlling shareholder's control rights (total of the ownership of the controlling shareholder, relatives, and affiliates) - cash flow rights (total ownership of the controlling shareholder and relatives)
Price cost margin	The sum of the sales divided by the sum of the cost of sales and selling and administrative expenses of firms in an industry (3-digit of Korea industry classification code)
Foreign ownership	The sum of foreign investors' ownership
Size	Natural log of sales
Leverage	Liability/Total asset
ROA	Net income/Total asset
MTB	The market value of equity/book value of equity
Age	Natural log of firm's age

Sales growth	The average sales growth over the past five years
Volatility	The standard deviation of monthly stock return over the past five years
Ownership	Total ownership of the controlling shareholder and relatives
Chaebol	The dummy variable that takes the value of one if firms belong to 'Chaebol' conglomerate designated by the Fair Trade Commission.
Tobin's Q	(Market value of equity+book value of a liability)/book value of the total asset
Investment	(Capital expenditure+research & development expense)/total asset

3. 방법론

본 연구는 실증분석을 위해 OLS 회귀분석을 활용한다.³⁾ 종속변수인 CSR 활동(또는 기업가치)과 독립변수 간 시차관계를 고려하여, 모든 독립변수는 1기 이전의 값을 활용한다. 패널자료를 활용한 회귀분석은 이분산성, 자기상관 문제 등 통계적 오류에 노출될 우려가 제기될 수 있다. 이를 사전에 통제하기 위해 기업 수준에서 조정된 군집표준오차를 통해 각 추정계수의 통계적 유의성을 검증한다. 연도별, 산업별 CSR 활동의 추세와 차이를 통제하기 위해 연도더미변수(η_t)와 산업더미변수(λ_j)를 모형에 추가한다. 실증분석모형은 아래 식 (1)과 같다.

$$\begin{aligned}
 CSR_{it+1} = & \beta_0 + \beta_1 * Disparity_{it} + \beta_2 * Price\ cost\ margin_{jt} + \beta_3 * Foreign\ ownership_{it} \\
 & + \beta_4 * Disparity_{it} * Price\ cost\ margin_{jt} + \beta_5 * Disparity_{it} * Foreign\ ownership_{it} \\
 & + \beta_6 * Size_{it} + \beta_7 * Leverage_{it} + \beta_8 * ROA_{it} + \beta_9 * MTB_{it} + \beta_{10} * Age_{it} \\
 & + \beta_{11} * Sales\ growth_{it} + \beta_{12} * Volatility_{it} + \lambda_j + \eta_t + \epsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{1}$$

[여기서, i 는 기업을, j 는 산업을, t 는 연도를 의미함]

본 연구는 소유-지배 괴리도와 외부 경영통제수단이 CSR 활동에 미치는 영향을 회귀분석을 통해 확인한다. 이를 통해, 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간의 어떤 연관성이 성립

3) 실증분석에 있어 고정효과모형(fixed effect model)의 활용도 가능하다. 하지만, 지분 변수의 특성상 여러 연도에 걸쳐 동일한 값이 관찰되는 기업을 다수 관찰할 수 있는데, 이는 기업더미변수에 기초한 고정효과모형 추정이 불가능하게 하는 요인을 작용할 수 있다. 즉, 기업더미변수와 지분 간 완전공선성(perfect collinearity) 문제가 야기될 수 있다.

하는가를 확인함으로써 국내 자본시장에서 기존 연구의 상반된 주장 중 어떤 견해가 지지되는지를 파악한다. 다음으로, 외부 경영통제수단의 규율효과를 검증하기 위해, 소유-지배 괴리도와 외부 경영통제수단의 대응치 간 교차변수를 설정한다. 교차변수의 추정계수를 통해 소유-지배 괴리도에 기초한 지배주주의 사적이익 추구 유인이 외부 경영통제수단의 작동에 따라 어떻게 달라지는지를 판단한다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량 및 상관관계

<Table 3>는 변수의 기술통계량을 제시한다. CSRI의 평균은 0.3078로 관찰된다. 이는 아직까지 국내 기업의 CSR 활동이 기대하는 수준에 미치지 못하고 있음을 시사한다. 하지만, 표준편차도 충분하며, 최댓값과 최솟값의 차이가 극명하게 관찰되어 지배주주의 유인에 따라 CSR 활동의 수준이 달라질 수 있을 것이라는 추론이 가능하다. CSR 활동의 세부 항목 중 노동자 항목(CSRI_{Employee})이 비교적 적극적으로 이행됨을 확인할 수 있다. 소유-지배 괴리도(Disparity)이 평균은 0.1510로 나타난다. 이는 지배주주가 직접 지분을 보유하지 않고도 약 15%의 의결권(또는 통제권)을 행사할 수 있음을 시사한다. 본 연구의 표본이 상장기업인 점을 감안하면, 이러한 간접 지분은 상당한 수준으로 평가된다. 상품시장에서의 경쟁의 대응치인 Price cost margin의 평균 1.0715, 외국인 지분의 평균은 0.0978로 확인된다. 여타 변수의 경우 눈에 띄는 이상치가 관찰되지 않는다.

〈Table 3〉 Summary statistics

This table shows the summary statistics of variables. The definition of variables is presented in 〈Table 2〉.

Variable	Obs	Mean	Median	STD.DEV	Max	Min
CSRI	2,546	0.3078	0.2633	0.1694	0.9433	0.0667
CSRI _{Employee}	2,546	0.3652	0.3286	0.1508	0.9286	0.1143
CSRI _{Vendor}	2,546	0.2393	0.0781	0.2574	1.0000	0.0000
CSRI _{Consumer}	2,546	0.2959	0.2879	0.1888	0.9545	0.0000
CSRI _{Community}	2,546	0.2107	0.1667	0.1943	1.0000	0.0000
Disparity	2,546	0.1510	0.0319	0.2020	1.0000	0.0000
Price cost margin	2,546	1.0715	1.0566	0.0586	1.5255	0.9360
Foreign ownership	2,546	0.0978	0.0362	0.1385	0.8921	0.0000
Size	2,546	19.4928	19.3537	1.7412	24.0623	15.4766
Leverage	2,546	0.4330	0.4332	0.2033	0.8917	0.0206
ROA	2,546	0.0202	0.0276	0.0764	0.2030	-0.3352
MTB	2,546	1.1427	0.8230	1.0476	6.4614	0.1890
Age	2,546	3.4546	3.6889	0.7241	4.4308	1.0986
Sales growth	2,417	0.1032	0.0854	0.1641	1.0842	-0.2704
Volatility	2,148	0.5019	0.4655	0.1762	1.0968	0.2265
Ownership	2,546	0.2658	0.2669	0.2169	1.0000	0.0000
Chaebol	2,546	0.2321	0.0000	0.4223	1.0000	0.0000
Tobin's Q	2,491	1.1746	0.9671	0.8210	12.2971	0.1944
Investment	2,546	0.0460	0.0298	0.0480	0.2332	0.0000

〈Table 4〉는 주요 변수 간 상관계수를 제시한다. Disparity와 CSRI 간에는 유의한 양(+)의 상관계수가 확인된다. 이는 지배주주가 사적이익 추구 유인이 확대되는 상황에서 CSR 활동을 적극적으로 이행하고 있음을 시사한다. 따라서, 국내 자본시장에서 CSR 활동이 지배주주의 과잉투자 유인을 충족하는데 악용될 수 있음을 시사한다(이지혜·변희섭 2013). 외부 경영통제수단으로 상품시장에서의 경쟁(Price cost margin)은 CSRI와 직접적으로 유의한 상관관계를 갖지는 않는다. 반면, 외국인 지분(Foreign ownership)의 경우 CSRI와 유의한 양(+)의 상관관계가 확인된다. 하지만, 이러한 상관관계만으로 외국인 투자자가 CSR 활동을 단기 투자수의 확대에 활용하는지, 경영개선의 수단으로 기대하는지에 대한 판단이 어렵다. 따라서, 본 연구는 지배주주의 사적이익 추구 유인과의 연관성에 연계하여 이에 대한 평가를 수행한다. 한편, 본 연구는 교차변수 설정을 통해 소유-지배

괴리도와 외부 경영통제수단 간의 상호작용 효과를 검증한다. 이러한 설정하에서 만일 교차변수 형성에 활용되는 두 가지 변수가 높은 상관관계를 갖는 경우 표본이 특정 구간에 치우쳐 분석결과가 현실을 적절히 반영하지 못할 우려가 제기될 수 있다. 하지만, Disparity와 Price cost margin, Disparity와 Foreign ownership 간에는 유의적인 상관관계수가 관찰되지만 그 절댓값이 우려될 만큼 크지 않은 것으로 나타난다. 이는 표본의 특성상 교차변수 활용에 큰 무리가 없음을 확인시켜 준다.

〈Table 4〉 Correlation

This table shows the correlation coefficient among the main variables. The definition of variables is presented in 〈Table 2〉. * denote the statistical significance at a minimum 5% level.

Variable	CSRI	CSRI _{Employee}	CSRI _{Vendor}	CSRI _{Consumer}	CSRI _{Community}
CSRI _{Employee}	0.9470*				
CSRI _{Vendor}	0.9197*	0.8051*			
CSRI _{Consumer}	0.8536*	0.7469*	0.6862*		
CSRI _{Community}	0.8370*	0.7406*	0.7856*	0.6369*	
Disparity	0.0630*	0.0562*	0.0629*	0.0565*	0.0474*
Price cost margin	0.0116	0.0137	0.0285	-0.0633*	0.1070*
Foreign ownership	0.4062*	0.3751*	0.4093*	0.2768*	0.4221*
Tobin's Q	0.1472*	0.1505*	0.1234*	0.1153*	0.1420*
Variable	Disparity	Price cost margin	Foreign ownership		
Price cost margin	-0.0725*				
Foreign ownership	0.0390*	0.1428*			
Tobin's Q	-0.0267	0.1755*	0.2108*		

2. 회귀분석

〈Table 5〉는 본 연구의 가설을 OLS 회귀분석을 통해 검증한 결과이다. Model (1)은 소유-지배 괴리도가 CSR 활동에 미치는 독립적인 영향력을 검증한 결과이다. Disparity

의 추정계수는 양(+)의 값을 갖지만, 유의하지 않은 것으로 나타난다. 이는 지배주주의 사적이익 추구 유인과 CSR 활동이 독립적인 관계가 존재치 않음을 시사한다. 즉, 가설 1-1과 1-2 모두 지지되지 않은 것으로 의미한다. 이는 기업에 노출된 다양한 외부 경영통제수단의 작동을 감안할 때, 지배주주가 이를 고려치 않고 무작정 사적이익을 추구할 것이라는 추론이 현실적이지 않음을 나타낸다. 한편, Price cost margin의 추정계수는 유의적인 양(+)의 값으로 관찰된다. 이는 비경쟁적인 상품시장에서 CSR 활동이 강화됨을 의미한다. Foreign ownership의 추정계수 역시 유의적인 양(+)의 값으로 확인된다. 이는 외국인 투자자가 CSR 활동을 선호하고 있음을 시사한다.

Model (2)와 (3)은 Disparity와 외부 경영통제수단 간의 교차변수를 형성하여 이러한 추론이 적정성을 검토한다. Model (2)의 Disparity와 Price cost margin 간의 교차변수의 추정계수는 유의한 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타난다. Disparity의 추정계수는 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난다. Price cost margin이 최솟값인 0.9360을 갖는 상품시장(가장 경쟁적인 상품시장)의 전제로 소유-지배 괴리도의 효과는 $0.6987 - (0.6537 * 0.9360) = 0.0868$ 로 나타난다. 반면, 최댓값인 1.5255을 갖는 상품시장(가장 비경쟁적인 상품시장)의 전제로 한 효과는 $0.6987 - (0.6537 * 1.5255) = -0.2985$ 로 오히려 음(-)의 값으로 전환된다. 이는 경쟁 수준이 소유-지배 괴리도에 기초한 지배주주의 유인을 근본적으로 변화시키는 효과가 존재함을 시사한다. 즉, 치열한 경쟁 상황하에서는 수익성 악화로 인한 금전적 이익의 축소를 소유-지배 괴리도에 근거한 CSR 활동을 통해 사적이익을 추구함으로써 상쇄시키고 있음을 의미한다. 반면, 안정적인 수익성이 확보되는 상황하에서는 CSR 활동을 위험관리 내지는 대리인문제의 보증 수단으로 활용하고 있음을 시사한다. 따라서, 가설 2-1과 2-4가 동시에 지지될 수 있음을 의미한다.⁴⁾

Model (3)의 Disparity와 Foreign ownership의 추정계수는 유의한 음(-)의 값이 확인된다. Disparity의 추정계수는 유의하지 않지만, 양(+)의 값을 나타낸다. 이러한 결과는 외국인 지분이 높은 상황하에서 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간 음(-)의 관계가 성립함을 의미한다. Foreign ownership이 최댓값인 0.8921을 갖는 기업에서 소유-지배 괴리도의 효과는 $0.0264 - (0.2201 * 0.8921) = -0.1700$ 으로 나타난다. 반면, 최솟값인 0.0000

4) 이러한 결과는 큰 틀에서 가설 2-1과 2-4가 하나의 가설도 통합될 수 있음을 의미하기도 한다.

을 갖는 기업은 $0.0264 - (0.2201 * 0.0000) = 0.0264$ 로 나타난다. 하지만, Disparity의 추정계수가 유의하지 않기 때문에(즉, 0과 유의미하게 다르지 않기 때문에) 이러한 조건하에서 의미 있는 영향력을 보유하고 있다고 판단하기는 어렵다.⁵⁾ 따라서, 외국인 지분이 상승할수록 소유-지배 괴리도와 CSR 활동의 음(-)의 관계가 강화되는 것으로 해석하는 것이 적절할 것이다. 이러한 결과는 본 연구의 가설 3-3을 지지한다.⁶⁾ 즉, 지배주주는 외국인 투자자의 잠재적 주주행동주의 가능성에 대응하고, 이해관계자의 이해를 충족시키기 위한 대안으로 CSR 활동을 적극적으로 이행하고 있음을 시사한다. 이는 외국인 투자자의 감시가 효율적인 작동을 전제할 때, CSR 활동의 순기능이 실현되고 있음을 의미한다.

여타 통제변수로 Size의 추정계수는 유의미한 양(+)의 값을 갖는다. 이는 일정 수준 이상의 규모를 갖춘 기업이 적극적으로 CSR 활동을 이행함을 의미한다. Leverage의 추정계수는 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 부채의 확대에 의해 CSR 활동을 위한 투자지출 여력을 축소시키기 때문으로 해석될 수 있다. ROA의 추정계수는 유의한 음(-)의 값을 갖는데, 이는 수익성이 높은 기업이 CSR 활동에 적극적이지 않음을 시사한다. CSR 활동의 긍정적 견해는 동 활동이 향후 경영성과 개선에 기여함을 제시한다. 따라서, 낮은 수익성으로 인해 경영성과 개선 유인이 큰 기업에서 보다 적극적으로 CSR 활동이 이행됨을 의미한다. MTB의 추정계수는 유의한 양(+)의 값이 관찰된다. 이는 시장가치 평가 수준이 높은 기업일수록 효율적인 자금조달을 통해 CSR 활동에 수반되는 투자지출을 충당할 수 있기 때문으로 해석될 수 있다. 마지막으로, Sales growth의 추정계수는 유의한 음(-)의 값을 갖는데, 이는 앞선 ROA와 유사하게 성장성이 낮은 기업이 CSR 활동을 통해 성장 동력을 마련하고 있음을 시사한다.

5) 다만, 모형 (1)에서 소유-지배 괴리도의 추정계수가 양(+)의 값을 가지므로, 이러한 극단적인 해석과 달리, 이러한 효과가 경쟁 수준이 축소됨에 따라 감소하는 것으로 해석될 여지가 존재한다.

6) 외국인 지분율이 0이 아닌, 낮은 수준에서는 교차변수의 유의성에 기초하여 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간의 관계가 양(+)으로 전환될 가능성이 내재한다. 이는 미약하지만 가설 3-2과 3-3이 동시에 지지될 가능성을 제기한다.

〈Table 5〉 The effect of interaction between ownership-control disparity and external governance on CSR activities

This table shows the effect of interaction between ownership-control disparity and external governance on CSR activities, using OLS regression. The dependent variable is CSRI. The definition of variables is presented in 〈Table 2〉. Numbers in a square bracket are z-statistics computed by clustered standard errors at the firm level. ***, **, * denote the statistical significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

Model/Variable	Model (1)	Model (2)	Model (3)
	CSRI		
Intercept	-1.4168*** [-10.01]	-1.5065*** [-10.69]	-1.3982*** [-10.25]
Disparity	0.0036 [0.20]	0.6987** [2.06]	0.0264 [1.45]
Disparity*Price cost margin		-0.6537** [-2.04]	
Disparity*Foreign ownership			-0.2201** [-1.97]
Price cost margin	0.2902*** [2.97]	0.3786*** [3.91]	0.2850*** [3.18]
Foreign ownership	0.1231*** [2.73]	0.1285*** [2.90]	0.1817*** [3.28]
Size	0.0651*** [15.48]	0.0650*** [15.47]	0.0640*** [14.94]
Leverage	-0.0864*** [-3.30]	-0.0849*** [-3.24]	-0.0834*** [-3.19]
ROA	-0.2208*** [-5.33]	-0.2281*** [-5.58]	-0.2241*** [-5.48]
MTB	0.0148*** [2.81]	0.0139*** [2.65]	0.0140*** [2.70]
Age	-0.0053 [-0.57]	-0.0051 [-0.55]	-0.0044 [-0.48]
Sales growth	-0.0877*** [-3.00]	-0.0859*** [-2.88]	-0.0862*** [-2.95]
Volatility	0.0086 [0.39]	0.0083 [0.38]	0.0092 [0.43]
Year effect	Included	Included	Included
Industry effect	Included	Included	Included
N	2,144	2,144	2,144
Adj.R ²	0.611	0.612	0.613

〈Table 6〉는 주요 결과가 주로 어떤 CSR 활동을 통해 실현되는지를 분석한 결과이다. 각 모형의 종속변수는 CSR 활동의 세부항목 지수이다. Panel A의 model (1)-(3)은 CSRI_{Employee}, model (4)-(6)은 CSRI_{Vendor}가 종속변수이다. Panel B의 model (1)-(3)은 CSRI_{Consumer}, model (4)-(6)은 CSRI_{Community}가 종속변수이다. 전반적으로, CSRI_{Vendor}와 CSRI_{Consumer}을 종속변수로 활용한 모형에서 Disparity와 외부 경영통제수단의 대용치 간 교차변수의 추정계수가 유의적으로 관찰된다. 이를 바탕으로, 협력사 및 경쟁사, 소비자 항목의 CSR 활동이 본 연구의 주요 결과를 견인하는 것으로 해석할 수 있다. 이러한 결과는 노동자, 지역사회 항목의 개선을 위해서는 상당한 자금 및 자원이 투입이 필요하다. 반면, 앞선 두 가지 항목은 기업 내부적인 운영체계, 제도 도입 등과 같이 지배주주가 단기적으로 조정이 용이한 내용을 포함하기 때문에 유연한 대응이 가능하기 때문에 판단된다.

〈Table 6〉 Effect on sub-categories of CSR activities

This table shows the effect of interaction between ownership-control disparity and external governance on sub-categories of CSR activities, using OLS regression. In panel A, the dependent variable is CSRI_{Employee} in the model (1)-(3) and CSRI_{Vendor} in the model (4)-(6). In panel B, the dependent variable is CSRI_{Consumer} in the model (1)-(3) and CSRI_{Community} in the model (4)-(6). The definition of variables is presented in Table 2. Numbers in a square bracket are z-statistics computed by clustered standard errors at the firm level. ***, **, * denote the statistical significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

Panel A: Employee and vendor						
Model/Variable	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)	Model (6)
	CSRI _{Employee}			CSRI _{Vendor}		
Disparity	0.0095 [0.53]	0.4805 [1.50]	0.0196 [1.07]	0.0244 [0.77]	0.9497* [1.70]	0.0596* [1.81]
Disparity*Price cost margin		-0.4484 [-1.48]			-0.8758* [-1.66]	
Disparity*Foreign ownership			-0.1536 [-1.54]			-0.3974** [-2.30]
Price cost margin		0.3220*** [3.54]	0.2577*** [3.15]		0.5685*** [4.60]	0.4406*** [3.77]
Foreign ownership		0.1276*** [3.25]	0.1648*** [3.20]		0.1360* [1.82]	0.2346*** [2.65]

Intercept/Control variables	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Year effect	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Industry effect	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N	2,144	2,144	2,144	2,144	2,144	2,144
Adj.R ²	0.515	0.531	0.531	0.522	0.533	0.534
Panel B: Consumer and community						
Model/Variable	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)	Model (6)
	CSRI _{Consumer}			CSRI _{Community}		
Disparity	-0.0035 [-0.20]	0.8307*** [2.63]	0.0145 [0.79]	0.0067 [0.30]	0.8787* [1.89]	0.0149 [0.64]
Disparity*Price cost margin		-0.7886*** [-2.67]			-0.8276* [-1.88]	
Disparity*Foreign ownership			-0.2151** [-1.97]			-0.1563 [-1.06]
Price cost margin		0.2493* [1.92]	0.1375 [1.19]		0.5324*** [4.61]	0.4167*** [3.57]
Foreign ownership		0.0963** [2.25]	0.1471*** [2.63]		0.1801*** [3.37]	0.2149*** [3.35]
Intercept/Control variables	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Year effect	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Industry effect	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N	2,144	2,144	2,144	2,144	2,144	2,144
Adj.R ²	0.587	0.592	0.592	0.471	0.492	0.491

본 연구는 소표본을 활용하여 본 연구의 주요 결과가 주로 어떤 특성과 연계될 수 있는지를 파악한다. 먼저, 지배주주의 직접 지분은 금전적 이득과 밀접하게 연관된다. 이들이 소유-지배 괴리도에 기초하여 사적이득을 추구할 경우 지분가치의 감소라는 비용을 부담해야 한다. 따라서, 사적이득 추구 유인은 직접 지분을 낮게 보유한 경우에 확대될 것이다. 본 연구는 전체 표본을 지배주주와 친족의 직접 지분의 3분위 수를 기준으로 나누어 각 표본을 활용하여 <Table 5>와 동일한 분석을 수행한다. 만일, 직접 지분이 가장 낮은 표본에서 본 연구의 주요 결과가 주로 관찰된다면, 이는 지배주주의 사적이득 추구 유인에 기초한 해석에 대한 강건성을 강화시켜줄 것으로 기대된다.

〈Table 7〉의 Panel A는 이러한 분석결과를 제시한다. Model (1)-(3)은 직접 지분이 가장 높은 표본(상위 33%), model (4)-(6)은 중위 표본(중위 34%), model (7)-(9)는 가장 낮은 표본(하위 33%)를 활용한 분석결과이다. 예상된 바와 같이, 본 연구의 주요 결과는 지배주주와 친족의 직접 지분이 가장 낮은 표본(Model (7)-(9))에서 주로 관찰된다. 반면, 직접 지분이 비교적 높은 표본에서는 주요 결과가 나타나지 않는데, 이는 상당한 지분 보유로 인해 사적이득 추구 유인이 경감하였기 때문으로 해석될 수 있다. 따라서, 지배주주의 사적이익 추구 유인에 기초한 본 연구의 해석이 적절함을 확인시켜 준다.

한편, 본 연구는 국내 자본시장의 특수성을 고려한 분석을 추가한다. 흔히, 재벌로 불리는 대규모 기업집단은 다수의 계열사를 보유하여, 지배주주가 통제권을 강화하기 용이하다. 이 때문에 M&A 위협, 주주행동주의를 효과적으로 방어가 가능한 것으로 알려져 있다. 이러한 논의하에서 외부 경영통제수단의 규율효과는 이들 기업집단에서는 축소될 가능성이 존재한다. 이러한 분석은 외부 경영통제수단의 효율적 작동의 조건을 탐색하는 의미를 가질 것으로 기대된다.

〈Table 7〉의 Panel B의 model (1)-(3)은 재벌 기업집단에 소속된 기업을 표본으로, model (4)-(6)은 여타 기업을 표본으로 분석한 결과를 제시한다. 예상된 바와 같이, model (1)-(3)에서는 본 연구의 주요 결과가 관찰되지 않는다. 반면, 재벌 미소속 기업을 표본으로 활용한 model (4)-(6)에서만 주요 결과가 관찰된다. 따라서, 외부 경영통제수단의 효율적인 규율기능을 기대하기 위해서는 경제력 집중도가 높으며, 다수의 계열사를 거느린 재벌 기업집단에 대한 통제가 선행되어야 함을 시사한다.

〈Table 7〉 Sub-sample analysis

This table shows the results of the OLS regression of the effect of interaction between ownership-control disparity and external governance on CSR activities, using the sub-sample. Panel A shows the result of the separated sample based on the quartile of controlling shareholder's ownership (Ownership). Panel B shows the result of the separated sample based on whether the firm belongs to 'Chaebol' conglomerate. The dependent variable is CSRI. The definition of variables is presented in 〈Table 2〉. Numbers in a square bracket are z-statistics computed by clustered standard errors at the firm level. ***, **, * denote the statistical significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

Panel A: Ownership		Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)	Model (6)	Model (7)	Model (8)	Model (9)
Model/Variable		Ownership upper 33%			Ownership median 34%			Ownership lower 33%		
Disparity		-0.0950*	-0.5137	-0.1055	-0.0146	-0.7621	-0.0420	-0.0483	0.6859**	-0.0089
		[-1.75]	[-0.39]	[-1.50]	[-0.46]	[-0.89]	[-1.20]	[-1.65]	[2.00]	[-0.29]
Disparity*Price		0.3913				0.7025			-0.6861**	
cost margin			[0.32]			[0.87]			[-2.14]	
Disparity*Foreign				0.1008			0.4283			-0.2774***
ownership				[0.28]			[1.10]			[-2.65]
Price cost		0.1462	0.1274	0.1446	0.3513***	0.2811**	0.3564***	0.2461	0.3902***	0.2186
margin		[1.22]	[0.89]	[1.22]	[4.05]	[2.45]	[4.06]	[1.47]	[2.69]	[1.54]
Foreign		0.1035	0.1009	0.0969	0.1816**	0.1791**	0.1422	0.0229	0.0286	0.1369*
ownership		[1.14]	[1.09]	[0.91]	[2.51]	[2.46]	[1.57]	[0.42]	[0.52]	[1.77]
Intercept/Contr		Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
ol variables		Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Year effect		Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Industry effect		Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N		654	654	654	778	778	778	712	712	712
Adj.R ²		0.585	0.584	0.584	0.537	0.537	0.538	0.696	0.698	0.700

Model/Variable	Model (1)		Model (2)		Model (3)		Model (4)		Model (5)		Model (6)	
	Chaebol firms		Chaebol firms		CSRI		Non chaebol firms		Non chaebol firms		Non chaebol firms	
Disparity	0.0359	0.1458	-0.0046	-0.0146	0.3862	-0.0146	0.9293***	0.0116	0.9293***	0.0116	0.9293***	0.0116
Disparity*Price cost margin	[0.68]	[0.12]	[-0.07]	[-0.97]	[0.85]	[-0.97]	[3.77]	[0.81]	[3.77]	[0.81]	[3.77]	[0.81]
Disparity*Foreign ownership		-0.1036			0.4215*		-0.8865***		-0.8865***		-0.8865***	
		[-0.09]			[0.85]		[-3.84]		[-3.84]		[-3.84]	
Price cost margin	0.4166*	0.4323	0.4215*	0.2683*	0.3817***	0.2683*	0.3817***	0.2625**	0.3817***	0.2625**	0.3817***	0.2625**
	[1.84]	[1.36]	[1.83]	[1.85]	[1.83]	[1.85]	[2.69]	[2.03]	[2.69]	[2.03]	[2.69]	[2.03]
Foreign ownership	0.2416**	0.2421**	0.1844	0.1182***	0.1253***	0.1182***	0.1253***	0.1951***	0.1253***	0.1951***	0.1253***	0.1951***
	[2.05]	[2.07]	[1.28]	[2.91]	[2.91]	[2.91]	[3.13]	[3.32]	[3.13]	[3.32]	[3.13]	[3.32]
Intercept/Control variables	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Year effect	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Industry effect	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N	523	523	523	1,621	523	1,621	1,621	1,621	1,621	1,621	1,621	1,621
Adj. R ²	0.500	0.499	0.500	0.586	0.500	0.586	0.593	0.592	0.593	0.592	0.593	0.592

본 연구는 주요 결과가 기업의 궁극적인 목적인 가치 개선에 어떤 효과를 미치는지를 분석함으로써 CSR 활동의 적정성에 대한 보다 엄밀한 검토를 시도한다. 이러한 분석이 요구되는 이유는 기업의 궁극적인 목표가 주주가치 극대화에 있음은 물론이거니와, 투자자의 평가에 기초하여 CSR 활동의 적정성이 판단되어야만 동 활동의 가치를 명확하게 가늠할 수 있기 때문이다. 가령, 높은 소유-지배 괴리도에 기초하여 CSR 활동이 과도히 이행되는 행태를 외부 경영통제수단이 통제하더라도, 이러한 효과가 기업가치와 연관성을 갖지 않는다면 진정한 규율기능을 갖는다고 단정하기 어렵다.

이를 위해, 본 연구는 외부 경영통제수단의 작동 여부에 따라 CSR 활동과 기업가치의 연관성을 분석한다. CSR 활동은 지배주주의 사전적 유인이 반영된 결과물로 인식한다. 즉, 소유-지배 괴리도에 기초한 지배주주의 사적이익 추구 유인은 이미 CSR 활동에 반영된 것으로 인식한다. 만일, 외부 경영통제수단에 의해 이러한 유인이 사전적으로 규율되었음을 투자자가 인지하였다면, 이는 기업가치에 미치는 영향을 통해 판단이 가능할 것이다. <Table 8>의 model (1)은 전체 표본으로 CSR 활동이 기업가치에 미치는 효과를 분석한 결과이다. CSRI의 추정계수는 유의한 양(+)의 값을 갖는다. Model (2)는 Price cost margin이 중위 수 이상(비경쟁적인 상품시장)인 표본을 대상으로 분석한 결과이다. CSRI의 추정계수는 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타난다. 이는 앞선 <Table 5>의 결과를 통해 확인한 비경쟁적인 상품시장에서 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간 음(-)의 관련성이 기업가치 개선과도 연계될 수 있음을 의미한다. 즉, CSR 활동을 위험관리 혹은 보증 수단으로 활용하려는 지배주주의 행태가 투자자들에게도 긍정적으로 인지되고 있음을 시사한다. Model (3)는 Price cost margin이 중위 수 미만(경쟁적인 상품시장)인 표본을 대상으로 분석한 결과이다. CSRI의 추정계수는 유의적이지 않다. 앞선 분석을 통해, 경쟁적인 상품시장에서 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간 양(+)의 관련성을 확인하였다. 이는 지배주주의 사적이익 추구 행태로 해석될 수 있다. 이러한 해석은 투자자의 관점에도 동일하게 인지되는 것으로 나타난다. 즉, 사적이익 추구를 위한 CSR 활동이 기업가치 개선에 무관한 불필요한 수단임을 시사하며, 앞선 결과에 대한 해석이 적정함을 뒷받침한다.

Model (4)는 Foreign ownership이 중위 수 이상인 표본을 활용한 결과이다. CSRI의 추정계수는 유의적인 양(+)의 값으로 나타난다. 앞서 외국인 지분이 높은 기업에서 소유-

지배 괴리도와 CSR 활동 간 음(-)의 관련성이 관찰됨을 확인하였다. 이는 잠재적 주주 행동주의 가능성과 이해관계자의 이해를 충족시키기 위해 지배주주가 CSR 활동을 활용하고 있음을 의미하며, 이러한 행태가 기업가치 개선에도 의미 있는 효과를 가짐을 시사한다. 즉, 이러한 CSR 활동이 적정하였음을 의미한다. Model (5)는 Foreign ownership이 중 위 수 미만인 표본을 활용한 결과이다. CSRI의 추정계수는 유의적이지 않다. 이는 외국인 지분이 낮아 이들에 의한 감시기능이 기대될 수 없는 상황하에서 이행된 CSR 활동은 기업 가치에 기여하지 못함을 시사한다. 이는 외국인 투자자의 존재가 효율적인 CSR 활동을 유도한다는 해석과 일맥상통한다.

〈Table 8〉 Firm value relevance

This table shows the result of the OLS regression of the effect of CSR activities on firm value depending on the operation of external governance. Model (1) shows the result for the total sample. Model (2) and (3) show the result of the separated sample based on the median of the Price cost margin. Model (4) and (5) show the result of the separated sample based on the median of Foreign ownership. The dependent variable is Tobin's Q. The definition of variables is presented in 〈Table 2〉. Numbers in a square bracket are z-statistics computed by clustered standard errors at the firm level. ***, **, * denote the statistical significance at the 1%, 5%, 10% level, respectively.

Model/ Variable	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
	Total sample	Price cost margin > Median	Price cost margin =< Median	Foreign ownership > Median	Foreign ownership =< Median
Tobin's Q					
Intercept	1.7337*** [2.75]	1.4099 [1.58]	1.7876*** [2.83]	1.7952* [1.96]	2.0341*** [2.76]
CSRI	0.8607** [2.45]	1.1449* [1.94]	0.5463 [1.63]	0.7472* [1.81]	0.4331 [1.19]
Size	-0.0343 [-1.22]	-0.0074 [-0.19]	-0.0499 [-1.49]	-0.0375 [-0.95]	-0.0735** [-2.01]
Leverage	-0.0042 [-0.03]	-0.3262 [-1.29]	0.3573*** [2.69]	0.3956 [1.29]	-0.0099 [-0.06]
ROA	0.5736 [0.84]	0.1425 [0.14]	0.7613 [1.09]	3.8023*** [2.69]	-1.0413* [-1.84]
Age	-0.1352** [-2.01]	-0.1685* [-1.72]	-0.0646 [-1.11]	-0.2406** [-2.20]	0.0075 [0.15]

Sales growth	0.1677 [1.15]	0.1514 [0.75]	0.2020 [1.48]	0.2852 [1.43]	-0.0912 [-0.44]
Investment	1.5791*** [2.82]	1.9933** [2.25]	1.0772** [1.99]	0.7375 [0.84]	1.3757** [2.08]
Volatility	0.3194** [2.02]	0.5246** [2.09]	0.1161 [0.74]	0.2191 [0.57]	0.4536*** [3.62]
Disparity	-0.1603 [-1.44]	-0.3775** [-1.99]	0.0182 [0.18]	-0.2130 [-1.09]	-0.0547 [-0.53]
Chaebol	-0.1261 [-1.45]	-0.2577* [-1.74]	0.0075 [0.11]	-0.1173 [-1.07]	-0.0700 [-0.72]
Year effect	Included	Included	Included	Included	Included
Industry effect	Included	Included	Included	Included	Included
N	2,125	1,047	1,078	1,071	1,054
Adj.R ²	0.138	0.138	0.108	0.200	0.159

V. 결론 및 시사점

본 연구는 소유-경영자인 지배주주의 소유-지배 괴리도와 외부 경영통제수단 간 상호작용이 CSR 활동에 미치는 효과를 실증분석한다. 기업의 경영전략으로써 CSR 활동이 중요성이 지속적으로 강조되는 현실과 달리 학술적으로 동 활동에는 편익과 비용이 동시에 제기되고 있다. 이를 전제할 때, 기존 연구의 접근을 보다 확장하여 단순히 하나의 요인이 아닌 여러 기업특성과 환경적 요인 간 상호작용을 고려한 종합적인 접근이 요구된다. 본 연구는 이러한 요구에 대응하기 위한 대안을 제시하는 학술적 함의를 가질 것으로 기대된다.

주요 분석결과는 다음과 같다. 소유-지배 괴리도는 CSR 활동에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 관찰된다. 이는 단편적으로 지배주주의 사적이익 추구 유인만으로 CSR 활동의 동인을 충분히 설명하기 어려움을 시사한다. 따라서, 외부 경영통제수단의 규율효과를 동시에 고려할 필요성을 제기한다. 이러한 분석결과, 경쟁적인 상품시장에서 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간 양(+)의 관계가 성립하며, 비경쟁적인 상품시장에서는 음(-)의 관계가 성립함을 확인할 수 있었다. 이는 과도한 경쟁에 기인한 수익성 악화로 인한 지배주주의 효용 감소를 CSR 활동을 통한 과잉투자를 통해 상쇄시키고 있음을 시사한다. 즉, 경쟁 위협이 높은 상황에서 지배주주가 CSR 활동을 주로 사적이익 확대에 악용하는 것으로 해

석된다. 반면, 안정적인 수익성이 확보되는 비경쟁적인 상품시장에서는 위험관리 및 보증 수단으로 CSR 활동을 강화하고 있는 것으로 풀이된다. 한편, 외국인 투자자 지율이 높은 기업에서 소유-지배 괴리도와 CSR 활동 간 음(-)의 관계가 주로 관찰되는 것으로 확인된다. 이는 지배주주가 외국인 투자자에 의한 잠재적 주주행동주의에 대응함은 물론, 이해관계자의 이해를 충족시키기 위한 대안으로 CSR 활동을 확대하고 있음을 시사한다. 추가로, 이러한 상호작용은 CSR 활동을 구성하는 협력사 및 경쟁사, 소비자 항목에 주로 관찰되어, 주된 경로를 확인할 수 있었다. 더불어, 지배주주 및 친족의 직접 지분이 낮은 기업 또는 재벌 기업집단에 소속되지 않은 기업에서 이러한 효과는 주로 관찰되었다. 마지막으로, CSR 활동이 기업가치를 개선하는 효과는 비경쟁적인 상품시장 또는 외국인 지율이 높은 기업에서 주로 관찰되었다. 따라서, 앞서 추론된 CSR 활동의 긍정적 기대효과를 투자자들도 인지하여 기업가치 평가에 반영하고 있음을 확인할 수 있다.

본 연구는 CSR 활동에 대한 상충된 견해가 제기되고 있는 가운데, 기업이 노출된 외부 경영통제수단의 작동 여부에 따라 동 활동의 편익과 비용이 달라질 수 있음을 시사한다. 따라서, 이러한 수단의 존재를 고려할 경우 상충된 견해가 동시에 양립할 수 있음을 제시함으로써, 관련 이론의 확장과 일반화에 기여할 것으로 기대된다. 더불어, 기업의 이해관계자들은 CSR 활동을 악용한 지배주주의 사적이익 추구 행태의 양상을 주지함으로써, 동 활동의 긍정적 효과를 기대하기 위해서는 사전적 대안의 마련이 필요할 것이다. 가령, 경쟁위험으로 인해 CSR 활동이 과잉투자에 악용될 우려가 제기된다면, 내부 경영통제수단을 강화하거나, 동 활동의 투자지출에 있어 보다 엄밀한 평가가 필요할 것이다. 더 나아가, 본 연구의 결과는 ESG 요인에 대한 투자전략에 관심이 고조되고 있는 가운데, 해당 요인의 적정성을 평가하기 위한 모형 및 평가체계를 구축함에 있어 기초자료로 활용이 가능할 것이다.

소유-지배 괴리도와 CSR 활동, 외국인 지분율과 CSR 활동 또는 CSR 활동과 기업가치 간에는 상호 연관관계가 존재할 수 있다. 따라서, 본 연구의 논의와 상반된 역의 인과관계에 기인한 내생성 문제가 제기될 수 있다. 하지만, 본 연구의 주된 논의는 두 변수의 동시적 효과(교차변수)를 분석하는데 있다. 이러한 분석의 특성상 2단계 최소자승법, GMM(Generalized Method of Moments) 등과 같은 대안적 모형을 실현하는데 어려움이 따른다. 향후 연구를 통해 이러한 문제를 통제하고 보다 엄밀한 분석을 수행할 필요성이 제기된다.

참고문헌

- 국찬표·강운식 (2011), “기업의 사회적 책임, 지배구조 및 기업가치”, **한국증권학회지**, 제40권 제5호, pp. 713-748.
- (Translated in English) Kook, C., and Y., Kang (2011). “Corporate Social Responsibility, Corporate Governance and Firm Value”, *Korean Journal of Financial Studies*, 40(5):713-748.
- 김창수 (2009), “기업의 사회적 책임 활동과 기업가치”, **한국증권학회지**, 제38권 제4호, pp. 507-545.
- (Translated in English) Kim, C. (2009). “Corporate Social Responsibility and Firm Value”, *Korean Journal of Financial Studies*, 38(4):507-545.
- 박범진 (2018), “경영자 지분율과 기업의 사회적 책임이 경영자 보상에 미치는 영향”, **경영교육연구**, 제33권 제2호, pp. 113-136.
- (Translated in English) Park, B. (2009). “The Effect of Managerial Ownership and CSR Performance on Managerial Compensation”, *Korean Business Education Review*, 33(2):113-136.
- 박상범·김희천 (2019), “가족 지배구조와 기업 사회공헌: 지배가족의 소유와 경영 참여의 상호작용 효과를 중심으로”, **경영학연구**, 제48권 제6호, pp. 1591-1623.
- (Translated in English) Park, S., and H. Kim (2019). “How does Family Governance Shape Corporate Philanthropy? Interaction Effects between Family Ownership and Management”, *Korean Management Review*, 48(6):1591-1623.
- 이지혜·변희섭 (2013), “지배주주는 언제 사회적 책임을 강화하는가?”, **보험금융연구**, 제24권 제4호, pp. 31-74.
- (Translated in English) Lee, J., and H. Byun (2013). “Controlling Shareholders and Corporate Social Responsibility”, *Journal of Insurance and Finance*, 24(4):31-74.

- Agrawal, A., and C., Knoeber (1996). "Firm Performance and Mechanisms to Control Agency Problems between Managers and Shareholders", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 31(3):377-397.
- Almeida, H., S., Park, M., Subrahmanyam, and D., Wolfenzon (2011). "The Structure and Formation of Business Groups: Evidence from Korean Chaebols", *Journal of Financial Economics*, 99(2):447-475.
- Baek, J., J., Kang and K., Park (2004). "Corporate Governance and Firm Value: Evidence from the Korean Financial Crisis", *Journal of Financial Economics*, 71(2):265-313.
- Barnea, A., and A., Rubin (2010). "Corporate Social Responsibility as a Conflict between Shareholders", *Journal of Business Ethics*, 97(1):71-86.
- Bena, J., and T., Xu (2017). "Competition and Ownership Structure of Closely Held Firms", *Review of Financial Studies*, 30(5):1583-1626.
- Burkart, M., F., Panunzi and A., Shleifer (2003). "Family Firms", *Journal of Finance*, 58(5):2167-2201.
- Carroll, A. (1999). "Corporate Social Responsibility: Evolution of a Definitional Construct", *Business & Society*, 38(3):268-295.
- Clarkson, M. (1995). "A Stakeholder Framework for Analyzing and Evaluating Corporate Social Performance", *Academy of Management Review*, 20(1):92-117.
- Coffee, J. (1991). "Liquidity versus Control: The Institutional Investor as Corporate Monitor", *Columbia Law Review*, 91(6):1277-1368.
- Cremers, K., and V., Nair (2005). "Governance Mechanisms and Equity Prices", *Journal of Finance*, 60(6):2859-2894.
- El Ghoul, S., O., Guedhami, C., Kwok and D., Mishra (2011). "Does Corporate Social Responsibility Affect the Cost of Capital?", *Journal*

- of Banking & Finance*, 35(9):2388-2406.
- Flammer, C. (2015). "Does Product Market Competition Foster Corporate Social Responsibility? Evidence from Trade Liberalization", *Strategic Management Journal*, 36(10):1469-1485.
- Freeman, R. (1984). *Strategic Management: A Stakeholder Approach*, Boston, Pitman.
- Gillan, S., and L., Starks (2003). "Corporate Governance, Corporate Ownership, and the Role of Institutional Investors: a Global Perspective", *Journal of Applied Finance*, 13(2):4-22.
- Giroud, X., and H., Mueller (2011). "Corporate Governance, Product Market Competition, and Equity Prices", *Journal of Finance*, 66(2):563-600.
- Godfrey, P., C., Merrill and J., Hansen (2009). "The Relationship between Corporate Social Responsibility and Shareholder Value: An Empirical Test of the Risk Management Hypothesis", *Strategic Management Journal*, 30(4):425-445.
- Grossman, S., and O., Hart (1988). "One Share-One Vote and the Market for Corporate Control", *Journal of Financial Economics*, 20(1/2):175-202.
- Harjoto, M., and H., Jo (2011). "Corporate Governance and CSR Nexus", *Journal of Business Ethics*, 100(1):45-67.
- Harris, M., and A., Raviv (1988). "Corporate Governance: Voting Rights and Majority Rules", *Journal of Financial Economics*, 20(1/2):203-235.
- Jensen, M., and W., Meckling (1976). "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure", *Journal of Financial Economics*, 3(4):305-360.
- Joh, S. (2003). "Corporate Governance and Firm Profitability: Evidence from Korea before the Economic Crisis", *Journal of Financial*

Economics, 68(2):287-322.

- Johnson, S., R., La Porta, F., Lopez-de-Silanes and A., Shleifer (2000). “Tunneling”, *American Economic Review Papers and Proceedings*, 90(2):22-27.
- Karuna, C. (2007). “Industry Product Market Competition and Managerial Incentives”, *Journal of Accounting and Economics*, 43(2-3):275-297.
- Kim, E., and Y., Lu (2011). “CEO Ownership, External Governance, and Risk-Taking”, *Journal of Financial Economics*, 102(2):272-292.
- Lee, J., H., Byun and K., Park (2018). “Product Market Competition and Corporate Social Responsibility Activities: Perspectives from an Emerging Economy”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 49:60-80.
- Pound, J. (1988). “Proxy Contest and the Efficiency of Shareholder Oversight”, *Journal of Financial Economics*, 20(1/2):237-265.
- Raith, M. (2003). “Competition, Risk, and Managerial Incentives”, *American Economic Review*, 93(4):1425-1436.
- Shleifer, A., and R., Vishny (1997). “A Survey of Corporate Governance”, *Journal of Finance*, 52(2):737-783.
- Stulz, R. (1988). “Managerial Control of Voting Rights: Financing Policies and Market for Corporate Control”, *Journal of Financial Economics*, 20(1/2):25-54.

Abstract

This study investigates the effect of the controlling shareholders' incentive for pursuing the private benefits on corporate social responsibility (CSR) activities. More importantly, we analyze that this incentive can be changed by the operation of external governance. The ownership-control disparity does not have a significant effect on CSR activities. On the other hand, we find the positive relationship between the ownership-control disparity and CSR activities in competitive industries, but a negative relationship in non-competitive industries. Also, we confirm the positive relationship in firms with higher ownership of foreign investors. This study suggests that the benefit and cost of CSR activities may vary depending on the existence of competitive threats and foreign investors. Thus, we can conclude that the conflicting views on CSR activities can be compatible simultaneously when considering the operation of external governance. Therefore, our study can contribute to the expansion and generalization of existing theories.

※ **Key words:** Corporate social responsibility activities, Ownership-control disparity, Product market competition, Foreign investor, Agency theory

부분적 청구경력 고지 간소화에 따른 건강보험 요율 차등화에 관한 연구

A Study on Premium Rate Differentiation of Health Insurance by Simplified Partial Disclosure of Claim History

심 현 우*·임 형 기**·최 양 호***

Hyunoo Shim·Hyunggi Im·Yangho Choi

우리나라 민영건강보험의 청구경력 고지의무 간소화는 경증 만성질환이나 치료 이력이 있어서 가입심사 거절로 보험 혜택을 받기 어려운 유병력자의 보험 가입을 위한 시장 확대 목적으로 발전되어 왔다. 이러한 변화에 기인한 간편심사 보험은 건강보험의 정액형으로 개발된 상품에 국한되어 왔으며, 실손보상의 경우 유병력자 실손의료보험 상품으로 출시되었다. 건강보험의 주요 요율 산출 요소로 성, 연령의 구분 외에 고지의무 간소화에 따른 효과를 반영할 수 있게 되었으나, 청구경력 고지 유무만 요율에 반영되었을 뿐 고지기간에 따른 세밀한 요율 차등화는 반영되어 있지 않았다.

본 연구는 이러한 보험계약상 청구경력 고지기간의 간소화 정도에 따라 가입자의 의료이용이 증가하는지에 대하여 2002년부터 2015년까지의 국민건강보험 표본 코호트 데이터베이스를 이용하여 로지스틱 회귀분석을 통한 실증분석을 진행하였다. 분석결과, 고지의무의 간소화 정도가 높을수록 의료이용의 확률이 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타났으며, 입원에 비해 외래의 고지기간 차등화 효과는 낮게 나타나 차이를 보였다. 추가적으로 고지기간 간소화의 정도에 따라 건강보험의 연납 보험료를 차등화하여 산출하였으며, 보너스-말러스 시스템으로 고지기간 차등화 정도에 따른 할인·할증 수준을 제시하였다.

국문 색인어: 청구경력 고지, 간편심사, 보험료차등화, 건강보험, 보너스-말러스 시스템

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051603, C030805, E090201

* 한양대학교 보험계리학과 부교수(hyunooshim@hanyang.ac.kr), 제1저자

** 한양대학교 금융보험학과 박사, 보험개발원 선임담당역(limhk@kidi.or.kr), 공동저자

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

**** 본 연구는 보험개발원의 공식적인 의견과 다를 수 있음을 밝힙니다.

논문 투고일: 2020. 7. 21, 논문 최종 수정일: 2021. 1. 8, 논문 게재 확정일: 2021. 5. 20

I. 서론

현재 우리나라 보험사의 경우, 건강보험 위험률 산출의 핵심적 위험요인은 성과 연령이다. 일반적으로 건강보험의 경우 보험사는 피보험자의 성, 연령 이외에 추가적인 위험요인 파악을 위해 청약서로부터 피보험자의 건강상태를 수집한다. 이를 바탕으로 피보험자의 위험도가 표준체에 비해 좋지 않은 경우 특별조건부로 위험보험료를 할증하여 계약을 체결하고 있다. 이러한 보험료 차등화는 청약서로부터 수집된 건강정보를 토대로 핵심적 위험요인을 추가로 파악할 수 있었기 때문에 가능한 것이다.

하지만 상기 건강보험의 표준화된 청약서를 통해 가입하려는 유병력자는 과거 병력 이력으로 인해 언더라이팅 심사에서 가입이 거절되는 경우가 많았다. 최근에는 표준화된 청약서의 고지사항을 간소화한 정액형 간편심사 보험상품(simplified issue product)이 활성화되고 있다. 실손보상의 경우에는 2018년 4월에 간편심사 실손의료보험 상품으로 개발되었다.¹⁾ Insurance Barometer Report(2019)에 따르면, 미국에서도 2019년 보험산업에서 가장 인기 있는 주제 중의 하나로 간편심사(simplified underwriting)가 선정되었을 정도로 보험업계의 주목을 받고 있다.

그동안 민영건강보험에 대한 연구로는 민영의료보험과 국민건강보험 간의 역할 정립에 대한 연구, 민영의료보험의 가입요인 및 가입자 특성에 대한 연구, 민영의료보험 수요와 보험금 수령 및 의료이용량에 관한 연구, 건강보험공단 코호트 DB를 활용한 개인별 건강 위험에 관한 연구, 이러한 개인별 건강위험을 보험의 언더라이팅에 반영한 연구, 실손의료보험의 역선택에 관한 연구, 마지막으로 실손의료보험에서 요율 산정 시 보험료 차등화에 대한 연구 등이 진행되어 왔다.

오창수·유동완(2018)은 패널프로빗 모형을 이용하여 민영건강보험의 가입에 영향을 미치는 결정요인에 대해 실증 분석하였으며, 입원 및 외래 경험이 있는 경우 민영건강보험의 가입에 정(+)의 영향이 있는 것으로 나타났다. 강성호·김대환·이순재(2019)는 민영건강보험의 가입에 영향을 미치는 주요 결정요인으로 소득과 연령을 꼽았으며, 보험 수요는 소득

1) 금융위원회 보도자료(2018. 3. 30), “4월부터 유병력자 실손의료보험이 출시되고, 실손의료보험 끼워팔기가 금지됩니다.”

이 증가할수록 증가하고 연령이 고령화될수록 감소하는 것으로 확인하였다. 김송희·김윤희(2019)는 보험 가입 여부에 따른 당뇨 유병자의 건강관리 효과에 대해 분석하였으며, 민영건강보험 가입자는 비가입자보다 걷기 및 근력운동을 할 확률이 더 높고 건강관리에 더 높은 관심이 있음을 보여주었다.

이현복·황연희(2014)는 민영건강보험의 보험금 수령에 대한 결정요인 중 연령, 성별, 질환 보유, 입원 등 의료서비스 이용 경험 등이 통계적으로 유의한 영향 요인임을 한국의료패널 자료를 통해 보여주었다.

건강보험공단 코호트 DB를 활용한 연구 중 강용근(2018)은 생체나이와 주민등록상 나이 간 차이에 따른 사망 및 주요 질병에 대한 위험도(hazard ratio)를 건강보험공단 코호트 DB를 활용하여 실증분석하였다. 2002년부터 2013년의 12년간 116만 명의 데이터를 이용하여 콕스-비례위험모형을 통해 위험도를 분석하였으며, 생체나이가 주민등록상 나이보다 1살 증가할수록 사망위험도는 1.6% 증가, 고혈압 발생위험도는 2.5% 증가한다고 추정하였다. 권태연·임자영·박유성(2017)은 동 코호트 DB를 통해 전체 기대수명에서 특정 질병에 걸린 상태로 삶을 유지하는 건강하지 않은 기간의 비중을 추정하여 기대수명과 대비되는 건강기대수명을 도출하였다.

언더라이팅에 대한 연구 중 박상준(2003)은 보험계약 인수 시 비표준 위험의 언더라이팅 개선방안으로 의적 언더라이팅(medical underwriting)에 의한 해외사례 현황과 선진 기법을 소개하였다. 이찬희·전희주·김석영(2015)은 국민 암 발생률과 보험사의 경험 암 발생률 간 모비율의 차이 검정을 통해, 암보험에 대한 언더라이팅 효과를 실증분석하였다.

김대환·이봉주(2013)는 실손의료보험에 역선택이 존재하는지 여부에 대해 실증적으로 분석하였으며, 입원 및 외래방문 경험이 있을 경우 실손의료보험 가입수요는 증가하는 것으로 나타났다. 김대환(2014)은 실손의료보험의 가입 여부가 의료수요에 미치는 영향을 분석하였으며, 단기적으로는 실손의료보험에 가입한 경우 의료수요를 증가시키는 것으로 나타났지만 1년이 지난 이후에는 의료수요 증가 효과가 나타나지 않는 것으로 확인하였다.

실손의료보험의 보험료 차등화를 위한 연구로 이경아·이항석(2016)은 신뢰도 이론을 적용하여 계약자 경험자료 반영의 타당성을 제시하였으며, 이항석·이가는·이경아(2017)는 현행 요율 변수인 성·연령에 대한 GLM 분석 결과보다 과거 계약자별 보험금 지급실적을 포

함한 GLM 분석 결과가 보험금 지급 건수에 대해 더 높은 설명력을 지닌다는 점을 확인함으로써 실손의료보험 보험료 차등화를 위한 계약자 실적변수 도입의 필요성을 강조하였다.

간편심사 상품은 일반적인 인수심사 기준을 완화하여 판매하므로 장기적인 운용을 위해서는 인수집단의 특성을 고려한 보험료 산정이 선행되어야 한다. 청구경력 정보를 간소화하여 인수심사 기준을 완화하는 경우에는 해당 집단의 효율과 일반 집단의 효율 차이를 반영할 필요가 있다. 따라서 본 연구는 건강보험공단의 표본 코호트 DB를 이용하여 보험계약상 고지의무 간소화가 의료이용량에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 분석하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 분석방법을 살펴보고, 3장에서는 실증분석 자료와 변수선택 결과 및 모형에 따른 분석결과를 설명하였고, 마지막 4장에서는 결론을 제시하였다.

끝으로 본 연구는 한양대학교 기관 생명 윤리위원회(IRB: Institutional Review Board)로부터 인간 대상 및 인체 유래물 연구에 대한 심의면제 승인(HYU-2019-05-017)을 받은 후 연구를 진행하였다. 연구자료는 국민건강보험공단의 표본 코호트 DB(연구관리번호 NHIS-2020-2-061)를 활용한 것으로, 연구의 결과는 국민건강보험공단과 관련이 없음을 밝힌다. 본 논문은 임형기(2021)의 박사학위논문의 일부에 동반하여 작성한 것이다.

II. 분석모형

1. 이항 로지스틱 회귀모형

본 연구에서는 고지의무 간소화 정도에 따른 의료이용량 분석을 위해 국민 건강에 가장 큰 영향을 미치는 3대 질환(암, 뇌혈관질환, 허혈성 심장질환) 발병 여부를 응답변수로 선정하였다. 분석방법으로 이항 로지스틱 회귀모형(binomial logistic regression)을 적용하였다. 회귀분석 시 변수선택 방법은 BIC 기준을 적용하였으며, 이항 로지스틱 회귀모형의 결과를 이용하여 3대 질환에 대한 평균 의료비 차이를 살펴보았다.

일반적으로 설명변수와 종속변수 간 관계를 파악하는 방법으로 사용되는 선형회귀모형

은 종속변수가 연속형이어야 하며, 설명변수와 선형관계를 띄는 경우 사용할 수 있는 모형이다. 이항 로지스틱 회귀모형은 종속변수가 이분형 변수(binary variable)인 경우 종속변수와 설명변수 간의 관계를 분석하는 데에 사용할 수 있는 통계기법이다.

종속변수를 이분형 확률변수 Y 로 나타내자. Y 는 0(미발생) 또는 1(발생)의 값을 가질 수 있다.

$$\begin{cases} \Pr(Y=1) = \pi \\ \Pr(Y=0) = 1 - \pi \end{cases}, \text{ 여기서 } \pi \text{는 사건(발병)의 발생 확률이다. } \pi = E(Y).$$

즉, 확률변수로 변환하면서 추정대상은 S자 곡선 형태인 확률의 누적분포함수(CDF)로 대체된다. 이때 로지스틱 함수의 누적분포함수로 적합하는 것을 로지스틱 회귀분석이라 한다.

특정 사건이 일어날 확률($\pi = \Pr(Y=1)$)을 다음과 같이 로짓변환하여 보자)로 대체된 종속변수를 로지스틱 누적분포함수로 가정한 로지스틱 회귀모형은 다음과 같다.

$$\pi = \frac{\exp(Z)}{1 + \exp(Z)}.$$

위 식을 정리하면, 다음과 같이 π 를 로짓변환하고 이를 Z 로 나타내자.

$$\begin{aligned} \Rightarrow \exp(Z) &= \frac{\pi}{1 - \pi}, \\ \Rightarrow \ln\left(\frac{\pi}{1 - \pi}\right) &= Z. \end{aligned}$$

Z 를 설명변수(X_k)의 선형결합으로 예측하는 모형이 로지스틱 회귀모형이다.

$$\ln\left(\frac{\pi}{1 - \pi}\right) = Z = \beta_0 + \sum_{k=1}^p \beta_k X_k \quad (p: \text{독립 변수의 개수}).$$

위의 식 $\frac{\pi}{1 - \pi}$ 를 오즈(Odds)라 하고, 특정 사건이 발생하지 않을 확률 대비 특정 사건이 발생할 확률의 비율을 뜻한다.

2. 간편심사 건강보험 요율 차등화를 위한 보험요율 산출 모형

건강보험공단의 표본 코호트 DB를 활용하여 건강상태 및 무사고기간에 따른 3대 질환 발생 여부에 미치는 영향을 분석하기 위해 이항 로지스틱 회귀모형을 실시하였다.

$$\ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right) = \ln(Odds) = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i X_i,$$

$\pi = \Pr(Y=1) = 3$ 대 질환의 (입원·외래) 발생 확률, p : 독립변수의 개수,

β_0 : 절편, β_i : 이항로지스틱 회귀계수, X_i : 독립변수.

종속변수(Y)는 진료 DB의 주 상병코드를 기준으로 구분된 3대 질환(암, 뇌혈관질환, 허혈성 심장질환²⁾)의 발생 여부(입원·외래)로 구성하였다. 김동욱(2017)은 표본 코호트 DB의 8종류의 암에 대한 조작적 정의로 주 상병과 부 상병, 입원 여부 등에 따른 발병률을 비교하여 적절한 기준을 제시하였으며 주 상병 코드만을 사용한 경우가 부상병 코드를 함께 사용한 경우보다 과대추정오류를 줄일 수 있다는 점을 보여주었다. 이에 따라 발생 여부에 대한 조작적 정의는 각 주 상병별로 최소 두 번 이상의 입원 또는 외래가 있다면 발병한 것으로 정의하였다. 암과 뇌혈관질환, 허혈성 심장질환은 중대 질환으로써 초진 이후에도 지속적인 외래와 입원이 동반될 것으로 보여지기 때문이다.

주요 설명변수의 후보 변수들을 선택하기 위해 아래의 연구를 참고하였다.

김혜련(2006)은 한국인의 주요 질병 발생으로 인한 의료이용에 영향을 미치는 건강 위험요인 중 대사증후군 여부(콜레스테롤, 공복혈당 변수), 고혈압 여부(수축기혈압, 이완기혈압 변수), 혈중 지질 수준(총콜레스테롤, 혈중 중성지방, HDL 콜레스테롤, LDL 콜레스테롤 변수), 혈당(공복혈당 변수), 비만(체질량지수 변수), 간기능검사(AST, ALT 변수), 질병 기왕력, 질병의 가족력 등을 제시하였다. 오영수(2003)는 우리나라 건강보험 가입 시 실제 위험심사에 반영하는 항목으로 콜레스테롤, 혈압수치, 체격(신장/몸무게), 흡연습관, 가족력 등을 포함하고 있음을 조사하였다. 이항석·이민하·백혜연(2018)은 실손의료보험의 할인할증제도 도입을 위해 일반화 혼합 선형모형(GLMM)을 이용하여 무사고 누적연수

2) 암, 뇌혈관질환, 허혈성 심장질환에 해당하는 한국표준질병사인분류 코드는 통계청고시 제 2015-309호에 따라 <Appendix Table 3>에 나타내었다(통계청, 2015).

별 상대도를 제시하였다. 해당 논문은 무사고기간이 누적이므로 독립적이지 못하다는 한계를 가진다. 본 연구에서는 이러한 단점을 보완하고자 중첩되지 않은 무사고기간들을 설명변수로 설정하여 설명변수의 독립성을 높였다. 또한, 단순히 무사고기간 1년, 2년뿐만 아니라 여러 더미 변수의 조합을 통해 직전 1년 전, 직전 2년 전~3년 전 등 여러 실제 사례를 자연스럽게 적용할 수 있다. 김경훈(2010)은 Charlson Comorbidity Index(CCI)를 ICD-10으로 전환한 여러 알고리즘의 예측력을 비교하였고, 모든 상황에서 Quan 등이 제시한 알고리즘이 다른 알고리즘에 비해 결과 예측력이 높았으나 유의미한 차이는 없었음을 제시하였다.

이에 따른 분석모델에서 고려되는 설명변수를 <Table 1>에 나타내었다. 설명변수(X)는 인적 현황에 대한 변수로 성별, 연령구간, 지역, 소득분위를 포함하며, 건강상태 변수로는 동반질환지수(CCI), BMI, 수축기혈압, 이완기혈압, 공복혈당, 중성지방, Non-HDL 콜레스테롤, HDL 콜레스테롤, AST, ALT, 감마GTP를 포함하였다. 본 연구의 중요 변수로 무사고기간(No-claim Period), 주요 질환에 대한 기왕력을 포함하였다. 또한, 흡연 여부, 주당 운동 횟수와 같이 자의적으로 응답할 수 있는 설문변수는 설명변수에서 제외하였다. 무사고기간에 대한 변수 정의는 보험계약 시 청약서상 고지항목으로 최근 연도별 입원 여부를 조사하는 것에 기인한다. 개별 의료수급권자의 과거 입원 진료 여부를 추적하여 직전 연도 t년부터 t+1년까지 사이에 입원 Claim이 있다면 무사고기간 t년으로 정의한다. CCI 변수는 많은 진단 코드가 고려된 Quan(2005)에 따라 부여하였다. 개인별 청구 Claim의 상병코드별로 대응(mapping)된 CCI 최댓값을 연간 합산한 뒤, 이를 다시 0점, 1점, 2점, 3점 이상으로 범주화하였다.

<Table 1> Candidate Explanatory Variables

Variable	Dummy Variables
Sex	X ₁
Age_group (25~69)	X ₂ ~X ₁₀
Region	X ₁₁ ~X ₁₂
Income Decile Groups	X ₁₃ ~X ₁₄
CCI	X ₁₅ ~X ₁₈
No-Claim Period	X ₁₉ ~X ₂₄

Variable	Dummy Variables
Body Mass Index (BMI)	X ₂₅
Systolic Blood Pressure (SBP)	X ₂₆
Diastolic Blood Pressure (DBP)	X ₂₇
Fasting Blood Sugar	X ₂₈
Triglyceride	X ₂₉
Non-High Density Lipoprotein Cholesterol (Non-HDL)	X ₃₀
High Density Lipoprotein Cholesterol (HDL)	X ₃₁
Aspartate Aminotransferase (AST, SGOT)	X ₃₂
Alanine Aminotransferase (ALT, SGPT)	X ₃₃
Glutamyl Transpeptidas (γ -GTP)	X ₃₄
History of Hypertension	X ₃₅
History of diabetes	X ₃₆
History of Hyperlipidemia	X ₃₇
History of Pulmonary Tuberculosis	X ₃₈
Consecutive No-Claim Period (From the Most Recent Hospitalization to Now)	X ₃₉ ~X ₄₅

본 연구의 모델설정 및 변수선택에서 유념할 점은 본 연구의 목적이 종속변수인 주요질병군에 대한 발병 여부와 설명변수 간의 인과관계를 밝히는 것이 아니라는 점이다. 분석의 주요 목적은 추가적인 설명변수의 선택으로 종속변수인 발병 여부에 대한 설명력을 높이기 위한 모델을 설정하는 데에 있다.

회귀모델의 여러 가지 변수선택 방법(variable selection) 중 AIC(Akaike information criterion)와 BIC(Bayesian information criterion)는 다음과 같다.

$$AIC = -2 \ln(L(\hat{\theta})) + 2k,$$

$$BIC = -2 \ln(L(\hat{\theta})) + k \cdot \ln(n),$$

여기서 $\hat{\theta}$ = 추정 모델의 모수 벡터,
 $L(\hat{\theta})$ = 최대우도로 적합된 모델 하에서 해당 데이터의 우도,
 k = 모수의 개수, n = 데이터 수.

일반적으로 bias-variance trade-off 관계에 따라 변수가 많은 모델일수록, bias는 작아지며 반대로 variance는 증가하게 된다. AIC, BIC 값은 작을수록 좋은 모델이라 볼 수 있다. 우도(likelihood)가 클수록, 변수의 수가 적을수록 AIC, BIC 값이 작아진다. 관측값

의 수가 많으므로 AIC에 비해 BIC는 변수의 개수 증가에 대해 더 큰 패널티를 부과한다.

Ⅲ. 실증분석 자료 및 기술통계량

표본 코호트 DB는 국민건강보험공단의 건강보험 및 의료급여권자 전체 약 4,700만 명에 대해 2002~2013년에 걸쳐 모집단의 여러 특성들에 대한 대표성을 확보하여 추출한 표본으로, 약 100만 명 수준으로 구성되어 있다(이준영 et al. 2014). 추출된 표본은 비례 배분(proportional allocation)에 의한 층화무작위추출법(stratified random sampling)을 통해 구축되어 있으며, 전체 모집단을 성별, 연령, 소득수준, 지역으로 세분화하고 목표 변수를 연간 총 의료비로 하여 표본을 추출하였다. 자격 DB는 건강보험가입자 및 의료급여수급권자(외국인 제외)를 대상으로 하며, 성, 연령대, 지역, 가입자 구분, 소득분위 등 대상자의 사회경제적 변수 및 장애, 사망 관련 총 14개 변수로 구성되어 있다. 진료 DB는 요양기관에 방문하여 진료 등을 받은 내역에 대해 요양기관으로부터 요양급여가 청구된 자료로 명세서, 진료, 상병, 처방 관련 총 57개 변수로 구성되어 있다. 건강검진 DB는 건강검진 주요 결과 및 문진에 의한 생활습관 및 행태 관련 자료로, 신장, 체중, 수축기혈압, 콜레스테롤, 중성지방, 공복혈당, 본인 과거력, 가족력, 흡연상태, 음주량 등 2002년부터 2008년까지는 37개 변수로 구성되어 있고, 2009년에 검진제도 개편으로 2009년부터 2013년까지는 41개 변수로 구성되어 있다.

매년 100만 명에 대한 표본 코호트 DB 데이터 전처리 과정은 다음과 같다. 먼저 진료 DB는 치과 및 한방 진료 DB는 제외하고 의과 진료 DB만을 활용하였다. 진료 DB에는 한 명의 개인이 1년 안에 여러 번 청구한 데이터가 포함되어 있다. 앞서 언급한 3대 질환의 조작적 정의에 따라 개인 ID별 연간 1건의 데이터를 생성한다. 압, 뇌혈관질환 및 허혈성 심장질환별로 최소 두 번 이상의 입원 또는 외래가 발생하면 3대 질환이 발병한 것으로 정의한다. 따라서 3대 질환 발생으로 인한 각 개인의 연간 건강보험 급여청구 전체 건이 분석단위이다. 여러 개의 청구 건을 하나의 관측단위로 하였기 때문에 한 개인의 청구건 간 상관관계가 존재하지 않는다. 건강검진 DB는 2009년 검진제도 개편에 따라, 개인별 콜레

스태플 정보와 본인 과거력에 대한 데이터의 연속성 확보를 위해 2009년부터 2013년까지 5개년 횡단자료를 사용하였다. 이후 자격 DB, 진료 DB, 건강검진 DB를 개인 ID기준으로 병합한다. 무사고기간 변수는 2002~2008년 진료 DB를 활용하여 2009년부터 2013년까지 각 연도별 무사고기간 변수 0년부터 5년까지의 자료를 생성한다.

총 표본 수는 2009년부터 5개년간 매년 약 100만 건을 합산하여 5,032,892건이다. 이 중에서 건강보험공단이 제공하는 건강검진을 받은 비중은 23%로, 그 외 77%는 건강검진 데이터가 없으므로 이를 제외하였다. 추가로 건강상태 변수에 대한 결측치와 3대 질환에 해당하는 본인 과거 병력이 있는 데이터는 분석대상에서 제외하였다. 마지막으로 건강검진 데이터가 충분한 연령구간(25세~69세)을 대상으로 자료를 구성하였다. 최종 분석대상 표본 수는 연도별 약 12만 건으로 총 608,250건이다. 회귀분석에 사용된 연속형 변수와 범주형 변수의 기초통계는 각각 <Table 2>와 <Table 3>과 같다.

<Table 2> Descriptive Statistics for Continuous Variables

(N=608,250)

Variable	Mean	S. D.	p5	p50	p95
BMI	23.83	3.25	18.91	23.63	29.41
Systolic Blood Pressure (SBP)	121.61	14.44	100	120	146
Diastolic Blood Pressure (DBP)	76.22	9.89	60	77	91
Fasting Blood Sugar	97.64	23.35	76	93	131
Triglyceride	132.96	91.59	46	108	302
Non-HDL Cholesterol	139.75	40.18	86	138	203
HDL Cholesterol	55.53	22.16	36	53	80
AST	25.07	15.28	15	22	43
ALT	25.57	21.82	10	20	58
γ -GTP	37.52	48.40	10	24	106

Note: S. D. stands for the standard deviation, p5 the 5th percentile, p50 the median, and p95 the 95th percentile, respectively.

〈Table 3〉 Sample Distribution of Category Variables

(N=608,250)

Variable		Number of Samples	Proportion	
Sex	Male	357,898	58.8%	
	Female	250,352	41.2%	
Age_group	25~29	58,530	9.6%	
	30~34	72,230	11.9%	
	35~39	66,587	10.9%	
	40~44	98,188	16.1%	
	45~49	79,790	13.1%	
	50~54	92,684	15.2%	
	55~59	59,942	9.9%	
	60~64	50,764	8.3%	
	65~69	29,535	4.9%	
Region	Seoul and Six Major Metropolitan Cities	277,731	45.7%	
	Provincial Cities	330,519	54.3%	
Income Decile Groups	Lower-income Group (0~5) (0: Medical Benefit Recipient)	210,233	34.6%	
	Higher-income Group (6~10)	398,017	65.4%	
CCI	0 point	507,396	83.4%	
	1 point	79,684	13.1%	
	2 point	15,701	2.6%	
	3+ point	5,469	0.9%	
No-Claim Period (hospitalization)	0-year	Existence	53,822	8.8%
	1-year		40,680	6.7%
	2-year		33,106	5.4%
	3-year		27,510	4.5%
	4-year		23,105	3.8%
	5-year		19,579	3.2%
	Non-existence		410,448	67.5%
History of Hypertension	Non-existence	518,506	85.2%	
	Existence	89,744	14.8%	
History of Diabetes	Non-existence	577,334	94.9%	
	Existence	30,916	5.1%	
History of Hyperlipidemia	Non-existence	590,570	97.1%	
	Existence	17,680	2.9%	
History of Pulmonary Tuberculosis	Non-existence	595,093	97.8%	
	Existence	13,157	2.2%	

각 설명변수 간 상관관계를 살펴보기 위해 피어슨 상관계수(Pearson correlation coefficient)를 검토한 결과는 Appendix 〈Table 2〉과 같다. 대체로 상관관계가 작으나,

수축기혈압(SBP)과 이완기혈압(DBP), 아스파르테이트 아미노전달효소(AST)와 알라닌 아미노전달효소(ALT) 변수 간 상관관계가 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

다중공선성(multi-collinearity)을 살펴보기 위해 살펴본 분산팽창요인(VIF: Variance Inflation Factor) 산출결과는 <Table 4>와 같다. Kennedy(1992)에 의하면 일반적으로 VIF가 10을 넘는 경우 다중공선성 문제가 있다고 본다. 다중공선성을 체크한 결과 VIF 값이 모든 변수에서 5 이하로 나타나 다중공선성 문제를 유발하는 변수가 포함될 가능성이 낮다고 판단된다.

<Table 4> Results of VIF

Variable	VIF (set of parameters)
BMI	1.35526
SBP	2.66623
DBP	2.61240
Fasting Blood Sugar	1.09285
Triglyceride	1.51873
Non-HDL Cholesterol	1.26120
HDL Cholesterol	1.22470
AST	2.56639
ALT	2.66629
γ -GTP	1.43681

IV. 분석결과

1. 단순 로지스틱회귀 모델(p=1)

3대 질환에 대한 입원 또는 외래 발생에 영향을 미치는 보험계약 특성 및 건강상태 등의 설명변수 X_i ($i=1, \dots, p$) 중 변수 하나씩으로만 구성된 이항 로지스틱 회귀분석을 실시한 결과는 아래 <Table 5>와 같다. 초기 모델은 무사고기간 변수를 추가하지 않은 모델로 개별 변수가 갖는 모형 설명력을 살펴보기 위한 비교 모델로써 의미를 둔다. 분석결과 모든 변수($i=1, \dots, 33$)에 대하여 높은 통계적 유의성이 존재하였으며, 여성의 경우 남성보다 3대 질환이 발병하지 않을 확률대비 발병할 확률이 1.243($= e^{0.2174}$)배 높은 것을 알 수 있

다. 3대 질환 발병확률은 서울을 포함한 6대 광역시가 지방보다 높았고, 소득 구간별로는 저소득자가 고소득자보다 높았다. 또한, 발병확률은 기저질환에 대응되는 CCI 점수가 높을수록, 연령군(Age_group)이 높을수록, 고혈압(Hypertension)·폐결핵(Pulmonary Tuberculosis)·당뇨(Diabetes)·고지혈증(Hyperlipidemia)에 대한 과거 병력이 있을수록 증가하였다.

<Table 5> Regression Estimates for the Simple Logistic Model

Selected Variable (X _i)	Estimate (β_i) ¹⁾	Standard Error	Wald	AUC ²⁾	BIC ³⁾	
Sex - Female (Base Male)	0.2174***	0.0178	149.37	0.527	125,562	
Region - Provincial Cities (Base Metropolitan Cities)	-0.0372*	0.0178	4.39	0.505	125,706	
Income Decile Groups - Higher Group (Base Lower Group)	-0.0827***	0.0184	20.14	0.509	125,690	
CCI (Base 0 point)	1 point	0.8672***	0.0215	1633.53	0.600	122,509
	2 point	1.4252***	0.0341	1745.05		
	3+point	1.8241***	0.0476	1471.50		
Age_group (Base 25~29)	30~34	0.6117***	0.1207	25.68	0.759	114,397
	35~39	1.2037***	0.1131	113.17		
	40~44	1.8044***	0.1055	292.72		
	45~49	2.2024***	0.1047	442.70		
	50~54	2.7729***	0.1026	729.96		
	55~59	3.2207***	0.1027	984.04		
	60~64	3.5974***	0.1023	1235.71		
65~69	3.8827***	0.1029	1422.80			
BMI	0.1737***	0.00852	416.20	0.558	125,306	
SBP	0.2400***	0.00842	813.0579	0.571	124,925	
DBP	0.1327***	0.00867	234.07	0.540	125,480	
Fasting Blood Sugar	0.2046***	0.00632	1047.22	0.586	124,867	
Triglyceride	0.0644***	0.00834	59.66	0.525	125,653	
Non-HDL Cholesterol	-0.0845***	0.00902	87.75	0.524	125,622	
HDL Cholesterol	-0.2046***	0.00950	464.34	0.558	125,224	

AST	0.0755***	0.00473	254.59	0.569	125,522
ALT	0.0576***	0.00577	99.53	0.552	125,636
γ -GTP	0.0790***	0.00586	181.97	0.541	125,572
History of Hypertension	1.3680***	0.0183	5570.92	0.626	120,879
History of Diabetes	1.1136***	0.0263	1790.69	0.543	124,312
History of Hyperlipidemia	0.9766***	0.0350	780.53	0.522	125,100
History of Pulmonary Tuberculosis	1.2549***	0.0359	1225.01	0.524	124,810

Notes: 1) Significance '***' 0.001, '**' 0.01, '*' 0.05

2) Area Under ROC (Receiver Operating Characteristic) Curve

3) Bayesian Information Criterion

2. 최적 변수선택 결과(무사고기간 변수 제외)

다음은 무사고기간 변수를 여전히 제외한 상태에서 BIC 기준에 의한 최적의 변수선택을 실시한 모델(최적 모델 1)이다(〈Table 6〉 참조). BIC(111,201)는 단순 로지스틱회귀 모델보다 개선되었으며, 모형 설명력인 AUC(0.791)도 증가하였다. 변수선택결과 성별(Sex), 지역(Region), 수축기혈압(SBP), 공복혈당(Fasting Blood Sugar), 중성지방(Triglyceride), 아스파르테이트 아미노전달효소(AST), 알라닌 아미노전달효소(ALT) 및 감마글루타밀 전이효소(γ -GTP) 변수가 제외되었다. 설명력이 높은 변수로는 연령군, CCI, 폐결핵 과거력, 고혈압 과거력, 고지혈증 과거력 순으로 나타났다.

〈Table 6〉 Regression Estimates for the Best Model 1
(Excluding the No-Claim Variables of Inpatient)

Deviance		110,897			
Deviance Value/DF		0.1824			
Pr > ChiSq		1.0000			
AUC		0.791			
SC (BIC)		111,201			
Variable (X_i)		Estimate (β_i)	Standard Error	Wald	Odds Ratio (e^{β_i})
Intercept		-6.627***	0.102	4,262.464	
CCI (Base 0 point)	1 point	0.433***	0.022	384.091	1.542
	2 point	0.767***	0.035	473.708	2.153
	3+point	1.013***	0.049	424.749	2.752

Age_group (Base 25~29)	30~34	0.615***	0.121	25.921	1.850
	35~39	1.202***	0.113	112.360	3.326
	40~44	1.774***	0.106	281.581	5.895
	45~49	2.136***	0.105	413.583	8.467
	50~54	2.634***	0.103	651.338	13.935
	55~59	2.996***	0.104	838.300	19.998
	60~64	3.256***	0.103	991.832	25.957
	65~69	3.408***	0.104	1,068.368	30.218
Income Decile Groups - Higher Group (Base Lower Group)		0.115***	0.019	36.910	1.121
BMI		0.035**	0.010	11.963	1.035
Non-HDL Cholesterol		-0.227***	0.010	553.342	0.797
HDL Cholesterol		-0.114***	0.010	142.774	0.892
DBP		-0.045***	0.009	22.866	0.956
History of Hypertension		0.506***	0.021	573.209	1.658
History of Diabetes		0.166***	0.028	35.108	1.180
History of Hyperlipidemia		0.252***	0.036	48.350	1.287
History of Pulmonary Tuberculosis		0.947***	0.037	641.246	2.577

3. 최적 모델 1에 무사고기간(No-Claim Period) 변수를 추가한 결과

다음으로 고지의무 간소화의 정도를 나타내는 무사고기간 변수를 최적 모델 1에 추가하여 로지스틱 회귀분석을 실시한 결과가 <Table 7>이다. 모델 2는 입원에 대한 무사고기간 변수를 추가한 모형으로 모델 1에 비해 통계적으로 더 높은 설명력을 보였다. 모델 2는 모델 1에 비해 BIC값이 개선(111,201→107,771)되었으며, AUC도 더 높은 것(0.791→0.816)으로 확인되었다.

무사고기간 0년(현재부터 1년 전까지 1년간 입원 Claim이 있는 경우)부터 무사고기간 5년(현재부터 5년 전까지 입원 Claim이 없고 5년 전부터 6년 전까지 1년간 입원 Claim이 있는 경우)까지 모든 변수에 대한 회귀계수는 통계적으로 유의하며 부호는 양수로 나타났다. 무사고기간 0년에 따른 β 은 1.279, 오즈비는 3.592(= $e^{1.279}$)배로, 직전연도에 입원하지 않은 경우 대비 입원한 경우의 3대 질환 발병(입원 또는 외래) 확률이 3.592배 높은 것으로 분석되었다.

무사고기간 5년부터 무사고기간 0년까지 고지의무 간소화기간이 짧아질수록 β 는 증가하였다. 무사고기간 5년의 β 는 0.619, 무사고기간 4년의 β 는 0.724, ..., 무사고기간 1년의 β 는 1.100, 무사고기간 0년의 β 는 1.279로 점차 증가하였다. 즉, 오래 전 입원 여부보다 최근 입원 여부에 대해 더 큰 회귀계수가 추정되었음을 알 수 있다. 이를 통해 3대 질환 위험상대도는 보험 가입 시 청약서상 입원에 대한 고지기간의 간소화 정도가 클수록 증가하는 것을 확인할 수 있다.

추가적으로 무사고기간에 대한 변수 정의를 입원(inpatient)이 아닌 외래(outpatient)로 변경하여 동일한 방법으로 분석을 진행하였다. 모델 3은 최적 모델 1에 외래에 대한 무사고기간 변수를 추가한 모델이며, 로지스틱 회귀분석을 실시한 그 결과를 <Table 7>에 포함하였다. 입원에 대한 무사고기간 변수를 추가한 모델과 달리 최적 모델 1과 통계적으로 비슷한 설명력을 보였다. 모델 3은 최적 모델 1 대비 BIC값은 111,201에서 111,001로, AUC는 0.791에서 0.793로 모두 근소하게 개선되었다. 이는 외래에 대한 3년 이전 무사고기간 변수에 대한 β 가 유의하지 않은 결과(유의수준 $p=0.1$)로 나타났기 때문이다. 즉, 3년 이전의 외래 여부는 3대 질환의 발병에 있어 유의미한 영향이 있다고 볼 수 없으므로, 외래에 대한 보험계약상 고지기간의 간소화는 3년 정도면 충분하다고 보인다.

<Table 7> Regression Estimates for the Best Model 2, 3 by BIC Statistics
(Including the No-Claim Variables of Inpatient / Outpatient)

Model		Model 2 (No-Claim Variables of Inpatient)		Model 3 (No-Claim Variables of Outpatient)	
Deviance		107,388		110,617	
Deviance Value/DF		0.1766		0.1819	
Pr > ChiSq		1.0000		1.0000	
AUC		0.816		0.793	
SC (BIC)		107,771		111,001	
Variable (X_i)		Estimate for β_i (standard error)	Wald	Estimate for β_i (standard error)	Wald
Intercept		-6.954*** (0.102)	4,660.401	-8.145*** (0.318)	654.550
CCI (Base 0 point)	1 point	0.371*** (0.022)	278.068	0.412*** (0.022)	346.928
	2 point	0.651*** (0.036)	333.696	0.744*** (0.035)	446.250

	3+point	0.825*** (0.050)	272.934	0.991*** (0.049)	407.766
Age_group (Base 25~29)	30~34	0.521*** (0.121)	18.606	0.615*** (0.121)	25.854
	35~39	1.128*** (0.113)	98.852	1.194*** (0.113)	110.831
	40~44	1.706*** (0.106)	259.975	1.758*** (0.106)	276.245
	45~49	2.051*** (0.105)	380.758	2.115*** (0.105)	405.159
	50~54	2.503*** (0.103)	587.117	2.603*** (0.103)	635.451
	55~59	2.851*** (0.104)	757.905	2.959*** (0.104)	817.288
	60~64	3.090*** (0.104)	890.814	3.217*** (0.103)	967.102
	65~69	3.210*** (0.104)	945.498	3.368*** (0.104)	1,042.737
Income Decile Groups - Higher Group (Base Lower Group)		0.099*** (0.019)	27.288	0.110*** (0.019)	33.848
No-Claim Period	0-year	1.279*** (0.025)	2,716.071	1.606*** (0.303)	28.144
	1-year	1.100*** (0.029)	1,450.836	1.035** (0.308)	11.266
	2-year	1.011*** (0.033)	969.378	0.671* (0.331)	4.104
	3-year	0.885*** (0.037)	574.586	0.324 (0.393)	0.680
	4-year	0.724*** (0.043)	286.041	0.604 (0.419)	2.078
	5-year	0.619*** (0.048)	165.375	0.233 (0.541)	0.186
BMI		0.011 (0.010)	1.213	0.030** (0.010)	8.860
Non-HDL Cholesterol		-0.216*** (0.010)	499.896	-0.227*** (0.010)	551.791
HDL Cholesterol		-0.108*** (0.010)	127.696	-0.113*** (0.010)	140.438
DBP		-0.033** (0.009)	12.548	-0.040*** (0.009)	18.458
History of Hypertension		0.502*** (0.021)	558.161	0.480*** (0.021)	516.249
History of Diabetes		0.083* (0.028)	8.545	0.154*** (0.028)	30.553
History of Hyperlipidemia		0.237*** (0.037)	41.963	0.243*** (0.036)	44.779
History of Pulmonary Tuberculosis		0.885*** (0.038)	547.445	0.944*** (0.037)	637.123

4. 요율 차등화를 위한 평점화 및 의료비 추정

Milliman(2011)에서 소개된 요율 차등화를 위한 요소에는 평균식 보험료, 차등화된 보험료, 위험조정을 위한 위험조정계수가 필요하다. 여기서 위험조정계수란 집단내 계약자들의 리스크 속성을 반영한 수치화된 변수를 말하며, 해당 집단전체의 경험데이터 및 개별 경험데이터를 평점화(scoring)하는 과정이 필요하다. 본 연구에서는 로지스틱 회귀분석 결과의 예측확률을 이용하여 평점화한다. 모델 2로 추정된 예측확률에 다음과 같이 보정(scaling)을 하였다. 오즈(Odds)가 2배가 되는 점수 구간(Point to Double Odds, PDO)을 20점으로 설정한다. $\text{logit}(\ln(\text{Odds}))$ 의 상한과 하한의 차이에 PDO(20)를 곱하여 base score를 180으로 설정한다. 전체 평균점수를 50점으로 설정하기 위해 base odds를 0.93으로 설정한다.

$$\text{Risk Score} = \text{offset} + \text{factor} \times \ln\left(\frac{\pi}{1-\pi}\right), \pi: \text{로지스틱회귀모형 예측확률.}$$

$$\begin{aligned} \text{offset} &= \text{base score} - \text{factor} \times \ln(\text{base odds}) \\ \text{factor} &= \text{PDO}(20)/\ln(2) \\ \text{base score} &= 180 \\ \text{base odds} &= 0.93 \end{aligned}$$

요율 차등화를 위해 보험계약 시 청약서상 고지항목으로 대변되는 현재 시점 연속무사고기간(Consecutive No-Claim Period)³⁾ 변수, $I(\text{CNC}, t \text{ years})$ 를 아래와 같이 정의한다. 즉, 청약서상 고지기간인 연속무사고기간이 짧을수록 고지기간 간소화 정도가 크다고 할 수 있다.

$$I(\text{CNC}, t \text{ years}) = \begin{cases} 1: \sum_{i=0}^{t-1} I(\text{No-Claim}, i^{\text{th}} \text{ year}) = 0 \text{ and } I(\text{No-Claim}, t^{\text{th}} \text{ year}) = 1 \\ 0: \text{otherwise} \end{cases}$$

이제 Risk Score 값을 현재시점 연속무사고기간으로 등급화한 결과를 <Table 8>에 나타내었다. 전체 평균점수 50점 대비 최근 연속 0년간 무사고자(최근 1년간 사고자)의 Risk Score 값은 85점, 최근 5년간 입원 사고이력이 없는 경우 38점으로 큰 차이를 보였다.

건강보험 요율 차등화를 위한 고지기간 간소화 정도에 따른 기대의료비 차이에 대한 분

3) 여기서 현재시점 연속무사고기간은 개인별 현재부터 과거 가장 최근 입원(the most recent hospitalization)일까지의 무사고기간을 의미하며, 이는 앞서 회귀분석모델의 설명변수로 정의된 무사고기간별(현재~1년 전, ..., 5년 전~6년 전) 입원 존재 여부(existence of hospitalization by no-claim period for each 0~5 year period)와 차이가 있다.

석절차는 아래와 같다. 먼저 데이터 그룹을 분할하여 성별, 연령군별, 3대 질환 그룹별로 분할된 평균 급여의료비를 산출한다. 여기에 3대 질환 발생에 대한 이항 로지스틱 회귀분석 결과를 이용하여, 고지기간 간소화 정도에 따른 기대의료비 차이를 분석한다. 연간 기대의료비는 급여부분 법정 본인부담금과 비급여의료비를 합한 것으로 실손의료보험의 연간 위험보험료(annualized risk premium)에 대응된다. 연간 기대의료비 추정을 위해, 국민건강보험공단의 주요 질환에 대한 급여 및 비급여 비율⁴⁾을 활용하였다.

위험 집단 k 의 연간 기대의료비 (E_k)

$$= \sum_{i=1}^{N_k} \frac{p_i^k}{N_k} \times E(C_i) \times RC_i$$

여기서, i = 의료수급권자

k = (0년연속무사고, 1년연속무사고, ..., 5년연속무사고, 5년이상연속무사고) 그룹

N_k = 연속무사고기간 그룹(k)별 개체수

p_i^k = k 집단에 속한 의료수급권자 i 의 3대질환 발병여부에 대한 예측확률

C_i = i 의 급여의료비(연도 _{y} /성 _{s} /연령군 _{a} /3대질환 _{m} 별)

$E(C_i)$ = i 의 기대급여의료비

RC_i = (급여대비) 비급여포함 본인부담비율(연도 _{y} /3대질환 _{m} 별)

연도 = 2009, 2010, ..., 2013

성 = 1(남자), 2(여자)

연령군 = 25 ~ 29, 30 ~ 34, ..., 65 ~ 69

3대질환 = 암, 뇌혈관질환, 허혈성심장질환

분석결과(〈Table 8〉 참조), 무사고기간별 3대 질환 발병 예측확률(p)의 평균은 고지기간 간소화 정도가 클수록 커지며, 이는 앞서 분석모델에서 추정된 무사고기간 변수의 회귀

4) 표본코호트DB는 급여부분 공단부담금과 법정 본인부담금에 대한 자료만을 포함한다. 실손의료보험의 보장범위는 급여부분 법정 본인부담금과 비급여 본인부담금에 해당된다. 이에 따라 비급여 본인부담금은 국민건강보험공단 건강보험환자 진료비실태조사 보고서의 급여 및 비급여비율을 활용하여 추정하였다. 급여의료비 대비 본인부담금의 비율

(= $\frac{\text{법정 본인부담률} + \text{비급여 본인부담률}}{\text{건강보험 보장률} + \text{법정 본인부담률}}$)을 〈Appendix Table 4〉로부터 산출하였다.

계수(β)의 크기순서와 동일한 것을 알 수 있다. 3대 질환에 대한 연간 기대의료비(E_k)는 고지기간이 짧을수록(k 가 작을수록) 증가하였으며, 최근 5년 동안 사고이력이 없는 경우에 비해 직전연도에 사고이력이 있는 경우의 연간 위험보험료(=연간 기대의료비) 차이는 92,859원(=117,753원-24,894원)으로 나타났다.

〈Table 8〉 Summary Statistics for Estimated Probability (p) and Annualized Risk Premium (E_k)

(N=608,250)

Category	Mean ²⁾	p25 ²⁾	p75 ²⁾	Risk Score	E_k (KRW) ³⁾	
Consecutive No-Claim Period (K) (From the Most Recent Hospitalization to Now)	0-year	0.0559	0.0152	0.0775	85	117,753
	1-year	0.0442	0.0116	0.0609	78	93,323
	2-year	0.0395	0.0105	0.0540	75	83,613
	3-year	0.0343	0.0092	0.0463	71	72,483
	4-year	0.0286	0.0079	0.0381	66	60,652
	5-year	0.0258	0.0074	0.0344	63	54,746
	Non-existence ¹⁾	0.0116	0.0028	0.0151	38	24,894
	Total	0.0214	0.0041	0.0246	50	45,355

Notes: 1) Non-existence: There is no hospitalization history for five years.

2) Mean is the average of p , p25 its 25th percentile, and p75 its 75th percentile.

3) Expected medical expenses for the three major diseases (=risk premium)

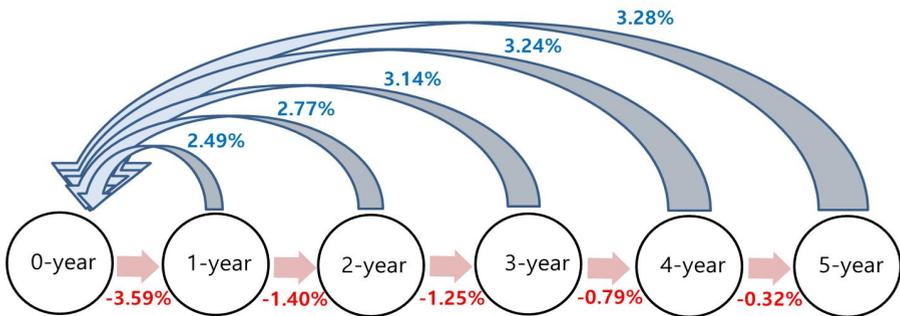
5. 할인할증제도(Bonus-Malus System) 요소

할인할증제도를 적용하기 위해 앞서 연속무사고기간 변수를 추가한 최적 모델 결과를 활용하여 예측 모델링을 실시하였다. 할인할증을 위한 예측 모델링의 과정은 다음과 같다. 첫째, 현재 시점 각 피보험자의 연속무사고기간 변수의 1년 뒤 전이행렬(transition matrix) 값을 구한다. 둘째, 각 전이행렬에 의해 변환된 연속무사고기간 변수를 새로운 입력변수로 설정한다. 셋째, 현재 시점 결정된 최적 모델로 1년 후 시점 연속무사고기간별 3대 질환 발병 예측확률(p)을 산출한다. 넷째, 각 전이행렬별 할인할증 요소로 피보험자별 예측확률(p)의 평균을 비교한다.

분석결과를 〈Figure 1〉에 나타내었다. 0년 연속무사고 구간의 경우 1년간 사고가 발생하지 않으면 할인율은 3.59%로 가장 컸으며, 4년 연속무사고 구간의 경우 1년간 사고가

발생하지 않으면 5년 연속무사고 구간에 적용되어 0.32%의 할인율을 적용받을 수 있다. 반대로 5년 연속무사고 구간의 1년간 사고 발생에 대한 할증률은 3.28%이며, 1년 연속무사고 구간의 1년간 사고 발생에 대한 할증률은 2.49%를 적용받게 된다. 한편 할인율은 매년 누적되어 5년 연속무사고 구간까지 단계별로 할인되지만, 할증률은 한 번 사고로 인해 0년 연속무사고 구간에 적용되므로 할인 폭보다 할증 폭이 더 크다고 볼 수 있다.

〈Figure 1〉 Markov-Chain Rate Change for Consecutive No-Claim Periods



본 연구는 보험계약자의 부분적 정보제공 조건을 고려하여 연속무사고기간을 상태변수로 정의한 후 할인할증 제도를 예시적으로 분석하였다. 이 경우 0년 연속무사고자, 1년 연속무사고자, ..., 5년 연속무사고자들의 각 집단이 전체에서 차지하는 비중과 예측확률을 고려하였기 때문에 전 계약집단의 보험료는 공평하다고 할 수 있으나, 연속무사고기간 이전의 사고정보 미비로 인하여 개별계약의 보험료는 공평하지 않을 수 있다. 반면에, 보험계약자의 완전한 정보제공 조건이 충족될 때에는 과거 사고기록(최근 5년) 중 각 해의 사고 유무들을 모두 모아 상태변수로 정의한 후 계약단위로 공평한 할인할증 제도를 설계할 수도 있다. 예를 들어, 0~1년 사이 0건, 1~2년 사이 1건, 2~3년 사이 1건, 3~4년 사이 0건, 4~5년 사이 0건인 경우 '(0 1 1 0 0)' 이런 식으로 상태를 정의하고 전이행렬과 할인할증 요율을 결정하는 것이다. 이 경우 연속무사고기간뿐만 아니라 과거의 모든 사고경험을 반영하기 때문에 개별계약별로도 보험료가 공평하다.

V. 결론

본 연구는 건강보험공단의 표본코호트DB를 활용하여 각종 건강정보, 기왕력 및 무사고 기간에 따른 3대질환 발병확률을 로지스틱 회귀모형으로 분석하였다. 또한, 고지기간 축소에 따른 기대의료비의 차이를 추정하였고, 할인할증 언더라이팅 시스템하에서 연속무사고기간 경험에 따라 보험료의 할인할증이 어떻게 달라지는지를 분석하였다.

본 연구는 보험계약상 고지의무 간소화에 대해 다음과 같은 분석결과를 도출하였다. 첫째, 건강보험 요율 차등화 시 보험계약상 고지의무 간소화 정도를 뜻하는 기왕력과 무사고기간 변수에 대한 필요성을 확인하였다.

둘째, 3대 질환(암, 뇌혈관질환, 허혈성 심장질환) 발병 확률은 기왕력(폐결핵, 고혈압, 고지혈증, 당뇨)과 입원 또는 외래에 대한 무사고기간에 대한 간소화 정도가 클수록 증가하였다. 기왕력에 대한 간소화 정도는 폐결핵, 고혈압, 고지혈증, 당뇨 순으로 해당 변수를 간소화 시 3대 질환 발병확률이 증가하는 것으로 나타났다. 입원에 대한 고지기간별 간소화는 그 정도가 클수록(무사고기간 5년→0년) 3대 질환 발병확률이 크게 높아지는 것으로 추정된다. 또한, 3년 이상 외래에 대한 고지항목 간소화는 3대 질환 발병 여부에 통계적으로 유의미한 영향이 있다고 보기 어렵다.

셋째, 3대 질환에 대한 연간 기대의료비는 고지기간이 축소될수록 크게 증가하는 것으로 나타났으며, 예측모델링을 활용한 할인할증률은 현재 0년 연속무사고 구간에서 할인 폭이 가장 큰 것으로 나타났다.

또한, 요율 차등화는 고지기간별 위험집단에 대한 위험 계량화를 통해 저위험군은 더 저렴한 보험 가입이 가능하며, 인수 거절되었던 고위험군은 보장 혜택을 누릴 수 있다. 또한, 보험사는 효율적인 언더라이팅이 가능하며, 보험계약자가 스스로 리스크를 감소하는 유인책이 되어 사회 전체적인 효용도 증대시킬 수 있을 것이다. 나아가 향후 연구에서는 포괄적인 건강보험의 고지의무 간소화를 위한 다양한 요율 차등화 분석이 이루어지기를 기대해본다.

Appendix

〈Appendix Table 1〉 Description of Explanatory Variables¹⁾

Variable	Dummy Variable	Unit	Category of Dummy Variables				
Sex	X ₁		1 (Female), 2 (Male)				
Age_Group	X ₂ ~X ₁₀		25~29 (X ₂), 30~34 (X ₃), 35~39 (X ₄), 40~44 (X ₅), 45~49 (X ₆), 50~54 (X ₇), 55~59 (X ₈), 60~64 (X ₉), 65~69 (X ₁₀)				
Region	X ₁₁ ~X ₁₂		Seoul and Six Major Metropolitan Cities (X ₁₁), Provincial Cities (X ₁₂)				
Income Decile Groups	X ₁₃ ~X ₁₄		Lower (0~5) Income Group (0: Medical Benefit Recipient) (X ₁₃), Higher (6~10) Income Group (X ₁₄)				
CCI	X ₁₅ ~X ₁₈		0 point (X ₁₅), 1 point (X ₁₆), 2 point (X ₁₇), more than 3 point (X ₁₈)				
No-Claim Period	X ₁₉ ~X ₂₄		No-Claim Period of Hospitalization ²⁾ 0-year (X ₁₉), 1-year (X ₂₀), 2-year (X ₂₁), 3-year (X ₂₂), 4-year (X ₂₃), 5-year (X ₂₄) Value: 0 (Non-existence), 1 (Existence)				
Body Mass Index (BMI)	X ₂₅	Kg/m ²	Weight/(Height/100) ²				
Systolic Blood Pressure (SBP)	X ₂₆	mm Hg	Optimal	PreHyper-tension	Hyper-tension		
			value	<120	120~139	≥140	
Diastolic Blood Pressure (DBP)	X ₂₇	mm Hg	Optimal	PreHyper-tension	Hyper-tension		
			value	<80	80~89	≥90	
Fasting Blood Sugar	X ₂₈	mg/dL	Optimal	Prediabetes	diabetes		
			value	<100	100~125	≥126	
Triglyceride	X ₂₉	mg/dL	Optimal	Inter-mediate	High	Very High	
			value	<150	150~199	200~499	≥500
Non-High Density Lipoprotein Cholesterol (Non-HDL)	X ₃₀	mg/dL	Optimal	Inter-mediate	High	Very High	
			value	<130	130~159	160~189	≥190
High Density Lipoprotein Cholesterol (HDL)	X ₃₁	mg/dL	Optimal	Inter-mediate	High		
			value	≥60	40~59	<40	

Variable	Dummy Variable	Unit	Category of Dummy Variables			
Aspartate Aminotransferase (AST, SGOT)	X ₃₂	U/L		Optimal	Inter-mediate	High
			value	≤ 40	41~50	>50
Alanine Aminotransferase (ALT, SGPT)	X ₃₃	U/L		Optimal	Inter-mediate	High
			value	≤ 35	36~45	>45
Glutamyl Transpeptidas (γ-GTP)	X ₃₄	U/L		Optimal	Inter-mediate	High
			value	M W	11~63 8~35	64~77 36~45
History of Hypertension	X ₃₅		Value: 0 (Non-Existence), 1 (Existence)			
History of Diabetes	X ₃₆					
History of Hyperlipidemia	X ₃₇					
History of Pulmonary Tuberculosis	X ₃₈					
Consecutive No-Claim Period	X ₃₉ ~X ₄₅		Consecutive No-Claim Period from the Most Recent Hospitalization to Now 0-year (X ₃₁), 1-year (X ₃₂), 2-year (X ₃₃), 3-year (X ₃₄), 4-year (X ₃₅), 5-year (X ₃₆) Value: 0 (Non-existence), 1 (Existence)			

Notes: 1) KMI Korea Medical Institute and Ahn(2016); National Health Insurance Service (2020).

- 2) If at least one hospitalization is observed in 2008, no-claim period 0-year is set to '1' for 2009. If at least one hospitalization is observed in 2007, no-claim period 1-year is set to '1' for 2009.

〈Appendix Table 2〉 Pearson Correlation Coefficient

	BMI	SBP	DBP	Fasting Blood Sugar	Triglyceride
BMI	1.00000	0.31763	0.29263	0.17802	0.32048
SBP		1.00000	0.78240	0.19408	0.22121
DBP			1.00000	0.16013	0.22401
Fasting Blood Sugar				1.00000	0.21073
Triglyceride					1.00000

	Non-HDL	HDL	AST	ALT	γ-GTP
BMI	0.29094	-0.29067	0.15249	0.29699	0.18511
SBP	0.16485	-0.10047	0.13126	0.15465	0.18602
DBP	0.16613	-0.09352	0.12568	0.15629	0.18872
Fasting Blood Sugar	0.12861	-0.09911	0.10663	0.13946	0.18486
Triglyceride	0.41432	-0.36571	0.17041	0.25191	0.32036
Non-HDL	1.00000	-0.22947	0.08717	0.17488	0.13052
HDL		1.00000	-0.04474	-0.15320	-0.05603
AST			1.00000	0.76014	0.46709
ALT				1.00000	0.44336
γ-GTP					1.00000

〈Appendix Table 3〉 The Three Major Diseases-related Covered Diseases

Disease Classification	KCD-code
Cancer-related Covered Diseases	C00~C14, C15~C26, C30~C39, C40~C41, C43~C44, C45~C49, C50, C51~C58, C60~C63, C64~C68, C69~C72, C73~C75, C76~C80, C81~C96, C97, D45, D46, D47.1, D47.3, D47.4, D47.5
Cerebrovascular-related Covered Diseases	I60~I69
Ischaemic Heart-related Covered Diseases	I20~I25

Note: The diseases are classified according to Statistics Korea(2015).

〈Appendix Table 4〉 Coverage Rate & Co-payment Rate for the Three Major Diseases¹⁾

The Three Major Diseases		Benefit Coverage Rate by National Health Insurance	Co-payment Rate by Patients' Share	Co-payment Rate for Coverage Exclusion
Cancer Related Diseases ²⁾	2009	67.9%	5.4%	26.7%
	2010	72.4%	6.7%	20.9%
	2011	72.6%	5.8%	21.6%
	2012	74.1%	6.2%	19.7%
	2013	72.7%	6.7%	20.6%
Cerebrovascular Related Diseases ³⁾	2009	60.9%	12.6%	26.6%
	2010	72.2%	7.1%	20.8%
	2011	70.2%	7.1%	22.7%
	2012	73.8%	5.7%	20.5%
	2013	74.4%	6.3%	19.3%
Heart Related Diseases ⁴⁾	2009	63.8%	9.2%	27.0%
	2010	73.0%	6.8%	20.2%
	2011	73.5%	5.3%	21.1%
	2012	74.8%	5.1%	20.1%
	2013	78.0%	5.6%	16.4%

Notes: 1) NHIS(National Health Insurance Service) Health Insurance Policy Research Institute, Survey on The Benefit Coverage Rate of National Health Insurance (2009; 2013; 2015).

2) Cancer related diseases: C00~C97, D00~D09, D32~D33, D37~D48

3) Cerebrovascular related diseases: I60~I67, I720, I77, Q280~Q283, S06

4) Heart related diseases: D151, I01, I05~I09, I20~I26, I28, I30~I51, I700, I71, I790~I791, M314, Q20~Q25, Q260~Q264, Q268, Q269, S25~S26

참고문헌

- 강성호·김대환·이순재 (2019), “고령층의 민영건강보험 수요결정요인과 잠재적 수요 분석”, **보험금융연구**, 제30권 제1호, pp. 107-140.
- (Translated in English) Kang, S., D., Kim and S., Lee (2019). “Estimation of Determinants and Potential Demand for Private Health Insurance for the Elderly in Korea”, *Journal of Insurance and Finance*, 30(1):107-140.
- 국민건강보험공단 (2020), **건강검진 실시기준 및 운영세칙**, 건강관리기관포털 (Retrieved from <https://sis.nhis.or.kr>).
- (Translated in English) National Health Insurance Service (2020). *Physical Examination Implementation Standards and Operating Rules*, Health Care Organization Portal (Retrieved from <https://sis.nhis.or.kr>).
- 국민건강보험공단 건강보험정책연구원 (2009; 2013; 2015), **건강보험환자 진료비 실태조사 보고서**.
- (Translated in English) NHIS (National Health Insurance Service) Health Insurance Policy Research Institute (2009; 2013; 2015). *Survey on The Benefit Coverage Rate of National Health Insurance*.
- 권태연·임자영·박유성 (2017), “국민건강보험 표본코호트DB를 이용한 한국인의 건강기대수명 연구”, **응용통계연구**, 제30권 제3호, 한국통계학회, pp. 475-486.
- (Translated in English) Kwon, T., J., Lim and Y., Park (2017). “Health Life Expectancy in Korea based on Sample Cohort Database of National Health Insurance Services”, *The Korean Journal of Applied Statistics*, 30(3):475-486.
- 김경훈 (2010), “Charlson 동반질환의 ICD-10 알고리즘 예측력 비교연구”, **예방의학 회지**, 제43권 제1호, pp. 42-49.
- (Translated in English) Kim, K. (2010). “Comparative Study on Three Algorithms of the ICD-10 Charlson Comorbidity Index with

Myocardial Infarction Patients”, *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 43(1):42-49.

김대환 (2014), “실손의료보험이 의료수요에 미치는 영향”, **보험학회지**, 제98집, 한국보험학회, pp. 61-90.

(Translated in English) Kim, D. (2014). “Effects of Fee-for-service Health Insurance on Medical Consumption”, *Korean Insurance Journal*, 98:61-90.

김대환·이봉주 (2013), “실손의료보험 역선택 분석”, **보험학회지**, 제96집, 한국보험학회, pp. 25-50.

(Translated in English) Kim, D., and B., Lee (2013). “An Analysis on Adverse Selection in Fee-For Service Health Insurance”, *Korean Insurance Journal*, 96:25-50.

김동욱·김동욱·이선미·임현선·최정규·박해용·육태미·강민진·홍정화·한규태·배세진 (2017), **건강보험 청구자료에 근거한 질병의 조작적 정의에 관한 연구**, 국민건강보험 일산병원 연구소.

(Translated in English) Kim, D., et al. (2017). *A Study on the Operational Definition of Diseases Based on Health Insurance Claims Data*, NHIS(National Health Insurance Service) Ilsan Hospital Institute of Health Insurance & Clinical Research.

김석영·변혜원(2014), **간편심사 보험상품 활성화 방안**, 보험연구원.

(Translated in English) Kim, S., and H., Byun (2014). *Improving and Enhancing the Simplified Issue Insurance Product*, The Korea Insurance Research Institute.

김송희·김윤희 (2019), “민영보험 가입 여부에 따른 당뇨 유병자의 건강관리 차이 분석”, **보험금융연구**, 제30권 제1호, pp. 39-69.

(Translated in English) Kim, S., and E., Kim (2019). “Analysis on Health Behavior Difference in Diabetic Patients by Private Medical

Insurance”, *Journal of Insurance and Finance*, 30(1):39-69.

김혜련·강영호·박은자·최정수·이연희·김영삼 (2006), **한국인의 사망과 질병 및 의료이용의 요인분석과 정책과제**, 한국보건사회연구원, pp. 47-56; 73-77.

(Translated in English) Kim, H., et al. (2006). *Socioeconomic, Behavioral, Nutritional, and Biological Determinants of Morbidity, Mortality, and Medical Utilization in South Korea*, Korea Institute for Health and Social Affairs. pp. 47-56; 73-77.

박상준 (2003), “언더라이팅 기능 강화를 위한 신기법 도입방안”, **보험의학회지**, 제22권, 보험의학회, pp. 99-120.

(Translated in English) Park, S. (2003). “A Plan for Introduction of New Performance-Enhancing Underwriting Technique”, *Journal of Korean Life Insurance Medical Association*, 22:99-120.

오영수·이경희 (2003), “민영건강보험의 언더라이팅 선진화 방안”, **보험연구원 연구보고서**, 보험연구원.

(Translated in English) Oh, Y., and K., Lee (2003). “Improvement Plan of Private Health Insurance Underwriting”, *KIRI Research Paper*.

오창수·유동완 (2018), “민영건강보험의 가입 결정요인에 관한 연구”, **보험학회지**, 제114집, 한국보험학회, pp. 35-56.

(Translated in English) Ouh, C., and D., You (2018). “A Study on the Determinants of Private Health Insurance”, *Korean Insurance Journal*, 114:35-56.

이경아·이항석 (2016), “실손의료보험의 역선택과 보험료 차등화”, **리스크관리연구**, 제27권 제3호, 리스크관리학회, pp. 93-128.

(Translated in English) Lee, K., and H., Lee (2016). “Adverse Selection and Rates Differentiation in the Korean Private Health Insurance”, *Journal of Risk Management*. 27(3):93-128.

이준영·김기환·이지성 (2014), **국민건강정보 데이터베이스를 이용한 표본 코호트 DB**

구축, 국민건강보험공단.

(Translated in English) Lee, J., K., Kim, and J., Lee (2014). *Construction of an Appropriate Sampling Design and a Sample Database using the National Health Information Database*, National Health Insurance Corporation.

이찬희·전희주·김석영 (2015), “암보험 언더라이팅 효과 실증분석 - 국민 암발생률과 보험회사 암발생률 비교 -”, **보험학회지**, 제102집, 한국보험학회, pp. 59-85.

(Translated in English) Lee, C., H., Chun and S., Kim (2015). “An Empirical Study on the Underwriting Effect on Cancer Coverage - Comparing National Cancer Incidence Rate with Cancer Incidence Rate of Insurer -”, *Korean Insurance Journal*, 102:59-85.

이항석·이가은·이경아 (2017), “실손의료보험에서 요율산정과 일반화선형모형(GLM)의 활용”, **리스크관리연구**, 제28권 제4호, 리스크관리학회, pp. 37-71.

(Translated in English) Lee, H., G., Lee and K., Lee (2017). “A Ratemaking of the Korean Private Health Insurance using GLM”, *Journal of Risk Management*. 28(4):37-71.

이항석·이민하·백혜연 (2018), “실손의료보험 할인할증제도의 실증분석”, **보험학회지**, 제116집, 한국보험학회, pp. 33-66.

(Translated in English) Lee, H., M., Lee and H., Baek (2018). “An Empirical Analysis of Bonus-Malus System in Private Health Insurance”, *Korean Insurance Journal*, 116:33-66.

이현복·정홍주 (2016), “실손의료보험 보장범위 축소에 따른 가입자 의료이용 변화에 관한 연구”, **보험학회지**, 제106집, 한국보험학회, pp. 67-91.

(Translated in English) Lee, H., and H., Jung (2016). “An Empirical Study of Healthcare Utilization Under Indemnity Health Insurance Coverage Changes”, *Korean Insurance Journal*, 106:67-91.

이현복·황연희 (2014), “민영건강보험 가입자의 보험금 수령 결정요인에 대한 연구”, **사**

회보장연구, 제30권, 한국사회보장학회, pp. 171-193.

(Translated in English) Lee, H., and Y., Hwang (2014). “A Study Identifying the Factors Determining Private Health Insurance Claims Paid”, *Korean Social Security Studies*, 30:171-193.

임형기 (2021), “청구경력 고지 간소화에 따른 건강보험 요율 산정에 관한 연구 - 상대위험도 비교를 중심으로 -”, 박사학위논문, 한양대학교 대학원.

(Translated in English) Im, H. (2021). “A Study on the Ratemaking of Health Insurance by Simplified Disclosure of Claim History - Focused on the Comparison of Relative Risk -”, Ph.D. Dissertation, Graduate School of Hanyang University.

통계청 (2015), **제7차 한국표준질병사인분류(KCD-7)**, 제2015-309호, 2016. 1. 1.

(Translated in English) Statistics Korea (2015). The 7th Korean Standard *Classification of Diseases (KCD-7)*, No. 2015-309, 2016. 1. 1.

KMI한국의학연구소·안지현 (2016), **건강검진 사용 설명서**, 사이프레스.

(Translated in English) KMI Korea Medical Institute and J., Ahn (2016). *Manual for Physical Examination*, Cypress.

Akaike H. (1974). “A New Look at the Statistical Model Identification”, *I.E.E.E. Transactions on Automatic Control*, 19(6):716-723.

Donnelly, P. (2011). “Enhanced Simplified Underwriting”, *Munich Re*.

Ho, C. (2013). “U.S. Individual Life Guaranteed and Simplified Issue Persistency”, *LIMLA*.

Kang, Y. et al. (2018). “Biological Age as a Health Index for Mortality and Major Age-related Disease Incidence in Koreans: National Health Insurance Service - Health Screening 11-year Follow-up Study”, *Clinical Interventions in Aging*, 13:429-436.

Kennedy, P. (1992). *A Guide to Econometrics*. Oxford: Blackwell.

LIFE HAPPENS and LIMRA (2019). *2019 Insurance Barometer Report*.

Milliman (2011). “Application of Credibility Theory to Group Life Pricing”,
Research Report.

Schwarz, G. (1978). “Estimating the Dimension of a Model”, *Annals of
Statistics*, 6:461-464.

Quan H. et al. (2005). “Coding Algorithms for Defining Comorbidities in
ICD-9-CM and ICD-10 Administrative Data”, *MedCare*, 43(11):1130-1139.

Abstract

The simplification of the obligation to disclose the claim history of private health insurance in Korea has been developed for the purpose of expanding the market for individuals whose coverage denied by health insurance underwriting due to a mild chronic illness or treatment history. Following policy change, the launch of simplified issue insurance has been limited to fixed benefit products and supplementary private health insurances for those with pre-existing conditions in the private sector. The simplified disclosure obligation is a major factor in determining rates aside from gender and age; however, it does not reflect subtle differences in rate over the period of the disclosed claim history.

This study conducted an empirical analysis through logistic regression using the National Health Insurance Sample Cohort Database to investigate change in healthcare utilization according to the degree of simplification for disclosure of claim history in insurance contract. The results suggest that a higher degree of simplification of disclosure increases the probability of healthcare utilization at a statistically significant level, and inpatients are relatively more affected than outpatients. In addition, the annual premium rate for private health insurance and the level of bonus-malus were derived by differentiating the degree of simplification of disclosure of claim history.

※ **Key words:** Disclosure of Claim, Simplified Issue, Premium Rate Differentiation, Health Insurance, Bonus-Malus System

재보험 출재요인의 장단기 영향 분석: 특종보험을 중심으로

The Dynamic Analysis on the Demand for Reinsurance: Evidence from the Korean Casualty Insurance

송 윤 아*

Yunah Song

본 연구에서는 국내 원수손해보험회사의 특종보험 분기별 시계열 자료(2000년 3분기~2018년 4분기)와 EC-ARDL모형을 이용하여, 출재율과 주요 출재요인 간 장기균형관계 및 단기 동적 조정과정을 분석하였다. 분석 결과, 특종보험 출재율과 손해율 변동성, 자본접근성, 시장경쟁도 등의 변인 간에는 장기균형관계가 존재하고 일시적 충격이 발생하여 균형에서 이탈하더라도 장기균형으로 빠르게 조정되었다. 자본접근성이 높거나 시장경쟁이 치열할수록 단기에는 출재율이 증가하지만, 장기적으로는 출재율이 감소하였다. 한편, 특종보험 원수시장점유율이 가장 높은 보험회사 Insurer1은 타 보험회사들과는 현저히 다른 출재행태를 보였다. Insurer1은 장기균형 조정속도가 68.2%로 가장 빠르며, 타 보험회사들과는 반대로 손해율 변동성이 증가하면 장기적으로 출재율을 늘리는 경향을 보였다.

국문 색인어: 재보험, 기업보험, 경쟁도

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051605, B051609

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

** 유익한 의견을 주신 익명의 심사자들에게 감사의 마음을 표한다.

논문 투고일: 2020. 1. 28, 논문 최종 수정일: 2020. 12. 3, 논문 게재 확정일: 2021. 5. 20

I. 서론

국내 손해보험회사는 특종, 화재, 해상 등 기업성보험에서 높은 재보험 의존도를 보인다. 국내 원수손해보험회사의 출재율을 보험종목별로 살펴보면, 2018년 기준 해상보험이 70.6%로 가장 높고, 특종보험 43%, 화재보험 35.6%, 장기보험 등 10.2%, 자동차보험 3.8% 순으로 높다.¹⁾ 해상보험 출재율은 1999년 이후 뚜렷한 변화를 보이지 않는 반면 특종보험은 2001년 68%를 기록한 이후 감소세를 보인다(Figure 1) 참조.²⁾ 1999년~2018년 기간 중에 국내에서 영업한 16개 국내 원수손해보험회사의 출재보험료 구성을 보험종목별로 살펴보면, 2016년까지는 특종보험이 가장 높은 구성비를 보였다(Figure 2) 참조.³⁾ 원수손해보험회사의 총 출재보험료에서 특종보험이 차지하는 비율은 2010년 43.8%로 정점을 찍은 후 다소 감소하여 2018년 33.8%에 이른다. 국내 원수손해보험회사의 특종보험 출재보험료는 1999년 이후 연평균 7.2%의 증가세를 보이며 2018년 기준 2조 1,233억 원을 기록하였다.⁴⁾ 이처럼 특종보험은 출재율이나 출재보험료 규모 측면에서 국내 재보험시장에서 중요한 위치를 차지한다.

그러나 특종보험 출재수지는 매해 적자를 기록하면서 국내 손해보험회사의 ‘관행적이고 무분별한’ 출재행태와 위험평가능력에 대한 논란을 초래하였다.⁵⁾ 1999년부터 2018년까지 국내 원수손해보험회사의 특종보험 출재수지 누적적자는 9조 8,323억 원으로 특종보험 출재보험료의 약 31%를 차지하며, 동 기간 국내 원수손해보험회사 총 출재수지 누적적자의 61.1%를 차지한다. 금융당국은 기업성보험 내 기록적인 누적적자의 원인을 과도하고 무분별한 재보험 출재로 진단하고, 2018년에 이르러서는 공시제도 및 영업규제를 원수보험료에서 보유

1) 금융감독원 금융통계정보시스템에서는 손해보험회사의 보험종목을 화재, 해상, 특종, 자동차, 권인, 보증, 장기·연금·자산연계·퇴직·퇴직연금보험으로 구분하고, 장기보험에 대해서는 별도로 구분하여 관련 정보를 제공하고 있지 않다.

2) 특종보험은 기술보험, 근로자재해보상보험, 책임보험, 상해·질병보험, 종합보험, 권리보험, 그 밖에 도난·유리·동물·원자력·비용보험 등을 포함한다.

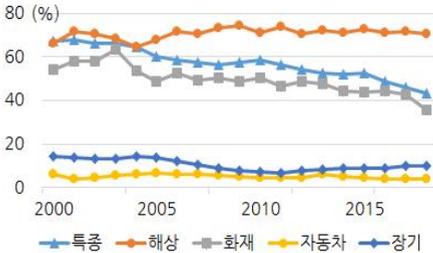
3) 총 출재보험료에서 장기보험 등이 차지하는 비율은 2000년 15.7%에서 2018년 42.7%로 계속해서 증가하였다.

4) 2018년 기준 가장 높은 출재율을 보인 해상보험이 총 출재보험료에서 차지하는 비율은 6.2%에 불과하다.

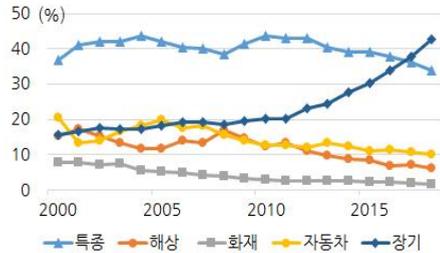
5) 출재수지차 = 재보험금수익 + 재보험수수료수익 - 재보험료비용

보험료 중심으로 변경하고, 최소보유비율 규제 등을 도입하였다(금융위원회 2018).⁶⁾

〈Figure 1〉 RR by Insurance Line



〈Figure 2〉 RS by Insurance Line



Notes: 1) RR is the ratio of reinsurance premiums ceded to direct premiums and reinsurance premiums assumed for each line of insurance.

2) RS is the ratio of reinsurance premiums ceded for each line to direct premiums and reinsurance premiums assumed by non-life insurers.

Source: Financial Supervisory Service(FSS).

전술한 바와 같이, 국내 손해보험회사의 지속적인 출재수지 적자는 보험업 영위에 있어 핵심인 위험평가능력의 부재뿐만 아니라 출재전략의 부재에 대한 논란을 촉발시켜 왔다. 사안의 중요성을 반영하여 국내에서도 보험회사의 출재 및 보유에 대한 연구가 활발히 이루어 졌으나, 최적 보유 및 출재에 대한 이론적·수리적 고찰이 대부분이다(장동한 2009; 김주경 외. 2015) 국내 손해보험회사의 재보험 출재행태를 설명하는 실증분석연구는 드물며,⁷⁾ 이 또한 보험회사의 출재전략 존재 여부나, 이론모형에서 논의된 핵심 출재요인들이 실제로 보험회사의 출재에 어떠한 영향을 미치는지에 대해서는 설명하지 못한다.

이에 본 연구는 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 시장경쟁도 등 재보험 출재결정의

6) 보험업감독규정 제7-12조의2(재보험의 관리) 제5항: 보험회사는 보험위험의 인수 및 보유에 따른 비용 등 합리적인 사업비를 충당할 수 있도록 개별 일반손해보험(자동차보험 제외)의 계약별로 인수한 보험위험의 100분의 10 이상을 보유하여야 한다. 다만, 다음 각 호의 어느 하나에 해당하는 경우에는 그러하지 아니하다. 1. 위험관리위원회가 보험계약의 특수성, 위험분석, 회사의 재무여건 등을 감안하여 보험위험을 100분의 10 이상 보유하는 것이 어렵다고 결정하는 경우 2. 재보험 계약을 인수한 보험회사가 당해 재보험 계약에 대해 다시 재보험에 가입하는 경우[본조신설 2018. 11. 8.]

7) 공정거래위원회(2013)는 국내 재보험시장의 구조·행태·성과에 대한 분석을 통해 국내 원수보험회사의 출재행태를 평가하였고, 장동한 외.(2014)는 AR(2)모형을 통해 재보험가격에 주기가 있음을 확인하였으며, 김현수 외.(2015)는 Risk Based Capital(RBC) 규제에 기초하여 국내 손해보험산업의 재보험 출재규모의 적정성 여부를 평가하였다.

핵심인자가 국내 원수손해보험회사의 출재율 변화에 미치는 장단기 영향을 분석하고자 한다. 이를 위하여 본 연구에서는 국내 손해보험회사의 특종보험 출재율, 손해율, 자본접근성 지표, 시장경쟁도 등 분기별 시계열 자료(2000년 3분기~2018년 4분기)를 구축하고, 시계열 자료의 인과관계를 장기효과와 단기효과로 구분하여 살펴볼 수 있는 오차수정 자기회귀시차모형(EC-ARDL: Error Correction Autoregressive Distributed Lag Regression Model)을 분석모형으로 채택한다. 특종보험 출재수요 변동요인들의 장단기 효과에 대한 실증분석은 기본적으로 시장수준에서 이뤄진다. 다만, 출재결정을 둘러싼 제반환경이 보험회사마다 상이하고 출재전략이 보험회사 단위로 결정되는 바, 주요 출재요인들의 영향이 보험회사별로 차별적이거나 영향의 지속시기도 차이가 있을 수 있다는 점을 감안하여 보험회사 수준에서도 살펴보기로 한다.

본 연구는 국내 원수보험회사의 특종보험 출재행태를 분석함으로써 주요 출재인자가 국내 원수보험회사의 출재결정에 어느 정도로 고려되었는지를 확인한다는 실무적·정책적 의의도 가지지만, 시계열 분석을 통해 주요 출재요인의 장단기 영향을 파악한다는 점에 더 큰 학술적 의의를 가진다. 특종보험의 경우 저빈도 고심도 재해의 가능성, 즉 꼬리리스크(tail risk)를 가지고 있기 때문에, 보험회사의 특종보험 출재 및 보유 결정은 주요 요인의 변화에 즉시적인 반응을 보이기보다는 장기적인 관점에서 이루어질 개연성이 높다. 특종보험의 출재율이 단기적으로는 불규칙하게 움직이는 듯 보일지라도 장기적으로는 일정한 규칙을 이루고 있는 균형상태를 이룰 수 있다. 따라서 보험회사의 출재행태에 대한 관찰은 장기 시계열 자료에 기초한 분석이 불가피하다. 그러나 재보험 출재요인에 대한 기존 실증 연구는 횡단면 분석을 통해 출재율에 유의한 영향을 미치는 요인을 찾아내고, 보험회사의 특성이나 국가적 특성이 보험회사의 출재율에 미치는 단기적 영향을 파악하는 데 그쳤다(Mayers and Smith 1990; Liu and Jung 2011; Altuntas et al. 2018; Shiu 2011; Shiu 2016).⁸⁾

8) Mayers and Smith(1990)는 1981년 1,276개 보험회사의 재보험 출재자료를 이용하여, 보험회사의 지배구조, 자산규모, 지리적 집중도, 보험종목 집중도 등이 재물보험의 재보험 출재에 미치는 영향을 검증하였다. Liu and Jung(2011)은 1995~2008년 기간 동안 미국 원수보험회사의 재보험출재 자료를 이용하여 시장경쟁이 기업의 재보험수요에 미치는 영향을 분석하였다. Shiu(2011)는 1985~2002년 기간 동안 영국의 손해보험회사의 자료를 이용하여 부채비율과 재보험수요간 양의 관계를 확인하였다. Shiu(2016)는 1994~2011년 기

이후 분석절차는 다음과 같다. 다음 장에서는 보험회사의 재보험 출재에 대한 선행연구를 바탕으로 기본분석모형을 도출하고 이를 EC-ARDL 모형에 적용한 최종모형을 구축한다. 또한, 2000년 3분기~2018년 4분기 기간 동안 출재율, 손해율 수준 및 변동성, 시장경쟁도, 자본접근성 등의 변화를 살펴본다. 3장에서는 단위근 검정, 공적분 검정, 그리고 모형설정의 적합성 검정 등을 통해 EC-ARDL 모형 적용의 타당성을 확인하고, 추정결과를 토대로 주요 출재요인의 장단기 영향을 분석한다. 4장에서는 본 연구의 결과 요약으로 마무리한다.

II. 분석방법

1. 기본모형 도출

최적 보유 및 출재 결정에 대한 이론연구들은 재보험의 주요기능이 보험회사의 언더라이팅 리스크 헷지와 인수능력 확충임을 전제한다. 구체적으로, 보험회사의 보유 및 출재는 이론적으로는 손실 규모 및 변동성, 자본 및 지급능력, 리스크회피도 등 수요측면의 요소와 재보험비용 등 공급측면의 요소에 따라 결정된다(장동한 2009). 이러한 수리적 기준 외에 실제 보험회사의 출재 및 보유 결정에 있어서는 각사의 영업목표, 리스크의 종류 및 분산 정도, 보험종목별 특성, 과거의 관행, 경쟁사의 결정, 시장상황 등이 종합적으로 고려될 수 있다. 본 연구에서는 여러 출재 요인 중에서 공고한 이론적 배경을 가지고 있는 손실 규모 및 변동성과 자본의 영향에 집중하되, 국내 특종보험 시장의 경쟁도 증가추세를 감안하여 경쟁도가 보험회사의 출재율에 미치는 영향도 검토하고자 한다.

먼저, 보험회사의 출재전략은 거래조건, 즉 재보험비용에 영향을 받으며, 재보험 거래조건은 출재물건의 위험도, 즉, 손해율과 밀접한 관련이 있다. 전통적 재보험자본에 의존하던 과거에는 세계 재보험시장의 담보력(capacity) 및 손해규모가 개별 보험회사의 재보험

간 동안 영국의 손해보험회사 자료를 이용하여, 재보험 의존도가 높은 보험회사일수록 파생상품의존도가 낮게 나타나는, 이른바 재보험과 파생상품 간 대체관계를 확인하였다. Altuntas et al.(2018)는 2000~2012년 기간 동안 33개국 21,824개 관측치(보험회사-연도 기준)를 이용하여 기업특성변수, 시장특성변수, 국가특성변수 등이 손해보험회사의 재보험 수요에 미치는 영향을 실증하였다.

거래조건에 중요한 영향을 미친 반면, 재보험 담보력의 공급이 비교적 탄력적으로 변한 2000년대 들어서는 재보험 거래조건 결정 시 출재물건의 위험도에 보다 집중하는 것으로 나타난다. 과거 세계 재보험시장에서 거래되는 담보력은 전통적 재보험자본의 높은 조달 비용으로 인해 재보험 수요 및 가격 상승에 신속하게 반응하지 않았다.⁹⁾ 단기적으로는 세계 재보험시장의 담보력이 한정되어 있기 때문에, 특정 시점의 재보험 요율 및 조건은, 실제 손해가 발생한 지역·국가·도시·보험회사인지 여부와 상관없이, 세계 재보험시장의 손해규모에 영향을 받았다.¹⁰⁾ 즉, 세계 재보험시장의 손해율은 재보험 담보력 및 거래조건을 통해 개별 보험회사의 출재규모에 영향을 미쳤다. 그러나 2000년대 들어서면서 재보험회사의 자본금뿐만 아니라 대체자본의 유입이 증가하여 세계적으로 재보험시장 담보력이 충분해지자,¹¹⁾ 재보험 담보력이 개별 보험회사의 재보험 요율 및 조건에 미치는 영향이 약화되고 언더라이팅 사이클의 진폭이 축소된 반면, 실제 손해가 발생한 지역·국가·도시·보험회사에 한해 위험도를 재평가하고 재보험요율을 인상함에 따라 경성화의 지리적 범위도 축소되고 있다(Guy Carpenter 2015; 송윤아 외 2016). 구체적으로, 1992년 허리케인 Andrew로 인해 미국뿐만 아니라 전 세계 재보험시장의 요율이 급격히 인상되었으나, 2005년 허리케인 Katrina, Rita, Wilma 부터는 대체자본의 유입으로 인해 실제 손해가 발생한 미국의 요율만 인상되고, 유럽이나 아시아-태평양 지역의 요율은 오히려 인하되었다(Figure 3) 참조). 마찬가지로, 2011년 일본·뉴질랜드 지진 이후 재보험요율 인상은 아시아-태평양 지역에 국한되었으며, 2012년 태국 홍수의 경우에도 손해가 발생한 지역과 종목에 한해 재보

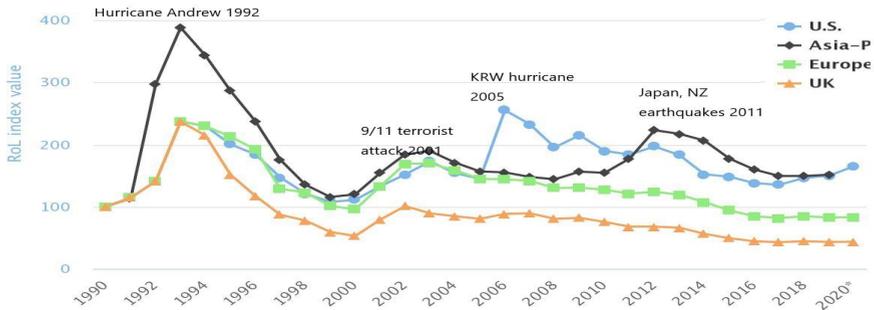
9) 재보험거래의 복잡성과 불투명성은 재보험회사와 자본시장 간 정보비대칭과 대리인비용 문제, 그리고 규제·회계·세제와 같은 마찰비용을 초래하며, 이는 재보험회사의 적시 자본조달을 어렵게 한다. 또한 재보험거래에 수반된 높은 대리인 비용과 마찰비용 때문에 자본시장 참여자는 재보험회사의 주식을 매입하거나 재보험회사를 설립하는 방식의 투자에 소극적인 경향이 있다(Cummins and Trainar 2009).

10) 대규모 손실의 빈번한 발생으로 세계 재보험 담보력이 감소하면 재보험시장의 인수기준이 엄격해지고 요율이 높아진다. 반대로, 일정기간 대규모 손실이 발생하지 않아 세계 재보험 담보력이 충분하면 인수기준이 상대적으로 느슨해지고 요율이 낮아짐에 따라 재보험 거래량이 증가한다. 이러한 메커니즘은 손해규모 및 담보력에 따라 세계 재보험시장이 경성화와 연성화를 오가는 언더라이팅 사이클로 관찰되었다.

11) 세계적으로 저성장·저금리 기조가 장기화되자, 금융시장과 상관관계가 낮은 대체투자 수요가 증가함에 따라, 헤지펀드, 투자은행, 연기금 등의 투자자본이 재보험 스타트업, 대재해채권, 담보재보험, 사이드카 등 보험연계증권을 통해 세계 재보험시장에 유입되고 있다. 이들 대체자본은 전통적 재보험자본에 비해 진입과 퇴출이 용이하여 재보험시장의 경성화가 예상되면 재보험시장으로 신속히 유입되어 언더라이팅 사이클의 진폭·주기를 축소시킨다.

험요율이 대폭 인상되었다. 이 때 국지적 요율인상은 세계 재보험시장의 담보력이 감소해서가 아니라, 손해가 발생한 지역·국가·도시·보험회사 물건의 위험도가 증가하여 이를 요율에 반영하였기 때문으로 풀이된다. 이처럼 재보험계약 갱신 시 재보험회사는 수재 여부·규모·요율 등 거래조건을 결정하면서 거래상대방인 보험회사의 손해실적을 토대로 위험을 재평가한다. 다른 모든 조건이 동일하다면, 손해율이 높을수록 재보험 담보력에의 접근성은 낮고 재보험비용은 커질 것이므로, 재보험 거래량은 감소할 개연성이 있다.

〈Figure 3〉 Regional Property Catastrophe Rate-on-Line Index



Source: Guy Carpenter.

둘째, 보험회사는 언더라이팅 리스크, 즉 손실 변동성이 높을수록 재보험에 더 많이 출재한다(Adiel 1996; Shiu 2011; Shiu 2016). 과거 통계모형에 기초해서 위험보험료를 산출하는 보험업의 특성상 위험보험료의 적정성이 훼손되는 상황이 불가피하게 발생한다. 예를 들어, 사고유형 또는 손해의 패턴 상에 변화가 발생하여 과거 경험치를 현재 혹은 미래에 적용하기에 불합리하거나 임금, 비용, 인플레이션, 기술 진보 등 리스크와 관련된 요인들이 가져온 변화로 인해 적절한 위험보험료를 얻을 수 없는 경우가 있으며 이를 언더라이팅 리스크라고 한다. 언더라이팅 리스크에 대비하여 보험회사는 산출한 위험보험료에 안전할증을 부과하거나 여분의 자금을 준비하기도 하고 일부 위험을 재보험으로 출재하기도 한다. Altuntas et al.(2018)은 언더라이팅 리스크를 손해율의 표준편차로 측정하여 손해율 변동성과 출재율 간 양(+)의 상관관계를 확인하였다.

셋째, 재보험은 자본의 대체재로, 보험회사는 인수능력을 확충하기 위하여 재보험에 출재

한다(Shiu 2016; Altuntas et al. 2018). 보험회사는 자사의 제한된 담보력으로 인하여 대형 위험에 대한 보험계약 인수가 불가능한 경우 보험영업에 많은 지장을 받게 된다. 또한 개별적으로는 인수가 가능한 위험이라 하더라도 다수의 위험이 동일한 사고에 노출되어 있을 경우 위험의 누적금액이 보험회사의 담보력을 초과할 수 있다. 이때 보험회사는 거대위험의 인수에 필요한 담보력을 확보하고 보험영업을 확장하기 위해 상장사의 경우 자본시장에서 추가자본을 조달하거나 보험계약을 통하여 인수한 위험을 다른 보험회사에 전가할 수 있다. 자본시장을 통한 보험회사의 자본확충은 재보험수요를 감소시키며, 이러한 효과는 자본시장이 크고 효율적일수록 커진다. Altuntas et al.(2018)는 자본접근성을 유가증권 시가총액(market capitalization)으로 측정하여, 자본접근성과 재보험 수요 간 음(-)의 관계를 확인하였다.

마지막으로, 다수의 선행연구는 보험산업 내 경쟁이 치열해질수록 재보험수요가 증가한다고 주장한다. Fields et al.(2012)와 Altuntas et al.(2018)은 산업내 경쟁이 치열해지면 보험회사가 위험인수에 보다 적극적으로 됨에 따라 재보험수요도 높아진다고 주장한다. 이와는 다른 논리로, Liu and Jung(2011)은 불완전경쟁시장에서 보험담보비율의 증가는 해당기업의 산출량 증가와 경쟁기업의 산출량 감소를 초래하는데, 이러한 보험의 전략적 효과는 경쟁이 치열해질수록 증가하기 때문에, 경쟁이 심화될수록 기업의 보험수요가 커진다고 주장한다. Altuntas et al.(2018)과 Liu and Jung(2011)은 각각 2000~2012년 기간 동안 33개국 보험회사의 재보험 출재자료와 1995~2008년 기간 동안 미국 보험회사의 재보험 출재자료를 이용하여, 시장경쟁이 치열해질수록 원수보험회사의 출재율이 높음을 확인하였다.¹²⁾

이상의 논의에 근거하여 특종보험에 대한 보험회사의 출재수요함수를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$RR = f(LR, LRS, MC, HHI) \quad \text{식(1)}$$

RR: 출재율; *LR*: 손해율; *LRS*: 손해율 변동성; *MC*: 자본 접근성;
HHI: 시장 경쟁도

12) 기업의 보험담보비율이 증가하여 산출량이 증가하고 그 증가분만큼 경쟁기업의 산출량 감소가 불가피한 완전경쟁시장이라면, 기업은 보험담보비율을 늘리고자 할 것이다. 반대로 기업이 산출량을 늘렸으나 경쟁기업의 산출량에 변화가 없거나 경쟁기업이 산출량을 같이 늘리는 담합 상황이라면, 기업이 굳이 보험담보비율을 늘릴 유인이 없는 것이다.

2. 분석모형

시계열 자료에 단위근이 존재하는 경우 통상적인 회귀분석방법을 사용하기 곤란하고 연관성이 없는 변수들 간 가성회귀(spurious regressions) 가능성이 있다. 그러나 불안정한 시계열 변수들 사이에 안정적인 시계열을 형성하는 선형결합이 존재하는 경우, 즉 공적분 관계가 존재하는 경우 회귀분석방법을 사용할 수 있다. 모형설정 이전에 시계열 자료의 단위근 존재 여부에 대한 검정과 함께 공적분 관계가 있는지 확인하는 일이 중요하다.

공적분 분석방법에는 Engel and Granger(1987)와 Johansen(1988) 등이 제안한 방법이 있다. 그러나 Engel and Granger(1987)의 공적분 분석방법은 1개의 공적분 관계를 판별할 수 있고, 종속변수 선정이 애매할 수 있다는 단점이 있다. Johansen 검정은 각 변수가 I(1)의 단위근을 가질 경우에만 적용이 가능하다는 단점을 가진다. 이와 달리, Pesaran et al.(2001)이 제안한 ARDL 한계검정법(bound test)은 시계열 자료들의 적분 차수가 I(0) 또는 I(1)처럼 다른 경우에도 변수들 간의 공적분 검정이 가능하고 소표본에 대해 강건해서 표본수가 부족할 때 변수 간의 공적분 관계를 검정할 수 있다.

특종보험 출재율의 결정요인과 그것의 장단기 영향을 살펴보기 위해 본 연구의 분석에 사용한 시계열 자료는 74개 분기(2000년 3분기~2018년 4분기)의 소표본이다. 본 논문의 3장 1절에서 보고할 단위근 검정을 통해 파악한 바와 같이 시계열 변수들의 적분차수는 I(0)과 I(1)이 혼재되어 있다. 또한 종속변수를 특종보험 출재율로 명확히 하고 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 특성의 시계열 분석에 적합한 Pearson et al.(2001)의 ARDL 한계검정법을 이용한다.

식(1)의 출재수요와 잠재적 요인변수들 간의 관계를 나타내는 함수를 선형의 추정식으로 표현하면 식(2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$RR_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 LR_t + \alpha_3 LRSD_t + \alpha_4 \ln MC_t + \alpha_5 HHI_t + v_t \quad \text{식(2)}$$

여기에서 t 는 분기를, α_0 는 일정한 방향으로 움직이는 표류(drift) 경향을 나타내며, v_t 는 정상확률과정을 따른다. 출재율의 감소세를 고려하여 추세항 $\alpha_1 t$ 를 추가하였다. 단위근 검정을 통해 자료의 적분수가 I(0) 또는 I(1)이라면, ARDL 한계검정을 이용하여 공적분

관계를 확인한다. 식(2)는 변수들 간의 장기적 관계를 나타내는 식으로, 변수들의 장단기 영향을 분석하기 위하여 식(2)에 기초하여 식(3)과 같이 무제약 오차수정모형으로 표현되는 기본모형을 설정하고 한계검정법을 이용하여 변수들 간의 관계를 분석한다.

$$\begin{aligned} \Delta RR_t = & \beta_0 + \beta_1 t - \alpha(RR_{t-1} - \theta_1 LR_{t-1} - \theta_2 LRSD_t - \theta_3 \ln MC_t - \theta_4 HHI_t) & \text{식(3)} \\ & + \sum_{k=1}^p \gamma_k \Delta RR_{t-k} + \sum_{k=0}^q \delta_k \Delta LR_{t-k} + \sum_{k=0}^r \rho_k \Delta LRSD_{t-k} \\ & + \sum_{k=0}^s \eta_k \Delta \ln MC_{t-k} + \sum_{k=1}^u \tau_k \Delta HHI_{t-k} + \epsilon_t \end{aligned}$$

여기에서 Δ 는 각 변수의 차분을, p, q, r, s, u 는 각 변수에 대한 최적 시차를 의미한다. $\gamma_k, \delta_k, \rho_k, \eta_k, \tau_k$ 는 변수들의 단기효과를, 그리고 θ 는 장기탄력성을 나타낸다. α 는 전 분기의 단기균형에서 다음 분기의 균형으로 회복해가는 속도를 나타낸다. 상기 시계열 변동의 추정식은 시차수준의 장기균형식과 1차 차분의 단기적 동적 효과를 통합하는 형태로 이루어져 있다. 전자는 출재수요의 장기적 균형 관계를 추정하며, 후자는 오차수정모형의 단기적인 출재수요와의 관계와 지난 분기의 불균형으로부터 다음 분기의 균형으로 조정해 가는 속도를 추정한다. 즉, EC-ARDL 모형을 적용하면 장기에 대한 정보의 손실 없이 장기균형과 단기 동태분석이 가능해진다.

Pesaran et al.(2001)의 ARDL 한계검정은 '장기적 관계를 나타내는 시차변수들의 계수들이 모두 0이다($H_0 : \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = 0$)'라는 귀무가설하에 수립된 모형과 모두 0이 아니라는 대립가설하에 수립된 모형을 F통계량을 통해 검정한다. 귀무가설이 기각되면 변수들 간 공적분관계가 존재하는 것이고 그렇지 않은 경우는 공적분관계가 없는 것이다. 계산된 F통계량이 Pesaran et al.(2001)이 제시한 하한과 상한의 범위를 벗어날 경우 공적분되어 있지 않다는 귀무가설을 기각할 수 있게 된다.

본 연구에서는 15개 원수보험회사 전체를 포괄하는 시장단위 모형을 중심으로 분석하되, 출재행태에 있어 타 보험회사들과는 현저한 차이를 보이는 보험회사(Insurer1)에 대해서는 출재수요함수 모형을 별도로 추정하여 이를 시장단위 모형과 비교·분석한다.¹³⁾ 본

13) 국내 원수손해보험회사 전체 모형에 포함된 보험회사는 DB손해보험, KB손해보험, 그린손해보험(폐업), 농협손해보험, 더케이손해보험, 롯데손해보험, 리젠트화재보험(폐업), 메리츠

장의 3절에서 상세히 살펴보겠지만, 관찰기간 동안 보험회사별로 출재율과 손해율의 수준 및 변화양상은 상이하다. 특히, Insurer1은 분석기간 동안 특종보험 원수시장 점유율이 평균 28.3%로 가장 높을 뿐만 아니라 타 보험회사들과 달리 출재율과 손해율 변동성에서 뚜렷한 하락세를 보여 출재행태를 별도로 살펴볼 필요가 있다. 무엇보다도, 출재전략은 보험회사 단위로 결정되는 것이고 출재결정을 둘러싼 제반환경이 보험회사마다 상이하므로, 출재수요함수를 보험회사 단위로 추정하는 것이 타당한 측면도 있다.

3. 분석자료

상기 모형을 추정하기 위하여 국내 손해보험회사의 특종보험 출재율·경과손해율·유가증권 시가총액·원수시장 HHI(Herfindahl-Hirschman Index)에 대한 2000년 3분기부터 2018년 4분기까지 분기별 자료를 사용하였다. 모든 변수는 각 분기의 GDP 디플레이터로 나누어 실질가치로 조정하였다. 손해율 표준편차는 5년(20분기) 주기 이동표준편차(rolling standard deviation)이다. 자본접근성을 대리하는 변수로는 유가증권 시가총액에 로그를 취한 값을 사용한다.¹⁴⁾

출재율, 손해율, 유가증권 시가총액에 로그를 취한 값, 그리고 HHI의 분기별 자료에는 계절적 진폭과 불규칙변동이 존재한다. 분기별 출재율은 대체로 매해 4분기에 가장 높은 값을 갖는 계절성을 보인다(〈Figure 4~5〉 참조). 분기별 손해율은 매년 3분기에 가장 높은 값을 갖는 계절성을 보이며, 2005년 1분기와 2012년 3분기에는 손해율이 급증하는 불규칙변동을 보인다(〈Figure 6~7〉 참조). HHI는 감소 추세와 함께, 매해 3분기 가장 높은 값을 갖는 계절성을 보인다(〈Figure 11〉 참조). 따라서 동 변수들에 대해서는 이동평균항수를 t 시점 전후 각 2분기로 하여 이동평균 계절 조정하였다.

화재보험, 삼성화재해상보험, 악사손해보험, 엠지손해보험, 제일화재해상보험(폐업), 한화손해보험, 현대해상화재보험, 흥국화재해상보험 등 15개 손해보험회사로, 생존자 편의를 피하기 위하여 분석기간 동안 폐업한 보험회사도 분석에 포함한다.

14) 자본접근성을 대리하는 변수로, 유가증권 시가총액과 더불어 3년 만기 회사채금리와 신용스프레드를 보조적으로 사용하였으나, CUSUM 테스트 결과, 회사채금리와 신용스프레드의 추정계수는 분석기간 동안 안정적이지 않은 것으로 나타났다.

〈Table 1〉 Variables Description and Data Sources

Variables	Description	Sources
RR	Seasonally-adjusted ratio of reinsurance premiums ceded to direct premiums and reinsurance premiums assumed for the casualty insurance(%)	FSS
LR	Seasonally-adjusted ratio of total losses incurred loss to the total premiums earned in the casualty insurance sector(%)	FSS
LRSD	5-year(20-quarter) standard deviation of loss ratio in the casualty insurance sector	FSS
lnMC	Seasonally-adjusted natural logarithm of GDP deflator adjusted total value of shares traded in KOSPI(trillion won)	KOSIS
HHI	Seasonally-adjusted Herfindahl-Hirschman Index of direct casualty insurance market	FSS

Note: The seasonal adjustment method is uniformly weighted moving average of sales using 2 lagged terms and 2 forward terms.

분석기간 동안 전체 15개 보험회사의 분기별 출재율 평균은 57.7%로 감소세를 보이며, 출재율 변동의 크기는 2015년 이후 다소 감소하는 것으로 나타난다(〈Figure 4〉 참조). 동 기간 보험회사별로 출재율 수준·추이·변동폭 등이 상이하다. 2000년 3분기부터 2018년 4분기 동안 특종보험 시장점유율 기준 상위 4개 보험회사 각각의 계절조정 출재율(RR) 평균은 45~64.1%에 분포되어 있다(〈Table 2〉 참조).¹⁵⁾ 동기간 평균 시장점유율이 가장 높은 Insurer1의 출재율은 22.5~65.9%로 변화폭이 가장 크며, 뚜렷한 감소세를 보인다(〈Figure 5〉 참조). Insurer2~4의 출재율도 대체로 감소하나, 출재율 표준편차는 Insurer1의 절반 수준에 불과하다.

분석기간 동안 전체 15개 보험회사의 손해율 평균은 58.7%로 전반적으로 증가하고 있다(〈Figure 6〉 참조). 동 기간 특종보험 시장점유율 기준 상위 4개 보험회사 각각의 계절조정 손해율(LR) 평균은 58.7~60.7%에 분포되어 있다(〈Table 2〉 참조). 상위 4개 보험회사 모두 손해율에 뚜렷한 증가세가 관찰되며, 전체 시장에 비해 손해율 변동폭이 비교적 크게 나타난다(〈Figure 7〉 참조).

분석기간 동안 전체 15개 보험회사의 손해율 표준편차는 평균 7.5%로, 2007년 3분기 정점을 찍은 후 감소하다가 2013년 2분기 급등한 이후 다시 감소한다(〈Figure 8〉 참조). 상위 4개 보험회사의 손해율 표준편차(LRSD)의 평균은 8.5~15.1%에 분포되어 있다. 손

15) 분석기간 동안 특종보험 원수시장 점유율 상위 4개사의 평균 점유율은 Insurer1이 28.3%, Insurer2가 18%, Insurer3이 16.9%, Insurer4가 11.4%으로, 상위 4개사가 전체의 74.6%를 차지한다.

해율 변동성은 감소 추세를 보이거나 그 수준 및 추세는 보험회사별로 현저한 차이를 보인다. Insurer1의 손해율 표준편차는 2000년대 초반부터 10% 미만으로 안정된 반면, Insurer2와 Insurer3은 2010년 이후 급격히 감소한다(〈Figure 9〉 참조).

분석기간 동안 유가증권 시가총액에 로그를 취한 값은 2000년대 초반 불규칙 변동을 보인 후 증가하다가 글로벌 금융위기를 겪은 2008년 4분기 급감하고 이후 다시 증가세를 보인다(〈Figure 10〉 참조). 분석기간 동안 특종보험의 원수시장 경쟁도 지수(HHI) 평균은 1,769.2이며, 유가증권 시가총액에 로그를 취한 값(lnMC)의 평균은 6.7이다(〈Table 2〉 참조). 특종보험 원수시장 HHI는 2003년 3분기에 2,008.7로 가장 높다. 다시 말해, 2000년 2분기부터 2018년 4분기까지 기간 동안 특종보험 시장이 가장 집중된 시기는 2003년 3분기로, 이후 시장집중도는 감소세를 보인다(〈Figure 11〉 참조).

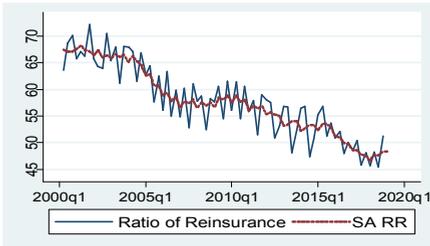
기술통계량에 기초한 상기 분석으로부터 특종보험 시장점유율 평균이 가장 높은 Insurer1의 출재전략이 타 보험회사들과는 현저히 다를 수 있다. 2000년 3분기~2018년 4분기 기간 동안 Insurer1의 출재율은 타 보험회사에 비해 감소세가 두드러지며, 손해율 변동성도 타 보험회사와는 현저히 다른 변화양상을 보인다.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics

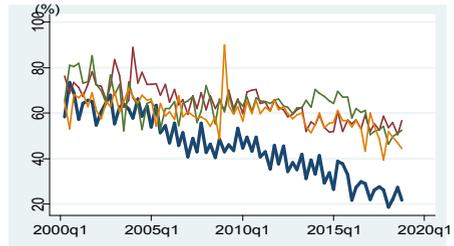
	Variable	# of Obs.	Mean	Std. Deviation	Min	Max
RR	All Insurers	74	57.73	6.14	46.62	68.27
	Insurer1	74	45.02	12.92	22.49	65.91
	Insurer2	74	63.92	6.22	49.93	78.95
	Insurer3	74	64.10	7.07	53.99	77.06
	Insurer4	74	59.57	5.28	46.44	67.30
LR	All Insurers	74	58.74	9.74	40.90	73.39
	Insurer1	74	58.74	10.94	41.30	81.50
	Insurer2	74	60.42	14.35	30.38	82.48
	Insurer3	74	60.33	10.36	35.27	77.03
	Insurer4	74	60.70	9.16	45.78	76.22
LR SD	All Insurers	74	7.45	1.76	3.79	10.35
	Insurer1	74	8.54	2.33	6.36	22.60
	Insurer2	74	15.14	4.69	7.52	24.57
	Insurer3	74	12.83	5.64	4.93	22.74
	Insurer4	74	11.62	1.50	8.48	16.35
	lnMC	74	6.65	0.52	5.56	7.26
	HHI	74	1,769.18	200.73	1,384.52	2,008.74

Note: Refer to 〈Table 1〉 for the definition of each variable.

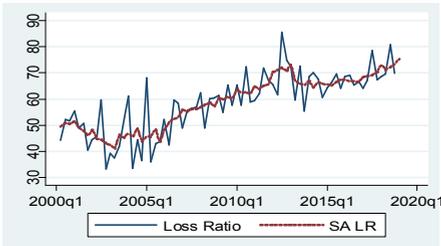
〈Figure 4〉 RR for All Insurers



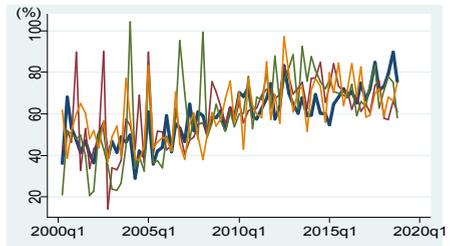
〈Figure 5〉 RR for Big 4



〈Figure 6〉 LR for All Insurers



〈Figure 7〉 LR for Big 4



〈Figure 8〉 LRSD for All Insurers



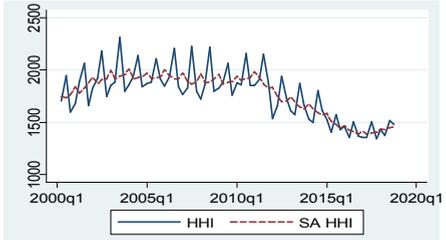
〈Figure 9〉 LRSD for Big 4



〈Figure 10〉 ln(Market Capitalization)



〈Figure 11〉 HHI



Notes: 1) RR is the ratio of reinsurance premiums ceded to direct premiums and reinsurance premiums assumed; LR is ratio of total losses incurred to the total premiums earned; LRSD is a 5-year(20-quarter) standard deviation of loss ratio; ln(Market Capitalization) is natural logarithm of GDP deflator adjusted total value of shares traded in KOSPI.

2) The thick lines in 〈Figure 5〉, 〈Figure 7〉, and 〈Figure 9〉 depict RR, LR, LRSD for Insurer1, respectively.

Ⅲ. 분석결과

1. 모형의 진단

가. 단위근 검정

한계검정법은 각 변수의 적분차수가 $I(0)$ 이거나 $I(1)$ 일 경우에만 적용될 수 있으므로 이 방법을 시행하기 전에 각 변수에 대한 단위근 검정을 실시하였다. 모형수립에 사용되는 변수들이 단위근을 갖는 $I(1)$ 계열인지 여부를 ADF(augmented dickey-fuller) 검정법과 PP(Phillips and Perron) 검정법을 사용하여 분석하고, 그 결과를 <Table 3>에 보고하였다. ADF와 PP 검정 결과, 일부 수준변수들이 상수항과 추세를 제거한 상태에서 단위근을 갖는 불안정한 시계열임을 알 수 있다. 그러나 1차 차분변수들은 모두 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각함으로써 안정적인(stationary) 시계열인 것으로 나타났다. 결과적으로, 각 변수들은 $I(0)$ 이거나 $I(1)$ 이어서 ARDL 한계검정법을 적용하는 데 문제가 없는 것으로 확인된다.

<Table 3> Unit Root and Stationarity Tests of Time Series Variables

Variable			Level		First-difference	
			ADF	PP	ADF	PP
RR	All	Entire Period	-4.265***	-2.955	-2.979	-13.408***
		Sub-period	-3.684**	-2.709	-2.536	-12.797***
	Insurer1	-4.586***	-3.367*	-3.893**	-13.505***	
LR	All	Entire Period	-3.470**	-2.611	-4.201***	-11.811***
		Sub-period	-3.494**	-3.825**	-3.825**	-10.913***
	Insurer1	-2.963	-2.813	-4.709***	-9.519***	
LR SD	All	Entire Period	-3.068	-1.449	-3.135*	-8.544***
		Sub-period	-2.759	-1.306	-2.787	-7.837***
	Insurer1	-2.120	-10.367***	-4.732***	-13.154***	
lnMC			-1.134	-1.177	-4.279***	-4.186***
HHI			-1.217	-0.766	-3.625**	-10.391***

Notes: 1) *, **, and *** indicate significance of variable at 1%, 5%, 10% significance level.

2) The ADF and PP tests include an intercept and a trend, and optimal lags are determined using the Akaike Information Criterion(AIC).

3) The ADF critical values at the 1%, 5%, and 10% are -4.104(for 1st difference, -4.106), -3.479, -3.167, respectively. The PP critical values at the 1%, 5%, and 10% are -4.095(for 1st difference, -4.097), -3.475, -3.165, respectively.

나. 공적분 검정

Pesaran et al.(2001)의 ARDL 한계검정법에 의한 공적분 검정 결과, 모든 모형에서 출재율, 손해율, 손해율 변동성, 시장경쟁도, 자본접근성 사이에 장기균형관계가 존재하는 것으로 나타났다. <Table 5>~<Table 6>에서 보듯이 F통계량이 7.354~10.094로 1%일 때의 상한범위인 4.92보다 크므로 귀무가설이 기각되어 출재율, 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 그리고 시장경쟁도 사이에는 공적분 관계가 존재한다. 이는 장단기 효과를 모두 파악하는 EC-ARDL 모형의 적용이 적합함을 의미한다.

다. 모형설정의 적합성

추정모형의 검정결과는 <Table 5>와 <Table 6> 하단에 정리되어 있다. <Table 5>의 모형(1)은 15개 전체 보험회사의 전 기간(2001년 3분기~2018년 4분기) 특종보험 출재수요 추정결과이고 모형(2)는 2016년 2분기 이전 자료에 국한한 추정결과이다. <Table 6>는 특종보험 원수시장점유율이 가장 높은 보험회사 Insurer1의 출재수요에 대한 추정결과로, 모형(3)에서는 Insurer1의 손해율을, 모형(4)에서는 특종보험 시장손해율을 사용하였다.

추정된 출재수요식은 OLS에 기초한 ARDL분석이므로 선택된 모형에 대한 검증이 필요하다. Breusch-Godfrey의 자기상관검정(serial autocorrelation test), 시계열의 변동성(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity: ARCH)에 대한 라그랑지 승수 검정, Breusch-Pagan의 이분산성 검정, 그리고 Ramsey의 모형설정 오류검정(Regression Specification Error Test: RESET) 등을 통과하여야 적합한 모형으로 간주할 수 있다.

먼저, <Table 5>와 <Table 6>의 조정결정계수(adjusted R-squared)는 0.762~0.817에 분포한다. 조정결정계수는 원수보험회사 전체 모형에서 0.817로 가장 높고 Insurer1의 조정결정계수는 0.762로, 분석모형의 설명력은 대체로 높게 나타났다. 더빈-왓슨의 d통계량은 2의 값에 모두 근접하고 있어 자기상관성은 거의 없는 것으로 파악할 수 있다. Breusch-Godfrey의 자기상관검정은 자기상관이 없다는 귀무가설을 모든 모형에서 기각하지 못한 것으로 나타났다. 또한 ARCH 검정은 모든 모형에서 자기회귀 조건부 이분산성이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못한다. 마지막으로, Ramsey RESET 검정 결

과 모형설정상의 오류가 없는 것으로 추정되었다.

추정모형의 안정성이 낮으면 구조적 변화 또는 외생적 충격에 추정결과가 영향을 받아 예측의 정확성을 신뢰하지 못하게 된다. 모형의 추정계수 안정성 진단을 위해 CUSUM과 CUSUMQ 검정을 실시하였고, 그 결과는 <Appendix Table 1>에 보고하였다. CUSUM과 CUSUMQ 검정은 관측치들을 연속적으로 변화시켜 추정된 계수의 안정성과 오차항 분산의 안정성을 평가한다. 전 기간을 대상으로 한 보험회사 전체 모형에서는 CUSUM과 CUSUMSQ 검정 결과가 불안정적인 것으로 나타난 반면, 2001년 3분기부터 2016년 2분기까지를 대상으로 한 보험회사 전체 모형에서는 CUSUM과 CUSUMSQ 검정 결과가 안정적인 것으로 나타났다. 이는 2016년 2분기를 전후하여 모형상의 구조적 변화가 있음을 의미하며, 2016년 전후 기간으로 분리 추정하는 모형이 더욱 유용하다고 판단할 수 있는 근거가 될 수 있다. 한편, Insurer1 모형에서 추정된 모수들은 CUSUM과 CUSUMQ 검정 결과 Insurer1의 손해율을 사용한 모형3에서는 전 기간 안정적인 것으로 나타난 반면, 특종보험시장 전체 손해율을 사용한 모형4에서는 불안정한 것으로 나타났다. 2018년 2분기를 전후하여 모형상의 구조적 변화가 있음을 알 수 있다.

2. 추정결과

이하에서는 추정계수 및 오차항 분산의 안정성이 확인된 <Table 5>의 sub-period 모형(모형2)을 중심으로, 특종보험시장의 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등 설명변수가 특종보험시장 출재율에 미치는 장단기 영향의 추정결과를 논의한다. 더불어, <Table 6>의 모형3을 중심으로 Insurer1의 장단기 출재행태를 논의하도록 한다. 전자의 시장단위 분석을 통해 우리나라 특종보험회사의 전반적인 출재행태를 파악하고, 후자의 분석을 통해 타 보험회사와는 현저히 다른 출재율 변화를 보여준 Insurer1의 출재행태를 포착하고자 한다.¹⁶⁾

16) Insurer1 뿐만 아니라, 분석대상 기간 동안 특종보험 원수시장 점유율 상위 4개사 (Insurer1~Insurer4) 각각에 대해 EC-ARDL 모형을 추정하였다. CUSUM과 CUSUMQ 검정 결과 개별 보험회사 단위 모형에서 추정된 모수들은 Insurer2와 Insurer3 모형에서는 불안정적인 것으로 나타났다. Insurer2~Insurer4에 대한 분석결과는 지면관계상 보고하지 않으며, 요청 시 제공 가능하다.

가. 시장단위 모형

1) 장기적 영향

특종보험시장 전체적으로는 손해율이 출재율에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면, 손해율 변동성의 추정계수는 -0.198 로, 손해율 표준편차가 10% 증가함에 따라 출재율이 약 2% 감소하는 것으로 나타났으며, 이는 10% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이러한 국내 보험회사의 출재행태는 손실변동성이 높을수록 재보험 의존도가 높아진다는 선행연구와는 상반된다(Adiel 1996; Altuntas et al. 2018). 재보험 수요자인 보험회사 입장에서는 변동성이 크면 출재를 늘릴 개연성이 큰 반면, 재보험 공급자 입장에서는 적극적인 수재 유인이 감소하거나 높은 재보험료를 제시함으로써 결과적으로 재보험거래가 성사되지 않을 가능성이 존재한다. 더욱이, 변동성이 높은 계약건이 인수심사 및 위험평가 역량이 미흡한 원수보험회사에 귀속된 물건이라고 한다면, 재보험회사 입장에서는 수재를 꺼릴 개연성이 있다. 또한, 일부 보험회사는 오랜 주기를 두고 관찰해야 하는 손해율 변동성을 출재 결정 시 전혀 고려하지 않았을 가능성도 배제할 수 없다. 이러한 상황이 시장단위 모형에서 복합적으로 포착된 것으로 풀이된다.

자본접근성의 추정계수는 -9.624 로, 자본접근성이 10% 높아짐에 따라 보험회사 전체적으로는 출재율이 96% 감소한 것으로 나타났고, 이는 1% 수준에서 유의하다. 보험회사의 자본조달에 영향을 미치는 거시경제적 환경이 개선되면 보험회사의 재보험 의존도가 낮아진다는 선행연구의 결과와 일치한다.

경쟁도 추정계수는 0.01 로, HHI가 10% 증가하면 출재율은 0.1% 증가하며, 이는 1% 수준에서 유의하게 나타났다. 특종보험시장의 경쟁이 치열해질수록 출재율이 장기적으로 감소함을 의미한다. 이러한 결과는 Liu and Jung(2011)과는 상반되지만, 송윤아(2019)와는 일치한다. 경쟁이 치열해짐에 따라 보다 정교한 위험평가에 기반하여 보유위험을 결정하고 그로부터 수익을 실현하고자 하는 유인이 커질 개연성이 있다. 즉, 원수시장 경쟁이 치열해지고 수익이 악화됨에 따라, 보험회사들이 자체적으로 인수심사 및 위험평가 역량을 제고함으로써 과거에 비해 출재에 신중해진 결과로 풀이된다.

EC-ARDL 방법은 변수들 간 장단기 동적관계를 추정하는 함수로, 4개의 변수 간 동시

적 관계를 분석할 수 없다. 상관관계와 더불어 시계열 자료 간 동시적 관계를 종합적으로 고려한다면 모형의 예측력을 높일 수 있다. <Table 4>는 설명변수의 시차변수가 종속변수의 예측에 영향을 미친다는 귀무가설에 대해 VAR(Vector Autoregression)모형을 이용한 그랜저(Granger) 인과관계 검정 결과를 나타낸다. 검정 결과, 손해율과 HHI는 각각 출재율과 쌍방의 인과성을 보인다. 즉, 손해율과 출재율, 그리고 HHI와 출재율은 상호 예측에 유의한 영향을 미친다. 자본접근성은 출재율과 한 방향의 인과성만 존재한다. 자본접근성은 출재율 예측에 유의한 영향을 미치지 않지만, 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 한편 손해율 변동성과 출재율의 경우 출재율이 손해율 변동성에 인과성이 있는 반면, 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다.¹⁷⁾ 인과관계 분석의 의미를 종합하면, 손해율, 자본접근성, 시장경쟁도 등은 출재율에 인과성이 존재하는 반면, 손해율 변동성은 출재율에 인과성이 없기 때문에 특종보험 원수시장 전체적으로는 손해율 변동성보다는 손해율, 자본접근성, 시장경쟁도 등이 출재율을 예측하는 데 중요한 변수일 가능성이 높다.

2) 단기적 영향

손해율은 장기적으로는 출재율에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나, 단기에서는 손해율이 증가하면 출재율이 감소하는 것으로 나타났다. 손해율 변동성 증가는 장기에서와 마찬가지로 단기에서도 출재율을 감소시키는 것으로 나타났다. 자본접근성과 HHI가 출재율에 미치는 영향은 장기에서와 마찬가지로 단기에서도 통계적으로 유의하나, 그 방향성은 상이하다. 장기에서와 달리 단기에서는 자본접근성이 높아질수록 또는 경쟁이 치열해질수록 출재율은 증가하였다.

오차수정항의 계수(α)는 단기적으로 장기균형식에서 이탈하는 경우 다음 분기에 균형상태로 되돌아가는 속도(speed of adjustment)를 나타낸다. 오차수정항의 계수는 -0.575로, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다. 이는 일시적 충격으로 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등이 변하여 출재율이 균형에서 벗어나 일시적으로 감소하더라도 출재율은

17) EC-ARDL모형의 경우 출재율과 손해율 변동성이 상호 유의한 관계인 반면 인과성 분석결과 손해율 변동성이 출재율에 미치는 영향을 발견하지 못하였기 때문에 상호 모순된 결과로 해석될 여지가 있다. 그러나 ARDL방법과 VAR-Granger Causality Test 접근방법의 차이가 있기 때문에 두 결과를 직접적으로 비교하기는 어렵다.

단기조정과정을 통해 장기적으로 균형을 이루게 됨을 의미한다. 구체적으로, 이번 분기에 일시적으로 장기균형관계에서 이탈하는 경우 이탈한 값의 57.5%가 다음 분기에 조정되므로 앞서 추정한 장기균형식이 유효함을 의미한다. 출재율의 변동은 단기에 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 시장경쟁도 등의 변화에 영향을 받을 뿐만 아니라, 오차수정항의 계수에 의해서도 영향을 받는다고 볼 수 있다.

이상의 ARDL 공적분 검정과 장기균형식 도출, 그리고 단기 오차수정모형 분석 결과를 종합해보면, 특종보험시장 전체적으로 출재율과 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등의 변인 간에는 장기균형관계가 존재하고 일시적 충격이 발생하더라도 균형으로 빠르게 조정되었다. 보험회사마다 출재 시 고려하는 요소가 다를 수 있지만, 특종보험시장 전체적으로는 손해율 변동성, 자본접근성, 그리고 원수시장 경쟁도가 장기와 단기 모두에서 출재율에 유의한 영향을 미친 반면, 손해율은 출재율에 단기적으로만 유의한 영향을 미쳤다. 시장 전체적으로 손해율 변동성이 증가하면 장기와 단기 모두에서 출재율이 감소하였고, 자본접근성이 좋아지거나 원수시장 경쟁이 치열해지면 단기에는 출재율이 증가하지만, 장기적으로는 출재율이 감소하였다.

〈Table 4〉 Granger Causality Test

Equation	Null Hypothesis(H0)	p-value	
		All Insurers	Insurer1
RR	Lagged LRs do not explain the variation in RR.	0.063	0.213
	Lagged LRSDs do not explain the variation in RR.	0.409	0.034
	Lagged HHIs do not explain the variation in RR.	0.002	0.000
	Lagged lnMCs do not explain the variation in RR.	0.000	0.001
LR	Lagged RRs do not explain the variation in LR.	0.000	0.023
LRSD	Lagged RRs do not explain the variation in LRSD.	0.073	0.558
HHI	Lagged RRs do not explain the variation in HHI.	0.000	0.024
lnMC	Lagged RRs do not explain the variation in lnMC.	0.349	0.944

나. Insurer1 모형

1) 장기적 영향

〈Table 6〉의 모형3에서 손해율의 추정계수는 -0.09 로, Insurer1의 손해율이 10% 증가하면 출재율은 장기적으로 0.9% 감소하며 이는 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다.¹⁸⁾ 앞서 시장단위 분석(모형2)에서는 손해율이 장기적으로 출재율에 유의한 영향을 미치지 않은 점을 감안하면, Insurer1의 출재전략은 타 보험회사들과 뚜렷한 차이를 보인다. 장기적으로, Insurer1은 자사의 손해실적이 좋지 않으면 재보험 거래조건의 불리한 변화에 대응해 출재를 줄이고, 손해실적이 양호하면 유리한 거래조건에 대응해 출재를 늘리는 것으로 풀이할 수 있다.

손해율 변동성의 추정계수는 1.192로 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. Insurer1의 손해율 표준편차가 10% 증가하면 출재율은 11.9% 증가함을 의미한다. Insurer1은 손해율 변동성의 변화에 다수의 보험회사와는 다르게 반응한다. 특종보험시장 전체적으로는 손해율 변동성이 커질수록 출재율을 줄였던 것과는 달리, Insurer1은 손해율 변동성이 커질수록 출재를 늘려 위험을 적극적으로 분산시키는 경향이 있다.

자본접근성의 추정계수는 -17.713 으로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 음의 부호를 가진다. 자본접근성이 10% 증가함에 따라 Insurer1의 출재율은 177% 감소한다. 시장단위 분석에서 자본접근성의 추정계수가 -9.624 라는 점을 감안하면, Insurer1은 타 보험회사들에 비해 자본접근성의 변화에 보다 민감하게 반응함을 알 수 있다.

Insurer1의 경쟁도 추정계수는 0.027로 통계적으로 유의하며, 시장단위 모형(0.01)에 비해 크게 나타났다. HHI가 10% 증가하면 Insurer1의 출재율은 0.27% 증가하며, Insurer1이 타 보험회사들에 비해 시장경쟁도에 민감하게 반응함을 의미한다.

그랜저 인과관계 검정 결과, 손해율 변동성과 자본접근성은 출재율과 한 방향의 인과성

18) Insurer1의 손해율 대신 시장단위 손해율을 사용한 모형에서 시장단위 손해율의 추정계수는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다(〈Table 6〉의 모형4 참조). 추정계수의 안정성이 확인되는 2018년 2분기 이전으로 분석기간을 한정하더라도 동일한 결과가 나타난다. 적어도, Insurer1의 출재는 자사의 손해실적에 영향을 받을 뿐, 특종보험시장 전체 손해실적과는 무관함을 알 수 있다. 재보험계약 갱신 시, 요율 및 조건이 시장 전체 손해율 보다는 자사의 손해실적에 민감하게 반응하기 때문인 것으로 풀이된다.

만 존재한다(〈Table 4〉 참조). 즉, 손해율 변동성과 자본접근성은 출재율 예측에 유의한 영향을 미치지 않지만, 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 출재율과 HHI 간에는 쌍방향의 인과성을 보인다. 출재율과 HHI는 상호 예측에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 출재율과 손해율의 경우 출재율이 손해율에 인과성이 있는 반면, 그 역은 성립하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 출재율은 손해율 예측에 유의한 영향을 미치지 않지만 손해율은 출재율에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 인과관계 분석의 의미를 종합하면, 손해율 변동성, 자본접근성, 시장경쟁도 등은 출재율에 인과성이 존재하는 반면, 손해율은 출재율에 인과성이 없기 때문에 손해율보다는 손해율 변동성, 자본접근성, 시장경쟁도 등이 출재율을 예측하는 데 중요한 변수일 가능성이 높다.

2) 단기적 영향

손해율은 장기뿐만 아니라 단기적으로도 Insurer1과 보험회사 전체에 대해 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. Insurer1의 손해율 변동성 증가는 장기적으로 출재율을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났던 것과는 달리, 단기적으로는 손해율 변동성 증가에 따른 출재율 증가를 통계적으로 입증할 수 없는 것으로 나타났다. 자본접근성이 좋아질수록 Insurer1과 보험회사 전체의 출재율은 장기적으로는 감소하지만, 단기적으로는 증가하는 것으로 나타났다. HHI가 출재율에 미치는 영향은 장기에서와 마찬가지로 단기에서도 통계적으로 유의하나, 그 방향성은 상이하다. 원수시장 경쟁이 치열해질수록 단기적으로는 출재율이 증가한 반면 장기적으로는 출재율이 감소하는 것으로 나타났다.

오차수정항의 계수는 -0.682 로, 1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 그 절댓값이 시장단위 모형(-0.575)보다 크게 나타났다. 일시적 충격으로 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등이 변하여 출재율이 균형에서 벗어나 일시적으로 감소하더라도 출재율은 단기조정과정을 통해 장기적으로 균형을 이루게 됨을 의미한다. 특히, 오차수정항 계수의 절댓값이 시장단위 모형에서 보다 큰 것으로 보아, Insurer1은 장기적 균형관계로의 회복이 타 보험회사들에 비해 빠르게 진행된다.

이상의 ARDL 공적분 검정과 장기균형식 도출, 그리고 단기 오차수정모형 분석 결과를 종합해보면, 시장단위 모형에서와 마찬가지로 Insurer1의 경우도 특종보험 출재율과 손해

을 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등의 변인 간에는 장기균형관계가 존재하고 일시적 충격이 발생하더라도 균형으로 빠르게 조정된다. 또한 시장단위 모형에서와 마찬가지로 Insurer1는 출재 결정 시 장기와 단기 모두에서 자본접근성과 원수시장 경쟁도를 고려한 것으로 나타났다. 다만, Insurer1의 경우 일시적 충격이 발생하더라도 장기균형으로 조정되는 속도가 타 보험회사들에 비해 빠르고, 손해율 수준 및 변동성의 변화에 타 보험회사들과는 다르게 반응하였다. Insurer1은 장기와 단기 모두에서 손해율이 증가하면 출재율을 줄인 반면 손해율 변동성이 증가하면 장기적으로 출재율을 늘리는 경향을 보였다.

〈Table 5〉 Short-run and Long-run Analysis Results: All Direct Insurers

Dependent Variable ΔRR_t	Model (1): All Insurers - Entire Period (2001q3~2018q4)		Model (2): All Insurers - Sub-period (2001q3~2016q2)	
	Coefficient	SE	Coefficient	SE
[Long-run Effect]				
LR_{t-1}	0.061	0.061	0.010	0.045
$LRSD_{t-1}$	-0.039	0.156	-0.198*	0.112
$\ln MC_{t-1}$	-10.230***	1.739	-9.624***	1.210
HHI_{t-1}	0.011***	0.002	0.010***	0.002
trend	-0.003	0.047	0.019	0.036
[Short-run Effect]				
ΔRR_{t-1}	0.144	0.107	0.175	0.121
ΔRR_{t-2}	0.354***	0.084	0.379***	0.089
ΔLR_t	-0.081**	0.035	-0.072*	0.036
ΔLR_{t-1}	-0.082**	0.034	-0.068*	0.037
ΔLR_{t-2}	-0.032	0.033	-0.014	0.035
ΔLR_{t-3}	0.075**	0.031	0.110***	0.034
$\Delta LRS D_t$	-0.261**	0.116	-0.357**	0.134
$\Delta LRS D_{t-1}$	0.028	0.126		
$\Delta LRS D_{t-2}$	-0.218*	0.123		
$\Delta \ln MC_t$	-1.629	2.238	-3.428	2.301
$\Delta \ln MC_{t-1}$	-0.364	2.648	1.838	2.715
$\Delta \ln MC_{t-2}$	4.770**	2.025	5.926***	2.167
ΔHHI_t	-0.011***	0.002	-0.009***	0.002
ΔHHI_{t-1}	-0.003	0.002	-0.005**	0.002
Speed of Adjustment	-0.413***	0.064	-0.575***	0.106
constant	42.898***	7.037	58.206***	10.826

N	70	60
Adjusted R^2	0.816	0.817
[Diagnostic Tests]		
D-Watson	2.075	1.977
χ^2_{LM} (p-value)	0.374(0.541)	0.009(0.926)
χ^2_{ARCH} (p-value)	0.074(0.785)	1.835(0.176)
χ^2_H (p-value)	0.38(0.538)	1.32(0.250)
χ^2_{RESET} (p-value)	0.95(0.423)	0.74(0.532)
CUSUM	unstable	stable
CUSUMQ	unstable	stable
F-statistics	7.898***	7.354***

Notes: 1) ***, **, and * denote 1%, 5%, and 10% level of significance, respectively.

- 2) χ^2_{LM} is the Breusch-Godfrey LM test(H0: no serial correlation); χ^2_{ARCH} indicates the autoregressive heteroscedasticity test(H0: no ARCH effects); χ^2_H is the Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test(H0: Constant variance); χ^2_{RESET} is the Ramsey test(H0: model has no omitted variables).

<Table 6> Short-run and Long-run Analysis Results: Insurer1

Depender Variable ΔRR_t	Model (3): Insurer1 - firm-level LR		Model (4): Insurer1 - market-level LR	
	Coefficient	SE	Coefficient	SE
[Long-run Effect]				
LR_{t-1}	-0.090*	0.045	-0.044	0.055
LRS_{t-1}	1.192***	0.330	0.903**	0.352
$\ln MC_{t-1}$	-17.713***	1.536	-17.146***	1.503
HHI_{t-1}	0.027***	0.002	0.028***	0.002
trend	0.110*	0.063	0.061	0.066
[Short-run Effect]				
ΔRR_{t-1}	0.058	0.097	0.093	0.095
ΔRR_{t-2}	0.245**	0.102	0.201**	0.096
ΔLR_t	-0.061*	0.033	-0.180***	0.063
ΔLR_{t-1}			-0.001	0.058
ΔLR_{t-2}			-0.135**	0.057
ΔLRS_{t-1}	0.109	0.226	0.172	0.218
$\Delta \ln MC_t$	-10.235***	3.629	-8.852**	3.532
$\Delta \ln MC_{t-1}$	12.150**	5.095	11.230**	4.964
$\Delta \ln MC_{t-2}$	10.895**	4.409	11.090**	4.254
$\Delta \ln MC_{t-3}$	8.254**	3.973	5.851	4.016
ΔHHI_t	-0.009**	0.004	-0.007*	0.004
ΔHHI_{t-1}	-0.012***	0.004	-0.016***	0.004
ΔHHI_{t-2}	-0.023***	0.004	-0.020***	0.004
ΔHHI_{t-3}	-0.009**	0.004	-0.011***	0.004
Speed of Adjustment	-0.682***	0.094	-0.666***	0.092
constant	58.681***	11.701	60.823***	12.266
N	70		70	
Adjusted R^2	0.762		0.783	
[Diagnostic Tests]				
D-Watson	1.930		1.982	
χ^2_{LM} (p-value)	0.231(0.631)		0.003(0.954)	
$\chi^2_{A.R.CH}$ (p-value)	0.244(0.622)		0.080(0.777)	
χ^2_H (p-value)	0.11(0.741)		0.07(0.795)	
χ^2_{RESET} (p-value)	0.66(0.579)		1.33(0.277)	
CUSUM	stable		unstable	
CUSUMQ	stable		stable	
F-statistics	10.094***		9.754***	

Notes: 1) ***, **, and * denote 1%, 5%, and 10% level of significance, respectively.
 2) χ^2_{LM} is the Breusch-Godfrey LM test(H0: no serial correlation) ; $\chi^2_{A.R.CH}$ indicates the autoregressive heteroscedasticity test(H0: no ARCH effects); χ^2_H is the Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test(H0: Constant variance); χ^2_{RESET} is the Ramsey test(H0: model has no omitted variables).

IV. 결론

본 연구에서는 ARDL의 ECM을 이용해서 출재율과 손해율 수준 및 변동성·자본접근성·시장경쟁도 등 주요 출재요인 간 장기균형관계 및 단기 동적 조정과정을 살펴보았다. 최적 보유 및 출재에 대한 이론연구에 근거하여 출재식을 설정하였으며, 이 식을 다시 ARDL모형으로 변형하여 변수 간의 장기관계를 분석하고 EC모형을 통해 단기 동적 조정과정을 분석하였다.

분석 결과, 특종보험 출재율과 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 경쟁도 등의 변인 간에는 장기균형관계가 존재하고 일시적 충격이 발생하여 균형에서 이탈하더라도 균형으로 빠르게 조정되었다. 또한, 보험회사마다 출재 시 고려하는 요소와 그 정도가 다를 수 있지만, 특종보험 시장 전체적으로는 출재율에 자본접근성과 원수시장 경쟁도가 장기와 단기 모두에서 반영된 것으로 확인된다. 자본접근성이 좋아지거나 원수시장경쟁이 치열해지면 단기에는 출재율이 증가하지만, 장기적으로는 출재율이 감소하였다. 한편, 특종보험 원수시장 점유율이 가장 높은 Insurer1은 2000년 3분기~2018년 4분기 기간 동안 타 보험회사에 비해 출재율 감소세가 두드러졌고, 손해율 변동성도 타 보험회사와는 다른 변화양상을 보임으로써 Insurer1의 출재전략이 타 보험회사들과는 현저히 다를 것으로 예상되었다. 예상했던 대로, Insurer1은 일시적 충격이 발생하더라도 장기균형으로 조정되는 속도가 타 보험회사들에 비해 빠르고, 손해율 수준 및 변동성의 변화에 타 보험회사들과는 다르게 반응하였다. Insurer1은 장기와 단기 모두에서 손해율이 증가하면 출재율을 줄인 반면 손해율 변동성이 증가하면 장기적으로 출재율을 늘리는 경향을 보였다.

보험회사의 출재전략이 이윤추구의 목적에 부합하게 이루어졌는지에 대한 평가는 차치하더라도, 분석 결과에 따르면 국내 특종보험회사의 출재행태가 '관행적이고 무차별적'이라고 판단하는 것은 성급하다. 원수시장 경쟁이 치열해지거나 자본접근성이 좋아지자 국내 특종보험회사가 장기적으로 재보험 의존도를 줄인 것이 적절한 판단인지 여부와 상관없이, 적어도 자본접근성 또는 시장경쟁 등 환경 변화에 전략적으로 반응하였음을 확인할 수 있다. 특히, 특종보험 원수시장 점유율이 가장 높은 보험회사(Insurer1)의 경우 분석기간 동안 출재율이 뚜렷한 하락세를 보였는데, 타 보험회사들과는 반대로 손해율 변동성이

감소하면 재보험 의존도를 줄이는 것으로 나타났고, 장기균형 회복속도가 상대적으로 빠른 것으로 나타났다.

이 연구는 국내 특종보험시장의 재보험 출재 결정이 손해율 수준 및 변동성, 자본접근성, 시장경쟁 등에 어떻게 반응하는지를 살펴보는 데 집중하였다. 향후에는 국내 보험회사의 출재전략에 대한 평가, 즉, 출재전략이 수익 또는 위험관리 측면에서 어떠한 영향을 미쳤는지에 대한 분석적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

그동안 장기·저축성보험 위주 경영과 재보험에 대한 높은 의존도로 국내 손해보험회사는 기업보험 물건에 대한 위험평가역량이 미흡한데다 산업 내 경쟁심화로 경영 및 수익 기반이 취약하다. 기업보험 사업의 안정적인 수익창출을 위해서는 보험고유의 언더라이팅이 중요하고 그 중에서 적정 보유 및 출재 결정이 무엇보다 중요하다. 손해보험 혁신 및 발전 방안의 일환으로 기업보험 경쟁축진을 위한 제도개선이 이어진 만큼, 보험회사는 각사의 상황에 맞는 출재전략을 보다 적극적으로 모색할 필요가 있다.

참고문헌

- 공정거래위원회 (2013), “보험업 시장분석: 재보험업”.
 (Translated in English) Fair Trade Commission (2013). “Korean Insurance Market Analysis: Reinsurance”.
- 김주경·정성희·이항석 (2015), “보유리스크 비율을 이용한 보유한도의 결정”, **한국보험학회지**, 104집, pp. 1-30.
 (Translated in English) Kim, J., S., Chung and H., Lee (2015). “Volatility Curve and Optimal Retention”, *Korean Journal of Insurance*, 104:1-30.
- 김현수·김석영 (2015), “손해보험사의 출재는 과다한가?: RBC 규제에 기초한 분석”, **보험금융연구**, 제26권 제1호, pp. 51-71.
 (Translated in English) Kim, H., and S., Kim (2015). “Do P/L Insurers Cede Too Much?: An Analysis Based on the RBC Regulation”, *Journal of Insurance and Finance*, 26(1):51-71.
- 송윤아 (2019), “산업경쟁도가 기업의 보험수요에 미치는 영향”, **보험금융연구**, 제30권 제2호, pp. 83-116.
 (Translated in English) Song, Y. (2019). “Corporate Demand for Insurance and Product Market Competition: An Empirical Investigation”, *Journal of Insurance and Finance*, 30(2):83-116.
- 송윤아·권오경·마지혜 (2016), “세계 재보험시장 연성화 동향”, **KiRi Report**, 보험연구원.
 (Translated in English) Song, Y., et al. (2019). “Soft Market in Global Reinsurance”, *KiRi Report*, Korea Insurance Research Institute.
- 장동한 (2009), “적정 보유결정에 관한 연구: 해상보험을 중심으로”, **관세학회지**, 제10권 제2호, pp. 147-166.
 (Translated in English) Chang, D. (2009). “A Study on Proper Retention Setting”, *The Journal of Korea Research Society for Customs*,

10(2):147-166.

장동한·강병관 (2014), “최적 재보험 전략 수립을 위한 재보험 가격 주기분석”, **무역보험 연구**, 제15권 제1호, pp. 177-197.

(Translated in English) Chang, D., and B., Kang (2014). “Analysis of the Reinsurance Underwriting Cycle for Optimal Reinsurance Strategy”, *Journal of International Trade and Insurance*, 15(1):177-197.

Adiel, R. (1996). “Reinsurance and the Management of Regulatory Ratios and Taxes in The Property-Casualty Insurance Industry”, *Journal of Accounting and Economics*, 22(1-3):207-240.

Altuntas, M., J., Garven and J., Rauch (2018). “On the Corporate Demand for Insurance: Evidence from the Global Reinsurance Market”, *Risk Management and Insurance Review*, 21(2):211-242.

Cummins, J., and P., Trainar (2009). “Securitization, Insurance, and Reinsurance”, *The Journal of Risk and Insurance*, 76(3):463-492.

Dickey, D., and W., Fuller (1981). “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, *Econometrica*, 49(4):1057-1072.

Engle, R., and C., Granger (1987). “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55(2): 251-276.

Fields, L., M., Gupta and P., Prakash (2012). “Risk Taking and Performance of Public Insurers: An International Comparison”, *The Journal of Risk and Insurance*, 79(4):931-962.

Guy Carpenter (2015). “Reinsurance Market Cycle Has Changed, Responds Locally to Losses: Guy Carpenter”.

(<https://www.artemis.bm/news/reinsurance-market-cycle-has-changed-r>

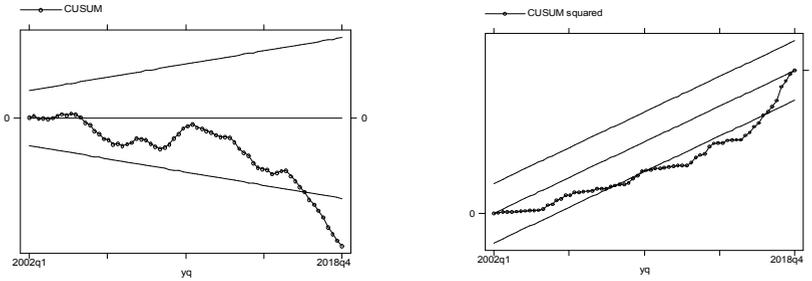
esponds-locally-to-losses-guy-carpenter/)

- Haan, L., and J., Kakes (2010). "Are Non-Risk Based Capital Requirements for Insurance Companies Binding?", *Journal of Banking & Finance*, 34(7):1618-1627.
- Johansen, S. (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3):31-254.
- Lamb, R. (1995). "An Exposure-Based Analysis of Property-Liability Insurer Stock Values around Hurricane Andrew", *The Journal of Risk and Insurance*, 62(1):111-123.
- Liu, Zhiyong and H., Jung (2011). "Product Market Competition and Corporate Demand for Insurance", *Mimeo*.
- Pesaran, M., Y., Shin and R., Smith (2001). "Bounds Testing Approaches to The Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Economics* 16(3):289-326.
- Phillips, P., and P., Perron (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75:335-346.
- Shiu, Y. (2011). "Reinsurance and Capital Structure: Evidence from the United Kingdom Non-Life Insurance Industry", *The Journal of Risk and Insurance*, 78(2):475-494.
- _____ (2016). "Is Reinsurance a Substitute for or a Complement to Derivative Usage? Evidence from the U.K. Non-Life Insurance Industry", *Geneva Papers on Risk and Insurance: Issues and Practice*, 41(1):161-178.

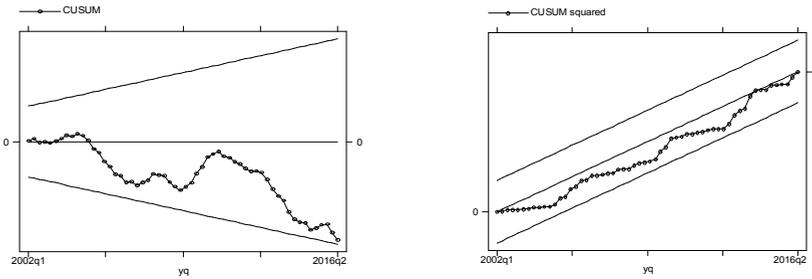
Appendix

〈Appendix Table 1〉 CUSUM and CUSUMQ Tests

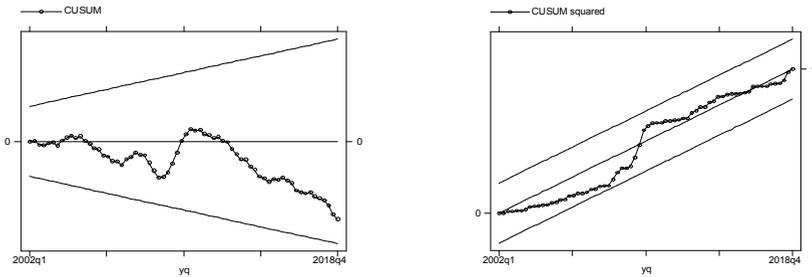
Panel A. All Insurers: Model (1) Entire Period(2002q1~2018q4)



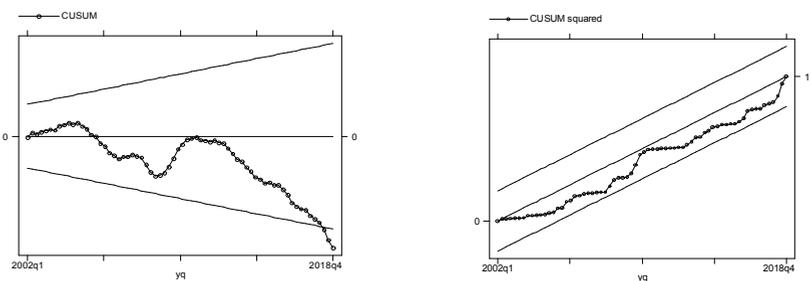
Panel B. All Insurers: Model (2) Subperiod(2002q1~2016q2)



Panel C. Insurer1: Model (3) Entire Period(2002q1~2018q4)



Panel D. Insurer1: Model (4) Entire Period(2002q1~2018q4)



Note: The straight lines represent critical bounds at 5% significance level.

Abstract

This study is aimed at exploring and identifying impact factors on the variation of quarterly reinsurance purchases by Korean casualty insurance industry. To this end, this study employs the Error Correction Autoregressive Distributed Lagged (EC-ARDL) model, using quarterly time series data during the recent 74 periods (from 2001 Q3 to 2018 Q4). The empirical results show that there exists a cointegration relationship between reinsurance demand and impact factors such as loss ratio, underwriting risk, the access to capital, and the degree of competition. In addition, we find that the access to capital and the degree of competition are important factors in explaining reinsurance purchase by the casualty insurers both in the long-run and short-run, while underwriting risk has a positive impact only for Insurer1 in the long-run.

※ Key words: Reinsurance, Corporate Insurance, Competition

서민형 개인종합자산관리계좌(ISA)가 저소득층 금융투자에 미친 영향

Does Korean Individual Savings Account (ISA) Attract Low-Income Households to Financial Investments?

김 영 민*·정 원 석**

Youngmin Kim·Wonsuk Chung

본 논문은 일정 소득 이하 계층(저소득층)에 추가적인 세제혜택을 제공하는 서민형 ISA가 해당계층의 금융투자에 미친 영향을 2013년부터 2017년까지 조사된 「재정패널조사」를 이용하여 분석하였다. 분석 결과, 서민형 ISA는 저소득층이 금융투자에 참여할 확률을 약 37.9% 더 높이는 것으로 나타났다. 그러나 ISA가 금융투자액에 미치는 영향을 분석한 모형에서는 서민형 ISA가 저소득층의 금융투자액을 증가시켰다는 증거를 찾을 수 없었다. 이는 ISA가 저소득층을 금융투자에 진입시키는 효과는 있었으나 지속적이고 적극적인 금융투자자로 이끌지는 못했음을 의미한다. 그러므로 '금융투자를 통한 서민 재산형성'이라는 정책목적 달성을 위한 제도 보완이 필요한 것으로 보인다.

국문 색인어: 개인종합자산관리계좌, ISA, 비과세, 세제혜택, 조세, 금융투자, 금융자산

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030501, B030602, B030603

* 산업연구원 부연구위원(kym2060@kiet.re.kr), 제1저자

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

논문 투고일: 2020. 9. 25, 논문 최종 수정일: 2021. 1. 13, 논문 게재 확정일: 2021. 5. 20

I. 서론

1. 연구배경 및 목적

정부는 가계 자산형성을 위해 2016년 개인종합자산관리계좌(Individual Savings Account, 이하 'ISA'라 함)를 도입하였다(금융위원회 보도자료 2014. 9. 1, 2015. 8. 4). ISA는 여러 가지 금융상품을 담을 수 있는 하나의 계좌를 개설하고 해당 계좌의 금융상품으로부터 발생하는 수익과 손실을 통산한 순수익에 대해 비과세 혹은 세제혜택을 부여하는 것을 주요 특징으로 한다.

저축 및 금융투자에 세제혜택을 부여하는 제도는 과거에도 다양한 형태로 존재하였다. 대표적인 과세특례 금융상품으로는 연간 총 급여 5,000만 원 이하 소득자가 계좌를 일정 기간 이상 유지할 경우 이자소득에 대해 비과세하는 재형저축을 들 수 있다. 금융투자의 경우에는 연간 총 급여 5,000만 원 이하 소득자가 펀드 납입금액(최대 600만 원 한도)의 40%에 대해 소득공제 혜택을 적용하는 소득공제 장기펀드 등이 있었다. 이 밖에도 세금우대 종합저축, 생계형저축, 농어가 목돈마련저축 등 저축에 대한 다양한 제도를 운영하였다. ISA는 다양한 저축·투자에 대한 세제혜택을 정리하여 ISA로 일원화한 것으로 평가할 수 있다.

우리나라에 앞서 영국, 일본 등이 ISA를 도입하였다. 영국은 과거 존재하던 다양한 금융 및 저축 관련 과세특례제도를 정리하고 혜택을 확대하여 1999년부터 ISA를 도입·시행하였다. ISA 도입 첫해 900만 명이 가입했고 도입 10년 만인 2009년에는 가입자 수가 1,500만 명에 이르렀다. 일본 역시 개인의 자산형성 지원과 가계자산의 자본시장 유입을 촉진하기 위한 목적으로 NISA(Nippon ISA)를 도입하였고, 도입 1년 만에 560만 명이 가입할 정도로 가입자 수가 빠른 속도로 증가하였다.¹⁾

우리나라의 ISA는 소득제한 없이 가입할 수 있는 부분은 영국 일본과 유사하나 의무가입기간과 비과세 한도가 존재하는 것은 다르다. 그리고 일정 소득 이하 계층은 일반형 ISA보다 비과세 한도가 높고 의무가입기간 짧은 서민형 ISA에 가입할 수 있다. ISA는 현재 2021년 가입 종료로 앞두고 있다. 그러나 ISA 연장 여부, 연장 시 세제혜택 수준 등을 결

1) Japan Securities Dealers Association.

정하기 위해 필수적인 기존 제도의 성과 평가는 미흡한 실정이다.

상술한 배경하에서 본 연구에서는 ISA의 여러 특성 중 저소득층에 추가적인 세제혜택이 제공되는 서민형 ISA가 저소득층 금융투자 참여 및 투자액 수준에 미친 영향을 「재정패널조사」를 활용하여 실증적으로 분석하였다. 분석 결과를 요약하면 서민형 ISA에 가입이 가능한 소득계층을 금융투자자로 유인하는 효과는 통계적으로 유의미한 것으로 분석되었다. 그러나 서민형 ISA가 해당 계층의 금융투자액을 증가시킨다는 통계적으로 유의미한 증거를 찾을 수는 없었다. 동 연구는 세제혜택에 관한 정책이 가계의 금융투자행위, 넓은 의미에서는 저축 행위에 미치는 영향에 대한 분석 결과를 제공한다는 점에서 학술적·정책적 기여가 있다.

2. 선행연구 및 차별성

ISA는 금융소득에 대해 일정 수준까지는 소득과 무관하게 비과세를 적용하지만, 일정소득 이하 계층에 대해서는 추가적인 세제혜택을 부여하는 특징을 가진다. 개인에게 금융상품에 대한 비과세 혜택을 지원할 경우 미래소비(저축)의 가격이 감소하여 미래소비(저축)를 증가시키는 대체효과를 발생시킨다. 그리고 저소득계층에 대한 추가적인 세제혜택 지원은 이러한 효과를 강화한다. 다른 한편으로는 금융상품에 대한 세제혜택은 경제주체의 소득효과를 함께 발생시켜 미래소비(저축) 대신 현재소비를 함께 증가시킬 수 있다. 그러므로 금융상품에 대한 세제혜택이 미래소비(저축)에 미치는 총 효과를 평가하기 위해서는 실증분석이 필수적이고, 이러한 금융상품의 세제혜택으로 인한 효과가 소득수준별로 어떠한 차이를 보이는지 분석할 필요가 있다.

세제혜택 한도가 증가했을 때 경제주체의 저축행위 변화를 실증적으로 살펴본 연구로 우석진 외(2013)의 연구를 들 수 있다. 이들은 2006년 연금저축에 대한 세제혜택 한도가 240만 원에서 300만 원으로 상향조정 시 제도가 저축행태에 미친 영향을 「한국노동패널조사」를 사용하여 분석하였다. 분석 결과 세제혜택 한도 상향조정이 연금저축 납입액 증가를 이끌었다는 결론을 내렸다. 하지만 이들은 제도변화로 인한 연금저축액의 변화가 소득계층별로 어떠한 차이를 보이는지는 분석하지 않았다. 정원석·강성호(2017)는 2011년 연금저축 세제혜택 한도가 300만 원에서 400만 원으로 증가한 세제혜택 변화에 대한 경제

주체의 반응을 「재정패널조사」를 활용하여 소득계층별로 추정하였다. 추정 결과 저소득층은 세제혜택 한도 확대에 별다른 반응을 하지 않은 반면, 고소득층은 추가적인 세제혜택을 받기 위해 확대된 세제혜택 한도에 민감하게 반응한 것으로 나타났다. 그리고 해당 연구는 이러한 차이는 소득수준별로 저축을 할 수 있는 여력에 차이가 있기 때문으로 설명하였다.

정부는 상대적으로 소득수준이 낮은 계층에 추가적인 금융투자 유인을 제공하기 위해 연소득 5,000만 원 이하 소득자가 가입할 수 있는 서민형 ISA를 도입하고 발생한 금융소득에 대해서는 일반 ISA보다 높은 비과세 한도와 짧은 의무가입기간을 적용하였다. 이처럼 소득계층별로 저축에 대한 추가적인 세제혜택 부여와 이에 대한 효과를 검증한 연구로는 정원석(2018)의 연구를 들 수 있다. 해당 연구에서는 2015년부터 시행된 연 5,500만 원 이하 소득자에 대한 추가적인 세액공제율(15%) 적용이 해당 소득계층의 연금저축에 미치는 영향을 이중차분모형(Difference-In-Difference Model, 이하 'DID'라 함)을 활용하여 분석하였다. 분석 결과 저소득층에 대한 세액공제율 추가 적용에도 불구하고 세액공제 전환 이후 감소로 전환된 해당 소득계층의 연금저축 납입 추세는 증가로 전환되지 않아 정책으로 인한 유의미한 효과가 관찰되지 않은 것으로 나타났다. 그리고 정원석·강성호(2015)는 「재정패널조사」를 활용하여 연금저축납입액 수준에 따른 가처분소득 증가에 대한 연금저축 납입탄력성을 분위회귀 방법을 통해 추정하였다. 분석 결과 중산층의 경우 탄력성이 크나, 고소득층 및 저소득층은 탄력성이 크지 않았다. 이들은 고소득층이 가처분소득 증가에 대한 연금저축 납입탄력성이 크지 않은 이유는 세제혜택 상한으로 인해 더 이상 연금저축 납입액을 증가시킬 유인이 없기 때문이며, 저소득층은 소득이 소폭 증가하더라도 미래소비로 이어질 여력이 낮기 때문으로 설명하였다.

Rutledge et al.(2014)은 50세 이상자에 대해 401(k)의 납입 및 세제한도를 확대한 미국 Catch-Up Plan 도입 이후 경제주체의 저축행태 변화를 데이터를 이용해 실증적으로 분석하였는데, 소득이 높고 기존에 401(k) 납입액 수준이 높았던 계층이 늘어난 세제혜택 한도에 반응하여 401(k)의 납입액을 증가시킴을 보였다. Ramnath(2013) 역시 OECD 보고서(Antolin et al. 2004)에서는 세제혜택에 따른 저축 증가 효과가 중산층 및 저소득층에서 나타난다고 분석하였다. 이는 금융상품에 세제혜택 제공 시 현재 소비의 미래소비(저축)로 대체효과가 중산층 이하 계층에서 강하게 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

영국의 경우(ISA Statistics, HM Revenue and Customs) ISA 가입자 수는 2010년 1,500만 명 수준까지 빠르게 증가한 것으로 나타났으며, ISA에 적립된 총 투자액은 2015년 800억 파운드까지 증가하였다. 이를 소득수준별로 살펴본 통계 역시 전체 인구대비 저소득층 비중이 높음에도 불구하고 가입자 비중 및 가입액 비중이 낮은 것으로 나타났다. 이는 저소득계층의 저축여력이 적기 때문으로 추측된다.

II. ISA 개요와 현황

1. ISA 개요²⁾

〈Table 1〉은 ISA의 목적, 가입대상, 조건 등을 보여준다. ISA는 근로자, 사업자 그리고 농민 등 소득이 있는 국민이 자산증식을 목적으로 가입할 수 있다.³⁾ ISA 가입은 2016년부터 2021년까지 5년간 한시적으로 가능하고 연간 납입가능 금액은 2,000만 원으로 5년간 납입가능 최대 금액은 1억 원이다. ISA의 세제혜택을 받기 위해서는 5년간 중도인출 없이 계좌유지를 해야 한다.⁴⁾ ISA 5년 유지 시 세제혜택은 해당기간 동안 발생한 이자·배당 손소득⁵⁾ 200만 원까지 비과세하며, 연소득 5,000만 원 이하자의 경우 의무가입기간은 3년, 해당 기간 동안 발생한 이자·배당소득에 대한 비과세 한도는 250만 원으로 추가적인 혜택을 부여한다.⁶⁾ 비과세 한도 이상 수익에 대해서는 9.9%로 단일 세율로 분리과세하며 소득 금액이 크더라도 종합소득세가 적용되지 않는다. ISA에 편입이 가능한 금융상품은 펀드, 파생결합증권 그리고 예·적금 등의 금융상품으로 구성하였다. 이는 주식 직접투자의 경우 양도소득세가 비과세 되므로 ISA를 통한 이익이 없고 ISA를 통해 금융상품을 제조·판매하는 금융투자산업 활성화를 고려한 것으로 보인다.

-
- 2) 본 논문에서 분석하는 ISA 가입 기간은 2017년까지이므로 ISA에 대한 제도 설명 역시 2017년까지 기준으로 하며, 이후 변경된 사항은 추가적으로 설명한다.
 - 3) 단, 전년도 금융소득 종합과세 대상자는 가입이 불가능하다.
 - 4) 2018년 이후 납입원금까지는 중도인출이 가능하도록 제도가 변경되었다.
 - 5) ISA를 통해 가입한 금융상품들의 투자 수익에서 손실을 제외(통산)한 실제 수익을 의미한다.
 - 6) 종합소득자의 경우 저소득으로 인정받기 위한 한도는 3,500만 원이며, 서민형 ISA의 비과세 한도는 2018년부터 400만 원으로 상향 조정되었다.

〈Table 1〉 The Introduction of ISA

Eligibility	Anyone who has taxed income last three years may have one ISA - Except the aggregate taxation on financial income tax payers
Saving Limit	Up to 20Million KRW/year. Can save in the ISA up to 5 years
Investable Financial Product	1) Mutual Fund including ETF and REITs 2) Derivative-linked Securities such as ELS·DLS / ELB·DLB 3) Saving products including RP
Compulsory Subscription Period	Generally 5 Years *Following Cases are 3 years - Youth(Between 15~29 years old) - Low income farmers and fishers (Lower than 35million KRW/year) - Low income earners (Lower than 50million KRW/year)
Termination	(Termination before the maturity) Taxing the income tax for the profit
Partial Withdrawing	Up to the deposit (Withdrawing more than the deposit will be considered the termination)
Tax Treatment	Tax exempt: up to 2 million KRW Separate taxation(9.9%): more than 2 million KRW *Low income earners and farmers and fishers Tax exempt: up to 2.5(4 million from 2018) million KRW Separate taxation(9.9%): more than 2.5(4 million from 2018) million KRW
Subscription Period	Dec 31 2021

Source: Korea Finance Investment Association.

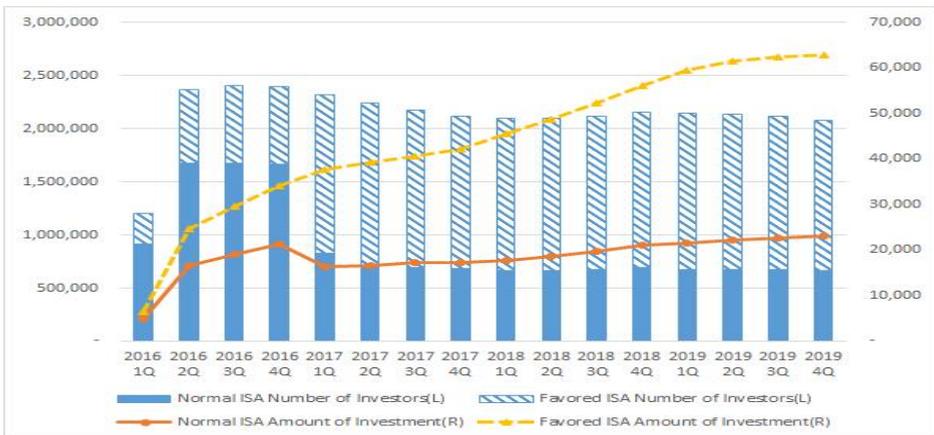
2. ISA 현황

〈Figure 1〉에서는 일반형 ISA(Normal ISA)와 서민형, 청년, 농어민 등에 대해 추가적인 세제혜택이 주어지는 ISA(Favored ISA)의 가입자 숫자 및 적립금 추이를 보여주고 있다. ISA 도입 초기 가입자 수는 빠르게 증가하였다. ISA 가입이 시작된 지 1개월 만에 가입자가 120만 명을 넘어섰으며, 7개월 만인 2016년 9월에는 가입자가 240만 명까지 증가하였다. 그러나 이후 ISA 가입자 수는 서서히 줄어들어 2019년 3월에는 215만 명 수준까지 감소하였다. 투자금액은 2016년 6월에는 3월 대비 273%의 성장을 하였고, 이후 꾸준히 성장하고 있다. 투자 총액은 2016년 9월 3조 원을 넘고, 2017년 9월에 4조 원 그리고 2019년 3월에는 6조 원에 이르고 1인당 납입금액은 269만 원 수준으로 성장하였다. 그러나

2019년 하반기 이후 납입액과 가입자 숫자 모두 성장세가 크게 둔화되었다. 또한 질적인 측면에서는 ISA 도입 초기 일반형 ISA 가입자의 비중이 높았으나 2017년 이후 가입조건이 완화된 서민형 등 추가적인 혜택이 있는 ISA의 비중이 더 높은 것으로 나타나고 있다.⁷⁾

이를 종합하면 ISA 가입자는 초기 빠른 증가 이후 증가하지 않고 있으며, 추가적인 세제 혜택과 완화된 가입조건을 활용할 수 있는 계층이 서민형 ISA 등에 가입하는 경우가 많은 것으로 해석할 수 있다. 그러나 이는 경제주체별로 여러 조건이 통제된 상태에서 정책에 대한 경제주체의 반응을 인과적으로 보여주는 것은 아니므로 정책효과를 판단할 만한 증거로 활용하기는 어렵다. 따라서 본 연구에서는 2016년 ISA 도입 전후 경제주체의 금융자산 보유 및 투자 행태 변화를 미시적 관점에서 추적·관찰한 「재정패널조사」를 이용하여 계량경제학적 방법론에 따라 주요 변수를 통제한 후 소득수준에 따른 제도 효과를 분석·평가하였다.

〈Figure 1〉 Number of Subscribers and Amount of Investment by ISA Types
(Unit: (Left) persons, (Right) 100million KRW)



Note: The number of investors and the amount of investors are all cumulated values.
Source: Korea Finance Investment Association(Reproduce).

7) 2017년 1분기 일반형 ISA 가입자 중 서민형 ISA 가입조건을 충족하는 가입자의 ISA는 서민형 ISA로 자동 전환되었다.

III. 실증분석⁸⁾

1. 사용자료 및 기술통계

가. 사용자료

본 연구는 한국조세재정연구원에서 조사하여 제공하는 「재정패널조사」 중 ISA가 도입된 시점(2016년)을 전후로 하여 조사가 이루어진 7~11차년도(조사시점 기준으로는 2014년~2018년, 자산 및 소득 기준으로는 2013~2017년) 자료를 사용하였다.⁹⁾

「재정패널조사」는 전국 인구 및 연령 분포 등의 가중치를 고려하여 추출한 5,600여 가구의 7,000여 명의 15세 이상 자의 가구 및 가구원의 사회·경제적 특성을 추적 조사하여 만들어졌다. 동일한 조사자가 지속적으로 조사에 응하는 조사자 유지율은 70% 이상으로 미국의 대표적인 패널조사인 PSID(Panel Study of Income Dynamics) 조사보다 높은 정도로 양호하다.

조사를 위한 질문지는 가구 특성을 파악하기 위한 가구 설문지와 개인 특성을 파악하기 위한 개인 설문지로 나눌 수 있다. 가구 설문지에서는 가구의 가족구성 등 인구학적 사항과 자산 등 경제적 사항에 대한 질문으로 구성되며, 개인 설문지에서는 15세 이상 가구원 경제활동 여부, 임금근로자 여부, 연소득, 소득세액, 연금 가입 등을 조사한다.

「재정패널조사」는 조사원이 조사대상자를 직접 만나 대면조사를 실시하며, 소득 및 세금관련 정보는 연말정산 자료 등을 활용해 조사하므로 자료의 신뢰성이 높다. 그러므로 동 자료는 ISA 도입에 따른 경제주체의 금융투자 행태를 분석하고자 하는 본 연구에 필요한 정보를 충분히 가지고 있는 자료라 하겠다.

8) 재정패널에서 소득 및 자산 등 재무상황의 경우 조사시점의 직전연도(관측시점) 정보를 수집한다. 따라서 본 논문 역시 관측시점을 기준으로 기술통계와 분석결과를 제시한다.

9) 2016년에 ISA가 도입되었다.

나. 기술통계

본 연구에서 사용한 데이터는 개인조사 자료를 가구조사 자료에 결합하는 형태로 구성하였다. 다수의 가구원 혹은 가구주가 아닌 가구원이 금융투자 여부 및 가입액에 대해 응답하고 이를 가구 조사결과와 결합시킬 경우 이를 어떻게 해석해야 할 것인가에 대한 문제가 발생한다. 이러한 문제를 피하기 위해 본 연구에서는 가구주만을 분석 대상으로 삼았다. 전체 자료 가운데 가구주의 비중은 90% 수준으로 가구주만을 대상으로 한 분석 역시 대표성을 가진다고 할 수 있다. 서민형 ISA 대상은 근로소득자의 경우 연소득 5,000만 원 이하, 종합소득자의 경우 연소득 3,500만 원 이하이다. 본 연구에서는 근로소득자만을 분석대상으로 하였다. 조사대상자 가운데 근로소득과 종합소득이 동시에 존재하는 경우 이들 앞선 두 가지 범주 중 어느 경우로 분류해야 하는지 불분명하여 분석에서 제외하였다. 또한 근로소득 이외에는 결측치(missing)가 많은 것도 근로소득자를 분석대상으로 한 이유 가운데 하나이다. 그리고 본 논문은 ISA가 금융투자에 미치는 영향이 소득수준별로 어떠한 차이를 보이는지 살펴보는 것이 주된 목적이므로 기술통계에도 서민형 ISA 가입 가능 여부인 근로소득 5,000만 원을 기준으로 5,000만 원 이하 소득계층(이하 '저소득층'이라 함) 그리고 5,000만 원 이상 소득계층(이하 '고소득층'이라 함)으로 나누어 기술통계를 나누어 수록하였다.¹⁰⁾

본 연구에서 사용된 주요변수의 정의는 다음과 같다. ISA를 통한 금융투자는 펀드, 파생 결합상품 그리고 예·적금 등이 가능하다. 이를 고려하여 ISA의 정책효과를 살펴보기 위한 변수로 경제주체의 금융자산보유 및 투자 여부 변수를 별도로 정의하였다. 금융자산보유는 ISA를 통한 가입이 가능한 펀드 등의 금융투자 상품에 예·적금을 포함한 변수이다. 그러므로 이 가운데 하나 이상의 금융자산을 보유한 경우 '금융자산을 보유(Financial Asset(=0, 1))'한 것으로 정의(금융자산 보유 = 1, 그렇지 않은 경우 = 0)하였다. 그리고 이들 금융자산의 총액을 '금융자산보유액(Financial Asset(10K))'으로 정의하였다. 이는 ISA에 편입이 가능한 금융상품을 최대한 넓게 설정한 것으로 볼 수 있다.

예·적금은 단순히 잉여자금을 보관하기 위한 용도인지 혹은 자산축적을 목적으로 하는 것인지를 알기 어렵다는 한계가 있다. 그러므로 본 논문에서는 펀드에 투자를 하는 경우

10) 본 논문에서는 편의상 연소득 5,000만 원 이하인 자는 저소득, 이상인 자는 고소득으로 구분하여 칭한다.

금융투자에 참여하는 것으로 보아 ‘금융투자 참여(Financial Investment(=0, 1))’ 변수를 생성(금융투자 참여 = 1, 그렇지 않은 경우 = 0)하였고, 펀드 투자액을 ‘금융투자액(Financial Investment(10K))’ 으로 정의하였다.

다음의 <Table 2>는 저소득과 고소득별 주요변수의 기초현황을 보여준다. 고소득층이 예·적금을 포함한 금융자산을 가지고 있는 경우는 2013년 88%에서 2017년 88%로 관측 기간 동안 비교적 비슷한 수준을 유지하였다. 펀드 등 금융투자에 참여한 인원 비율은 2013년 20.2%, 2014년 15.2% 그리고 2017년 9.7%로 감소하였다. 한편, 저소득층은 금융자산을 가지고 있는 비율은 2013년 75%에서 2017년 77%, 금융투자에 참여한 비율은 2013년 4.1%에서 2015년 3%로 그리고 2018년 2.8%로 나타났다.

각각의 금융상품 가입자의 평균 보유액을 살펴본 결과 예·적금 등 금융자산 평균 보유액은 고소득층은 2013년 5,251만 원에서 2017년 5,935만 원으로 변화하였고, 금융투자액은 3,280만 원(2013년)에서 4,138만 원(2017년)으로 변화하였다. 저소득층의 경우 2013년 2,402만 원이던 금융자산 보유액은 2017년 3,226만 원까지 증가하였으며, 금융투자액은 2013년 3,037만 원에서 2014년 2,349만 원 그리고 2018년 2,431만 원으로 변화한 것으로 나타났다.

연령(Age)은 해마다 1세 내외 증가하는 패널조사의 전형적인 특성을 보여주고 있었고 저소득층이 약 1세 많은 것으로 나타났다. 자가주택에 거주하고 있거나 혹은 투자용으로 주택을 보유하고 있는 경우 ‘주택보유(Home Ownership)’ 더미 변수(주택보유 = 1 그렇지 않은 경우 = 0)로 처리하였다. 주택보유 비중은 고소득층이 약 80%, 저소득층이 약 55% 수준으로 관측기간 중 큰 변화가 관찰되지는 않았다. 가구원 수(Number of Household Members)는 관측기간 중 고소득층이 3.5~3.7명, 저소득층이 2.8~3.0명 수준으로 연도가 지날수록 조금씩 감소하는데, 이는 가구원의 분가 등으로 인해 나타나는 특성으로 보인다. 가구별 부채 규모(Debt)는 고소득층의 경우 2013년 1억4,108만 원에서 2017년 1억7,234만 원으로 변화하였고, 저소득층 역시 6,913만 원에서 9,297만 원으로 변화하였다. 소득과 자산이 많은 가구가 부채 금액의 수준이 높은 것으로 나타났다.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics

Year	2013		2014		2015		2016		2017	
	High	Low								
Income Level ¹⁾										
Financial Asset ²⁾ (=1)	0.88	0.75	0.88	0.78	0.86	0.76	0.87	0.79	0.88	0.77
Financial Investment ³⁾ (=1)	0.202	0.041	0.152	0.034	0.119	0.030	0.089	0.033	0.097	0.028
Age	47.2	48.1	47.5	48.6	47.8	49.2	48.0	49.9	48.0	50.7
Home Ownership(=1)	0.79	0.56	0.80	0.56	0.80	0.56	0.78	0.56	0.78	0.55
Marriage(=1)	0.97	0.75	0.96	0.74	0.96	0.72	0.96	0.71	0.94	0.72
Collage degree(=1)	0.74	0.34	0.72	0.35	0.74	0.34	0.73	0.36	0.72	0.35
Number of Children	1.15	0.74	1.12	0.70	1.10	0.63	1.03	0.62	0.93	0.55
Number of Household Members	3.72	2.96	3.69	2.90	3.64	2.82	3.60	2.79	3.55	2.75
Income(10K)	7,568	2,520	7,722	2,576	7,877	2,570	8,026	2,581	8,015	2,600
Financial Asset(10K)	5,251	2,402	5,244	2,534	5,471	2,585	6,167	2,694	5,935	3,226
Financial Investment(10K)	3,280	3,037	2,815	2,349	3,387	905	2,763	2,695	4,138	2,431
Debt(10K)	14,108	6,913	13,978	7,905	15,966	7,802	15,542	8,396	17,234	9,297
Observation	637	1,699	655	1,663	673	1,668	695	1,614	714	1,573

Notes: 1) High - Annual income is higher than 50 million KRW, Low - Annual income is lower than 50 million KRW.

2) Having saving accounts or mutual funds.

3) Having mutual funds.

2. 분석방법 및 분석결과

가. 분석방법

본 연구의 목적은 일정 소득 계층 이하에 추가적인 세제혜택을 부여하는 서민형 ISA가 해당계층의 금융투자 행위에 미친 영향을 살펴보는 것이다. 본 연구에서는 이를 검증하기 위해 동일한 대상자를 추적 조사하는 방식으로 구축된 「재정패널조사」 중 7차부터 11차까지의 데이터를 사용하였다.¹¹⁾

본 연구에서 사용한 금융투자 참여(액) 결정요인을 추정할 모델을 식으로 나타내면 다음과 같다.

11) 자료 조사시점 기준으로 2014~2018년, 소득 및 자산 기준은 조사 직전 연도인 2013~2017년이다.

$$Y_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \overrightarrow{X_{jt}} + \beta_2 D(\text{당해 주택 구입})_{jt} + \beta_3 D(\text{주택 보유})_{jt} + \beta_4 \ln(\text{연소득})_{jt} + \beta_5 D(\text{부채})_{jt} + \beta_6 \ln(\text{부채})_{jt} + \beta_7 D(\text{저소득})_{jt} + \beta_8 D(\text{저소득})_{jt} * D(\text{정책 더미})_t + \epsilon \quad (1)$$

서민형 ISA가 저소득층의 금융자산 보유 혹은 투자 참여에 미치는 영향을 분석하기 위해 패널프로빗모형(Panel Probit Model)을 활용한다.¹²⁾ 종속변수는 제도가 저축에 미치는 영향을 살펴보기 위해 넓은 의미의 저축으로 볼 수 있는 예·적금, 펀드 등 ISA에 편입이 가능한 금융자산(예·적금, 펀드) 중 하나 이상을 보유한 경우(=1)와 그렇지 않은 경우(=0)로 나누었다. 그러나 예·적금은 투자자가 적극적으로 금융투자에 나선 것인지 혹은 여유자금을 잠시 넣어둔 것인지 혹은 금융상품에 투자한 것인지 알기가 어렵다. 이를 보완하기 위해 금융투자의 범위를 협소하게 정의하여 ISA에 편입이 가능한 금융투자 상품 가운데 펀드에 투자한 경우(=1)와 그렇지 않은 경우(=0)로 나누어서 추가적으로 분석을 실행하였다.

그리고 서민형 ISA가 저소득층의 금융자산액 및 투자액에 미치는 영향을 분석하기 위해 패널데이터 분석을 실행하였다. 추정방법으로는 관측치(가구 혹은 가구주)의 특성이 데이터에서 관측할 수 없는 형태로 존재하며, 동 특성이 추정결과에 영향을 미친다고 가정하는 고정효과모형(Fixed Effect Model)을 사용하였다.¹³⁾ ISA 제도가 금융자산보유액에 미친 영향을 살펴보기 위해 예·적금, 펀드 등 ISA의 대상이 되는 금융자산(예·적금+펀드)에 자연대수(natural logarithm)를 취한 값 $\ln(\text{금융자산})_{jt}$ 을 종속변수로 활용하였다. 그리고 제도가 금융투자액에 미친 영향을 살펴보기 위해 펀드 투자액의 합에 자연대수를 취한 값 $\ln(\text{금융투자})_{jt}$ 을 종속변수로 활용하였다.

이를 설명하기 위한 인구·사회적 변수로는 연령에 따른 저축 및 금융투자 행태를 살펴보기 위한 연령 변수를 포함하였다. 학력이 높을수록 금융투자액이 높을 가능성을 고려하여 대졸 이상 변수를 더미변수(대졸 이상 = 1)로 포함시켰다. 가구원 수와 금융투자와의 인과관계를 고려한 가구원 수 그리고 미성년 자녀(만 18세 이하)가 있는 경우 이들에 대한 교육비 지출 등이 금융투자에 미칠 수 있으므로 미성년 자녀수를 추정모델에 포함하였다. 배우자가 있는 경우와 없는 경우 금융투자 행태가 다를 수 있음을 고려하여 배우자 유무

12) 패널프로빗확률효과 모형으로 추정된 결정요인 분석 결과를 바탕으로 논의를 전개한다.

13) 가구별로 고정효과가 존재한다는 가정은 Hausman Test를 통해 검증하였다. 그러므로 본 논문에서는 고정효과 모델을 활용하여 분석한 결과를 바탕으로 논의를 전개한다.

더미를 추정모델에 반영하였다. 앞서 언급한 인구·사회학적 변수 등 다양한 통제 변수들은 추정식(1)에서 벡터 X 로 표현하였다.

경제적 변수로는 소득이 높을수록 금융투자를 더 많이 할 수 있을 것으로 보아 연소득을 포함시켰다. 그리고 가계 부채가 금융투자에 미치는 영향을 고려하여 부채 유무 더미변수(부채 있음 = 1, 없음 = 0) 그리고 부채규모를 추가하였다. 이 두 변수는 종속변수와 마찬가지로 모두 설명변수의 값에 자연대수를 취해 사용하였는데, 이는 추정식을 통해 산출된 계수 값이 종속변수와 설명변수 사이의 탄력성을 의미하게 되어 결과 해석이 용이해짐을 고려한 것이다. 그리고 가구 자산의 큰 부분을 차지하는 주택보유 여부를 더미변수(보유 = 1, 미보유 = 0) 형태로 모형에 추가하였다. 마지막으로 앞서 언급한 변수로는 설명이 어려운 연도별 특성을 통제(control)하기 위해 연도 더미와 지역더미를 분석 모델에 포함하였다.¹⁴⁾

본 연구에 분석하고자 하는 ISA 도입의 소득계층별 효과를 살펴보기 위한 설명변수는 서민형 ISA 가입이 가능한 저소득층(연소득 5,000만 원 이하 = 1, 그 이외 = 0) 더미변수 형태이다. ISA의 정책효과를 대리하는 변수로 2016년 이후 시점(2016년 이후 = 1, 이전 = 0) 더미변수(혹은 '제도더미 변수'와 혼용함)를 부여하고 두 변수의 교차항을 모델에 포함하였다. 제도더미 변수의 경우 2016년 이후 저축 혹은 금융투자와 관련한 뚜렷한 제도 및 세제상 변화는 없으므로 본 논문에서는 2016년 이후 시점변수는 ISA 더미변수로 보고 분석결과를 해석한다. 그리고 저소득층 변수와 제도더미 변수 간의 교차항(interaction term)을 포함하였다. 이를 통해 본 연구가 평가하고자 하는 ISA가 저소득층의 금융투자 행태에 미친 영향을 분리하여 추정할 수 있다. 예를 들어 회귀식 추정 결과 저소득더미와 연도더미 교차항의 계수값이 통계적으로 유의미(significant)한 양(positive)의 값을 가진다면 "ISA 도입이 고소득층에 비해 저소득층의 금융투자에 긍정적인 영향을 주었다"고 해석할 수 있다.

14) 연도별 더미의 계수값은 모두 통계적으로 유의미한 음의 값을 가졌으며 결과표에서는 생략하였다.

나. 분석결과¹⁵⁾

아래 <Table 3>에서는 금융자산(예·적금, 펀드) 보유(모델 1) 및 금융투자(펀드) 참여(모델 2) 결정요인을 패널프로빗모형을 활용하여 추정한 각 변수의 한계효과를 제시하고 있다. 인구·사회적 변수들 가운데 주택을 보유하는 경우 금융자산을 보유할 확률이 4.67% 높고, 가구주가 대졸 이상인 경우에는 그렇지 않은 경우보다 금융자산을 보유할 확률이 24.8% 높은 것으로 나타났다. 연소득이 높을수록 금융자산을 보유할 확률이 높은 것으로 나타났으며, 연소득 5,000만 원 이하 저소득층의 경우 금융자산을 가질 확률이 고소득층 대비 약 23.8% 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 소득이 높아 저축 여력이 큰 계층이 금융자산을 가질 확률이 높음을 의미한다. ISA 도입이 저소득층 금융자산 보유에 미친 영향을 살펴보기 위한 ISA 도입 정책변수와 저소득 변수 간의 교차항의 계수를 추정한 값은 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 ISA가 저소득층에 예·적금, 펀드를 포함한 금융자산 보유 여부를 결정하는데 영향을 미쳤다는 증거는 찾을 수 없었다.

정부가 국민의 저축·투자를 통한 자산형성을 돕기 위해 ISA를 도입하였으나, 소비 후 잉여자금이 발생하는 경우 예금 혹은 적금에 자금을 예치해 두는 경우가 많고, 저소득층 혹은 농어민이 가입할 수 있는 비과세 저축이 다소나마 존재하기 때문에 예·적금을 포함한 금융자산 보유 여부로 ISA의 정책효과를 평가하는 것은 평가 대상이 너무 넓거나 적절하지 않을 수 있다. 그러므로 적극적인 금융투자라 할 수 있는 펀드에 투자하는 경우를 종속변수로 하여 금융투자 결정요인분석 추정하였으며, 각 설명변수의 한계효과를 제시하고 있다(모델 2).

주택을 보유한 경우 금융투자에 참여할 확률이 50.7% 높아지는 것으로 나타났으며, 대졸 이상 가구주의 경우 그렇지 않은 경우보다 펀드 등 금융투자에 참여할 확률이 42.7% 높은 것으로 나타났다. 연소득이 높을수록 금융투자에 참여할 확률이 높았으며, 연소득 5,000만 원 이하 저소득층이 경우 그렇지 않은 그룹보다 금융투자에 참여할 확률이 64.6% 낮은 것으로 분석되었다. 그러나 모형을 통해 추정된 ISA와 저소득층 변수의 교차항 계수값은 통계적으로 유의미한 양의 값을 나타내었다. 본 추정모형에 따르면 ISA제도 도입으로 저소득층의 금융투자 참여가 37.9% 증가하는 것으로 추정되었다. 이러한 추정

15) 패널프로빗확률효과 모형으로 추정된 결정요인 분석 결과를 제시하여 논의를 전개하였다. PA(Population-Averaged) 모형으로 추정된 결정요인 분석 결과와 큰 차이는 없다.

결과는 ISA 도입으로 저소득과 고소득 간의 금융투자 참여 격차가 26.7%(-0.646+0.379)로 감소하는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 저소득층에 추가적인 비과세 혜택과 상대적으로 짧은 의무가입기간을 요구하는 서민형 ISA가 저소득층을 금융투자에 참여하도록 하는 유인을 제공한 것으로 평가할 수 있다.

〈Table 3〉 Marginal Effects on Participating Financial Asset and Investment

	(1) Financial Asset(=1)	(2) Financial Investment(=1)
Age	-0.0653** (-2.37)	0.011 -0.19
Age square	0.000590** -2.16	-0.00024 (-0.40)
Home ownership(=1)	0.467*** -5.56	0.507*** -3.07
Married(=1)	0.213* -1.69	0.362 -1.23
Collage degree	0.248*** -3.2	0.427*** -2.92
Number of 18 under children	-0.155*** (-3.12)	-0.0784 (-0.88)
Number of household members	0.0394 -0.88	-0.0725 (-0.86)
Buying house in the year(=1)	-0.351*** (-4.01)	-0.238 (-1.53)
Debet(=1)	-0.446** (-2.30)	0.219 -0.79
ln(Debet)	-0.120*** (-4.18)	-0.0433 (-0.88)
ln(Income)	0.275*** -5.05	0.310** -2.51
Low Income(=1)	-0.238** (-2.40)	-0.646*** (-3.76)
ISA*Income	0.158 -1.44	0.379** -2.09
Constant	1.868** -2.2	-4.089** (-2.05)
Observation	5,200	5,200

Notes: 1) z statistics in parentheses.
 2) * p < 0.10, **p < 0.05, ***p < 0.01
 3) Year and regional effects are controlled.

〈Table 4〉에서는 ISA제도가 예·적금과 펀드를 포함한 금융자산액(Financial Asset)과 펀드만을 포함한 금융투자액(Financial Investment)에 미치는 영향을 고정효과 모델을 활용하여 분석한 결과를 제시하고 있다(모델 1).

연령이 증가할수록 금융자산을 더 많이 보유하는 것으로 나타났고, 미성년 자녀가 많은 경우 이들로 인한 소비가 발생하여 금융자산 축적이 적어지는 것으로 보인다. 부채 유무는 통계적으로 유의미하지 않지만 부채 규모는 금융자산 보유액과 유의미한 인과관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 부채가 적은 경우 금융자산 보유에 영향을 미치지 않지만, 부채가 많은 경우 가계가 금융자산 보유보다 부채 상환에 초점을 맞추기 때문으로 해석할 수 있다. 저소득층 더미 변수의 계수는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 그리고 ISA가 저소득층 금융자산액에 미친 영향을 나타내는 ISA와 저소득 더미변수 간 교차항의 계수는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 분석되었다. 이는 ISA에서 저소득층에 추가적으로 제공하고 있는 세제혜택이 해당계층의 저축을 증가시켰다는 증거는 찾을 수 없는 것으로 해석할 수 있다.

정책효과를 좀 더 좁은 범위에서 측정하기 위해 종속변수를 금융투자액(펀드 투자액)으로 좁혀 추가적으로 분석한 결과 역시 금융자산액을 종속변수로 한 추정결과와 유사한 것으로 나타났다(모델2). 부채 변수는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났는데, 이는 금융투자 참여 및 수준 결정에 있어 예·적금과는 달리 경제주체들이 부채 규모를 크게 고려하지 않기 때문으로 추측된다. 예를 들면, 예·적금의 경우 대출이자보다 이자율이 적은 경우가 많아 부채가 있을 경우 부채를 먼저 상환한 다음 예·적금에 가입하려는 경향이 있는 것으로 해석할 수 있는 반면, 대출이자율보다 평균적으로 높은 수익률을 기대할 수 있는 금융투자의 경우 부채가 있음에도 불구하고 경제주체들이 금융투자에 나서는 것으로 볼 수 있다. 저소득 변수 역시 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 추정되었다. ISA가 저소득층의 금융투자액에 미친 영향이라 볼 수 있는 교차항 계수의 추정결과는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과를 종합하면, ISA 도입이 저소득층의 금융자산 보유 및 금융투자 참여를 증가시키는 효과는 있었지만, 해당 계층의 금융자산 투자액을 증가시키는 효과가 있다는 증거는 찾을 수 없었다고 해석할 수 있다.

<Table 4> Fixed Effect Analysis on the Amount of Financial Asset and Investment

	(1) ln(Financial Asset)	(2) ln(Financial Investment)
Age	0.225*** (-2.86)	0.699* (-1.96)
Age square	-0.00121* (-1.77)	-0.00700* (-1.87)
Home ownership (=1)	0.0302 (-0.28)	-0.189 (-0.42)
Married (=1)	-0.535** (-2.12)	.
Collage degree	-0.0154 (-0.08)	.
Number of 18 under children	-0.131** (-2.16)	-0.502* (-1.96)
Number of household members	0.0454 (-0.78)	0.106 (-0.48)
Buying house in the year(=1)	-0.112* (-1.65)	0.414 (-1.51)
Debt (=1)	0.023 (-0.21)	-0.327 (-0.70)
ln(Debt)	-0.0883*** (-3.29)	0.115 (-1.01)
ln(Income)	0.0133 (-0.22)	0.109 (-0.44)
Low Income (=1)	-0.101 (-1.12)	-0.481 (-1.46)
ISA*Income	-0.0256 (-0.34)	0.645* (-1.67)
Constant	2.42 (-1)	-10.83 (-1.28)
Observation	3,934	374

Notes: 1) t statistics in parentheses.
 2) * p < 0.10, **p < 0.05, ***p < 0.01
 3) Year and regional effects are controlled.
 4) Because of the unbalanced panel data time-invariant coefficients have values.

IV. 결론

「재정패널조사」를 활용하여 서민형 ISA가 저소득층의 금융투자 참여 및 금융투자액 수준에 미친 영향을 계량경제학적 방법론을 활용하여 분석하였다. 분석결과 저소득층에게 추가적인 혜택을 제공하는 서민형 ISA가 저소득층의 금융투자 참여는 37.9% 증가시켜 저소득과 고소득 간의 금융투자 참여 격차는 26.7%(-0.646+0.379)로 감소한 것으로 분석되었다. 그러나 저소득층의 금융투자액을 증가시킨다는 통계적으로 유의미한 증거를 찾을 수는 없었다. 이는 앞서 언급한 바와 같이 초기 ISA 가입자가 폭발적으로 증가하였으나 절반 이상이 1만 원 이하 비활동성 계좌라는 정부의 발표(금융위원회 보도자료, 2016. 7. 21)와 상통하는 결과를 실증 분석을 통해 확인한 것으로 볼 수 있다.

ISA 도입 초기 비과세 혜택에 대한 기대와 금융투자 업계의 적극적인 홍보 그리고 저소득에 대한 추가적인 혜택 등으로 저소득의 금융투자 참여에 긍정적인 영향을 미친 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 저소득층에 대한 추가적 혜택이 제공되는 서민형 ISA 역시 의무가입기간이 3년으로 짧지 않고 중도해지 시 불이익이 있으며 비과세 한도 역시 3년간 250만 원으로 크지 않으며, 금융투자를 통한 수익률이 높지 않아 저소득층이 금융투자액 수준을 지속적으로 증가시킬 만한 매력이 없었기 때문인 것으로 판단된다. 그리고 이러한 이유들로 인해 정부가 설정한 저소득층 저축 및 투자 확대 그리고 목돈 마련이라는 정책목표를 달성하지는 못한 것으로 평가할 수 있다. 정부가 ISA를 도입하는 과정에서 비과세 한도 의무가입기간 등 다양한 제약조건을 둔 것은 이를 통해 금융소득을 올릴 수 있는 고소득층에 대한 감세 혹은 세수결손 논란을 의식한 것으로 보인다. 그러나 영국이나 일본의 ISA 경우 의무가입기간이나 비과세 한도가 존재하지 않으며 이러한 파격적이고 단순한 제도설계가 국민의 금융투자 증대를 이끈 것을 참고할 필요가 있다. 해외사례와 관련하여 영국과 일본의 경우 주식양도 소득에 대해 과세가 이루어지고 있지만 우리나라는 개인 주식양도차익 비과세로 인해 이들 국가에 비해 우리나라 ISA가 세제상 혜택이 적다는 점 역시 함께 감안해야 할 필요가 있다.¹⁶⁾

16) 정부는 2020년 7월 발표한 세법개정안에서 2023년부터 연간 5,000만 원 이상 상장주식 양도차익에 대해서 양도소득세를 부과할 예정임을 밝혔다.

향후 연구주제로 ISA 도입의 정책목표를 이룰 수 있도록 최적의 제도설계에 관한 논의를 위해 자산형성이 가계에 미치는 긍정적인 효과와 금융산업에 미치는 연구가 추가적으로 필요할 것으로 보인다. 그리고 이러한 연구를 바탕으로 저소득층 자산형성을 실질적으로 장려할 수 있으면서 금융산업 활성화에도 도움이 될 수 있는 세제혜택 수준 및 제도개선에 대한 논의가 필요하다. 정부가 2023년부터 개인의 상장 주식양도차익에 대한 과세를 시행할 것으로 발표하였으므로 이에 따른 경제주체의 행태 변화와 그에 따른 경제학적 비용 등에 대한 논의(박종상·신석하 2019) 역시 고려할 필요가 있다. 금융투자와는 조금 다르지만, 넓은 의미에서 유사한 저축행위라고 할 수 있는 퇴직연금의 경우 행태경제학적 접근을 통한 논의들(Chetty et al. 2014)이 진행되었는데, 금융투자의 경우 역시 자산운용 방식 등을 개선할 수 있는 방안을 행태경제학 등을 통해 살펴볼 필요가 있다.

본 연구의 한계로는 제도시행 이후 관측기간이 2년에 불과해 정책효과를 규명하기에는 충분하지 않을 수 있다는 점을 들 수 있다. 특히 2018년부터는 저소득에 대한 비과세 한도가 400만 원으로 증가하고, 투자원금 중도인출을 허용하였으나 분석에 사용한 데이터는 2017년까지 관측 자료이므로 변경된 제도를 포함한 정책효과 및 경제주체 행동의 변화는 논의할 수 없다. 그리고 「재정패널조사」에 수록되어 있는 데이터의 한계로 경제주체의 ISA 가입 여부를 알 수 없어 ISA의 정책효과를 2016년 이후 연도터미로 처리하고 펀드에 가입한 가구주를 ISA의 영향을 받은 것으로 보고 분석한 점 역시 한계로 볼 수 있다. 그러나 ISA 의무가입기간 충족 시 세제혜택이 주어지고, 설령 의무가입기간을 충족시키지 못한다 해도 ISA에 가입하지 않은 경우와 동일하게 이자·배당 소득에 대한 이자소득세만 과세되고 추가적인 불이익은 없다. 따라서 금융투자와 ISA 가입과는 상당한 상관관계가 있을 것으로 볼 수 있다. 또한 펀드 가입 시 ISA에 가입하지 않아도 비과세가 가능한 주식형 펀드와 주식·채권 혼합형 그리고 채권형펀드 등 펀드의 종류를 구분하지 않았다는 한계도 있다. 이러한 데이터상의 한계에 관한 부분들은 향후 관측기간이 늘어나고 설문이 보완된다면 좀 더 정확한 분석이 가능할 것이다. 이러한 한계에도 불구하고 동 연구는 활용 가능한 자료 중 세제효과 등 분석할 수 있는 자료 중 가장 신뢰할 만한 데이터인 「재정패널조사」를 이용해 ISA가 저소득의 금융투자 참여 및 투자금액에 미친 영향을 분석했다는 점에서 학술적·정책적 의의를 가진다.

참고문헌

- 김병권·우석진·안종길·빈기범 (2013), “세제혜택이 가계의 연금저축 행태에 미치는 인과적 효과”, **사회보장연구**, 제29권 제3호, pp. 53-79.
- (Translated in English) Kim, B., S., Woo, J., An and K., Bhin (2013). “The Causal Effects of Tax Incentive on Pension Saving of Korean Households”, *Korean Social Security Studies*, 29(3):53-79.
- 박종상·신석하 (2019), “우리나라 상장주식 양도차익 과세와 개인투자자의 조세회피 행태”, **재정학연구**, 제12권 제4호, pp. 49-77.
- (Translated in English) Park, J., and S., Shin (2019). “Capital Gains Tax Avoidance: The Case of Korean Stock Markets”, *Korean Journal of Public Finance*, 12(4):49-77.
- 정원석 (2018), “저소득층 연금저축 납입액에 대한 세액공제를 추가적용 효과 분석”, **재정학연구**, 제11권 제3호, pp. 117-141.
- (Translate in English) Chung W. (2018). “Tax Credit Discrimination for Private Pension Saving”, *Korean Journal of Public Finance*, 11(3):117-141.
- 정원석·강성호 (2015), “연금과세 체계변화에 따른 소득계층별 연금저축 가입효과 분석”, **재정학연구**, 제8권 제2호, pp. 113-142.
- (Translated in English) Chung, W., and S., Kang (2015). “Tax Treatment for the Private Pension”, *Korean Journal of Public Finance*, 8(2):113-142.
- _____ (2017), “사적연금 세제혜택 한도 상향에 따른 사적연금 추가가입 유인 추정”, **재정학연구**, 제10권 제1호, pp. 215-240.
- (Translated in English) Chung, W., and S., Kang (2017). “Extending Tax Deferral Limit for the Private Pension and Saving Behavior”, *Korean Journal of Public Finance*, 10(1):113-142.

- Antolín, P., A., de Serres and C., de la Maisonneuve (2004). “Long-Term Budgetary Implications of Tax-Favoured Retirement Plans”, OECD Economics Department Working Papers, No. 393, OECD.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Leth-Petersen, S., Nielsen, T. H., and T., Olsen (2014). “Active vs. passive decisions and crowd-out in retirement savings accounts: Evidence from Denmark”, *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3):1141-1219.
- HM Revenue and Customs (2019). “Individual Savings Account(ISA) Statistics”.
- Japan Securities Dealers Association (2017). “Japan’s new tax exemption scheme for investment by individuals”.
- Rutledge S., Matthew, Wu, April Yanyuan, and M., Francis (2014). “Do Tax Incentives Increases 401(k) Retirement Saving? Evidence From The Adoption of Catch up Contributions”, Center for Retirement Research at Boston College.

Abstract

Korean government introduced the Individual Savings Account (ISA) from 2016 to attract people to financial market and build up wealth. This paper analyzed the effect of the favored ISA, that provides additional tax favor to the lower income subscribers, on financial investments using the National Survey of Tax and Benefit data. As a result of the analysis, the favored ISA makes the low-income households to participate the financial investments about 37.9% more than the other households. However, regarding the amount of financial investment, we could not find any statistical evidence that the favored ISA attracts low-income households to invest more money to the financial market.

※ **Key words:** Financial taxation, ISA, Investment, Mutual fund, Saving, Tax treatment

부채의 유입과 유출을 이용한 가계부채 변화요인과 영향 연구: 차주별 신용패널 데이터를 중심으로*

Examining Household Debt with its Ins and Outs in Korea Using the Consumer Credit Panel Data

유 경 원**·이 상 호***·황 진 태****

Kyeongwon Yoo·Sang-ho Yi·Jin-tae Hwang

본 연구에서는 100만여 개인차주의 신용정보에 기초한 한국은행 가계부채 패널 DB의 빅데이터 속성을 활용하여 가계부채 변화요인과 영향을 실증적으로 분석하였다. 이를 위해 가계부채의 변동요인을 '유입'과 '유출'로 대별한 다음, 유입은 다시 '신규'와 '지속'으로, 유출은 '상환'과 '청산'으로 분해하여 가계부채의 변화요인을 분석하였다.

기술분석 결과, 가계부채 변화의 주요인은 '신규유입', 즉 신규 주택담보대출로 나타났으며 세분화된 유입과 유출을 신용등급별로 나누어 살펴본 결과, 가계부채의 변화는 고신용자가 주도하였다. 가계부채 변화를 확장기와 수축기로 나누어 살펴본 결과에서는 확장기에 고신용자의 주택담보대출 유입이 크게 증가한 반면, 수축기에는 저신용자의 유입 감소가 두드러졌다.

회귀분석을 통해 가계부채의 증가세 둔화가 은행들의 신규 주택담보대출 제한을 위한 신용평점 강화 때문인지도 살펴본 결과, 미국과 달리 우리나라의 경우 신용평점 강화에 의한 것이라는 실증적 근거를 찾기 어려웠다. 또한 최근 가계부채의 유출입 변화가 소비지출에 미치는 영향을 알아보기 위해 가계부채 DB의 신용카드 지출액 자료를 이용하여 분석하였다. 그 결과 부채의 유입과 유출은 소비지출, 특히 저소득계층의 소비지출과 밀접한 관계를 보여 부채의 유입 감소와 유출 증가는 이들 계층의 소비위축을 초래할 수도 있는 것으로 나타났다.

국문 색인어: 주택담보대출, 유입, 유출, 신용등급, 신용패널 데이터, 소비지출

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030103, B030300, B030600

* 본 논문은 2019년 한국은행 경제통계국의 연구지원으로 진행된 것으로 한국은행의 공식 견해와는 무관하다는 점을 밝힌다. 추후 본 논문에서 발견될 수 있는 오류에 대한 책임은 전적으로 저자들에게 있다.

** 상명대학교 경제금융학부 부교수(kwyo@smu.ac.kr), 제1저자

*** 상명대학교 지능·데이터융합학부 교수(sang-ho.yi@smu.ac.kr), 공동저자

**** 대구대학교 경제학과 부교수(jhwang@daegu.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2020. 2. 25, 논문 최종 수정일: 2021. 1. 25, 논문 게재 확정일: 2021. 5. 20

I. 서론

최근 빅데이터(big data)의 이용에 대한 관심이 커지고 있다. 빅데이터는 흔히 '3V' (Volume, Velocity, Variety)라 불리는 특성을 갖고 있는 자료로 다양한 영역에서 생성되고 있다. 정보기술(IT)의 발달로 데이터 저장 및 처리 비용이 감소하면서 민간은 물론 공공 부문에서도 이러한 자료를 활용하여 정책부문에 적용하려는 시도가 활발하게 이루어지고 있다. 후자의 예로 한국은행이 구축한 '가계부채 DB'가 있다. 이는 민간 신용정보사(CB)인 NICE 평가정보가 축적한 개인 신용평가 관련 방대한 금융 빅데이터에 기반하고 있다. 또한 개인 차주대상의 다양한 정보를 담고 있는 DB로 금융안정 등과 관련하여 한국은행 내부에서도 가계부채 이슈 분석 등으로 활용되고 있다.¹⁾

한편 미국 등 주요 선진국의 경우 가계부채가 '서브프라임모기지' 사태 이후 감소(deleveraging)하는 모습을 보였다. 그러나 이와는 대조적으로 우리나라에서는 최근 들어 가계부채의 증가세에 변화 움직임이 있긴 하지만 가계부채 수준 자체는 계속 증가해 왔다. 이런 가운데 최근 발생하고 있는 가계부채 증가 추세의 변화 원인과 영향에 대해서는 아직까지 심도 깊은 연구가 진행되지 못했다. 그동안 가계부채와 관련된 기존 연구는 대체적으로 가계부채의 증가 원인을 정태적으로 파악하거나 건전성 여부 내지 그에 따른 리스크 정도를 판별하는 데 그치고 있다. 또한 이러한 분석도 '가계금융·복지조사'나 '한국노동패널조사(KLIPS)'와 같은 표본조사 자료에 기초하여 경제주체들의 행태를 분석하는 데 치우쳐 있어 분석의 정도(精度) 측면에서 한계가 있었다. 이와 같은 배경으로는 연구자들이 이용할 수 있는 데이터가 주로 표본에 기초한 서베이 또는 시계열 총량(aggregate) 자료이었기 때문이다.

그동안 여건 미비로 활용하기 어려웠던 빅데이터인 개인차주 가계부채 DB(CCP: Consumer Credit Panel Data)를 통해 이전에는 파악할 수 없었던 가계부채의 '동태적 특성(dynamic features)'을 파악하는 한편, 우리나라 가계부채의 건전성 여부와 그로 인한 리스크 요인 등을 평가하는 것이 가능해졌다.²⁾ 가계부채 DB(CCP)는 자료 크기가 크기

1) 한국은행 가계부채 DB와 유사하게 한국금융연구원에서도 다른 CB사(코리아크레딧뷰로, KCB) 자료를 이용하여 DB를 구축, 가계부채 분석 등에 활용하고 있다.

2) 본 연구에서 의미하는 가계부채의 '동태적 특성' 파악은 가계부채 '수준' 변화가 아닌 가계

때문에 자료를 다양한 기준에 따라 세분하여도 통계적으로 유의한 특성들을 식별해 낼 수 있는 장점이 있다.³⁾

본 연구에서는 이러한 빅데이터의 장점을 충분히 활용하기 위해 Bhutta(2015)의 방법론을 원용하여 가계부채의 전년대비 변화를 ‘유입’(inflow)과 ‘유출’(outflow)로 대별하였다. 즉 그동안 대부분의 연구가 서베이 자료를 활용하여 가계부채의 증가 요인을 경제적 내지 인구사회학적 요인으로 파악하였지만, 가계부채가 저량(stock) 변수인 만큼 매기의 ‘유입’과 ‘유출’과 같은 유량(flow) 변수의 변동이 가계부채의 크기 변화($\Delta Debt_t = Debt_t - Debt_{t-1} = \text{유입}_t + \text{유출}_t$)를 가져온다는 점에 주목하였다. 이러한 점에 착안하여 가계부채 DB(CCP)를 활용하면 가계부채의 유입과 유출의 변동을 동태적으로 파악할 수 있다고 보았다. 특히 데이터의 관측치가 충분하기 때문에 부채의 ‘유입’을 ‘신규유입’과 ‘기존지속’으로 나누고, 부채의 ‘유출’은 전체 부채를 모두 갚는 ‘청산’과 일부만 갚는 ‘상환’으로 구분하였다. 또다시 이러한 부채 변화의 네 가지 유형이 차주의 세분화된 특성(신용등급 등)에 따라 어떻게 다른지 살펴보고자 하였다. 이러한 과정을 통해 가계부채의 세부적인 유입 및 유출 요인의 영향, 그리고 어떤 특성의 차주 계층이 이러한 변동을 주도하는지를 분석하는 것이 본 연구의 목적이다.

이와 같은 새로운 방법론은 최근 발생하고 있는 가계부채 증가세 변화의 원인에 대한 심도 있는 분석을 위한 수단이 될 수 있을 뿐만 아니라 가계부채의 건전성에 대한 평가와 시사점 도출에도 유용할 것이다. 이를 통해 도출된 시사점을 토대로 최근 가계부채 증가세의 변화가 금융회사의 신용기준 강화에서 비롯된 것인지를 파악하고, 아울러 부채 유입의 감소와 유출의 증가가 소비지출을 반영하는 신용카드이용액에 미치는 영향을 분석함으로써 소비지출에 대한 가계대출의 영향을 살펴보는 것도 본 연구의 또 다른 목적이다.⁴⁾

부채 ‘증가’ 변화를 분석한다는 것이다.

- 3) Stephens-Davidowitz(2017)는 빅데이터의 장점으로 큰 데이터 사이즈로 인해 작은 집단도 확대해 볼 수 있는 ‘디지털 확대’ 기능이 제공되어 정책의 타겟그룹 설정 등에 있어 용이하다는 점을 강조하고 있으며 본 연구에서도 이와 같은 빅데이터의 장점을 이용하여 특정 계층에 대한 분석에 활용하고 있다(Seth Stephens-Davidowitz (2017). “Everybody Lies: Big Data, New Data, and What the Internet Can Tell Us About Who We Really Are”, Foreword by Steven Pinker).
- 4) 윤성훈(2020)은 가계부채가 지속적으로 증가함에 따라 가계부채의 유량적인 요소보다도 가계부채의 절대적인 수준인 저량이 경기변화에 큰 영향을 줄 수 있음을 지적한 바 있다.

본 연구는 세 가지 측면에서 기존연구와 차별성을 갖는다. 첫째, 본 연구는 그동안 상대적으로 미흡하였던 가계부채의 동태적 특성, 즉 가계부채의 신규유입, 지속유입 및 청산유출, 상환유출과 같은 유량변수에 대한 기술분석을 시도한다. 둘째, 이러한 유량변수에 대한 상세분석을 위해 금융 빅데이터 속성을 갖는 100만여 차주들의 객관적인 신용정보 기반의 가계부채 패널 DB를 활용한다는 점도 중요한 차이점이다. 셋째, 본 연구는 가계부채의 건전성 내지 영향 분석에만 그치지 않고 기술분석과 회귀분석을 통해 가계부채의 건전성은 물론 소비지출에 미치는 영향에 대해서도 분석한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 다음 II장에서는 가계부채와 관련하여 기존연구를 크게 세 가지 유형, 즉 가계부채의 동태적 특성(dynamic features)에 관한 연구, 가계부채가 소비에 미치는 영향에 대한 연구 및 가계부채 DB(CCP) 활용 연구로 나누어 최근 연구결과를 정리하고 본 연구의 중요한 차이점 등을 기술하기로 한다. III장과 IV장에서는 가계부채 DB(CCP) 자료를 이용하여 가계부채의 리스크 요인에 대한 두 가지 측면, 즉 가계부채의 건전성에 대한 평가 측면, 그리고 소비지출에 대한 가계부채의 영향 측면에서 분석한다. III장에서는 가계부채의 동태적 특성을 실증적으로 살펴보기 위해 기술분석(descriptive analysis)을 수행한다. IV장에서는 III장에서 발견된 사항과 관련하여 회귀분석(regression analysis)을 수행한다. 마지막으로 V장에서는 본 연구에서 발견한 중요한 사실을 요약 정리한다.

II. 기존연구의 개관

본 장에서는 가계부채와 관련된 기존연구를 크게 세 가지의 범주, 즉 ‘가계부채의 동태적 특성에 관한 연구’, ‘가계부채가 소비에 미치는 영향에 대한 연구’ 및 ‘가계부채 DB 활용에 관한 연구’로 나누어 살펴보기로 한다.

첫 번째 연구범주는 가계의 부채보유 변동 등 본 연구의 주된 이슈 중 하나로, ‘가계부채의 동태적 특성’에 대한 것이다. Habibullah et al.(2006)은 오차수정모형(error correction model)을 이용한 실증분석을 통해 우리나라의 경우 1980년대 이후 유동성

제약(liquidity constraints)이 뚜렷이 완화되었음을 주장한 바 있다. 이와 관련하여 Karasulu(2008)는 한국노동패널자료(KLIPS)를 이용하여 우리나라 가계부채의 증가가 주로 젊은 연령대의 신규차주보다는 고소득층을 중심으로 한 기존차주에 의해 이루어진 것으로 분석하였다. 사실 가계부채의 증가는 수요 측면에서 가계의 주택보유 결정과 공급 측면에서는 금융규제 완화를 비롯해 금융심화(financial deepening)와 직접적인 관계가 있다고 볼 수 있으나, Karasulu(2008)에 따르면 우리나라의 금융심화가 여전히 저소득층에 대한 유동성 제약 문제를 해결하는 데에는 제한적인 역할을 한 것으로 나타났다. Dynan and Kohn(2007)은 미국의 가계패널자료(Survey of Consumer Finances)를 통해 금융혁신이 유동성 제약을 완화시켜 가계부채의 증가에 영향을 미쳤음을 밝혔다. 그러나 이들은 금융혁신에 따른 가계부채 증가의 경우 신규차주를 중심으로 한 신용 접근성 확대를 통해 이루어졌다고보다 신용 접근성이 이미 높은 기존차주들의 자산가격 상승에 따른 부채 증가에 해당하는 것으로 볼 수 있어 금융혁신을 통한 유동성 제약 완화가 부채 증가의 주된 원인으로 보지 않았다. 성영애(2006)는 2000년과 2003년 간 부채 변동에 대해 여러 유형을 정의한 후, 해당 유형에 대해 다항로짓모형(multinomial logit model)을 적용하여 부채보유 변동에 대한 가계의 특성을 추정하였다. 한편 유경원(2008)은 한국노동패널자료를 가지고 가계부채의 동태적 패널모형(dynamic panel model)을 실증분석하였다. 이를 통해 우리나라 가계부채의 특성으로 부채상환이 단기간에 이루어지지 않아 일정기간 동안 가계가 부채를 보유하는 등 부채의 지속성이 존재함을 보였다. 김우영·김현정(2009)도 가계 차주의 인구통계학적 특성 및 경제적 상황을 바탕으로 일반적인 가계부채의 결정요인을 분석한 후 동태적 패널모형을 적용하여 가계부채의 지속성에 대해 분석하였다. 이와 관련하여 우리나라의 경우 가계부채가 줄어들지 않고 지속적으로 증가하는 이유에 대해 이들은 부동산 등 실물자산 가격의 빠른 상승에 비해 저금리 기조에 따른 낮은 차입비용을 지적하고 있다. 이에 우리나라 가계의 전형적인 재무적 특성은 생애주기(life cycle) 이론을 통해 예측되는 것보다 부채규모 대비 금융자산 축적 수준이 상당히 낮다는 것이다. 유경원·황진태(2017)는 합리성에 기초하여 가계가 보유하려는 적정 부채 수준의 존재를 가정하고 가계부채의 동태적 특성을 살펴보았는데, 이들은 부분조정모형(partial adjustment model)을 사용하여 가계의 부채 조정속도를 추정하였다. 가령, 부

채 조정속도가 높다는 것은 가계가 스스로 원하는 수준의 부채량에 빠르게 도달할 수 있음을 의미한다. 반대로 부채 조정속도가 느린 경우는 가계가 원하는 수준의 부채량을 달성하기가 어렵다는 것을 뜻하므로 결국 이들의 연구는 가계의 부채 조정이 금융시장 환경과 깊이 관련될 수밖에 없게 됨을 시사한다. 실제 정보 비대칭성(information asymmetry) 문제가 크지 않거나 거시경제와 금융시장 내 불확실성이 낮을 경우 부채의 조정속도는 빨라질 수 있는 반면, 금융시장이 경색되어 있을 경우 해당 속도는 느려질 것으로 추론되었다.

최근 가계부채의 변동과 관련하여 Bhutta(2015)는 미국의 급격한 가계부채의 감소 이슈를 다루었는데, 경기호황 시 신규주택 구매 등 부동산 투자가 부채유입을 주도하였으며, 불황 시에는 채무불이행에 따른 부채유출보다 부채유입의 급감이 부채 감소의 주된 요인임을 제시하였다. 그리고 과거의 연구(Karasulu 2008; Dynan and Kohn 2007)와는 달리 Bhutta(2015)는 부채유입 급감의 원인으로 저신용자를 중심으로 신규 주택구매가 급감한 사실을 들고 있으며, 최근 들어 강화된 대출규제가 부채 증가를 제한하는 요소로 작용하였다고 주장하였다. 이와 같은 분석결과에도 해당 연구는 가계부채에 영향을 미치는 가계의 특성을 별도로 제시하고 있지 않다. 이러한 Bhutta(2015)의 연구방법론에 기초하여 한국정보화진흥원(2017)이 우리나라 신용정보(CB) 자료를 활용하여 가계대출 증가와 관련하여 단기(2분기 이내)와 장기(4분기 이내)로 구분하는 방식으로 연체발생 확률을 추정하였다. 분석결과, 신규차주의 연체확률이 다른 그룹에 비해 낮으며, DTI 수준이 높아질수록 연체확률이 높아짐을 제시하였다. 또한, 실업률 변화에 따른 차주 소비패턴에서 DTI 수준이 높아질수록, 신용이 낮을수록 소비 감소의 폭이 커진다는 추정결과도 제시하였다. 그럼에도 불구하고 한국정보화진흥원(2017)의 연구결과는 기존연구를 확인하는 수준에 머물러 있으며, 본 연구에서와 같이 빅데이터의 장점을 충분히 살려 다양한 인구나사회학적 특성으로 구분하여 가계부채의 증가 원인을 파악하고자 하는 시도는 이루어지지 못했다.

두 번째 범주는 가계부채가 소비에 미치는 영향에 관한 것인데 이러한 유형의 연구는 상대적으로 많이 이루어졌다.⁵⁾ 미국의 서브프라임모기지 사태 이후 경기 침체가 크게 나타

5) 가계부채가 소비에 미치는 영향에 대한 국내외 연구는 다수 이루어져 있다. 대표적인 국내 연구로 김경수·유경원(2015), 유경원·서은숙(2016), 김현정·김우영(2009), 손종철·최영주(2015), 노형식·송민규(2017), 강종구(2017), 이동진(2019), 윤성훈(2020)이 있으며, 국외연구로는 Mian and Sufi(2015), Price et al.(2019) 등이 있다.

난 원인과 관련하여, 가계부채의 감소 과정에서 발생한 소비 감소가 경기 침체의 주된 원인이라고 주장하는 연구가 많다. 이러한 연구를 계기로 가계부채의 실물부문, 특히 소비지출에 대한 영향을 규명하는 연구가 많이 이루어졌다. 대체로 이들 연구의 공통적인 결론은 가계부채를 줄이는 과정에서 단기적으로는 가계부채가 소비에 영향을 미칠 수 있다는 점이다. 특히 과다채무자의 경우 소득이나 자산 충격 시 소비 감소 가능성이 크고 이로 인해 가계부채발 위기가 초래되는 것으로 알려져 있다.

마지막으로, '가계부채 DB의 활용에 관한 연구' 범주가 있다. 신용평가사(CB)가 보유한 데이터를 활용한 연구는 관련 데이터의 접근성이 높아짐에 따라 최근 들어 개인연구자, 중앙은행 및 연구기관 등에 의해 활발히 이루어지고 있다. 먼저, 함준호 외(2010)는 총 2,210만 명의 개인신용 전수 미시자료(2009년 8월 기준)를 이용하여 국내 최초로 차주별 특성, 금융업권별 부채상환 능력 등을 비교·분석하는 한편, 거시경제 충격에 따른 금융권 역별 총부채상환비율(DTI)과 불량률의 변화, 차환리스크 분석 등을 통해 가계부채의 건전성을 평가하였다. 실증분석 결과를 보면, 차주별로는 저소득 근로자와 고소득 자영업자의 부채 상환부담이 상대적으로 크고, 금융업권별로는 캐피탈 및 카드사의 저소득 차주군, 상호저축은행의 고소득 차주군, 은행과 제2금융권으로부터 복수의 부채를 빌린 차주군의 부채 상환능력이 떨어지는 것으로 나타났다. 이들은 기존의 총량(aggregate) 거시지표를 이용한 가계 부실리스크 모니터링과 함께 신용거래정보 등 신용평가사가 보유한 미시자료(micro data)를 이용한 차주 단위 분석을 실시함으로써 보다 종합적이고 심층적인 가계부채 리스크관리가 필요함을 주장하였다.

김성준 외(2018)는 한국은행 가계부채 DB(CCP)의 주요 내용과 특징을 정리하는 한편 기술분석을 수행하였다. 아울러 가계부채 DB(CCP)의 미시정보를 통해 우리나라의 최근 가계대출의 구조 변화를 살펴보고 주택담보대출의 분할상환 등 대출구조 개선 여부를 분석하였다. 그 결과, 주택담보대출 비중이 높아지고 있는 가운데, 등 대출의 분할상환방식 비중이 높아지고 만기가 장기화되는 등 대출구조가 개선되고 있는 것으로 나타났다. 가계대출은 경제활동이 활발한 30~50대 차주에 의해 주도되고 고소득자와 고신용자를 중심으로 대출이 확대되고 있다는 사실을 발견하였다. 이들은 기본적인 미시분석 이외에 구축된 가계부채 DB(CCP)의 다양한 활용 가능성 등을 소개하였다. 즉 100만 명을 상회하는

방대한 표본집단에 기초한 신용정보를 바탕으로 부채의 유형·상환방식, 만기구조 등 부채 구조 분석뿐만 아니라 연령, 신용등급, 연체율 등을 이용해 기존 거시총량지표로는 불가능하지 않았던 다각적인 미시분석이 가능하다는 점을 강조하였다.

정호성(2017)도 한국은행 가계부채 DB(CCP)를 활용하여 가계대출의 상당 부분을 차지하는 주택담보대출의 연체 결정요인을 분석하였다. 이 연구에서는 주택담보대출의 연체율 변화를 금리요인과 리스크 요인으로 구분한 후, 시간흐름에 따라 해당 요인들이 어떻게 달라지고 차주 특성별로는 어떻게 다른지 살펴보았다. 정호성(2018)은 또 다른 연구에서 가계부채 DB(CCP)에 수록된 차주별 대출 및 연체정보를 이용하여 차주의 부실요인을 살펴보고 자영업 차주의 부도요인과 비자영업 차주의 부도요인 간 어떤 차이가 있는지 분석하였다. 그리고 차주별 부도확률을 이용하여 추정된 차주별 기대손실액의 금융업권 간 상호연계성을 파악하였다.

지금까지 정리한 선행연구들, 특히 가계부채의 동태적 특성에 관한 연구들은 한계를 가지고 있다. 물론 기존연구에 의해서도 가계부채의 동태적 속성이 일부 파악되고 있었으나 가계조사(서베이) 자료를 이용하였기 때문에 만족할 만한 분석이 어려웠다. 이러한 점을 보완하기 위하여 본 연구에서는 최근 발생하고 있는 가계부채 증가세의 변화 요인을 파악하기 위해 가계부채 DB(CCP) 자료를 활용하여 가계부채의 ‘유입’을 ‘신규유입분’ 및 ‘기존지속분’으로 구분하고, ‘유출’은 ‘청산’ 및 ‘상환’으로 세분하여 기술분석을 수행함으로써 가계부채의 유량적인 요인에 대한 보다 상세한 파악을 시도한다. 이러한 중요한 차별점 외에 기술분석 결과를 토대로 제기된 시사점을 검증하기 위해 최근 가계부채의 증가세 변화가 금융기관의 대출태도 여부와 관련이 있는지, 그리고 가계부채의 유입·유출 요인이 소비지출에 미치는 영향을 분석하고 있다.

Ⅲ. 가계부채의 동태적 특성 분석

1. 자료의 주요 특징

가계부채 DB(CCP)의 주요 특징은 다음과 같이 크게 세 가지로 정리할 수 있다. 우선, 가계부채 DB(CCP)는 금융기관을 대상으로 조사한 가계신용 등 기존의 총량 거시통계에 비해 개인 차주별 상세한 정보를 포함하고 있는 개인 신용정보 기반의 금융 빅데이터(big data)이다. 개인별 연령·거주지·신용등급·소득수준 등과 같은 고유 특성정보, 대출액·신용카드 또는 체크카드 사용실적 등의 금융거래정보, 연체금액·세금체납·채무불이행 등 신용도와 관련된 정보를 분기단위로 상세하게 수록하고 있다. 소득정보의 경우 금융기관의 여신 심사 시 제출된 증빙소득이 주를 이루며, 증빙소득 자료가 없는 경우 신용정보사가 자체적으로 추정한 소득을 소득정보로 간주한다. 이러한 추정소득은 차주별 과거 증빙소득, 신용카드실적, 직업정보 등을 기반으로 추정한다고 알려져 있다.⁶⁾

다음으로 DB(CCP)에 수록된 정보는 시의성이 높다. 한국노동패널, 가계금융·복지조사 등 기존 서베이는 1만 가구 내외의 제한된 표본을 대상으로 1년에 한번, 6개월 이상 경과한 시점에 발표된다. 그러나 가계부채 DB(CCP)는 상대적으로 큰 100만 명 이상의 표본을 대상으로 분기마다 작성되며 해당분기 종료 후 약 2개월이 지난 시점에 DB(CCP)에 수록되므로 시의성 면에서 우수하다고 할 수 있다.

아울러, 개인들의 금융거래 활동의 결과로 나타난 실제 데이터에 기초하기 때문에 기존의 서베이 방식에 의한 주관적 정보에 비해 신뢰성이 높다고 볼 수 있다. 서베이 방식에 의한 데이터의 경우 무응답 및 표본이탈, 소득이나 부채에 대한 과소응답 등의 문제가 있는 것으로 알려져 있으나, 가계부채 DB(CCP)의 경우 금융 소비자의 신용거래 과정에서 생성된 실제 데이터이기 때문에 서베이 자료에서와 같은 문제를 줄일 수 있다. 이와 같은 유용성으로 가계부채 DB(CCP)는 차주의 신용정보를 활용하여 부채유형, 상환방식, 만기구조 등 부채의 구조를 분석하는 데 활용 가능하며, 개별 차주의 부채 규모와 연령, 신용등급, 연체율 등 실제 거래정보를 이용하여 다양한 미시분석도 수행할 수 있다.

6) 김성준 외(2018) 등을 참고하여 작성하였다.

2. 기술분석

본 절에서는 가계부채의 동태적 특성을 가계부채 DB 자료를 활용하여 분석하기 위해 기술분석 기법을 적용한다.⁷⁾ 기존 연구와 차별화 되도록 본 연구가 수행한 기술분석(descriptive analysis)의 핵심은 가계부채 DB(CCP)가 가지고 있는 빅데이터의 장점을 충분히 활용하는 것이다. 100만여 차주를 대상으로 하고 있기에 가계부채의 증가요인에 대한 세분화한 분석이 가능한데 이를 위해 본 연구에서는 Bhutta(2015) 방법론을 원용한다. 동 연구에서는 가계부채의 변화 요인을 ‘유입’(inflow)과 ‘유출’(outflow)로 대별한다. 또 유입은 ‘신규유입’(entrants)과 ‘기존지속’(increasers)으로, 유출은 전체 부채를 모두 갚는 ‘청산’(exitors)과 일부를 갚는 ‘상환’(decreasers)으로 나누며 이를 또다시 차주의 특성(신용등급 등)으로 세분하여 살펴본다. 본 연구에서도 이와 유사하게 가계부채의 유입과 유출을 구성하는 데 있어 어떤 특성의 차주가 이를 주도하는지를 살펴봄으로써 가계부채의 건전성에 대한 시사점을 도출할 것이다.

부채는 정의상 저장(stock) 변수이므로 부채의 증가($\Delta Debt_t = Debt_t - Debt_{t-1}$)는 금기 부채잔액($Debt_t$)에서 전기 부채잔액($Debt_{t-1}$)을 차감한 금액으로 유량(flow) 변수이다. 따라서 이를 유량 변수로 표시하면 유입(IF_t)과 유출(OF_t)의 합, 즉 $\Delta Debt_t = IF_t + OF_t$ 으로 나타낼 수 있다.⁸⁾ 유입(IF_t)은 신규유입분(N_t)과 기존지속분(C_t) 대출로 구분되는데($IF_t = N_t + C_t$), 신규대출(N_t)은 전기 부채잔액이 0에서 금기에 부채잔액이 늘어난 경우, 그리고 지속대출(C_t)은 전기 부채잔액이 0보다 큰 상황에서 금기 부채잔액이 전기에 비해 늘어난 경우로 정의한다. 즉 기존 부채가 있는 상태에서 금기에 부채가 늘어났을 때 지속대출(C_t)로, 기존 부채가 없는 상태에서 금기에 부채가 늘어났을 때는 신규대출(N_t)로 정의한다. 유출(OF_t)은 청산(CL_t)과 상환(RP_t)으로 구분되는데($OF_t = CL_t + RP_t$), 부채의 청산(CL_t)은 전기 부채잔액이 0보다 큰 상황에서 금기 부채잔액이 0이 되는 경우이

7) 자료의 원활한 분석을 위해 전체 관측치가 아닌 20% 부표본(subsample)을 무작위 추출하였다. 가계부채 DB(CCP)는 100만여 차주 자료로 2012년 1분기부터 사용 가능한데 본 연구에서는 2018년 4분기까지를 분석기간으로 설정하였다. 100만여 차주의 7년(28분기) 자료는 3 Giga bytes(3000M bytes)가 넘는 자료로 이와 같은 대용량 자료에 대한 분석은 통상 20% 부표본을 이용해 이루어지고 있다. 마찬가지로 김성준 외(2018)도 20%의 부표본을 이용하여 분석하였다.

8) 여기서 유출(OF_t)은 음(-)의 값임에 유의하기 바란다.

다. 그리고 부채의 상환(RP_t)은 전기 부채잔액이 0보다 큰 상황에서 금기 부채잔액이 전기에 비해 감소한 경우로 정의한다.⁹⁾ 이에 따라 금기의 부채증가는 유입 요소인 신규대출 발생과 기존 부채의 증가, 그리고 유출 요소인 부채의 전액 상환과 일부 상환의 합($\Delta Debt_t = (N_t + C_t) + (CL_t + RP_t)$)으로 나타낼 수 있으며, 이들 개별차주들의 부채증가의 합은 전체 가계부채의 증가액으로 나타낼 수 있다.

본 연구에서는 최근 나타나고 있는 가계부채 증가세의 변화 요인을 파악하기 위하여 가계부채 DB(CCP)의 빅데이터와 패널자료 속성을 활용해 개별 차주들의 부채 변화를 앞서와 같이 정의하고 이와 같은 네 가지 유입과 유출 요인들을 데이터가 제공하는 정보인 신용등급과 같은 경제적 특성으로 나누어 살펴보기로 한다.

먼저 가계부채 DB(CCP)를 통해서 살펴본 결과 우리나라 가계부채의 대부분을 차지하는 주택담보대출 잔액은 〈Figure 1〉에서 보는 바와 같이 기존의 총량자료와 유사하게 지속적으로 증가하고 있으나 2015년을 정점으로 가계부채의 증가세에 변화가 나타나고 있다.¹⁰⁾ 부채감소를 경험했던 미국과 달리 우리나라의 경우 가계부채의 규모가 본격적으로 감소한 사례가 없으나, 가계부채의 전년대비 증가세는 2015년을 기점으로 둔화된 것으로 나타난다. 즉 미국은 2009년 이후 주택담보대출 잔액이 감소로 전환된 반면 우리나라에서는 주택담보대출 잔액이 지속적으로 증가하고 있다. 다만, 주택담보대출의 증가율은 2015년을 기점으로 계속 낮아지고 있다.

다음으로 이와 같은 가계부채 증가세의 변화 요인을 ‘유입’과 ‘유출’로 나누어 살펴보았는데 가계부채의 증가세 변화에서 주된 요인은 ‘유입’으로 나타났으며 ‘유출’의 변화는 상대적으로 안정적이었다. 〈Figure 2〉에서 보는 바와 같이 유입은 대출잔액 대비 30%까지 상승하였다가 2015년 이후 20% 미만까지 하락한 반면, 유출은 20% 안쪽에서 감소하는 모습을 보이고 있다.

9) 추가적으로 부채의 변화가 없는 경우도 있다. 즉 전기 부채잔액이 0인 상황에서 금기 부채 잔액도 0인 경우와 전기 부채잔액이 0보다 큰 상황에서 금기 부채가 전기 부채와 같은 경우로 나눌 수 있다. 본 연구는 차주가구 대상 분석이므로 이러한 두 가지 경우는 관측치가 없거나 특이점이 발견되지 않아 분석에서 제외하였다.

10) 본 연구에서는 기존연구와의 비교를 위해 가계부채 DB 중 가계부채의 대부분을 차지하는 가계 주택담보대출을 중심으로 기술하기로 한다.

〈Figure 1〉 Mortgage Debt in the CCP



Note: Calculated using the CCP.

〈Figure 2〉 Mortgage Inflows and Outflows to Balance



Note: Calculated using the CCP.

미국의 경우 서브프라임모기지 사태 이후 가계부채가 급격히 감소하였는데 이 기간 동안(1999~2011년) 유입은 40%에서 12%대로 급락했던 반면, 유출은 20~25% 내외에서 안정적이었다(Bhutta 2015). 즉 두 나라 모두 유입이 가계부채 변화에 있어 주도적 역할을 수행하고 있는 것으로 보이며 우리나라의 경우 유입의 감소폭이 대체적으로 작았던 것은 미국과 달리 부채감소를 겪지 않았기 때문인 것으로 판단된다.

〈Figure 3〉 Changes in Mortgage Debt and Growth Rates of Mortgage Inflows and Outflows



Note: Calculated using the CCP.

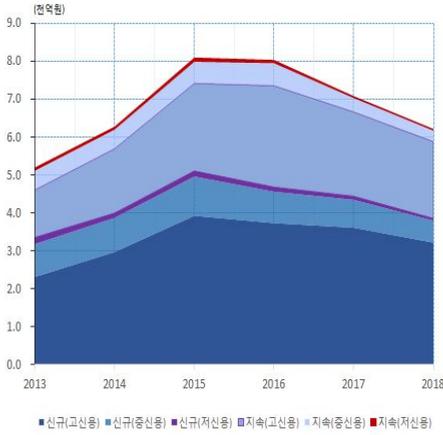
한편 가계부채의 증가세 변화를 2012년부터 2018년까지 기간에 대해 ‘확장기’와 ‘수축기’로 구분할 수 있다. 즉 2012년부터 2015년까지 부채가 체증적으로 증가한 시기는 부채 확장기로, 2016년부터 2018년까지 부채가 체감적으로 증가한 시기는 부채 수축기로 볼 수 있다. 부채 확장기와 부채 수축기에 따라 유입과 유출의 양태가 달라지는데 〈Figure 3〉에서 보는 바와 같이 유출은 어느 정도 안정적이라고 할 수 있으나 부채의 유입은 진폭이 커서 부채 증가세의 변화를 가져오는 것으로 나타난다.

이를 토대로 정리하면, 부채가 지속적으로 증가한 것은 매년 유출에 비해 유입이 많음(유입 > 유출)을 의미하고, 부채 증가세가 둔화로 전환된 것은 유입의 증가세가 대폭 둔화된 상태에서 유출 증가세도 다소 높아져 순증분의 증가세가 낮아졌기 때문으로 보인다.

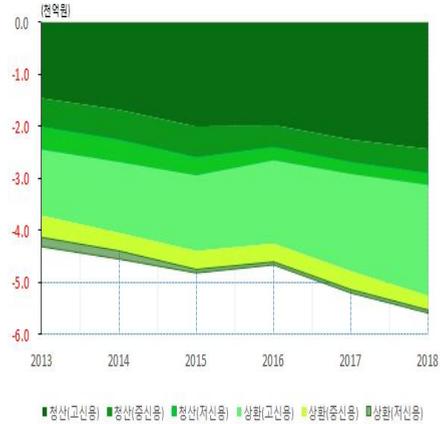
〈Figure 4〉에서는 이와 같은 유입(신규, 지속)과 유출(청산, 상환)을 보다 세분하여 신용등급(저·중·고)에 따라 어느 계층이 보다 많은 부채를 보유하고 있는지를 살펴보았다. 가계 부채 DB(CCP)에는 개인차주들에 대한 신용등급과 신용점수 정보가 포함되어 있는데 이를 기반으로 1~3등급을 ‘고신용자’로, 4~6등급을 ‘중신용자’로, 그리고 7~10등급을 ‘저신용자’로 분류하였다. 〈Figure 4〉에서 보는 바와 같이 고신용자들이 많은 부채를 보유하고 있었으며, 이에 따라 부채의 유입과 유출의 전반적인 움직임이 이들 계층에 의해 주도되었다.

〈Figure 4〉 Mortgage Inflows and Outflows to Balance by Credit Score

(a) Inflows

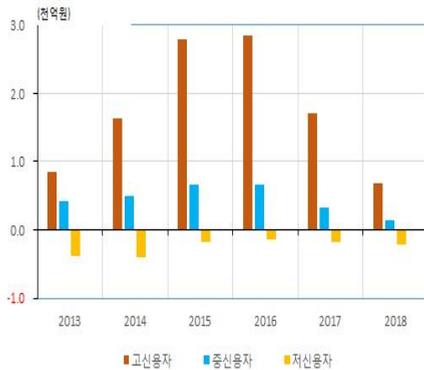


(b) Outflows

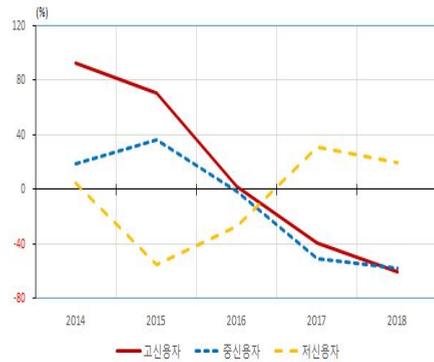


Note: Calculated using the CCP,

〈Figure 5-1〉 Changes in Mortgage by Credit Score



〈Figure 5-2〉 Growth Rates of Mortgage by Credit Score



Note: Calculated using the CCP.

〈Figure 6〉 Growth Rates of New Credit Issuance in Mortgage by Credit Score



Note: Calculated using the CCP.

아울러 신용등급별로 주택담보대출의 순증 추이를 살펴본 결과 〈Figure 5-1〉 및 〈Figure 5-2〉에서 보듯이 고신용자의 순증이 압도적으로 크게 나타난 반면, 최근 이와 같은 순증분이 크게 감소한 것으로 나타났다. 중신용자들의 경우 유입과 유출을 합할 경우 순유입 계층이라고 할 수 있으나, 고신용자에 비해 상대적으로 안정적인 모습을 보이고 있다. 저신용자의 경우 분석기간 동안 지속적으로 순유출을 나타내고 있어 유입보다는 유출 시키는, 즉 부채를 신규로 발생시키거나 늘리기보다는 상환하거나 청산하는 계층인 것으로 나타났다. 그림에서 보듯이 가계부채의 증가세가 둔화되고 있는 가운데 저신용자와 중신용자를 대상으로 유입 증가율이 크게 떨어진 것으로 나타났으며, 이를 신규 주택담보대출로 한정지어 보아도 2015년 이후 주택담보대출의 신규차입이 대체로 감소하고 있다.

〈Figure 6〉에서 보는 바와 같이 신용등급별로 신규 주택담보대출 증가율 추이를 보면 2015년 이후 저신용자와 중신용자의 신규 주택담보대출이 빠르게 하락하고 있는 것으로 나타나고 있다. 한편, 소득계층, 연령대 및 지역별로 유사한 분석을 수행하였지만 저·중·고소득 계층이나 청·장년 및 고령자별 그리고 수도권이나 비수도권별로 명확한 특성이 나타나지는 않았다.

지금까지의 가계부채 DB(CCP)를 활용한 기술분석 결과를 정리하면 주택담보대출의 변

화는 미국의 경우와 마찬가지로 유입 요인 중 신규 주택담보대출이 주도하는 것으로 파악되었다. 이러한 신규 주택담보대출은 고신용자를 중심으로 발생하고 있어 가계부채 증가세의 변화는 신용리스크가 상대적으로 양호한 고신용자의 유입 변화에 따른 것으로 보인다. 부채가 빠르게 증가한 시기에 고신용자들의 유입이 빠르게 증가한 반면, 가계부채의 증가세가 하락하는 시기에 있어서는 고신용자에 비해 저·중신용자의 유입 하락세, 특히 신규 주택담보대출 유입 감소세가 두드러졌다.

가계부채의 확장기에는 고신용자를, 그리고 수축기에는 신용리스크가 높은 저·중신용자를 중심으로 가계부채의 유입과 관련된 조정이 이루어지는 것은 가계부채의 리스크 관리 측면에서는 바람직한 조정과정이라고 볼 수 있다. 다만 이처럼 가계부채의 증가세가 하락하는 수축기에 있어서 중·저신용자 대상 신규 대출의 감소는 신용공급이 필요한 이들 계층의 주택마련과 소비지출 등에 부정적인 영향을 미칠 수 있다.

그런데 위와 같은 결과가 은행 자체의 선제적인 신용평가 기준의 강화인지, 아니면 금리 인상, 소득 감소 등에 따른 자체적인 수요의 감소인지를 파악해 볼 필요가 있다. 미국의 경우 서브프라임모기지 사태 이후 주택담보대출의 축소가 저신용자 계층을 중심으로 나타난 바 있으며, 이러한 결과가 은행 등 금융기관의 선제적인 신용평점 기준 강화에 기인한 것으로 평가되고 있다(Bhutta 2015). 만약 선제적으로 강화된 신용기준의 적용으로 실질적인 주택신규 구입자에 대한 대출이 가능하지 않게 된다면 이와 같은 결과는 은행 등 공급부문의 가계부채 리스크관리 강화 정책으로 인한 부작용이라고 할 수 있으므로 이에 대한 대책이 모색될 필요가 있다. 다만 주택담보대출의 급격한 감소를 경험한 미국과 달리 우리나라의 경우 주택담보대출은 지속적으로 늘고 있는 가운데 증가세의 변화만이 나타나고 있기 때문에 공급측 요인이 크게 작용한 것인지 여부는 보다 엄밀한 분석이 요구된다.

한편, 가계부채의 건전성 측면에서 상대적으로 신용도가 낮은 중·저신용자에 대한 전반적인 대출감소는 건전성 관리 측면에서 바람직하다고 볼 수 있으나, 기존연구의 논의에서와 같이 소비지출에는 단기적으로 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 보다 구체적으로 최근 가계부채 증가세가 둔화되면서 신규차입의 위축 및 유출의 확대로 중·저신용자들의 소비가 위축되는 등 실물부문에 부정적 영향이 존재하였을 가능성이 있다. 앞서 기존연구의 개관에서 살펴본 바와 같이 가계부채의 증가와 감소는 실물부문에 영향을 미칠 수 있다. 따

라서 가계부채의 유입과 유출이 가계소비에 영향을 미치는지를 가계부채 DB(CCP)가 제공하는 개인차주 신용카드 이용액 데이터를 이용하여 간접적으로 확인할 필요가 있다.

지금까지의 기술분석 결과를 토대로, 가계부채 증가세 변화와 관련하여 두 가지의 질문을 할 수 있다. 첫째, 우리나라의 경우 신규주택 대출자에 대한 대출 축소는 대출과 관련하여 은행의 신용평점 강화에 기인하는가? 둘째, 가계부채의 유입 및 유출 변동이 소비지출에 영향을 미치는가? 다음 장에서는 회귀분석을 통해 두 가지 질문에 대하여 실증분석을 수행한다.

IV. 가계부채의 동태적 특성 관련 실증분석

본 장에서는 가계부채 DB(CCP) 자료를 이용하여 가계부채 증가세 변화와 관련한 회귀 분석을 수행한다. 이러한 회귀분석은 두 부분으로 구성되는데, 하나는 앞서 언급한 바와 같이 Bhutta(2015)를 인용하여 신규주택 대출자에 대한 대출이 은행의 신용평점 강화로 축소되었는지를 분석한다. 다른 하나는 부채의 유입과 유출 변화가 신용카드 지출에 어떤 영향을 미치는지를 분석한다.

전술한 바와 같이 한동안 급증하던 가계부채는 주택담보대출을 중심으로 2016년부터 증가세가 둔화되었다. 이러한 변화와 관련하여 첫 번째 분석에서는 기존차주보다는 신규차주에 초점을 맞추고자 한다. 앞서 언급한 바와 같이 우리나라 가계부채 DB(CCP)의 주택담보대출은 기존차주보다 신규차주의 비중이 더 큰데, 이는 미국 가계부채 문제를 다룬 Bhutta(2015)의 연구결과에서도 나타난다. 그리고 해당 연구에서는 은행의 신용기준이 주택담보대출 신규차주의 차입에 어떤 영향을 주는지 파악하는 것이 중요함을 강조한 바 있다. 이에 본 연구는 최근 가계부채의 증가세 둔화가 신규차주를 중심으로 한 부채 수요자의 가계특성(수요측면)에 따른 것인지, 아니면 공급자인 은행의 신용기준 강화(공급측면)에 의한 것인지를 살펴보고자 한다.

이에 더하여 가계부채의 변화가 가계소비 증감에 어떤 영향을 주는지도 살펴본다. 실제 가계부채 변동은 가계의 소비 및 투자 활동을 위한 자금조달 및 상환과 관계가 있으므로 은행 등 금융기관을 통한 가계부채 유입 및 유출은 소비행태의 변화를 초래할 수 있다. 이에 Song(2019)과 유사하게 가계부채 DB(CCP)내 정보 중 개인 신용카드 이용액을 소비의

대용변수로 사용한다. 회귀분석의 용이성을 위해 본 연구는 가계부채 DB의 20% 부표본(패널자료)을 분석대상 자료로 사용하며, 해당 기술통계량의 경우 <Appendix table 1>과 <Appendix table 2>를 참고하기 바란다.

1. 신용점수가 신규차입 여부에 미치는 영향

첫 번째 질문에 대해 본 연구는 생애 첫 신규 주택마련자일 확률이 높은 20~30대와 20~40대를 대상으로 신용점수가 신규 주택담보대출에 미치는 영향을 분석하기로 한다.¹¹⁾ 이러한 분석은 가계의 어떠한 특성으로 신규 주택담보대출이 이루어지는지를 보여준다고 할 수 있다. 사실 신규 주택담보대출이 가계부채에 미치는 영향이 큰 만큼 이러한 분석은 중요한 의미를 가진다고 하겠다.

이를 위하여 아래와 같은 패널 프로빗(probit) 모형을 사용하기로 한다.

$$\Pr(y = 1|x) = \Omega(x'\beta) \quad (1)$$

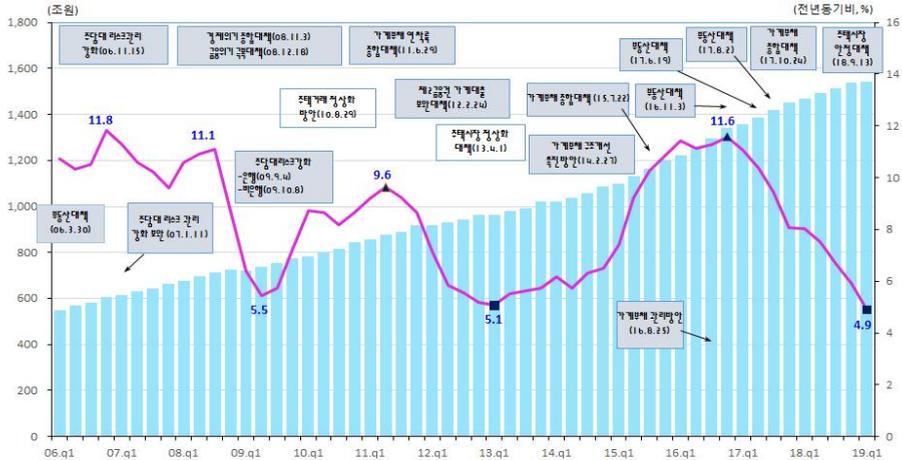
식(1)에서 y 는 20~30대 또는 20~40대를 대상으로 하여 가계부채 DB(CCP) 자료 중 1/4분기 기준으로 한 차주가 직전연도에 주택담보대출이 없다가 현기에 부채가 발생한 경우를 1, 나머지를 0으로 하는 변수이다. 여기서 Bhutta(2015)와는 달리 20~40대처럼 대상 연령범위를 확대하여 추가로 분석하는 이유는 우리나라 실질적 주택구대 연령을 감안하였기 때문이다. 식(1) 모형에서 설명변수 벡터를 나타내는 x 에는 로그 신용점수, 성별, 연령, 로그 실질소득, 연도더미 및 지역더미가 포함되며, β 는 추정을 위한 계수벡터이다. 가계부채 DB(CCP) 자료가 패널 형태임을 감안하여 패널분석 수행을 위해 두 개의 분석대상 기간 2015년과 2018년 두 해 자료를 사용하기로 한다.¹²⁾

11) 가계부채 DB(CCP)에는 주택담보대출이 생애최초 대출인지를 식별할 수 있는 정보를 제공하지는 않고 있다. 주택담보대출 보유 여부와 금액만을 파악할 뿐 이들 대출이 동 차주의 최초 대출인지 확인할 방법이 없으므로 본 연구에서는 상대적으로 생애 초반기에 해당하는 20~30대를 대상으로 전년 대비 신규대출이 있는 경우를 우선 분석하고 우리나라의 실질적인 주택구입 연령을 감안하여 40대까지 확대하여 분석하였다.

12) 분석 기간을 2015년과 2018년으로 정한 이유는 각각 부채 확장기와 수축기에서 선택하였는데 주택담보대출이 2015년에 가장 높게 증가하였고 2018년에 가장 낮은 증가세를 시현하였기 때문이다. 다른 해를 비교해 보아도 결과에 큰 차이는 없는 것으로 나타났다.

전반적으로 주택담보대출을 중심으로 가계대출은 2016년 이후 하락세를 보이고 있는데, 이러한 배경으로 <Figure 7>에서 보는 바와 같이 정부의 가계부채 관리 강화와 금융기관의 대출태도 변화가 주요한 요소로 작용한 것으로 보인다.¹³⁾

<Figure 7> Household Debt and Related Main Policies



Note: The main policies are logged by the authors.

Source: Bank of Korea.

<Figure 8>에서 보는 바와 같이 가계대출 증가세가 크게 나타났던 2014년과 2015년에는 국내 은행들의 주택담보대출과 관련된 태도가 전반적으로 완화기조를 나타내었다. 반면 2016년의 경우 주택대출태도는 전반적으로 강화 움직임을 나타내고 있는 반면, 주택담보대출 수요지표는 완화기조를 보이고 있어 결과적으로 높아진 대출증가가 수요측 요인에 의해 나타났을 가능성을 시사하고 있다. 이후 대출조사에서 은행권 대출태도와 대출수요 조사 모두 0 이하로 나타나 전반적인 대출 증가율이 낮게 형성된 것으로 보인다. 즉 2016

13) 대출태도지수가 양(+)의 값이면 완화라고 응답한 금융기관의 수가 강화라고 응답한 금융기관의 수보다 많음을 의미한다. 금융기관대출행태조사는 2000년부터 작성되어 현재 매분기마다 199개 금융기관을 대상으로 하는 설문조사이다. 대출태도는 금융기관의 대출 확대 또는 축소 의지를 말하며 대출태도의 강화는 대출기준을 엄격히 운영하거나 대출조건(이자율, 만기, 상환방식 등)을 채무자에게 불리하게 하여 대출을 억제하는 방향을 의미한다. 대출수요도 대출태도와 함께 조사되는데, 이는 가계 등 경제주체들이 상환의사 및 상환능력을 가지고 금융기관으로부터 자금을 대여받고자 하는 욕구(demand)를 의미한다(한국은행 경제통계시스템, 금융기관대출행태조사 설명자료).

년 이후 나타난 주택담보대출 증가율의 감소세는 공급측 요인인 은행들의 대출관리 강화와 관련이 있을 가능성이 있다.

<Figure 8> Growth Rates of Mortgage and Lending Attitude of Financial Institutions



Note: Plotted using the Bank of Korea's Loan Officer Survey on Financial Institution Lending and mortgage loan data.

<Table 1> (a)와 (b)는 전체 금융회사 및 은행권 주택담보대출을 대상으로 가구주가 신규차주일 확률에 가계의 특성이 어떠한 영향을 미치는지를 보여주는 패널 프로빗 확률효과(probit random effects) 모형의 추정결과를 보여주고 있다.¹⁴⁾ 전체 금융회사의 주택담보대출을 기준으로 하면서 보다 신용기준을 까다롭게 적용할 가능성이 높은 은행권 주

14) 본 연구에서는 발생 가능한 패널 프로빗 확률효과 추정량의 편의(bias)와 관련하여 패널 프로빗 고정효과(probit fixed effects) 모형을 별도로 추정하지 않는다. 그 이유로는 패널 프로빗 분석에서 고정효과 모형의 추정이 보편적으로 사용되고 있지 못한 현실적 한계를 들 수 있다. 또한 Lee(2002)가 지적한 바와 같이 관측치의 고유한 특성에 확률분포가 존재하지 않을 만큼 표본이 실제 모집단과 유사할 정도로 크거나 해당 특성에 대한 고정효과 존재를 전제로 설정한 우도함수를 이용하여 최우추정법을 사용할 때만 고정효과 모형이 유용성을 가진다는 점을 들 수 있다. 이외에도 고정효과 모형과 확률효과 모형 간에 적합성 논쟁이 지속되고 있는 상황이다(전승훈 외 2004). 그럼에도 불구하고 패널 프로빗 확률효과 추정량의 편 발생 가능성을 완전히 배제할 수 없다는 점에서 본 연구에 한계가 존재함을 명확히 밝힌다. 아울러, 패널 프로빗 확률효과 모형 사용과 관련하여 패널 로짓(logit) 확률효과 모형도 고려할 수 있는데, 본 연구에서도 별도로 패널 로짓 확률효과 모형 추정결과는 포함시키지 않았다. 그 이유로 추정계수의 한계효과(marginal effects) 측면에서 볼 때 두 모형의 추정결과는 사실상 동일하기 때문이다.

택담보대출에 대해서도 분석하였다. <Table 1> (b)에서는 pooled 프로빗 모형 추정결과도 함께 제시하고 있는데, 전반적으로 pooled 프로빗 모형과 패널 프로빗 확률효과 모형의 추정결과가 유사하게 나타남을 확인할 수 있다. 반면, <Table 1> (a)의 경우 두 추정모형의 결과가 사실상 동일해 pooled 프로빗 모형 추정결과는 별도로 제시하지 않았다.

<Table 1> Estimation Results: Probit Models
(a) New Mortgage Loan and Credit Score for Entire Financial Sector

Dependent variable: 1[new mortgage loan > 0]	Panel Probit (RE)	
	20~39 year olds	20~49 year olds
Log credit score	1.007*** (0.102)	1.073*** (0.074)
Log credit score × 1[2018]	-0.036 (0.153)	0.079 (0.116)
Year dummy (base: 2015) - 1[2018]	0.120 (1.013)	-0.309 (0.765)
Gender: 1[female]	-0.155*** (0.017)	-0.101*** (0.013)
Age	0.031*** (0.002)	0.005*** (0.001)
Log real income	0.523*** (0.034)	0.466*** (0.024)
Log real income × 1[2018]	-0.025 (0.044)	-0.087*** (0.030)
Region dummies (base: Capital area) - 1[Youngnam area]	0.324* (0.173)	0.312** (0.125)
- 1[Honam area]	0.350** (0.176)	0.325*** (0.127)
- 1[Chungcheong area]	0.277 (0.175)	0.243* (0.127)
- 1[Kangwon area]	0.393** (0.187)	0.356*** (0.135)
- 1[Jeju area]	0.209* (0.114)	0.193** (0.080)
Constant	-12.729*** (0.662)	-12.065*** (0.483)
Observations	139,281	215,578
Borrowers	83,015	125,480
Wald test statistics	1,996.84*** [0.000]	2,144.59*** [0.000]

Notes: 1) Standard errors are in parentheses and p-values are in brackets.

2) ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

(b) New Mortgage Loan and Credit Score for Banking Sector

Dependent variable: 1[new mortgage loan > 0]	Pooled Probit		Panel Probit (RE)	
	20~39 year olds	20~49 year olds	20~39 year olds	20~49 year olds
Log credit score	0.346*** (0.071)	0.256*** (0.052)	0.350*** (0.072)	0.260*** (0.053)
Log credit score × 1[2018]	0.148 (0.106)	-0.083 (0.075)	0.149 (0.108)	-0.085 (0.076)
Year dummy (base: 2015) - 1[2018]	-0.863 (0.709)	0.706 (0.505)	-0.864 (0.718)	0.724 (0.512)
Gender: 1[female]	-0.038*** (0.015)	-0.051*** (0.012)	-0.039*** (0.015)	-0.052*** (0.012)
Age	0.021*** (0.002)	0.000 (0.001)	0.021*** (0.002)	0.001 (0.001)
Log real income	0.216*** (0.028)	0.295*** (0.021)	0.219*** (0.028)	0.299*** (0.022)
Log real income × 1[2018]	-0.011 (0.035)	-0.029 (0.025)	-0.012 (0.035)	-0.030 (0.025)
Region dummies (base: Capital area)				
- 1[Youngnam area]	-0.090 (0.152)	0.005 (0.114)	-0.091 (0.154)	0.005 (0.115)
- 1[Honam area]	-0.173 (0.155)	-0.016 (0.116)	-0.175 (0.157)	-0.016 (0.118)
- 1[Chungcheong area]	-0.102 (0.154)	0.010 (0.116)	-0.103 (0.156)	0.010 (0.117)
- 1[Kangwon area]	-0.107 (0.165)	0.021 (0.124)	-0.109 (0.167)	0.021 (0.125)
- 1[Jeju area]	-0.120 (0.114)	-0.036 (0.081)	-0.122 (0.115)	-0.037 (0.082)
Constant	-6.009*** (0.462)	-5.271*** (0.339)	-6.092*** (0.475)	-5.344*** (0.348)
Observations	139,281	215,578	139,281	215,578
Borrowers			83,015	125,480
Wald test statistics	892.19*** [0.000]	783.29*** [0.000]	746.15*** [0.000]	706.89*** [0.000]

Notes: 1) Standard errors are in parentheses and p-values are in brackets.

2) ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

추정결과를 살펴보면, 전체 금융기관이나 은행권 대출 모두 신용평가점수가 높을수록 해당 가계가 신규로 대출을 받을 가능성이 높아지는 것으로 나타났다. 그리고 해당 신용평가점수가 신규대출 가능성에 대해 가장 큰 설명력을 가지는 것으로 판단되었다. 신용평점

은 신규 주택담보대출 여부의 유효한 변수로 나타나고 있으며, 차주 특성이 남성 그리고 소득과 연령(20대)이 높을수록 신규 주택담보대출을 받을 가능성이 높은 것으로 나타났다. 다만 2018년을 나타내는 연도더미는 전반적으로 통계적으로 의미를 가지지 못하였으며, 은행권 주택담보대출의 경우 지역적 이질성도 뚜렷하게 나타나지 않았다.

본 연구의 주된 관심사인 로그 신용점수와 2018년 더미변수 간 교차항의 추정계수에서도 통계적 유의성이 나타나지 않았다. 이는 앞서 살펴본 것처럼 2018년 들어 금융회사의 대출태도 강화에도 불구하고 금융회사가 신용평가점수를 적극적으로 상향 조정하는 등 신규대출 요건을 강화하였다는 근거를 발견하기 어렵다는 점을 함의한다고 하겠다.

한편, 기술분석과 마찬가지로 본 회귀분석에서도 차주들의 신용평점은 신규 주택담보대출 여부를 결정하는 중요한 변수임을 확인할 수 있었다. 그럼에도 불구하고 가계부채 증가세 변화에 있어서 미국과 같은 은행의 신용평점 강화를 통한 대출제한 등이 우리나라에서도 이루어졌다고 보기는 어려운 것으로 판단된다. 이는 미국과 달리 아직까지도 가계부채의 급격한 감소가 본격적으로 나타나고 있지 않은 상태에서 신용평점 기준의 상향 적용 등을 통하기보다는 경제 전반에 걸쳐 가계부채 관리 강화 정책과 금리인상, 그리고 소득 여건 등이 가계부채 증가세 변화에 영향을 주었기 때문인 것으로 보인다.

2. 부채 유입 및 유출이 소비지출에 미치는 영향

본 절에서는 신용카드 이용액 자료를 이용하여 가계부채의 유입과 유출이 소비지출에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴본다. 이를 위해 기존 연구와 유사하게 아래와 같은 패널 선형회귀(linear regression) 모형을 사용하기로 한다. 다만 기존 연구와의 차별점은 가계부채의 저장 변수를 그대로 적용하거나 가계부채의 부담을 나타내는 DSR(Debt Service Ratio) 변수 또는 가계부채의 증가율 변수를 사용하는 대신 보다 직접적으로 가계부채의 동태적 변화요인이라 할 수 있는 유입과 유출을 구분하여 살펴본다는 것이다.

$$E(\log c|z) = z'\gamma \quad (2)$$

식(2)에서 $\log c_{it}$ 는 가계부채 DB(CCP) 중 4/4분기 기준으로 로그 실질 신용카드 지출액을 나타낸다. 설명변수 벡터 z_{it} 에는 부채 유입 및 유출, 중·저 신용계층 더미, 성별,

연령, 로그 실질소득, 연도더미, 지역더미가 포함되며, γ 는 관련 추정계수 벡터이다. 분석 대상 기간은 2013~2018년으로 연간이며, 추정방법으로는 pooled OLS, 확률효과(RE, Random Effects) 모형, 고정효과(FE, Fixed Effects) 모형이 사용된다.

〈Figure 9〉 Growth Rates of Credit Card Spending and Consumer Expenditures



Source: ECOS Database.

한편, 가계부채 DB(CCP)는 기존 서베이와 달리 별도의 소비지출액을 제공하고 있지 않으나 신용카드 이용액 정보는 제공하고 있다. 이에 본 연구에서는 가계부채 DB를 활용하고 있는 Song(2019) 연구와 유사하게 소비의 대용변수로 신용카드 이용액을 사용한다. 신용카드 이용액은 〈Figure 9〉에서 보는 바와 같이 일반적인 가계소비지출에 비해 변동성이 더 크게 나타나고 있으나 어느 정도 가계소비 증가 패턴과 유사한 움직임을 보이고 있다. UBS(2018)에 따르면 소비자 거래에서 현금거래 결제비중이 우리나라의 경우 지난 10년간 대폭 감소하여 아시아 지역에서 가장 비현금화가 진행된 선도국으로 분류되고 있으며, 2020년에는 대부분의 거래에서 카드 등 비현금화된 수단이 이용될 것으로 전망되고 있다. 따라서 이와 같은 신용카드 이용의 확대를 감안할 때 다른 나라와는 달리 우리나라의 경우 신용카드 이용액 사용이 소비지출의 대용변수로 보다 적합할 수 있음을 시사한다.

본 소절에서 검정하고자 하는 가설은 두 가지이다. 첫째는 가계부채 유입과 유출이 신용카드 이용액에 미치는 영향일 것이다. 두 번째 가설은 이와 같은 영향이 상대적으로 저신용자 계층에 보다 크게 나타날 가능성이 있다는 것이다. 이에 본 연구는 해당 가설의 검정

을 위해 식(2) 모형에 유입과 유출 변수와 중·저신용자 계층 더미변수를 곱한 교차항을 추가하여 이들의 효과를 확인해 보기로 한다.

〈Table 2〉는 주택담보대출 기준과 전체 가계대출 기준의 유입과 유출이 개인 차주들의 신용카드 이용액에 미치는 영향을 추정한 결과를 보여주고 있다. Pooled OLS 분석 결과를 기본으로 확률효과(RE) 및 고정효과(FE) 분석 결과를 제시하고 있는데, 하우스만(Hausman) 검정 결과, 고정효과 결과를 기반으로 설명하는 것이 바람직한 것으로 나타나 본 절에서는 FE 분석 결과를 설명하기로 한다.

표에서 보는 바와 같이 신용카드 이용액은 실질소득 변수와 통계적으로 유의한 양(+)의 관계를 보여주고 있다. 가령 로그 실질소득과 관련하여 주택담보대출과 전체 가계대출 기준 고정효과 추정량(FE)이 0.258과 0.255로 각각 나타났는데, 이는 실질소득 1% 증가가 신용카드 지출액으로 측정된 소비지출을 약 0.25% 정도 증가시키는 것으로 해석할 수 있다. 연령과는 역U자형의 관계를 나타내면서 연령과 함께 전반적으로 증가하는 추세를 보여주고 있다. 이러한 양상은 어느 정도 기존의 소비이론 및 실증분석 결과와 부합하는 모습이라 판단된다. 고신용자 대비 중신용자와 저신용자의 신용카드 이용액은 낮은 수준인 것으로 나타나고 있어 이 역시 예상과 부합한다. 이러한 추정결과를 고정효과 모형 기준으로 해석해 보면, 고신용자에 비해 중신용자의 소비지출이 23%, 저신용자는 55% 가량 적은 것으로 나타났다.

신용등급에 따른 유입과 유출의 효과를 살펴보면, 유입의 경우 주택담보대출이나 전체 가계대출 모두 동일하게 신용등급별로 유의미한 양(+)의 결과를 보여 신용등급이 낮아질수록 부채유입에 따른 소비지출의 효과가 큰 것으로 나타났다. 예를 들어, 중신용자의 경우 고정효과 모형 기준으로 부채유입이 천만 원 늘어날 경우 소비지출이 0.4~0.6%, 저신용자는 2.0~2.6% 증가하는 것으로 나타났다. 즉 유입액이 동일하게 증가하더라도 저신용자일수록 소비지출이 보다 크게 늘어나고 있음을 시사한다.

유출의 경우 주택담보대출과 전체 가계대출에 대해 일관된 결과를 보여주고 있지는 못하다.¹⁵⁾ 주택담보대출의 경우 신용등급 계층별 해당 교차항의 계수값을 살펴보면, 고신용자에 비해 저신용자는 부채유출에 대해 신용카드 이용액이 통계적으로 유의하지 않은 반면, 중신용자는 유의한 양(+)의 관계를 보여주었다. 한편, 전체 가계대출에서는 저신용자

15) 부채유출은 절댓값으로 처리한 양(+)의 값이다.

의 경우 부채유출과 소비지출이 통계적으로 유의미한 음(-)의 관계를, 그리고 중신용자의 경우에는 양(+)의 관계를 보여주었다. 이러한 결과는 대출의 청산이나 상환이 있을 경우 저신용자를 중심으로 부채상환에 따른 소비지출 위축 현상이 나타나는 것으로 보였다.¹⁶⁾

〈Table 2〉 Estimation Results

Dependent variable: Log real credit card spending	Mortgage debt			Household debt		
	Pooled OLS	RE	FE	Pooled OLS	RE	FE
Inflow	0.016*** (0.001)	0.003*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.017*** (0.000)	0.004*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Outflow	0.013*** (0.001)	0.001** (0.000)	-0.001** (0.000)	0.009*** (0.000)	0.001*** (0.000)	-0.000 (0.000)
Inflow × 1[medium credit score]	0.021*** (0.001)	0.009*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.005*** (0.000)	0.004*** (0.000)
Inflow × 1[low credit score]	0.036*** (0.003)	0.022*** (0.002)	0.020*** (0.002)	0.035*** (0.002)	0.028*** (0.001)	0.026*** (0.001)
Outflow × 1[medium credit score]	0.021*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.020*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.004*** (0.001)
Outflow × 1[low credit score]	-0.004** (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
Credit score dummies (base: high credit score)						
- 1[medium credit score]	-0.385*** (0.003)	-0.318*** (0.003)	-0.235*** (0.003)	-0.394*** (0.003)	-0.321*** (0.003)	-0.237*** (0.003)
- 1[low credit score]	-0.566*** (0.005)	-0.634*** (0.005)	-0.550*** (0.005)	-0.582*** (0.005)	-0.643*** (0.005)	-0.556*** (0.005)
Log real income	0.935*** (0.004)	0.466*** (0.004)	0.258*** (0.004)	0.920*** (0.004)	0.464*** (0.004)	0.255*** (0.004)
Age	0.065*** (0.001)	0.141*** (0.001)	0.322*** (0.002)	0.065*** (0.001)	0.140*** (0.001)	0.321*** (0.002)
Age squared	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.003*** (0.000)
Gender: 1[female]	0.090*** (0.003)	-0.010* (0.005)		0.092*** (0.003)	-0.009* (0.005)	
Year dummies (base: 2013)						
- 1[2014]	0.061*** (0.004)	0.087*** (0.003)	-0.010*** (0.002)	0.061*** (0.004)	0.087*** (0.003)	-0.010*** (0.002)

16) 본 연구에서는 고신용자 대비 중·저신용자의 부채유입 및 유출에 대한 소비지출 행위의 실증분석 결과에 대해 명확한 논리적 근거나 해석을 제시하기는 현재로서는 어렵다. 그럼에도 불구하고 신용등급별 소비지출이 거시경제학적 차원에서 중요한 의미를 지니는 만큼 향후 이에 대한 이론이 제시될 필요가 있음을 밝힌다. 아울러 이 부분이 본 연구의 한계임도 명확히 밝힌다.

- 1[2015]	0.140*** (0.004)	0.186*** (0.003)	-0.012*** (0.002)	0.138*** (0.004)	0.185*** (0.003)	-0.012*** (0.002)
- 1[2016]	0.230*** (0.004)	0.285*** (0.003)	-0.014*** (0.002)	0.227*** (0.004)	0.284*** (0.003)	-0.015*** (0.002)
- 1[2017]	0.317*** (0.004)	0.386*** (0.003)	-0.012*** (0.002)	0.313*** (0.004)	0.385*** (0.003)	-0.012*** (0.002)
- 1[2018]	0.406*** (0.004)	0.491*** (0.003)		0.401*** (0.004)	0.490*** (0.003)	
Region dummies (base: Capital area)						
- 1[Youngnam area]	-0.122*** (0.003)	-0.124*** (0.005)	-0.066*** (0.009)	-0.121*** (0.003)	-0.124*** (0.005)	-0.065*** (0.009)
- 1[Honam area]	-0.110*** (0.004)	-0.122*** (0.007)	-0.070*** (0.011)	-0.112*** (0.004)	-0.123*** (0.007)	-0.070*** (0.011)
- 1[Chungcheong area]	-0.057*** (0.004)	-0.065*** (0.006)	-0.038*** (0.009)	-0.058*** (0.004)	-0.066*** (0.006)	-0.038*** (0.009)
- 1[Kangwon area]	-0.035*** (0.008)	-0.047*** (0.011)	-0.023 (0.016)	-0.037*** (0.008)	-0.047*** (0.011)	-0.022 (0.016)
- 1[Jeju area]	0.113*** (0.012)	0.012 (0.018)	-0.060** (0.025)	0.104*** (0.012)	0.009 (0.018)	-0.064** (0.025)
Constant	-1.913*** (0.019)	-0.991*** (0.024)	-5.541*** (0.041)	-1.830*** (0.019)	-0.966*** (0.023)	-5.515*** (0.041)
Observations	924,818	924,818	924,818	924,818	924,818	924,818
Borrowers		188,779	188,779		188,779	188,779
Hausman test statistics			22,820.82*** [0.000]		23,075.56*** [0.000]	

Notes: 1) Standard errors are in parentheses and p-values are in brackets.

2) The inflow and outflow variables are measured in 10 million KRW.

3) ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

지금까지의 분석결과를 정리하면, 신용등급에 따라 부채 유입과 유출이 소비지출에 미치는 영향이 이질적(heterogeneous)이라는 것이다. 가령, 가계부채의 신규유입이나 기존 부채가 늘어날 경우 낮은 신용등급을 중심으로 조달된 부채를 활용한 소비증대 효과가 크게 나타날 수 있음을 확인하였다. 이는 반대로 신용제약(credit constraints)이 발생할 수 있는 중·저신용자의 경우 부채조달의 어려움으로 소비지출 감소세가 두드러질 수 있음도 나타내는 결과이다. 이에 가계부채의 증가세 둔화가 유입의 감소에 따른 것이며 이것이 곧 바로 소비지출 둔화로 이어진다고 하면, 결국 가계부채의 증가세 둔화는 전반적인 소비지출 증가세 둔화에 직·간접적으로 영향을 미친다는 점을 함의하게 된다.

V. 결론

그간의 가계부채 관련 연구는 자료상 한계로 가계부채의 동태적 특성을 파악하는 데 한계가 있었다. 본 연구는 2015년 한국은행에서 구축한 가계부채 DB(CCP)를 활용하여 우리나라 가계부채의 동태적 특성과 그 영향을 종합적으로 파악하고자 하였다. 가계부채 DB(CCP)는 기존의 서베이 자료와 달리 100만여 개인차주의 신용정보 금융 빅데이터 기반의 분기 패널자료 형태로 구축되어 있어 본 연구를 통해 가계부채 관련 이슈에 대해 정도(精度) 높은 분석을 목적으로 다양하게 활용될 수 있다는 점을 확인할 수 있었다.

기존연구에서는 파악하기 어려웠던 가계부채의 증가요인을 ‘유입’과 ‘유출’이라는 두 범주하에 세부적으로 정의하여 분석한 결과, 최근 가계부채 증가세 변화에서 주도적 역할을 하고 있는 것은 가계부채의 ‘유입’임을 파악할 수 있었다. 특히, 이를 세분하면 기존 대출보다는 신규 주택담보대출이, 신용등급별로는 고신용자들의 신규 주택담보대출이 가계부채 증가세 변화에 주도적 역할을 한 것으로 나타났다. 가계부채 증가세가 둔화되고 있는 수축기에서는 중·저신용자들의 신규 주택담보대출이 빠르게 감소하고 있으며, 특히 다른 신용계층과 달리 저신용자들의 경우 가계부채 확장기나 수축기에 관계없이 순유출을 나타내었다. 이러한 결과는 가계부채가 건전성 측면에서 어느 정도 신용평가에 기반하여 건전하게 관리되고 있음을 알 수 있는 부분이다.

이러한 과정에서 은행들이 대출실행과 관련하여 신용평점 기준을 강화하게 되면 생애 첫 주택마련자들이 피해를 입을 가능성이 있어 본 연구에서는 신규대출 축소가 신용평점 기준 강화와 같은 은행들의 선제적인 리스크관리 측면에서 발생하였는지 확인하고자 회귀분석을 실시하였다. 미국과 달리 우리나라에서는 가계부채 증가세가 둔화된 수축기 때 은행들의 자체적인 신용평가 강화로 신규대출이 어렵게 되었다는 실증적 근거를 찾을 수 없었다. 이는 신용평가가 중요한 신규대출 기준 중 하나일 수는 있지만, ‘서브프라임모기지’ 발 금융위기 시의 미국과 달리 우리나라의 경우 이러한 신용평가 기준이 가계부채 수축기에 체계적으로 강화되었다고 볼 수 없다는 것을 함의하는 것이다.

한편, 가계부채의 유입과 유출이 가계의 소비지출에 영향을 미칠 가능성이 있으므로 이에 대해서도 신용카드 이용액을 이용하여 간접적으로 소비영향을 실증분석하였다. 기존연

구와 차별화될 수 있도록 본 연구에서는 가계부채를 유입과 유출로 나누었으며, 이러한 유량 변수의 변화가 가계 소비지출의 대용변수인 신용카드 이용액에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과, 가계부채의 유입과 유출은 신용등급에 따라 상이한 영향을 미칠 수 있으며, 특히 유입의 감소는 중·저신용자의 소비지출에 부정적인 영향을 보다 크게 미칠 수 있음을 확인하였다. 이러한 분석결과가 나타내는 것은 가계부채의 유입이 감소할 경우 소비지출은 단기적으로 감소할 수 있으며, 이러한 영향은 고소득 계층에 비해 저소득계층에서 보다 강하게 나타날 수 있다는 점이다.

본 연구에서는 차주단위의 신용정보 자료가 빅데이터 형태로 제공될 때 가계부채 이슈와 관련하여 보다 세밀하고 다양한 분석이 가능해짐을 확인할 수 있었다. 따라서 향후 이와 같은 새로운 유형의 빅데이터 이용과 관련 분석방법론을 통해 가계부채 이슈는 물론 다양한 경제정책들에 대한 시의성 높은 분석이 가능할 것으로 기대된다.

참고문헌

- 김성준·박현서·김미라 (2018), “가계부채DB의 이해와 활용”, **조사통계월보**, 9월호, 한국은행, pp. 16-48.
- 노형식·송민규 (2017), “제3장 가계부채가 소비에 미치는 영향“, **주택담보대출 리스크 관리를 위한 규제 및 대출 상품의 설계(KIF 연구총서)**, 2017-01, 한국금융연구원, pp. 77-154.
- (Translated in English) Noh, H., and M., Song (2017). “Is Household Debt Holding Back Consumption? Analyses of Household-Level Data in Korea”, *Home-Backed Loans in Korea: Design of Policies and Mortgage Products*, 1:77-154.
- 유경원 (2008), “우리나라 가계의 재무 건전성에 대한 관한 평가: 미시자료를 중심으로”, **Mimeo**.
- 유경원·이상호 (2019), “한국은행 가계부채 DB를 활용한 가계부채의 동태적 특성 (dynamic features) 연구”, **연구용역보고서(Mimeo)**, 한국은행.
- 유경원·황진태 (2017), “우리나라 가계의 동태적 부채보유 행태에 대한 분석”, **통계연구**, 제22권 제4호, 통계청, pp. 50-74.
- (Translated in English) Yoo, K., and J., Hwang (2017). “An Empirical Analysis of the Dynamic Behaviors for Owing Household Debt in Korea,” *Journal of the Korean Official Statistics*, 22(4):50-74.
- 윤성훈 (2020), “가계부채 저량(Stock)의 시대 도래와 시사점”, 포커스, **KiRi 리포트**, 보험연구원.
- 이동진 (2019), “부채누증 속도 및 누증 정도에 대한 정보를 이용한 과다부채 실물경제간 관계분석”, **응용경제**, 제22권 제2호, pp. 5-41.
- (Translated in English) Lee, D. (2019). “Effects of Household Over-Indebtness on Real Economy: An Empirical Analysis Using New Measures”, *Korea Review of Applied Economics*, 22(2):5-41.

- 전승훈·강성호·임병인 (2004), “선형패널자료 분석방법에 관한 비교연구”, **통계연구**, 제 9권 제2호, pp. 1-24.
- (Translated in English) Jeon, S., S., Kang and B., Lim (2004). “A Comparative Study on the Linear Panel Estimation Method”, *Journal of the Korean Official Statistics*, 9(2):1-24.
- 정호성 (2017), “차주별 패널자료를 이용한 주택담보대출의 연체요인에 대한 연구”, **BOK 경제연구**, 제2017-6호, 한국은행.
- (Translated in English) Jung, H. (2017). “An Empirical Analysis of Mortgage Loan Delinquency Using Personal Panel Data in Korea”, *BOK Working Paper*, 2017-6, Bank of Korea.
- _____ (2018), “가계대출 부도요인 및 금융업권별 금융취약성-자영업 차주를 중심으로”, **BOK 경제연구**, 제2018-5호, 한국은행.
- (Translated in English) Jung, H. (2018). “Default Factors for Household Loans and Financial Fragility: The Importance of Self-Employed Borrowers in Korea”, *BOK Working Paper*, 2018-5, Bank of Korea.
- 한국경제연구학회 (2019), “소득DB 구축방안 연구”, **연구용역보고서(Mimeo)**, 통계청.
- 한국정보화진흥원 (2017), “대출자 특성에 따른 리스크 및 소비변화 추정”, **Near & Future INSIGHT**, Vol. 11, 한국정보화진흥원.
- 한국은행 경제통계국 (2017), “가계부채DB 설명자료”, 내부자료.
- 함준호·김정인·이영숙 (2010), “개인CB 자료를 이용한 우리나라 가계의 부채상환위험 분석”, **한국개발연구**, 제32권 제4호, pp. 1-34.
- (Translated in English) Hahm, J., J., Kim and Y., Lee (2010). “Risk Analysis of Household Debt in Korea: Using Micro CB Data”, *KDI Journal of Economic Policy*, 32(4):1-34.
- Bhutta, N. (2015). “The Ins and Outs of Mortgage Debt During the Housing Boom and Bust”, *Journal of Monetary Economics*, 76:284-298.

- Dynan, K., and D., Kohn (2007). “The Rise in U.S. Household Indebtedness: Causes and Consequences”, Paper prepared for the Reserve Bank of Australia Conference 2007.
- Habibullah, Shah, Smith and Azman-Saini (2006). “Testing Liquidity Constraints in 10 Asian Developing Countries: An Error-Correction Model Approach”, *Applied Economics*, 38:2535-2543.
- Karasulu, M. (1991). “Stress Testing Household Debt in Korea”, *IMF Working Paper*, 08/255.
- Lee, M. (2002). *Panel Data Econometrics: Methods of Moments and Limited Dependent Variables*, UK, Emerald Group Pub Ltd.
- Mian, A., and A., Sufi (2009). “The Consequences of Mortgage Credit Expansion: Evidence from the U.S. Mortgage Default Crisis”, *Quarterly Journal of Economics*, 124(4):1449-1496.
- _____ (2011). “House Prices, Home Equity-Based Borrowing, and the US Household Leverage Crisis”, *American Economic Review*, 101(5):2132-2156.
- _____ (2015). *House of Debt*, The University of Chicago Press.
- Price, F., J., Beckers and G., Cava (2019). “The Effect of Mortgage Debt on Consumer Spending: Evidence from Household-level Data”, *Research Discussion Paper*, RDP 2019-06, Reserve Bank of Australia.
- Song, S. (2019). “The Cash-Flow Channel of Monetary Policy”, *Bok Working Korea*, 2019-20.
- UBS (2018). *Shifting Asia: The Road to Cashless Societies*, UBS Chief Investment Office GWM Independent Investment Research.

Appendices

〈Appendix Table 1〉 Summary Statistics

Year	Variables	Obs.	Mean	Std. dev.	Min	Max
2015	Mortgage loan: 1[new]	205,258	0.0	0.1	0.0	1.0
	Bank mortgage loan: 1[new]	205,258	0.0	0.2	0.0	1.0
	Gender: 1[female]	205,258	0.5	0.5	0.0	1.0
	Age	205,258	45.4	16.1	18.0	115.0
	Credit score	205,258	802.9	125.8	0.0	949.0
	Real income (100 thousand)	205,258	307.9	156.0	0.0	1,504.1
	Region	177,563	1.9	1.2	1.0	6.0
2018	Mortgage loan: 1[new]	217,546	0.0	0.1	0.0	1.0
	Bank mortgage loan: 1[new]	217,546	0.0	0.2	0.0	1.0
	Gender: 1[female]	217,546	0.5	0.5	0.0	1.0
	Age	217,546	46.8	16.7	18.0	114.0
	Credit score	217,546	813.2	127.8	0.0	953.0
	Real income (100 thousand)	217,546	297.5	165.3	0.0	9,527.5
	Region	188,398	1.9	1.2	1.0	6.0
2015 and 2018	Mortgage loan: 1[new]	422,804	0.0	0.1	0.0	1.0
	Bank mortgage loan: 1[new]	422,804	0.0	0.2	0.0	1.0
	Gender: 1[female]	422,804	0.5	0.5	0.0	1.0
	Age	422,804	46.1	16.4	18.0	115.0
	Credit score	422,804	808.2	127.0	0.0	953.0
	Real income (100 thousand)	422,804	302.6	160.9	0.0	9,527.5
	Region	365,961	1.9	1.2	1.0	6.0

Note: For region dummies, Capital area (Seoul, Incheon, Gyeonggi) is 1; Youngnam area (Pusan, Daegu, Ulsan, Gyeongbuk, Gyeongnam) 2; Honam area (Kwangju, Jeonbuk, Jeonnam) 3; Chungcheong (Daejeon, Chungbuk, Chungnam, Sejong) 4; Kangwon area (Kangwon) 5; and Jeju area (Jeju) 6.

〈Appendix Table 2〉 Summary Statistics for Regression Models

Year	Variables	Obs.	Mean	Std. dev.	Min	Max
2013	Annual real credit card spending (100 thousand)	195,400	116.7	300.5	-33.5	74,138.4
	Gender: 1[female]	195,400	0.5	0.5	0.0	1.0
	Age	195,400	44.2	15.5	18.0	113.0
	Average credit score	195,400	1.8	0.7	1.0	3.0
	Mortgage loan inflow (100 thousand)	187,851	27.6	210.6	0.0	20,488.0
	Household debt inflow (100 thousand)	187,851	54.5	452.6	0.0	133,368.0
	Mortgage loan outflow (100 thousand)	195,400	22.1	195.0	0.0	14,550.0
	Household debt outflow (100 thousand)	195,400	41.7	306.3	0.0	70,050.0
	Real income (100 thousand)	195,400	315.2	156.0	0.0	1,527.4
	Region	166,227	1.9	1.2	1.0	6.0
2014	Annual real credit card spending (100 thousand)	203,081	119.6	364.6	-116.6	92,803.6
	Gender: 1[female]	203,081	0.5	0.5	0.0	1.0
	Age	203,081	44.5	15.8	17.0	114.0
	Average credit score	203,081	1.7	0.7	1.0	3.0
	Mortgage loan inflow (100 thousand)	194,837	32.2	233.9	0.0	17,900.0
	Household debt inflow (100 thousand)	194,837	59.4	346.4	0.0	45,000.0
	Mortgage loan outflow (100 thousand)	203,081	22.4	196.9	0.0	17,000.0
	Household debt outflow (100 thousand)	203,081	41.4	455.9	0.0	133,606.0
	Real income (100 thousand)	203,081	311.2	154.7	0.0	1,512.5
	Region	175,194	1.9	1.2	1.0	6.0

(Continued)

Year	Variables	Obs.	Mean	Std. dev.	Min	Max
2015	Annual real credit card spending (100 thousand)	207,797	125.4	305.6	-35.0	64,256.6
	Gender: 1[female]	207,797	0.5	0.5	0.0	1.0
	Age	207,797	45.1	16.2	18.0	115.0
	Average credit score	207,797	1.7	0.7	1.0	3.0
	Mortgage loan inflow (100 thousand)	201,888	40.1	282.6	0.0	22,000.0
	Household debt inflow (100 thousand)	201,888	73.3	416.5	0.0	47,555.0
	Mortgage loan outflow (100 thousand)	207,797	23.2	200.9	0.0	32,370.0
	Household debt outflow (100 thousand)	207,797	41.3	352.6	0.0	77,370.0
	Real income (100 thousand)	207,797	306.7	158.8	0.0	1,498.8
	Region	180,909	1.9	1.2	1.0	6.0
2016	Annual real credit card spending (100 thousand)	211,542	133.7	336.4	-12.9	67,560.0
	Gender: 1[female]	211,542	0.5	0.5	0.0	1.0
	Age	211,542	45.5	16.4	17.0	116.0
	Average credit score	211,542	1.6	0.7	1.0	3.0
	Mortgage loan inflow (100 thousand)	206,638	38.8	276.2	0.0	18,200.0
	Household debt inflow (100 thousand)	206,638	75.4	438.6	0.0	43,684.0
	Mortgage loan outflow (100 thousand)	211,542	22.1	190.8	0.0	14,280.0
	Household debt outflow (100 thousand)	211,542	41.0	297.4	0.0	34,500.0
	Real income (100 thousand)	211,542	303.0	163.5	0.0	9,749.9
	Region	183,382	1.9	1.2	1.0	6.0

(Continued)

Year	Variables	Obs.	Mean	Std. dev.	Min	Max
2017	Annual real credit card spending (100 thousand)	215,616	141.9	391.8	-76.1	95,554.0
	Gender: 1[female]	215,616	0.5	0.5	0.0	1.0
	Age	215,616	46.0	16.6	18.0	113.0
	Average credit score	215,616	1.6	0.7	1.0	3.0
	Mortgage loan inflow (100 thousand)	210,327	33.6	253.5	0.0	27,730.0
	Household debt inflow (100 thousand)	210,327	68.4	363.0	0.0	27,903.0
	Mortgage loan outflow (100 thousand)	215,616	24.1	217.6	0.0	31,715.0
	Household debt outflow (100 thousand)	215,616	45.0	322.1	0.0	50,215.0
	Real income (100 thousand)	215,616	300.3	164.9	0.0	9,611.7
	Region	186,735	1.9	1.2	1.0	6.0
2018	Annual real credit card spending (100 thousand)	219,356	150.9	406.2	-72.5	95,476.6
	Gender: 1[female]	219,356	0.5	0.5	0.0	1.0
	Age	219,356	46.2	16.6	18.0	110.0
	Average credit score	219,356	1.6	0.7	1.0	3.0
	Mortgage loan inflow (100 thousand)	213,711	29.0	219.0	0.0	15,000.0
	Household debt inflow (100 thousand)	213,711	66.6	350.9	0.0	22,294.0
	Mortgage loan outflow (100 thousand)	219,356	25.5	223.2	0.0	27,730.0
	Household debt outflow (100 thousand)	219,356	46.5	306.8	0.0	32,025.0
	Real income (100 thousand)	219,356	298.1	165.3	0.0	9,443.0
	Region	187,923	1.9	1.2	1.0	6.0

(Continued)

Year	Variables	Obs.	Mean	Std. dev.	Min	Max
2013~ 2018	Annual real credit card spending (100 thousand)	1,252,792	131.8	354.5	-116.6	95,554.0
	Gender: 1[female]	1,252,792	0.5	0.5	0.0	1.0
	Age	1,252,792	45.3	16.2	17.0	116.0
	Average credit score	1,252,792	1.7	0.7	1.0	3.0
	Mortgage loan inflow (100 thousand)	1,215,252	33.6	247.9	0.0	27,730.0
	Household debt inflow (100 thousand)	1,215,252	66.5	396.2	0.0	133,368.0
	Mortgage loan outflow (100 thousand)	1,252,792	23.3	204.8	0.0	32,370.0
	Household debt outflow (100 thousand)	1,252,792	42.9	343.8	0.0	133,606.0
	Real income (100 thousand)	1,252,792	305.5	160.8	0.0	9,749.9
	Region	1,080,370	1.9	1.2	1.0	6.0

Notes: 1) High credit score is 1, medium 2, and low 3 for average credit score.

2) For region dummies, Capital area (Seoul, Incheon, Gyeonggi) is 1; Youngnam area (Pusan, Daegu, Ulsan, Gyeongbuk, Gyeongnam) 2; Honam area (Kwangju, Jeonbuk, Jeonnam) 3; Chungcheong (Daejeon, Chungbuk, Chungnam, Sejong) 4; Kangwon area (Kangwon) 5; and Jeju area (Jeju) 6.

Abstract

Using the Bank of Korea's Consumer Credit Panel Data over the period 2012-2018, we investigate what would affect recent changes in the trends of households debt. It includes quarterly credit information regarding more than one million debtors. To do so, we address inflows and outflows by decomposing changes in households debt. The former is, in turn, classified into two inflow groups - entrants and increasers, while the latter is categorized into two outflow groups - exiters and decreaseers.

One of our findings is that first-time homebuyers would primarily have changed trends in households debt. We also find that high credit score individuals would have played a principal role in a change in households debt. Over the period when households debt increased, high credit score individuals primarily increased mortgage debt. In contrast, there was a remarkable decrease in inflows for low credit score individuals during the bust.

Finally, there is no empirical evidence that a recent decline in the growth rate of households debt has arisen from tightening up on credit score in order to constrain new mortgage loans by commercial banks. However, we find that a change in the inflows and outflows of households debt would affect significantly consumer spending. In particular, there is a concern that a decrease in inflows or an increase in outflows for low credit score individuals would lead to a reduction in consumption expenditure.

※ Key words: Mortgage debt, Inflows, Outflows, Credit score, Consumer credit panel data, Consumer spending

편집위원회

위원장	이봉주(경희대학교 교수)
편집위원	김대환(동아대학교 교수) 김현태(연세대학교 교수) 김화성(경희대학교 교수) 류성경(동서대학교 교수) 박기영(연세대학교 교수) 박소정(서울대학교 교수) 변희섭(한림대학교 교수) 서대교(건국대학교 교수) 이상호(전남대학교 교수) 이장원(노동연구원 선임연구위원) 전희주(동덕여자대학교 교수) 조석희(안동대학교 교수) 조혜진(인천대학교 교수) 황진태(대구대학교 교수) Hua Chen(University of Hawaii at Manoa) Kili Chiling Wang(Tamkang University) <가나다순>
편집간사	한상용(보험연구원 연구위원)

본지에 게재된 논문은 집필자 개인의 의견이며 보험연구원의 공식의견이 아님을 밝힙니다.

보험금융연구 제32권 제2호 (통권 제103호)

발행일 2021년 5월 31일

발행인 안철경

편집인 이봉주

발행처 보험연구원

등록 2016년 9월 23일 영등포바 00139

주소 07328 서울시 영등포구 국제금융로6길 38 전화: 02-3775-9060

Fax: 02-3775-9104 E-mail: journal@kiri.or.kr

인쇄 신우씨엔피

정가 10,000원