

지배주주의 사적이익추구 유인과 기업의 부도 가능성: 소유-지배 괴리도와 부도거리의 관계*

Ownership-Control Disparity and Bankruptcy Risk

변 희 섭**

Hee Sub Byun

자본시장에서 비재무 정보인 ESG(Environmental, Social, and Governance) 요인에 대한 정책적, 실무적 관심이 지속해서 확대되고 있다. 특히, 과거 회계 부정 스캔들, 글로벌 금융위기는 지배구조와 부도위험 간의 연관성을 제기하는 촉매제로 작용하였다. 이러한 관점에서 과연 비재무 정보로써 지배구조가 기업의 부도 가능성에 어떻게 연관될 수 있는지에 대한 평가가 필요한 시점이다. 본 연구는 지배구조 특성으로 소유-지배 괴리도에 기초한 지배주주의 사적이익추구 유인에 주목하여, 동 특성이 부도위험에 미치는 영향을 분석한다. 분석 결과, 소유-지배 괴리도의 확대는 부도거리로 측정된 부도위험을 상승시키는 것으로 관찰된다. 더불어 지배주주가 50% 이상의 통제권을 보유하거나 직접 지분을 보유하지 않은 경우, 이러한 결과는 더욱 강하게 확인된다. 저성장 기조하에서 한국 기업들의 부도위험이 점진적으로 확대되는 가운데, 본 연구는 이러한 위험을 사전에 관리하기 위한 대안으로 지배구조의 영향력을 실증적으로 제시하는 시사점을 갖는다.

국문 색인어: 소유-지배 괴리도, 지배구조, 부도위험, 유인 효과, 참호구축 효과

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700, B050703

* 이 논문은 2022년도 한림대학교 교비연구비(HRF-202201-006)에 의하여 연구되었음.

** 한림대학교 경영대학 금융재무학과 부교수(heesbyun@hallym.ac.kr), 제1저자

논문 투고일: 2022. 3. 10, 논문 최종 수정일: 2022. 6. 22, 논문 게재 확정일: 2022. 11. 18

I. 서론

기업은 적극적인 위험관리를 통해 경영활동의 연속성을 안정적으로 유지해야 한다. 이러한 목표하에서, 최근 자본시장에서 관심이 대두되고 있는 ESG(Environmental, Social, and Governance) 요인이 위험관리의 대안으로 주목받고 있다. 특히, 지배구조(Governance)는 과거 기업의 회계 부정(예를 들어, 엔론(Enron), 월드콤(WorldCom)) 스캔들, 글로벌 금융위기 등을 통해 경험적으로 확인된 바와 같이 부도위험과 밀접한 연관성을 가질 것으로 평가되고 있다(Robinson, Robinson, and Sisneros 2012). 하지만 기존 연구는 대개 영미권 국가에 대한 평가와 분석에 집중하고 있어 신흥국(emerging countries)을 아우르는 일반화된 결론을 도출하는 데 어려움이 있다. 더욱이 이들 국가와 신흥국 간에는 지배구조상의 뚜렷한 차이가 관찰되기 때문에 이러한 어려움은 보다 두드러질 수 있다. 신흥국은 집중된 소유구조하에 지배주주(controlling shareholder)가 존재하며, 이에 따라 분산된 소유구조를 전제하는 영미권 국가와 다른 양상의 대리인문제가 발생할 수 있다(Johnson, La Porta, Lopez-de-Silanes and Shleifer, 2000).¹⁾ 대표적인 형태가 지배주주의 과도한 통제권 행사를 통한 터널링(tunneling) 현상이다. 이러한 현상에는 계열사 간 부의 이전, 과도한 보상 지급, 채무보증 등과 같은 명시적 형태뿐만 아니라, 과도한 위험 추구, 성장 기회 착취 등과 같은 암묵적 형태도 포함된다. 따라서 신흥국의 지배구조상의 특수성을 고려하여 부도위험과의 연관성을 검증해 볼 필요성이 제기되지만, 이러한 접근을 시도한 연구를 쉽게 찾기 힘들다.

본 연구는 한국기업을 대상으로 지배주주의 소유-지배 괴리도(disparity between control rights and cash flow rights)와 부도위험(bankruptcy risk) 간의 관계를 실증 분석한다. 소유-지배 괴리 현상은 소수의 지분을 바탕으로 과도한 통제권을 행사하는 소유구조로 신흥국에서 빈번하게 관찰된다(La Porta, Lopez-de-Silanes and Shleifer 1999). 이들 국가 내에는 다수의 기업집단(business group)이 존재하고 있는데, 지배주

1) 영미권 국가를 중심으로 한 대리인이론은 소유와 경영의 분리를 전제하여 경영자와 주주 간 이해 상충의 문제에 주목한다. 하지만 신흥국은 소유권과 경영 통제권을 동시에 보유하는 지배주주가 존재하므로, 지배주주와 소액주주 또는 지배주주와 채권자 등과 같은 새로운 이해 상충의 문제가 나타날 수 있다(Shleifer and Vishny 1997).

주는 비교적 적은 지분만으로 기업집단 전체를 통제하기 위해 계열사 간 상호 주식을 보유하거나 피라미드 소유구조를 형성한다. 이러한 과정에서 소유-지배 괴리도가 발생 또는 확대된다. 다수의 대리인이론은 소유-지배 괴리도가 지배주주의 사적이익추구 유인을 대리할 수 있음을 주장한다(Grossman and Hart 1988; Harris and Raviv 1988). 이러한 소유구조는 지배주주가 사적이익을 추구하더라도 금전적 손해를 감수해야 하지 않아도 되므로 대리인문제를 조장할 수 있으며(Bebchuk, Kraakman, and Triantis 2000), 이러한 문제는 소액주주, 채권자, 공급업체 등 다양한 기업의 이해관계자들의 부(wealth)를 훼손할 수 있다.

이론적으로 지배주주의 사적이익은 기업규모에 비례한다(Jensen and Meckling 1976). 기업규모의 상승은 지배주주의 자원 활용의 재량권과 자본시장에서의 명성을 확대하는 데 기여한다. 이러한 사적이익을 극대화하기 위해 지배주주는 수익성이 없는 투자안에 과잉 투자할 유인을 보유한다. 이러한 유인은 소유-지배 괴리도와 밀접한 연관성을 가질 것으로 예상된다. 높은 소유-지배 괴리도를 갖는 지배주주는 충분한 통제권을 확보함으로써 사적이익추구를 위한 자의적인 의사결정을 유도하기가 쉬우며(참호구축 효과, entrenchment effect), 과잉투자로 인한 소유권(지분)의 가치 하락이라는 비용을 부담할 가능성이 작다(유인 효과, incentive effect). 따라서 높은 소유-지배 괴리도를 갖는 기업에서 지배주주는 적극적으로 과잉 투자할 것이며, 이에 따라 부도위험이 확대될 것으로 예상된다. 이러한 행태는 지배주주를 제외한 여타 이해관계자들에게 어떤 금전적, 비금전적 편익을 가져다주지 못하며, 오로지 이들이 부담하는 위험을 상승시켜 경영활동의 연속성을 약화시킬 것이다.

본 연구는 한국 기업을 연구표본으로 활용한다. 한국 기업에 대한 분석은 여러 측면에서 소유-지배 괴리도와 부도위험 간의 관계를 검증하는데 효율적일 것으로 판단된다. 먼저, 지배주주의 소유-지배 괴리 현상이 만연해 있으므로 일반화할 수 있는 다수 연구표본의 확보가 가능하다. Cheong and Kim (2019)는 한국에서 지배주주 일가가 기업집단을 통제하는 사례가 빈번함을 보고한다. Kim, Lim, and Sung (2007)은 한국의 지배주주(재벌 총수) 일가들은 약 73.17%의 통제권(voting rights)을 행사하는 반면 약 12.33%의 소유권(cash flow rights)만을 보유하고 있음을 확인한다. 이렇듯 한국에서는 소유-지배 괴리

도가 일반적인 소유구조 형태이다. 둘째, 지배주주의 과도한 통제권 행사가 자본시장의 부정적 평가와 연관되어 있다는 주장이 지속해서 제기되고 있다. Ducret and Isakov (2019)는 한국 기업의 주가수익비율(price-earnings ratio)이 여타 국가의 기업에 비해 낮음을 보고하고, 이에 대한 원인으로 취약한 소유구조를 지적한다. 높은 통제권을 보유한 지배주주는 친족 등용, 인수·합병 위협 방어 등 시장규율의 효율적인 작동을 저해시킬 수 있다. 이는 단순히 소유-지배 괴리도가 특정 기업의 대리인문제뿐만 아니라, 자본시장의 비효율성을 초래할 수 있음을 시사한다. 이러한 여러 현상을 고려할 때, 한국 기업은 대리인이론에 기초한 소유-지배 괴리도의 부정적 기능을 전제하는 본 연구의 설정을 효과적으로 뒷받침할 것으로 예상된다. 마지막으로, 한국 경제는 저성장 단계에 진입함과 동시에 불안한 대내·외 경제 여건에 노출되어 있어 기업의 부도위험이 지속해서 상승하고 있다. 한국은행의 자료에 따르면, 2018년 기준 전체 기업 중 약 35.2%가 영업활동을 통한 이익으로 이자 비용조차도 충당하기 힘든 한계적 상황에 직면한 것으로 나타난다. 따라서 한국 기업은 경제 전반에 부도위험에 대한 노출도(exposure)가 확대된 상황에서 이를 관리하기 위한 대안을 평가하는 데 적합한 표본으로 판단된다.

본 연구의 분석 기간은 2004년부터 2016년까지이며, 분석표본은 한국거래소 유가증권 시장 상장기업이다. 주요 변수로 부도위험은 Vassalou and Zing (2004), Bharath and Shumway (2008)에서 제안된 부도거리(distance to default)로 대응한다. 부도거리는 자본구조, 주가가격의 변동성 등 기업의 내부적 경영행태, 자본시장 참여자의 불확실성에 대한 평가와 기대에 기초하여 부도위험을 평가한다. 따라서 정보비대칭 등 자본시장의 마찰적 요인이 부도위험 측정에 개입될 우려를 최소화할 수 있다는 장점이 있다. 소유-지배 괴리도는 지배주주의 계열사 등을 통한 간접 지분이 전체 통제권(지배주주 일가 지분과 계열사 지분의 합계)에서 차지하는 비중으로 측정한다. 주요 분석 결과로, 지배주주의 소유-지배 괴리도의 확대는 유의미하게 부도거리를 축소(부도위험을 확대)하는 것으로 관찰된다. 이러한 결과는 대안적 모형(Fama and MacBeth (1973) 회귀분석, Quantile 회귀분석, 2단계 최소제곱법 등)을 설정하거나 주요 변수의 또 다른 대응치를 활용한 때에도 같게 관찰되어 강건성을 갖는다. 한편 앞선 결과는 공익산업(utility industry)이나 지주회사(holding company)를 제외하여 규제의 효과를 통제할 때도 같게 나타났다. 또한 소유-

지배 괴리도와 부도위험의 관계는 글로벌 금융위기 이후 기간에서 더욱 강하게 관찰되었다. 이는 해당 사건 이후 지배구조에 대한 우려가 확대되었기 때문으로 해석될 수 있으며, 소유-지배 괴리도의 정보력이 유의미하게 상승하였음을 시사한다.

본 연구는 주요 결과의 구체성과 엄밀성을 검토하기 위한 추가분석을 시행한다. 먼저, 주요 결과가 구체적으로 어떤 지배주주의 행태와 연계되는지를 평가한다. 이론적으로 부도위험의 상승은 크게 두 가지 요인, 부채 확대와 위험 추구에 기인한다. 투자자금의 제약에 직면하는 지배주주는 자산규모의 확대를 위해 타인자본, 즉, 부채를 늘리려는 유인을 보유한다. 주식 발행과 달리 부채의 확대는 통제권 희석의 문제를 발생시키지 않기 때문에, 지배주주에게 선호될 것이다. 한편 위험과 수익의 상충관계하에서, 지배주주는 기업규모의 확대를 위해 고위험을 추구할 수 있다. 과거 아시아 외환위기 이전 대규모 기업집단(재벌)의 지배주주가 문어발식 그룹 확장을 위해 무분별한 인수·합병을 실행한 것이 대표적이다. 부채 확대와 위험 추구는 지배주주에게 이득이 되지만, 부도위험이 확대되는 부작용을 포함한다. 따라서 소유-지배 괴리도와 어떤 행태 간 연관성이 확인되는지를 파악함으로써, 주요 결과가 실현되는 경로를 평가할 수 있다. 분석 결과, 소유-지배 괴리도의 확대는 부채 규모와 주식수익률의 변동성으로 측정된 위험 추구 성향을 모두 상승시키는 것으로 확인된다. 이는 지배주주가 사적이익추구를 위해 두 가지 행태를 동시에 보임으로써 부도위험이 확대되고 있음을 시사한다.

다음으로, 본 연구는 가설의 엄밀성을 검토하기 위해 소유구조 특성을 보다 세분화한 분석을 시행한다. 앞서 언급한 바와 같이, 소유-지배 괴리도에 기초한 사적이익추구 유인은 참호구축 효과와 유인 효과에 기인한다. 지배주주가 50% 이상의 통제권을 보유할 때 경영권 위협에 기초한 시장규율에 노출될 가능성이 희박할 것이다. 이는 참호구축 효과가 극명하게 실현되는 조건으로 이해될 수 있다. 한편 지배주주가 직접 지분을 전혀 보유하지 않았을 때 오로지 사적이익을 통해 효용을 극대화할 유인만을 보유하게 될 것이다. 이는 유인 효과가 명료하게 실현되는 조건으로 이해될 수 있다. 만일 이와 같은 두 가지 조건에서 주요 결과가 더욱 강하게 관찰된다면, 참호구축 효과와 유인 효과에 기초한 본 연구의 추론이 적절함을 확인시켜줄 것이다. 분석 결과, 두 가지 조건에서 소유-지배 괴리도와 부도위험의 관계는 더욱 강화되는 것으로 관찰된다. 구체적으로, 두 가지 조건이 모두 충족된

상황에서 소유-지배 괴리도의 상승이 부도위험을 확대하는 영향력은 약 3배 증가하는 것으로 확인된다.

본 연구의 결과는 두 가지 함의를 가질 것으로 예상된다. 먼저, 본 연구는 신용평가, 자본비용 추정 등을 정교화하는데 소유구조 특성이 적극적으로 고려되어야 한다는 실무적 함의를 제공한다. 일반적으로 부도위험 예측에는 재무 정보가 활용된다. 본 연구의 결과는 비재무 정보인 소유-지배 괴리도에도 상당한 예측력이 존재함을 시사한다. 따라서 재무 정보에 더하여 동 특성도 고려함으로써 신용등급 예측, 자본비용 평가 등에 있어 판별력과 설명력을 개선할 수 있을 것으로 기대된다. 둘째, 본 연구의 결과는 소유-지배 괴리 현상의 부정적 효과에 대한 실증적 논거로 활용될 수 있다. 이론적으로 소유-지배 괴리도의 부작용에 대한 일관된 합의가 존재하지만, 과연 어떤 경로를 통해 실현되는지에 대한 직접적인 논거는 부족한 실정이다. 본 연구는 이러한 학문적 공백을 메우는 데 활용될 것으로 기대된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II 장에서는 기존 연구와 연구 가설을 논의한다. III 장에서는 실증분석을 위한 표본, 변수와 분석방법론을, IV 장에서는 실증분석결과와 이에 대한 해석을 제시한다. 마지막으로, V 장에서는 본 연구의 결론 및 시사점을 도출한다.

II. 기존 문헌 및 가설 설정

1. 기존 문헌

Grossman and Hart (1988)은 1주당 1개 의결권(one share-one vote)을 벗어난 주식의 존재가 무능한 경영진을 진입할 수 있게 하여 기업가치의 하락을 초래할 수 있음을 제시한다. 무능한 경영진의 부는 주식이치(security benefit)와 사적이익(private benefit)으로 구성된다. 만일 1주당 1개 의결권을 벗어난 주식이 존재하는 경우 무능한 경영진은 통제권 확보를 위해 오로지 이러한 주식만을 소유하면 된다. 따라서 이들은 무능한 경영으로 인한 주식이치 하락을 적게 부담하고 사적이익을 적극적으로 확대할 수 있으며

로, 기업을 인수한 유인을 가질 것이다. 반면, 소액주주는 사적이익을 누리지 못하기 때문에, 오로지 주식가치 하락만을 부담하게 된다. 유사한 맥락에서, Harris and Raviv (1988)는 1주당 1개 의결권 원칙에 어긋나는 'cheap vote'의 존재가 인수 후 주식가치와 경영진의 금전적 보상의 민감도를 낮춰 기업가치에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 주장한다. Bebchuk, Kraakman, and Triantis (2000)는 소수 지분만을 소유하는 지배주주가 존재하는 소유구조(controlling-minority structure)가 분산된 소유구조에 비해 다양한 대리인비용을 발생시킬 수 있음을 주장한다. 이들은 Grossman and Hart (1988)과 유사하게, 지배주주는 주식가치와 사적이익을, 소액주주는 오로지 주식가치만을 누리게 됨을 전제한다. 투자이사 결정에 있어 지배주주는 투자안의 가치보다는 자신의 지분과 사적이익을 고려하게 된다. 이때, 지분이 적으면 투자안의 가치가 낮더라도 사적이익이 큰 투자안을 채택할 가능성이 확대된다. 이상의 이론적 논의들은 기업의 통제권을 보유한 지배주주가 낮은 지분만을 소유하는 행태 즉, 소유-지배 괴리도의 확대가 궁극적으로 경영 비효율성을 초래하여 기업의 연속성을 약화시킬 수 있음을 제시한다.

이론적 논의에 대한 실증적 논거는 신흥국을 중심으로 제기되고 있다. Joh (2003)은 한국에서 아시아 외환위기(Asian financial crisis) 이전 소유-지배 괴리도가 높은 기업의 수익성이 낮게 관찰되고 있음을 확인한다. 이를 근거로 지배주주 일가(controlling family)의 사적이익추구 유인이 경제위기의 원인으로 지목될 수 있음을 주장한다. Lemmon and Lin (2003)은 동아시아 국가를 대상으로, 외환위기 기간 높은 소유-지배 괴리도를 갖는 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 기업가치가 더 낮게 나타남을 확인한다. 몇몇 연구들은 소유-지배 괴리도가 구체적으로 어떤 경로를 통해 기업가치를 훼손할 수 있는지에 주목한다. Bae, Kang, and Kim (2002)는 소유-지배 괴리도가 큰 한국의 재벌 기업집단에 주목하여 합병의 공시효과를 확인한다. 이들은 재벌기업의 공시효과가 그렇지 않은 기업에 비해 낮음을 근거로, 지배주주가 기업규모 확대를 위한 합병을 통해 사적이익을 추구하고 있음을 주장한다. Choi, Cho, and Sul (2014)는 한국 기업을 표본으로 높은 소유-지배 괴리도를 갖는 기업에 대해 외국인 투자자가 투자를 꺼리고 있음을 확인한다. 외국인 투자자가 투자에 대한 전문적 지식을 보유하며 상당한 경영상의 영향력을 행사할 유인이 있다는 관점에서, 이러한 기업의 잠재적 대리인문제를 크게 우려하고 있음을 주장

한다. 신흥국에서 소유-지배 괴리도의 효과를 검증하는 연구들이 존재하지만, 지금까지 부도위험과의 연관성을 평가한 사례를 찾기 힘들다.

다양한 이해관계자와의 계약의 집합체(nexus of contracts)인 기업에서 부도위험 관리는 경영활동의 연속성 유지는 물론 원활한 자금조달을 위해 필수적이다. 이에 따라 다양한 재무 특성에 기초하여, 부도위험을 예측하기 위한 시도가 이루어져 왔다(Altman 1968). 기존 연구는 지배구조가 수익성, 투자성향, 자본비용 등 다양한 부도위험의 예측 수단들에 대한 영향력을 보유함을 주장한다(John, Litov, and Yeung 2008; Lin, Ma, Malatesta, Xuan 2011). 이를 바탕으로, 비재무 정보인 지배구조에는 부도위험의 예측에 있어 선행적 효과가 포함될 수 있음을 유추할 수 있다. Liang, Lu, Tsai, and Shih (2016)은 대만 기업을 표본으로 전통적 재무비율과 지배구조가 부도위험 예측에 미치는 효과를 검증한다. 이들은 두 특성의 적절한 조합을 통해 최적의 부도위험 예측 모형이 도출됨을 주장한다. 특히, 소유구조와 이사회 구조가 모형에 추가될 때 모형 설명력이 유의미하게 상승함을 근거로 지배구조의 중요성을 강조한다. Bhojraj and Sengupta (2003)은 기관투자자 지분과 사외이사 구성 비율의 상승이 채권수익률을 감소시키고, 신용등급을 개선할 수 있음을 제안한다. 이들은 효율적인 지배구조가 대리인문제의 발생 가능성(agency risk)을 낮추고, 정보의 불투명성(information risk)을 감소시키는 효과를 가짐을 주장한다. Fich and Slezak (2008)은 미국 기업을 대상으로 지배구조가 부도위험의 관리와 예측에 미치는 효과를 실증적으로 확인한다. 이들은 이사회 규모가 작거나, 이사회 내 사외이사 구성 비율이 높거나, 사내이사의 지분이 높은 기업에서 부도위험이 낮게 관찰됨을 보고한다. 이에 대한 근거로, 이러한 유형의 지배구조가 효과적인 경영진 감시에 기여함을 주장한다. Robinson, Robinson, and Sisneros (2012)는 미국 기업을 대상으로 이사회 내 사외이사 구성 비율과 파산 가능성 간의 관계를 실증적으로 확인한다. 이들은 양자 간 유의적인 관계가 성립하지 않지만, 사외이사 지분이 낮은 경우 양(+의 관계가, 높은 경우 음(-)의 관계가 관찰됨을 보고한다. 이를 통해 소유구조가 지배구조와 부도위험 간의 관계에 중요한 매개체로 작동하고 있음을 제안한다. Joe, Oh, and Park (2018)은 한국 기업을 표본으로 소유-지배 괴리도가 높은 기업에서 배당성장 예측력이 개선됨을 제시한다. 이를 바탕으로, 소유구조가 주식수익률의 예측력에 상당한 효과가 있음을 주장한다.

본 연구와 유사한 접근으로, Boubakri and Ghouma (2010), Lin, Ma, Malatesta, and Xuan (2011)은 소유-지배 괴리도의 상승이 채권 수익률에 양(+), 신용등급에 음(-)의 영향력을 보임을 제시한다. 하지만 이들 연구의 결과를 신흥국에 일반화하는 데 한계가 있다. Boubakri and Ghouma (2010)은 채권 발행기업에 국한한 분석을 수행하여, 표본선정의 편이가 야기될 우려가 제기된다. 즉, 소유-지배 괴리도에 따라 채권 발행 여부가 사전적으로 결정된다면, 기업 간 소유-지배 괴리도의 차이를 명확히 반영하기 힘든 구조를 갖는다. 한편 Lin, Ma, Malatesta, and Xuan (2011)은 연구표본의 약 45%만이 가족 지배 기업이며, 소유-지배 괴리도의 평균은 약 6.1% 수준으로 제시하는데, 이는 신흥국(특히, 동아시아 국가)의 소유구조에 주목한 기존 연구와 상당한 차이를 보인다(Kim, Lim, and Sung 2007).

2. 가설 설정

이론적으로 지배주주는 자신의 재량권과 명성을 강화하기 위한 목적으로 수익성이 없는 투자안에 과잉 투자할 유인을 보유한다(Jensen and Meckling 1976). 이러한 유인이 실현된다면 기업의 부도위험은 확대될 것이다. 소유-지배 괴리도는 크게 세 가지 측면에서 이러한 유인이 실현될 가능성을 상승시킨다. 첫째, 금전적 유인의 부재(유인 효과)이다. 소유-지배 괴리도의 확대는 비교적 낮은 지분만으로 상당한 통제권을 행사함을 의미한다. 따라서 유인구조의 측면에서 지배주주는 과도한 위험 추구에 따른 잠재적 비용(지분가치의 하락) 대비 사적이익 확대라는 편익을 더 크게 누릴 수 있음을 의미한다. 극단적으로 과잉 투자의 실패로 인해 기업이 파산되더라도 지배주주가 통제권만 보유할 뿐 지분을 보유하지 않는다면 스스로 손해 볼 것이 전혀 없다. 둘째, 시장규율(market discipline)의 회피 가능성(참호구축 효과)이다. 소유-지배 괴리도가 큰 기업에서 지배주주는 높은 통제권을 행사한다. 이 때문에 기업경영권시장, 주주행동주의 등과 같은 외부 경영 통제장치에 의한 경영권 교체 가능성이 희박하다(Bebchuk, Kraakman, and Triantis 2000). Stulz (1988)은 소유-경영자의 통제권이 특정 임계치를 초과할 때 경영권 방어 가능성이 상승하여 사적이익추구 행태가 강화될 수 있음을 주장한다. 따라서 높은 소유-지배 괴리도를 보

유한 지배주주는 외부로부터의 견제 없이 자신이 원하는 대로 사적이익을 추구할 수 있다. 마지막으로, 기업집단에 대한 통제권 행사이다. 지배주주는 계열사 간 상호주식 보유, 피라미드 소유구조 등을 통해 기업집단 내 전체 계열사들에 대한 통제권을 보유하고 있는 것으로 알려져 있다. 이를 전제로, 지배주주는 자신의 소유구조를 고려하여 선택적으로 특정 계열사에서만 과잉투자를 실행하기 쉽다. 즉, 소유-지배 괴리도가 높은 기업에서는 사적이익추구를 통해, 낮은 기업에서는 지분가치의 확대를 통해 자신의 투자 포트폴리오를 관리할 수 있다. 정리하면, 높은 소유-지배 괴리도를 갖는 지배주주는 적극적인 위험 추구를 통해 사적이익을 확대할 것으로 예상되며, 이는 필연적으로 부도위험을 상승시킬 것이다.

가설: 지배주주의 소유-지배 괴리도의 상승은 부도위험을 확대할 것이다.

III. 표본, 변수 및 분석자료

1. 표본

본 연구는 한국거래소 유가증권시장 상장기업을 최초 표본으로 설정하며, 분석 기간은 2004년부터 2016년이다. 이 중 금융·보험업 기업과 자본잠식 기업을 제외하고, 실증분석을 위한 자료의 접근이 가능한 7,456개(766개 기업)를 최종 표본으로 설정한다. 소유구조는 기업별 사업보고서, 신문 기사, 지분 변동 공시 등의 자료를 바탕으로 수작업을 통해 수집된다. 수작업이 요구되는 이유는 기업의 실질적인 통제권을 보유한 지배주주(또는 지배주주 일가)를 판별해야 하기 때문이다. 기존 연구는 최대주주의 지분에 기초하여 지배주주 여부를 판단한다.²⁾ 하지만 기업집단 내 계열사를 통한 간접적인 통제권 행사가 이루어지는 한국에서 최대주주가 법인인 경우가 빈번하다. 따라서 이들을 지배주주로 인식하고 소유-지배 괴리도를 측정할 경우, 현실을 호도할 우려가 제기된다. 이러한 현실을 고려하여,

2) 기존 연구는 대개 직접 지분의 규모(10%, 20% 등)에 대한 자의적인 기준에 따라 지배주주를 판별한다. 하지만 간접 지분을 통한 통제권 형성이 만연한 신흥국에서는 이러한 기준이 현실적이지 않다. 가령, 지배주주 일가의 직접 지분이 약 5% 미만으로 보고되는 기업집단이 다수 존재하지만, 이들은 그룹 전체에 대한 통제권을 행사한다.

본 연구는 지배주주를 판별하기 위해 먼저, 사업보고서의 '주주에 관한 사항'을 확인한다. 한국의 경우 '최대주주와의 관계'를 통해 지배주주(본인), 친인척, 계열사 등에 관한 판단이 가능하다. 이를 활용하더라도 지배주주가 판별되지 않으면 공정거래위원회(Fair Trade Commission)의 기업집단 포탈, 신문 기사, 공시자료 등을 추가로 활용한다. 다음으로, 판별된 주체별 지분을 수작업으로 수집하며, 이는 공시된 사업보고서를 활용한다. 기업의 재무 및 주식 정보는 FN-Guide database를 통해 추출하며, 대규모 기업집단 소속 여부는 공정거래위원회의 기업집단 포탈을 통해 파악한다. 무위험수익률은 한국은행 경제통계시스템에서 추출한다. 지분과 더미변수를 제외한 각 재무 변수들은 이상치 효과를 통제하기 위해 상·하위 1%에서 극단치 조정(winzorization)을 실시하여 활용한다.

2. 변수

가. 소유-지배 괴리도

소유-지배 괴리도는 사실상 같은 경제적 이해를 갖는 지배주주 일가의 통제권과 소유권의 차이에 기초하여 측정된다. 통제권은 지배주주, 친인척 및 계열사의 지분 합계로 측정된다. 소유권은 지배주주와 친인척의 지분 합계로 측정된다. 계열사 지분은 상호출자, 피라미드 소유구조 등을 통해 사실상 지배주주의 통제하에 있으므로 간접적으로 통제권을 확대하는 대표적인 수단이다. 이러한 간접 지분의 행사는 지배주주의 금전적 편익과 연관되지 않기 때문에 오로지 사적이익추구를 위한 수단으로만 고려된다.

본 연구는 기존 연구를 참고하여 소유-지배 괴리도의 대응치로 두 가지 변수를 활용한다. 먼저, 통제권에서 간접 지분(계열사 지분)이 차지하는 비중을 활용한다(Disparity_{Ratio}). 지배주주는 사적이익추구를 통한 비금전적 편익을 얻지만, 이에 상응하여 지분가치 하락이라는 비용을 부담해야 한다. 따라서 사적이익추구에 따른 비용 대비 편익을 평가해야만 더욱 명료하게 지배주주의 유인을 명확히 반영할 수 있을 것이다. 동 변수는 통제권 중 지분가치에 비례하는 금전적 편익에 대비한 사적이익의 상대적 규모를 반영한다. 하지만 이러한 변수에는 사적이익의 절대적 규모를 반영하기 힘들다는 단점이 내재한다. 특히, 절대적 규모는 통제권 행사의 용이성을 내포하기 때문에 사적이익추구 행태가 실현될 가능성과도 연

관될 수 있다. 따라서 본 연구는 통제권과 소유권의 차이(Disparity_{Level})를 보완적인 지표로 활용하여 연구 결과의 강건성을 확인한다. 본 연구는 후반부에서 소유-지배 괴리도의 효과를 검증하는 소유구조 특성을 고려한 분석을 시행한다. 이를 위해, 통제권이 50% 이상인 기업의 경우 1의 값을 갖는 더미변수(Entrench)와 소유권이 0인 경우 1의 값을 갖는 더미변수(Zero own)를 활용한다.

나. 부도위험

본 연구는 부도위험의 대응치로 Merton (1974)에서 제안된 부도거리를 활용한다 (Vassalou and Zing 2004; Bharath and Shumway 2008). 본 연구는 Aktas, Karampatsas, Petmezas, and Servaes (2015)의 정의에 따라 아래 식 (1)을 통해 부도 거리를 추정한다(Distance to default).

$$\text{Distance to default} = [\text{Ln}(V/F) + EP + R_{\text{bill}} - 0.5 \cdot \sigma_v^2] / \sigma_v \quad (1)$$

여기서, V는 기업의 자산가치이며, 이는 자기자본의 시장가치(E)와 부채의 장부가치(F) 합계로 계산된다. 부채의 장부가치는 단기부채와 장기부채의 1/2을 합한 값으로 산출한다. EP(Equity Premium)은 주식 프리미엄을 의미하며, 0.06으로 설정한다(Campbell, Hilscher, and Szilagyi 2008). R_{bill}은 단기국채(treasury bill) 수익률이다. σ_v 는 자산가치의 변동성이다. 이는 과거 1년간 일별 주식수익률의 표준편차(σ_E)에 자기자본의 구성 비율(E/(E+F))을 곱하여 계산된다. 추정된 부도거리가 길다는 것은 부도위험이 낮음을 의미한다.³⁾

다. 기타 변수

본 연구는 누락변수의 편의(omitted variable bias)에 기인한 내생성 문제를 최소화하기 위해 다양한 통제변수를 모형에 포함한다. 먼저, 기업규모 효과의 통제를 위해 총자산

3) 부도위험의 또 다른 대응치로 Altman (1968)의 Z-score와 Altman, Eom, and Kim (1995)의 K-score를 활용한 분석결과도 보고된 결과와 대동소이하게 나타난다.

에 자연로그를 취한 값을 모형에 포함한다(Size). 부채비율은 현재의 부도위험 수준, 외부 자금조달 여력과 연관되어 미래의 부도위험에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 자기자본 대비 부채를 모형에 추가한다(Leverage). 기업의 높은 수익성은 내부 자금 여력을 확대해 부도위험을 축소하는데 기여할 수 있다. 이러한 효과를 고려하여, 총자산 대비 당기순이익을 모형에 포함한다(ROA). 기업에 대한 자본시장 참여자의 평가 수준은 자금조달의 용이성, 성장 가능성 등을 반영하므로, 부도위험과 연관될 수 있다. 따라서 자기자본의 시장가치 대비 장부가치를 모형에 추가한다(MTB). 기업 업력은 성장 단계를 내포한다. 신생 기업의 경우 안정적인 사업 기반이 구축되지 않아 부도위험이 가중될 수 있다. 기업 업력은 기업 나이에 자연로그를 취한 값으로 계산된다(Age).

배당은 기업의 내부 자금이 외부로 이전되기 때문에 단기 부도위험을 확대할 수 있다. 반면 배당금을 지급한다는 것은 내부적으로 안정적 자금 여력이 뒷받침되어 부도위험이 낮음을 신호하기도 한다. 본 연구는 배당정책의 대응치로 자기자본 대비 배당액을 활용한다(Dividend). 기업은 적극적인 투자지출을 통해 미래 성장동력을 마련해야 하며, 이는 경영활동의 연속성 확대에 기여한다. 하지만 과도한 투자지출은 오히려 단기 부도위험을 상승시킬 수 있다. 투자지출의 대응치로 자본지출과 R&D 비용의 합계를 총자산으로 나눈 값을 모형에 추가한다(Investment). 유동성은 외생적 충격이 발생할 때 이에 대한 대응능력을 의미한다. 따라서 기업의 단기 부도위험과 직접적인 연관성을 갖는다. 유동성의 대응치로 총자산 대비 유동자산을 모형에 포함한다(Liquidity). 기업의 현금 보유는 내부 자금 유통의 유연성을 확대함으로써 부도위험을 축소할 수 있다. 이러한 효과를 고려하여, 총자산 대비 현금 및 현금등가물을 모형에 추가한다(Cash). 기업의 경영활동에 수반된 경영위험을 통제하기 위해 과거 5년간 ROA의 표준편차(S.D. ROA)를 모형에 포함한다. 기업의 성장동력 확보는 부도위험을 축소하는 데 기여할 수 있다. 반면 높은 성장성이 과도한 위험 추구 행태의 결과물일 가능성도 있다. 따라서 과거 5년간 매출액 성장률의 평균을 모형에 포함한다(Growth).

잉여현금흐름의 상승은 경영자가 유통할 수 있는 자금 규모를 확대해 과잉투자 가능성을 가중한다(Jensen 1986). 이러한 과잉투자는 기업의 부도위험을 확대하므로, 잉여현금흐름은 부도위험과 연관될 수 있다. 잉여현금흐름은 영업이익에서 이자 비용, 배당액, 법인

세를 차감한 값을 총자산으로 나누어 계산된다(FCF). 경영자는 재량적 발생액(managerial accruals)을 통해 자의적으로 이익 수준을 조정할 수 있다(Almeida, Park, Subrahmanyam and Wolfenzon 2011). 회계 부정 스캔들의 사례에서 확인할 수 있듯이, 이러한 정보는닉 행태로 인해 축적된 부정적 정보가 일시에 공개될 때 기업은 파산에 이를 수 있다. 재량적 발생액은 총자산 대비 영업활동에서의 현금흐름과 총자산 대비 당기순이익의 차이에 절댓값을 취한 값으로 계산된다(Accruals). 외국인 투자자는 전문적 투자 능력을 보유하며, 높은 지분을 바탕으로 경영자를 적극적으로 감시하는 주체로 활동한다. 따라서 경영자를 효과적으로 견제하고 과잉투자를 미리 방지함으로써 부도위험을 축소할 수 있다. 이러한 효과를 고려하여, 외국인 투자자 지분 합계를 모형에 추가한다(Foreign).

본 연구는 소유-지배 괴리도와 부도위험 간의 역의 인과관계에 기초한 내생성 문제를 통제하기 위해 2단계 최소제곱법(2 stage least square)을 대안적 모형으로 활용한다. 이를 위한 도구 변수로 공정거래위원회가 지정한 대규모 기업집단 소속 여부 더미변수를 활용한다(Chaebol). 한국의 대규모 기업집단은 흔히, 재벌이라 명명된다. 재벌은 다수의 계열사를 보유하므로, 순환출자, 피라미드식 소유구조 등을 바탕으로 지배주주가 소유-지배 괴리도를 확대하기 쉽다. 이 때문에 정부 기관에서는 이들을 매년 지정하여 강화된 규제를 적용한다. 이러한 외생성은 도구 변수로서의 적정성을 뒷받침한다. 앞서 언급한 바와 같이, 본 연구는 후반부에서 소유-지배 괴리도와 부도위험 간의 관계의 경로를 평가한다. 이를 위해 총자산 대비 부채(Debt-asset)와 산업 조정⁴⁾ 연간 일별 주식수익률의 표준편차를 활용한다(Volatility).

3. 방법론

본 연구는 다변량 OLS(Ordinary Least Square) 회귀분석을 통해 소유-지배 괴리도와 부도위험의 관계를 검증한다. 부도위험과 독립변수 간의 시차(time-lag) 관계를 고려하여 모든 독립변수는 1기 이전의 값을 모형에 포함한다. 패널자료의 형태를 보이는 본 연구의 표본의 특성상 회귀분석의 추정 결과에 통계적 오류가 개입될 가능성이 존재한다. 이를 최소화하기 위해 robust standard error를 통해 추정 계수의 통계적 유의성을 검증한다. 부

4) 산업 조정을 위해 한국표준산업분류(Korea industry classification code) 3자리를 활용한다.

도위험의 시계열적 변화, 산업적 차이를 고려하여, 연도 더미변수(Year effect, η)와 산업 더미변수(Industry effect, λ)를 모형에 추가한다. 주요 실증분석 모형은 아래 식 (2)와 같으며, 각 변수의 정의는 <Appendix>와 같다.

$$\begin{aligned} \text{Bankruptcy risk}_{it+1} = & \beta_0 + \beta_1 * \text{Disparity}_{it} + \beta_2 * \text{Size}_{it} + \beta_3 * \text{Leverage}_{it} + \beta_4 * \text{ROA}_{it} \\ & + \beta_5 * \text{MTB}_{it} + \beta_6 * \text{Age}_{it} + \beta_7 * \text{Dividend}_{it} + \beta_8 * \text{Investment}_{it} \\ & + \beta_9 * \text{Liquidity}_{it} + \beta_{10} * \text{Cash}_{it} + \beta_{11} * \text{S.D. ROA}_{it} \\ & + \beta_{12} * \text{Growth}_{it} + \beta_{13} * \text{FCF}_{it} + \beta_{14} * \text{Accruals}_{it} \\ & + \beta_{15} * \text{Foreign}_{it} + \eta_t + \lambda_j + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

[Where, i 는 기업, t 는 연도, j 는 산업을 의미하며, $\text{Disparity} = \text{Disparity}_{\text{ratio}}$, $\text{Disparity}_{\text{level}} / \text{Bankruptcy risk} = \text{Distance to default}$]

본 연구는 모형 선택에 따른 추정 결과의 강건성 검증을 위해 Fama and MacBeth (1973)에서 제안된 회귀분석, 기업-연도 수준의 clustered standard error의 활용, Quantile 회귀분석과 2단계 최소제곱법을 추가로 활용한다.

IV. 실증분석결과

1. 기술통계량, 상관관계와 차이 검증

<Table 1>은 실증분석에 활용될 변수의 기술 통계량을 제시한다. 부도거리(Distance to default)의 평균은 4.4854로 관찰된다. 지배주주의 소유-지배 괴리도의 대응치로, $\text{Disparity}_{\text{Ratio}}$ 의 평균은 0.3483으로 관찰된다. 이는 통제권 중 약 35%가 간접 지분을 통해 행사되고 있음을 시사한다. $\text{Disparity}_{\text{Level}}$ 의 평균은 0.1536으로 관찰된다. Entrench의 평균은 0.2936으로 관찰되는데, 이는 지배주주가 통제권을 50% 이상 확보한 기업이 전체 표본의 약 29%로 나타남을 의미한다. 기존 연구의 주장과 같게, 지배주주는 과도한

통제권을 행사하고 있으며, 이는 기업경영권시장, 경영자노동시장의 효율성을 저해시키는 주된 원인으로 지목될 수 있다. Zero own의 평균은 0.1568로 나타난다. 이는 지배주주가 직접 지분(소유권)을 전혀 보유하지 않은 기업이 전체 표본의 약 16%가량임을 시사한다. 여타 변수의 경우 눈에 띄는 이상치가 관찰되지 않아 통계적 추정에 있어 큰 문제가 없음을 확인할 수 있다.

〈Table 1〉 Summary statistics

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

Variables	N	Mean	Median	STD.DEV	Max	Min
Distance to default	7,456	4.4854	3.9806	2.2869	13.8321	1.3532
Disparity _{Ratio}	7,456	0.3483	0.1180	0.4012	1.0000	0.0000
Disparity _{Level}	7,456	0.1536	0.0445	0.2008	1.0000	0.0000
Entrench	7,456	0.2936	0.0000	0.4554	1.0000	0.0000
Zero own	7,456	0.1568	0.0000	0.3636	1.0000	0.0000
Size	7,456	19.6720	19.4088	1.5064	23.9695	16.8541
Leverage	7,456	1.1479	0.7794	1.3308	8.8857	0.0297
ROA	7,456	0.0188	0.0302	0.0926	0.1985	-0.4717
MTB	7,456	1.2144	0.8433	1.1800	7.3780	0.1774
Age	7,456	3.4459	3.6376	0.7144	4.4188	0.6931
Dividend	7,456	0.0139	0.0101	0.0167	0.0926	0.0000
Investment	7,456	0.0480	0.0318	0.0497	0.2493	0.0000
Liquidity	7,456	0.4255	0.4248	0.1836	0.8418	0.0181
Cash	7,454	0.0545	0.0355	0.0578	0.2885	0.0002
S.D. ROA	6,859	0.0498	0.0306	0.0628	0.4254	0.0040
Growth	7,088	0.0904	0.0710	0.1664	1.0701	-0.2546
FCF	7,456	0.0058	0.0103	0.0585	0.1391	-0.2571
Accruals	7,456	0.0620	0.0408	0.0719	0.4462	0.0006
Foreign	7,456	0.1039	0.0382	0.1459	0.9411	0.0000
Chaebol	7,456	0.2292	0.0000	0.4204	1.0000	0.0000
Debt-asset	7,456	0.4338	0.4356	0.2098	0.9627	0.0263
Volatility	7,372	-0.0042	-0.0119	0.1375	0.4439	-0.2817

〈Table 2〉는 변수 간 상관관계를 제시한다. 소유-지배 괴리도와 부도위험 간에는 유의적인 음(-)의 상관관계가 확인된다. 즉, 소유-지배 괴리도가 높은 기업에서는 부도거리

(Distance to default)가 짧아지거나 부도확률이 확대되는 효과가 나타남을 시사한다. 이는 본 연구의 가설을 지지하는 결과로 해석된다. Entrench와 부도거리 간에는 유의한 양(+의 상관관계가 확인된다. 이는 지배주주가 50%를 넘는 통제권을 행사할 때 부도위험이 축소됨을 시사한다. 하지만 이러한 효과에 소유-지배 괴리도의 영향력이 개입될 때 어떤 행태가 관찰되는지에 대해서는 추가 분석이 요구된다. Zero own과 부도거리 간에는 유의한 음(-)의 상관관계가 확인된다. 이는 지배주주 자신의 금전적 보상과 무관한 기업에서 높은 부도위험이 관찰됨을 시사한다.

부도거리와 Debt-asset 간에는 유의한 음(-)의 상관관계가 확인되는데, 이는 부채의 규모 확대가 부도위험 상승의 주된 경로로 작용할 것이라는 본 연구의 추론을 뒷받침한다. 부도거리와 Volatility 간에도 유의한 음(-)의 상관관계가 확인된다. 이는 사적이익 확대를 위한 과잉투자가 부도위험을 확대할 것이라는 추론의 적정성을 확인시켜 준다. 도구 변수인 대규모 기업집단 소속 여부(Chaebol)와 소유-지배 괴리도 간에는 유의한 양(+의 상관관계가 확인된다. 한편, 앞서 논의한 통제변수는 대체로 부도거리와 유의한 상관관계가 관찰된다. 독립변수 간에는 눈에 띄는 만큼 높은 상관관계가 확인되지 않아 다중공선성에 대한 우려가 크지 않음을 확인할 수 있다.

〈Table 2〉 Correlation among the variables

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

Variables	Distance to default	Disparity Ratio	Disparity Level	Entrench	Zero own	Size	Leverage	ROA	MTB	Age	Dividend
Disparity Ratio	-0.0623*										
Disparity Level	-0.0284*	0.8544*									
Entrench	0.0984*	0.1393*	0.4043*								
Zero own	-0.0325*	0.4411*	0.3528*	0.0006							
Size	0.1863*	0.1323*	0.0837*	-0.0578*	0.0653*						
Leverage	-0.2650*	0.1179*	0.0634*	-0.1134*	0.0994*	0.1027*					
ROA	0.2480*	-0.0475*	0.0112	0.0944*	-0.0874*	0.2274*	-0.3841*				
MTB	-0.0095	0.0440*	0.0015	-0.0633*	0.1152*	0.0492*	0.2160*	-0.0592*			
Age	-0.0048	-0.0321*	-0.0512*	-0.0979*	-0.0257*	0.0129	-0.0141	-0.0495*	-0.1277*		
Dividend	0.2853*	-0.0151	-0.0083	0.0484*	0.0019	0.1409*	-0.1894*	0.4216*	0.2516*	-0.1159*	
Investment	-0.0372*	0.0157	-0.0015	-0.0317*	0.0030	0.0840*	-0.0313*	0.0995*	0.1701*	-0.0678*	0.1190*
Liquidity	-0.0902*	-0.0046	-0.0229*	-0.0897*	0.0422*	-0.2806*	0.0661*	0.0461*	0.0913*	-0.0694*	0.1238*
Cash	0.0473*	0.0239*	0.0141	-0.0096	0.0580*	-0.0837*	-0.1309*	0.1134*	0.1283*	-0.0707*	0.1492*
S.D. ROA	-0.1866*	0.0679*	0.0139	-0.0632*	0.1349*	-0.2318*	0.1447*	-0.3251*	0.2145*	-0.0234	-0.1689*
Growth	-0.0353*	0.0113	0.0138	0.0050	-0.0446*	0.0751*	0.0205	0.1253*	0.1419*	-0.1680*	0.1115*

FCF	0.1955*	-0.0367*	0.0149	0.0867*	-0.0897*	0.2308*	-0.3066*	0.7724*	-0.0184	-0.0740*	0.3140*
Accruals	-0.1853*	0.0479*	0.0022	-0.0617*	0.0769*	-0.1540*	0.2688*	-0.4943*	0.1789*	-0.0568*	-0.1131*
Foreign	0.2641*	0.1069*	0.0514*	-0.0864*	0.1241*	0.4634*	-0.1271*	0.2412*	0.1730*	-0.0457*	0.3481*
Chaebol	0.0416*	0.2266*	0.1696*	-0.0426*	0.0281*	0.5547*	0.0853*	0.0868*	0.0856*	0.0445*	0.0620*
Debt-asset	-0.4509*	0.1345*	0.0897*	-0.1328*	0.0924*	0.1380*	0.7258*	-0.3004*	0.0999*	-0.0186	-0.1755*
Volatility	-0.3285*	0.0374*	0.0071	-0.0605*	0.0764*	-0.2416*	0.2353*	-0.3301*	0.1314*	-0.0055	-0.2291*
Variables	Investment	Liquidity	Cash	S.D. ROA	Growth	FCF	Accruals	Foreign	Chaebol	Debt-asset	
Liquidity	-0.0684*										
Cash	-0.0392*	0.3820*									
S.D. ROA	-0.0065	0.0302*	0.0571*								
Growth	0.1455*	0.0614*	0.0165	0.0791*							
FCF	0.1238*	0.0664*	0.0932*	-0.2738*	0.1898*						
Accruals	0.0605*	0.0933*	0.0480*	0.2565*	0.0316*	-0.3663*					
Foreign	0.1172*	-0.0143	0.1209*	-0.1200*	0.0208	0.2007*	-0.0634*				
Chaebol	0.0416*	-0.2065*	-0.0439*	-0.0640*	0.0468*	0.1032*	-0.0420*	0.2019*			
Debt-asset	0.0594*	0.0885*	-0.1668*	0.0954*	0.0821*	-0.2481*	0.1744*	-0.1498*	0.1211*		
Volatility	-0.0548*	0.0273*	-0.0280*	0.2352*	-0.0247*	-0.2981*	0.2150*	-0.2030*	-0.1183*	0.2214*	

〈Table 3〉은 소유-지배 괴리도에 따른 부도위험의 차이를 검증한 결과를 제시한다. 이를 위해 먼저, $Disparity_{Ratio}$ 를 0.2 단위로 5개 구간으로 나누어 각 구간에서 부도위험 대응치의 평균을 계산한다. 다음으로, $Disparity_{Ratio}$ 가 가장 높은 구간과 가장 낮은 구간 간 부도위험 차이의 통계적 유의성을 검증한다. $Disparity_{Ratio}$ 가 가장 낮은 구간(0.0 이상 0.2 미만)에는 가장 많은 표본이 포함된 것으로 관찰된다(4,039개). 하지만 구간별로 충분한 표본이 확보된 것으로 나타나, 소유-지배 괴리도의 차이를 분석 결과에 반영하는 데 큰 어려움이 없음을 확인할 수 있다. 눈에 띄는 점은 $Disparity_{Ratio}$ 가 가장 높은 구간(0.8 이상 1.0 이하)에 속한 표본이 1,733개가 된다는 것이다. 이는 소수의 직접 지분을 소유한 지배주주가 계열사 지분을 통해 높은 통제권을 행사하는 사례가 빈번함을 시사한다. 정리하면, 한국에서는 소유-지배 괴리도가 일반적인 소유구조 행태로 인식될 수 있으며, 기업 간 차이도 상당한 것으로 나타난다. $Disparity_{Ratio}$ 가 가장 높은 구간의 부도거리 평균은 4.2702, 가장 낮은 구간의 경우 4.5911로 관찰된다. 두 수치 간 차이는 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 특히, $Disparity_{Ratio}$ 의 구간이 점차 상승할수록 부도거리는 단조 감소하고 있음을 확인할 수 있다. 이는 소유-지배 괴리도와 부도위험 간에 명확한 선형관계가 성립하고 있음을 시사한다. 이를 통해 높은 소유-지배 괴리도가 부도위험 확대의 주요한 원인으로 작용할 수 있음을 추론할 수 있으며, 본 연구의 가설과 일치한다.

〈Table 3〉 Difference of bankruptcy risk depending on the ownership-control disparity

This table shows the difference in the bankruptcy risk depending on the ownership-control disparity. We divide the sample into five groups based on the level of ownership-control disparity and compare the bankruptcy risk between each group. The definition of variables is presented in 〈Appendix〉. ***, **, * denotes the statistical significance at 1%, 5%, 10%, respectively.

Range/variables	Distance to default	
	N	Mean
(A) $0.0 \leq Disparity_{Ratio} < 0.2$	4,039	4.5911
$0.2 \leq Disparity_{Ratio} < 0.4$	549	4.5455
$0.4 \leq Disparity_{Ratio} < 0.6$	625	4.4891
$0.6 \leq Disparity_{Ratio} < 0.8$	510	4.3111
(B) $0.8 \leq Disparity_{Ratio} < 1.0$	1,733	4.2702
Difference test (A)-(B)	t-test	0.0000***
	Wilcoxon ranked sum test	0.0000***

2. 회귀분석결과

가. 주요 결과

〈Table 4〉는 소유-지배 괴리도가 부도거리(Distance to default)에 미치는 효과에 대한 다변량 분석 결과를 제시한다. Model (1)은 OLS 회귀분석 결과이다. $Disparity_{Ratio}$ 의 추정 계수는 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타난다. 이는 소유-지배 괴리도가 높은 기업이 짧은 부도거리를 가져 부도위험이 확대됨을 시사한다. 따라서 본 연구의 가설을 지지한다. 이는 앞서 추론한 바와 같이, 소유-지배 괴리도에 기인한 지배주주의 사적이익추구 유인의 확대가 과도한 위험 추구를 통해 기업의 여러 이해관계자의 부를 훼손할 수 있음을 시사한다. 더불어 기업의 파산확률을 예측하는 데 소유-지배 괴리도가 설명력을 가짐을 의미한다.

Model (2)-(4)는 대안적 모형을 활용하여 소유-지배 괴리도와 부도거리 간의 관계를 검증한 결과이다. Fama and MacBeth (1973)의 회귀분석은 패널자료의 활용 시 발생할 수 있는 이분산성과 자기상관의 문제를 효과적으로 통제하는 것으로 알려져 있다. Model (2)는 이러한 방법론을 적용한 결과이며, 소유-지배 괴리도의 추정 계수는 Model (1)과 같게 유의한 음(-)의 값을 갖는다. Model (3)은 기업-연도 수준의 clustered standard error를 통해 OLS 회귀분석의 통계적 오류 가능성을 통제한 결과를 제시하며, Model (1)과 같게 $Disparity_{Ratio}$ 의 추정 계수는 유의한 음(-)의 값으로 확인된다. Model (4)는 주요 변수가 정규분포에서 벗어날 가능성을 고려하여 Quantile 회귀분석을 실시한 결과이다. 이러한 모형하에서도 소유-지배 괴리도는 부도거리에 유의한 음(-)의 영향력을 갖는 것으로 나타난다.

Model (5)와 (6)은 소유-지배 괴리도와 부도거리 간 역의 인과관계에 기초한 내생성 문제를 통제하기 위한 대안으로 2단계 최소제곱법을 적용한 결과이다. Model (1)은 1단계 추정 결과를 제시하는데, 도구 변수인 Chaebol의 추정 계수는 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 이러한 결과는 이론적 예상과 같은 방향성을 가질 뿐만 아니라, 추정 계수의 t값이 3.3 이상으로 통계적으로 충분한 설명력을 보유하여 도구 변수로써 적정성을 확인시켜 준다. Model (6)은 2단계 추정 결과를 제시한다. 추정된 $Disparity_{Ratio}$ 의 추정 계수는 유의한

음(-)의 값을 갖는다. 이는 내생성 문제를 통제하고도 본 연구의 가설이 강건성 있게 지지 가 될 수 있음을 의미한다.

Model (7)은 소유-지배 괴리도의 절대적 규모의 차이를 반영하는 변수($Disparity_{Level}$)를 활용한 분석 결과를 제시한다. $Disparity_{Level}$ 의 추정 계수는 유의한 음(-)의 값을 가져, 본 연구의 가설을 지지하는 결과가 확인된다.

통제변수의 통계적 유의성은 모형별로 다소 다르다. 따라서 모든 모형에서 공통적인 방향성과 유의성이 확인되는 변수들을 중심으로 설명한다. 부채비율(Leverage)은 모든 모형에서 유의적인 음(-)의 영향력이 확인된다. 이는 이론적으로 추론된 바와 같이, 부채의 확대가 파산 가능성을 확대함과 동시에 자금조달 여력을 감소시켜 부도거리를 축소함을 시사한다. 배당(Dividend)의 추정 계수는 유의적인 양(+)의 값을 갖는다. 이는 배당을 적극적으로 지급하는 기업이 충분한 내부 자금 여력을 보유한다는 일종의 신호 효과로 인해 부도위험이 축소되고 있음을 의미한다. 투자지출(Investment)의 추정 계수는 유의적인 음(-)의 값이 확인된다. 일반적으로 지배주주의 과도한 위험 추구 행태는 과잉투자와 연관된다. 따라서 이러한 결과는 지배주주의 사적이익추구 행태의 경로로 풀이될 수 있다. 경영 위험(S.D. ROA)의 추정 계수는 유의적인 음(-)의 값을 갖는데, 경영활동 전반에 불확실성이 큰 기업일수록 자연히 부도위험이 확대되는 직관적인 해석이 가능하다. 성장성(Growth)의 추정 계수는 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 높은 성장성이 과도한 위험 추구 행태에 기인하여 부도위험이 확대될 수 있다고 해석할 수 있다. 마지막으로, 외국인 지분율(Foreign)의 추정 계수는 유의적인 양(+)의 값을 갖는다. 이는 외국인 투자자의 적극적인 감시효과로 경영활동의 연속성이 확대되고 있음을 시사한다.

〈Table 4〉 Effect of the ownership-control disparity on a distance to default

This table shows the effect of ownership-control disparity on the bankruptcy risk, using multivariate regression. In model (1) and (7), OLS regression is used. In model (2), Fama and MacBeth (1973)'s cross-sectional regression is used. In model (3), clustered standard errors at firm-year level are used to verify the statistical significance. In model (4), quantile regression is used. In model (5) and (6), two-stage least square approach is used. The definition of variables is presented in 〈Appendix〉. Industry effect and year effect are the industry dummy variable and year dummy variable, respectively. Numbers in bracket are z-statistic calculated by the robust standard error. ***, **, * denotes the statistical significance at 1%, 5%, 10%, respectively.

Variables/ Models	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)		Model (6)	Model (7)
	OLS	FM regression	Clustered S.D.	Quantile regression	1 stage	2 stage	2 stage least square	OLS
Intercept	3.5027 ^{***} [6.84]	3.8246 ^{***} [7.31]	3.5027 ^{***} [3.42]	2.3749 ^{***} [4.52]	0.5843 ^{***} [5.10]	3.4037 ^{***} [6.41]	3.5955 ^{***} [7.04]	
DisparityRatio	-0.2438 ^{***} [-4.23]	-0.1919 ^{***} [-3.29]	-0.2438 ^{**} [-2.54]	-0.2008 ^{***} [-3.39]		-1.0039 ^{***} [-3.24]		
DisparityLevel								-0.2751 ^{**} [-2.40]
Size	0.0352 [*] [1.73]	0.0453 [1.35]	0.0352 [0.83]	0.0796 ^{***} [3.87]	-0.0119 ^{**} [-2.49]	0.0554 ^{**} [2.49]	0.0296 [1.46]	
Leverage	-0.2572 ^{***} [-9.11]	-0.2668 ^{***} [-5.72]	-0.2572 ^{***} [-5.74]	-0.2702 ^{***} [-12.18]	0.0235 ^{***} [5.27]	-0.2400 ^{***} [-10.26]	-0.2600 ^{***} [-9.19]	
ROA	0.5163 [1.10]	1.1596 [1.70]	0.5163 [0.79]	-0.1192 [-0.24]	-0.1299 [-1.33]	0.3942 [0.80]	0.5673 [1.20]	
MTB	-0.0843 ^{***} [-3.22]	-0.0847 [*] [-1.83]	-0.0843 [-1.70]	-0.0504 ^{**} [-2.05]	-0.0121 ^{**} [-2.45]	-0.0905 ^{***} [-3.64]	-0.0849 ^{***} [-3.22]	

Age	-0.0660 [-1.34]	-0.0505 [-1.29]	-0.0660 [-0.69]	-0.0422 [-0.92]	-0.0291 ^{***} [-3.15]	-0.0895 [*] [-1.89]	-0.0658 [-1.33]
Dividend	26.8152 ^{***} [13.18]	26.4254 ^{***} [9.16]	26.8152 ^{***} [6.25]	21.9638 ^{***} [12.79]	0.1267 [0.37]	26.9001 ^{***} [15.54]	26.8256 ^{***} [13.14]
Investment	-2.7821 ^{***} [-6.14]	-2.6396 ^{***} [-4.29]	-2.7821 ^{***} [-3.41]	-1.3805 ^{***} [-2.75]	0.0911 [0.90]	-2.7237 ^{***} [-5.37]	-2.8061 ^{***} [-6.19]
Liquidity	-0.4388 ^{***} [-2.63]	-0.2800 [*] [-1.91]	-0.4388 [-1.50]	-0.1412 [-0.87]	-0.0854 ^{***} [-2.63]	-0.5290 ^{***} [-3.17]	-0.4426 ^{***} [-2.64]
Cash	0.3172 [0.68]	0.3231 [0.70]	0.3172 [0.41]	0.2833 [0.63]	0.2581 ^{***} [2.85]	0.5615 [1.21]	0.2835 [0.60]
S.D. ROA	-2.2027 ^{***} [-5.31]	-2.5608 ^{***} [-6.36]	-2.2027 ^{***} [-3.27]	-2.3032 ^{***} [-5.55]	0.4567 ^{***} [5.49]	-1.8121 ^{***} [-4.06]	-2.2925 ^{***} [-5.53]
Growth	-0.6528 ^{***} [-3.81]	-0.7702 ^{***} [-3.86]	-0.6528 ^{**} [-2.56]	-0.4749 ^{***} [-3.11]	0.0585 [*] [1.91]	-0.6141 ^{***} [-3.97]	-0.6552 ^{***} [-3.82]
FCF	0.7121 [1.07]	0.8235 [1.22]	0.7121 [0.72]	1.6727 ^{**} [2.53]	-0.1616 [-1.22]	0.6209 [0.93]	0.7449 [1.12]
Accruals	-0.3038 [-0.80]	0.0309 [0.09]	-0.3038 [-0.74]	-0.5433 [-1.35]	-0.0514 [-0.63]	-0.3355 [-0.82]	-0.3020 [-0.79]
Foreign	2.5138 ^{***} [11.08]	2.4882 ^{***} [10.94]	2.5138 ^{***} [4.96]	2.1007 ^{***} [10.86]	0.3673 ^{***} [9.44]	2.7445 ^{***} [12.72]	2.4668 ^{***} [10.90]
Chaebol					0.2173 ^{***} [16.16]		
Industry effect	Included						
Year effect	Included	Not included	Included	Included	Included	Included	Included
N	6,840	6,840	6,840	6,840	6,840	6,840	6,840
R ² /Pseudo R ²	0.338	0.310	0.338	0.205	0.115	0.322	0.337

나. 소표본 분석결과

본 연구는 분석 결과의 현실성을 강화하기 위해 소표본(sub-sample)을 활용한 분석을 추가로 시행한다. 종속변수는 부도거리(Distance to default)이다. <Table 5>의 Model (1)과 (2)는 규제산업과 지주회사를 제외한 표본을 활용한 분석 결과이다. 한국에서 규제 산업은 대개 국영화되어 있어 지배주주가 존재치 않는다. 따라서 이들 기업에서 지배주주가 소유구조에 기초하여 자의적인 경영의사결정을 유도할 것이라는 추론을 현실적이지 않다. 지주회사는 단순히 계열사를 지배하기 위해 설립된 조직의 형태로, 실질적인 경영활동이 이루어지지 않는다. 자연히 지배주주가 이들을 통해 사적이익을 추구할 것이라는 추론 역시 현실적이지 않다. 따라서 이들을 제외한 표본은 지배주주의 소유구조에 기초한 사적 이익 극대화 유인을 보다 명확히 반영하기 위한 접근으로 이해될 수 있다. 두 모형에서 소유-지배 괴리도의 대응치의 추정 계수는 유의적인 음(-)의 값을 가져 주요 결과의 강건성을 확인시켜 준다.

한편, 앞서 서론에서 언급한 바와 같이, 글로벌 금융위기는 지배구조와 부도위험 간 관계에 대한 정책적, 실무적 관심을 확대하는 중요한 외생적 충격으로 인식된다. 따라서 이러한 충격이 실제로 발생하였는지를 확인할 필요가 있다. 만일 금융위기 이후 소유-지배 괴리도가 부도위험에 미치는 영향력이 확대되었다면, 자본시장의 참여자들이 외생적 충격을 증대하게 인식하고 있음을 확인시켜 줄 것이다. Model (3)과 (4)는 금융위기 이후 표본을 분석에 활용한 결과이다. 소유-지배 괴리도의 추정 계수는 유의한 음(-)의 값을 가져 주요 결과와 같게 나타난다. 반면 금융위기 이전 표본을 활용한 Model (5)와 (6)에서는 소유-지배 괴리도의 추정 계수가 유의적이지 않다. 따라서 글로벌 금융위기가 지배구조와 부도위험 간의 관계를 촉발하는 충격으로 인식되었음을 확인할 수 있다. 또한 이러한 결과는 지배구조의 중요성이 주목받은 전환기 이후 소유-지배 괴리도의 부도위험 예측에 대한 정보력이 확대되었음을 의미한다.

〈Table 5〉 Sub-sample analysis

This table shows the effect of ownership-control disparity on the bankruptcy risk, using the sub-sample. The definition of variables is presented in 〈Appendix〉. Industry effect and year effect are the industry dummy variable and year dummy variable, respectively. Numbers in bracket are z-statistic calculated by the robust standard error. ***, **, * denotes the statistical significance at 1%, 5%, 10%, respectively.

Variables/ Models	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)	Model (6)
	Excluding utility industry or holding company		Global financial crisis			
			After		Before	
Intercept	1.5200*** [3.15]	1.6333*** [3.38]	3.7718*** [6.43]	3.9001*** [6.65]	1.2228 [1.27]	1.1803 [1.23]
Disparity _{Ratio}	-0.2437*** [-4.39]		-0.2969*** [-4.47]		0.0304 [0.27]	
Disparity _{Level}		-0.2993*** [-2.74]		-0.3523*** [-2.73]		0.1670 [0.68]
Size	0.0819*** [4.23]	0.0757*** [3.92]	0.0241 [1.02]	0.0179 [0.76]	0.0608 [1.48]	0.0609 [1.50]
Leverage	-0.1952*** [-7.23]	-0.1973*** [-7.30]	-0.2291*** [-7.20]	-0.2328*** [-7.29]	-0.3808*** [-7.22]	-0.3813*** [-7.22]
ROA	0.3221 [0.70]	0.3703 [0.80]	0.6560 [1.19]	0.7246 [1.30]	0.1568 [0.19]	0.1322 [0.16]
MTB	-0.0698*** [-2.87]	-0.0708*** [-2.90]	-0.0933*** [-3.15]	-0.0940*** [-3.16]	-0.0556 [-1.09]	-0.0551 [-1.08]
Age	0.1157*** [2.77]	0.1137*** [2.71]	-0.0766 [-1.42]	-0.0784 [-1.45]	0.0868 [0.87]	0.0918 [0.92]
Dividend	26.3609*** [12.89]	26.4276*** [12.88]	28.0683*** [11.68]	28.2086*** [11.70]	21.6724*** [5.54]	21.6090*** [5.51]
Investment	-0.8384* [-1.93]	-0.8512* [-1.95]	-2.9710*** [-5.65]	-3.0200*** [-5.73]	-1.5544* [-1.83]	-1.5369* [-1.82]
Liquidity	0.3758** [2.26]	0.3729** [2.23]	-0.3970** [-2.02]	-0.4110** [-2.08]	-0.2262 [-0.73]	-0.2144 [-0.69]
Cash	0.6825 [1.49]	0.6609 [1.44]	-0.0539 [-0.10]	-0.0939 [-0.17]	1.5395* [1.74]	1.5352* [1.74]
S.D. ROA	-3.0702*** [-9.05]	-3.1668*** [-9.36]	-2.2842*** [-4.59]	-2.3719*** [-4.76]	-2.5085*** [-3.68]	-2.5204*** [-3.71]
Growth	-0.8168*** [-5.71]	-0.8202*** [-5.71]	-0.6073*** [-3.06]	-0.6156*** [-3.10]	-0.7182** [-2.33]	-0.7181** [-2.33]

FCF	0.6135 [0.94]	0.6489 [0.99]	0.5345 [0.67]	0.5785 [0.72]	1.6738 [1.58]	1.7144 [1.61]
Accruals	-0.4571 [-1.24]	-0.4565 [-1.24]	-0.2652 [-0.61]	-0.2563 [-0.59]	-0.2416 [-0.32]	-0.2372 [-0.31]
Foreign	2.3602*** [10.61]	2.3208*** [10.46]	2.7581*** [9.88]	2.7066*** [9.72]	2.0482*** [5.31]	2.0404*** [5.27]
Industry effect	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Year effect	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N	6,079	6,079	5,349	5,349	1,491	1,491
R ²	0.331	0.330	0.347	0.345	0.334	0.334

다. 주요 결과의 경로

본 연구는 부도위험 확대와 연관되는 경영행태와 소유-지배 괴리도 간의 연관성을 확인한다. 이를 통해 본 연구의 주요 결과가 과연 어떤 지배주주의 경영행태와 연관되는지를 파악함으로써 경로를 평가할 수 있을 것으로 기대된다. 본 연구는 부채 확대와 위험 추구가 부도위험을 확대할 것으로 판단한다. <Table 6>의 Model (1)과 (2)는 총자산 대비 부채 비율(Debt-asset)을 종속변수로 활용한 분석 결과이다. 소유-지배 괴리도의 추정 계수는 유의적인 양(+)의 값을 갖는다. 이는 지배주주가 높은 소유-지배 괴리도를 바탕으로 통제권을 행사하는 기업에서 부채비율이 확대되고 있음을 의미한다. 이러한 결과를 바탕으로 지배주주의 두 가지 행태에 대한 추론이 가능하다. 먼저, 과거 아시아 외환위기의 전개 과정에서 확인된 바와 같이, 지배주주는 차입경영을 통해 자신의 통제권을 확대하고 있다. 둘째, 주식 발행을 통한 자금조달은 통제권(또는 지분권)을 희석할 우려가 존재하기 때문에, 지배주주는 부채를 활용하여 자산 규모를 확대하는 행태를 보인다. 이러한 두 가지 행태는 궁극적으로 부도위험을 확대하기 때문에 부정적으로 평가될 수 있다. Model (3)과 (4)는 산업 조정 연간 개별 주식수익률의 표준편차(Volatility)를 종속변수로 활용한 분석 결과이다. 소유-지배 괴리도의 추정 계수는 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 이러한 결과는 Jensen and Meckling (1976)이 지적한 바와 같이, 지배주주가 과도한 위험 추구를 통해 채권자를 중심으로 한 기업의 이해관계자들에게 위험을 전가하는(risk-shifting) 행태로 풀이될 수 있다. 따라서 전형적인 대리인문제로 해석될 수 있다. 결국, 앞선 소유-지배 괴리도와 부도위험의 연관성은 부채 확대, 과도한 위험 추구라는 경로로 실현되고 있다.

〈Table 6〉 Path of main result

This table shows the effect of ownership-control disparity on the debt ratio and variance of stock return. The definition of variables is presented in 〈Appendix〉. Industry effect and year effect are the industry dummy variable and year dummy variable, respectively. Numbers in bracket are z-statistic calculated by the robust standard error. ***, **, * denotes the statistical significance at 1%, 5%, 10%, respectively.

Variables/ Models	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)
	Debt-asset		Volatility	
Intercept	-0.0312 [-0.90]	-0.0419 [-1.20]	0.2973*** [9.07]	0.2919*** [8.90]
Disparity _{Ratio}	0.0173*** [4.18]		0.0147*** [3.78]	
Disparity _{Level}		0.0380*** [4.88]		0.0152** [1.96]
Size	0.0209*** [14.13]	0.0212*** [14.41]	-0.0168*** [-12.92]	-0.0165*** [-12.71]
Leverage	0.1032*** [32.21]	0.1032*** [32.20]	0.0163*** [9.46]	0.0165*** [9.57]
ROA	-0.1462*** [-3.08]	-0.1506*** [-3.18]	-0.1196*** [-3.27]	-0.1225*** [-3.34]
MTB	-0.0048** [-1.96]	-0.0046* [-1.88]	0.0184*** [11.20]	0.0184*** [11.15]
Age	-0.0068** [-2.13]	-0.0063** [-1.99]	0.0014 [0.46]	0.0013 [0.44]
Dividend	-0.1385 [-1.08]	-0.1417 [-1.11]	-1.1460*** [-10.07]	-1.1461*** [-10.07]
Investment	0.4018*** [11.66]	0.4039*** [11.75]	-0.0959*** [-2.95]	-0.0941*** [-2.89]
Liquidity	0.1032*** [8.55]	0.1057*** [8.71]	0.0012 [0.11]	0.0013 [0.12]
Cash	-0.2931*** [-8.53]	-0.2937*** [-8.56]	-0.0292 [-0.96]	-0.0269 [-0.88]
S.D. ROA	-0.0147 [-0.38]	-0.0107 [-0.28]	0.1641*** [5.47]	0.1701*** [5.65]
Growth	0.0881*** [6.70]	0.0876*** [6.66]	-0.0033 [-0.29]	-0.0031 [-0.28]

FCF	-0.2067*** [-3.67]	-0.2093*** [-3.71]	-0.1544*** [-3.24]	-0.1564*** [-3.28]
Accruals	-0.1630*** [-4.64]	-0.1626*** [-4.63]	0.0936*** [3.34]	0.0932*** [3.32]
Foreign	-0.1686*** [-12.65]	-0.1670*** [-12.61]	-0.0336*** [-2.93]	-0.0306*** [-2.67]
Industry effect	Included	Included	Included	Included
Year effect	Included	Included	Included	Included
N	6,840	6,840	6,772	6,772
R ²	0.616	0.616	0.206	0.205

라. 참호구축 효과와 유인효과의 검증

〈Table 7〉은 소유-지배 괴리도와 부도위험 간의 관계를 추론하면서 제시된 참호구축 효과와 유인 효과의 유효성을 보다 명료히 검증한 분석 결과를 제시한다. 본 연구는 소유-지배 괴리도와 참호구축 또는 유인 효과를 반영하는 대용치 간 교차변수를 설정한다. 교차변수의 추정 결과를 통해, 지배주주의 참호구축 또는 소유권의 유무에 따른 유인이 소유-지배 괴리도의 영향력을 강화하는지에 대한 평가가 가능할 것이다. 만일 강화되는 현상이 관찰될 때 두 가지 효과를 소유-지배 괴리도와 부도위험 간의 관계의 주된 동인으로 해석할 수 있을 것이다.

〈Table 7〉의 종속변수는 부도거리(Distance to default)이다. Model (1)의 소유-지배 괴리도와 Entrench 간 교차변수의 추정 계수는 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 소유-지배 괴리도의 추정 계수 역시 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 따라서 지배주주가 50%를 초과하는 완전한 통제권을 보유함에 따라 자본시장의 규율에 노출되지 않을 때 소유-지배 괴리도가 부도위험을 확대하는 영향력이 보다 강화된다. 특히, 이러한 조건에 해당하는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 소유-지배 괴리도가 부도거리를 축소하는 영향력이 약 3.3배 확대되어 경제적 의미도 상당한 것으로 파악된다. 이러한 결과는 참호구축 효과에 기초한 소유-지배 괴리도와 부도위험 간의 연관성이 충분한 설명력을 가질 수 있음을 시사한다. Model (2)의 소유-지배 괴리도와 Zero own 간 교차변수, 소유-지배 괴리도의 추정 계수는 모두 유의한 음(-)의 추정 계수를 갖는다. 이는 지배주주가 소유권을 전혀 보유하지 않

음에 따라, 이들의 효용이 금전적 보상과 연계되지 않는 조건에서 소유-지배 괴리도와 부도위험의 관계가 강화됨을 의미한다. 즉, 지배주주가 소유-지배 괴리도에 기초하여 사적이익을 추구하더라도 스스로 금전적 손실을 부담하지 않아도 된다면 부도위험을 더욱 확대함을 시사한다. 따라서 본 연구의 가설 추론의 주된 배경인 유인 효과의 유효성을 확인시켜 준다. Model (3)은 참호구축 효과와 유인 효과를 동시에 검증하기 위한 시도이다. 이를 위해, 소유=지배 괴리도, Entrench와 Zero own 세 변수의 교차변수를 설정한 분석을 시행한다. 이러한 교차변수의 추정 계수는 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 앞선 두 가지 변수 간 교차변수와 비교할 때, 통계적 유의성과 추정 계수의 절댓값이 가장 크게 나타난다. Model (4)-(6)은 소유-지배 괴리도의 절대적 규모를 반영하는 변수(Disparity_{Level})를 활용하여 Model (1)-(3)과 같은 분석을 시행한 결과이다. 대체로 앞선 결과와 같은 결과가 확인된다.

〈Table 7〉 Controlling families' incentives for the entrenchment and monetary compensation

This table shows the effect of ownership-control disparity on the bankruptcy risk depending on the entrenchment effect and incentive effect. The definition of variables is presented in 〈Appendix〉. Industry effect and year effect are the industry dummy variable and year dummy variable, respectively. Numbers in bracket are z-statistic calculated by the robust standard error. ***, **, * denotes the statistical significance at 1%, 5%, 10%, respectively.

Variables/Models	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)	Model (6)
Intercept	2.9887*** [5.84]	3.5800*** [6.93]	2.9749*** [5.80]	3.0311*** [5.92]	3.6122*** [7.05]	3.0199*** [5.90]
Disparity _{Ratio}	-0.1870*** [-2.87]	-0.1378* [-1.85]	-0.2477*** [-3.80]			
Disparity _{Level}				-0.1336 [-0.70]	0.0131 [0.09]	-0.4124*** [-2.72]
Disparity _{Ratio} * Entrench	-0.4305*** [-3.15]					
Disparity _{Ratio} * Zero own		-0.2978** [-1.98]				
Disparity _{Ratio} * Entrench*Zero own			-0.5262*** [-3.88]			

Disparity _{Level} * Entrench				-0.8743*** [-3.36]		
Disparity _{Level} * Zero own					-0.6588** [-2.53]	
Disparity _{Level} * Entrench*Zero own						-0.7783*** [-3.67]
Entrench	0.4980*** [5.86]		0.4008*** [6.65]	0.5499*** [6.60]		0.4341*** [6.71]
Zero own		0.0925 [0.77]	0.0445 [0.59]		0.0083 [0.09]	-0.0033 [-0.05]
Size	0.0416** [2.04]	0.0299 [1.45]	0.0409** [2.00]	0.0375* [1.85]	0.0257 [1.25]	0.0378* [1.85]
Leverage	-0.2473*** [-8.87]	-0.2591*** [-9.14]	-0.2488*** [-8.91]	-0.2494*** [-8.91]	-0.2615*** [-9.23]	-0.2498*** [-8.93]
ROA	0.4540 [0.97]	0.5131 [1.09]	0.4554 [0.97]	0.4883 [1.04]	0.5692 [1.20]	0.4957 [1.06]
MTB	-0.0745*** [-2.86]	-0.0818*** [-3.11]	-0.0752*** [-2.89]	-0.0736*** [-2.82]	-0.0819*** [-3.10]	-0.0751*** [-2.88]
Age	-0.0372 [-0.75]	-0.0677 [-1.37]	-0.0383 [-0.78]	-0.0346 [-0.70]	-0.0668 [-1.35]	-0.0384 [-0.78]
Dividend	26.0956*** [12.94]	26.7242*** [13.15]	26.2281*** [12.99]	26.0835*** [12.91]	26.7922*** [13.15]	26.1842*** [12.96]
Investment	-2.5925*** [-5.73]	-2.7873*** [-6.16]	-2.6006*** [-5.75]	-2.6074*** [-5.77]	-2.8036*** [-6.19]	-2.6246*** [-5.81]
Liquidity	-0.3214* [-1.92]	-0.4302** [-2.57]	-0.3123* [-1.86]	-0.3250* [-1.94]	-0.4265** [-2.54]	-0.3215* [-1.92]
Cash	0.3016 [0.65]	0.3246 [0.69]	0.3202 [0.69]	0.2787 [0.60]	0.2958 [0.63]	0.3034 [0.65]
S.D. ROA	-2.1021*** [-5.13]	-2.2148*** [-5.26]	-2.0727*** [-5.01]	-2.1636*** [-5.30]	-2.2314*** [-5.33]	-2.1010*** [-5.10]
Growth	-0.6782*** [-3.94]	-0.6617*** [-3.85]	-0.6709*** [-3.89]	-0.6793*** [-3.94]	-0.6718*** [-3.91]	-0.6722*** [-3.89]
FCF	0.6249 [0.94]	0.6498 [0.98]	0.5497 [0.83]	0.6423 [0.97]	0.6552 [0.98]	0.5688 [0.86]
Accruals	-0.3296 [-0.86]	-0.3148 [-0.83]	-0.3372 [-0.88]	-0.3315 [-0.87]	-0.3140 [-0.82]	-0.3416 [-0.90]
Foreign	2.6646*** [11.66]	2.5288*** [11.19]	2.6919*** [11.81]	2.6383*** [11.61]	2.5176*** [11.18]	2.6726*** [11.78]
Industry effect	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Year effect	Included	Included	Included	Included	Included	Included
N	6,840	6,840	6,840	6,840	6,840	6,840
R ²	0.342	0.338	0.343	0.342	0.338	0.343

V. 결론 및 시사점

본 연구는 한국 기업을 대상으로 지배주주의 소유-지배 괴리도와 부도위험 간의 관계를 분석한다. 취약한 지배구조에 대한 자본시장의 관심이 높지만, 이러한 우려가 어떻게 실현되는지를 검증한 연구는 많지 않다. 소유-지배 괴리도의 부정적 효과에 대한 논의가 지속해서 제기됨과 동시에 이러한 소유구조가 만연한 한국에서, 이와 같은 소유구조 특성에 대한 분석이 적극적으로 필요하다. 본 연구는 소유-지배 괴리도와 부도위험 간 관계를 실증적으로 검증함과 동시에 이러한 관계에 대한 구체적인 동인을 제시하고 경로를 평가한다는 점에서 학술적 의의가 있을 것으로 기대된다.

주요 결과는 다음과 같다. 먼저, 소유-지배 괴리도의 확대는 부도거리를 축소(즉, 부도위험을 확대)하는 것으로 나타난다. 이는 소유-지배 괴리도의 기초한 지배주주의 사적이익 추구 유인이 부도위험을 확대함에 따라 여타 이해관계자들의 부를 훼손할 수 있음을 시사한다. 이뿐만 아니라, 파산확률 예측에 있어 비재무 정보인 소유-지배 괴리도에 상당한 정보력이 내재함을 의미한다. 양자 간 관계는 글로벌 금융위기 이후 주로 관찰되는데, 이는 지배구조의 중요성이 주목받은 외생적 충격 이후 소유-지배 괴리도에 관한 관심이 확대되었음을 시사한다. 한편, 소유-지배 괴리도는 부채비율과 주식수익률 변동성에 양(+)의 영향력을 갖는 것으로 나타난다. 일반적으로, 부도위험의 확대는 부채 확대, 위험 추구에 기인하므로, 이러한 결과는 부도위험 상승의 경로로 인식될 수 있다. 마지막으로, 소유-지배 괴리도의 영향력은 지배주주가 50% 이상의 통제권을 행사하거나 지분을 전혀 보유하지 않는 경우 강화되는 것으로 나타난다. 이는 참호구축 효과와 유인 효과가 소유-지배 괴리도와 부도위험 간의 관계를 견인하는 동인임을 확인시켜 준다.

본 연구의 결과는 정책적 관점에서 기업의 적극적인 지배구조 관리의 편익을 제시함으로써 관련 제도 수립에 기초자료로 활용될 것으로 기대된다. 저성장기에 접어든 한국에서 기업의 파산으로 인해 산업적, 경제적 충격이 확대될 우려가 지속해서 제기되고 있다. 국가 경제의 유지 가능성을 확보하기 위해 정책당국은 이러한 충격을 최소화하는 사전적 정책 대안을 마련해야 하며, 본 연구의 결과는 지배구조의 적극적인 관리가 하나의 대안으로 활용될 수 있음을 제안한다.

한편, 분석결과와 일반화 가능성을 확대하기 위해 분석기간을 보다 확대할 필요성이 제기된다. 하지만 COVID-19의 발생으로 인해 2019년 이후에는 기업의 일상적인 경영활동이 이루어졌다고 보기는 어려워 동 기간의 표본을 활용하는 데 한계가 있다. 이에 더하여 COVID-19 기간을 제외하고 본 연구의 분석기간 이후 지배주주의 소유구조와 기업의 부도위험의 구조적 변화의 발생 여부를 규제 도입, 통계자료 등을 통해 검토하였으나 명확한 근거가 확인되지 않았다. 따라서 본 연구의 분석결과를 일반화하는 데 큰 문제가 없을 것으로 판단한다. 다만, COVID-19 이후 기업의 파산위험에 대한 자본시장 참여자들의 평가, 지배주주의 지분 확보·유지 성향 등에 대한 검토가 필요할 것으로 판단하며, 이는 향후 연구과제로 남겨둔다.

참고문헌

- Aktas, N., N. Karampatsas, D. Petmezas and H. Servaes (2015). “Credit ratings and acquisitions”, Working paper.
- 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.
- Altman, E. (1968). “Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy”, *Journal of Finance*, 23(4):589-609.
- Altman, E., Y. Eom and D. Kim (1995). “Failure prediction: Evidence from Korea”, *Journal of International Financial Management and Accounting*, 6(3):230-249.
- Bae, K., J. Kang and J. Kim (2002). “Tunneling or value added? Evidence from mergers by Korean business groups”. *Journal of Finance*, 57(6):2695-2740.
- Bebchuk, L., R. Kraakman and G. Triantis (2000). “Stock pyramids, cross-ownership, and dual class equity: The mechanisms and agency costs of separating control from cash-flow rights”, in Randall K. Morck ed. *Concentrated corporate ownership*, 445-460.
- Bharath, S. and T. Shumway (2008). “Forecasting default with the Merton distance to default model”, *Review of Financial Studies*, 21(3):1339-1369.
- Bhojraj, S. and P. Sengupta (2003). “Effect of corporate governance on bond ratings and yields: The role of institutional investors and outside directors”, *Journal of Business*, 76(3):455-475.
- Boubakri, N. and H. Ghouma (2010). “Control/ownership structure,

- creditor rights protection, and the cost of debt financing: International evidence”, *Journal of Banking & Finance*, 34(10):2481-2499.
- Campbell, J., J. Hilscher and J. Szilagyi (2008). “In search of distress risk”, *Journal of Finance*, 63(6):2899-2939.
- Cheong, J. and W. Kim (2019). “Family pay premium in large business group firms”, *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(10):2314-2333.
- Choi, H., Y. Cho and W. Sul (2014). “Ownership-control disparity and foreign investors’ ownership: Evidence from the Korean stock market”, *Emerging Markets Finance & Trade*, 50(supplement1), 178-193.
- Ducret, R. and D. Isakov (2019). “The Korea discount and chaebols”, Working paper.
- Fama, E. and J. MacBeth (1973). “Risk, return, and equilibrium: Empirical tests”, *Journal of Political Economy*, 81(3):607-636.
- Fich, E. and S. Slezak (2008). “Can corporate governance save distressed firms from bankruptcy? An empirical analysis”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 30(2):225-251.
- 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.
- 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.

- Jensen, M. (1986). "Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers", *American Economic Review*, 76(2):323-329.
- Joe, D., F. Oh and C. Park (2018). "Control-ownership disparity and stock market predictability: Evidence from Korean chaebols", *Finance Research Letters*, 27(C):6-11.
- Joh, S. (2003). "Corporate governance and firm profitability: Evidence from Korea before the economic crisis", *Journal of Financial Economics*, 68(2):287-322.
- John, K., L. Litov and B. Yeung (2008). "Corporate governance and risk-taking", *Journal of Finance*, 63(4):1679-1728.
- Johnson, S., R. La Porta, F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer (2000). "Tunneling", *American Economic Review Papers and Proceedings*, 90(2):22-27.
- Kim, W., Y. Lim and T. Sung (2007). "Group control motive as a determinant of ownership structure in business conglomerates: Evidence from Korea's chaebols", *Pacific-Basin Finance Journal*, 15(3):213-252.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes and A. Shleifer (1999). "Corporate ownership around the world", *Journal of Finance*, 54(2):471-517.
- Lemmon, M. and K. Lin (2003). "Ownership structure, corporate governance, and firm value: Evidence from the East Asian financial crisis", *Journal of Finance*, 58(4):1445-1468.
- Liang, D., C. Lu, C. Tsai and G. Shih (2016). "Financial ratios and corporate governance indicators in bankruptcy prediction: A comprehensive study", *European Journal of Operational Research*, 252(2):561-572.
- Lin, C., Y. Ma, P. Malatesta and Y. Xuan (2011). "Ownership structure and

the cost of corporate borrowing”, *Journal of Financial Economics*, 100(1):1-23.

Merton, R. (1974). “On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates”, *Journal of Finance*, 29(2):449-470.

Robinson, D., M. Robinson and C. Sisneros (2012). “Bankruptcy outcomes: Does the board matter?”, *Advances in Accounting*, 28(2):270-278.

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.

Vassalou, M. and Y. Xing (2004). “Default risk in equity returns”, *Journal of Finance*, 59(2):831-868.

Appendix: Definition of variables

Variables		Definition
Bankruptcy risk	Distance to default	Distance to default proposed in Merton (1974)
Ownership structure of controlling shareholder	Disparity _{Ratio}	(Control rights-cash flow rights)/Control rights Control rights is the sum of ownership of a controlling shareholder, their relatives, and affiliates. Cash flow rights is the sum of ownership of a controlling shareholder and their relatives.
	Disparity _{Level}	Control rights-cash flow rights
	Entrench	Dummy variable that takes a value of 1 if control rights of owner-managers is more than 50%.
	Zero own	Dummy variable that takes a value of 1 if owner-managers do not have the cash flow rights.
Other variables	Size	Natural log of total assets
	Leverage	Liabilities/Equity
	ROA	Net income/Total assets
	MTB	Market value of equity/Book value of equity
	Age	Natural log of firm age
	Dividend	Dividend/Equity
	Investment	(Capital expenditure+R&D expense)/Total assets
	Liquidity	Current assets/Total assets
	Cash	Cash and cash equivalent/Total assets
	S.D. ROA	Standard deviation of ROA over the past five years
	Growth	Average of sales growth over the past five years
	FCF	(Operating profit-interest expense-dividend-corporate taxes)/Total assets
	Accruals	Absolute value of difference between operating profit over total assets and net income over total assets
	Foreign	Sum of ownership of foreign investors
Chaebol	Dummy variable that take a value of 1 if a firm belongs to conglomerate group in Korea	
Debt-asset	Liabilities/Total assets	
Volatility	Industry adjusted standard deviation of daily stock return over a past year	

Abstract

After accounting scandals (e.g., Enron, WorldCom, etc.) and the global financial crisis, interests in academic research and policy on the relationship between corporate governance and bankruptcy risk are growing. In this context, this study investigates the effect of ownership-control disparity on the bankruptcy risk in Korea. Empirically, the results reveal that the bankruptcy risk is significantly higher for firms with a wider difference between owner-managers' control rights and cash flow rights. This result suggests that owner-managers' incentives to pursue private benefits can undermine the wealth of creditors. Additionally, the main result is more strongly observed with firms where owner-managers have more than 50% of control rights but do not have cash flow rights. There has been a consensus on the negative function of the ownership-control disparity yet empirical evidence on how it is realized was scant. This study can contribute to filling this academic gap.

※ Key words: Ownership-control disparity, Corporate governance, Bankruptcy risk, Entrenchment effect, Incentive effect

Cox-비례위험모형을 이용한 주택연금 가입자의 사망해지 위험 영향요인 연구 : 주택연금 피보증인을 대상으로

A Study on Factors Affecting Death Termination Risk of Korean Home Pension Subscribers Using the Cox-Proportional Risk Model: Focused on Warrantee of the Korean Home Pension

최 경 진 * · 김 석 영** · 전 희 주***

Kyung-jin Choi · Seogyoung Kim · Heuiju Chun

본 연구는 주택연금제도 출범 이후 경험데이터 축적에 따른 사망해지 계약이 충분히 증가함에 따라 Cox-비례위험모형을 이용하여 주택연금 가입자 중 피보증인의 사망해지에 미치는 요인을 분석하였다. 분석 결과, 주택연금 가입자는 고연령, 독신, 배우자 이외 동거가족이 존재할 경우 사망위험이 높았다. 반면, 주택가격이 높을수록, 아파트 거주자, 다(多)주택자, 종신훘합방식의 비중이 높은 구간의 월지급금을 수령하는 가입자의 사망위험은 낮게 나타났다. 주택연금 가입자의 사망해지 요인 분석결과를 통해 주택연금 가입자 집단 간 사망위험 격차를 해소할 수 있는 제도개선 방안 마련이 필요하다. 또한, 본 연구에서 제시된 사망해지 요인을 고려하여 월지급금 산정 및 주택연금의 장수리스크 관리에 활용한다면 주택연금의 재정건전성 향상 및 제도의 지속가능성 확보에도 기여할 수 있을 것이다.

국문 색인어: 사망해지, 주택연금, 피보증인, Cox 비례위험모형

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051602

* 한국주택금융공사 주택금융연구원 연구위원(choikj23@naver.com), 제1저자

** 보험연구원 선임연구위원(skim@kiri.or.kr), 공동저자

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

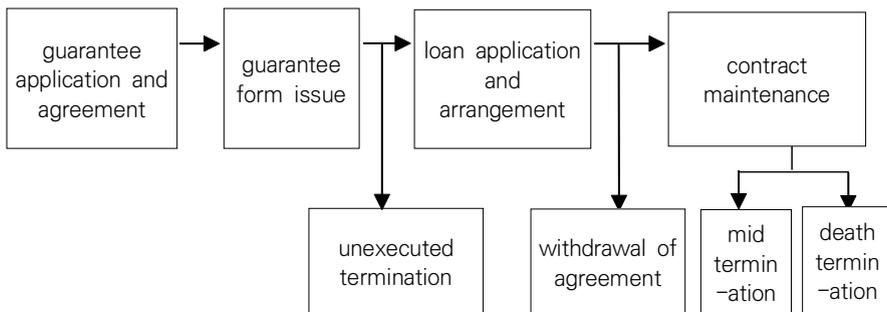
논문 투고일: 2022. 3. 21, 논문 최종 수정일: 2022. 8. 19, 논문 게재 확정일: 2022. 11. 18

I. 서론

주택연금은 노후소득이 부족한 자가주택 거주 중·고령가구의 노후생활 안정을 위해 2007년 7월 도입된 공적보증의 역모기지 제도이다. 주택연금을 운영하는 한국주택금융공사는 제도 활성화를 위해 가입대상 연령 및 주택요건 완화 등의 다양한 제도개선을 단행하여 왔다. 그 결과 주택연금 신규 가입 건수는 최근 6년(2016~2021년)간 1만 건 이상을 기록하여 2022년 7월 말 기준 누적 가입 건수는 10만 건을 돌파하였다.

주택연금제도의 양적성장과 더불어 제도의 안정적인 운영 및 관리 측면에서 가입자의 계약유지 또는 계약해지 특성에 관한 연구가 중요하다고 할 수 있다. 참고로 주택연금 가입 이후 단계별 해지유형은 <Figure 1>에 제시되었다.

<Figure 1> Types of termination by stage after subscribing of Korean home pension



Note: Unexecuted termination refers to the status in which the loan has not been executed within a certain period of time after issuance of the guarantee certificate and is terminated, and agreement withdrawal means termination within 30 days of the initial loan execution.

해지유형 중 대출실행 전 해지(미실행해지)를 제외하고 대출이 실행된 이후 주택연금 계약의 해지유형은 중도해지와 사망해지로 구분된다. 중도해지는 주택연금 가입자가 사망 이전 계약을 해지하는 경우를 의미한다. 특별히 부부가입자의 경우 피보증인 사망 후 배우자의 채무인수 미완료로 해지하는 경우도 중도해지에 해당한다. 중도해지의 경우 가입자

는 월지급금과 보증료 및 이자비용이 포함된 누적 대출잔액을 상환해야 하므로 가입자 입장에서는 손해인 반면, 운영자인 주택금융공사 입장에서는 보증료 반환의무가 없으므로 재정적으로 유리한 측면이 존재한다. 그러나 종신까지 노후소득 및 주거안정을 보장하는 주택연금제도의 도입취지를 고려하면 중도해지는 지양될 필요가 있다. 반면, 사망해지의 경우 가입자의 사망으로 인해 계약이 해지되는 것을 의미한다. 만약, 사망해지 시 누적 대출잔액이 주택가격을 초과하게 된다면 그 초과분에 대해서는 한국주택금융공사가 부담해야 하는 리스크가 존재한다. 따라서 이에 대비한 리스크 관리가 요구된다.

주택연금 가입자의 중도해지와 사망해지가 주택연금 이해관계자에 미치는 영향을 고려하면 주택연금 가입자의 경험 해지 데이터를 활용한 분석은 제도관리 및 운영 측면에서 의의가 있다고 할 수 있다. 먼저, 주택연금의 해지 경험데이터는 주택연금 계리모형을 이용한 월지급금 산정 시 적용될 주요변수 가정¹⁾ 중 계약유지확률 산정에 사용된다. 즉, 주택연금의 월지급금은 종신까지 수령이 가능하므로 계약시점에서 가입자의 예상되는 유지기간 추정을 위해서는 중도해지 및 사망해지율과 같은 해지율 가정이 필요하다. 일반적으로 해지율 가정은 경험데이터에 기초하여 추정하는 것이 원칙이다. 그러나 주택연금제도의 역사가 짧아 제도 시행 초기에는 경험데이터를 활용한 해지율 적용에 어려움이 있었다. 그러나 주택연금제도 출범 이후 중도 및 사망해지 건수가 축적되면서²⁾ 이에 기초한 연령 및 성별 경험생명표는 국민생명표와 함께 2021년부터 월지급금 산정에 반영되었다. 향후에도 주택연금 월지급금 산정 시 경험데이터의 활용 비중은 높아질 것으로 예상된다.

1) 일반적으로 주택연금 계리모형에 적용되는 주요변수는 주택가격상승률, 연금산정이자율, 유지확률(사망 및 중도해지율 포함)로 구성된다.

2) 2021년 말 기준 주택연금 누적 해지 건수는 18,942건(중도해지: 14,889건, 사망해지: 4,053건)을 기록하였다.

〈Figure 2〉 Yearly trend for death and mid termination of Korean home pension



Source: Korea Housing Finance Corporation

일반적으로 연금가입자 집단은 연금 미가입집단에 비해 기대여명이 높은 일종의 선택효과(selection effect)가 존재하기에 생존확률이 낮은 국민생명표를 적용할 경우 유지율이 과소 추정될 가능성 높아 이로 인한 한국주택금융공사의 보증손실로 이어질 수 있다(마승렬·신종욱 2009). 따라서 주택연금 장수리스크에 의한 보증손실 가능성 대비를 위해 경험데이터에 기반한 생명표 적용의 필요성이 제기되어 왔다(김선주 2015; 마승렬·김대환 2017). 이러한 측면에서 경험데이터에 기반한 경험생명표 적용은 주택연금의 장수리스크에 대처함으로써 주택연금의 재정건전성 향상 및 제도의 지속가능성 확보에도 기여할 수 있다. 그 밖에 중도 및 사망 해지 경험데이터의 활용은 해지자의 다양한 특성 파악이 가능하므로 주택연금제도 개선에도 활용될 수 있다.

결국, 주택연금 사망 및 중도해지 경험데이터의 활용은 주택연금 가입자의 월지급금 산정뿐만 아니라 주택금융공사의 리스크 관리 및 제도개선에 이르기까지 주택연금 제도운영 전반에 도움을 줄 수 있다. 이러한 관점에서 주택연금 중도해지 및 사망해지에 미치는 요인에 대한 분석이 선행될 필요가 있다.

주택연금의 중도해지에 영향을 미치는 요인은 이미 다수의 선행연구가 존재한다. 관련 선행연구 결과를 살펴보면, 중도해지에 유의한 영향을 미치는 요인은 인구통계적 특성(연령, 성별, 배우자 유무), 소득 및 자산수준, 주택관련 특성(주택가격 및 유형, 보유주택 수), 주택연금계약 특성(월지급금, 경과기간, 대출잔액)으로 정리될 수 있다(김정주 2013; 유선

종·노민지 2013; 김경선·신승우 2014; 김병국 2020; 김윤수·이용만 2020; 류기운 외 2020).

그러나 주택연금의 중도해지 요인에 비해 사망해지 요인에 대한 분석은 전무한 상황이다. 다만, 사망해지 요인 분석을 위해 고려할 사항은 주택연금은 다른 공·사적연금제도와는 달리 2016년 3월부터 부부 단위 가입을 허용한다는 점이다. 부부가입자의 경우 부부 모두 사망할 경우에 사망해지가 되므로 독신 가입자와 부부 가입자 간 정확한 사망해지 위험 비교를 위해서는 가입자 중 피보증인³⁾을 기준으로 분석하는 것이 타당하다고 할 수 있다.

이에 본 연구는 주택연금이 출범한 2007년부터 2020년 12월 31일까지의 누적계약 건에 대해 주택연금 가입자 중 피보증인 기준 사망해지 요인을 최초로 분석하고 관련 시사점을 제시하고자 한다.

II. 이론적 배경 및 선행연구 분석

Pitacco(2019)는 개인이 직면한 위험 요인들(risk factors)의 차이에 의해 사망률의 이질성(Heterogeneity in mortality)이 존재한다고 주장하였다. 또한, 그는 사망률의 이질성을 유발하는 개인별 위험요인들은 관찰이 가능한 요인과 관찰이 불가능한 요인으로 구분하였다. 예를 들어 관찰이 가능한 리스크 요인으로는 연령, 성별, 지역, 건강상태, 혼인 상태, 소득 및 자산, 교육 수준 등이며 관찰이 불가능한 위험요인으로는 건강에 대한 태도와 같이 개인의 선천적인 기질 또는 성격, 환경적 특징, 생활습관 등이다.

다수의 문헌에서도 사망률 이질성에 영향을 미치는 관찰 가능한 위험요인으로 소득(강영호 외 2004; 우해봉 2011; Deaton and Paxson 1999; Martikainen et al. 2001; Chetty et al. 2016), 자산(Attanasio and Hoynes 2000), 혼인상태(Gove 1973; Johnson et al. 2000; Brown and McDaid 2003; Manzoli et al. 2007), 교육수준(Kitagawa and Hauser 1968; Deaton and Paxson 1999; Brown and McDaid

3) 주택연금 가입 신청 시 주택금융공사로부터 보증을 받은 채무자를 의미하는데 독신가입자의 경우 가입신청자가 피보증인이며 부부가입자의 경우 피보증인과 그 배우자로 구성된다.

2003) 등을 제시하였다. 상기 언급한 문헌의 공통적인 결과는 소득, 자산, 교육수준이 높으며 배우자가 존재하는 사람일수록 사망위험이 낮아 기대여명은 높았다. 또한, Bowling(1987)과 Sullivan and Fenelon(2014)는 남편과 사별한 여성들의 사망률이 일반인보다 높은 원인으로 이들이 사회·경제적으로 열악한 위치에 있기 때문으로 보았다.

한편, Vaupel et al.(1979)는 개인별 사망에 민감하게 영향을 미치는 관찰 불가능한 위험요인을 뜻하는 취약(frailty)이라는 용어를 처음 사용하였다. 관련 문헌을 살펴보면, 관측이 불가능한 위험요인 역시 기대여명 추정에 유의한 영향을 미친다는 점이 언급되었다(Manton et al. 1986; Congdon 1994; Su and Sherris 2012).

관찰이 불가능한 위험요인 중 환경적 특성이 개인의 사망에 미치는 영향과 관련한 연구로 이상규(2002)는 도시화 특성이 개인의 주관적 건강 상태에 영향을 미친다는 점을 밝히고 있다. 또한, Takano et al.(2002)와 이희연·주유형(2012)도 거주지 주변의 보행환경이 양호한 지역에 거주하는 사람의 사망률은 낮아지는 것으로 나타나 주변 환경이 사망률에 미치는 영향을 설명하고 있다.

사망률의 이질성은 다양한 영역에 영향을 미칠 수 있으나 특히, 개인의 생존기간에 따라 경제적 가치가 달라지는 연금시장에 중요한 영향을 미친다. 일반적으로 연금상품 제공기관은 가입자에 대한 정보 비대칭으로 인해 연령 및 성별 사망률과 같은 제한적 정보를 활용하여 연금지급액을 산정한다. 만약, 연금상품 제공기관이 개인별 사망률 이질성을 고려하지 않은 채 동일한 연령 및 성별에 대해 동일한 연금액을 산정한다면, 평균보다 기대여명이 높을 것으로 생각하는 사람은 연금에 가입하려는 유인이 존재하는 반면, 평균보다 기대여명이 낮은 사람은 연금 상품의 경제적 가치가 자신들이 생각한 것보다 낮다고 판단하여 연금 상품을 구입하지 않는 역 선택(adverse selection)으로 이어질 수 있다(Rothschild and Stiglitz 1976). 연금시장의 역 선택으로 인해 평균보다 건강한 사람 위주로 가입자 집단이 형성되면 예상보다 실제 급여지출이 늘어나게 되어 장기적으로 연금상품 제공기관의 재정 악화로 이어질 수 있다. 만약, 연금 상품 제공기관이 역 선택 해소를 위해 연금수요자를 대상으로 보수적인 경험생명표를 적용한다면 저 위험(평균보다 낮은 건강상태) 가입자의 연금 상품 구매유인을 더욱 떨어뜨려 역 선택이 심화되고 궁극적으로 연금시장 활성화가 어려워지는 악순환으로 이어질 수 있다(Su and Sherris 2012). 이를

해소하기 위한 방안으로 기존의 연령 및 성별 이외에 개인의 위험 요인을 반영한 연금지급액을 산정할 필요가 있다. 결국, 사망률의 이질성을 반영한 차등적 연금액 산정이 연금의 역선택 문제를 해소하는 동시에 연금시장 활성화를 도모할 수 있는 해결 방안임을 알 수 있다. 개인의 위험 요인들을 고려한 연금액 산정모형은 다양할 수 있으나 대표적으로 Meyricke and Sherris(2013)는 관측할 수 있는 요인과 관측이 불가능한 요인을 동시에 고려한 일반화 선형 혼합 모형(generalized linear mixed models)을 활용하였다.

상기 문헌 고찰을 통해 개인별 사망률의 이질성이 주택연금 가입자에게도 적용될 수 있을 것으로 예상된다. 이에 본 연구는 주택연금 가입자 중 피보증인의 사망해지 위험에 유의한 영향을 미치는 요인을 최초로 탐색하고자 한다.

Ⅲ. 연구모형과 분석방법

3장에서는 주택연금 가입자 데이터의 중도절단(censored) 특성을 반영하여 주택연금 가입자(피보증인)의 사망해지에 유의한 영향을 미치는 요인을 분석할 수 있는 연구모형으로 Cox의 비례위험모형의 개념을 소개하고자 한다.

생존분석에서 생존시간(survival time)은 어떤 정의된 시점부터 특정한 사건(event)이 관측될 때까지의 시간을 의미하며, 생존시간을 다루는 분석을 생존분석(survival analysis)이라 한다. 생존시간 데이터가 다른 데이터와 구별이 되는 큰 이유는 중도절단자료(censored data)를 포함하고 있기 때문이다. 현실적으로 관측되는 자료들은 중도절단(실종 또는 조사기간 종료)이 포함된 자료가 대부분이므로 중도절단 사례가 있을 경우 중도절단을 제외하고 생존함수를 적합한 경우보다 정보의 손실을 최소화하는 생존함수의 추정이 보다 합리적이다. 따라서 본 연구의 분석대상인 한국주택금융공사의 전체 주택연금 누적 가입 건수 데이터도 중도해지자와 연구종료 기간까지 생존한 유지자와 같은 중도절단 대상자들을 포함하고 있어 일반적인 선형모형보다는 생존분석 모형이 더 타당하다 할 것이다.

생존함수 $S(t)$ 는 t 시점에 사망이 일어나지 않고 처음 상태를 유지하고 있을 비조건부

확률이며, 생존함수와 사망 발생 분포함수 $F(t)$ 의 관계는 식(1)과 같이 정리할 수 있다.

$$S(t) = P(T > t) = 1 - P(T \leq t) = 1 - F(t) \quad (1)$$

또한, 그룹 간 위험도의 비교는 위험함수(hazard function) $h(t)$ ⁴⁾를 이용할 수 있다. $h(t)$ 는 t 시점까지 사망이 발생하지 않은 사람이 t 시점 바로 직후에 순간적으로 사망이 발생할 확률로 정의되는데 $h(t)$ 는 사건이 일어날 때 순간적으로 증가했다가 사건이 없을 때는 0이 되기 때문에 자료로부터 직접 측정하기는 어렵다. 그러나 $h(t)$ 의 적분함수인 누적 위험함수(cumulative hazard function) $H(t)$ 를 통해 $h(t)$ 를 계산할 수 있다.

$$h(t) = \lim_{dt \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T \leq t+dt | T \geq t)}{dt} = \lim_{dt \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T \leq t+dt)/dt}{P(T \geq t)} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (2)$$

이고 $H(t) = \int_0^t h(x)dx = -\ln S(t)$ 가 성립된다.

Cox의 비례위험모형(Cox proportional hazard model, 이하 Cox-PH Model)은 개체의 생존시간에 영향을 미치는 공변량(covariate)들이 존재할 때, 생존시간과 공변량과의 관계를 위험함수를 통해 표현하는 통계적 방법이다(전희주 2011; Cox and Oakes 1984; Therneau and Grambsch 2000). Cox의 비례위험모형은 생존시간의 분포를 가정하지 않는 준모수적 방법으로 Cox-PH Model의 위험함수 $h(t)$ 는 식 (3)과 같이 표현된다.

$$h(t) = h_0(t)\exp(\beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) \quad (3)$$

여기서 x_1, \dots, x_k 는 생존시간에 영향을 주는 k 개의 공변량이며 β_1, \dots, β_k 는 공변량 각각의 효과를 추정한 회귀계수, $h_0(t)$ 는 기저함수(baseline hazard function)로서 공변량의 값들이 모두 0 일 때 위험함수 $h(t)$ 의 값을 의미한다.

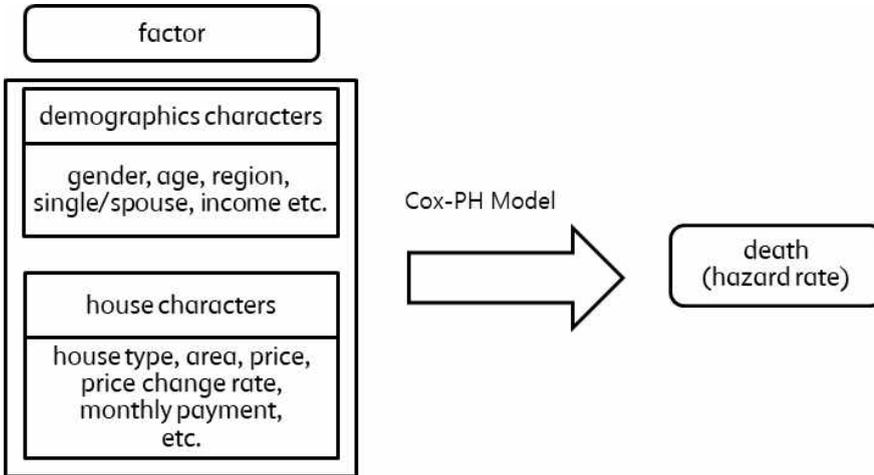
식(3)에서 알 수 있듯이 Cox-PH Model은 다른 공변량이 일정할 때, 공변량 x_i 가 한 단

4) 보험수리에서는 연령의 함수형태로서 사력(force of mortality)으로 표현한다.

위 증가할 때, 위험률은 $\exp(\beta_i)$ 만큼 증가한다. 또한, i 번째 대상자와 j 번째 대상자의 위험 함수를 비교할 경우 아래와 같이 회귀계수와 공변량 값의 차이에 의존함을 알 수 있다.

$$\frac{h_i(t)}{h_j(t)} = \frac{h_0(t)\exp(\beta_1x_{i1} + \dots + \beta_kx_{ik})}{h_0(t)\exp(\beta_1x_{j1} + \dots + \beta_kx_{jk})} = \exp(\beta_1(x_{i1} - x_{j1}) + \dots + \beta_k(x_{ik} - x_{jk})) \quad (4)$$

〈Figure 3〉 Research mode



본 연구에서는 주택연금 가입자(피보증인)의 성별, 가입 시 연령, 거주지역, 배우자 유무, 소득 등의 인구통계적 특성과 담보주택의 형태, 가격, 크기, 가격 상승률, 월지급금 등의 담보주택 관련 특성의 공변량들이 사망해지에 어떠한 영향을 미치는지를 생존분석 방법인 Cox-PH model을 통해 분석하고자 한다. 전체적인 연구모형은 〈Figure 3〉과 같이 도식화하였다.

IV. 실증분석

1. 데이터

분석 데이터는 2007년 7월부터 2020년 12월 31일까지 전체 주택연금 누적 가입 건수 81,206건 중 가입자(피보증인) 사망 후 배우자에게 승계되어 피보증인의 사망시점을 정확히 확인하기 어려운 3,440건(유지 또는 중도해지계약: 3,195건, 사망해지 계약: 245건)을 제외한 총 77,766건이 해당된다. 분석대상 계약 77,766건에 대한 주택연금 가입자(피보증인)의 인구통계, 담보주택, 주택연금 계약 관련 특성을 각각 살펴보고 Cox-PH Model을 이용하여 유의한 독립변수별 사망해지 위험 영향 정도를 분석하기로 한다.

〈Table 1〉은 주택연금 가입자(피보증인)의 인구통계 특성에 대한 기술통계량을 제시하고 있다. 먼저 성별은 남성보다는 여성의 비중이 약 15% 정도 높게 나타나는데, 고령층 여성의 경우 남성에 비해 평균수명은 긴 반면, 임신·출산·육아로 인한 경제활동 참여가 낮아 노후빈곤 위험에 노출될 가능성이 매우 높은 상황이다. 이러한 이유로 주택연금 가입을 통해 부족한 노후소득을 마련하고자 하는 여성의 비율이 다소 높게 나타난 것으로 판단된다.

주택연금 가입 시점 연령은 70세 이상의 비중이 약 72% 이상을 차지하였다. 70대 이상의 고령층은 다층연금의 수급 사각지대⁵⁾에 해당되어 노후대비가 충분하지 않았던 계층으로 주택연금 가입자의 소득구성에서도 주택연금 이외 다른 노후소득이 존재하는 비중은 7%에 불과하였다. 결국, 주택연금 가입자는 주로 70대 이상의 고령층으로 부족한 노후소득을 보완하기 위해 주택연금에 가입하였음을 알 수 있다. 한편, 가입 시점 연령대별 사망률은 가입 시점 연령대가 높을수록 증가하는 형태를 보여주고 있는데, 특히 가입 시 연령 80세 이상의 사망비율은 9.7%로 다른 연령대 대비 급격히 증가하였다.

5) 국민연금 도입 시 이미 가입연령을 초과하여 국민연금에 가입하지 못했거나 국민연금에 가입했어도 가입기간이 짧아 충분한 연금을 받지 못한 경우를 의미한다.

〈Table 1〉 Demographic characteristics of Korean home pension warrantee

variable		number of persons	ratio(%)	death rate
gender	male	32,945	42.36	3.27
	female	44,821	57.64	4.16
age at the time of enrollment	< 65	8,384	10.78	0.67
	< 70	13,462	17.31	1.01
	< 75	19,376	24.92	2.02
	< 80	19,347	24.88	4.08
	≥ 80	17,197	22.11	9.70
region	Seoul	22,141	28.47	3.87
	Gyeonggi-do	25,855	33.25	3.58
	Metropolitan area	19,259	24.77	3.80
	local city/province	10,511	13.52	4.08
single/couple status	single male	5,724	7.36	11.36
	single female	27,675	35.59	6.02
	couple	44,367	57.05	1.41
Whether living together (except spouse)	yes	12,626	16.24	8.48
	no	65,140	83.76	2.87
total		77,766	100.00	3.78

지역은 서울, 경기도의 가입 건수 비중이 전체 62%를 차지하고 있었다. 지역별 사망비율은 수도권 및 광역시 거주자보다 지방 시·도 거주자의 사망비율이 다소 높게 나타났다. 주택연금 가입자의 가족구성 형태와 관련하여 배우자 유무를 살펴보면 부부가구, 독신 여성, 독신 남성의 순서로 나타났다. 반면, 사망비율은 독신 남성, 독신 여성, 부부가구의 순서로 나타나 독신 거주자의 사망비율이 부부에 비해 높음을 알 수 있다.

다음으로 배우자 이외의 동거가족 유무의 경우 자녀 등 배우자 이외 동거가족이 없는 비중이 83%를 차지하여 독거노인 또는 노인 부부가구의 비중이 늘어나고 있는 사회적 현상이 반영되고 있음을 알 수 있다. 배우자 이외의 동거가족 유무에 따른 사망비율은 배우자 이외의 동거가족이 있는 경우 상대적으로 높게 나타났다.

〈Table 2〉 Housing characteristics of Korean home pension warrantee

variable		number of persons	ratio(%)	death rate
number of houses owned	one	71,268	91.64	4.04
	more than two	6,498	8.36	1.00
house type	detached house	5,597	7.20	5.90
	multiplex house/multi-family house	7,564	9.73	4.59
	apartment	64,605	83.08	3.51
house area (m ²)	≤ 60m ²	29,908	38.46	4.67
	≤ 85m ²	32,639	41.97	3.14
	≤ 102m ²	3,350	4.31	4.09
	≤ 135m ²	7,773	10.00	3.04
	> 135m ²	4,096	5.27	3.54
house price at the time of enrollment (unit: 10,000 won)	< 20,000	25,525	32.82	5.77
	< 40,000	33,364	42.90	3.19
	< 60,000	11,825	15.21	2.31
	< 80,000	4,566	5.87	2.19
	≥ 80,000	2,486	3.20	1.33
monthly payment level (unit: 10,000 won)	< 50	15,172	19.51	3.74
	< 100	31,567	40.59	3.56
	< 150	16,120	20.73	3.59
	< 200	7,583	9.75	4.07
	≥ 200	7,324	9.42	4.96
total		77,766	100.00	3.78

〈Table 2〉는 주택연금 가입자(피보증인)의 담보주택 및 월지급금 관련 특성이다. 먼저, 담보 주택관련 특성은 1주택 보유, 4억 원 이하의 85m² 아파트 소유자의 비중이 대다수를 차지하고 있다. 담보주택 특성별 사망비율은 1주택 보유, 비(非) 아파트 거주자, 담보주택 가격 및 면적이 작을수록 높게 나타나는 경향을 보인다. 다음으로 월지급금의 경우 150만 원 미만의 비중이 전체 가입자의 약 80%를 차지하고 있으며 200만 원 이상 가입자의 사망 비율이 가장 높게 나타났다. 일반적으로 월지급금은 주택가격, 연소자 기준 연령, 수시인 출설정 비율에 따라 결정된다. 월지급금 산정에 영향을 미치는 요인 중 주택가격과 연령은 사망해지에 영향을 미칠 수 있는 요인이므로 이들 요인을 통제된 상태에서 월지급금이 사

망해지에 미치는 효과를 분석할 필요가 있다.

〈Table 3〉은 주택연금 가입자의 중도절단 특성을 나타낸 표이다. 분석대상 계약 77,766건 중 사망해지 계약은 2,942건(3.78%)이고 사망을 알 수 없는 중도절단에 해당하는 중도해지건 수와 주택연금 유지계약 건수는 각각 11,523(14.82%)건과 63,301(81.40%)건으로 나타났다.

〈Table 3〉 Characteristics of censoring

status		number of contracts	ratio(%)
death termination		2,942	3.78
censored	mid-termination	11,523	14.82
	contract maintenance	63,301	81.40
total		77,766	100.00

2. 모형선택 및 분석결과

〈Table 4〉는 인구통계 및 담보주택과 주택연금 관련 요인들을 설명변수로 사용한 Cox-PH Model 중 AIC와 BIC가 가장 낮아 최종 선택된 모형의 적합 통계량이다.

〈Table 4〉 Goodness of fit statistics of Cox-PH model

statistics	df	Value	p-value
Log Likelihood Ratio	15	4,321.5	<.0001
AIC		55,348.1	
BIC		55,437.9	

최종 선택된 Cox-PH Model을 통해 1차적으로 사망과 관련된 〈Table 1〉의 주택연금 피보증인의 인구통계 특성 변수와 〈Table 2〉의 주택연금 피보증인의 담보주택 특성 관련 변수 등을 대상으로 후진제거법을 활용하여 통계적 유의수준 0.05하에서 선택된 변수는 총 8개이다. 선택된 8개 변수는 주택연금 가입 시 연령, 독신 여부(독신 남성/독신 여성/부부), 동거가족(배우자 제외) 유무, 주택유형, 월지급금, 주택연금 가입 시 담보주택 가격, 다주택 여부 순서로 나타났다(참고로 p-value와 Wald-chisq/df에 의해 판단함).

〈Table 5〉 Significant variable and importance of Cox-PH model

factor	df	Wald -chisq	p-value	order of importance
age at the time of enrollment	1	1624.1	<.0001	1
single/couple status	2	1025.8	<.0001	2
whether or not family living together(except spouse)	1	15.9	<.0001	3
house type	2	23.9	<.0001	4
monthly payment level	4	18.2	0.0011	5
house price at time of enrollment	4	11.1	0.0257	6
number of houses owned	1	4.5	0.0330	7

〈Table 6〉은 선정된 Cox-PH Model의 유의한 설명 변수 별 계수 추정치를 제시한 표이다. 주택연금 가입자(피보증인)의 사망에 가장 큰 영향을 주는 요인인 주택연금 가입 시 연령의 사망해지 위험비(hazard ratio)를 보면 주택연금 가입 시 연령이 1세 증가할수록 사망해지 위험이 $\exp(0.1353)=1.15$ 배 증가하였다.

두 번째로 유의한 영향을 주는 독신 여부의 경우 부부가구 대비 독신 여성은 사망해지 위험비(hazard ratio)가 $\exp(1.1051)=3.02$ 배, 독신 남성은 $\exp(1.8170)=6.15$ 배 높게 나타나 부부가 함께 여생을 보내는 경우가 사망해지 위험을 낮추는 중요 요인임을 보여준다. 부부가구가 독신가구에 비해 사망해지 위험이 낮은 이유는 다양하나 건강습관 및 심리적 측면에서 살펴보면, 먼저, 부부가구는 독신가구에 비해 규칙적이고 안정적인 생활습관을 갖는다(Gove 1973; Trovato and Lauris 1989). 또한, 배우자의 정서적 지지로 인해 우울증이나 정신질환의 발생을 감소시키기도 한다(Wilson and Oswald 2005). 특히, 급성 또는 만성질환의 관리가 중요한 고령자에게 배우자는 병원 및 약국 방문과 같은 의료행위 뿐 만 아니라 복잡하고 다양한 약물 복용방법 및 관리에 실질적 도움을 준다(Simeonova 2013; Schultz et al. 2017). 배우자의 신체적 정신적 건강에 미치는 긍정적인 영향을 고려할 때, 주택연금 부부가구 피보증인의 사망해지위험이 독신 피보증인에 비해 낮게 나타난 것으로 보인다. 또한, 여성은 남성에 비해 자녀 양육 및 돌봄 대한 책임감이 남성에 비해 높고 자신뿐만 아니라 가족의 건강에 대한 책임감이 높은 특성이 존재한

다. 결국, 배우자의 존재는 여성보다 남성의 신체적 정신적 건강에 긍정적 영향을 미친다 (Umberson 1992). 이러한 점에 비추어볼 때, 주택연금의 경우도 독신 남성 피보증인은 독신 여성에 비해 사망해지 위험이 $\exp(1.8170-1.1051)=2.04$ 배 높아 같은 독신일 경우 여성에 비해 남성의 사망해지 위험이 높음을 알 수 있다.

〈Table 6〉 Estimate of Cox-PH Model

factor	parameter	df	$\hat{\beta}$	s.e.	p-value	hazard ratio
age at the time of enrollment		1	0.1353	0.0034	<.0001	1.15
single/couple status	single male	1	1.8170	0.0573	<.0001	6.15
	single female	1	1.1051	0.0479	<.0001	3.02
	couple	0	0.0000	-	-	1.00
whether or not family living together(except spouse)	yes	1	0.1639	0.0411	<.0001	1.18
	no	0	0.0000	-	-	1.00
house type	detached house	1	0.2918	0.0597	<.0001	1.34
	multiplex house/multi-family house	1	0.0292	0.0587	0.6190	1.03
	apartment	0	0.0000	-	-	1.00
monthly payment level (unit: 10,000 won)	< 50	1	0.1136	0.1074	0.2903	0.89
	< 100	1	-0.2486	0.0920	0.0089	0.79
	< 150	1	-0.2464	0.0726	0.0007	0.78
	< 200	1	-0.1925	0.0544	0.0004	0.83
	≥ 200	0	0.0000	-	-	1.00
house price at time of enrollment (unit: 10,000 won)	< 20,000	1	0.3522	0.1967	0.0733	1.42
	< 40,000	1	0.2519	0.1882	0.1807	1.29
	< 60,000	1	0.0620	0.1867	0.7397	1.06
	< 80,000	1	0.0421	0.2009	0.8341	1.04
	$\geq 80,000$	0	0.0000	-	-	1.00
number of houses owned	one	1	0.2696	0.1265	0.0330	1.31
	more than two	0	0.0000	-	-	-

세 번째 요인인 동거가족 여부(배우자 제외)의 경우 배우자 이외 동거가족이 있는 경우가 동거가족이 없는 경우 대비 사망해지 위험비는 $\exp(0.1639)=1.18$ 배 높았다. 배우자 이외 대표적인 동거가족으로는 성인자녀와 고령의 부모를 들 수 있다. 자녀가 부모를 보살피기 위한 경우를 제외하고 부모가 성인자녀와 동거하는 이유는 청년 실업을 증가, 자녀의 대학원 진학 등 교육 기간 연장, 청년층의 주거 공간 부족, 결혼연령 증가와 같은 사회경제적 문제와 연관이 있다(Sgritta 2001). 주택연금 가입자의 경우 주로 70대 고령층이 다수인 점을 감안할 때, 동거하는 성인자녀의 연령은 30·40대 전·후일 가능성이 높다. 최근의 청년실업 문제뿐만 아니라 결혼은 의무가 아닌 선택으로 여기는 사회현상에 비추어볼 때, 주택연금 가입자(피보증인)의 동거자녀는 청년층보다는 미혼이거나 또는 비혼을 선택한 30~40대 성인자녀일 가능성이 높다. 일반적으로 성인자녀와 부모가 동거할 경우 자녀와 부모 관계에 미치는 영향은 긍정적 측면과 부정적 측면이 공존한다(성미애 외 2017). 본 연구의 결과에서는 미혼 또는 비혼을 선택한 성인자녀와의 동거가 부모에게 스트레스를 불러일으키고 관계의 질을 악화시키며, 심리적 안녕감에 부정적으로 작용한다는 부정적 측면의 선행연구(McLanahan & Adams 1987; Ward & Spitze 1992; Birditt et al. 2010)의 결과와 유사함을 보여주고 있다. 한편, 최근에는 급격한 고령화로 인해 노년이 된 자녀가 부모를 부양하는 노노(老老)부양 추세도 증가하고 있다.⁶⁾ 이러한 측면들을 고려할 때, 성인자녀 또는 고령의 부모와의 동거로 인한 경제적 부담 및 스트레스가 주택연금 가입자(피보증인)의 사망해지위험 증가에 영향을 미친 것으로 판단된다.

네 번째로 주택연금 가입자(피보증인)의 사망에 영향을 주는 요인인 담보주택 유형을 보면, 아파트 대비 단독주택의 사망해지 위험비는 $\exp(0.2918)=1.34$ 배, 연립/다세대/기타의 경우는 아파트 대비 $\exp(0.0292)=1.03$ 배 높게 나타났다. 아파트는 신체기능이 저하되는 고령자의 특성상 연립이나 다세대 주택에 비해 공동의 유지관리가 가능하고 생활의 편의성이 높은 특성이 있다. 또한, 주택법상 아파트에는 경로당이 존재하여 고령자의 다양한 사회적 관계 형성에도 도움이 된다(최성현 2020). 따라서 아파트 거주 주택연금 가입자(피보증인)의 삶의 만족도가 연립이나 다세대 주택에 거주 가입자에 비해 높은 점이 사망해지

6) 「2020년도 노인실태조사」 용역보고서에 의하면, 65세 이상 노인이 부모에게 정기적 현금 지원을 제공하는 비율은 2014년 16.7%, 2017년 32.1%, 2020년 61.7%로 빠르게 증가하는 추세이다.

위험을 낮추는 결과로 이어질 수 있다.

다섯 번째로 주택연금 가입자(피보증인)의 사망해지에 영향을 주는 요인은 월지급금 규모로 통계적으로 유의하지 않은 월지급금 규모 200만 원 이상의 집단을 제외한 나머지 월지급금 규모의 경우 월지급금 50만 원 미만 대비 사망해지 위험비는 약 0.8배로 나타났다. 즉, 월지급금 50만 원 미만보다 많은 월지급금을 수령하는 가입자(피보증인)의 사망해지 위험이 약 20% 낮음을 알 수 있다. 월지급금이 노후소득과 유사한 성격임을 감안하면, 소득이 높을수록 사망위험이 낮게 나타난다는 II장의 선행연구 결과와 달리 주택연금의 경우 월지급금 50만 원 미만을 제외한 나머지 월지급금 규모에서는 사망해지위험과 반비례한 추세가 뚜렷하게 나타나지 않았다. 월지급금은 연소자 연령과 담보주택가격별로 제시 되는데 연령과 담보주택가격은 사망해지위험에 유의한 영향을 미치는 변수로 이미 나타난 점을 감안하면, 월지급금이 사망해지위험과 반비례하게 나타나지 않은 원인은 의료비 및 주택수선비 등의 목돈 사용이 가능한 주택연금의 수시인출제도가 존재하기 때문으로 추정된다. 주택연금 가입자는 의료비 등 목돈 수요 발생 시 대출한도의 일정비율 이내에서 수시로 인출할 수 있으므로, 동일한 연령 및 담보주택가격인 상태에서 수시인출 한도를 설정하게 되면 그렇지 않은 경우에 비해 월지급금은 감소하게 된다.⁷⁾ 본 연구의 분석대상 계약에서 수시 인출금 활용이 가능한 중신혼합방식을 선택한 총 18,924건 중 월지급금 규모 50~100만 원(7,964건)과 100~150만 원(3,879 건)을 수령하는 계약의 비중이 약 63%를 차지하여 이러한 사실을 뒷받침하고 있다.

여섯 번째로 주택연금 가입자(피보증인)의 사망에 영향을 주는 요인은 주택연금 가입 시 담보주택 가격으로 담보주택 가격이 낮을수록 사망해지 위험은 더 커지는 것으로 나타났으며, 담보주택 가격 8억 원 이상 대비 담보주택 가격이 가장 낮은 2억 원 미만의 경우의 사망해지 위험비는 $\exp(0.3522)=1.42$ 배 높은 경향을 보였다. 마지막으로 다주택 여부의 경우도 2주택 이상 보유자 대비 1주택자의 사망해지 위험비는 $\exp(0.2696)=1.31$ 배 높게 나타났다. 일반적으로 은퇴 후 소득이 부족한 고령층의 특성상 주택과 같은 자산보유수준이 고령층 삶의 질에 큰 영향을 미칠 수 있다. 미국에서는 고령층의 금융자산 수준이 건

7) 주택연금 가입자의 대출한도는 계리모형에 의해 산정된 월지급금의 현재가치금액이다. 수시 인출금은 대출한도의 일정비율로 설정할 수 있으므로 수시인출금 설정 시에는 월지급금은 감소하게 된다.

강상태에 유의한 영향을 미쳤다(Robert and House 1996). 반면, 우리나라는 고령층 보유자산의 대부분이 주택과 같은 실물자산이라는 점을 고려할 때, 주택가격이 높거나 다(多)주택자인 주택연금 가입자의 건강 또는 사망해지 위험에 영향을 미칠 수 있음을 보여주는 결과라 할 수 있다.

일반적으로 소득 및 자산과 같은 사회경제적 수준의 차이는 의료서비스 접근 또는 이용에 대한 불평등으로 이어질 수 있으며 특히, 사회경제적 수준이 높은 개인 일수록 의료기술 발달로 인한 혜택을 누릴 가능성이 크다(Cristia 2009). 결국, 주택연금 가입자(피보증인)의 경우도 70대 이상의 고령자 비중이 높아 만성질환에 의한 의료비 부담이 존재하는 상황에서 이에 대처가 가능한 가입자(피보증인)일수록 사망해지 위험이 낮게 나타난 것으로 판단된다.

V. 결론 및 시사점

주택연금은 가입자가 종신까지 노후 생활비 수령이 가능하기 때문에 주택연금제도의 지속가능성 제고를 위하여 계약해지에 대한 분석이 중요하다. 최근 주택연금 가입자의 사망해지 경험데이터가 축적되어 이를 생존분석 기법 중 하나인 Cox-비례위험모형을 이용하여 주택연금 가입자(피보증인 기준)의 사망해지요인을 최초로 분석하였다.

분석결과, 주택연금 가입자의 사망해지 요인에 유의한 영향을 주는 요인은 가입자(피보증인)의 인구통계적 요인(주택연금 가입 시 연령, 독신 여부, 배우자 제외 동거가족 유무)과, 주택 및 경제적 요인(주택유형, 가입 시 담보주택 가격, 다주택 여부, 월지급금)으로 구분된다. 인구통계적 요인에서는 독신 남성, 배우자 이외 동거가족이 있을 경우, 연령이 증가할수록 사망해지 위험이 높게 나타났다. 한편, 주거환경 및 경제적 요인에서는 비(非)아파트 거주, 1주택자, 가입 시 담보주택가격이 낮을수록 사망해지위험이 높았다. 상기 요인들은 선행연구와 유사한 결과를 보여주었다. 다만, 월지급금 규모의 경우 주택연금의 수시 인출금을 활용할 수 있다는 점을 고려할 필요가 있었다.

결론적으로 고령인 주택연금 가입자는 인구 통계적 특성과 경제적 특성 이외에 아파트

거주 여부와 같은 주거환경 측면도 사망위험에 유의한 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 본 연구의 분석결과를 통해 가입자 집단별 사망위험 격차 해소를 위한 제도개선, 계리모형 및 리스크 관리 측면에서의 정책적 시사점을 제안하고자 한다.

먼저, 제도개선 관점에서 독신 남성을 중심으로 독신 가입자의 사망해지 위험 격차 해소를 위해 건강습관 개선 및 정서적 외로움을 해소할 수 있는 돌봄 정책이 활성화될 필요가 있다. 사회적 측면에서도 최근 코로나19의 영향으로 고령 독신가구의 사회적 고립도와 고독사가 증가하는 상황임을 감안하면 이를 해소할 방안 마련이 절실한 상황이다. 참고로 영국과 일본은 중앙정부 차원에서 고령자의 고독방지를 위한 전담 부서를 신설하고 운영 중인 만큼, 우리나라도 국가적 차원에서 이를 적극적으로 검토할 필요가 있다. 또한, 주거 환경적 측면에서 단독/연립주택과 같은 비(非) 아파트 주택은 아파트에 비해 접근성 및 편의성이 떨어지고 공동관리가 불가능하므로 신체능력이 저하된 고령자에게는 열악한 주거환경일 수 있다. 따라서 비(非) 아파트 주택 거주 가입자에 대한 주택유지 및 수선, 화재보험 가입 등에 대한 비용 지원 확대 등을 적극적으로 고려할 필요가 있다.

다음으로 주택연금 계리모형 및 리스크 관리 개선 차원에서도 주택연금 가입자의 사망해지 위험 요인을 고려한 생존확률 산정을 고려할 필요가 있다. 특히, 부부·독신 여부 등과 같이 사망해지위험 격차가 큰 요인에 대한 가입자 그룹별 생존확률을 적용하여 이를 월지급금 산정에 반영하는 방안을 검토할 필요가 있다. 사망해지 위험 격차가 큰 가입자 그룹별 차등적인 월지급금이 적용된다면 기대여명이 낮은 가입자에 대한 가입유인을 높임으로써 역 선택 해소는 물론, 주택연금 활성화에도 기여할 수 있을 것이다. 다만, 주택연금 월지급금은 생존확률뿐만 아니라 주택가격상승률, 연금산정이자율 등을 동시에 감안하여 산정되므로 다른 주요변수가 동일한 상황에서 적용될 필요가 있다. 리스크 관리 측면에서도 성별, 연령 이외에 사망해지 요인을 반영할 경우 주택연금의 장수리스크 요인에 대한 효과적인 대응 및 관리가 가능하여 궁극적으로 주택연금 재정건전성 제고에 도움을 줄 수 있을 것이다.

본 연구는 주택연금 가입자의 사망해지 요인을 최초로 분석하였다는 점에서 의의가 있다. 그러나 아래와 같은 한계점이 존재한다. 먼저, 분석데이터의 제약으로 인해 피보증인의 사망일자 파악이 어려운 피보증인 사망 후 배우자가 수급 중인 계약은 분석대상에서 제

외하였다. 물론, 해당계약 건수는 4.2% 수준에 불과하나 그럼에도 불구하고 정확한 사망해지요인 파악을 위해서는 이를 보완할 필요가 있다. 또한, 본 연구에서 제시한 설명변수 이외에 주택연금 사망해지에 미치는 다양한 외생적 변수를 고려하지 못한 한계도 존재한다. 향후에는 본 연구의 한계점을 보완하고 주택연금 경험데이터가 더욱 축적된 시점에서 사망해지 요인에 대한 추가적인 연구가 필요할 것이다.

참고문헌

- 강영호·이상일·이무송·조민우 (2004), “사회경제적 사망률 불평등: 한국노동패널조사의 추적 결과”, **보건행정학회지**, 제14권 제4호, pp. 1-20.
- (Translated in English) Khang, Y., S. Lee, M. Lee and M. Jo (2004). “Socioeconomic Mortality Inequalities in Korea Labor & Income Panel Study”, *Health Policy and Management*, 14(4):1-20.
- 김경선·신승우 (2014), “주택연금 계약해지 위험에 관한 연구”, **주거환경**, 제12권 제4호, pp. 241-252.
- (Translated in English) Kim, G. and S. Shin (2014). “A Study on the Termination Hazard of the JooTeakYeonKeum”, *Journal of The Residential Environment Institute of Korea*, 12(4):241-252.
- 김병국 (2020), “역모기지 조기종결 위험에 관한 연구”, **부동산학연구**, 제26권 제2호, pp. 7-21.
- (Translated in English) Kim, B. (2020). “Early Termination Hazard of Reverse Mortgage”, *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 26(2):7-21.
- 김선주 (2015), “주택연금의 장수리스크 최소화를 위한 생명표 비교분석 연구”, **국토연구**, 제86호, pp. 107-119.
- (Translated in English) Kim, S. (2015). “Comparative Analysis on the Life Table to Hedge Longevity Risk of Reverse Mortgage”, *The Korea Spatial Planning Review*, (86):107-119.
- 김윤수·이용만 (2020), “주택연금 가입자의 소그룹별 생존분석에 관한 연구: Kaplan-Meier 생존율과 Cox 비례위험모형을 중심으로”, **부동산학연구**, 제26권 제4호, pp. 41-69.
- (Translated in English) Kim, Y. and Y. Lee (2020). “Survival Analysis of Korean Home Pension: A Focus on Detailed Consumer

Characteristics”, *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 26(4):41-69.

김정주 (2013), “역모기지 조기상환율의 확률적 모델링에 관한 연구”, **보험학회지**, 제94호, pp. 1-37.

(Translated in English) Kim, J. (2013). “A Study on the Stochastic Modelling of Prepayment Rate in Reverse Mortgage”, *Korean Journal of Insurance*, (94):1-37.

류기운·이재송·최열 (2020), “가입자 특성을 고려한 주택연금 중도해지 결정요인 분석”, **국토계획**, 제55권 제4호, pp. 85-94.

(Translated in English) Ryou, K., J. Lee and Y. Choi (2020). “An Analysis on Determinants of Termination of Reverse Mortgage Considering Characteristics of the Subscriber”, *Journal of Korea Planning Association*, 55(4):85-94.

마승렬·신종욱 (2009), “사망률과 조기상환율의 변화가 주택연금의 보증리스크에 미치는 영향”, **주택연구**, 제17권 제4호, pp. 5-32.

(Translated in English) Ma, S. and J. Synn (2009). “Impact of Changes in Prepayment Rate and Mortality Rate on the Risks borne by the Insurer of Reverse Mortgage”, *Housing Studies*, 17(4):5-32.

마승렬·김대환 (2017), “연생 코호트생명표 적용을 통한 주택연금의 장수리스크 평가”, **리스크관리연구**, 제28권 제4호, pp. 1-35.

(Translated in English) Ma, S. and D. Kim (2017). “Evaluation of Longevity Risk Considering Multiple Cohort Effect in Reverse Mortgage Program”, *The Journal of Risk Management*, 28(4):1-35.

이윤경·김세진·황남희·임정미·주보혜·남궁은하·이선희·정경희·강은나·김경래(2020), **2020년도 노인실태조사**, 한국보건사회연구원 정책보고서.

(Translated in English) Lee, Y. et al. (2020). *2020 Survey on the elderly*, Korea Institute for Health and Social Affairs Policy Report.

우해봉 (2011), “국민연금 가입자의 소득계층별 차별 사망력과 기대여명”, **사회복지정책**, 제38권 제1호, pp. 113-140.

(Translated in English) Woo, H. (2011). “Mortality and Life Expectancy Differentials by Lifetime Earnings for Korean Workers Covered by the National Pension Scheme”, *Social Welfare Policy*, 38(1):113-140.

유선종·노민지 (2013), “주택연금 계약해지의 결정요인에 관한 연구”, **부동산학연구**, 제19권 제2호, pp. 57-75.

(Translated in English) Yoo, S. and M. Noh (2013). “A Study on the Determinants of the Termination of Reverse Mortgage Contract”, *Journal of the Korea Real Estate Analysts Association*, 19(2):57-75.

이상규 (2002), “사회환경요인이 지역별 사망률과 개인의 주관적 건강상태에 미치는 영향”, 연세대학교 대학원 보건학과 박사학위 논문.

(Translated in English) Lee, S. (2020). “Social Contextual Effects on Regional Mortality and Self-rated Health Status”, Department of Public Health Graduate School of Yonsei University Doctoral Dissertation.

이영분·이용우·최희정·이화영 (2011), “한국사회의 부모의존 독신성인에 대한 탐색적연구”, **한국가족복지학**, 제31호, pp. 5-30.

(Translated in English) Lee, Y., Y. Lee, H. Choi and H. Lee (2011), “An Explorative Study on Coresident Adult Children in Korea”, *Korean Journal of Family Social Work*, (31):5-30.

이희연·주유형 (2012), “사망률에 영향을 미치는 환경 요인분석-수도권을 대상으로-”, **한국도시지리학회지**, 제15권 제2호, pp. 23-37.

(Translated in English) Lee, H. and Y. Joo (2012). “An Analysis of the Effects of Neighborhood Characteristics on Standardized Mortality Rates in the Capital Region”, *Journal of the Korean Urban Geographical Society*, 15(2):23-37.

전희주 (2011). “고객 세분화에 기반한 생존분석을 활용한 고객수명 예측 모델”, **한국통계학회논문집**, 제18권 6호, pp. 687-696.

(Translated in English) Chun, H. (2011). “Customer Lifetime Value Model Using Segment-Based”, *Communications for Statistical Applications and Methods*, 18(6): 687-696.

최성현 (2020), “도시 거주 노인1인가구의 삶의 만족도 결정요인에 관한 연구: 성별 및 경제활동 참여 유무를 중심으로”, **보건사회연구**, 제40권 제2호, pp. 244-282.

(Translated in English) Choi, S. (2020). “A Study on the Factors Influencing Life Satisfaction of the Elderly Living Alone in Urban Areas: Focused on Gender and Employment Status”, *Health and Social Welfare Review*, 40(2):244-282.

최연실 (2014), “성인자녀의 부모 동거 현황 및 분석틀의 탐색”, **가정과삶의질연구**, 제32권 제4호, pp. 75-89.

(Translated in English) Choi, Y. (2014). “A Study on the Current Situation of Adult Children Cohabiting with Their Parents and an Exploration of the Frame of Analysis”, *Journal of Families and Better Life*, 32(4):75-89.

한국주택금융공사 (2022), www.hf.go.kr.

(Translated in English) Korea Housing Finance Corporation (2022). www.hf.go.kr.

Aquilino, W. (1999). “Two Views of One Relationship: Comparing Parents’ and Young Adult Children’s Reports of the Quality of Intergenerational Relations”, *Journal of Marriage and the Family*, 61(4):858-870.

Attanasio, O. and H. Hoynes (2000). “Differential mortality and wealth accumulation”, *Journal of Human Resources*, 35(1):1-29.

- Birditt, K., K. Fingerman and S. Zarit (2010). "Adult children's problems and successes: Implications for intergenerational ambivalence", *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 65(2):145-153.
- Bowling, A. (1987). "Mortality after bereavement: A review of the literature on survival periods and factors affecting survival", *Social Science and Medicine*, 24(2):117-124.
- Brown, R. and J. McDaid (2003). "Factors affecting retirement mortality", *North American Actuarial Journal*, 7(2):24-43.
- Chetty, R. et al. (2016). "The association between income and life expectancy in the United States, 2001-2014", *Jama*, 315(16):1750-1766.
- Congdon, P. (1994). "Analysing mortality in london: life-tables with frailty", *Journal of the Royal Statistical Society. Series D*, 43(2):277-308.
- Cox, D. and D. Oakes (1984). "Analysis of Survival Data", Chapman & Hall, New York.
- Cristia, J. (2009). "Rising mortality and life expectancy differentials by lifetime earnings in the United States", *Journal of health economics*, 28(5):984-995.
- Deaton, A. and C. Paxson (1990). "Mortality, Education, Income and Inequality among American Cohorts", NBER Working Paper No. 7140.
- Gove, W. (1973). "Sex, marital status, and mortality", *American journal of sociology*, 79(1):45-67.
- Johnson, N., P. Backlund, E. Sorlie and C. Loveless (2000). "Marital status and mortality: the national longitudinal mortality study", *Annals of*

epidemiology, 10(4):224-238.

- Kitagawa, E. and P. Hauser (1968). "Education differentials in mortality by cause of death: United States, 1960", *Demography*, 5(1):318-353.
- Manton, K., E. Stallard and J. Vaupé (1986). "Alternative models for the heterogeneity of mortality risks among the aged", *Journal of the American Statistical Association*, 81(395):635-644.
- Manzoli, L., P. Villari, G. Pirone and A. Boccia (2007). "Marital status and mortality in the elderly: a systematic review and meta-analysis", *Social science & medicine*, 64(1):77-94.
- Martikainen, P., P. Mäkelä, S. Koskinen and T. Valkonen (2001). "Income differences in mortality: a register based follow up study of three million men and women", *International Journal of Epidemiology*, 30(6):1397-1405.
- McLanahan S. and J. Adams (1987). "Parenthood and psychological well-being", *Annual review of sociology*, 13(1):237-257.
- Meyricke, R. and M. Sherris (2013). "The determinants of mortality heterogeneity and implications for pricing annuities", *Insurance: Mathematics & Economics*, 53(2):379-387.
- Pitacco, E. (2019). "Heterogeneity in mortality: a survey with an actuarial focus", *European Actuarial Journal*, 9(1):3-30.
- Robert, S. and J. House (1996). "SES differentials in health by age and alternative indicators of SES", *Journal of aging and health*, 8(3):359-388.
- Rothschild, M. and J. Stiglitz (1976). "Equilibrium in competitive insurance markets: an essay on the economics of imperfect information", *Quarterly Journal of Economics*, 90(4):629-649.
- Schultz, W. et al. (2017). "Marital Status and Outcomes in Patients With

- Cardiovascular Disease”, *Journal of the American Heart Association*, 6(12):1-9.
- Simeonova, E. (2013). “Marriage, bereavement and mortality: the role of health care utilization”, *Journal of health economics*, 32(1):33-50.
- Su, S. and M. Sherris (2012). “Heterogeneity of Australian population mortality and implications for a viable life annuity market”, *Insurance: Mathematics & Economics*, 51(2):322-332.
- Sullivan, A. and A. Fenelon (2014). “Patterns of widowhood mortality”, *Journals of Gerontology, Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 69(1):53-62.
- Takano, T., K. Nakamura and M. Watanabe (2002). “Urban residential environments and senior citizens’ longevity in megacity areas: the importance of walkable green spaces”, *Journal of Epidemiology Community Health*, 56(12):913-918.
- Therneau, T. and P. Grambsch (2000). “Modeling Survival Data: Extending the Cox Model”, Springer, New York.
- Trovato, F. and G. Lauris (1989). “Marital status and mortality in Canada: 1951-1981”, *Journal of Marriage and the Family*, 51(4):907-922.
- Umberson, D. (1992). “Gender, marital status and the social control of health behavior”, *Social Science & Medicine*, 34(8):907-17.
- Vaupel, J., K. Manton and E. Stallard (1979). “The impact of heterogeneity individual frailty on the dynamics of mortality”, *Demography*, 16(3):439-454.
- Ward, R. and G. Spitze (1992). “Consequences of parent-adult child coresidence: A review and research agenda”, *Journal of Family Issues*, 13(4):553-572.

Abstract

This study analyzed the factors affecting the death termination of Korean Home Pension subscribers using the Cox-PH model. As a result of the analysis, Korean Home Pension subscribers(reverse mortgage with public guarantee) had a higher risk of death when they were aged, single, and had family members living with them other than spouses. On the other hand, the higher the housing price, the lower the risk of death for apartment residents, multi-home owners, and subscribers who belong to monthly payment range with a high proportion of mixed life. Based on the results of the analysis of the death termination factors of them, it is necessary to come up with a measure to reduce the death risk gap among Korean Home Pension subscriber groups. In addition, if the death termination factors presented in this study are used to manage the longevity risk of the Korean Home Pension, it will improve the financial soundness of it's system.

※ Key words: Death Termination, Korean home pension, Warrantee, Cox proportional hazard model

세제변화에 따른 연금저축과 IRP 납입행태 분석*

Changing Tax Treatment Limit and Pension Saving Behavior

정 원 석**

Chung Wonsuk

새 정부는 2023년부터 연금저축에 대한 세제혜택 한도를 400만 원에서 600만 원으로, 연금계좌의 세제혜택 한도는 700만 원에서 900만 원으로 상향 조정할 것을 발표하였다. 해당 정책의 효과를 예상해 보기 위해 연금계좌(연금저축+IRP)에 대한 세제혜택 한도가 400만 원에서 700만 원으로 상향 조정된 2015년, 연소득 1억 2천만 원 이상자에 대한 연금저축 세제혜택 한도가 400만 원에서 300만 원으로 하향 조정된 2017년 정책이 개인의 사적연금 납입에 미치는 효과를 「국세통계연보」를 활용하여 분석하였다. 분석결과 제도 변화 이후 세제혜택 한도 상향은 중산층 이상 특히 고소득층의 연금계좌 납입액 증가에 영향을 미친 것으로 나타났다. 한편, 연소득 1억 2천만 원 이상자에 대한 연금저축 세제혜택 한도 축소로 해당 계층의 연금저축은 감소하였으나, 감소한 금액은 동일한 세제혜택이 주어지는 IRP로 대체되어 전체 연금계좌 납입액은 증가하였다. 한편, 동일 기간에 연소득 저소득층의 연금계좌 납입액은 감소하여 이들 계층에 대한 사적연금 납입유인 제공 방법을 고민할 필요가 있는 것으로 보인다.

국문 색인어: 사적연금, 세제혜택, 연금저축, 퇴직연금, IRP, 개인연금

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030501, B030903, B051602

* 본 논문의 내용은 저자가 속한 기관의 의견이 아닌 저자 개인의 의견임을 밝힙니다.
논문의 심사과정에서 귀한 조언을 주신 익명의 심사자 분들께 깊은 감사를 드립니다.

** 보험연구원 연구위원(originalstone@gmail.com), 제1저자

논문 투고일: 2022. 6. 24, 논문 최종 수정일: 2022. 11. 3, 논문 게재 확정일: 2022. 11. 18

I. 서론

1. 연구배경 및 목적

우리 국민은 의료기술의 발달 등으로 인한 평균수명 연장이라는 축복을 누림과 동시에 OECD 국가들 중 가장 높은 수준(38.9%, 2020년 기준)의 노인빈곤율이 말해주듯 절반에 가까운 노인들은 길어진 은퇴 이후의 시간을 빈곤하게 보내고 있다. 한편으로는 국민의 가장 기초적인 노후소득원인 국민연금은 2057년이면 적립금이 고갈될 것으로 예상된다. 우리나라보다 먼저 연금개혁을 먼저 단행한 서구 국가들의 경우 공적연금은 지속가능성을 담보하기 위해 더 내고 덜 받는 방향으로 바꾸고 사적연금의 기능을 강화하는 방향으로 개혁하였다. 최근 발표된 「새정부 경제정책방향(2022. 6. 16.)」에서는 먼저 개혁을 단행한 서구 국가들과 유사하게 “적정 노후소득 보장 및 지속가능성 확보를 위한 연금개혁 추진을 위해 공적연금 개편과 사적연금 활성화”를 제시하였다.

현재 국민연금 가입자의 평균 근로기간(약 25년)을 고려했을 때 이를 통해 기대할 수 있는 노후소득대체율은 25%(이태열 외 2014) 수준이다. 하지만 지속가능성 제고를 위한 개혁을 앞둔 국민연금의 지급률은 앞으로 낮아지거나 현 상태를 유지할 것으로 예상된다.

따라서 안정적인 노후소득원 확보를 위해서는 사적연금을 활용한 연금자산 확보가 매우 중요하다. 그러나 개인이 현재 필요한 소비를 줄이고 불확실한 미래를 위해 길게는 수십 년간 유동성이 제약되는 연금자산에 자금을 적립하는 것은 쉬운 일이 아니다. 따라서 자발적인 노후소득원 확보를 유도하기 위해서는 현재 소비를 줄이고 연금자산을 적립할 만한 유인(인센티브)을 제공할 필요가 있다. 국민연금과 퇴직연금은 가입 대상 및 납입액이 법률로 정해져 있어 이에 대한 납입유인 제공이 가입 및 납입액에 미치는 영향이 제한적이다. 그러나 개인연금은 개인의 판단에 따라 가입 및 납입액 수준이 결정되므로 납입유인(인센티브)에 따라 가입 및 납입액 규모가 영향을 받을 수 있다.

국민이 임의로 노후소득원을 적립하는 개인연금에 대한 납입유인을 제공하는 대표적인 상품은 세제적격 개인연금저축(이하, ‘연금저축’이라 함)과 퇴직연금 및 IRP 추가납입을 들 수 있다. 정부는 이 둘을 합쳐 연금계좌로 통칭하고 해당 연금 상품에 적립금액 납입 시

일정 한도 내에서 비율을 정해 세금을 공제해 주는 세액공제 혜택을 제공한다. 또한 적립된 자산이 운용되는 동안 수익에 대해서도 비과세, 연금 수령 시 과세를 하는 방식으로 사적연금 납입을 장려(유인)하고 있다. 이번에 발표된 사적연금 활성화 방안에서는 연금저축의 세액공제 한도를 기존 400만 원에서 600만 원으로 상향 조정해 연금저축과 IRP(이하, '연금계좌'라 함) 세제혜택 총 한도를 현재 700만 원에서 900만 원으로 증가시키는 방안이 발표되었다.

본 논문에서는 새로운 제도의 효과를 예상해 보기 위해 2014년부터 2019년까지 근로소득자의 연금계좌 납입 추이를 모집단 정보인 「국세통계연보」를 통해 살펴보고 2015년 퇴직연금 및 IRP 세제혜택 한도 확대(400만 원 → 700만 원), 그리고 2017년 연소득 1.2억 원 이상자에 대한 연금저축 세제혜택 한도 축소(400만 원 → 300만 원) 등의 정책들이 연금계좌 납입자의 행태에 미친 영향을 소득계층별로 분석하였다.

분석 결과, 2015년 퇴직연금 및 IRP 세제혜택 한도 상향 이후 대부분 소득계층에서 연금계좌 납입액이 증가하였으나 중산층 이상 특히 고소득층의 추가 납입이 두드러진 것으로 나타났다. 그리고 연소득 1.2억 원 이상자의 연금저축 납입액 세제혜택 한도 축소(400만 원 → 300만 원) 이후 해당 계층은 연금저축 납입액을 세제혜택 한도 이하로 감소시키고, 대신 세제혜택 한도가 상향 조정된 퇴직연금 및 IRP로 연금자산을 적립하는 행태를 보였다. 한편 연소득 4,000만 원 이하 저소득층의 경우 세제혜택 상향 조정 이후에도 연금계좌 가입률이 지속적으로 감소하였는데, 이는 세제혜택 그리고 세제혜택 한도 확대가 저소득층에는 별다른 사적연금 납입유인을 제공하지 못했기 때문으로 풀이된다.

2. 선행연구 및 차별성

사적연금의 세제혜택 한도 변화가 개인의 사적연금 납입행태에 미치는 초기 연구로는 김병권 외(2013)의 연구를 들 수 있다. 이들은 노동패널 자료를 활용한 계량분석을 통해 2006년 연금저축에 대한 세제혜택(당시 소득공제) 한도가 240만 원에서 300만 원으로 상향 조정으로 인해 가입자의 연금저축 납입액이 증가했지만, 여타 저축액은 감소한 것으로 분석하였다. 하지만 이들 연구는 세제혜택 한도 상향 조정이 평균적인 연금저축 납입액 변

화에 미치는 영향을 살펴보았을 뿐 소득수준별 영향을 살펴보지는 못했다는 한계가 있다.

사적연금에 대한 세제혜택이 소득수준별로 미치는 영향에 대해 살펴본 연구로는 정원석·강성호(2015)의 연구를 들 수 있다. 이들은 「재정패널조사」를 활용하여 소득 변화가 가입자의 연금저축 납입액 수준별로 미치는 영향을 분위회귀(Quantile Regression)를 사용하여 추정하였다. 이들은 납입액 수준이 납입자들 중 중간 정도인 집단은 소득변화에 따른 연금저축 납입액 변화가 크게 나타나는 반면 납입액 수준이 낮거나 높은 집단은 소득변화에 따른 연금저축 변화가 거의 나타나지 않음을 보였다. 이들은 연금저축 수준이 낮은 집단은 저축 여력이 적은 집단이기 때문에 추가적인 소득이 발생한다 해도 연금저축 납입액 변화가 나타나지 않는 것이며, 연금저축 수준이 높은 집단의 경우 이미 세제혜택 한도에 가깝게 연금저축을 납입하고 있으므로 소득이 증가한다 해도 연금저축을 증액할 유인이 없기 때문이라고 설명하였다. 이들은 소득수준과 세제혜택 한도가 납입액 변화에 미치는 영향을 설명하고 예측했지만, 실제 세제혜택 한도가 상향 조정되었을 때 일어나는 변화를 분석한 것은 아니라는 한계를 가진다.

세제혜택 한도 상향이 미치는 영향을 소득계층별로 분석한 연구로는 정원석·강성호(2017a)의 연구를 들 수 있다. 이들은 「재정패널조사」를 활용하여 2011년 연금저축에 대한 세제혜택 한도 상향(300만 원 → 400만 원)에 따른 연금저축 납입액 변화를 소득수준별로 나누어 분석했으며 세제혜택 한도 상향 조정이 중산층 및 고소득층의 연금저축 납입액 증가에 영향을 주었고, 특히 소득수준이 높은 계층일수록 연금저축 납입액이 더 많이 증가한 것으로 분석하였다. 분석결과를 바탕으로 이들은 2015년 퇴직연금 및 IRP 납입액에 대한 세제혜택 상향 한도 역시 중산층 이상 고소득층의 사적연금 납입액을 증가시키는 효과가 있을 것으로 예상하였다.

제도 변화가 저소득층 연금저축 납입유인을 제공하지 못해 연금저축을 증가시키지 못하는 문제점에 대한 연구도 다수 이루어졌다. 이들 연구들은 주로 연금저축 납입액에 대한 세제혜택 방식이 세액공제방식으로 전환될 2014년 무렵 나타난 저소득층의 반응을 제도 연구(문성훈·김수성 2014; 김진석 2016; 김수성·차명기 2016; 정원석·문성훈 2016)를 통해 분석하여 세액공제로의 전환이 저소득층의 연금저축을 감소시킬 것이라고 주장하였다. 하지만 동 연구는 세제혜택 방식변화로 인한 납입유인의 감소에 대한 설명을 하고 있

기는 하나 특정 소득계층에 대한 세제혜택 한도를 감소시킬 경우 나타나는 경제주체의 반응에 대해서는 제도적 혹은 실증적으로 보여주지 않고 있다.

정원석(2018)은 연소득 5,500만 원 이하 저소득층에 대한 연금저축 세액공제를 추가적 용이 해당 계층의 연금저축 납입행태에 미친 영향을 「재정패널조사」를 활용하여 분석하였다. 분석결과 저소득층에 대한 추가공제를 적용에도 저소득층의 연금저축 감소 추세에 유의미한 변화는 일어나지 않은 것으로 나타났다.

해외에도 세제가 연금 납입액 혹은 저축에 미치는 영향을 살펴본 연구가 존재한다. Rutledge et al.(2015)은 미국에서 50세 이상자에게 퇴직연금(401k) 추가 기여금에 대한 세제혜택 한도를 추가로 제공한 정책(Catch-up Contribution)이 해당 계층의 연금저축 납입행태에 미친 영향을 분석하였다. 분석결과 세제혜택 상향 조정 대상이 된 집단 중 이전에 세제혜택 한도 가까이 추가 기여를 했던 개인들은 Catch-up Contribution 대상자가 된 이후 한도 상향을 활용하여 연금자산을 추가로 적립한 것으로 나타났다. 이를 통해 세제혜택 상향 조정이 고소득층이 주로 반응하는 제도임을 주장하였다.

소득수준을 고려한 정책을 논의한 사례로는 Orszag(2004)를 들 수 있는데, 그는 세제혜택 한도 상향으로 인한 혜택은 주로 고소득층에 돌아가므로 저소득층에 실질적인 도움을 주기 위해서는 세액공제와 유사한 Saver's Credit을 적용할 것을 주장하였다. 또한 세액공제와 같은 방식은 과세미달자에게는 실질적인 혜택을 제공하지 못하므로, 저소득층에 대해서 결정세액이 0원이 되더라도 해당 금액에 대한 세액공제를 받을 수 있는 환급형 세액공제(Refundable Tax Credit)가 필요함을 주장하였다.

Chetty(2014)는 회사마다 퇴직연금 적립률이 단체협약에 따라 다른 덴마크의 사례를 분석하여 근로자의 연금계좌와 일반저축계좌의 잔액 현황을 분석하였다. 분석결과 단체협약을 통해 정해지는 퇴직연금 적립금은 순저축(Net-Saving)으로 이어지는 비율이 매우 높으나 정부의 보조금 등은 순저축(Net-Saving)으로 이어지는 비율이 낮은 것으로 나타났다. 이들은 이러한 연구 결과를 바탕으로 세제혜택 제공보다는 자동저축제도 도입 등 인간의 행동 특성을 반영한 정책이 오히려 효과적임을 주장하였다.

세제혜택이 사적연금 납입에 미친 영향들을 살펴본 지금까지의 논의를 종합하면 세제혜택 한도 상향과 같은 정책에는 주로 고소득층이 반응하며 저소득층에는 별다른 영향을 미

치지 못하는 것으로 정리할 수 있다.

본 연구는 2015년 상향 조정된 퇴직연금 및 IRP계좌에 대한 소득계층별 반응을 예측한 연구들(정원석·강성호 2017a 등)과 일치하는지를 확인하고 정책의 효과와 시사점을 도출한다. 또한, 2017년에는 연소득 1.2억이 넘는 특정 소득계층의 연금저축 세제혜택 한도 하향 조정 이후 경제주체의 행동을 분석하고 시사점을 제공한다는 점, 그리고 IRP세제혜택 상향 조정에 대한 분석을 처음으로 제공한다는 점에서 차별성과 기여가 있다.

이후 구성은 다음과 같다. 2장에서는 우리나라 연금세제와 변화에 대해 간략하게 소개를 한다. 3장에서는 「국세통계연보」 자료를 활용하여 정책효과를 분석한다. 그리고 4장에서는 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 연금세제 개요와 최근 변화

본 연구가 분석하고자 하는 세제에 따른 연금계좌 납입 여부 및 납입액의 변화 추이를 살펴보기 위해 먼저 연금계좌에 대한 세제의 개요와 세제 변화 사항을 간략히 소개한다.

국민연금 및 공무원연금 등 공적연금의 경우 가입자의 기여금에 대해 비과세(E) 하고, 적립기 운용수익에 대해 비과세(E) 하며 연금 수령기에 수령하는 연금에 대해 과세(T) 하는 EET¹⁾ 방식을 적용하고 있다. 연금세제에 대한 EET방식의 과세는 가입자의 납세 시점을 이연시켜주는 효과가 있어 가입자에게 연금자산 적립유인을 줄 수 있다. 이러한 연금 과세 체계는 2001년 도입되어 큰 변화 없이 현재까지 적용되고 있다.

퇴직연금은 근로자퇴직급여보장법에 의해 가입 대상과 납입액이 규율된다는 점에서 공적인 성격을 가지나 운용자가 고용주 및 퇴직연금 사업자 등 사적 주체이고, 급여 측면에서는 가입자(고용주)가 납입한 만큼 연금을 수령한다는 측면에서는 사적연금의 특징을 가진다. 세제 측면에서는 고용주가 근로자를 위해 기여한 퇴직연금은 고용주의 손금으로 인정하고, 가입자 퇴직 시 분류과세²⁾인 퇴직소득으로 과세한다. 가입자가 퇴직연금 적립금

1) 연금 기여금 납부 시 비과세(Exempt), 적립금 운용 시 비과세(Exempt), 연금 수령 시 과세(Tax)를 의미한다.

2) 종류를 달리하는 과세로 금액이 아무리 많아도 여타 소득과 합산되어 누진적으로 과세하는 중

을 연금으로 수령할 경우 퇴직소득세를 30% 감면하고 나머지 70%를 연금 수령기간 동안 나누어 납부한다. 그리고 연금 수령 기간이 10년을 넘는 경우에는 10년 이상 수령하는 금액에 대한 퇴직소득세 감면률을 40%까지 높여 적용하고 있다. 한편, 가입자는 본인 퇴직연금(DC)계좌나 개인형퇴직연금(IRP)계좌에 본인 의사에 따라 추가적인 기여금을 납입할 수 있다. 퇴직연금에 대한 세제 역시 가입자의 퇴직연금 납입과 연금화 수령을 장려하는 방향으로 제도를 변화시켜 나가고 있음을 알 수 있다.

개인연금은 크게 기여금에 대해 세제혜택이 주어지는 세제적격 개인연금(이하, '연금저축'이라 함)과 기여금에 대해 세제혜택이 주어지지 않는 세제비적격 개인연금(이하, '연금보험'이라 함)으로 나눌 수 있다.³⁾

개인형 퇴직연금(IRP)이나 연금저축처럼 개인 의사에 따라 연금자산을 적립할 방법이 있지만, 개인이 현재 소비를 포기하고 수십 년 후 노후를 위해 퇴직연금 혹은 연금저축 계좌에 기여금을 납입하는 것은 사실 쉬운 일이 아니다. 따라서 정부는 국민의 연금자산 마련을 장려하기 위해 개인형 퇴직연금(IRP)과 연금저축을 연금계좌로 묶어 개인이 자발적으로 납입하는 적립금에 대해 세제혜택을 부여하고 있다. 연금계좌에 적립금 납입 시에는 12~15%의 세액공제를 제공하며, 연금계좌에서 적립금이 운용하는 기간 동안 발생하는 운용수익에 대해서는 비과세한다. 그리고 연금 수령 연령이 되어 적립금을 연금으로 수령하는 경우 수령액이 연간 1,200만 원을 넘지 않을 경우 3~5%의 세율로 분리과세를 적용하고, 해당 금액을 넘으면 전액에 대해 종합과세한다.

연금계좌에 기여금 납입 시 제공되는 세제혜택은 2013년까지는 과세 대상에서 해당 납입액을 제외시키는 소득공제방식으로 운영되어 오다가, 2014년부터는 납입액의 일정비율을 세금에서 공제해 주는 세액공제 방식으로 전환되었다. 퇴직연금과 연금저축을 합한 연금계좌 납입액에 대한 세제혜택 한도는 2011년 연간 300만 원에서 400만 원으로 확대되었고, 2015년 연금저축의 세제혜택 한도는 400만 원으로 하되 퇴직연금과 IRP 본인 납입액에 대한 세제혜택 한도를 700만 원으로 상향 조정하여 연금계좌의 세제혜택 한도는 700만 원으로 증가하였다. 2017년에는 전체 연금계좌의 세제혜택 한도는 700만 원으로

합소득세를 적용 받지 않는다.

3) 본 연구에서는 세제혜택과 연금 납입 추이를 살펴보기 위해 세제적격 연금에 초점을 맞추어 논의를 진행한다.

유지하되 연소득 1억 2천만 원 이상 소득자의 연금저축 납입액에 대한 세제혜택 한도를 300만 원으로 하향 조정하였다. 그리고 이번 발표에서는 연금저축의 세제혜택 한도를 600만 원으로 상향 조정하고 연금저축과 IRP를 합산한 연금계좌의 세제혜택 한도는 900만 원으로 상향 조정할 계획을 발표하였다. <Table 1>에서는 2014년 이후 연금계좌 세제혜택의 주요 변화 과정을 제시하고 있다.

<Table 1> Changes of Tax Treatment on Pension Account

Year	2014	2015	2017	2023(Planned)
Pension Account	Change from Tax Exempt to Tax Credit	Tax Credit Limit KRW 7M Apply the credit rate 15% to Worker with annual income Below 5.5M	-	Tax Credit Limit 9M KRW
Retirement Pension	-	Tax Credit Limit KRW 4M → KRW 7M	-	-
Tax Preferred Pension Savings	-	Tax Credit Limit KRW 4M	Tax Credit Limit reduced to KRW 3M who earns more than KRW 120M a year	Tax Credit Limit KRW 4M → KRW 6M

III. 연금계좌 분석

1. 사용자료

본 연구에서 연금계좌 가입자의 행태를 국세청에서 매년 공개하는 「국세통계연보」를 활용하여 분석하였다. 「국세통계연보」는 표본추출방식을 사용하는 여타 자료와 달리 모든 국민(Populations)의 납세 정보를 활용해 관심 있는 변수에 대한 모수(Parameter) 정보를 살펴볼 수 있다. 특히 이러한 모수에 대한 정보를 연령별, 소득수준별 등 다양한 기준에

다른 납세자 그룹의 통계적 특징을 제공한다. 따라서 모수의 정보를 관심 있는 기준에 따라 살펴보고 분석할 수 있다는 장점을 가진다.

분석 기간은 연금계좌 납입액에 대한 세제혜택 방식이 소득공제에서 세액공제로 바뀐 2014년 이후 가장 최근 자료인 2020년까지 7년 동안이다. 분석 대상은 IRP가 기본적으로 근로자를 대상으로 한 제도라는 점과 대상의 동질성 등을 고려해 근로소득자로 한정하였다.⁴⁾

2. 연금계좌 가입 및 납입행태 분석

가. 연금계좌(연금저축 + 퇴직연금)

「국세통계연보」에 따르면 전체 근로자 중에서 연금계좌(Pension Account)에 연금을 납입한 가입자의 숫자는 2014년 237.9만 명에서 2017년 250.5만 명 그리고 2020년 274만 명으로 증가하였다. <Table 2>는 2014년 이후 근로자 중 연금계좌에 연금을 납입한 사람의 비율(이하, ‘가입률’이라 함)과 평균 납입액 추이를 소득계층별로 보여주고 있다. 연금계좌에 납입한 적이 있는 근로자의 비율은 2014년 14.3%에서 2019년 13.8%까지 완만하게 감소하다가 2020년 14.1%로 소폭 회복되는 추세를 보여주고 있다. 이는 연금계좌에 가입하는 근로자의 숫자는 증가하고 있지만 그 비율은 전체 근로소득자가 늘어나는 비율보다는 높지 않음을 의미한다.

연금계좌에 기여금을 납입하는 근로자의 평균 납입액은 2014년 258.2만 원에서 2020년 308.7만 원으로 증가하였다. 연금계좌 납입 추이를 소득계층별로 나누어 살펴보면 계층별로 상이한 추이가 발견된다. 연소득 2,000만 원 이하 계층의 2014년 가입률 2%에서 2020년 1.47%로 7년간 0.5%p(25%)이상 감소하였고, 평균 납입액 역시 같은 기간 동안 101만 원에서 74.7만 원으로 25만 원(25%) 이상 감소하였다. 같은 기간 동안 연소득 2,000~4,000만 원 계층에서 역시 가입률 17.8%에서 12.1%로 5.6% 감소, 평균 납입액은 2014년 208.2만 원에서 2019년 199.7만 원 8.5만 원 감소하였으며, 4,000~6,000만 원 계층에서는 가입률 43.7%에서 33.1%로 10.6%p 감소하였다. 반면, 중산층⁵⁾ 이상 계층이라

4) 2017년부터 공무원 및 자영업자 등도 IRP에 가입할 수 있도록 IRP 대상자가 확대되었다.

할 수 있는 연소득 6,000~8,000만 원 계층에서는 가입률은 59.4%에서 49.7%로 9.7% 감소하였으나 평균 납입액은 302.4만 원에서 356.1만 원으로 53.7만 원 증가하였다. 그리고 연소득 8,000~1억 원 계층의 경우 역시 가입률은 다소 감소(70.4% → 61.6%)하였으나 평균 납입액은 323.2만 원에서 417.0만 원으로 93.8만 원 증가하였다. 특히 고소득층이라 할 수 있는 연소득 1억 초과 계층 가입률은 2014년과 2019년에 큰 차이를 보이지 않았으나, 평균 납입액은 2014년 347.3만 원에서 2019년 438.9만 원으로 91.6만 원 증가하였다. 이를 정리하면 시간이 지날수록 소득이 낮은 계층은 연금계좌 납입이 감소하였고, 소득이 높을수록 연금계좌 납입이 증가하는 것으로 볼 수 있다.

<Table 2> Workers' Pension Account Subscription Rate and Average Contributions by Income

(Unit: %, Excess ~ Below, 10K KRW)

	Total		2,000 Below		2,000~4,000		4,000~6,000		6,000~8,000		8,000~10,000		10,000 Excess	
	Subsc' Rate	Ave Contri'	Subsc' Rate	Ave Contri'	Subsc' Rate	Ave Contri'								
2014	14.3	258.2	2.0	101.1	17.8	208.2	43.7	275.4	59.4	302.4	70.4	323.2	65.8	347.3
2015	14.1	271.0	1.7	69.6	16.3	195.7	42.7	271.5	58.6	316.7	70.0	363.7	67.8	414.5
2016	13.5	280.1	1.4	80.6	14.1	206.4	39.2	271.3	55.7	314.7	67.5	364.0	66.4	416.6
2017	13.9	279.1	1.5	74.5	13.6	198.5	37.7	268.4	54.5	321.0	66.3	369.8	67.4	396.4
2018	13.8	285.2	1.4	77.5	12.6	199.6	35.4	268.3	52.3	325.4	64.0	374.7	66.9	407.5
2019	13.8	289.4	1.5	79.6	12.1	199.7	33.9	270.6	50.8	329.6	62.3	381.6	65.4	419.5
2020	14.1	308.7	1.47	74.7	12.1	208.6	33.1	284.9	49.7	356.1	61.6	417.0	65.7	438.9

Source: Author's Caulation using Statistics Yearbook of National Tax Each Year.

소득수준별로 다른 연금계좌 납입행태 및 추이를 자세히 살펴보기 위해 <Table 3>에서는 연금계좌 납입액의 전년 대비 변화율을 제시하고 있다. 해당 기간 연금계좌 납입액이 증가한 연소득 6,000만 원 이상 중산층 이상 계층에서는 퇴직연금 및 IRP 납입에 대한 세 제혜택 한도가 400만 원에서 700만 원으로 증가한 2015년 연금계좌 납입액 증가율이 6,000만 원 이상 계층의 경우 4.7%, 8,000만 원 이상 계층의 경우 12.5% 그리고 1억 원

5) 소득세법 제59조의 3에 따르면 연금계좌 세액공제율은 연소득 5,500만 원을 이하 계층은 15%, 이상 계층은 12%를 적용한다. 본 논문에서는 연소득 5,500만 원을 넘는 6,000만 원 이상을 중산층으로 지칭하고, 1억 원 이상은 고소득층으로 지칭한다.

초과 계층의 경우 19.4%였다. 이는 증가율이 1~3%에 불과한 여타 연도에 비해서 높은 수치로 2015년부터 적용된 DC형 퇴직연금 및 IRP 납입액에 대한 세제혜택 한도 상향 조정이 상대적으로 저축 여력이 큰 중산층 이상 소득계층의 연금자산 적립에 영향을 미친 것으로 해석할 수 있다.

특이한 점은 연소득 6,000만 원 이상 계층의 경우 연금계좌 납입액이 지속적으로 증가하는 추이를 보였으나 1억 원 초과 계층의 경우 2017년 -4.9%의 감소세를 나타낸 것이다. 이는 정부가 2017년부터 연소득 1.2억 원 이상자에 대한 연금저축 세제혜택 한도를 400만 원에서 300만 원으로 하향 조정시킨 세제 변화가 영향을 미친 것으로 해석할 수 있다.

<Table 3> The Pension Account Contribution Changing Rate by Income and Year
(Unit: %, Excess ~ Below, 10K KRW)

	Total	2,000 Below	2,000~4,000	4,000~6,000	6,000~8,000	8,000~10,000	10,000 Excess
2015	5.0	-31.1	-6.0	-1.4	4.7	12.5	19.4
2016	3.3	15.7	5.5	-0.1	-0.6	0.1	0.5
2017	-0.4	-7.5	-3.9	-1.1	2.0	1.6	-4.9
2018	2.2	3.9	0.6	-0.1	1.4	1.3	2.8
2019	1.5	2.7	0.0	0.9	1.3	1.9	2.9
2020	6.7	-6.2	4.5	5.3	8.5	8.1	0.4

Source: Author's Cauclation using Statistics Yearbook of National Tax Each Year.

앞서 설명한 바와 같이 연금계좌는 연금저축과 퇴직연금 및 IRP 본인 납입액을 포괄한다. 따라서 연금저축과 퇴직연금 및 IRP에 각각 적용된 세제변화의 효과를 살펴보기 위해 연금저축과 퇴직연금 및 IRP와 납입자 추이 및 행태를 살펴보기로 한다.

나. 연금저축

연금저축(Tax Preferred Pension) 납입자의 숫자는 2014년 234.6만 명에서 2017년 226.7만 명 그리고 2020년 216.4만 명으로 감소하는 추세를 보인다. 연금저축의 가입률 및 평균 납입액 역시 전반적으로 감소하고 있다.

〈Table 4〉 Workers' Tax Preferred Pension Subscription Rate and Average Contributions by Income

(Unit: %, Excess ~ Below, 10K KRW)

	Total		2,000 Below		2,000~4,000		4,000~6,000		6,000~8,000		8,000~10,000		10,000 Excess	
	Subsc' Rate	Ave Contri'	Subsc' Rate	Ave Contri'	Subsc' Rate	Ave Contri'								
2014	14.1	257.5	1.9	101.7	17.5	208.3	43.3	275.0	58.6	301.1	69.0	320.2	64.4	344.0
2015	13.2	261.1	1.3	83.2	14.6	207.2	40.9	266.8	56.7	298.5	67.3	317.2	64.6	340.7
2016	12.9	257.8	1.3	82.2	13.3	203.5	38.0	260.7	54.2	292.6	64.9	311.5	63.1	334.1
2017	12.6	250.2	1.2	81.6	11.7	200.7	34.8	254.4	51.2	288.3	61.9	306.9	61.4	277.1
2018	11.9	249.4	1.0	82.8	10.0	199.1	31.3	249.1	47.7	285.2	58.2	304.4	59.0	274.9
2019	11.4	248.4	1.0	84.6	9.0	196.7	28.6	247.2	45.1	283.5	55.1	304.1	55.6	271.1
2020	11.1	253.8	0.9	77.4	8.4	198.9	26.6	248.8	42.6	292.2	52.9	317.2	53.7	272.6

Source: Author's Caulation using Statistics Yearbook of National Tax Each Year.

연금저축 전체 가입률은 2014년 14.1%에서 2020년 11.1%로 3%p 감소하였고, 2014년 대비 감소율은 21.0% 수준이었다. 이를 소득수준별로 살펴보면 연소득 2,000만 원 이하 계층의 경우 감소분은 1.03%p(1.9% → 1.0%) 남짓이나 감소율은 52.9%에 달했다. 2,000~4,000만 원 계층의 가입률 감소분은 9.1%p(17.5% → 8.4%) 감소율은 52.0%, 연소득 4,000~6,000만 원 계층은 16.7%p(43.3% → 28.6%) 감소하여 감소율이 38.6%, 연소득 6,000~8,000만 원 계층은 16%p(58.6% → 42.6%) 감소 감소율은 27%였다. 소득이 연간 1억 원이 넘는 소득계층의 경우 가입률은 2014년 66.4%에서 2020년 53.7%로 10.6%p 감소하였으며, 같은 기간 동안 감소율은 16.5%였다. 가입률의 전년도 대비 변화는 〈Table 5〉에 자세히 나타나 있다. 이러한 추이를 살펴보면 소득수준이 낮은 계층에서 연금저축 가입률 감소율이 크게 나타났고, 소득수준이 높은 계층의 연금저축 가입률 감소는 상대적으로 적은 것을 알 수 있다. 특히 연소득 2,000만 원 이하 계층의 경우 2015년 한 해 동안에만 가입률이 33% 감소하였다. 이는 2014년 개정된 세법 적용 등으로 인해 과세표준이 0원인 과세미달자가 대폭 증가하여 연금저축 납입유인이 사라진 저소득층이 연금저축에 연금자산을 납입하지 않기 때문에 발생한 현상으로 보인다.⁶⁾

6) 2013년 60% 수준이던 연소득 2,000만 원 이하자 과세미달자 비율은 2014년 세법개정 이후 81%로 높아졌다.

〈Table 5〉 The Tax Preferred Pension Subscription Changing Rate by Income and Year

(Unit: %, Excess ~ Below, 10K KRW)

	Total	2,000 Below	2,000~4,000	4,000~6,000	6,000~8,000	8,000~10,000	10,000 Excess
2015	-6.4%	-33.0%	-17.1%	-5.5%	-3.3%	-2.5%	0.3%
2016	-1.8%	-1.7%	-8.5%	-7.1%	-4.4%	-3.6%	-2.3%
2017	-2.5%	-9.8%	-12.2%	-8.4%	-5.5%	-4.6%	-2.7%
2018	-5.2%	-9.9%	-14.5%	-10.0%	-6.8%	-6.1%	-3.8%
2019	-4.4%	-6.0%	-10.1%	-8.7%	-5.5%	-5.3%	-5.9%
2020	-2.7%	-6.3%	-6.3%	-7.1%	-5.5%	-4.0%	-3.3%
Changes	-3.0%p	-1.03%p	-9.1%p	-16.7%p	-16%p	-16.1%p	-10.6%p
Change Rate	-21.0%	-52.9%	-52.0%	-38.6%	-27.3%	-23.3%	-16.5%

Source: Author's Caulation using Statistics Yearbook of National Tax Each Year.

한편 연금저축 평균 납입액 역시 해당 기간 동안 모든 소득계층에서 감소하였다. 〈Table 6〉을 보면 감소율에서는 소득수준별로 다소 상이한 양상을 보였는데, 연소득 2,000만 원 이하자(감소율 23.9%)부터 1억 원 이하 소득자(감소율 0.94%)까지 소득이 증가할수록 감소율이 낮아지는 추이가 관찰되었다. 그리고 1억 원 초과 소득자의 경우 연금저축 납입액이 해당 기간 동안 20.76% 감소(344만 원 → 272.6만 원, 71.4만 원 감소)하여 모든 소득계층에서 감소율이 가장 크게 나타났다. 이를 앞서 살펴본 연금계좌 납입액 추이와 비교해 보면, 연소득 4,000만 원 이하 소득자의 경우에도 연금계좌와 연금저축의 납입액이 감소하는 것으로 나타났다. 그리고 4,000만 원 이상 소득계층의 경우 연금계좌의 납입액에는 큰 변화가 없거나 오히려 증가하였으나 연금저축은 감소한 것으로 나타났다. 따라서 해당 소득계층은 연금저축에 납입하던 납입금을 퇴직연금 혹은 IRP계좌 납입으로 대체한 것으로 해석할 수 있다.

특히 연소득 1억 원 초과자의 연금저축 납입액은 2017년 전년 대비 비교적 큰 폭(17%)으로 감소하였다. 이는 2017년 연소득 1.2억 원 이상 근로자에 대한 연금저축 세제혜택 한도가 400만 원에서 300만 원으로 하향 조정됨으로 인해 해당 계층 가입자들이 연금저축 납입액 수준을 세제혜택 한도 이하로 줄였기 때문으로 판단된다. 한편, 연소득 1억 원 이상 소득계층의 경우 연금저축은 감소했지만 연금계좌 납입액이 크게 증가하였으므로 해당 계층 가입자들이 연금저축과 세제혜택은 같으나 세제혜택 한도가 더 높은 퇴직연금계

좌 및 IRP 등으로 연금저축을 대체한 것으로 해석할 수 있다.

〈Table 6〉 Workers' Tax Preferred Pension Contribution Changing Rate by Income and Year

(Unit: %, Excess ~ Below, 10K KRW)

	Total	2,000 Below	2,000~4,000	4,000~6,000	6,000~8,000	8,000~10,000	10,000 Excess
2015	1.4%	-18.2%	-0.6%	-3.0%	-0.9%	-0.9%	-1.0%
2016	-1.3%	-1.2%	-1.8%	-2.3%	-2.0%	-1.8%	-1.9%
2017	-2.9%	-0.7%	-1.4%	-2.4%	-1.5%	-1.5%	-17.0%
2018	-0.3%	1.4%	-0.8%	-2.1%	-1.1%	-0.8%	-0.8%
2019	-0.4%	2.1%	-1.2%	-0.8%	-0.6%	-0.1%	-1.4%
2020	2.2%	-8.4%	1.1%	0.7%	3.1%	4.3%	0.5%
Changes	-3.65	-24.27	-9.44	-26.22	-8.93	-3.02	-71.43
Change Rate	-1.42%	-23.86%	-4.53%	-9.54%	-2.97%	-0.94%	-20.76%

Source: Author's Caulation using Statistics Yearbook of National Tax Each Year.

다. 퇴직연금 및 IRP

〈Table 7〉은 퇴직연금계좌 및 IRP에 연금을 납입한 근로자의 비율과 평균 납입액의 추이를 보여주고 있다.

가입자 전체의 가입률 추이를 살펴보면, 2014년 0.31%(5.2만 명)에 불과했던 퇴직연금 혹은 IRP 납입자의 비율은 퇴직연금 및 IRP 납입에 대한 세제혜택 한도가 700만 원으로 상향된 2015년에는 가입률이 2.34%(40.4만 명)로 전년 대비 8배 수준으로 증가했다. 하지만 이듬해인 2016년 가입률은 조정을 거치게 되는데, 이는 2015년 세제혜택 상향 조정으로 인해 금융회사들이 적극적인 IRP마케팅을 펼쳐 일회성으로 납입한 소액계좌가 다수 발생했기 때문으로 보인다. 마케팅에 영향을 받은 일회성 소액계좌가 대량 발생하여 평균 납입액 역시 전년 대비 감소한 것으로 판단된다.⁷⁾

2016년 이후 모든 계층에서 퇴직연금 및 IRP 납입자 비중은 증가하였다. 전체 근로자에서는 2014년 0.31%였던 납입자 비율이 2020년에는 5.43%로 5.11%p 증가하였는데, 이를 인원수로 살펴보면 5.2만 명에서 105.7만 명으로 20배 증가한 것이다. 평균 납입액

7) 금융감독원 2017년 국회 제출 자료에 따르면 2016년 8월 말 현재 계좌 적립금이 0원인 '깡통 계좌'가 전체 271만 개 중 154만 개로 57%에 달했다.

역시 2014년 199.8만 원에서 2019년 281.3만 원으로 81.5만 원(41%) 증가하였다. 이를 소득계층별로 나누어 살펴보면 계층별로 상이한 추이를 보인다.

연소득 2,000만 원 이하 계층의 경우 가입률은 2014년 0.05%에서 2020년 0.58%로 0.53%p 증가하였다. 납입자 비율의 증가폭은 소득이 높을수록 크게 나타났는데, 연소득 2,000~4,000만 원 계층의 경우 2014년 0.28%에서 2020년에는 4.66%로 4.38%p, 연소득 4,000~6,000만 원 계층의 경우 2014년 0.66%에서 2020년에는 10.99%로 10.33%p 증가하였다. 중산층 이상 계층이라 할 수 있는 연소득 6,000~8,000만 원 계층의 경우 1.31%에서 16.7%로 15.39%p 증가하였으며, 연소득 8,000~1억 원 계층은 2.66%에서 24.7%로 22.04%p, 1억 원 이상 계층의 경우 2.65%에서 35.73%로 33.07%p씩 각각 증가하였다. 가입률 측면에서는 모든 소득계층에서 가입률이 상승하였고 특히 고소득층일수록 퇴직연금 및 IRP 납입자 비중이 증가하는 것으로 나타났다.

납입액 측면에서는 소득수준별로 다른 납입행태가 더욱 두드러지게 나타난다. 연소득 2,000만 원 이하 계층의 경우 2020년 평균 납입액은 2014년 보다 3.7만 원(71.3만 원 → 67.6만 원) 감소하였다. 그러나 같은 기간 동안 2,000 ~ 4,000만 원 이하 계층의 경우 32.5만 원(15.1만 원 → 183.5만 원), 4,000~6,000만 원 계층의 경우 58.4만 원(198.4만 원 → 256.8만 원), 6,000~8,000만 원 계층의 경우 83.6만 원(231.7만 원 → 315.3만 원), 8,000~1억 원 계층은 117.6만 원(242.2만 원 → 359.8만 원) 그리고 1억 초과 계층은 129.5만 원(267.7만 원 → 397.2만 원) 증가하였다. 따라서 퇴직연금 및 IRP 납입에 대한 증가는 주로 중산층 이상 고소득 계층에서 일어난 것을 알 수 있다.

특히 연소득 1억 원 초과 계층의 경우 퇴직연금 및 IRP계좌 납입자 비율이 2014년 2.65%에서 세제혜택이 확대된 2015년에는 20.96%로 크게 상승하였다. 이후 2016년 19.55%에서 2017년 28.32%로 한 해 동안 9%p 증가하여 다른 소득계층 및 연도에 비해 많이 증가하고 평균 납입액 역시 336.5만 원에서 343.5만 원으로 증가하였다. 이는 2017년 연소득 1.2억 원 이상 계층의 연금저축 세제혜택 한도가 400만 원에서 300만 원으로 감소하여 해당 소득계층의 근로자들이 연금저축 대신 퇴직연금 및 IRP를 활용하여 연금자산을 축적한 것으로 판단된다.

〈Table 7〉 Workers' IRP Subscription Rate and Average Contributions by Income
(Unit: %, Excess ~ Below, 10K KRW)

	Total		2,000 Below		2,000~4,000		4,000~6,000		6,000~8,000		8,000~10,000		10,000 Excess	
	Subsc' Rate	Ave Contri'	Subsc' Rate	Ave Contri'	Subsc' Rate	Ave Contri'								
2014	0.31	199.8	0.05	71.3	0.28	151.0	0.66	198.4	1.31	231.7	2.66	242.2	2.65	267.7
2015	2.34	169.2	0.39	18.9	2.63	69.2	4.55	148.8	7.50	217.0	15.69	262.0	20.96	291.6
2016	1.68	264.5	0.12	56.5	1.19	163.6	3.12	232.6	5.95	282.4	14.03	311.4	19.55	336.5
2017	3.17	231.3	0.34	44.6	2.69	129.0	6.44	195.7	10.65	255.1	18.49	297.5	28.32	343.5
2018	3.94	244.1	0.42	60.2	3.41	151.2	8.06	211.5	12.70	267.8	20.30	308.6	30.85	358.1
2019	4.63	251.9	0.52	66.8	4.03	163.2	9.36	224.6	14.42	275.8	22.26	315.9	33.36	370.5
2020	5.43	281.3	0.58	67.6	4.66	183.5	10.99	256.8	16.70	315.3	24.70	359.8	35.73	397.2

Source: Author's Caulation using Statistics Yearbook of National Tax Each Year.

연금계좌의 가입률과 납입액은 증가하는 데 반해 연금저축은 감소하고 있으며, 그 이유는 가입자들이 퇴직연금과 IRP에 연금저축에 납입하던 연금자산을 적립하고 있다는 사실을 확인하기 위해 연금계좌 가입자 중 연금저축과 퇴직연금 및 IRP에 동시에 납입하는 납입자 수, $n(\text{연금저축} \cap \text{IRP})$, 와 비율 변화 추이를 산출하였다. 산출방법은 「국세통계연보」에서 제공하고 있는 연금저축 납입자 수($n(\text{연금저축})$)에 퇴직연금 및 IRP납입자 수($n(\text{IRP})$)를 더한 후 연금계좌 납입자 수($n(\text{연금저축} \cup \text{IRP})$)를 차감하는 방식으로 산출하고 이를 바탕으로 비율을 산출하였다. 이를 수식으로 나타내면 다음과 같다.

$$n(\text{연금저축} \cap \text{IRP}) = n(\text{연금저축}) + n(\text{IRP}) - n(\text{연금저축} \cup \text{IRP}) \quad (1)$$

$$\text{동시 납입자 비율} = n(\text{연금저축} \cap \text{IRP}) / n(\text{연금저축} \cup \text{IRP}) \quad (2)$$

연금계좌 세제혜택 한도가 400만 원이고 연금저축과 퇴직연금 및 IRP 각각의 세제혜택 한도가 400만 원으로 동일하던 2014년에 연금저축과 퇴직연금(IRP)에 동시 납입을 하는 납입자의 비율은 0.78%에 불과하였고 동시 납입자 비율은 모든 소득계층에서 2%이하 수준이었다. 그러나 2015년 퇴직연금 및 IRP 추가납입에 대한 세제혜택 한도가 700만 원으로 상향 조정되면서 연금저축과 퇴직연금에 동시에 연금 기여금을 납입하는 근로자 비율은 전체 연금계좌 납입자의 9% 이상으로 증가하였고, 특히 8,000만 원~1억 원 소득자는

18.56% 그리고 1억 원 초과 소득자의 경우 그 비율은 26%로 크게 증가하였다. 이후에도 연금저축과 퇴직연금(IRP)에 동시에 납입하는 근로자 비율은 꾸준히 증가하고 있고, 소득이 높을수록 동시 납입하는 근로자의 비율이 더 많이 증가하는 것으로 나타났다. 이는 과거 연금저축 위주로 사적연금을 적립하던 근로자들이 퇴직연금 및 IRP를 통해 추가인 세제혜택을 받을 수 있게 되자 이를 활용한 것으로 해석할 수 있다. 특히 소득계층별로 보았을 때 세제혜택 상한 상향 조정에 대해 상대적으로 저축 여력이 있는 중산층 이상 계층이 제도변화에 민감하게 반응한 것으로 보인다.

〈Table 8〉 IRP Subscription Rate Among the Tax Preferred Pension Saving Subscribers

(Unit: %, Excess ~ Below, 10K KRW)

	Total	2,000 Below	2,000~4,000	4,000~6,000	6,000~8,000	8,000~10,000	10,000 Excess
2014	0.78	0.18	0.37	0.57	0.95	1.84	1.84
2015	9.61	1.92	5.16	6.46	9.60	18.56	26.11
2016	8.34	0.78	3.10	4.91	7.93	16.88	24.49
2017	13.27	1.78	5.97	9.47	13.59	21.35	32.98
2018	14.96	1.52	6.80	11.12	15.55	22.67	34.28
2019	16.02	1.49	7.18	12.01	17.05	24.12	36.03
2020	17.45	1.44	7.88	13.43	19.22	26.06	36.16

Source: Author's Caulation using Statistics Yearbook of National Tax Each Year.

라. 추가적인 논의

지금까지 분석 결과를 정리하면 2015년 시행된 퇴직연금 및 IRP 납입액에 대한 세제혜택 한도 상향은 주로 연소득 6,000만 원이 넘는 중산층 이상 계층의 연금계좌 납입액 상승에 영향을 주었고, 연소득 4,000만 원 이하 저소득층의 경우 세제혜택 한도 상향과는 관계없이 연금계좌 납입액이 감소하였다. 그 이유는 해당 저소득 계층의 경우 각종 공제 이후 결정세액이 0원인 과세미달자의 비율이 높아 세금을 깎아 주는 방식의 세제혜택으로는 실질적인 연금계좌 납입유인을 제공할 수 없기 때문이다. 「국세통계연보」에 따르면 근로소득자 중 과세미달자의 비율은 2014년 48.1%였고 특히 연소득 2,000만 원 이하 저소득 계층의 과세미달자 비율은 69.2%였다. 이후 전체 근로소득자 중 과세미달자 비율은 2020년

37.2%로 감소하였고, 연소득 2,000만 원 이하 계층의 과세미달자 비율 역시 61.8%로 감소하였지만 여전히 높은 수준이다. 따라서 저소득층의 상당수는 연금계좌에 적립금을 납입한다 해도 세제혜택을 받을 수 없다. <Table 9>는 연금계좌 납입자 중 세제혜택을 받지 못한 과세미달자의 비율을 제시하고 있다. 연소득 1,000만 원 이하 계층의 경우 10명 중 9명 이상이 세제혜택을 제공하는 연금계좌에 연금을 적립하고도 아무런 세제혜택을 받지 못했으며, 연소득 1,000~2,000만 원 사이 계층은 10명 중 7~8명이 아무런 혜택을 받지 못했다. 저소득층의 경우 납입자 중 과세미달자 비중이 줄어들고 있는데, 이는 세제상으로는 연금계좌 납입을 유지할 유인이 없는 기존가입자가 연금계좌에서 이탈하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

따라서 노후 준비를 하지 못하면 은퇴 이후 빈곤층으로 전락할 가능성이 큰 중산층 이하 계층에 대해 실질적인 사적연금 납입유인을 제공하는 방안을 고민할 필요가 있다.⁸⁾

<Table 9> Under the Taxation Line Rate Among Pension Account Subscribers

(Unit: %, Excess ~ Below, 10K KRW)

	Total	1,000 Below	1,000~2,000	2,000~4,000	4,000~6,000	6,000~8,000	8000~10,000
2014	14.3	99.0	80.8	23.4	2.8	0.2	0.2
2015	8.7	88.0	63.1	14.9	1.5	0.1	0.1
2016	8.5	95.5	72.6	15.2	1.5	0.1	0.0
2017	7.6	91.8	66.1	14.0	1.3	0.1	0.0
2018	7.4	93.6	67.6	14.6	1.2	0.1	0.0
2019	7.3	94.4	67.2	14.3	1.0	0.1	0.0
2020	8.1	93.6	71.8	17.6	0.9	0.1	0.0

Source: Author's Caulation using Statistics Yearbook of National Tax Each Year.

8) 정원석·김미화(2015).

IV. 결론

정부는 적정 노후소득 보장을 위해 연금저축에 대한 세제혜택 한도를 400만 원에서 600만 원으로, 연금저축과 IRP를 합친 연금계좌의 세제혜택 한도는 700만 원에서 900만 원으로 상향 조정하는 방안을 발표하였다. 새로운 정책의 효과를 예상해 보기 위해 과거 IRP 세제혜택 상향 조정(400만 원→700만 원)의 효과를 분석한 결과 연금저축 납입액은 감소하였으나, 퇴직연금 및 IRP 납입액은 증가한 것으로 나타났으며, 두 계좌를 합친 연금계좌의 평균 납입액은 증가한 것으로 나타났다. 소득계층별로는 소득이 높은 계층일수록 적극적으로 퇴직연금과 IRP 납입액을 증액한 것으로 분석되었다. 이는 제도 도입 시점에 데이터 분석을 통해 세제혜택 한도 상향이 연금자산 추가 적립에 긍정적인 영향을 미치며 (김병권 외 2013) 소득수준이 높을수록 제도 변화에 대한 사적연금 납입 탄력성이 클 것이라고 예상한 선행연구(정원석·강성호 2017a)의 연구와 일치하는 결과이다.

특히 연소득 1.2억 원 이상 소득자에 대한 연금저축 납입액 세제혜택 한도가 400만 원에서 300만 원으로 감소한 2017년 이후 해당 계층의 가입자들은 연금저축 납입액을 세제혜택 상한선인 300만 원 이하로 감소시키는 대신 퇴직연금 및 IRP 추가납입액을 증가시켰다. 이는 연금계좌 가입자들이 세제혜택 상향에 대해 민감하게 반응하는 만큼 세제혜택 감소에도 민감하게 반응함을 보여준다.

이를 바탕으로 이번에 발표된 연금저축에 대한 세제혜택 상향 조정의 효과를 예상해 본다면 연금저축에 대한 세제혜택 한도 상향 조정은 사적연금 납입 여력이 있는 중산층 이상 계층의 추가적인 노후소득원 마련에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 보인다.

그러나 과거 세제혜택 확대에도 불구하고 연금계좌 납입액이 감소한 저소득층은 이번 세제혜택 한도 상향 조정에 별다른 반응을 하지 않을 것으로 예상된다. 이는 현재 세금을 깎아 주는 세제혜택 방식으로는 저소득층의 상당수를 차지하는 결정세액이 0원인 과세미달자에게 사적연금 적립유인을 제공하지 못하기 때문이다. 이들 계층이 실질적인 연금자산 납입유인을 가질 수 있도록 공적연금에 가입한 연금계좌 납입자에게는 결정세액이 0원이 되더라도 연금계좌 납입액에 대해 세액공제를 적용하는 환급형세액공제(Refundable Tax Credit) 적용을 검토할 필요가 있다. 독일의 경우 공적연금에 가입한 사적연금 납입

자에 대해 환급형 세액공제와 동일한 효과를 가지는 보조금을 지급하여 10년 만에 소득 1분위 저소득층의 사적연금 가입률이 5%에서 25%까지 상승하였다(Axel Börsch-Supan et al 2012).

사적연금에 대한 재정지출은 미래 노후 빈곤을 감소시킴으로서 사회 후생을 증대시킬 수 있으며 미래 노인 빈곤층에 대한 재정지출을 줄일 수 있다는 점에서 의미가 있다. 김원식 외(2016)는 연금저축에 대한 세제지원이 지출된 금액의 최대 8배 이상의 미래 재정절약 효과가 있다고 추정하였고, 정원석·강성호(2017b)는 독일과 같은 보조금제도를 도입할 경우 장기적으로 노후빈곤율을 최대 4.8%p 감소시킬 수 있다고 예측하였다.

따라서 후속 연구과제로는 결정세액이 0원인 계층에게 환급형세액공제와 같은 형태의 지원 하는 경우 이들 계층의 연금자산 적립행태 변화에 관한 연구가 필요하다. 또한 과세 미달자에 재정을 지출하여 연금자산을 적립하도록 유인하는 것이 미래 재정지출을 줄일 수 있음을 확인하는 과정 또한 필요할 것이다. 그리고 2023년 3월이면 제5차 국민연금 재정추계 결과가 나오고 국민연금 지속가능성 제고를 위한 개혁방안이 논의될 것이다. 따라서 국민연금 개혁 수준에 따라 국민이 적절한 수준의 노후 소득을 준비할 수 있도록 사적연금의 역할에 관한 연구 등이 필요하다.

본 연구의 한계로는 충분한 샘플 수를 가진 미시데이터 확보가 어려워 각각의 경제주체의 특성을 통제하여 제도변화와 경제주체의 반응 사이에 인과관계를 밝힌 것이 아니라, 제도 시행 이후 대상 집단의 통계량을 소득수준별로 분석하는 형태로 이루어져 제도 변화와 연금계좌 가입자의 행태 사이에 인과성을 설명하는 것에는 다소 무리가 있을 수 있다는 점이다. 향후 연금세제 변화와 경제주체 사이의 인과성을 확인할 수 있는 미시데이터가 확보된다면 동 논문에서 주장하는 바를 검증해보는 것도 좋은 연구주제가 될 것이다.

하지만 분석에 사용한 자료가 조사자료(Sampling)가 아닌 모집단의 통계량을 사용하여 제도 시행 전·후 개인의 연금계좌 납입에 대한 정확한 현황을 보여주며, 대상 집단의 행태가 과거 선행연구에서 예측한 바와 일치한다는 점에서 정책과 그에 대한 경제주체 반응 사이의 인과성을 확인할 수 있었다.

본 연구는 미시데이터를 구하기 어려운 상황에서 모집단의 통계량을 활용하여 2015년 이후 세제혜택 한도의 상향 조정 및 하향 조정으로 인한 연금계좌 가입자들의 연금계좌 납

입행태 변화를 파악하고 새로운 정책의 효과를 예상할 수 있는 참고자료를 제공한다는 점에서 기여가 있다. 특히 IRP가입자가 빠르게 증가하는 상황에서 연금저축과 IRP의 납입액 추이를 분석한 자료를 제공했다는 점에서 차별성이 있다. 또한 과거 세제 변화가 연금계좌 납입자에 대한 행태변화를 예측한 선행연구 결과들을 모집단 데이터를 활용해 검증했다는 점에서 학술적 의의가 있다.

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. Bin (2013). “The Causal Effects of Tax Incentive on Pension Saving fo Korean Households”, *Korean Social Security Studies*, 29(3):53-79.
- 김수성·차명기 (2016), “연금 소득공제의 세액공제 전환에 따른 문제점 및 개선방안”, **조세연구**, 제16권 제4호, 한국조세연구포럼, pp. 183-208.
- (Translated in English) Kim S. and M. Cha (2016). “A Study on Remedies and Problems followed by Change of Tax System on Pension Payment”, *Journal of Taxation Research*, Korea Tax Research Forum, 31(4):183-208.
- 김원식·김우철·김상봉·김재현 (2016), “우리나라 사적연금세제의 정책방향”, **재정학연구**, 제9권 제4호, 한국재정학회, pp. 33-58.
- (Translated in English) Kim, W., W. Kim, S. Kim and J. Kim (2016). “Tax Policy for the Private Pension in Korea”, *Korean Journal of Public Finance*, The Korea Association of Public Finance, 9(4):33-58.
- 김진석 (2016), “소득공제제도의 세액공제 전환에 따른 소득계층별 세 부담 차이 분석”, **세무와 회계저널**, 제17권 제5호, 한국세무학회, pp. 175-198.
- (Translated in English) Kim J. (2016). “Analysis of Difference in Tax Burden by Income Bracket after Changing to Tax Credit from Tax Deduction System”, *Journal of Taxation and Accounting*, Korea Academic Society of Taxation, 17(5):175-198.
- 류건식·이창우·김동겸 (2009), **사적연금의 노후소득보장 기능제고방안**, 연구보고서, 보험연구원.

(Translated in English) Ryu, K., C. Lee and D. Kim (2009). “Enhancing Private Pension for Income Guarantee in Old Age”, Research Paper, Korea Insurance Research Institute.

문성훈·김수성 (2014), “연금소득공제의 세액공제 전환이 연금세제에 미치는 영향”, **세무학연구**, 제31권 제4호, 한국세무학회, pp. 9-34.

(Translated in English) Moon S. and S. Kim (2014). “The Effect of Change from Pension Income Deduction to Tax Deduction to the Pension Taxation System”, *Korean Journal of Taxation Research*, Korean Academic Society of Taxation, 31(4):9-34.

이태열·강성호·김유미 (2014), **공·사 사회안전망의 효율적인 역할 제고 방안**, 정책보고서, 보험연구원.

(Translated in English) Lee, T., S. Kang and Y. Kim (2014). *Public-Private Partnership to Enhance Korean Social Safety Net*, Research Paper, Korea Insurance Research Institute.

정원석 (2018), “저소득층 연금저축 납입액에 대한 세액공제를 추가적용 효과 분석”, **재정학연구**, 제11권 제3호, 한국재정학회, pp. 117-141.

(Translate in English) Chung W. (2018). “Tax Credit Discrimination for Private Pension Saving”, *Korean Journal of Public Finance*, The Korea Association of Public Finance, 11(3):117-141.

정원석·강성호 (2015), “연금과세 체계변화에 따른 소득계층별 연금저축 가입효과 분석”, **재정학연구**, 제8권 제2호, 한국재정학회, pp. 113-142.

(Translated in English) Chung W. and S. Kang (2015). “Tax Treatment for the Private Pension”, *Korean Journal of Public Finance*, The Korea Association of Public Finance, 8(2):113-142.

_____ (2017a), “사적연금 세제혜택 한도 상향에 따른 사적연금 추가가입 유인 추정”, **재정학연구**, 제10권 제1호, 한국재정학회, pp. 215-240.

(Translated in English) Chung W. and S. Kang (2017a). “Extending Tax

Deferral Limit for the Private Pension and Saving Behavior”, *Korean Journal of Public Finance*, The Korea Association of Public Finance, 10(1):113-142.

_____ (2017b), “사적연금 보조금 지급 정책 도입 시 빈곤완화와 재정효과 분석”, **재정학연구**, 제10권 제4호, 한국재정학회, pp. 105-142.

(Translated in English) Chung W. and S. Kang (2017b). “Korean Riester Pension Design and Policy Effect Analysis”, *Korean Journal of Public Finance*, The Korea Association of Public Finance, 10(4):105-142.

정원석·김미화 (2015), **고령화에 대응한 생애자산관리 서비스 활성화방안**, 조사자료집, 보험연구원.

(Translated in English) Chung W. and M. Kim (2015). *Financial Planning Service for Ageing and Longevity Ris*, Survey Paper, Korea Insurance Research Institute.

정원석·문성훈 (2016), “연금저축 세액공제 전환에 따른 소득계층별 사적연금 가입행태 변화”, **세무와 회계저널**, 제17권 제4호, 한국세무학회, pp. 113-134.

(Translated in English) Chung W. and S. Moon (2016). “Changing Tax Treatment Method and Pension Saving Behavior”, *Journal of Taxation and Accounting*, Korea Academic Society of Taxation, 7(4):113-134.

Axel B., C. Michela and R. Anette (2012). “Riester Pensions in Germany: Design, Dynamics, Targeting Success, and Crowding In”, *NBER working paper*.

Matthew S., Y. April and M. Francis (2015). “Do tax incentive increase 401(k) retirement saving? Evidence from the adoption of catch-up contributions”, Center for Retirement Research at Boston College.

Peter R. (2004). “Progressivity and Saving: Fixing the Nation’s

upside-down Incentives for Saving”, Testimony before the House Committee on Education and the Workforce.

Raj C., N. John, L. Soren, N. Torben and O. Tore (2014). “Active vs. Passive Decisions and Crowdout in Retirement Savings Accounts: Evidence from Denmark”, *Quarterly Journal of Economics*, 129(3):1141-1219.

Abstract

The tax treatment limits will increase from KRW 4 million to KRW 6 million for the tax-preferred pension and from KRW 7 million to KRW 9 million for pension accounts(Tax preferred pension + IRP). In order to estimate the effects of the policy, We analyze the policy effects of expanding the tax treatment limit of the IRP from KRW 4 million to KRW 7 million in 2015 and reducing the treatment limit on the tax-preferred pension from KRW 4 million to KRW 3 million in 2017, on contributions using 「Statistical Yearbook of National Tax」. We find that after increasing the IRP tax treatment limit, middle and high-income earners increased their pension savings. On the other hand, because of the reduction of the tax treatment limit, the tax-preferred pension savings were decreased for people earning more than KRW 120 million a year. However, the decreased amount moved to IRPs having the same tax benefits, and the total amount of contributions paid to the pension account increased.

※ Key words: Private Pension, Tax Treatment, Pension Saving, Retirement Pension, IRP

우리나라 통화수요함수의 장기균형 관계와 안정성: ARDL 모형을 중심으로*

Analyzing the Long-Run Demand for Money and Its Stability in Korea: An ARDL Approach

황진태**·김성민***

Jin-tae Hwang·Sung-min Kim

본 연구는 1970~2021년 우리나라 M1과 M2에 대해 실질 GDP, 이자율, 물가상승률, 원달러 환율 변수를 이용하여 통화수요함수의 장기균형 관계와 안정성 여부를 살펴보았다. 이를 위해 ARDL 모형과 bounds 공적분 검정을 이용하였으며, 분석 결과 Lucas(2000)에서처럼 실질 M1에 대한 실질 GDP의 탄력성이 1에 가까웠으며, 이자율의 탄력성이 0.4~0.5로 추정되었다. 실질 M2에 대해서는 이자율의 탄력성이 통계적으로 유의하지 않았으나, 실질 GDP의 탄력성은 1을 상회하는 수준이었다. 아울러 물가상승률은 통화수요에 대해 전반적으로 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 마지막으로 M1과 M2 모두에 대해 장기적으로 안정적인 통화수요 모형이 존재할 가능성이 높은 것으로 판단된다.

국문 색인어: 통화량, 실질 GDP, 이자율, 자귀회귀시차분포 모형, bounds 공적분 검정

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030300, B030600, B030601

* 이 연구는 2018학년도 대구대학교 학술연구비 지원으로 수행되었음.

** 대구대학교 경제금융학부 부교수(jhwang@daegu.ac.kr), 제1저자

*** 경북대학교 경제통상학부 초빙교수(java0215@gmail.com), 교신저자

논문 투고일: 2022. 6. 23, 논문 최종 수정일: 2022. 9. 19, 논문 게재 확정일: 2022. 11. 18

I. 서론

수익이 따르지 않는 통화에 대한 수요가 장기적으로 어떻게 결정되며, 추정된 통화수요 함수가 안정적인지에 대한 것은 학계의 오랜 관심사 중 하나였다. 특히, 과거 우리나라를 비롯해 많은 국가들이 통화량 목표제를 시행하여 왔다는 점에서 통화수요에 대한 연구는 거시경제학 분야에서 중요하게 다루어져 왔다. 그러나 1980년대 이후 금융자유화와 금융 혁신이 이루어지면서 다양한 금융상품이 발달함에 따라 통화량 목표제의 유효성에 대해 많은 비판이 있었다. 이에 1998년에 우리나라도 여러 다른 국가들처럼 통화량 목표제를 포기하고 금리중시 물가안정목표제를 채택하였다. 이후 통화수요에 대한 연구는 전반적으로 침체 상태였다고 할 수 있다.

그러나 2000년대에 들어 저성장·저물가 기조가 지속되면서 물가안정목표제 정책에 대한 의미가 퇴색하기 시작하였고, 2008년 글로벌 금융위기까지 발발하면서 금리 중심의 전통적 통화정책수단이 더 이상 유효하지 않다는 의견이 다수 제기되었다(강명현·이혜란 2014). 또한 글로벌 금융위기를 극복하기 위한 방안으로 금리 조정을 통한 전통적 방식보다 양적완화와 포워드 가이드런스 등 비전통적 통화정책수단이 적극적으로 활용되었다. 특히, 양적완화의 경우 금리를 통한 정책효과보다는 중앙은행의 발권력으로 국공채 매입을 통해 시장에 유동성을 직접 공급한다는 점에서 기존의 통화정책과 대별된다. 물론 이러한 비전통적 수단이 위기 시에만 적용되는 임시적 대응일 뿐일 수 있다는 의견이 있다. 즉, 해당 정책은 위기 시에만 채택될 수 있는 특수한 정책이며, 평상시에는 금리중시 통화정책이 가장 유효한 정책수단이라는 것이다. 그러나 이를 인정하더라도 향후 글로벌 경제에서 나타날 수 있는 여러 상황 변화에 정책이 기초할 필요가 있다면 중앙은행은 여전히 다양한 거시경제지표와 관련 경제모형에 대해 관심을 가질 수밖에 없다. 따라서 본고에서 수행하는 통화수요의 장기적 관계와 안정성에 대한 연구는 지속적으로 중요한 의미를 가진다고 할 것이다.

이러한 환경 속에 통화수요함수의 장기적 관계와 안정성에 대한 연구가 최근에도 다수 진행되었다. 그럼에도 여전히 그 결과와 해석에 대해 완전한 의견 일치가 존재하지는 않는다. 한편, 기존 연구는 주로 최근 20~30년 동안의 기간에 분기 또는 월별 자료를 활용함으

로써 짧은 기간으로 인해 나타날 수 있는 부족한 관측치에 대한 시계열 분석의 문제점을 피하였다. 그러나 이들 연구들이 외환위기 이전 또는 이후 형태로 특정 기간만을 대상으로 분석을 국한하고 있다는 점에서 보다 역사적 차원에서 장기 개념의 통화수요함수와 그 안정성을 다루고 해석하는 데에는 한계가 있을 수 있다. 이에 본 연구는 통화수요의 장기균형 관계와 안정성을 살펴보고자 분석기간이 보다 확장된 1970~2021년을 대상으로 우리나라 통화량, 이자율, 물가상승률 등의 시계열 자료를 분석한다.

통화함수 추정을 시도한 선구자 중 하나인 Meltzer(1963)는 통화수요가 자산 및 소득(또는 그 선형결합), 이자율, 그리고 물가상승률의 함수로 보았다. 이러한 그의 연구는 통화수요가 제한된 수의 변수로 결정되며 그 함수가 안정적이라는 Friedman(1956)의 주장에 기초한다. 그러나 화폐수량이론에 입각하여 통화수요에 대한 소득의 역할을 강조하면서 항상소득의 탄력성을 1.8로 추정된 Friedman(1959)의 연구결과에 Meltzer는 의문을 가졌다.¹⁾ 이에 대해 그는 화폐보유에 대한 기회비용으로 인식한 Baumol-Tobin의 관점을 반영하여 통화수요의 함수에서 음(-)의 관계를 가정한 이자율의 역할도 함께 살펴보았다. 그는 분석을 위해 1900~1958년의 시계열 자료를 이용하였으며, 화폐잔고와 자산 및(장기) 이자율(자산수익률) 간 관계를 log-log 형태의 모형으로 하여 통화수요함수를 추정하였다. 그 결과로 통화에 대한 자산 탄력성은 통화정책의 변화에 관계없이 1의 값으로 안정적이었으며, 이자율 탄력성은 통계적으로 유의미하면서 높은 수준에 해당하는 음(-)의 값이었다. 다만, 통화량이 협의에서 광의로 확대될수록 이자율의 탄력성이 작아지는 경향을 보여주었다.

한편, Lucas(1988)는 Meltzer(1963)의 연구를 바탕으로 분석기간을 연장하여 1900~1985년의 시계열 자료를 활용하였다. 그리고 통화수요에 대한 함수로 Meltzer의 연구에서처럼 자의적으로 선택된 자산변수를 고수할 필요는 없고 소득변수 사용을 고려하는 것도 무방하다고 하였다.²⁾ Lucas(1988)는 통화수요함수 추정과 관련하여

1) Meltzer(1963)는 Friedman(1959)이 추정하고자 하는 통화수요에 정기예금(time deposit)도 포함시켜 분석하였다면서 정기예금을 제외시킬 경우에도 높은 소득탄력성이 나올 수 있는지에 대해 의문을 가졌다.

2) Lucas(1988)는 소득변수와 관련하여 소득변수의 실제값이 자산변수에 비해 경기변동에 더 많이 반응하는 측면이 있다는 점을 지적하면서 이를 고려한다면 항상소득변수가 더 좋을 수 있다고 하였다. 이에 대해 본 연구는 평탄화된 소득변수를 얻고자 HP 필터를 통해 잠재

Meltzer(1963)와는 다르게 이자율 변수로 장기가 아닌 6개월 CP 금리를 중심으로 한 단기 이자율을 사용하였으며, 로그 형태가 아닌 수준변수를 사용하여 M1 통화에 대한 0.05~0.1에 해당하는 이자율의 준탄력성(semi-elasticity)을 구하였다. 이 수치에 평가하고자 하는 이자율(%) 수준을 곱하면 해당 이자율 수준에서의 이자율 탄력성을 구할 수 있다. 또한 Lucas(2000)는 1900~1994년 시계열 자료에 대해 log-log 형태의 통화수요 모형을 기준으로 그 소득 및 이자율 탄력성이 각각 1과 0.5일 때 해당 자료에 가장 부합한다고 하였다. 이에 본 연구는 우리나라의 통화수요함수에 대해서도 Lucas(2000)가 제시한 소득 및 이자율 탄력성이 적용되는지 확인하고자 한다.

한편, 1980~1990년대를 들어서면서 통화수요함수가 더 이상 안정적이지 않다는 이슈가 제기되었는데, 이에 통화량 M1이 적절한 통화지표인지에 대한 논의가 있었다. 가령 1980년 이후 규제완화와 함께 지급결제를 중심으로 금융혁신이 나타나면서 통화량 지표 M1의 성격이 종전과 달라졌다. 이에 대한 근거로 당시 규제완화 및 금융혁신에 따라 새로운 금융상품이 다수 출시되었는데, 해당 금융상품의 성격이 M1임에도 이것이 M1 지표에 제대로 반영되지 않았다는 점을 들 수 있다. 그 결과 종전의 GDP 대비 M1 비율이 상대적으로 낮아지게 되는 결과를 낳았다. 따라서 M1을 중심으로 한 통화수요함수의 불안정 이슈는 그간 사용해왔던 M1이 관련 통화지표로서 더 이상 유효하지 못하여 나타난 결과이며, Teles and Zhou(2005)는 안정적인 통화수요함수를 위해 1980년 이후에 대해서는 기존 M1을 대체할 새로운 형태의 통화량이 필요함을 주장하였다. 이들이 제시한 새로운 통화량 지표는 MZM(Money Zero Maturity)으로 M1에 언제든지 인출할 수 있어 만기가 사실상 0인 금융상품을 추가한 형태이다.³⁾ Lucas and Nicolini(2015)도 통화수요함수의 안정성과 관련하여 M1에 대한 새로운 통화량 지표 NewM1을 제시하였는데, 이는 기존의 M1에 시장금리부 수시입출금식예금(Money Market Deposit Account: MMDA)을 포함하는 것이었다.

적 실질 GDP를 구하였다. 그러나 이러한 잠재적 실질 GDP를 통화수요함수의 변수로 사용한 결과, Lucas(1988)의 결과와는 달리 해당 통화수요의 예측치가 실질 GDP의 실제값을 사용하여 구한 예측치보다 더 좋지는 않아서 실질 GDP의 실제값을 통화수요함수의 변수로 사용한다.

3) MZM은 M1에 저축성예금(MMDA 포함)과 단기금융시장펀드(Money Market Mutual Fund: MMMF)를 포함한 형태이다.

통화수요의 장기균형 관계와 안정성에 대한 연구는 국내에서도 활발히 진행되었다. 즉, 통화수요함수를 결정하는 제약변수 관련 국내연구도 해외와 마찬가지로 주로 실질 통화량에 대해 실질 GDP와 이자율 변수를 제약변수로 한 것이 기본모형이었으며, 이들 간 장기적 관계를 밝히기 위하여 환율, 자산, 불확실성, 금융리스크, 주택시장 등의 변수를 추가하는 연구가 다수였다. 또한 이들 변수들을 통한 장기적 관계가 구조적 변화를 겪는지 아니면 안정적인지를 주로 연구하였다.

이러한 연구를 위하여 관련 국내연구는 주로 분기별 시계열 자료를 이용하였는데, 이 중 유유히(1994)는 1972.3~1993.3분기 동안의 시계열 자료를 이용하여 Johansen 공적분(co-integration) 검정과 벡터오차수정모형(vector error correction model)을 이용하여 실질 통화량, 실질 GNP, 회사채수익률, 은행 예금이자율 간 1개의 장기균형관계를 발견하였다. 다만, 장기균형식에서 예금이자율에 대한 추정계수가 통계적으로 유의하지 않아 실질 통화량, 실질 GNP, 회사채수익률 간 공적분 검정을 다시 실시하였다. 이에 해당 변수들 간 장기균형이 성립함을 보여주며, 통화수요에 대한 소득 탄력성과 이자율의 준탄력성을 각각 1.13, 1.28로 추정하였다.

통화수요함수의 소득과 이자율 등의 기본모형에 다른 변수를 추가하여 통화수요의 장기적 관계를 살펴본 연구들이 다수 있다. 그 중 오성환·최운규(2000)는 미국 M1 자료를 바탕으로 통화수요의 장기적 관계를 살펴보았는데, 해당 기본모형에 화폐적·실물적 불확실성을 함께 고려한 결과 1에 가까운 소득 탄력성을 얻을 수 있음을 보여주었다. 이와 유사하게 주한광·주상영(2002)도 통화수요함수의 장기적 관계를 발견하기 위하여 실질 M1과 M2에 대해 실질 처분가능소득과 산업생산지수/PPI 등의 규모변수와 이자율을 기본모형으로 한 후 화폐적·실물적 불확실성과 실질 실효환율 변수를 함께 고려하였다. 이들은 1980.1~1998.4분기 시계열 자료를 이용하여 가계와 기업의 부분별 통화수요를 공적분 및 오차수정모형을 이용하여 추정하였다. 또한 인플레이션(화폐적)과 실물에 대한 불확실성을 측정하기 위해 GARCH(1,1) 모형을 활용하였다. 분석결과, 통화수요함수의 장기적 관계를 발견하기 위해 불확실성과 실질 실효환율을 고려하는 것이 나은 결과를 얻을 수 있으며, 통화수요는 전체적으로 안정적이라고 하였다. 그리고 통화수요에 대한 규모변수의 탄력성은 1보다 크고, 이자율의 탄력성은 음(-)의 값으로 나타났으나, 모형과 변수선택에

따라 탄력성의 크기에는 차이가 있었다.

엄상민·박기정(2008)은 1999.1~2007.7월 간 월별 시계열 자료를 이용하여 IMF 외환 위기 이후 M2 통화량 수요의 장단기 안정성에 대해 분석하였는데, 우리나라 통화수요함수의 장기적 안정성을 발견할 때 주택시장을 함께 고려하는 것이 중요하다고 하였다. 특히, M2 수요에 대한 주택가격의 탄력성이 크다고 하였다. 다만, 유동성 및 부도위험으로 측정된 금융시장위험과 주한광·주상영(2002)처럼 GARCH(1,1)로 측정된 실물 및 인플레이션 불확실성을 함께 고려하였다. 그러나 이들 변수에 대한 통화수요는 불분명하다고 하였다. 이들이 수행한 주된 방법론적 접근법으로 공적분 검정과 오차수정모형을 활용하였으며, 장단기로 구분하여 통화수요의 안정성을 검정하였다.

한편, 서병선(2001)은 1980.1~1982.2분기와 1997.3~1999.2분기에 실질 M1 통화의 실종(the case of the missing money) 현상을 설명하고 통화수요에 대한 예측력을 높일 수 있는 비선형 계량경제모형을 다루었는데, 이 연구 역시 통화수요의 장기적 안정성과 관련이 깊다고 할 수 있다. 그는 해당 안정성 검정을 위해 기존의 Chow 검정과 Johansen 검정이 가진 문제점을 지적하였으며, 이를 개선하기 위해 Hansen(1992)과 Seo(1998)의 안정성 검정방식을 사용하였다. 이 검정방법은 장기균형 관계에 대해 임의구간을 대상으로 구조변동 검정방식을 사용하는 것이었다. 이와 같은 연구진행의 결과, 서병선(2001)은 통화실종이 발생한 기간 동안 통화수요의 소득 탄력성 증가에도 안정성에 대한 영향은 없음을 발견하였다.

본 연구는 통화수요함수의 장기적 균형관계를 발견하기 위하여 자기회귀시차분포(Autoregressive Distributed Lag; ARDL, 이하, 'ARDL'이라 함) 모형과 이를 바탕으로 장기균형 관계, 즉 공적분에 대한 bounds 공적분 검정을 실시한다. 본 연구의 ARDL 모형에 기초한 접근법은 기존의 공적분 검정 및 오차수정모형으로 접근하는 방법이 자기회귀시차 선택 문제 등으로 시계열 자료의 길이가 충분하지 않을 경우 장기관계의 존재 여부를 밝히는 데 한계가 있을 수 있다는 점 때문이다(Ghose, Khan and Rehman 2018). 이에 대해 서병선(2001)도 기존의 Johansen(1988) 공적분 검정이 시계열 길이가 짧을 경우 모형 선택에 따라 추정결과가 민감하게 달라짐을 지적하였다. 이렇듯 기존의 접근법과 달리 통화수요함수의 장기적 관계에 대해 국내에서도 ARDL 모형을 사용한 연구가 있다(정

근존·이민환 2007; 이양섭 2018). 이들 연구 중 정근존·이민환(2007)은 통화량 지표에 대한 한국은행의 새로운 편제와 관련하여 IMF 외환위기 전후에 걸쳐 신M1과 신M2 모두에서 안정적인 장기균형 관계가 발견된다고 하였다. 이양섭(2018)은 1996. 8~2016. 8월의 우리나라 월별 자료를 대상으로 ARDL 모형과 bounds 공적분 검정, 그리고 잔차분석을 실시하여 통화량 M2와 금융기관유동성(Lf)에 대해 안정적인 장기균형 관계가 존재함을 보여주었다. 그리고 이 두 통화량 변수에 대한 소득 탄력성은 1을 상회하고, 이자율 탄력성은 양(+)으로 나타남을 보여주었다.

본 연구의 ARDL 모형에 기초한 추정과 장기균형 관계와 관련하여 Pesaran, Shin and Smith(1996)와 Pesaran(1997)은 Johansen(1988) 공적분 검정에 대한 대안으로 ARDL 공적분 검정을 제시하였다. 기존의 Johansen 공적분 검정은 장기균형을 찾을 때 이론에 기반을 두지 않는 VAR 형태의 통계학적 접근법이라 할 수 있다. 이에 대해 Pesaran(1997)은 자신의 접근법이 이론에 따른 ARDL 모형 설정과 관련 장기관계에 기초함을 강조하였다. 또한 Pesaran and Shin(1999)은 기존의 Phillips-Hansen의 완전수정 최소자승법(Fully Modified OLS; FM OLS)과 비교하면서 ARDL 모형에 따라 장기균형 관계를 나타내는 추정계수들의 경우 일치성(consistency) 수준이 높으며 표준적인 정규근사분포를 이용하여 가설검정을 할 수 있는 장점이 있다고 하였다. 아울러 모형에 포함된 변수들의 시계열적 특징이 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 모두에 적용될 수 있다고 하였다. Pesaran, Shin and Smith(2001)는 모형의 장기균형 관계와 관련하여 변수들의 시계열적 특징이 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 인지가 불확실할 때 장기적 관계를 밝히는 bounds 공적분 검정을 개발하였는데, 이 검정은 F - 및 t -검정 통계량에 기초한다. 이들 통계량과 관련하여 장기균형 관계가 없다는 귀무가설하에 모형에 포함된 시계열 변수가 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 인지와 관계없이 해당 검정통계량이 비표준적임에 따라 Pesaran et al.(2001)은 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 형태 각각에 부합하는 근사적 임계치를 제공하였다. 이러한 임계치 제공으로 $I(0)$, $I(1)$, 서로 복합적인 장기균형 관계 등을 모두 포괄하는 다양한 공적분 검정이 가능해졌다. 정리하면, ARDL 모형은 장기균형 관계를 규명함에 있어 시계열 변수들이 모두 $I(1)$ 임을 가정하는 Johansen의 공적분 검정보다 시계열 자료의 길이가 짧고 시계열 변수의 적분이 $I(0)$ 또는 $I(1)$ 인지가 불확실할 때 그 유용성이 더 크다고 하겠다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서 시계열 자료와 통화수요에 대해 논의하고, III장에서는 ARDL 모형과 실질 GDP, 명목 이자율, 인플레이션, 환율 변수 등을 이용하여 관련 실증분석 모형을 제시한다. IV장에서는 단위근 검정과 최적 모형을 위한 bounds 공적분 검정 및 잔차분석을 실시하여 통화수요의 장기균형 관계와 안정성 여부를 살펴본다. 그리고 V장에서 본 연구를 맺는다.

II. 자료와 장기 통화수요

본 연구는 화폐수요의 장기적 관계와 안정성을 분석하기 위해 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 통화량, GDP, 물가지표(GDP 디플레이터), 원달러 환율 등의 거시경제지표를 연간 자료 형태로 추출하여 사용한다. 본 연구의 분석기간은 기존연구보다 확장된 1970~2021년이다. 이와 관련하여 통화량 M2 변수의 경우 한국은행이 1986년부터 제공하고 있어 본 연구의 분석기간보다 짧다. 이를 보완하고자 본 연구는 1970~1985년에 대해 Benati, Lucas, Nicolini and Weber(2021)의 M2(Broad Money)를 포함시켰다.⁴⁾

명목 이자율 변수는 한국은행 ECOS에서 무담보 콜금리(1일), CD(91일) 및 CP(91일) 금리, 국고채 금리 등을 추출할 수 있는데, 이들 변수 모두 1990년 이후부터 제공되고 있다. 이에 본 연구는 1990년 이전 이자율 자료에 대해서는 국제통화기금(IMF)의 국제금융통계 데이터베이스(International Financial Statistics; IFS, 이하, 'IFS'라 함)를 이용하여 관련 자료를 입수하였다.

이러한 두 자료의 결합에 대해 IMF의 IFS와 한국은행 ECOS가 제공하는 이자율 변수를 비교한 결과, IFS의 discount rate는 ECOS가 제공하는 중앙은행의 (재)할인율, money market rate는 무담보 콜금리(1일), deposit rate는 CD 금리, government bond rate는 장기 국채금리 수준과 유사하였다. 이에 이러한 기준에 맞춰 1990년대 이전 이자율 자

4) 이 두 자료 간 차이의 정도를 살펴하기 위하여 본 연구는 두 자료가 모두 존재하는 1986~2015년 간 자료를 서로 비교하였다. 그 결과, Benati et al.(2021)의 M2와 한국은행 ECOS의 M2 간에 -0.6~14.7% 정도 차이가 있었다. 이에 이것이 본 연구의 한계로 작용할 수도 있음에 유의하기 바란다.

료는 IFS의 해당 금리자료를 분석에 포함시켰다. 따라서 본 연구는 분석대상 이자율 변수로 할인율, 콜금리, 예금금리, 장기 국채금리로 하여 진행한다.

1970~2021년의 분석대상 시계열 자료를 보면, 우리나라의 실질 GDP는 연평균 6.4% 증가하였다. M1과 M2는 각각 16.6%, 16.5% 증가하였고, GDP 디플레이터를 이용한 물가상승률은 연평균 6.5% 수준이었다.⁵⁾ 즉, 연평균 명목 GDP 증가율에 비해 통화증가율이 더 높은 수준이다. 이러한 측면에서 볼 때 <Figure 1>에서 명목 GDP 대비 통화량 비율(이하, '통화량-GDP 비율'이라 함)⁶⁾ 수준이 전반적으로 상승하는 추세가 나타남을 알 수 있다. 반면, Figure에 포함된 할인율과 장기 국채금리는 일부 등락에도 장기적으로 하락 추세에 있다고 하겠다.

<Figure 2>는 통화량-GDP 비율과 할인율 및 장기 국채금리 간 관계를 산포도 형태로 보여주고 있다. Figure에서 점선 형태의 우하향하는 직선은 주어진 산포도 관측치를 바탕으로 추정된 선형 단순회귀식을 나타낸다. 실선은 케인즈의 유동성 선호이론을 의미하는 식(1)에 기초해 수식으로 그려진 것이다(Teles and Zhou 2005).

$$\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \alpha Y_t (i_t - i_t^m)^{-\nu} \tag{1}$$

식(1)에서 M_t/P_t 는 t 시점에서의 실질 화폐잔고, Y_t 는 실질 GDP, i_t 는 시장이자율이며, i_t^m 는 화폐를 보유함에 따라 얻게 되는 수익률로 화폐보유에 따른 기회비용을 낮춘다. 화폐보유에 따른 별도의 수익이 없다면 당연히 $i_t^m = 0$ 으로 취급하면 된다.

한편, 미국의 1900~1994년 실질 M1과 단기 이자율(CP 금리) 간 장기 관계를 분석한 Lucas(2000)는 식(1)에서 $i_t^m = 0$ 을 가정하고서 $\nu = 0.5$ 가 성립함을 주장하였다. 이렇듯 그의 주장을 반영하면 식(1)은 $(M_t/P_t) = \alpha Y_t i_t^{-0.5}$ 으로 전환되며, 이에 실질 통화수요

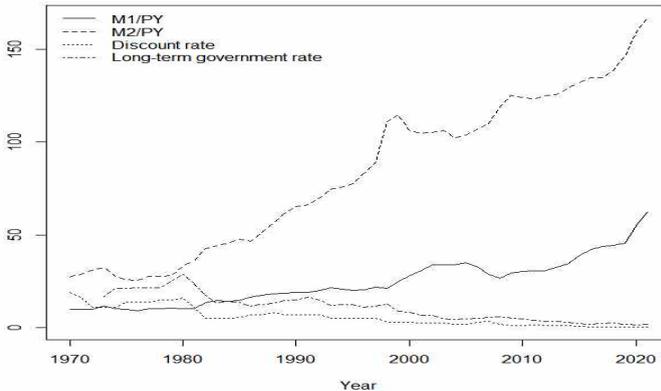
5) Teles and Zhou(2005)가 제시한 새로운 통화량 MZM은 한국은행이 제공하고 있는 통화량 M1-MMF와 그 성격을 같이 한다. 이양섭(2018)은 M1과 함께 M1-MMF에 대해서도 통화수요에 대한 분석을 실시하였다. 이에 본 연구에서도 M1-MMF를 이용하여 M1과 동일한 분석을 수행하였으나, M1에 대한 통화수요의 장기균형 관계와 안정성 결과와 크게 다르지 않아 본문에 포함시키지 않았다. 통화량 M1과 M1-MMF의 차이가 <Appendix Figure 3>에 있으니 참조하기 바란다.

6) 특별한 언급이 없는 한 본문에서 단순히 표현된 '통화량'과 'GDP'는 명목 개념임에 유의하기 바란다.

에 대해 실질 GDP의 탄력성이 1, 이자율의 탄력성은 0.5가 됨을 알 수 있다. 또한 이 식을 $(M_t/P_t Y_t) = \alpha i_t^{-0.5}$ 형태로 전환하여 로그를 취하면 <Figure 2>의 실선 식이 된다. 식 (1)에서 $\log(\alpha)$ 는 <Figure 2>의 log-log 형태 실선 식에서 상수항이 된다.

보다 구체적으로 <Figure 2> (a)는 1970~2021년 동안의 M1-GDP 비율과 단기 이자율인 할인율 간 관계를 보여준다. M1-GDP 비율의 경우 산술평균 수준이 24.2%인데, 2015년 이후 빠르게 증가하고 있다. 가령 1970~1999년 동안 해당 비율은 평균 15.2%, 2000~2021년은 36.5%, 2015~2021년은 47.3%를 기록하고 있다. 할인율은 1970~2021년에 대해 평균 5.8%를 기록하였다. 같은 세부기간에 대해 8.9%, 1.5%, 0.5% 수준이며, 2008~2014년에는 1%대, 이후 0%대 수준으로 낮아졌다. 한편, <Figure 2> (a)의 산포도 결과와 실선 $\log(M_1/P_t Y_t) = 3.7 - 0.5\log(i_t)$ 는 육안으로 볼 때 비교적 잘 부합하는 것으로 보인다. 이는 우리나라도 Lucas(2000)의 주장처럼 실질 화폐잔고 M1에 대해 실질 GDP 탄력성이 1이고 단기 이자율 탄력성은 0.5인 장기적 관계가 성립할 수 있음을 보여준다고 하겠다.

<Figure 1> Trends in money/nominal GDP and nominal interest rates
(unit: %)

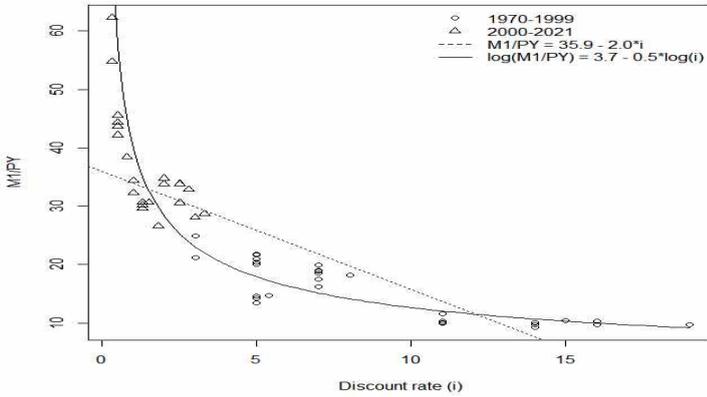


<Figure 2> (b)는 1973~2021년에 대해 M2-GDP 비율과 장기 국채금리 간 관계를 보여주는 산포도이다. M2-GDP 비율은 전체 기간에 대해 평균 85.9% 수준으로 나타났다. 이 중 1973~1999년에는 그 비율이 55.0%, 2000~2021년은 123.9%이며, 2015~2021

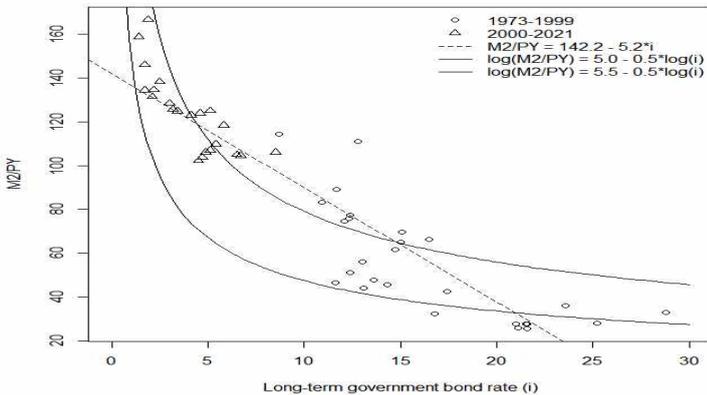
년은 144.4%로 나타났다. 장기 국채금리 수준은 1973~2021년 동안에 평균 10.8%, 같은 세부기간에서는 각각 16.3%, 4.0%, 1.9% 수준이었다. Figure (a)의 결과와 마찬가지로 점선은 산포도 관측치에 대한 선형 회귀식을 나타내며, 두 실선은 모두 실질 화폐잔고 M2에 대해 실질 GDP의 탄력성을 1, 장기 국채금리의 탄력성을 0.5로 가정하여 그린 것이다. 이 두 실선에 대한 $\log(\alpha)$ 의 값은 Figure에서 표시된 대로 다르게 설정하였다.

<Figure 2> Money/nominal GDP and nominal interest rates
(unit: %)

(a) M1/nominal GDP vs. discount rate



(b) M2/nominal GDP vs. long-term government bond rate



〈Figure 2〉 (b)의 경우 두 실선 모두 주어진 산포도 관측치에 대한 부합하는 정도가 Figure (a)에 비해 다소 느슨하다는 것을 알 수 있다.⁷⁾ 그 결과 M2-GDP 비율에 대한 0.5의 이자율 탄력성이 장기적으로 성립할지에 대해 정확한 판단은 어려워 보인다. 마찬가지로 앞서 살펴본 M1에 대한 실질 GDP와 할인율의 탄력성도 Lucas(2000)가 제시한 탄력성에 부합하는 화폐수요가 장기적으로 성립하는지에 대해 보다 면밀히 살펴볼 필요가 있다. 이에 본 연구는 구체적 실증모형을 사용하여 우리나라 통화량의 장기 수요와 그 안정성에 대해 살펴보고자 한다.

III. 자기회귀시차분포(ARDL) 모형과 기술통계량

1. ARDL 모형

ARDL 모형을 언급하기에 앞서 아래 식(2)와 같은 장기균형식을 먼저 살펴보자.

$$y_t^* = \beta' x_t \quad (2)$$

여기서 y_t^* 는 t 시점에서 사전적 모형 $\beta' x_t$ 에 따라 생성되는 값이며, x_t 는 장기균형식을 구성하는 설명변수 벡터이다. 이 때 식(2)를 만족하면 장기균형이 성립하게 된다. 이와 관련하여 실제값 y_t 는 아래와 같이 정의된다고 하자.

$$y_t = y_t^* + u_t \quad (3)$$

이 때 식(3)에서 u_t 가 0이 아닌 경우 식(3)은 불균형 상태에 있는 것이며, u_t 는 불균형의 크기를 나타낸다. 그리고 y_t 와 x_t 의 시계열적 특징이 모두 단위근(unit root)을 가지는 1차 적분인 I(1)일 때 불균형 변수 u_t 가 정상시계열이라면 y_t 와 x_t 간에 장기균형을 나타내는 공적분 관계가 성립한다고 말한다. 결국 장기균형 관계를 갖는 통화수요함수는 식

7) 다른 상수항을 적용하여도 주어진 M2-GDP 비율에 대한 0.5의 이자율 탄력성에 맞출 때 〈Figure 2〉 (b) 실선 식보다 산포도 관측치에 더 잘 부합하는 식을 찾기는 어려웠다.

(2)-(3)의 형태와 관련된다.

앞서 언급한 바와 같이 본 연구는 실질 통화수요에 대한 장기균형 관계를 살펴보기 위하여 ARDL 모형을 사용한다. ARDL(p, q) 모형은 아래와 같은 형태로 표현된다.

$$y_t = \mu + \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta'_j x_{t-j} + \epsilon_t \quad (4)$$

식(4)에서 $\epsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ 는 오차항(error term)을 가리킨다. μ , ϕ_j 와 β_j 는 관련 계수벡터를 나타낸다. 결국 식(4) 종속변수 y_t 는 ARDL(p, q) 모형에 따라 자신의 p 개 시차 변수와 설명변수 x_t 와 q 개의 시차 설명변수, 그리고 오차항에 의해 생성된다.

식(4)는 아래 식(5) 오차수정모형(Error Correction Model; ECM, 이하, 'ECM'이라 함) 형태로 쉽게 전환(re-parameterization)될 수 있다.⁸⁾

$$\Delta y_t = \mu - \theta [y_{t-1} - \beta' x_{t-1}] - \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j^* \Delta y_{t-j} + \beta'_0 \Delta x_t - \sum_{j=1}^{q-1} \beta_j^* \Delta x_{t-j} + \epsilon_t \quad (5)$$

식(5)에서 $\theta = 1 - \sum_{j=1}^p \phi_j$, $\beta = \sum_{j=0}^q \beta_j / \theta$, $\phi_j^* = \sum_{i=j+1}^p \phi_i$, $\beta_j^* = \sum_{i=j+1}^q \beta_i$ 로 정의된다.

이 식에서 장기균형 관계를 나타내는 항은 오차수정항 $u_{t-1} = y_{t-1} - \beta' x_{t-1}$ 이며, 오차수정항의 계수 $-\theta (\theta > 0)$ 는 음(-)의 값으로 전기의 불균형을 u_{t-1} 을 균형으로 조정해 나가는 역할을 한다. 가령 전기에 양(+)의 불균형($u_{t-1} > 0$)이 발생하였다면 식(5)의 종속변수 Δy_t 의 감소를 의미하므로 주어진 y_{t-1} 에 대해 당기의 종속변수 y_t 가 감소하는 결과를 얻게 된다. 나머지 ϕ_j^* , β_0 , β_j^* 는 장기균형식과는 관계없이 설명변수들의 단기변동에 관련된 계수들이다.

8) 엄밀한 의미에서 식(5)는 장기균형 관계를 가정한 제약 오차수정모형(restricted error correction model)이다. 본 연구에서는 이 부분이 중요한 의미를 가지는 것은 아니므로 단순히 오차수정모형(ECM)으로 부르기로 한다.

2. 실증분석 모형과 기술통계량

식(6)은 본 연구에서 추정하고자 하는 통화수요함수의 ARDL(p, q_1, q_2, q_3, q_4) 형태의 모형이다.

$$\log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = a + \sum_{j=1}^p a_j \log\left(\frac{M_{t-j}}{P_{t-j}}\right) + \sum_{j=0}^{q_1} b_j \log Y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} c_j \log(i)_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_3} d_j \pi_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} e_j \log(EX)_{t-j} + \zeta_t \quad (6)$$

식(6)에서 M_t 는 t 시점에서의 명목 통화량, Y_t 는 실질 GDP, i_t 는 명목 이자율, π_t 는 물가상승률, EX_t 는 원달러 환율을 나타낸다. 이러한 실증분석 모형은 Boucekkine, Laksaci, and Touati-Tliba(2021, 이하, 'BLT'라 함)의 모형을 기초로 하였다.⁹⁾

BLT는 신흥국의 통화수요모형을 상정하였는데, 통화량을 설명하는 변수로 실질 GDP, 명목 이자율, 물가상승률, 환율을 고려하였다. 이들에 따르면 실질 GDP는 규모변수로 통화수요의 거래적 동기와 예비적 동기를 포착한다. 반면, 이자율은 투기적 동기를 포착하는데, 이는 이자율이 상당한 수준으로 하락하면 경제주체들이 유동성을 선호한다는 케인즈의 유동성 선호이론에 근거한다.

한편, BLT는 신흥국의 경우 금융시장의 발달이 제한적인 측면이 있어 이자율보다는 (기대)물가상승률이 통화수요를 설명하는 데 중요한 요소가 될 수 있음도 지적하였다. 그러나 높은 수준의 물가가 만연해 있는 신흥국의 경우 (기대)물가상승률이 통화수요 설명에 한계가 있어 환율 변수가 보다 적절할 수 있다고 하였다. 이에 대해 우리나라의 경우 두 번의 오일쇼크와 1980년대 초반, 1990년대 전후 및 중반까지 물가가 높았던 경우를 제외하곤 고물가가 지속된 편은 아니어서 환율 변수가 통화수요에 대한 장기균형 관계를 설명하는 데는 한계가 있을 것으로 판단된다(〈Appendix Figure 1〉 참조). 다만, 본 연구에서는 보다 확장적 형태의 실증분석 모형을 분석하고자 물가상승률과 원달러 환율 변수도 모두 고려한다.

9) 본 연구의 실증분석 모형 식(6)은 이자율 변수를 자연대수(로그)를 취한 형태를 사용한다. 이에 대해 앞서 언급한 바와 같이 Lucas(1988)는 원계열의 이자율 변수를 사용하였음에도 Lucas(2000)는 이자율에 로그를 취한 log-log 형태가 보다 자료에 적합하다고 하였다. 또한 식(6)의 경우 BLT 모형과는 다르게 인플레이션 변수를 로그 형태가 아닌 원계열 변수를 사용하였다. 이는 로그 형태의 인플레이션을 사용하게 될 경우 우리나라 통화수요함수의 장기균형 관계를 발견할 수 없었기 때문임을 밝힌다.

〈Table 1〉 Descriptive statistics

(units: billion won, %)

Variables	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Real M1	52	238,952.1	308,981.7	272.6	1,281,614.0
Real M2	52	811,393.4	962,180.0	761.5	3,430,442.0
Real GDP	52	805,809.1	605,628.1	72,102.7	1,910,745.0
GDP deflator	52	58.2	34.1	3.9	107.7
Discount rate	52	5.8	5.1	0.3	19.0
Call rate	46	8.4	6.2	0.6	22.9
Deposit rate	52	8.7	5.6	1.2	22.8
LTGBR	49	10.8	7.3	1.4	28.8
Inflation	52	7.1	7.4	-1.2	32.1
KRW/USD	52	877.8	290.4	310.6	1,398.9

Note: LTGBR refers to long-term government bond rate.

〈Table 1〉은 ARDL 실증분석 모형에 포함되는 거시변수들의 기술통계량을 보여준다. 본 연구는 앞서 언급한 바와 같이 1970~2021년을 분석대상 기간으로 한다. 다만, 콜금리는 1976~2021년, 장기 국채금리는 1973~2021년에만 존재한다. 실질 M1과 M2는 해당 명목금액을 GDP 디플레이터로 실질화하였으며, 물가상승률 계산에는 해당 디플레이터를 이용하였다. 한편, M1-GDP의 평균 비율은 기술통계량의 표본평균 기준으로 29.6%, M2-GDP 비율은 100.7% 수준이다. 이자율은 할인율, 콜금리, 예금금리, 장기 국채금리로 표본기간 동안 표본평균이 각각 5.8%, 8.4%, 8.7%, 10.8%로 나타났다. 물가상승률은 7.1%이며, 월달러 환율은 달러당 877.8원이었다. 이들 변수들에 대한 자세한 시계열 추이는 〈Appendix Figure 1〉과 〈Appendix Figure 2〉를 참조하기 바란다.

IV. 분석결과

1. ADF 단위근 검정

앞서 언급한 바와 같이 ARDL 모형을 통한 공적분 검정은 시계열 변수의 적분이 $I(0)$ 인지 아니면 $I(1)$ 인지가 불확실할 때 Johansen 검정보다 더 유용하므로 본 연구에서는

ARDL 모형을 추정함에 앞서 모형에 포함된 변수들의 시계열적 특징을 먼저 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정을 실시하였다. 시계열 변수 z_t 에 대한 ADF 검정의 기본식은 아래 식(7)과 같다.

〈Table 2〉 ADF unit root test

Variable	Type	Optimal lag	No constant	Drift	Trend
Log real M1	Level	1	7.654	-1.464*	-1.282
	1st-diff	1	-3.205***	-5.853***	-5.956***
Log real M2	Level	2	2.873	-2.076**	-0.379
	1st-diff	1	-2.130**	-4.116***	-4.707***
Log real GDP	Level	1	10.308	-5.763***	0.240
	1st-diff	1	-2.268**	-4.489***	-6.899***
Log discount rate	Level	3	-1.371	0.839	-2.072
	1st-diff	2	-5.400***	-6.191***	-6.413***
Log call rate	Level	1	-1.058	0.302	-3.167*
	1st-diff	0	-6.679***	-7.063***	-7.136***
Log deposit rate	Level	1	-1.950*	-0.283	-2.258
	1st-diff	0	-6.300***	-6.662***	-6.653***
Log LRGBR	Level	3	-2.040**	0.319	-2.543
	1st-diff	2	-5.240***	-5.961***	-6.010***
Inflation	Level	4	-1.349	-1.247	-2.259
	1st-diff	3	-5.685***	-5.687***	-5.620***
Log KRW/USD	Level	1	1.732	-2.627***	-2.324
	1st-diff	2	-5.432***	-5.763***	-6.015***

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.

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

$$\Delta z_t = \tau + \delta t + \gamma z_{t-1} + \sum_{i=1}^{l-1} \omega_i \Delta z_{t-i} + \eta_t \quad (7)$$

ADF 검정은 식(7)에서 z_{t-1} 의 계수인 γ 에 대해 단위근이 존재한다는 의미에서 $H_0: \gamma = 0$ 을 귀무가설로 한다. 그리고 해당 검정통계량은 관련 추정계수에 표준오차를 나눈 $\hat{\gamma}/SE(\hat{\gamma})$ 형태이다. ADF 단위근 검정을 실시하기 위해 본 연구는 분석대상 시계열 변수 각각에 대해 사전적으로 식(7)에서 가장 효율적인 시차(optimal lag)의 크기 l^* (〈Table

2) 참조)를 결정할 필요가 있는데, 효율적인 시차를 결정함에 AIC, BIC, HQIC, FPE 등 다양한 기준을 고려하였다.

〈Table 2〉는 ADF 검정의 결과를 보여주고 있다. 검정 결과는 상수항이 없는 경우, 표류항이 있는 경우, 추세항을 가진 경우 등 3가지 형태로 구분하여 제시하였다. 각 시계열 변수에서 수준변수의 경우 전반적으로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지는 못하였다. 다만, 로그 실질 M1과 M2, 실질 GDP에서 표류항이 있는 경우를 비롯해 이자율 변수 중 할인율을 제외한 변수들 중 상수항이 없거나 추세항이 있는 경우, 로그 원달러 환율에서 표류항이 있는 경우에는 귀무가설을 기각하였다. 반면, 각 시계열 변수를 1차 차분한 경우에는 3가지 검정 형태 모두에서 귀무가설을 기각하였다.

이를 종합하면, 모형에 포함된 시계열 변수들이 전반적으로 I(1) 형태일 가능성이 높아 보이나, 로그 할인율을 제외하고 수준변수에서 일부 검정 형태에서 귀무가설이 기각되는 등 엄밀한 의미에서는 각 시계열 변수가 I(0)인지 I(1)인지가 불확실한 상태라 할 것이다.

2. 최적 모형

가. bounds 공적분 검정

ARDL의 최적 모형을 구하기 위하여 본 연구는 Pesaran et al.(2001)의 bounds 공적분 검정을 실시하여 최적 모형의 후보군을 선택하였다. 그리고 이 후보 모형에서 본 연구는 잔차분석을 실시하며, 이를 통해 통화수요함수의 최적 모형을 구한다. Pesaran et al.(2001)의 bounds 공적분 검정은 크게 3단계로 구분된다.

1단계는 식(5)에 대해 $H_0: \theta = 0$ and $\sum_{j=0}^q \beta_j = \mathbf{0}$ 을 결합귀무가설로 하는 F -검정에 해당한다. ARDL 모형에서의 장기균형 관계를 얻으려고 할 때 이 귀무가설을 기각해야 되는데, 설명변수의 적분 상태가 I(0) 또는 I(1)에 대해 각 유의수준에 맞춰 임계치가 각각 설정된다. 그리고 I(0)의 임계치가 해당 가설검정의 하한, I(1)의 임계치가 상한 개념이 된다. 예를 들어, 주어진 F -검정통계량이 I(0)의 임계치보다 작으면 귀무가설을 기각할 수 없고, F -검정통계량이 I(1)의 임계치보다 크면 기각한다. 두 임계치 사이에 F -검정통계량이 존재하면 귀무가설의 기각 여부를 결정할 수 없다.

한편, 1단계 F -검정에서 귀무가설을 기각하더라도 장기균형 관계의 존재를 담보할 수 없다. 이에 2단계로 귀무가설 $H_0: \theta = 0$ 로 하는 t -검정을 실시해야 된다. 이 검정에서도

설명변수의 적분 상태에 따라 1단계 F -검정에서처럼 임계치의 하한과 상한이 있다. 장기 균형 관계를 위해서는 해당 귀무가설을 기각하여야 하며, 구체적인 검정방식은 1단계 F -검정과 동일하다. 마지막 3단계는 귀무가설 $H_0: \beta=0$ 하에 장기균형 관계식에서의 추정 계수 $\hat{\beta}$ 을 개별적 또는 결합적 방식으로 가설검정하여 통계적 유의성을 가진 변수들을 중심으로 장기균형식(제약 오차수정항)을 발견하게 된다.

<Table 3> Bounds cointegration test over the period 1970–2021

Interest rate	Money	Model	ARDL model	F -test			t -test		
				Stats.	$I(0)$	$I(1)$	Stats.	$I(0)$	$I(1)$
Discount rate	M1	(2)	(1,1,0,0)	9.84	[0.000]	[0.000]	-4.64	[0.000]	[0.002]
	M2	(2)	(2,1,4,1)	6.37	[0.000]	[0.004]	-3.51	[0.001]	[0.036]
		(4)	(2,1,3,0,2)	11.82	[0.000]	[0.000]	-5.58	[0.000]	[0.001]
		(4)	(2,1,0,0,2)	13.48	[0.000]	[0.000]	-6.09	[0.000]	[0.000]
Call rate	M2	(4)	(2,1,0,0,2)	6.03	[0.000]	[0.005]	-4.24	[0.000]	[0.015]
		(4)	(2,0,0,0,2)	6.86	[0.000]	[0.002]	-3.99	[0.000]	[0.026]
Deposit rate	M2	(2)	(2,1,4,1)	7.60	[0.000]	[0.001]	-4.02	[0.000]	[0.012]
		(4)	(2,1,4,0,2)	11.87	[0.000]	[0.000]	-6.20	[0.000]	[0.000]
		(4)	(2,1,0,0,2)	13.35	[0.000]	[0.000]	-6.48	[0.000]	[0.000]
LTGBR	M1	(2)	(1,1,0,0)	4.57	[0.004]	[0.025]	-3.57	[0.001]	[0.033]
	M2	(2)	(2,2,4,0)	9.59	[0.000]	[0.000]	-4.51	[0.000]	[0.004]
		(4)	(3,0,4,3,2)	7.45	[0.000]	[0.002]	-4.08	[0.000]	[0.020]
		(4)	(1,0,0,0,2)	75.40	[0.000]	[0.000]	-4.36	[0.000]	[0.011]

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate, and p -values are in brackets.

2) GDP deflator is used to transform nominal values into real values and calculate inflation.

<Table 3>은 식(6) 통화수요함수의 $ARDL(p, q_1, q_2, q_3, q_4)$ 모형에 포함된 명목 이자율 중 할인율, 콜금리, 예금금리, 장기 국채금리 각각에 대해 해당 통화수요함수 내 4가지 형태의 구체적 모형을 상정하여 bounds 공적분 검정을 실시한 결과이다.¹⁰⁾ 모형(1)-(4)에는 실질 통화량의 자기회귀변수이다 실질 GDP와 명목 이자율을 기본적으로 포함하고 있

10) 본 연구는 ARDL 모형 중 상수항과 추세항이 없는 형태(case 1)를 사용하였다. 다른 형태의 ARDL 모형은 장기균형 관계를 발견하는 추정이 쉽지 않아 본 연구에서 제외하였다. 이러한 점이 본 연구의 한계가 될 가능성이 있음을 밝힌다.

다. 이 중 모형(1)이 가장 기본적인 형태이고, 모형(2)와 (3)은 물가상승률과 환율 변수가 각각 포함된 형태이다. 모형(4)는 물가상승률과 환율 변수 모두가 포함된 경우이다.

$$\text{모형(1): ARDL}(p, q_1, q_2)$$

$$\text{모형(2): ARDL}(p, q_1, q_2, q_3)$$

$$\text{모형(3): ARDL}(p, q_1, q_2, q_4)$$

$$\text{모형(4): ARDL}(p, q_1, q_2, q_3, q_4)$$

〈Appendix Table 1〉에서 모형(1)-(4)에서 선택된 ARDL 모형은 AIC와 BIC 정보기준에 따라 가장 간결한 최적 모형의 후보군으로 선택되었다. 예를 들어, 〈Appendix Table 1-1〉에서 모형(2)는 AIC 기준으로는 ARDL(2,1,3,1) 모형을, BIC 기준으로는 ARDL(1,1,0,0) 모형이 최적 모형의 1차 후보군으로 선택된 것이다.

본 연구는 〈Table 3〉을 통해 〈Appendix Table 1〉에서 ARDL의 최적 모형 후보군을 대상으로 유의수준 5%를 기준으로 bounds 공적분 검정 중 F -검정과 t -검정에서 통계적으로 유의한 총 13개의 모형들만 제시하였다. 가령 할인율을 적용한 모형에 대해 실질 통화량 M1의 경우 모형(2)에서 ARDL(1,1,0,0) 모형에서 장기균형 관계가 존재함을 알 수 있다. 실질 통화량 M2에 대해서는 모형(2)의 ARDL(2,1,4,1)과 모형(4)의 ARDL(2,1,3,0,2)와 ARDL(2,1,0,0,2)에서 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다.

이와 같은 방식으로 bounds 공적분 검정을 통해 본 결과, 풀금리에 대해서는 M1에 대한 장기균형 관계를 발견할 수 없었고, M2에 대해서만 장기균형 관계를 위한 모형(4)의 ARDL(2,1,0,0,2), ARDL(2,0,0,0,2)가 선택되었다. 예금금리의 경우도 M2에 대해서만 모형(2)의 ARDL(2,1,4,1)과 모형(4)의 ARDL(2,1,4,0,2) ARDL(2,1,0,0,2)에서 장기균형 관계를 발견할 수 있었다. 장기 국채금리의 경우 M1에서 모형(2)의 ARDL(1,1,0,0), M2에서 모형(2)의 ARDL(2,2,4,0), 모형(4)의 ARDL(3,0,4,3,2), ARDL(1,0,0,0,2)가 선택되었다.

나. 잔차분석

bounds 공적분 검정 후 장기균형식이 포함된 제약 오차수정모형의 적합성을 확인하기

위하여 모형으로부터 추출된 잔차를 검사한다. 이 검사에는 기본적으로 이분산성(heteroskedasticity), 자기상관(autocorrelation), 정규성(normality) 성립 여부를 밝히는 검정으로 구성되어 있다. 또한 장기균형 관계식의 추정계수에 대한 안정성 여부를 확인하기 위하여 CUSUM(cumulative sum) 검정을 실시한다.

〈Table 4〉는 〈Table 3〉의 모형을 이용하여 잔차분석과 안정성 검정을 실시한 결과를 보여준다. 표에서 이분산, 자기상관, 정규성 등 잔차분석의 결과를 살펴보면, 전반적으로 오차항의 동분산성, 무자기상관(no autocorrelation), 정규성 등이 잘 만족하고 있는 것으로 나타났다. 이는 선택된 ARDL 모형이 유효함을 의미한다. 다만, 장기 국채금리의 경우 M1에 대해 10% 유의수준에서 모형(2)의 ARDL(1,1,0,0)에서 동분산성을 가정한 귀무가설이 기각되었고, M2에서는 모형(4)의 ARDL(1,0,0,0,2)에서 무자기상관의 귀무가설이 기각되었다.

〈Table 4〉 Residual analysis

Interest rate	Money	Line	Model	ARDL model	Heteroskedasticity	Autocorrelation	Normality
					White test	Durbin's alternative test	Skewness/Kurtosis
Discount rate	M1	1	(2)	(1,1,0,0)	20.74	1.39	1.64
	M2	2	(2)	(2,1,4,1)	48.00	1.81	0.05
		3	(4)	(2,1,3,0,2)	48.00	0.35	0.61
		4	(4)	(2,1,0,0,2)	48.00	1.14	3.39
Call rate	M2	5	(4)	(2,1,0,0,2)	42.00	1.70	2.73
		6	(4)	(2,0,0,0,2)	42.00	2.01	2.06
Deposit rate	M2	7	(2)	(2,1,4,1)	48.00	0.62	2.71
		8	(4)	(2,1,4,0,2)	48.00	0.61	0.87
		9	(4)	(2,1,0,0,2)	48.00	1.18	3.09
LRGBR	M1	10	(2)	(1,1,0,0)	28.74*	1.71	0.61
		11	(2)	(2,2,4,0)	45.00	0.41	0.25
	M2	12	(4)	(3,0,4,3,2)	45.00	0.55	1.70
		13	(4)	(1,0,0,0,2)	41.68	2.20*	3.54

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.

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

3) Durbin's alternative test for autocorrelation is a F -statistics, building on a lag order of 4.

4) The normality test is a joint test considering both skewness and kurtosis, according to D'Agostino et al. (1990) and Royston (1991).

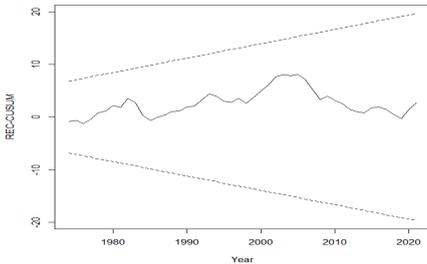
다. 안정성 검정

ARDL 모형을 통해 발견된 장기균형 관계가 안정적인지를 검정하기 위해 본 연구는 일반적으로 많이 사용되는 축차적(recursive) OLS 추정 잔차의 CUSUM(또는 REC-CUSUM)과 CUSUMSQ 검정을 사용한다. CUSUM 검정은 추정된 회귀계수에 체계적인 구조 변화가 있는지를 밝히는 것이고, CUSUMSQ는 일정한 추정계수에 체계적이라기보다는 예상하지 못한 변화가 발생하였는지를 포착한다(Brown, Durbin, and Evans, 1975). <Figure 3>은 <Table 4>의 1~13번에 해당하는 모형 중 CUSUM과 CUSUMSQ 검정을 모두 만족하여 모형의 추정계수에 대해 안정성을 인정할 만한 실증분석 모형을 보여주고 있다.¹¹⁾

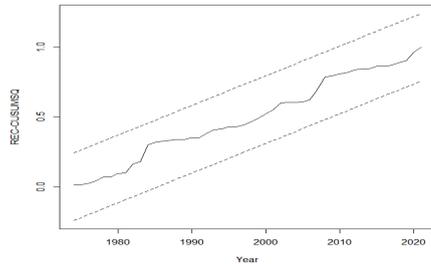
<Figure 3> CUSUM and CUSUMSQ test

1. Model (2) for M1 and discount rate: ARDL(1,1,0,0)

(a) CUSUM

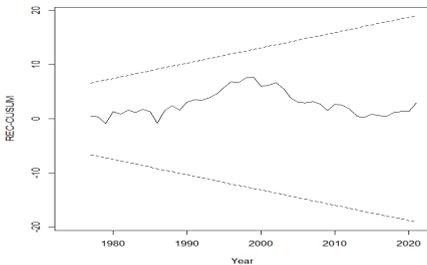


(b) CUSUMSQ

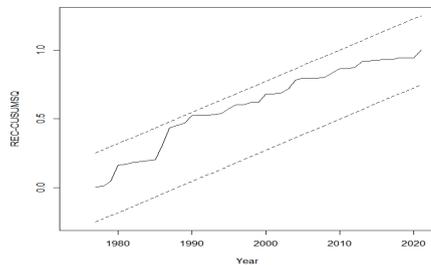


2. Model (2) for M2 and discount rate: ARDL(2,1,4,1)

(a) CUSUM



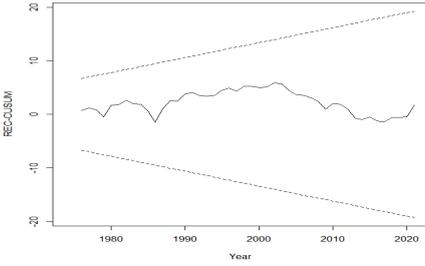
(b) CUSUMSQ



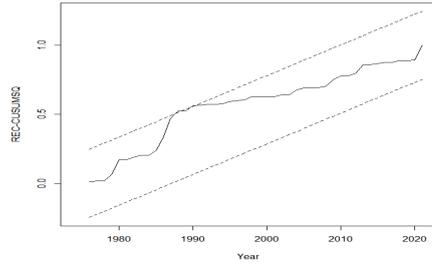
11) 계수의 안정성을 만족하지 못하는 모형들의 CUSUM과 CUSUMSQ 검정 관련 Figure는 지면 관계상 생략하기로 한다. 이에 대해 독자의 요청 시 언제든지 해당 Figure를 제공할 수 있음을 밝힌다.

3. Model (4) for M2 and discount rate: ARDL(2,1,3,0,2)

(a) CUSUM

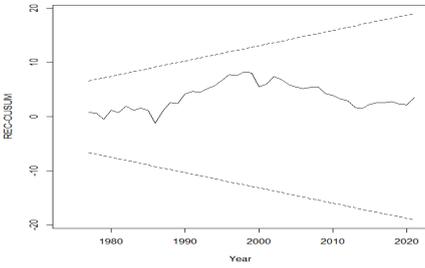


(b) CUSUMSQ

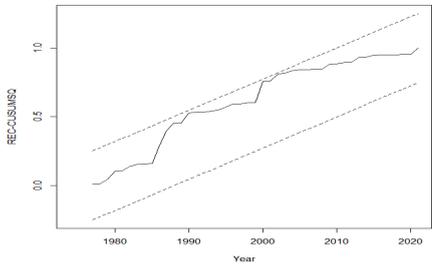


7. Model (2) for M2 and deposit rate: ARDL(2,1,4,1)

(a) CUSUM

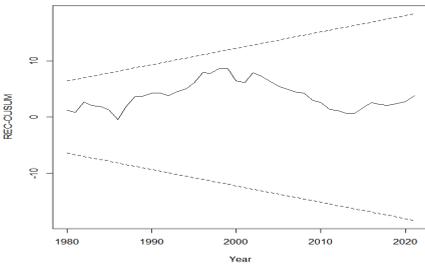


(b) CUSUMSQ

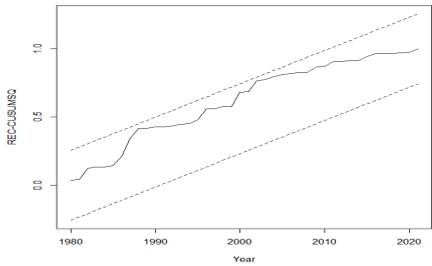


11. Model (2) for M2 and long-term government bond rate: ARDL(2,2,4,0)

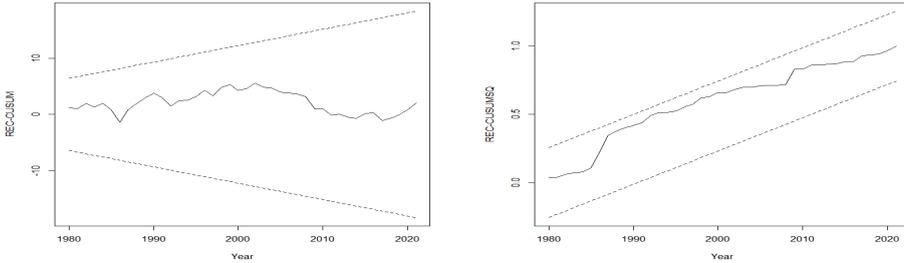
(a) CUSUM



(b) CUSUMSQ



12. Model (4) for M2 and long-term government bond rate: ARDL(3,0,4,3,2)
 (a) CUSUM (b) CUSUMSQ



Note: The dotted line refers to critical values at 5% significance level.

추정계수의 안정성 조건을 만족하는 <Figure 3>을 보면 CUSUM과 CUSUMSQ의 값이 모두 전체 기간에 대해 점선으로 이루어진 유의수준 5%의 해당 임계치 범위에 속해 있음을 알 수 있다. Figure에서 할인율에 대해 M1의 모형(2) ARDL(1,1,0,0), M2의 모형(2) ARDL(2,1,4,1)과 모형(4) ARDL(2,1,3,0,2)가 안정성 조건을 만족하고 있음을 보여주고 있다. 예금금리에 대해서는 M2의 모형(2) ARDL(2,1,4,1), 장기 국채금리에 대해 M2의 모형(2) ARDL(2,2,4,0)과 모형(4) ARDL(3,0,4,3,2)가 안정한 것으로 나타나 있다. <Table 3>의 콜금리에 대한 M2 모형(4)의 두 모형에 대해서는 모두 안정성 조건을 만족하지 못하였다.

<Table 5>~<Table 6>은 bounds 공적분 검정 결과를 바탕으로 실질 통화량에 대해 장기균형 관계가 존재하는 ARDL 모형 장기추정식의 결과이다.¹²⁾ <Table 5>는 장기적 안정성을 가지는 것으로 판단되는 할인율을 사용한 모형 ARDL(1,1,0,0)의 결과를 보여주는 데, 실질 통화량 M1에 대한 실질 GDP의 탄력성이 0.946, 할인율의 탄력성은 0.413으로

12) 본 연구의 결과가 통화수요 및 공급으로 이루어진 화폐시장에서의 내용이므로 주어진 장기관계식에서 이자율 추정치에 대한 내생성(endogeneity)과 그에 따른 편의(bias) 문제가 제기될 수 있다. 이에 대해 시계열 분석에서는 모형에 포함된 변수들이 안정시계열이거나 또는 단위근(unit root)을 가지는 I(1)이고 해당 변수들 간에 공적분이 성립할 경우 그 추정치가 일치성(consistency)을 가지게 된다. 특히, I(1) 형태의 공적분 관계를 말하는 후자의 경우 관측치 제곱의 역수(T^{-2})에 해당하는 속도로 추정치의 분산이 빠르게 감소하는 특징을 가진다. 본 연구에서도 통화량과 이자율 변수가 단위근을 가진 I(1)일 가능성이 높은 데다 bounds 공적분 검정을 통해 이들 변수 간에 장기적 관계가 존재한다는 점에서 그 추정치에 일치성이 있음을 밝힌다. 이에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

나타났다. 그리고 이들 탄력성은 1% 수준에서 모두 유의하였다. 이는 앞서 언급한 Lucas(2000)의 실질 통화량 M1에 대한 1의 소득 탄력성과 0.5의 이자율 탄력성과 상당히 유사하다고 할 것이다. 또한 장기적 안정성을 가진 것은 아니지만 장기 국채금리에 대한 모형 ARDL(1,1,0,0)도 실질 GDP의 탄력성이 0.986, 이자율의 탄력성이 0.507로 나타났다.

한편, 이 두 모형 모두에서 물가상승률에 대해 준탄력성이 각각 0.033, 0.021로 나타나 물가상승률이 높을수록 실질 M1에 대한 수요는 감소하는 것으로 나타났다. 이는 구매력 하락 시 통화보유에 소극적인 경제주체들의 행위가 반영될 것이라 본다. 다만, <Table 5>를 통한 실질 M1에 대한 통화수요는 원달러 환율은 큰 역할을 하지 못하는 것으로 보였다. 앞서 언급한 바와 같이 우리나라의 경우 신흥국 중 지속적인 고물가를 겪는 국가가 아니므로 환율이 미치는 통화수요에 대한 영향은 크지 않은 것으로 판단된다. 아울러 불균형 발생 시 이를 조정해 주는 조정계수 $-\theta$ 는 각각 -0.202, -0.207로 나타나 균형으로의 수렴 기간이 두 모형 모두 5년에 조금 못 미치는 수준이었다.

<Table 5> The long-run demand for real M1

Dependent variable: $\Delta \log \text{ real M1}$	ARDL models	
	Model (2)	Model (2)
	(1,1,0,0)	(1,1,0,0)
$-\theta$	-0.202*** (0.044)	-0.207*** (0.058)
<LR equilibrium> Log real GDP	0.946*** (0.006)	0.986*** (0.010)
Log nominal interest rate - <i>Discount rate</i>	-0.413*** (0.071)	
- <i>LTGBR</i>		-0.507*** (0.097)
Inflation	-0.033*** (0.009)	-0.021* (0.012)
Stability	Yes	No
R^2	0.812	0.798

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.

2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

3) In the long-run equilibrium, the dependent variable is log real M1.

4) R^2 is the coefficient of determination in ARDL model.

〈Table 6〉는 실질 M2에 대한 통화수요함수를 추정한 결과이다. 그 결과를 보면 M2에 대한 수요는 주로 이자율보다는 실질 GDP의 영향이 큰 것으로 나타났다. 그리고 M2의 경우 M1보다 장기균형이 존재하는 모형이 상대적으로 많았다. 실질 M2에 대한 실질 GDP의 탄력성은 통계적으로 유의하며 1을 모두 상회하였는데, 이는 M1에 비해 높은 수준이었다.

반면, 이자율 탄력성은 상대적으로 작고 통계적 유의성도 없었다. 이는 M2를 구성하는 항목 중 거래 목적의 특성으로 화폐보유의 기회비용을 주로 포착하는 M1 외에 다양한 수익률 원천에 수요가 결정되는 금융상품이 다수 포함되어 있기 때문인 것으로 보인다(이양섭 2018). 한편, 물가상승률의 준탄력성은 전반적으로 0.05 수준으로 나타나며, M2 수요에 대한 음(-)의 영향이 크게 나타났다. M2에 대한 원달러 환율은 0.7~0.8에 해당하는 탄력성을 보였는데, 이는 M1과는 달리 원달러 환율 상승 시 원화가치의 하락으로 미 달러나 금의 보유를 늘리는 대신 M2에 포함되는 일부 상품의 보유를 상대적으로 기피하는 것으로 해석된다. 아울러 M2에 대한 조정계수 $-\theta$ 의 추정치는 M1에 비해 그 크기가 상대적으로 작게 나타나 불균형의 조정과정이 M1에 비해 더 길게 이루어진다고 하겠다.

〈Table 6〉 The long-run demand for real M2

종속변수: △ 로그 실질 M2	ARDL models												
	Model (2)	Model (4)	Model (4)	Model (4)	Model (2)	Model (4)	Model (4)	Model (2)	Model (4)	Model (4)	Model (2)	Model (4)	
-θ	-0.114*** (0.032)	-0.175*** (0.031)	-0.194*** (0.032)	-0.157*** (0.037)	-0.128*** (0.032)	-0.192*** (0.031)	-0.141*** (0.035)	-0.128*** (0.032)	-0.192*** (0.031)	-0.199*** (0.031)	-0.142*** (0.031)	-0.164*** (0.040)	-0.140*** (0.032)
〈LR equilibrium〉 Log real GDP	1.059*** (0.011)	1.394*** (0.114)	1.437*** (0.104)	1.428*** (0.110)	1.061*** (0.010)	1.399*** (0.120)	1.464*** (0.122)	1.061*** (0.010)	1.399*** (0.120)	1.427*** (0.099)	1.061*** (0.008)	1.267*** (0.143)	1.465*** (0.143)
Log nom. int. rate - Discount rate	-0.037 (0.107)	0.058 (0.079)	0.064 (0.065)	0.028 (0.074)			0.001 (0.077)		0.067 (0.096)	0.069 (0.077)			
- Call rate													
- Deposit rate													
- LTGBR											0.032 (0.110)	-0.004 (0.104)	0.146 (0.125)
Inflation	-0.053*** (0.011)	-0.059*** (0.007)	-0.058*** (0.007)	-0.035*** (0.010)	-0.051*** (0.009)	-0.057*** (0.006)	-0.031*** (0.011)	-0.051*** (0.009)	-0.056*** (0.006)	-0.057*** (0.006)	-0.056*** (0.010)	-0.057*** (0.010)	-0.053*** (0.011)
log KRW/USD		-0.706*** (0.233)	-0.797*** (0.211)	-0.785*** (0.227)	-0.859*** (0.250)	-0.726*** (0.254)	-0.859*** (0.250)	-0.726*** (0.254)	-0.787*** (0.206)	-0.787*** (0.206)		-0.442 (0.305)	-0.865*** (0.298)
Stability	Yes	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes	Yes	No
R ²	0.930	0.933	0.920	0.936	0.926	0.934	0.933	0.926	0.934	0.920	0.936	0.952	0.921

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.

2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

3) In the long-run equilibrium, the dependent variable is log real M2.

4) R² is the coefficient of determination in ARDL model.

〈Appendix Table 2〉와 〈Appendix Table 3〉은 〈Table 5〉와 〈Table 6〉에 부합하는 실질 통화량에 대한 ARDL 모형의 단기적 관계를 추정한 결과를 보여주고 있다. 〈Appendix Table 2〉에서 장기균형 관계식과 유사하게 실질 GDP의 증가율과 이자율의 하락 시 M1의 수요가 단기적으로 증가하는 것으로 나타났다. 〈Appendix Table 3〉에서는 물가상승률이 높아질수록 M2의 수요가 단기적으로 감소하는 것으로 나타났다. 자세한 결과는 해당 Appendix Table을 참조하기 바란다.

V. 결론

본 연구는 1970~2021년 간 우리나라 통화량 M1과 M2, 실질 GDP, 이자율, 물가상승률, 원달러 환율을 이용하여 통화수요함수를 ARDL 모형을 통해 장단기 형태로 추정하였다. 그리고 기존의 연구가 특정 기간을 중심으로 통화수요를 분석하였다고 하면, 본 연구는 보다 긴 기간에 대해 우리나라 통화수요의 장기균형 관계와 안정성에 대해 살펴보았다.

분석 결과, 장기간 통화수요를 분석함에 여러 구조적 변화가 우려되었음에도 우리나라의 통화수요는 M1과 M2 모두에 대해 비교적 모형의 계수가 안정적임을 발견할 수 있었다. 미국의 경우 통화수요의 불안정성에 대해 논란이 커 안정적인 통화수요를 보여주기 위해 새로운 통화지표 MZM이나 NewM1보다 제시되었다. 반면, 우리나라의 경우 미국에 비해 그 불안정성의 정도는 크지 않은 것으로 보인다. 물론 이러한 것이 미국에 비해 상대적으로 규제 완화와 금융혁신 정도가 낮아서일 수도 있다. 이와 관련하여 최근 우리나라에서도 핀테크(FinTech)와 암호화폐 거래 등이 점차 활발해지고 있어 향후 우리나라 통화수요에 대한 불안정성이 보다 커질 가능성이 높다.

한편, Lucas(2000)의 주장처럼 우리나라에서도 ARDL 모형을 통해 실질 GDP(소득)의 탄력성이 M1의 경우 1에 가까운 수준이었고 이자율의 탄력성은 0.4~0.5 정도 수준임을 확인할 수 있었다. 사실 과거 연구들은 통화수요의 장기균형 관계를 발견하고 안정성을 검증하는 데 주로 초점을 두고 있어 구체적으로 우리나라 통화수요에 대한 소득 및 이자율의 탄력성이 어느 정도인지를 논한 연구는 다소 미흡했던 것으로 판단된다. 이에 관련 연구가

향후에도 지속될 필요가 있는데, 특히 미국에서처럼 금융산업의 발전과 금융혁신이 빠르게 진행된다는 점을 감안할 향후 새로운 통화지표에 대한 논의 필요성도 나타날 수 있을 것으로 본다. 아무쪼록 더 좋은 관련 연구를 위해 보다 긴 시계열 자료와 때로는 양질의 미시적 자료 등을 쉽게 확보할 수 있는 환경이 구축되기를 기대한다.

참고문헌

- 강명현·이혜란 (2014), “한국 통화정책의 유효성 연구,” **KIF 금융리포트**, 2014-01, 한국금융연구원.
- 서병선 (2001), “통화실종과 한국 통화수요함수의 장기안정성 검토,” **계량경제학보**, 제12권 제3호, pp. 83-117.
- 오성환·최운규 (2000), “불확실성과 금융혁신을 감안한 화폐수요함수,” **금융학회지**, 제5권 제3호, pp. 93-116.
- 임상민·박기정 (2008), “외환위기 이후 우리나라 통화수요함수의 장·단기 안정성에 대한 연구,” **사회과학연구논총**, 제20권, pp. 133-168.
- (Translated in English) Aum, S. and K. Park (2008). “A Study on the Stability of Money Demand in Korea,” *Ewha Journal of Social Sciences*, 20:133-168.
- 유윤하 (1994), “통화수요함수의 장기적 안정성 검토: Johansen 공적분 검정방식의 응용,” **한국개발연구**, 제16권 제3호, pp. 45-68.
- (Translated in English) Yoo, E. (1994). “Test of the Long-run Stability of the Demand for Money Function: An Application of Johansen Procedure,” *KDI Journal of Economic Policy*, 16(3):45-68.
- 이양섭 (2018), “통화수요의 장기적 균형관계에 관한 분석: ARDL 모형 추정과 Bounds Testing을 중심으로,” **금융공학연구**, 제17권 제2호, pp. 113-144.
- (Translated in English) Lee, Y. (2018). “Long-Run Equilibrium Relationship of Demand for Money in Korea: Analysis Based on ARDL Modelling and Bounds Testing Approach,” *The Korean Journal of Financial Engineering*, 17(2):113-144.
- 정근준·이민환 (2007), “외환위기 전·후 개방경제하의 화폐수요함수: 새로운 통화지표를 중심으로,” **경제연구**, 제25권 제3호, pp. 59-80.
- (Translated in English) Chung, G. and M. Lee (2007). “Money Demand

Function Before and After the Foreign Exchange Crisis: Focusing on the New Monetary Index,” *Journal of Economics Studies*, 25(3): 59-80.

주한광·주상영 (2002), “우리나라 가계와 기업의 부문별 화폐수요: 불확실성과 환율을 고려한 연구,” *경제학연구*, 제50권 제2호, pp. 149-183.

(Translated in English) Choo, H. and S. Joo (2002). “Sectoral Demand for Money in Korea - A Study with Uncertainty and Exchange Rate,” *The Korean Journal of Economic Studies*, 50(2):149-183.

Benati, L., R. Lucas, J. Nicolini and W. Weber (2021). “International Evidence on Long-Run Money Demand,” *Journal of Monetary Economics*, 117:43-63.

Boucekkine, R., M. Laksaci and M. Touati-Tliba (2021). “Long-Run Stability of Money Demand and Monetary Policy: The Case of Algeria,” *HALSHS-03120699*.

Brown, R., J. Durbin and J. Evans (1975). “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time,” *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 37(2):149-192.

D’Agostino, R., A. Belanger and R. D’Agostino, Jr. (1990). “A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality,” *American Statistician*, 44:316-321.

Friedman, M. (1956). “The Quantity Theory of Money: A Restatement,” *Studies in the Quantity of Theory of Money*, ed. M. Friedman, Chicago.

_____ (1959). “The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results,” *Journal of Political Economy*, 67:327-351.

Ghouse, G., S. Khan and A. Rehman (2018). “ARDL Model as a Remedy for

- Spurious Regression: Problems, Performance and Prospectus,”
MPRA Paper No. 83973.
- Hansen, B. (1992). “Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes,” *Journal of Business and Statistics*, 10:321-335.
- Johansen, S. (1988). “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Development and Control*, 12(2-3):231-254.
- Meltzer, A. (1963). “The Demand for Money: The Evidence from the Time Series,” *Journal of Political Economy*, 71:219-246.
- Lucas, R. (1988). “Money Demand in the United States: A Quantitative Review,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 29:137-168.
- _____ (2000). “Inflation and Welfare,” *Econometrica*, 68(2):247-274.
- Lucas, R. and J. Nicolini (2015). “On the Stability of Money Demand,” *Journal of Monetary Economics*, 73:48-65.
- Pesaran, M. (1997). “The Role of Economic Theory in Modelling the Long Run,” *The Economic Journal*, 107(440):178-191.
- Pesaran, M. and Y. Shin (1999). “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis,” *Econometric and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frish Centennial Symposium*, ed. S. Strom, Cambridge University Press, 371-413.
- Pesaran, M., Y. Shin and R. Smith (1996). “Testing for the ‘Existence of a Long-Run Relationship’,” *Cambridge Working Papers in Economics 9622*, Faculty of Economics, University of Cambridge.
- _____ (2001). “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships,” *Journal of Applied Econometrics*, 16:289-326.
- Royston, P. (1991). “Comment on sg3.4 and an Improved D’Agostino Test,”

Stata Technical Bulletin, 3:23-24. Reprinted in *Stata Technical Bulletin Reprints*, 1:110-112.

Seo, B. (1998). "Tests for Structural Change in Cointegrated Systems," *Econometric Theory*, 14:222-259.

Appendices

〈Appendix Table 1〉 Best models and bounds cointegration test

Dep. variables	Model	Info. criteria	ARDL model	<i>F</i> -test			<i>t</i> -test		
				Stats.	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)	Stats.	<i>I</i> (0)	<i>I</i> (1)
(a) Discount rate									
Real M1	(1)	AIC	(1,1,3)	2.40	[0.085]	[0.231]	-1.61	[0.101]	[0.418]
		BIC	(1,1,3)						
	(2)	AIC	(2,1,3,1)	3.45	[0.016]	[0.084]	-2.60	[0.012]	[0.176]
		BIC	(1,1,0,0)	9.84	[0.000]	[0.000]	-4.64	[0.000]	[0.002]
	(3)	AIC	(1,1,3,1)	3.13	[0.025]	[0.116]	-1.13	[0.221]	[0.684]
		BIC	(1,1,3,0)	3.05	[0.028]	[0.125]	-0.80	[0.336]	[0.784]
	(4)	AIC	(2,1,3,1,1)	2.52	[0.046]	[0.220]	-2.06	[0.041]	[0.419]
		BIC	(1,1,0,0,0)	7.94	[0.000]	[0.000]	-2.95	[0.005]	[0.161]
Real M2	(1)	AIC	(2,0,3)	6.69	[0.001]	[0.004]	-1.15	[0.215]	[0.588]
		BIC	(2,0,1)	6.07	[0.001]	[0.007]	-0.887	[0.310]	[0.690]
	(2)	AIC	(2,1,4,1)	6.37	[0.000]	[0.004]	-3.51	[0.001]	[0.036]
		BIC	(2,0,3,1)	5.93	[0.001]	[0.006]	-2.72	[0.009]	[0.149]
	(3)	AIC	(2,0,3,0)	5.23	[0.002]	[0.013]	-0.90	[0.301]	[0.759]
		BIC	(2,0,0,0)	4.43	[0.004]	[0.028]	-0.84	[0.329]	[0.792]
	(4)	AIC	(2,1,3,0,2)	11.82	[0.000]	[0.000]	-5.58	[0.000]	[0.001]
		BIC	(2,1,0,0,2)	13.48	[0.000]	[0.000]	-6.09	[0.000]	[0.000]
(b) Call rate									
Real M1	(1)	AIC	(4,1,1)	1.68	[0.197]	[0.423]	-2.11	[0.037]	[0.236]
		BIC	(3,1,1)	1.70	[0.193]	[0.416]	-2.20	[0.030]	[0.212]
	(2)	AIC	(2,1,1,3)	2.46	[0.065]	[0.234]	-2.11	[0.037]	[0.319]
		BIC	(2,1,1,3)						
	(3)	AIC	(4,1,1,0)	1.22	[0.328]	[0.653]	-1.74	[0.078]	[0.457]
		BIC	(3,1,1,0)	1.24	[0.323]	[0.646]	-1.72	[0.081]	[0.469]
	(4)	AIC	(2,4,1,3,4)	4.61	[0.003]	[0.029]	-2.61	[0.013]	[0.211]
		BIC	(2,4,1,3,4)						
Real M2	(1)	AIC	(2,0,0)	7.89	[0.000]	[0.002]	-2.78	[0.007]	[0.087]
		BIC	(2,0,0)						
	(2)	AIC	(2,1,0,1)	6.60	[0.000]	[0.004]	-2.62	[0.011]	[0.176]
		BIC	(2,0,0,0)	5.91	[0.001]	[0.007]	-2.70	[0.009]	[0.160]
	(3)	AIC	(2,0,0,2)	6.75	[0.000]	[0.003]	-3.28	[0.002]	[0.059]
		BIC	(2,0,0,0)	5.86	[0.001]	[0.007]	-2.68	[0.010]	[0.166]
	(4)	AIC	(2,1,0,0,2)	6.03	[0.000]	[0.005]	-4.24	[0.000]	[0.015]
		BIC	(2,0,0,0,2)	6.86	[0.000]	[0.002]	-3.99	[0.000]	[0.026]

Dep. variables	Model	Info. criteria	ARDL model	F-test			t-test		
				Stats.	I(0)	I(1)	Stats.	I(0)	I(1)

(c) Deposit rate

Real M1	(1)	AIC	(2,1,3)	1.73	[0.183]	[0.406]	-0.96	[0.278]	[0.649]
		BIC	(2,1,3)						
	(2)	AIC	(2,1,3,1)	3.03	[0.029]	[0.130]	-1.91	[0.056]	[0.395]
		BIC	(2,1,3,0)	4.65	[0.004]	[0.024]	-2.95	[0.005]	[0.102]
	(3)	AIC	(2,1,3,0)	2.05	[0.108]	[0.336]	-0.54	[0.437]	[0.841]
		BIC	(2,1,3,0)						
	(4)	AIC	(2,3,3,0,3)	4.50	[0.003]	[0.026]	-2.02	[0.045]	[0.418]
		BIC	(2,1,3,0,0)	3.64	[0.009]	[0.063]	-2.44	[0.017]	[0.294]
Real M2	(1)	AIC	(2,0,3)	6.59	[0.001]	[0.005]	-1.54	[0.114]	[0.443]
		BIC	(2,0,3)						
	(2)	AIC	(2,1,4,1)	7.60	[0.000]	[0.001]	-4.02	[0.000]	[0.012]
		BIC	(2,1,0,1)	6.14	[0.001]	[0.005]	-3.26	[0.002]	[0.061]
	(3)	AIC	(2,0,3,0)	5.10	[0.002]	[0.014]	-1.41	[0.143]	[0.592]
		BIC	(2,0,0,0)	4.43	[0.004]	[0.028]	-0.96	[0.285]	[0.760]
	(4)	AIC	(2,1,4,0,2)	11.87	[0.000]	[0.000]	-6.20	[0.000]	[0.000]
		BIC	(2,1,0,0,2)	13.35	[0.000]	[0.000]	-6.48	[0.000]	[0.000]

(d) Long-term government bond rate

Real M1	(1)	AIC	(1,1,2)	1.56	[0.226]	[0.463]	-1.98	[0.048]	[0.285]
		BIC	(1,1,2)						
	(2)	AIC	(2,2,4,3)	2.65	[0.049]	[0.196]	-2.97	[0.005]	[0.095]
		BIC	(1,1,0,0)	4.57	[0.004]	[0.025]	-3.57	[0.001]	[0.033]
	(3)	AIC	(1,1,4,0)	2.56	[0.056]	[0.210]	-1.44	[0.134]	[0.571]
		BIC	(1,1,0,0)	5.79	[0.001]	[0.007]	-2.25	[0.026]	[0.292]
	(4)	AIC	(1,1,4,3,0)	2.77	[0.033]	[0.173]	-1.41	[0.138]	[0.641]
		BIC	(1,1,0,3,0)	4.91	[0.002]	[0.016]	-1.09	[0.230]	[0.767]
Real M2	(1)	AIC	(2,0,0)	7.06	[0.000]	[0.003]	-1.79	[0.071]	[0.358]
		BIC	(2,0,0)						
	(2)	AIC	(2,2,4,0)	9.59	[0.000]	[0.000]	-4.51	[0.000]	[0.004]
		BIC	(2,1,0,0)	7.33	[0.000]	[0.001]	-3.25	[0.002]	[0.062]
	(3)	AIC	(2,0,0,0)	5.23	[0.002]	[0.012]	-1.70	[0.085]	[0.498]
		BIC	(2,0,0,0)						
	(4)	AIC	(3,0,4,3,2)	7.45	[0.000]	[0.002]	-4.08	[0.000]	[0.020]
		BIC	(1,0,0,0,2)	75.40	[0.000]	[0.000]	-4.36	[0.000]	[0.011]

Notes: 1) *p*-values are in brackets and the analysis is done over the period 1970–2021.

2) GDP deflator is used to transform nominal values into real values and calculate inflation.

3) Building on the bounds cointegration tests at 5% significance level, the ARDL models are in bold that are likely to have a long-run equilibrium.

〈Appendix Table 2〉 The short-run dynamics for real M1

Dependent variable : Δ Log real M1	ARDL models	
	Model (2)	Model (2)
	(1,1,0,0)	(1,1,0,0)
Δ Log real GDP	1.188*** (0.288)	1.151*** (0.317)
Δ Log nom. int. rate - <i>Discount rate</i>	-0.084*** (0.020)	
- <i>LTGBR</i>		-0.105*** (0.031)
Δ Inflation	-0.007*** (0.002)	-0.004 (0.003)

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.

2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

〈Appendix Table 3〉 The short-run dynamics for real M2

Dependent variable : Δ Log real M2	ARDL models									
	Model (2): (2,1,4,1)			Model (4): (2,1,3,0,2)			Model (4): (2,1,0,0,2)			
	0	1	2	3	0	1	2	0	1	
Lags										
Δ Log real M2		0.396 ^{***} (0.135)				0.275 ^{***} (0.101)				0.278 ^{***} (0.094)
Δ Log real GDP	-0.236 (0.194)				-0.171 (0.252)				-0.273 (0.257)	
Δ Log nom. int. rate										
- <i>Discount rate</i>	-0.009 (0.028)	0.024 (0.029)	0.067 ^{**} (0.026)	0.040 (0.027)	-0.013 (0.028)	-0.002 (0.029)	0.055 ^{**} (0.026)	0.012 (0.012)		
- <i>Call rate</i>										
- <i>Deposit rate</i>										
- <i>LTGBR</i>										
Δ Inflation	-0.010 ^{***} (0.001)				-0.010 ^{***} (0.001)				-0.011 ^{***} (0.001)	
Δ Log KRW/USD										0.194 ^{***} (0.064)

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.

2) Standard errors are in parentheses, and ^{***}, ^{**}, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

Dependent variable : Δ Log real M2	ARDL models										
	Model (4): (2,1,0,0,2)		Model (4): (2,0,0,0,2)		Model (2): (2,1,4,1)		Model (2): (2,1,4,1)		Model (2): (2,1,4,1)		
	0	1	0	1	0	1	0	1	2	3	
Lags											
Δ Log real M2		0.301** (0.135)		0.253* (0.131)		0.341*** (0.124)					
Δ Log real GDP	-0.137 (0.264)		0.206*** (0.054)		-0.284 (0.183)						
Δ Log nom. int. rate - <i>Discount rate</i>											
- <i>Call rate</i>	0.004 (0.011)		0.000 (0.011)								
- <i>Deposit rate</i>									0.072** (0.027)	0.049* (0.029)	
- <i>LTGBR</i>											
Δ Inflation	-0.005** (0.002)		-0.004** (0.002)								
Δ Log KRW/USD	-0.058 (0.085)	0.159** (0.061)	0.020 (0.061)	0.150** (0.061)		0.004 (0.030)					

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.

2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

Dependent variable : Δ Log real M2	ARDL models																	
	Model (4): (2,1,4,0,2)						Model (4): (2,1,0,0,2)						Model (2): (2,2,4,0)					
	Lags	0	1	2	3		0	1	2	3		0	1	2	3			
Δ Log real M2		0.215** (0.101)					0.270*** (0.096)					0.244* (0.134)						
Δ Log real GDP		-0.200 (0.253)					-0.255 (0.255)					-0.184 (0.186)						
Δ Log nom. int. rate - <i>Discount rate</i>																		
- <i>Call rate</i>																		
- <i>Deposit rate</i>		-0.009 (0.030)	-0.020 (0.033)	0.048 (0.029)	0.038 (0.029)		0.014 (0.015)											
- <i>LTGBR</i>																		
Δ Inflation		-0.011*** (0.002)					-0.011*** (0.002)					0.059 (0.038)	0.073* (0.039)	0.039 (0.038)	0.096*** (0.039)			
Δ Log KRW/USD		-0.022 (0.086)	0.123* (0.069)				-0.048 (0.085)		0.186*** (0.063)									

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.

2) Standard errors are in parentheses, and ***, **, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

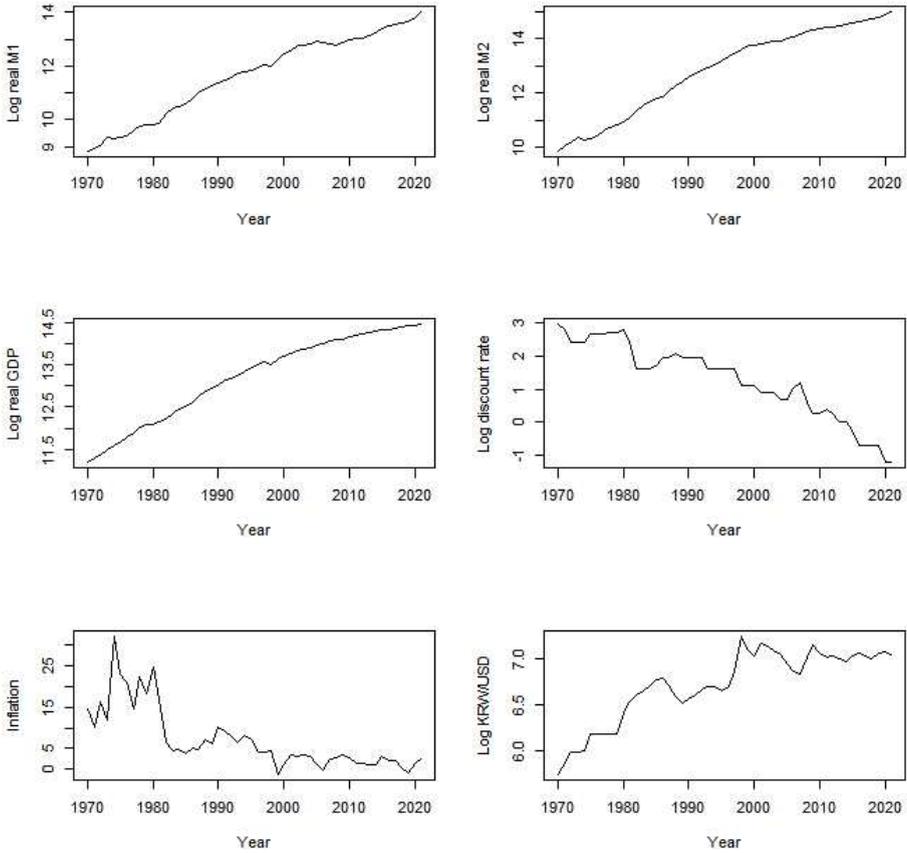
Dependent variable : Δ Log real M2	ARDL models				
	Model (4): (3,0,4,3,2)				
	0	1	2	3	0
Lags					Model (4): (1,0,0,0,2)
Δ Log real M2					
Δ Log real GDP	0.207 ^{****} (0.061)	0.315* (0.157)	-0.171 (0.136)		0.205 ^{****} (0.050)
Δ Log nom. int. rate - <i>Discount rate</i>					
- <i>Call rate</i>					
- <i>Deposit rate</i>					
- <i>LTGBR</i>	0.048 (0.039)	0.043 (0.042)	-0.006 (0.041)	0.092 ^{**} (0.039)	0.020 (0.015)
Δ Inflation	-0.010 ^{****} (0.002)	0.002 (0.002)	0.004 ^{**} (0.002)		-0.007 ^{****} (0.002)
Δ Log KRW/USD	0.097 (0.062)	0.123 (0.075)			0.166 ^{**} (0.064)

Notes: 1) LTGBR refers to long-term government bond rate.

2) Standard errors are in parentheses, and ^{****}, ^{**}, * are significant at 1%, 5%, and 10% level, respectively.

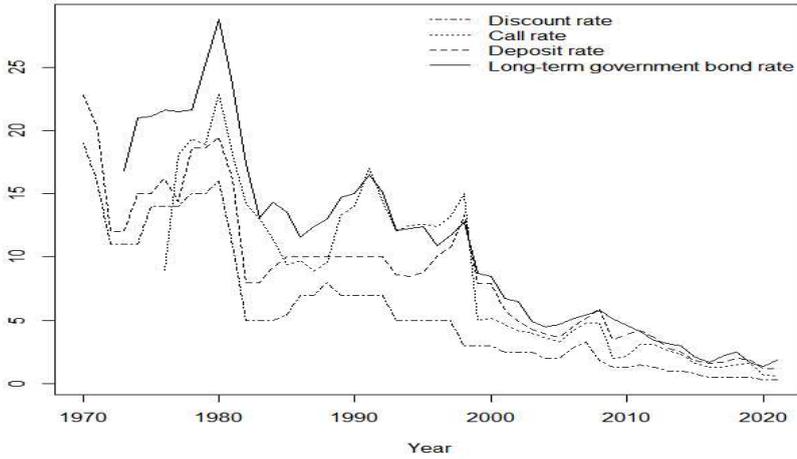
〈Appendix Figure 1〉 Trends in macro variables for analysis

(unit: billion won, %)



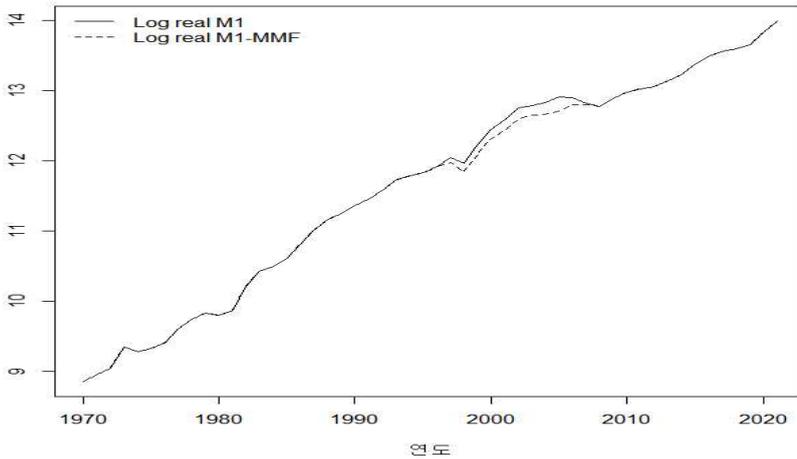
〈Appendix Figure 2〉 Trends in nominal interest rates

(unit: %)



〈Appendix Figure 3〉 Real M1 vs. real M1-MMF

(unit: billion won)



Abstract

In this paper, we estimate the demand for money, M1 and M2, using 1970-2021 time series data with real GDP, interest rates, inflation, and exchange rate (KRW-USD). We then investigate the long-run relationship for money demand function and its long-run stability. As in Lucas (2000), we estimate the elasticity of real GDP for M1 close to unity. In addition, the elasticities of discount rate and the interest rate to long-term government bonds and securities are about 0.4-0.5. The elasticity of real GDP for M2 is higher than unity, although the elasticities of interest rate are insignificant. Inflation would affect negatively the demand for money in the long run. Finally, the long-run demand for M1 and M2 proves to be stable using the bounds cointegration test.

※ Key words: Monetary aggregates, Real GDP, Interest rates, ARDL model, Bounds cointegration test