

손해보험회사의 지급준비금 오차율과 내부자본시장에 관한 실증 연구*

An empirical analysis between insurers' loss reserve errors and internal capital market

송인정**·양용준***

Song In Jung·Yang Yong Jun

본 논문은 2000~2019년 기간 동안 미국 손해보험회사의 재무데이터(NAIC)를 이용하여, 여러 개의 계열사를 포함하고 있는 보험그룹의 내부자본시장이 계열사의 지급준비금 오차율과 어떠한 관계를 갖는지 실증 분석하였다. 선행연구가 주로 지급준비금 및 그 오차율이 손해보험회사의 이익 조정에 어떻게 영향을 미치고, 그 유인은 무엇인지에 대해 초점이 맞추어져 있었던 반면, 본 논문은 보험그룹 내 계열사 간 재보험거래를 내부자본시장의 측정치로 사용하여, 내부자본시장과 지급준비금의 과대 혹은 과소 적립을 통한 이익조정 간의 관계를 규명하였다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 보험그룹은 그렇지 않은 개별보험회사에 비해 지급준비금 오차율이 낮게 나타났다. 이는 보험그룹이 지급준비금을 통한 이익조정에 적극적으로 나서지 않아도 되는 대안을 갖추었음을 시사한다. 둘째, 보험그룹 내에서 재보험거래를 통해 내부자본시장에 참여하며, 위험을 전가한 계열사일수록 지급준비금 오차율은 작게 나타났다. 이는 내부자본시장에 접근하여 위험을 전가하고 그에 따른 재무건전성을 강화한 계열사는, 그렇지 않은 계열사보다 지급준비금의 과대 혹은 과소 적립을 통한 이익조정에 나설 유인이 떨어지기 때문이다.

국문 색인어: 손해보험, 보험회계, 지급준비금, 이익조정, 재보험, 내부자본시장

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B051600, B051605, B051609

* 본 연구는 2022학년도 한국외국어대학교 교내학술연구비의 지원에 의하여 이루어진 것임

** 한국외국어대학교 경영대학 교수(insong@hufs.ac.kr), 제1저자

*** 한국외국어대학교 일반대학원 박사과정 (jyang@hufs.ac.kr), 교신저자

논문 투고일: 2021. 5. 10, 논문 최종 수정일: 2022. 1. 7, 논문 게재 확정일: 2022. 5. 19

I. 서론

손해보험회사의 지급준비금(Loss reserve)은 일반적으로 손해보험회사의 대차대조표 내에서 가장 크고 중요한 부채항목으로, 발생하였으나 아직 보고되지 않은 사건(Incurred But Not Reported; IBNR)과 발생 및 보고되었으나 아직 지급이 완료되지 않은 보험 사건에 대비한 적립금이다. 현재 적립된 지급준비금과 미래의 발생되어 지급할 보험금이 일치하는 것이 이상적이나, 현실적으로 보험상품이 가지는 불확실성과 추정방법의 한계 등으로 지급준비금은 과대 혹은 과소 적립되며 이러한 지급준비금 오차율(Loss reserve error)은 특정 기간 동안 발생, 지급한 보험금과 초기에 적립한 지급준비금과의 차이(Development)를 통해서 계산된다.

지급준비금이 가지는 회계상의 부채 성격과 대차대조표 내에서 차지하는 큰 비중으로 인해 재무건전성이 취약하거나 당기 실적이 좋지 않을 경우, 또는 감독 당국이 요구하는 규제비율의 준수(Petroni 1992; Nelson 2000; Gaver, Paterson 2004; Grace, Leverty 2012)를 위해서 지급준비금을 과소 적립하는 이익조정(Earnings management)의 유인이 존재한다. 또한, 경영진이 현금 보너스 보상을 목적으로 지급준비금의 과소 적립을 통해 회계상 순이익을 늘리려는 유인도 존재한다(Eckles, Halek 2010; Eckles et al. 2011). 반대로, 세금 회피의 목적으로 지급준비금의 과대 적립을 통해 회계상 순이익을 줄이려는 유인도 밝혀졌다(Grace 1990; Graver, Peterson 2001; Grace, Leverty 2012). 이외에도 순이익의 변동성을 줄이기 위한 목적으로 지급준비금을 과대 혹은 과소 적립함으로써 이익을 유연화(Income smoothing)하려는 이익조정 유인도 밝혀졌다(Anderson 1971; Smith 1980; Weiss 1985; Grace 1990; Beaver et al. 2003). Carson et al.(2016)은 이러한 유인들이 손해보험회사의 실질적인 현재 및 미래의 경영실적을 왜곡시키게 되므로, 신용평가사들은 신용등급 산정 시 지급준비금 오차율의 변동성을 고려한다고 주장하였다.

손해보험회사는 지배구조적인 측면에서 1개 이상의 계열사들과 이를 지배하는 회사가 존재하는 보험그룹과 계열사 없이 하나의 단독 법인으로 존재하는 개별보험회사로 구분할 수 있다. 보험그룹의 경우에는 그룹 내부에 내부자본시장(Internal Capital Market; ICM)이

존재하며(Powell et al. 2008) 계열사 간 재보험 거래 등을 통해서 위험을 이전시키는 등 내부자본시장을 이용하여 그룹 내 재무자원을 분배한다(Williamson 1975; Stein 1997; Houston et al. 1997; Fier et al. 2013). 보험그룹은 내부자본시장을 이용하여 성과가 좋을 것으로 기대되는 계열사에 자본을 이전함으로써 보험그룹 전체의 성과를 향상시키려 하며(Winner picking theory)¹⁾ 이 경우, 자본을 이전받은 계열사는 투자활동이 증가하는 경향을 보였다(Powell et al. 2008). 반대로 그룹 내에서 재무건전성이 취약하고 외부 자본조달이 비용이 높은 계열사를 지원하기 위해 상대적으로 재무상태가 양호하고, 외부 자본조달비용이 낮은 회사가 동원되기도 한다(Cross subsidization theory).²⁾ 이러한 내부자본시장의 존재는, 보험그룹과 감독 당국, 보험가입자 및 주주 사이에 정보비대칭을 발생시킬 가능성이 존재하며 이외에도 내부자본시장은 순이익이 큰 계열사의 자본을 순이익이 상대적으로 적거나 손실이 발생한 계열사에 이전시켜 세금을 최소화하려는 전략에 이용되기도 한다(Gramlich et al. 2004).

손해보험회사를 대상으로, 지급준비금의 과대 혹은 과소 적립을 통한 이익조정 의 시도 여부와 그 유인, 그리고 내부자본시장의 존재 여부와 그것의 효율성 및 효과성에 대한 연구는 매우 오래된 연구 주제로서 최근까지도 활발히 진행되고 있다. 하지만 내부자본시장과 손해보험회사의 지급준비금 오차율³⁾과의 관계를 실증 분석한 연구는 이루어지지 않았다. 활발한 내부자본시장이 존재한다면, 지급준비금을 이용한 이익조정 의 대안적 도구로서 내부자본시장을 통하여 자금을 조달하거나 위험을 전가할 수 있으므로, 내부자본시장과 지급준비금 오차율은 음의 관계를 가질 것으로 예상된다. 즉, 보험계열사들은 지급준비

1) Stein(1997)은, 본부(Headquarter)가 각 사업부(Division)의 기대수익률을 고려하여 수익성이 낮은 사업부(Losers)에서 수익성이 높은 사업부(Winner)로 자금을 이동시키는데 관여함으로써(Winner picking) 자본효율성을 높이는 역할을 한다는 모델을 제시하였다.

2) 내부자본시장을 통하여 재무건전성이 약한 회사에 자금을 지속적으로 지원하며 이는 일종의 보조금(Subsidization)의 성격을 지닌다. 이러한 행태는 각 사업부 간의 대리인 문제를 야기시킨다(Scharfsten, Stein 2000). 또한 내부자본시장은 외부자본시장대비 자금 배분을 비효율적으로 하기 때문에 다각화(Diversification)된 회사는 투자에 대한 자본효율성이 낮다는 견해도 있다(Rajan et al. 2000).

3) 기존의 선행연구들은 이익조정 의 측정치(Measure)로서 지급준비금 오차율을 사용하여 이익조정 의 유인을 찾는 데에 중점을 두었다(Petroni 1992; Nelson 2000; Gaver, Paterson 2004; Eckles, Halek 2010; Eckles et al. 2011; Grace, Leverty 2012). 본 논문에서도 지급준비금 오차율을 이익조정 의 측정치로 사용하여 내부자본시장과의 관계를 규명하였다.

금의 과대 혹은 과소 적립을 통한 이익조정을 통하지 않고도, 내부자본시장을 이용하여 효율적으로 경쟁력 있는 자본구조를 갖출 수 있을 것이다.

본 논문에서는 활발한 내부자본시장을 형성할 수 있는 보험그룹과 그렇지 않은 개별보험사에 대하여, 그룹 내 계열사 간의 내부자본시장이 지급준비금 오차율과 어떤 관계를 갖는지 실증 분석하였다. 또한, 이러한 관계가 2008년 금융 위기를 전후하여 어떻게 변화했는지 추가적으로 실증 분석하였다. 금융 위기 이후, 보험회사는 지급준비금을 좀 더 정교하게 추정하여 적립하라는 금융당국의 요구에 지급준비금 오차율을 낮추고 회계보고서의 질을 높이려고 노력하였을 것으로 판단되며, 이에 따라 내부자본시장 역시 이익조정 of 대안적 도구로서 그 역할이 축소 혹은 약화 되었을 것으로 예상된다.

본 논문의 주요결과는 다음과 같다. 첫째, 보험그룹은 개별 보험회사에 비해 지급준비금 오차율이 작았다. 둘째, 내부자본시장을 이용하여 위험을 전가한 보험그룹 내 계열사일수록 지급준비금 오차율 또한 작았다. 이는 보험그룹은 이익조정의 도구로서 지급준비금 외에 다른 대안을 갖추고 있고, 이것이 내부자본시장과 관계되어 있음을 시사한다. 셋째, 금융 위기 이후에는 지급준비금 오차율은 감소하였다. 또한, 금융 위기 이후에도 재보험을 통해 그룹 내 내부자본시장에 활발히 참여한 계열사일수록 지급준비금 오차율이 작았다. 하지만 이는 통계적으로 유의하지 않아, 금융 위기 이후에도 재보험을 통한 내부자본시장이 지급준비금을 통한 이익조정의 대안적 도구(Alternative tool)로 이용되고 있다고 해석하기 어렵다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 2장에서는 지급준비금 오차율과 내부자본시장의 정의와 도출 방법에 대해 서술하고, 3장에서는 선행연구에 대해 언급하였다. 4장에 연구 배경과 가설을, 5장에서는 자료 및 연구 방법론에 대해 설명하였다. 6장에서는 실증 분석 결과를 정리하고 그 의미를 서술하였고, 7장에서는 결론 및 한계점, 그리고 향후 미래 연구과제를 제시하였다.

II. 지급준비금 오차율과 내부자본시장

1. 지급준비금 오차율

지급준비금의 과대 적립은 당기 실적을 악화시켜 현재 시점의 재무건전성에 악영향을 미치고, 과소 적립은 미래의 보험 부채 계약에 대한 이행력을 악화시킨다. 따라서 이를 적절히 추정, 적립하는 것은 향후 보험사의 재무상태와 보험 영업활동의 지속성을 판단하는데, 감독 당국 및 투자자, 그리고 현재와 미래의 보험가입자에게 매우 중요하다.

지급준비금 오차율은 크게 Weiss(1985)의 RE(Reserve Error)와 Kazenski, Feldhaus, Schneider(1992)가 제안한 KFS RE(Reserve Error)로 측정된다. Weiss의 RE는 보험 사건의 발생으로 지급이 예상되는 손실(보험금)과 미래에 발생할 것으로 추정되어 지급이 예상되는 손실(보험금)의 합에서, 미래의 특정 기간 동안 실제 지급된 보험금을 차감하여 계산한다.

$$\text{Weiss RE} = \text{Incurred Losses}_{i,t} - \text{Developed Losses Paid}_{i,t+n} \quad (1)$$

KFS RE 측정치는 특정 시점의 발생 손해액에서 미래의 발생손해액을 차감하여 계산한다. 본 논문에서는 KFS RE 측정치를 지급준비금 오차율을 계산하는데 사용하였고, 측정 기간은 1년으로 사용하였다.

$$\text{KFS RE} = \text{Incurred Losses}_{i,t} - \text{Incurred Losses}_{i,t+n} \quad (2)$$

또한, 계산된 KFS RE를 직전 연도의 자본⁴⁾으로 나누어(Scaled by equity) 지급준비금 오차율을 산출하고, 과대 혹은 과소 적립된 지급준비금의 오차율의 크기를 측정하기 위해 이에 절댓값을 취하였다. 단, 실제 회귀분석 시에는 계산된 지급준비금 오차율의 분포도를 고려해 자연 로그를 취해 비율 변화를 살펴보았다.

4) 자본계정은 크게 자본금과 자본잉여금, 이익잉여금, 자본조정 항목으로 구성되어 있는데, 자본에 대한 지급준비금 오차율 산정 시, 자본조정 항목을 제외하고, 자본금과 잉여금(자본잉여금, 이익잉여금)의 합으로 KFS RE값을 나누어 사용하였다.

$$Abs.(RE_{i,t}) = \left| \frac{Incurred Losses_{i,t} - Incurred Losses_{i,t+n}}{Policyholders surplus_{i,t}} \right| \quad (3)$$

2. 내부자본시장

보험그룹 내의 내부자본시장은 배당, 지급보증, 자산양수도, 재보험 등의 형태로 이루어진다. 배당은 계열사들 간의 지분 소유 구조에 의해 발생하며, 지급보증은 특정 계열사의 재무 및 투자활동에 대해서 다른 계열사가 지급을 보증하는 형태로 발생한다. 자산양수는 두 계열사 간에 자산을 매매하거나 교환할 때 발생하며, 이때 매도한 계열사는 자산양도 가격과 장부가격의 차이만큼 자본을 이전받는 효과가 발생한다. 마지막으로, 재보험을 통한 내부자본시장은 가장 빈번하게, 가장 큰 규모로 이루어지며, 재보험을 가입한 계열사는 그룹 내 계열사에게 일정한 재보험료를 지급하고 그에 상응하는 보장을 받음으로써 회계상 레버리지 비율 등 재무비율이 개선되는 효과를 얻게 된다(Powell et al. 2008).

본 논문에서는 많은 선행연구에서 사용되는 그룹 내 재보험을 내부자본시장의 측정치로 사용하여 분석하였다. 구체적으로 미국손해보험협회(NAIC)에서 제공하는 보험그룹 내 계열사 간 양도된 재보험료에서 양수한 재보험료를 차감하여 계산하였다.⁵⁾

$$ICM_{i,t} = \frac{Affil. Ceded Premium_{i,t} - Affil. Assumed Premium_{i,t}}{\quad} \quad (4)6$$

-
- 5) 내부자본시장을 통하여 재보험거래가 크고, 빈번하게 발생하여 재보험료를 주고 받더라도, 그 규모가 같다면, 이 변수의 값은 0으로 산출될 것이다. 이것을 확인하기 위해 양도, 양수된 재보험료 각각에 절댓값을 취한 뒤 양도된 재보험료에서 양수된 재보험료를 차감한 값을 내부자본시장의 측정치로 사용하여 강건성을 검증하였다. 또한 내부 재보험료를 총자산으로 나누어 크기 조정(Scaled by total asset) 후 사용하였다.
- 6) 수식(4)의 분자는 (Affiliated ceded reinsurance premium - Affiliated assumed reinsurance premium)을 의미하며 각각의 자료값은 미국 손해보험회사 재무데이터(NAIC)를 사용하였다.

III. 선행연구

지급준비금을 통한 이익조정에 관한 연구는 활발히 이루어져 왔다. 기존 선행연구가 주로 개별 손해보험회사 단위에서 이루어진 반면, 본 논문에서는 손해보험그룹과 그룹 내 계열사 간의 내부자본시장에 대해 실증 분석하였다.

1. 지급준비금 오차율

기존 선행연구는 지급준비금의 과대 혹은 과소 적립을 통해 지급준비금이 손해보험회사의 이익조정의 도구로 사용되었는지와 이에 대한 유인을 밝히는데 주력하였다. 많은 선행 연구들은, 재무건전성이 취약한 회사들은 상대적으로 재무건전성이 좋은 회사들보다 지급준비금을 과소적립함을 밝혀냈다(Petroni 1992; Petroni, Beasley 1996; Penalva 1998; Graver, Paterson 2001). 특히, Petroni(1992)는 재무건전성이 취약한 보험사의 경우, IRIS⁷⁾ 비율을 개선시키고, 감독 당국의 규제를 회피하기 위하여 지급준비금을 과소적립하는 경향이 있음을 강조하였다. Grace, Leverty(2012) 역시, 재무건전성이 취약한 손해보험회사들이 상대적으로 지급준비금을 과소적립하는 경향이 있음을 발견하였으나 이것이 감독 당국이 요구하는 지급여력비율을 준수하기 위해 조작하는 것이라고 볼 수는 없다고 반박하였다. 다만, 이들은 지급준비금이 세금 회피 및 보험료에 대한 감독 당국의 규제와 관련되어 있다고 주장하였다.

Weiss(1985)는 미국의 16개 대형 자동차 손해보험회사를 대상으로, 지급준비금이 재무건전성이 취약한 손해보험회사의 이익을 안정화, 유연화 하는 도구로 사용되었음을 실증적으로 밝혀냈다. 또한, Grace(1990)는 할인된 현금흐름을 최대화하는 이론적인 모형과 3개년 평균 순이익과 지급준비금 오차율 사이에 음의 상관관계가 있음을 밝혀낸 실증 모형을 통하여 유연화 가설을 지지하였다. Nelson(2000)은 이익 유연화 가설을 지지하는

7) IRIS(Insurance Regulatory Information System) ratio는 금융 당국에 의하여 재무건전성이 취약한 보험사의 지급여력을 측정하기 위하여 도입되었다. 하지만, Lai, Yi-hsun(2018)은 IRIS ratio가 지급여력을 측정하기 위한 완벽한 도구는 되지 못한다고 주장하였다. 또한 이들은 RBC 비율 역시 지급준비금 편향이 큰 보험 그룹에만 규제비율로서 적절하게 작용하며, 일반적인 규제비율로 사용하기에는 미흡하다고 주장하였다.

증거로서 지급준비금과 미래의 기대지급금 사이에 일정한 할인율이 존재함을 발견하였고 동시에 재무건전성이 취약한 손해보험회사에서 이러한 할인율이 더욱 크게 발생한다고 주장하였다. 한편, Penalva(1998)는 이익조정 의 유인으로 세금 문제에 주목하여 재무건전성이 양호한 손해보험회사의 경우, 세금 회피를 목적으로 지급준비금을 과대 적립하는 경향이 있음을 실증적으로 밝혀냈다.

Beaver, McNichols, Nelson(2003)은 당해 년도에 소규모 이익(소규모 손실)을 기록한 손해보험회사에서 지급준비금을 과소 적립(과대 적립)함을 실증적으로 밝혀냄으로써, 지급준비금이 이익의 분포와도 관계가 있다고 주장하였다. 또한, Zhang(2014)은 지급준비금과 투자소득과의 관계에 주목하여 투자소득이 큰 해(작은 해)에는 지급준비금을 과대 적립(과소 적립)함을 실증 분석함으로써, 지급준비금이 투자소득과도 관련되어 있다고 주장하였다.

이외에도 Eckles, Halek(2010)은 최고 경영진이 현금 및 주식 보너스가 기대될 때, 지급준비금 과소 적립을 통해 순이익을 극대화함을 발견함으로써 이익조정이 경영진의 성과보수와도 관련되어 있음을 확인하였다.

최근에는 지급준비금 오차율의 변동성에 대한 연구가 활발히 진행되었는데, Carson et al.(2016)은 회계보고서 질의 측정치로 지급준비금 오차율을 사용하여 신용등급과의 관계를 실증적으로 분석, 이들 간에 음의 상관관계가 있음을 밝혀냈다. 또한, Eckles, Halek, Zhang(2014)은 지급준비금 오차율의 변동성이 클수록, 즉 회계보고이익의 질이 감소할수록, 상대적으로 정보 위험이 증가하고 부채를 통한 자본조달비용이 증가한다고 주장하였다. 다만, 이러한 회계보고이익의 질과 주식 발행을 통한 자본조달비용 사이에는 관계가 없다고 주장하였다.

해외 연구가 지급준비금이 이익조정의 도구로 사용되는지와 그 유인을 찾는 데 집중하였다면, 국내 연구는 주로 손해보험회사의 재무건전성과 지급준비금 적립행태를 중심으로 이루어졌다. 김호중·이석영(2000)은 국내 자동차 손해보험회사를 대상으로 실증 분석하여 재무건전성이 양호할수록 지급준비금을 과대적립하고, 취약할수록 과소적립하는 경향이 있음을 규명하였다. 오태형·정홍주(2005)는 지급여력비율 규제도입 이전과 이후를 실증 분석하여 재무구조가 취약한 중소형 손해보험회사의 경우, 지급준비금을 이용하여 지

급여력비율을 유연화하려는 경향이 있음을 밝혀냈다. 오창수·변재웅(2015)은 주요 종목별로 세분화된(일반보험, 장기보험, 자동차보험) 지급준비금 자료를 이용하여 당기순이익이 감소하는 경우 자동차보험에 대한 지급준비금이 과소계상되고, 장기보험과 일반보험에서는 이러한 현상이 유의하게 나타나지 않음을 실증 분석함으로써 각 종목별로 적립형태가 다르게 나타남을 강조하였다. 송인정·양용준(2019)는 2008년 금융 위기를 전후로 미국손해보험회사의 지급준비금 오차율을 실증 분석하여 금융 위기 직후 손해보험회사의 지급준비금 오차율의 변동성은 증가하였으며, 이러한 현상은 지급준비금을 과대적립할 여력이 있는 순이익과 ROA가 큰 회사에서 나타나는 경향임을 규명하였다.

2. 내부자본시장과 재보험

내부자본시장에 관한 선행연구는 주로 내부자본시장이 실제로 존재하는지 여부와 그것이 효율적으로 작동하는지 규명하는 데 초점이 맞추어져 왔다. 많은 선행연구들은 대체적으로 보험그룹 내에서 내부자본시장은 존재하며, 그룹 내 계열사들에게 그룹의 재무자원을 분배하는 역할을 수행함으로써 보험그룹 전체적으로 볼 때 효과적으로 작동하고 있음을 밝혀냈다(Gertner et al. 1994; Stein 1997; Houston, James 1997; Maksimovic, Phillips 2002; Powell, Sommer 2007; Powell et al. 2008; Fier et al. 2013). 다만, 내부자본시장의 효율성에 대해서는 상반된 실증 분석 결과도 존재한다(Shin, Stulz 1998; Rajan et al. 2000; Powell, Sommer 2007).

Stein(1997)은, 보험그룹은 낮은 수익률이 기대되는 계열사(Loser)로부터 높은 수익률이 기대되는 계열사(Winner)로 내부자본을 분배함으로써, 더 많은 이익 성장의 기회를 가진다는 증거를 제시하였다(Winner picking theory). 반대로, 특정 계열사의 재무건전성이 매우 취약할 경우에는 보험그룹에서 이 계열사에 대해 내부자본시장을 통해 재무자원을 분배할 수 있다고도 주장하였다(Cross subsidization theory). 이 경우, 각 계열사의 재무상태 및 영업활동에 대한 모니터링 비용이 발생할 수 있다.

Powell et al.(2008)은 전체 보험회사를 보험그룹과 개별보험회사로 나누어 분석하여, 내부자본시장을 통하여 한 계열사에서 다른 계열사로 내부자본을 분배하는 보험그룹은 그

렇지 않은 비보험그룹에 비해 기대수익률이 높은 것을 확인하였다. 또한, Niehaus(2016)은 생명보험회사를 대상으로 내부자본시장의 측정치로서 계열사 간 내부자본출자(Internal capital contributions) 및 계열사 간 배당금을 사용하여, 보험그룹은 부도위험을 관리하기 위해 내부자본시장을 적절히 사용하고 있음을 실증적으로 밝혀냈다.

반면, 내부자본시장이 효율적이지 못하다는 주장도 혼재되어 있는데, Scharfsten, Stein(2000)은 한 회사 내에 사업부 단위에서 경영진 간의 대리인 문제(Agency problems) 발생으로 인해 내부자본이 비효율적으로 분배될 수 있다고 주장하였다. 또한, Rajan et al.(2000)은 다각화가 잘 된 기업일 경우에는 내부자본시장이 재무자원을 비효율적으로 분배되도록 유도하고 이에 따라 투자 효율성 측면에서 외부자본시장보다 비효율적으로 작동될 수 있음을 강조하였다.

Lee, Park, Shin(2009)은 한국 재벌그룹에 주목하여, 1997년 아시아 금융 위기를 전후하여 한국 재벌그룹의 내부자본시장이 어떻게 변화했는지 실증 분석하였다. 분석 결과 1990년 초까지 재벌그룹은 활발한 내부자본시장을 통해 그룹 전체에 자본을 효율적으로 분배하였으나 1997년 아시아 금융 위기 이후, 내부자본시장이 축소되고 외부자본시장의 의존도를 높였음을 밝혀냈다.

이와 같이 손해보험회사의 내부자본시장의 존재 여부와 그 효율성, 그리고 지급준비금을 통한 이익조정 유인에 관한 많은 연구가 선행되었으나 지급준비금 오차율을 이익조정의 측정치로 사용하여 내부자본시장과의 관계를 밝히려는 연구는 이루어지지 않았다.

IV. 연구배경 및 가설

보험그룹은 여러 개의 계열사를 보유하고 있어 활성화된 내부자본시장이 존재할 가능성이 크다. 하지만 외부자본시장과 비교할 때 자본조달비용 측면에서 효율적이지 않거나 내부자본거래에 대한 감독 당국의 규제가 심해질 경우, 내부자본시장은 위축되거나 존재하지 않을 수도 있다. 보험회사는 지급준비금 오차율을 낮춤으로써 회계보고이익의 질을 높이고, 향후 이익의 성장성 및 안정성에 관한 불확실성을 제거하고자 한다. 이러한 목표를

달성하기 위해 활성화된 내부자본시장은 매우 중요하다.

내부자본시장은 보험회사 내의 본부 단위(Division level)에서만 존재할 수도 있고, 보험그룹이라면 본부 단위뿐만 아니라 계열사 단위(Firm level)에서도 존재할 수 있다. 보험그룹이 아닌 개별보험회사의 경우, 계열사 간 배당 및 자본출자 형태의 내부자본거래는 불가능하고, 재보험, 지급보증 형태의 내부자본거래는 가능하나 전체 위험의 총량은 회사에 남아 있게 된다. 이에 비해 내부자본시장에 대한 접근성이 용이한 보험그룹은 그룹 내 재무자원의 분배를 통해 재무건전성을 확보하고, 규제 비율을 준수할 수 있으므로 지급준비금의 과대 혹은 과소 적립을 통한 이익조정을 할 유인이 작다. 따라서 보험그룹은 그렇지 않은 개별보험사에 비해 지급준비금 오차율이 낮을 것으로 예상된다.

가설1: 보험그룹은 그렇지 않은 개별보험사에 비해 지급준비금 오차율이 낮을 것이다.

보험그룹이 지급준비금 오차율을 관리하기 위하여 내부자본시장을 이용하는지 검증하기 위해서는 내부 계열사 간의 재보험거래와 지급준비금 오차율과의 관계를 알아볼 필요가 있다. 내부자본시장이 활성화된 보험그룹의 경우, 이익 조정의 유인이 발생할 경우, 감독당국의 규제를 받는 지급준비금의 과대 혹은 과소 적립을 통한 이익 조정보다는 해당 사업연도가 끝나기 전에 내부자본시장에 참여하여 자본을 이전 받거나 자본을 이전해주는(혹은 위험을 전가하거나 보장을 제공하는) 재보험거래를 실행할 가능성이 크다. 즉, 계열사 간 재보험 거래를 통해 내부자본시장을 이용하는 계열사일수록 그렇지 않은 계열사보다 지급준비금 오차율이 작을 것이다.

가설2: 재보험거래를 통한 내부자본시장은 지급준비금 오차율과 음(-)의 관계를 가질 것이다.

2008년 금융 위기를 거치며, 금융기관들은 감독 당국으로부터 재무건전성 강화와 보수적이고 투명한 회계처리를 요구받았다. 이로 인해 금융 위기 직후 레버리지 비율을 축소하고 Big Bath⁸⁾ 등을 통해 적립금을 보수적으로 추정, 적립하면서 일시적으로 지급준비금

8) Big Bath: 새로운 경영진이 직전 경영진의 재임 기간 동안 누적된 손실을 최대한 반영하여 경영상의 위험을 일시에 제거하는 행위.

오차율의 변동성은 증가하였다. 다만 시간이 지나면서 이러한 일회성 이벤트로 인해 일시적으로 크게 증가하였던 지급준비금 오차율의 변동성은 감소했을 가능성이 크다.

내부자본시장의 관점에서 보면, 금융 위기 직후 보험그룹은 감독 당국의 규제 등으로 내부자본시장을 통해 재무건전성이 취약한 특정 계열사를 지원할 재무적 역력이 부족하였을 것이고, 따라서 금융 위기 이전과 비교하여 내부자본시장의 역할도 약화되었으리라 판단된다. 그러므로 금융 위기 이후에는 지급준비금 오차율은 감소하였을 것이고, 이를 관리하기 위한 대안적 도구였던 재보험을 통한 내부자본시장의 역할은 약화되었을 것이다.

가설3-1: 금융 위기 전후로 지급준비금 오차율은 감소할 것이다.

가설3-2: 금융 위기 전후로 재보험을 통한 내부자본시장과 지급준비금 오차율의 관계는 약화될 것이다.

V. 자료 및 연구방법

본 논문은 2000~2019년까지 20년간 미국 일반 손해보험회사가 매해 SAP(Statutory Accounting Principle)에 따라 전미보험감독자협의회(NAIC)에 제출한 연차보고서(Annual report)의 자료를 이용하였다.⁹⁾

지급준비금 오차율의 측정기간은 1년으로 설정하였다. 이는 당기에 지급준비금 오차율이 크게 발생할 것이라고 예상될 때, 보험회사는 이로 인해 발생할 재무비율의 급격한 변화를 막거나 완화시키기 위해 해당 사업연도가 끝나기 전에 내부자본시장에 참여하는지 관찰하기 위함이다. 또한, 자료는 2008년 금융 위기 전후를 충분히 포함하고 있으며, 영업활동의 성격이 상이한 재보험회사와 해당 기간 동안 인수 합병된 회사는 표본에서 제외하였다. 표본에서 추출하여 사용된 변수들의 기초 통계량은 <Table 1>과 같다.

9) 지급준비금에 관한 내용은 연차보고서 schedule P-part 2에 포함되어 있다.

〈Table 1〉 Summary Statistics

Variable	Mean	Median	STDEV	Min	Max
Abs.(RE)	1.28	1.47	1.66	-7.26	9.13
RE	-0.04	-1.27	111.61	-835.65	9286.92
Group	0.11	0.00	0.31	0.00	1.00
Net_Asset	10.07	9.97	1.68	4.52	16.86
ROA	0.02	0.02	0.14	-2.83	11.33
Mutual	0.40	0.00	0.49	0.00	1.00
Public	0.01	0.00	0.07	0.00	1.00
Age	48.98	32.00	46.55	1.00	227.00
Geo-HHI	0.56	0.71	0.44	0.00	1.00
Busi_HHI	0.02	0.00	0.13	0.00	1.00
Longtail	0.02	0.00	0.14	-5.09	1.00
Cat-Risk	0.01	0.00	0.08	0.00	1.00
ICM	0.04	0.00	2.62	-0.15	237.85

Note: This table describes the summary statistics of variables used in the model. The data is from all property-liability insurers' annual statutory filings of National Association of Insurance Commissioner's (NAIC) from 2000 to 2019. In total, there are 16,540 observations. Abs.(RE) and Net_Asset variables are log-scaled.

본 논문에서는 보험그룹 여부와 지급준비금 오차율의 관계(가설1)를 알아볼 때, 자기선택편의(Sample selection bias)가 발생할 가능성이 있어 이를 보완하고자 Heckman의 2단계 표본선택모형(Heckman's selection model)¹⁰⁾을 사용하여 분석하였다. 또한, 이에 대한 강건성을 확보하기 위하여 선택편의를 최소화할 수 있는 성향점수매칭법(Propensity Score Matching; PSM)¹¹⁾을 추가적으로 실행하여 강건성을 검증하였다.

보험그룹인지 여부와 지급준비금 오차율과의 관계를 알아보기 위한 Heckman 2단계 표본선택모형은 아래와 같이 설정하였다(모형(1)). 보험그룹인지 여부와 지급준비금 오차율이 음(-)의 관계를 가진다면, 보험그룹일 경우 개별보험회사 대비 지급준비금 오차율이

10) 조사하려는 종속변수가 제약적이거나 비임의적인 표본일 경우, 표본의 선택편의가 발생할 수 있다. Heckman은 1단계로 Probit model을 사용하여 표본의 선택편의를 바로잡고, 추정된 값을 가지고 다시 회귀분석하는 2단계 표본선택모형을 제시하였다.

11) 성향점수매칭법(PSM) 방법론은 〈Appendix〉를 참조하기 바란다.

작다는 의미이며, 이는 지급준비금의 과대 혹은 과소 적립을 통한 이익조정을 적게 한다는 것을 의미한다. 이는 보험그룹이 그룹 내부에 이익조정의 급격한 변화를 관리할 수 있는 대안적 도구를 보유하고 있으며 이를 이용하고 있음을 시사한다. 본 논문에서는 그 대안적 도구로 내부자본시장을 주목한다.

$$Group = \gamma_0 + \sum_{j=1}^9 \gamma_j w_{i,t} + \eta_{i,t} \quad \text{— 모형(1-1) - 1단계 선택모형}$$

$$Group = \begin{cases} 1, & \text{if 그룹일 경우} \\ 0, & \text{if 그룹이 아닐 경우} \end{cases}$$

$$Abs(RE_{i,t}) = \beta_0 + \sum_{j=1}^9 \beta_j \chi_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{— 모형(1-2) - 2단계 회귀모형}$$

where

$$w_{i,t}, \chi_{i,t} = NetAsset_{i,t}, ROA_{i,t}, Mutual_{i,t}, Public_{i,t}, Age_{i,t}, Geo-HHI_{i,t}, \\ Busi-HHI_{i,t}, Longtail_{i,t}, Cat-Risk_{i,t} \\ \eta_{i,t}, \epsilon_{i,t} = error \ term$$

NetAsset은 순자산에 자연 로그를 취하여 사이즈 조정 후 사용하였고, ROA는 순이익을 총자산으로 나누어 사용하였다. Mutual은 회사의 지배구조 형태(상호회사 이면 1, 주식회사이면 0, 그 외 보험교환조직(Reciprocal Exchange), RRG(Risk Retention Group) 등은 표본에서 제외)를 나타내며, Public은 기업 공개 여부(기업 공개가 되어 있으면 1, 그렇지 않으면 0)를 나타낸다. 또한, Age는 2021년에서 기업의 설립연도를 차감하여 계산한 기업의 나이이다. 허핀달 지수로서 Geo-HHI는 지리적으로 회사의 영업활동 영역이 얼마나 잘 분산되어 있는지 나타내는 변수이며, Busi-HHI은 회사의 보험상품 영역이 얼마나 잘 분산되어 있는지 나타내는 변수이다. 각각 특정지역과 특정 보험상품에 집중될수록 1에 가까운 값을 가진다. 마지막으로, Longtail은 자주 발생하지 않으나 발생할 경우 큰 규모의 보험금 지급이 예상되는 보험상품의 순보험료(vs. 전체보험료) 비율을 의미하며, Cat-Risk는 지진, 해일, 태풍 등과 같이 대재해를 보장하는 보험상품의 순보험료(vs. 전체보험료) 비율을 의미한다(〈Table 2〉 참조).

〈Table 2〉 Variable definitions

Variable	Definitions
Abs.(RE)	1년을 측정기간으로 하여, 지급준비금 오차율에 절댓값을 취하고, 여기에 자연 로그를 취해 사이즈 조정 후 사용
Group	하나의 회사로 구성되어 있으면 0, 여러 개의 회사들로 이루어져 그룹형태가 되면 1로 설정
Net_Asset	순자산에 자연 로그를 취해 사이즈 조정 후 사용
ROA	순이익(Net income)을 자산(Asset)으로 나누어 계산
Mutual	뮤추얼 회사이면 1, 주식 회사이면 0으로 설정
Public	기업공개가 되어있으면 1, 그렇지 않으면 0으로 설정
Age	2021년에서 설립연도를 차감하여 사용
Geo-HHI	Geographical Herfindahl Index를 의미하며 미국 50개 주 단위에서 수취한 보험료 자료를 사용하여 계산
Busi_HHI	Business Line Herfindahl Index를 의미하며 각 보험 영업 영역(Business Line) 단위에서 수취한 보험료 자료를 사용하여 계산
Longtail	Longtail을 갖는 보험상품의 프리미엄을 전체 수취 프리미엄으로 나눈 값. Longtail이 클수록 기업은 위험을 크게 부담하고 있음을 의미
Cat-Risk	지진, 해일, 태풍 등의 대재해를 보장하는 보험을 팔고 수취한 프리미엄 값을 사용
ICM	보험회사 내부에서 위험을 이전한 재보험료에서 위험을 수락한 재보험료를 차감한 후, 총자산으로 나누어 사이즈 조정 후 사용
Crisis	2008년 이후면 1, 이전이면 0으로 설정

Note: This table defines the variables. The data is from all property-liability insurers' annual statutory filings of National Association of Insurance Commissioner's (NAIC) from 2000 to 2019.

(가설2)를 검증하기 위하여 보험그룹 내 재보험거래 자료를 내부자본시장의 측정치로 사용하고, 지급준비금 오차율과 회귀분석하였다. 이를 위한 모형은 아래와 같이 설정하였다(모형(2)). 만약 재보험을 통한 내부자본시장과 지급준비금 오차율이 음(-)의 관계를 갖는다면, 이는 보험사가 내부자본시장이라는 대안적 도구를 이용하여 지급준비금을 통한 이익조정을 관리하고 있음을 의미한다. 현재 시점의 순이익 및 실적이 악화되어 각종 재무 및 규제비용의 악화가 우려될 때, 보험회사는 지급준비금의 과소 적립을 통해 이익조정을 시도할 유인을 갖는다. 하지만 내부자본시장이 활성화되어 있고 접근 가능하다면 내부자본시장을 통해 위험을 계열사에게 전가하고 자본을 이전받음으로써 재무 및 규제비용의 악화를 막을 수 있으므로 지급준비금을 과소 적립할 유인이 떨어진다. 이때, 내부자본시장

은 이익조정 의 대안적 도구로 이용될 수 있다.

$$Abs(RE_{i,t}) = \beta_0 + \sum_{j=1}^{10} \beta_j X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{— 모형(2)}$$

where

$$X_{i,t} = NetAsset_{i,t}, ROA_{i,t}, Mutual_{i,t}, Public_{i,t}, Age_{i,t}, ICM_{i,t}, Geo-HHI_{i,t}, \\ Busi-HHI_{i,t}, Longtail_{i,t}, Cat-Risk_{i,t}$$

$$\epsilon_{i,t} = \text{error term}$$

모형(3)은 금융 위기 이후 재보험을 통한 내부자본시장과 지급준비금 오차율과의 관계를 알아보기 위한 것이다. 이를 위해 2008년 금융위기 전후를 구별하는 Crisis를 독립변수로 추가하고, Crisis와 내부자본시장을 의미하는 ICM을 곱한 상호교차항(Interaction term)을 추가하였다. 실제 회귀분석은 가설3-1과 가설3-2를 검증하기 위하여 상호교차항을 넣은 것과 넣지 않은 것, 두 가지 경우에 대해 모두 실시하였다.

$$Abs(RE_{i,t}) = \beta_0 + \beta_1 * Crisis_{i,t} + \beta_2 * ICM_{i,t} * Crisis_{i,t} + \sum_{j=3}^{12} \beta_j X_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{— 모형(3)}$$

where

$$X_{i,t} = NetAsset_{i,t}, ROA_{i,t}, Mutual_{i,t}, Public_{i,t}, Age_{i,t}, ICM_{i,t}, Geo-HHI_{i,t}, \\ Busi-HHI_{i,t}, Longtail_{i,t}, Cat-Risk_{i,t}$$

$$\epsilon_{i,t} = \text{error term}$$

VI. 실증분석 및 결과

〈Table 3〉 Group effect on reserve error using Heckman 2-step method

$$Abs.(Reserve\ Error) = \beta_0 + \beta_1*Group + \beta_2*NetAsset + \beta_3*ROA + \beta_4*Mutual + \beta_5*Public + \beta_6*Age + \beta_7*Geo-HHI + \beta_8*Busi-HHI + \beta_9*Longtail + \beta_{10}*Cat-Risk + \epsilon$$

Variable	Coef.	Std.Err	z value	P> z
Group	-0.3284***	0.0558	-5.89	0.00
NetAsset	-0.0201	0.0320	0.63	0.53
ROA	-0.5413***	0.1184	-4.57	0.00
Mutual	0.2415***	0.0472	5.11	0.00
Public	-0.0334	0.2291	-0.15	0.88
Age	-0.0108***	0.0005	-19.98	0.00
Geo-HHI	0.1749**	0.0788	2.22	0.03
Busi-HHI	0.5347***	0.1590	3.36	0.00
Longtail	-0.0892	0.1379	-0.65	0.52
Cat-Risk	-0.4106*	0.2400	-1.71	0.09
Constant	1.5714***	0.4621	3.40	0.00
Inverse Mill's Ratio	-0.7661**	0.3370	-2.27	0.02
N	8388			

Note: This table presents the regression results. The data is from all property-liability insurers' annual statutory filings of National Association of Insurance Commissioner's (NAIC) from 2000 to 2019. The variables are defined in Table 2. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

〈Table 4〉 Group effect on reserve error using PSM method

$$Abs.(Reserve\ Error) = \beta_0 + \beta_1*Group + \beta_2*NetAsset + \beta_3*ROA + \beta_4*Mutual + \beta_5*Public + \beta_6*Age + \beta_7*Geo-HHI + \beta_8*Busi-HHI + \beta_9*Longtail + \beta_{10}*Cat-Risk + \epsilon$$

	Nearest Neighbor Matching	Kernel Matching	Stratification Matching
Abs(RE)	-0.145** (0.073)	-0.217*** (0.037)	-0.233*** (0.051)
N	1212	1212	1212

Note: This table presents the PSM results. The data is from all property-liability insurers' annual statutory filings of National Association of Insurance Commissioner's (NAIC) from 2000 to 2019. The variables are defined in Table 2. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

Heckman의 2단계 표본선택모형을 통해 분석한 결과, 보험그룹 여부와 지급준비금 오차율은 음($=-0.33$)의 관계를 보였다. 즉, 보험그룹은 그렇지 않은 개별보험사에 비해 지급준비금 오차율이 작았으며, 이는 통계적으로 1% 수준에서 유의하였다(가설1, <Table 3> 참조). 이때 1단계 선택모형에서 추정된 IMR(Inverse Mills' Ratio)은 -0.76 으로 음(-)의 값을 나타냈으며, 통계적으로 5% 수준에서 유의하였다. 또한 결과의 강건성을 높이기 위하여 성향점수매칭법을 추가적으로 실행한 결과, 3가지 매칭 방법론(Nearest neighbor matching: -0.15 , Kernel matching: -0.22 , Stratification matching: -0.23)에 대해 모두 음(-)의 값을 확인할 수 있었으며, 이는 통계적으로 1%~5% 수준에서 유의하였다(<Table 4> 참조). 이와 같이 두 방법론에 대해 보험그룹 여부와 지급준비금 오차율은 동일하게 음(-)의 관계를 나타냈으며, 이는 보험그룹은 그렇지 않은 개별보험사에 비해 지급준비금 오차율을 관리할 수 있는 대안적 도구를 갖추고 있음을 의미한다.

회사의 재무변수인 ROA와 순자산규모와의 관계를 살펴보면, 이 변수들의 값이 큰 회사일수록 지급준비금 오차율이 감소하였다. 이는 ROA가 높고 순자산 규모가 커 이익의 안정성이 높은 회사는 재무건전성이 취약한 회사보다 매 회계 연도마다 이익을 조정할 유인이 적기 때문으로 해석된다. 다만 ROA에 대해서는 통계적으로 1% 수준에서 유의하였으나, 순자산에 대해서는 유의하지 않았다. 또한, 설립연도($=-0.01$)가 오래될수록 지급준비금 오차율이 낮게 나타났는데, 이는 오래된 회사일수록 장기적인 안목에서 영업활동을 해 오며 여러 해에 걸쳐 조금씩 이익을 유연화 했을 가능성을 시사한다. 영업활동의 지리적 집중도를 나타내는 Geo-HHI와 영업상품군(Business Line)의 집중도를 나타내는 Busi-HHI는 모두 지급준비금 오차율과 양(+)의 관계를 나타냈고, 각각 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는, 특정 지역에서만 영업하거나 특정 상품군에 집중되어 영업 활동을 할 경우, 그렇지 않은 경우에 비해 지역 및 영업상품군 간의 상쇄 효과가 감소하여 지급준비금 오차율은 증가하는 것으로 해석된다.

〈Table 5〉 Regression results from ICM effect on reserve error

$$Abs.(Reserve\ Error) = \beta_0 + \beta_1*NetAsset + \beta_2*ROA + \beta_3*Mutual + \beta_4*Public + \beta_5*Age + \beta_6*ICM + \beta_7*Geo-HHI + \beta_8*Busi-HHI + \beta_9*Longtail + \beta_{10}*Cat-Risk + \epsilon$$

Variable	Column(1)	Column(2)	Column(3)	Column(4)
NetAsset	0.0770*** (0.0142)	0.0770** (0.0319)	0.0790*** (0.0143)	0.0790** (0.0320)
ROA	-0.3581 (0.6456)	-0.3581 (0.6785)	-0.3633* (0.2066)	-0.3633 (0.6890)
Mutual	0.3565*** (0.0514)	0.3565*** (0.1214)	0.3591*** (0.0533)	0.3591*** (0.1217)
Public	0.1122 (0.2376)	0.1122 (0.2938)	0.1923 (0.2288)	0.1923 (0.3014)
Age	-0.0105*** (0.0005)	-0.0105*** (0.0012)	-0.0106*** (0.0005)	-0.0106*** (0.0012)
ICM	-2.6294*** (0.7810)	-2.6294** (1.0629)	-2.6326*** (0.6568)	-2.6326*** (1.0480)
Geo-HHI	0.3432*** (0.0732)	0.3432** (0.1704)	0.3430*** (0.0651)	0.3430** (0.1707)
Busi-HHI	0.6421*** (0.2087)	0.6421 (0.4487)	0.6293*** (0.1789)	0.6293 (0.4508)
Longtail	0.0695 (0.1350)	0.0695 (0.2135)	0.0942 (0.1464)	0.0942 (0.2155)
Cat-Risk	-0.6411*** (0.2309)	-0.6411 (0.4450)	-0.6490** (0.2710)	-0.6490 (0.4484)
Constant	0.5303*** (0.1763)	0.5303 (0.3967)	0.6633*** (0.1879)	0.6633* (0.4011)
Year fixed effect	No	No	Yes	Yes
Firm fixed effect	No	Yes	No	Yes
Pseudo R ²	0.0884	0.0884	0.0915	0.0915
N	5417	5417	5417	5417

Note: This table presents the regression results. The data is from all property-liability insurers' annual statutory filings of National Association of Insurance Commissioner's (NAIC) from 2000 to 2019. The variables are defined in Table 2. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

한편 내부자본시장의 측정치로 사용한 계열사 간 재보험료와 지급준비금 오차율은 음($=-2.63$)의 관계(가설2, <Table 5> 참조)를 나타냈고, 이는 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이것은 내부자본시장에서 재보험거래를 통해 위험을 다른 계열사에 전가한 보험 계열사일수록 지급준비금의 과대 혹은 과소 적립을 통한 이익조정을 덜 시도하고 있음을 의미한다. 즉, 재보험거래를 통해 위험을 전가시키고, 실질적으로 자본을 이전받는 효과를 발생시키는 내부자본시장이 이익조정 of 대안적 도구로 이용되고 있음을 시사한다. 또한 동시에 이는 보험그룹 내 계열사들 사이에서 내부자본시장이 존재한다는 기존의 선행연구들을 지지하는 증거이기도 하다. 기존 선행연구들이 지급준비금을 과대 혹은 과소 적립하여 이익조정을 하는지 여부와, 그에 따른 다양한 이익조정 of 유인을 찾기 위해 집중하였는데 반해, 지급준비금이 아닌 다른 이익조정 of 대안적 도구를 찾는 데는 비교적 미진하였다. 본 연구결과는 내부자본시장에서의 계열사 간 재보험이 그 도구로 이용되고 있음을 보여주고 있다.

<Table 6> Regression results from ICM effect on reserve error after crisis

$$\text{Abs. (Reserve Error)} = \beta_0 + \beta_1 * \text{Crisis} + \beta_2 * \text{ICM} * \text{Crisis} + \beta_3 * \text{NetAsset} + \beta_4 * \text{ROA} + \beta_5 * \text{Mutual} + \beta_6 * \text{Public} + \beta_7 * \text{Age} + \beta_8 * \text{ICM} + \beta_9 * \text{Geo-HHI} + \beta_{10} * \text{Busi-HHI} + \beta_{11} * \text{Longtail} + \beta_{12} * \text{Cat-Risk} + \epsilon$$

Variable	Column(1)	Column(2)	Column(3)
Crisis	-0.1853*** (0.0541)	-0.1706*** (0.0612)	-0.2335** (0.1055)
ICM * Crisis		-3.2074 (2.2038)	-3.1799 (2.2085)
NetAsset	0.0778*** (0.0142)	0.0784** (0.0319)	0.0795** (0.0320)
ROA	-0.3716 (0.6599)	-0.3720 (0.6917)	-0.3638 (0.6888)
Mutual	0.3589*** (0.0514)	0.3571*** (0.1216)	0.3573*** (0.1217)
Public	0.1482 (0.2378)	0.1550 (0.2914)	0.1986 (0.2991)
Age	-0.0106*** (0.0005)	-0.0105*** (0.0012)	-0.0106*** (0.0012)
ICM	-2.6560*** (0.7658)	-0.4994 (1.6815)	-0.4993 (1.6824)
Geo-HHI	0.3423*** (0.0731)	0.3408** (0.1704)	0.3415** (0.1707)
Busi-HHI	0.6372*** (0.2079)	0.6757 (0.4484)	0.6676 (0.4499)
Longtail	0.0932 (0.1348)	0.0908 (0.2133)	0.0918 (0.2149)
Cat-Risk	-0.6460*** (0.2318)	-0.7073 (0.4488)	-0.7098 (0.4509)
Constant	0.6750*** (0.1794)	0.6596* (0.3934)	0.6439* (0.4005)
Year fixed effect	No	No	Yes
Firm fixed effect	No	Yes	Yes
Pseudo R ²	0.0904	0.0913	0.0923
N	5417	5417	5417

Note: This table presents the regression results. The data is from all property-liability insurers' annual statutory filings of National Association of Insurance Commissioner's (NAIC) from 2000 to 2019. The variables are defined in Table 2. * p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01.

〈Table 6〉을 보면, 2008년 금융 위기 이후 지급준비금 오차율은 감소하였다(가설3-1). 이러한 결과는 1% 수준에서 통계적으로 유의하였다. 이는 회계처리에 있어 감독 당국의 투명하고 보수적인 부채추정 요구, 보험회사 내부적으로도 스스로 재무건전성과 안정성을 확보하기 위해 관행적으로 과대 혹은 과소 적립하였던 지급준비금을 좀 더 현실적으로 정교하게 추정하려는 필요 등의 요인 때문으로 분석된다. 또한, 금융 위기 이후에도 재보험을 통해 내부자본시장에서 위험을 많이 전가할수록 지급준비금 오차율이 낮아지는 음(=-3.21)의 관계가 지속되었고, 계수의 크기도 비슷한 수준이었다(가설3-2). 다만, 통계적 유의성이 확보되지 않아 금융 위기 이후에도 금융 위기 이전과 마찬가지로 재보험을 통한 내부자본시장이 지급준비금을 통한 이익조정에 대한 대안적 도구로 사용되고 있다고 해석하기 어렵다. 즉, 가설3-2는 기각되었다.

본 논문에서 제시된 모든 모형에서 회귀 분석 시, 변수들 간의 다중공선성(Multi-collinearity) 문제는 발생하지 않았다.

VII. 결론

본 논문은 여러 개의 계열사를 두고 있는 보험그룹이 그렇지 않은 개별 보험사와 비교할 때, 내부자본시장의 한 형태인 계열사 간 재보험 거래를 통해 이익조정을 관리하는지, 즉 내부자본시장이 지급준비금을 통한 이익조정의 대안적 도구로 사용되는지에 대해 분석하였다. 또한, 내부자본시장이 구체적으로 지급준비금 오차율과 어떠한 관계를 보이는지 실증 분석하였다. 기존의 선행연구들이 지급준비금을 통해 이익조정을 하는지와 그 유인에 대해 연구하였다면, 본 논문은 그러한 이익조정의 대안적 도구로 내부자본시장에 주목하여, 내부자본시장과 이익조정 간의 관계를 규명하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 여러 개의 계열사를 두고 있는 보험그룹은 그렇지 않은 개별보험사에 비해 지급준비금 오차율이 낮았다. 이는 보험그룹이 개별보험사와 비교하여 위험을 전가하고 재무건전성을 확보할 수 있는 여건이나 도구를 가지고 있음을 시사하고, 이로 인해 지급준비금의 과대 혹은 과소 적립할 유인이 작아지기 때문으로 해석된

다. 둘째, 계열사 간 재보험거래를 내부자본시장의 측정치로 사용하여 지급준비금 오차율과의 관계를 분석한 결과 내부자본시장을 이용하여 위험을 전가할수록 지급준비금 오차율이 낮았다. 이는, 내부자본시장을 통해 위험을 많이 전가한 보험사일수록 이를 통해 재무건전성을 확보하게 됨으로써 지급준비금의 과대 혹은 과소 적립을 통한 이익조정 의 유인이 감소하기 때문으로 풀이된다. 셋째, 금융 위기 이후에는 지급준비금 오차율은 감소하였다. 한편, 금융 위기 이후에도 재보험을 통해 위험을 많이 전가할수록 지급준비금 오차율이 줄어들었으나 통계적으로 유의하지 않아 내부자본시장이 금융 위기 이후에도 이익조정의 대안적 도구로 사용되고 있다고 해석하기는 어렵다.

본 논문은 지급준비금을 통한 이익조정과 보험그룹 내 내부자본시장과의 관계를 규명했다는 데 그 공헌점이 있다. 하지만, 내부자본시장의 거래 형태에는 배당, 지급보증, 자산양수도, 재보험, 자본증자 등 다양한 형태가 존재함에도 불구하고, 재보험거래 한 가지만을 측정치로 사용함으로써 그 한계가 있다. 재보험거래와 더불어 다른 내부자본시장 거래 형태도 독립변수로 추가하여 비교, 분석한다면 더욱 확실하게 내부자본시장과 지급준비금의 관계를 규명할 수 있을 것이다.

참고문헌

김호중·이석영 (2000), “손해보험회사의 자동차보험 지급준비금 적립행태에 관한 실증 연구”, **보험학회지**, 제55권, pp. 143-160.

(Translated in English) Kim, H., and S., Lee (2000). “Discretionary Accounting for Automobile Loss Reserves of Property-Liability Insurers”, *Korean Insurance Journal*, 55:143-160.

송인정·양용준 (2019), “손해보험회사의 재무건전성과 지급준비금 오차율 및 변동성에 관한 실증 연구: 2008년 금융위기를 중심으로”, **보험학회지**, 118권, pp. 31-60.

(Translated in English) Song, I., and Y., Yang (2019). “An Empirical analysis between insurers’ financial soundness and loss reserve error volatility: evidence from the 2008 financial crisis”, *Korean Insurance Journal*, 118:31-60.

오창수·변재용 (2015), “손해보험회사 지급준비금 적립행태에 관한 실증 연구”, **보험금융연구**, 제26권 제2호, pp. 33-58.

(Translated in English) Ouh, C., and J., Byon (2015). “A Study on Discretionary Accounting for Loss Reserve of Non-Life Insurance Companies”, *Journal of Insurance and Finance*, 26(2):33-58.

오태형·정홍주 (2005), “지급준비금을 이용한 손해보험사의 이익조정에 관한 연구”, **리스크관리연구**, 제16권 제2호, pp. 127-161.

(Translated in English) Oh, T., and H., Jung (2005). “An Empirical Study on the Earnings Management of the Property-Liability Insurers”, *Journal of Risk Management*, 16(2):127-161.

Anderson, D. R. (1971). “Effects of Under and Overvaluation in Loss Reserves”, *Journal of Risk and Insurance*, 98:585-600.

Beaver, W., McNichols, M., and K., Nelson (2003). “Management of the

- loss reserve accrual and the distribution of earnings in the property- casualty insurance industry”, *Journal of Accounting and Economics*, 347-376.
- Carson, J., E., Eastman and D., Eckles (2016). “Ratings: It’s Accrual World”, *Journal of Risk and Insurance*, 85:787-809.
- Eckles, D., M., Halek, E., He, D. Sommer and R., Zhang (2011). “Earnings Smoothing, Executive Compensation, and Corporate Governance: Evidence from the Property-Liability Insurance Industry”, *Journal of Risk and Insurance*, 78:761-790.
- Eckles, D., and M., Halek (2010). “Insurer Reserve Error and Executive Compensation”, *Journal of Risk and Insurance*, 77:329-346.
- Eckles, D., M., Halek and R., Zhang (2014). “Information risk and the cost of capital”, *Journal of Risk and Insurance*, 81:861-881.
- Fier, S., K., McCullough and J., Carson (2013). “Internal capital markets and the partial adjustment of leverage”, *Journal of Banking & Finance*, 37:1029-1039.
- Gaver, J., and J., Paterson (2001). “Earnings Management Under Changing Regulatory Regimes: State Accreditation in the Insurance Industry”, *Journal of Accounting and Public Policy*, 19:399-420.
- _____ (2004). “Do insurers manipulate loss reserves to mask solvency problems?”, *Journal of Accounting and Economics*, 393-416.
- Gertner, R., D., Scharfstein and J., Stein (1994). “Internal Versus External Capital Markets”, *The Quarterly Journal of Economics*, 109:1211-1230.
- Grace, E. (1990). “Property-liability insurer reserve error: A theoretical and empirical analysis”, *Journal of Risk and Insurance*, 28-46.

- Grace, M., and J., Leverty (2012). "Property liability insurer reserve error: Motive, Manipulation, or Mistake", *Journal of Risk and Insurance*, 351-380.
- Gramlich, J., P., Limpaphayom and S., Ghon Rhee (2004). "Taxex, Keiretsu Affiliation, and Income Shifting", *Journal of Accounting and Economics*, 37:203-228.
- Houston, J., C., James and D., Marcus (1997). "Capital Market Frictions and the Role of Internal Capital Markets in Banking", *Journal of Financial Economics*, 46:135-164.
- Kazenski, P., W., Feldhaus and H., Schneider (1992). "Empirical evidence for alternative loss development horizons and the measurement of reserve error", *Journal of Risk and Insurance*, 668-681.
- Lai, Yi-hsun (2018). "Forestalling capital regulation or maksing financial weakness?: Evidence from loss reserve management in the property-liability insurance industry", *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 50(2):481-518.
- Maksimovic, V., and G., Phillips (2002). "Do Conglomerate Firms Allocate Resources Inefficiently Across Industries? Theory and Evidence", *Journal of Finance*, 57:721-767.
- Nelson, K. (2000). "Rate Regulation, Competition, and Loss Reserve Discounting by Property-Casualty Insurers", *The Accounting Review*, 115-138.
- Niehaus, G. (2016). "Managing Capital via Internal Capital Market Transactions: The case of Life Insurers", forthcoming.
- Penalva, F. (1998). "Loss Reserves and Accounting Discretion in the Property- Casualty Insurance Industry", *Working Paper*, University of California at Berkeley.

- Petroni, K. (1992). "Optimistic Reporting in the Property-Casualty Insurance Industry", *Journal of Accounting and Economics*, 15:485-508.
- Petroni, K., and M., Beasley (1996). "Errors in accounting estimates and their relation to audit firm type", *Journal of Accounting Research*, 34:151-171.
- Powell, L., and D., Sommer (2007). "Internal versus external capital markets in the insurance industry: the role of reinsurance", *Journal of Financial Services Research*, 31:173-188.
- Powell, L., D., Sommer and D., Eckles (2008). "The role of internal capital markets in financial intermediaries: evidence from insurer groups", *Journal of Risk and Insurance*, 75:439-461.
- Rajan, R., H., Servaes and L., Zingales (2000). "The Cost of Diversity: The Diversification Discount and Inefficient Investment", *Journal of Finance*, 55:35-80.
- Scharfstein, D., and J., Stein (2000). "The Dark Side of Internal Capital Markets: Divisional Rent-Seeking and Inefficient Investment", *Journal of Finance*, 55:2537-2564.
- Shin, H., and R., Stulz (1998). "Are Internal Capital Markets Efficient?", *Quarterly Journal of Economics*, 113:531-552.
- Stein, J. (1997). "Internal Capital Markets and the Competition for Corporate Resources", *Journal of Finance*, 52:111-133.
- Smith, B. (1980). "An Analysis of Auto Liability Loss Reserves and Underwriting Results", *Journal of Risk and Insurance*, 47:305-320.
- Weiss, M. (1985). "The Multivariate Analysis of Loss Reserving Estimate in Property-Liability Insurers", *Journal of Risk and Insurance*, 199-221.
- Williamson, O. (1975). "Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust

Implications”, *A Study in the Economics of Internal Organization*,
(New York: Free Press).

Zhang, Chunyan (2014). “Loss Reserve Errors, Income Smoothing and Investment Income of Property Casualty Insurance Companies in the U.S.”, *Working Paper*, University of Wisconsin-Madison.

Appendix: 성향 점수 매칭법

성향 점수는 특정한 X 값을 갖는 변수가 처치를 받을 확률로서 Rosenbaum and Rubin(1983)에 의해 정의되었다.

$$p(X) \cong \Pr(D = 1 | X) = E(D | X)$$

where

$D = \{0, 1\}$: 처치를 받았는지 여부를 나타내는 지표

X : 처치를 받기 전의 다차원 벡터

X 로 정의된 집단에서 처치된 표본이 임의적이라면 1차원 변수인 $p(X)$ 의 값으로 정의된 집단에서 처치된 표본 역시 임의적이다(Rosenbaum and Rubin 1983). 결과적으로 i 로 표시된 모집단의 표본에 대하여, 만약 성향점수 $p(X)$ 가 알려져 있다면, 처치를 받은 표본의 평균 효과(Average effect of Treatment on the Treated; ATT)는 아래와 같이 추정될 수 있다.

$$\begin{aligned} \tau &= E(Y1i - Y0i | Di = 1) \\ &= E\{E(Y1i - Y0i | Di = 1, p(Xi))\} \\ &= E\{E(Y1i | Di = 1, p(Xi)) - E(Y0i | Di = 0, p(Xi)) | Di = 1\} \end{aligned}$$

where

$Y1i, Y0i$: 처치가 된 것과 안 된 것의 가상적 대응치의 잠재성과

* 성향 점수 매칭의 세 가지 방법

1. Nearest Neighbor Matching

τ 를 처치된 표본의 단위집합이라고 하고, C 를 통제된 단위집합이라고 할 때, $Y\tau_i$ 와 Yc_j 는 각각 처치된 집단의 관찰값과 통제된 집단의 관찰값이다.

$$C(i) = \underbrace{\min}_i \|p_i - p_j\|$$

$C(i)$ 는 처치된 표본 각 i 에 대한 추정된 성향점수 p_i 와 매칭된 통제집단의 집합이며, 이는 가장 가까운 값을 갖는 표본이 여러 개 있는 경우를 제외하고 단일값이다.

2. Kernel Matching

커널 매칭법의 추정량은 아래와 같이 주어진다.

$$\tau^K = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left\{ Y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)} \right\}$$

$G(\cdot)$ 는 커널 함수이며, h_n 은 Bandwidth parameter이다. 기준대역폭의 조건하에서, 커널은 아래와 같다.

$$\tau^K = \frac{1}{N^T} \sum_{i \in T} \left\{ Y_i^T - \frac{\sum_{j \in C} Y_j^C G\left(\frac{p_j - p_i}{h_n}\right)}{\sum_{k \in C} G\left(\frac{p_k - p_i}{h_n}\right)} \right\}$$

3. Stratification Matching

이 방식은 성향 점수를 추정할 때 사용되었던 같은 방법으로 구간(Block)을 설정한다. 설정된 구간(block)은 공변량들이 균일하며 처치된 표본에 대한 할당은 임의적이다. q 를 같은 성향 점수 평균값을 갖는 구간으로 설정하면, 각각의 구간에서 처치된 집단과 통제집단의 성과에 대한 평균값의 차를 아래와 같이 구할 수 있다.

$$\tau_q^S = \frac{\sum_{i \in I(q)} Y_i^T}{N_q^T} - \frac{\sum_{j \in I(q)} Y_j^C}{N_q^C}$$

$I(q)$ 는 각 구간의 집합을 의미하며 N_q^T 와 N_q^C 는 q 구간에 있는 처치된 집단과 통제집단의 표본수를 의미한다.

Abstract

This study examines the association between the insurers' internal capital markets and loss reserve errors of the U.S. Property and Casualty insurers with multiple subsidiaries for the period from 2000 to 2019. While previous studies have mainly focused on the effects of earnings management and motivation thereof, we use reinsurance transactions as a measure of the internal capital market to investigate its relation to earnings management through managers' over- and under-estimation of reserves. Our results are as follows. First, affiliated group insurers show smaller loss reserve errors implying an alternative earnings management tool, or internal capital markets. Second, insurers with greater level of reinsurance transactions have smaller loss reserve errors. This indicates that insurers that transfer the risk to affiliated reinsurers have an access to the internal capital markets and therefore have less incentives to earnings management.

※ **Key words:** Insurance company, Insurance accounting, Loss reserve, Income adjustment, Earning management, Internal capital market, Reinsurance

美國 Insider Trading 法理의 形成 過程에 대한 考察 *

- 1909년의 Strong v. Repide 判決부터 2022년의 Insider Trading 成文化 시도까지

A Study on the Process of Forming Jurisprudence of Insider Trading Law in the United States

- From Strong v. Repide Case in 1909 to Efforts to Enact Insider Trading Prohibition Act in 2022

최 자 유**

Choi Ja Yoo

미국의 내부자거래 법리는 증권거래위원회(Securities and Exchange Commission; SEC, 이하 'SEC'라 함)가 증권거래법 §10(b)와 증권거래법 규칙 10b-5를 해석하여 법원의 판결을 통해 법리로 확립되며 발전한다.

연방항소법원은 SEC v. Texas Gulf Sulphur Co. 에서 내부자거래가 증권사기임을 선언하고, 연방대법원의 Chiarella v. United States, Dirks v. SEC, United States v. O'Hagan 를 통해 법리가 발전한다. SEC는 新 유형 내부자거래에 대응하기 위해 내부자거래 법리의 확장을 지속 시도한다.

2022년 5월 현재 미국 의회에는 내부자거래 법리를 성문화하는 내부자거래 금지법(Insider Trading Prohibition Act)이 계류중이다.

50년 동안 발전시켜온 미국의 내부자거래 법리는 우리나라 자본시장의 공정성 회복을 위해 참고할 가치가 있다고 본다.

국문 색인어: 증권사기, 내부자거래, 비대면거래, 정보공개의무, 신인의무이론, 부정유통이론, 포괄적 사기금지 조항, 내부자거래 금지법, 증권 불공정거래, 미국 증권거래법

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B130320

* 본 연구 내용은 저자의 개인 의견이며, 소속 기관의 공식 견해가 아님을 밝힙니다.

** 변호사, 연세대학교 법학전문대학원 박사 과정(jy_choi@yonsei.ac.kr), 제1저자

논문 투고일: 2021. 12. 12, 논문 최종 수정일: 2022. 2. 20, 논문 게재 확정일: 2022. 5. 19

I. 서론

내부자거래(inside trading)는 미국의 주요 증권사기(securities fraud) 유형 중 하나로 2021 회계연도에 증권거래위원회(Securities and Exchange Commission: SEC, 이하 'SEC'라 함) 집행국(Division of Enforcement)이 취한 1,193건의 조치 중 47건(4%)이다.¹⁾ 미국법은 내부자거래를 구체적으로 명시하지 않으며, 내부자거래 법리는 SEC의 증권거래법(Securities Exchange Act of 1934: SEA, 이하 'SEA'라 함) 해석을 연방법원이 수용하여 형성된 판례법을 바탕으로 한다.

내부자거래의 정보공개 의무(duty to disclose)는 과거 보통법(common law) 체계에서도 대면거래(face-to-face transactions)의 신인의무(fiduciary duty)에 기초하여 일부 인정되었다. 1836년 앨라배마 대법원(Alabama Supreme Court)은 Spence v. Whitaker 에서 주식 가치에 대한 의도적 허위 표시나 적극적 진실 은폐는 사기에 해당하여 계약을 취소할 수 있다고 판시한다.²⁾ 이후 130년 간 대면거래에서 정보공개 의무가 일부 인정되었고, 공개시장의 비대면거래에서 정보공개 의무가 수용된 것은 1968년 SEC v. Texas Gulf Sulphur Co. 이후이며 일련의 판례를 통해 내부자거래 법리가 형성된다. SEC는 현재도 SEA의 적극적 해석을 통해 규제 범위를 확장한다. 의회는 2022년 5월 현재 판례법의 성문화를 시도한다.

본 연구는 내부자거래 법리의 형성 과정을 분석하며 내부자의 범위·정보의 중요성·정보의 미공개성을 중심으로 내부자거래 성립 요건을 고찰한다. 이어 미국 117대 상원³⁾에 계류 중인 내부자거래 금지법(Insider Trading Prohibition Act)의 내용을 검토한다. 이를 통해 우리나라 자본시장법의 미공개중요정보 이용의 규제 체계와 비교하여 대안을 제언한다.

1) SEC Press Release(2021. 11. 18), "SEC Announces Enforcement Results for FY 2021".

2) John, P. (2018). "Early Development of Insider Trading Law in the United States, Insider Trading : Law, Ethics and Reform", Cambridge University Press, p. 12, 11-24.

3) 2021. 1. 3. ~ 2023. 1. 3. 민주당 48석, 공화당 50석이지만 Bernard Bernie Sanders, Angus Stanley King, Jr.이 사실상 민주당으로 활동하고, Kamala Devi Harris 부통령이 상원의장이므로 민주당이 다수당으로 내부자거래 금지법의 통과가 기대된다.

II. 내부자거래⁴⁾⁵⁾ 법리의 형성 및 제재의 근거

1. 내부자거래 제재의 취지

본 연구에서 내부자거래는 상장 회사의 미공개중요정보(Non-Public Material Information)를 이용하여 증권을 거래하는 행위를 의미한다. 내부자거래는 경우에 따라 합법일 수도 불법일 수도 있다.⁶⁾ 내부자거래는 비대면인 증권시장의 특성상 피해자 없는 범죄로 여겨지기도 한다. 피해자를 특정하기 어렵고 상대방도 스스로 증권을 거래하였기 때문이다. 그러나 내부자거래의 본질은 행위자가 불공정한 이익을 취득한 것이며 시장 자체를 피해자로 보아야 한다.⁷⁾

증권사기는 자연적으로 발생한 범죄로 보기는 어렵고 자본시장이라는 가상의 세계를 규율하기 위해 인위적으로 규정된 범죄로 자본시장의 형성 이후 논의가 시작되었다. 주가조작이 제재 대상이 된 것은 나폴레옹 전쟁(Napoleonic Wars) 시기 드 베렝거(De Berenger)가 나폴레옹이 죽고 전쟁이 끝났다는 허위 사실을 유포하여 주가가 급등하자 주식을 처분한 베렝거 사건이 최초이다.⁸⁾ 증권범죄는 비대면적이고 피해자가 불특정 다수의 투자자이므로, 죄의식을 느끼지 못하고 범죄를 주도하거나 가담하기 쉬워 제재를 통해 행위의 유인을 제거해야 한다.

SEA 제정 이전 증권 거래는 주로 보통법이 규제하였다. 보통법은 내부자거래를 충분히 규율하지 않았고⁹⁾ ① 내부자거래 관련 내용은 보충적으로 적용되었고 ② 상반

4) 내부자(insider)가 주로 제재 대상이 되지만, 외부자(outsider)도 일정한 경우 제재 대상이다. 다만 미국은 내부자거래라는 용어를 사용하므로 본 연구에서 외부자의 미공개중요정보 이용을 고찰할 때에도 내부자거래라는 용어를 사용한다.

5) 우리나라 자본시장법은 '내부자거래' 대신 '미공개중요정보 이용' 이라고 하여 행위 실질에 기초한 규제를 한다. '장근영 (2018). "미공개정보의 인식과 이용 및 사전거래계획", 증권법연구, 19권 2호, p. 103, 101-133.' 의 내용을 참고하였다.

6) Investopedia, Guide to Financial Crime and Fraud - Insider Trading

7) Margaret Chew (1998). "The Adquacy and Efficacy of Civil Remedies for Insider Trading : A Comparative Critique", Singapore Journal of Legal Studies, Vol. 1998, pp. 337-338, 331-375.

8) 금융감독원 (2018). "자본시장 불공정거래 조사 30년사", 금융감독원 조사기획국, p. 8.

9) Thomas Lee Hazen (1982). "Corporate Insider Trading : Reawakening The Common Law", Washington Law Review, Vol. 39, p. 846, 845-860.

되는 계약 조항이 없는 경우 내부자거래는 허용되었으며 ③ 관리자나 회사에게 내부자거래를 허용하는 것이 바람직하다고 본다.¹⁰⁾ 대면하여 증권을 거래하는 경우 당사자 간 신인의무가 있으므로 중요정보를 공개하지 않으면 사기(fraud)로 책임을 부담할 수 있지만, 공개시장의 비대면거래는 중요정보의 공개 의무가 없다.¹¹⁾ 내부자거래 법리는 대면거래에서 회사의 고위 구성원(이사·임원 등)이 정보를 공개하도록 하는 보통법 체계에서 비대면거래에서 확장된 범위의 내부자(직원·정보수령자 등)를 규제하는 SEA 체계로의 발달이다.¹²⁾

SEA가 제정되고 1960년대 후반에 내부자가 중요정보에 기하여 증권을 거래하는 행위가 제재 대상이 된다. SEC는 추상적이고 모호한 언어를 자본시장의 공정성과 투자자 보호 관점에서 해석하여 내부자거래의 법리를 확립한다.

투자자가 시장에서 형성된 주가를 신뢰하고 시장에 참여하도록 하기 위해서는 공정한 시장을 조성해야 한다.¹³⁾ 대부분 국가는 내부자가 중요한 정보를 공개하거나 거래를 단념(disclose or abstain from trading) 할 것을 요구한다.

미국은 내부자거래를 금지하는 직접적 규정이 없고 내부자거래 법리는 의회가 제정한 성문법이 아닌 법원의 판례를 통해 형성한 것이다.¹⁴⁾ 증권사기를 조사하는 SEC는 추상적이고 모호한 언어를 해석하고, 법원은 그 해석을 판결이라는 언어로 표현하여 현재의 법리를 형성한다. 미국의 내부자거래 법리는 세계 각국으로 전파되었고,¹⁵⁾ 우리나라도 자본시장법 제174조에서 미공개중요정보 이용을 규제하고 제178조의2에서 2차 정보수령자도 규제한다. 미국과 달리 우리나라는 명문의 조항이 존재하여 법리 형성에서 법원의 역할은 제한적이었다.

10) Todd A Bauman (1984). "Insider Trading at Common Law", University of Chicago Law Review, Vol. 51, p. 839, 838-867.

11) Thomas Lee Hazen(주 9), op.cit., p. 852.

12) Mark J. Loewenstein·William K.S. Wang (2005). "The Corporation as Insider Trader", Delaware Journal of Corporate Law, Vol. 30, pp. 53-54, 45-78.

13) Insider News(2021. 8. 6), "What is insider trading and when is it illegal?".

14) SEC Speech(1998. 9. 19), "Speech by SEC Staff: Insider Trading - A U.S. Perspective".

15) 두호철 (2010). "내부자거래 관련 주요 판례의 동향 및 자본시장법상 미공개중요정보 이용 행위 금지규정", 일감 부동산법학, 5호, p. 140, 139-165.

2. 내부자거래 제재 근거 : 포괄적 사기금지 조항

내부자거래를 제재하기 위해서는 ① 내부자거래가 SEA 위반이라는 것이 인정되어야 하고 ② 규제의 인적 범위(내부자의 범위)·물적 범위(정보의 중요성)·시간적 범위(정보의 공개 시점)가 도출되어야 한다. 우리나라 자본시장법은 인적 범위·물적 범위·시간적 범위를 구체적으로 명시하지만¹⁶⁾ 미국 SEA는 이를 명시하지 않는다.

우리나라 자본시장법은 제174조에 근거하여 내부자거래를 제재하지만¹⁷⁾ 미국 SEA는 내부자거래를 제재하는 개별 규정은 존재하지 않고 포괄적 사기금지 조항(General, Catch-all, Anti-Fraud Provision)으로 불리는 SEA §10(b)에 근거하여 제재한다. SEA §10(b)는 증권외의 매매와 관련하여(in connection with the purchase or sale of any security) 조작적 혹은 사기적 수단(manipulative or deceptive device)을 이용(use or employ)하는 것을 금지하는 포괄 조항이다. SEA 입법을 주도한 Franklin Roosevelt의 고문 Thomas Corcoran은 포괄 조항의 의도는 명시되지 않은 유형의 증권사기를 예방하기 위한 목적이라고 하였다.¹⁸⁾

‘조작적 혹은 사기적 수단’의 해석이 핵심적 문제이고¹⁹⁾ 증권거래법 규칙(Rules and Regulations Under the Securities Exchange Act of 1934; Rule, 이하 ‘Rule’이라 함) 10b-5는 이를 구체적으로 정의한다. ① 타인을 속일 수 있는 수단(device)·기교(scheme)·계책(artifice) 사용 ② 중요 사실의 허위 표시·표시 누락 ③ 사기가 될 수 있는 행위·관행·업무의 수행을 의미한다. 2000년 8월 Rule 10b5-1·Rule 10b5-2가 추가되어 내부자거래를 명시한다.

16) 물적 범위는 ‘투자자의 투자판단에 중대한 영향을 미칠 수 있는 정보’로 규정하여 구체적 내용은 판례 이론을 통해 발달하였다.

17) 제178조의2 1항에 근거하여 2차 정보수령자 등에 대하여도 제재할 수 있다.

18) SEC Historical Society, “Fair To All People : The SEC and the Regulation of Insider Trading”.

19) 임재연 (2021). “자본시장법과 불공정거래”, 박영사, p. 216.

3. 내부자거래 제재를 위한 여정

가. 내부자거래 제재를 위한 SEC의 도전

1900년 이전까지 기업은 주주에게 정보를 거의 공개하지 않았고 주요 증권거래소 중 유일하게 뉴욕 증권거래소(New York Stock Exchange)가 기초적 수준의 정보를 공개하도록 하였으나 투자자 보호에 충분하지 않았다.²⁰⁾ 일부 비판도 있었으나 법원도 이사와 임원이 주주에게 어떤 신인의무도 부담하지 않고 회사에만 신인의무를 부담하므로 증권을 자유롭게 거래할 수 있다고 하였다.²¹⁾ 보통법은 사기에 근거하여 대면거래에서 일부 정보공개 의무가 인정되지만 제한적이고, 비대면거래는 정보공개 의무가 인정되지 않는다.²²⁾

1909년 내부자거래에 대한 연방대법원의 최초 판결 Strong v. Repide, 213 U.S. 419 (1909) 에서 내부자는 특별한 상황 혹은 특별한 사실(special circumstances or special facts)을 공개할 의무가 있다고 하였다. 이후 ‘특별한 사실의 원칙(special facts doctrine)’에 따라 ① 대면거래에서 이사나 임원은 특별한 상황이나 특별한 사실에 대한 정보를 공개해야 하고 ② 몇몇 주는 한 걸음 더 나아가 특별한 상황이나 특별한 사실인지 여부에 관계 없이 정보를 공개하도록 한다.²³⁾ 여전히 주류적 의견은 내부자는 미공개중요정보를 이용하여 증권을 거래할 수 있다는 것이었다.²⁴⁾

1933년 매사추세츠 대법원(Massachusetts Supreme Court)은 Goodwin v. Agassiz - 283 Mass. 358, 186 N.E. 659 (1933) 에서 호재성 정보(구리의 매장)를 지득한 이사가 정보를 숨긴 채 주식을 매수한 것에 대해 구리의 매장은 추측성 정보에 불과하여 특별한 사실의 원칙이 적용되지 않고, 비대면거래에서 이사·임원은 지위에 기하여 획득한 정보를 공개할 신인의무도 부담하지 않는다고 판시한다.²⁵⁾ 신인의

20) Michael A. Perino (2019). “The Lost History of Insider Trading”, University of Illinois Law Review, Vol. 2019, p. 985, 951-1004.

21) Ibid., p. 960.

22) Margaret Chew(주 7), op.cit., p. 343.

23) Barbara A. Ash (1988). “State Regulation of Insider Trading-A Timely Resurgence?”, Ohio State Law Journal, Vol. 49, pp. 399-400, 393-416.

24) Michael A. Perino(주 20), op.cit., p. 956.

25) Manning G. Warren III (2018). “A Birthday Toast To Texas Gulf Sulphur”, SMU

무를 부담하지 않으므로 정보를 공개하지 않는 것이 사기가 될 수도 없다.²⁶⁾ 대면거래에서 일부 인정되는 법리를 비대면거래로 확장을 거부하고 내부자거래는 사기에 해당하지 않는다고 선언한다. 내부자거래에 대한 SEC의 초기 접근은 이 판결을 변경하기 위한 것이다.²⁷⁾ SEC는 SEA §10(b)을 구체화하여 1948년 Rule 10b-5를 제정하며 내부자거래 법리를 발전시키게 된다.²⁸⁾

1961년~1964년 SEC 위원장을 역임한 William Lucius Cary는 SEA §10(b) 및 Rule 10b-5에 근거하여 내부자거래 제재를 시도한다. 내부자거래는 시장에 대한 투자자의 신뢰 훼손으로 투자 금액의 감소와 시장의 침체로 이어질 것이라 판단했기 때문이다. William Lucius Cary는 In the Matter of Cady, Roberts & Company의 행정 의견에서 내부자거래에 대한 SEC의 의견을 밝힌다. Rule 10b-5는 오해를 유발하거나 사기적 행위에 대한 광범위한 시정 조항(remedial provision)으로 보통법의 법리와 일치하지는 않는다.²⁹⁾ 여기서 ‘disclose or abstain rule’이 등장한다. SEC는 ‘access theory’를 통해 ‘내부자는 지위에 기하여 지득한 정보 중 외부에 알려져 있지 않으나 투자 결정에 영향을 미칠 수 있는 정보를 공개해야 한다.’ 는 원칙을 주장한다. 이는 현재까지 내부자거래의 본질적 내용이다.

나. SEC v. Texas Gulf Sulphur Co., 401. F.2d 833 (2d Cir. 1968) - 공개시장의 내부자거래에 대한 최초 제재

보통법에 따르면 대면거래에서 정보공개의무를 위반한 경우 사기적 행위가 될 수 있고 의무는 증권 매도자와 매수자가 신뢰관계에 있는 경우 발생한다.³⁰⁾ SEC v.

Law Review, Vol. 71, p. 988, 987-998.

26) Ibid., p. 989.

27) Michael A. Perino(주 20), op.cit., p. 964.

28) Richard J. Morgan (1982). “The Insider Trading Rule After Chiarella : Are They Consistent with Statutory Policy?”, Hastings Law Journal, Vol. 33, p. 1407, 1407-1439.

29) broad remedial provisions aimed at reaching misleading or deceptive activities, whether or not they are precisely and technically sufficient to sustain a common law action for fraud and deceit.

30) Richard J. Morgan(주 28), op.cit., p. 1432.

Texas Gulf Sulphur Co. 에서 공개시장의 비대면거래로 확대된다. 정보공개의무를 부담하는 자도 SEA §16(b)의 이사·임원·지배주주에 한정되지 않는다³¹⁾는 점이 확립된다.³²⁾

Texas Gulf Sulphur Co. 는 캐나다의 Ontario 지역을 탐사하였다. Kidd 55 구역에 광물이 풍부할 것으로 조사되었고 다양한 표본을 통해서도 확인된다. 사장의 지시에 따라 탐사단은 분석 결과를 외부는 물론 이사회에도 공개하지 않았다. 그 사이에 임직원과 지인이 주식을 매수한다. 언론에서 광물이 매장된 지역을 발견했다고 보도하자 회사는 1964. 4. 12. 이를 부인하고 4. 15. 분석 결과를 발표³³⁾한다.

SEC v. Texas Gulf Sulphur Co. 는 내부자거래가 SEA §10(b) 및 Rule 10b-5 위반이라고 선언한 최초의 판결이다.³⁴⁾ 연방항소법원은 경기장의 불공정성이 불가피한 것으로 여겨지거나 해소되지 않아서는 안된다고 한다.³⁵⁾ 내부자거래가 위법이라는 점은 확고히 정착되고, 내부자의 범위 등에 대한 논의가 이어진다.

정보소유이론은 10년 후 신인의무이론으로 대체되었으나,³⁶⁾³⁷⁾ 오늘날까지도 ① 정보의 중요성(materiality)을 판단하는 기본적인 기준인 합리적 투자자(reasonable investor) 관점 ② 정보가 확실한 것이 아니면, 중요성은 그 정보의 실현 가능성(probability of event)과 기대되는 중요성(anticipated magnitude)을 기준으로 판단하는 부분 ③ 정보가 시장에 널리 전파되고³⁸⁾ 투자자가 이를 검토할 때까지 공개되지 않은 것으로 간주되어야 한다는 부분은 여전히 유지된다.

SEC v. Texas Gulf Sulphur Co. 에서 연방항소법원³⁹⁾은 SEA §10(b) 및 Rule

31) The Rule is also applicable to one possessing the information who may not be strictly termed an 'insider' within the meaning of §16(b) of the Act

32) Richard J. Morgan(주 28), op.cit., p. 1415.

33) 혐의자는 1964. 4. 12. 부터 4. 16. 까지도 지속 거래하였다.

34) Lisa M. Fairfax (2018). "From Equality to Duty : On Altering the Reach, Impact, and Meaning of the Texas Gulf Legacy", SMU Law Review, Vol. 71, p. 732, 729-748.

35) inequities of an unlevel playing field should not be "shrugged off as inevitable in our way of life" nor remain uncorrected.

36) Marc I. Steinberg (2018). "Texas Gulf Sulphur at Fifty - A contemporary and Historical Perspective", SMU Law Review, Vol. 71, p. 637, 625-641.

37) Chiarella v. United States 에서는 내부자의 범위가 축소되었다.

38) 시대 상황을 고려한다. 1960년대 후반 Dow Jones Broad Tape 등이 해당한다.

10b-5를 근거로 내부자거래를 제재할 수 있다고 선언하였고, 내부자거래 법리는 사기금지 조항의 해석을 중심으로 발전한다.⁴⁰⁾

2000년 8월 SEC는 Rule을 일부 수정하여⁴¹⁾ 10b5-1에 중요한(material) 미공개(nonpublic) 정보(information)에 기반한(on the basis) 거래(the purchase or sale of a security of any issuer)를 규정⁴²⁾하여 내부자거래가 Rule 10b-5에 따른 제재 대상이 되는 것은 명확해진다.

SEA §10(b) 및 Rule 10b-5가 내부자거래 제재 근거가 될 수 있는지 자체가 논란의 대상이었다. 2000년에 이르러 Rule 10b5-1에 명문으로 내부자거래를 조작적 혹은 사기적 수단에 포함시켰기에 내부자거래의 범위에 대해서도 명문의 규정이 없었고, 현재의 법리는 법원의 판결 등을 중심으로 발전된 것이다. 우리나라의 미공개중요정보 이용 법리가 성문법을 중심으로 형성된 것과 대조된다.

다. 연방대법원의 축소 해석과 SEC의 대응

1972년 취임한 Lewis F. Powell Jr. 대법관을 중심으로 연방대법원은 내부자거래 제재와 관련한 SEC의 광범위한 권한에 의문을 제기하고,⁴³⁾ 이는 SEC의 권한 축소로 이어진다. Lewis F. Powell Jr. 는 SEC의 권한 확대를 SEC가 SEA §10(b) 및 Rule 10b-5를 활용하여 포괄적 조항의 모호한 언어를 확대 해석하여 합리적 해석의 한계(the edge of rationality)에 이르고 있다⁴⁴⁾고 비판한다.

39) 연방대법원은 상고허가(writ of certiorari)를 통해 연간 80건~100건 정도만 판단하는데 상고신청(Petition for Writ of Certiorari) 되었으나 허가되지 않았다.(Wendy G. Couture (2018). "Texas Gulf Sulphur : A Case Study on Responding to Market Rumors", SMU Law Review, Vol. 71, p. 677, 675-695. 을 참고하였다.)

40) Stephen J. Crimmins (2021). "Chapter 14. Insider Trading Investigations - SEC Compliance and Enforcement Answer Book", Practising Law Institute, p. 1.

41) Ibid., p. 1.

42) the purchase or sale of a security of any issuer, on the basis of material nonpublic information about that security or issuer, in breach of a duty of trust or confidence that is owed directly, indirectly, or derivatively, to the issuer of that security or the shareholders of that issuer, or to any other person who is the source of the material nonpublic information.

43) Adam C. Pritchard (2003). "Justice Lewis F. Powell, Jr. and the Counterrevolution in the Federal Securities Laws", Duke Law Journal, Vol. 52, p. 844, 841-949.

연방대법원은 *Chiarella v. United States* 에서 신인의무에 기해 내부자의 범위를 제한하고, *Dirks v. SEC* 에서 정보수령자 책임을 정보전달자가 개인적 이익을 취할 동기가 있는 경우⁴⁵⁾로 한정하여 SEC의 Rule 10b-5 해석에 제동을 건다.⁴⁶⁾

1980년대 경제 호황기에 M&A는 급증하고 내부자가 막대한 이익을 취득한다는 의혹을 받는다.⁴⁷⁾ 투자은행에서 근무한 Ivan Boesky는 M&A에 투자하여 300억 달러 규모 펀드를 운용하고 2억 달러 자산을 소유하여 미국의 부자 400위에 진입할 정도로 부를 축적하였으나 내부자거래로 인한 것임이 밝혀진다.⁴⁸⁾⁴⁹⁾ 의회와 여론은 내부자거래에 대한 강력한 규제를 요구하였으나 내부자거래를 축소 해석하는 대법원의 태도는 공정한 증권시장 회복과 투자자 보호에 적절하지 않았다. SEC는 Rule 10b-5의 적극적 해석을 시도한다.

Ⅲ. 내부자거래의 성립 요건

1. ‘내부자’ 조항의 부재

SEA §16는 회사의 이사·임원·10% 이상 주식을 소유한 주주에게 주요 거래 내역을 SEC에 보고하도록 하고, 단기매매차익(short swing profit) 반환 의무를 규정한다. 내부자거래에서 의미하는 내부자의 범위는 SEA §16보다 넓어 직원·정보수령자·가족 등이 모두 포함되고⁵⁰⁾ 지속 확대되고 있다.

내부자거래의 제재 근거는 수범자의 범위와 밀접한 관련이 있다. 내부자거래를 강

44) *Ibid.*, p. 930.

45) the motive of the insider, on whether the “insider personally benefited, directly or indirectly, from his disclosure.”

46) SEC Historical Society, *op.cit.*

47) New York Times News(2016. 12. 6), “Timeline : A history of Insider Trading”.

48) CNBC News(2020. 11. 28), “Meet Ivan Boesky, the 1980s Wall Street titan who inspired Hollywood — and ended up in jail”.

49) 1987년 SEC에 내부자거래를 시인한다. 2년의 징역을 복역하고, 1억 달러의 벌금을 지불하고, 영구적으로 증권 거래가 금지되었다.

50) SEC Insider Trading Policy.

력히 제재하려는 SEC는 수범자의 범위를 확대하고자 할 것이고 SEC의 권한을 견제하는 경우⁵¹⁾ 축소하고자 할 것이다.

우리나라는 1988. 1. 1. 시행 舊 증권거래법 제105조에서 내부자거래 금지 조항을 신설한다. 1991. 12. 31. 시행 舊 증권거래법 제188조의2에서 내부자거래 금지를 별도 조항으로 분리하고 내부자의 범위를 구체적으로 규정⁵²⁾한 이래 현재 자본시장법 제174조에서 규정한다. 내부자의 범위가 명확하게 규정되어 법 조항 자체의 위헌성이 문제되지 않는 한 제재 범위의 논란이 없는 장점이 있다. SEC는 新 유형 내부자거래에 SEA §10(b) 및 Rule 10b-5를 해석하여 대응할 수 있으나 자본시장법은 내부자의 범위를 명확히 규정하여 新 유형 내부자거래에 대응이 어렵다는 단점이 있다.

2. 회사 내부자(Insider)의 책임

가. 정보소유이론(Knowing Possession Theory)

공개되지 않은 정보의 소유자⁵³⁾는 정보를 공개하거나 거래를 회피할 의무가 있으므로 정보의 소유 자체가 책임의 근거라는 정보소유이론⁵⁴⁾이 있다. 누구든지 시장에 공개되지 않은 정보를 소유하면 내부자거래의 제재 대상이다.

일반 투자자에게 공개되지 않은 정보를 지득하고 있고 정보를 지득한 상태에서 거래하면 정보에 기하여 거래하는 것으로 보기에 제재 범위가 무한정 확장될 수 있다. SEC v. Texas Gulf Sulphur Co. 에서 정보소유이론이 수용되었으나 10년 후 Lewis F. Powell Jr. 대법관 등에 의하여 신인의무이론으로 대체된다.

51) 가령 Lewis F. Powell Jr. 대법관과 같은 경우를 의미한다.

52) 금융감독원(주 8), 앞의 책, pp. 46-47.

53) 내부자는 물론이고 모든 시장참가자를 포함한다.

54) 임재연(주 19), 앞의 책, p. 218.

나. 신인의무이론(Fiduciary Duty Theory)

정보의 소유자가 거래 상대방 혹은 회사나 주주에 신인의무를 부담하는 경우⁵⁵⁾만 제재 대상으로 보는 것이 신인의무이론이다.⁵⁶⁾ 신인의무이론은 후술할 부정유용이론과 대비하여 전통적 이론(traditional theory, classical theory)으로도 지칭된다.⁵⁷⁾

1) *Chiarella v. United States*, 445 U.S. 222 (1980)

A社가 B社에 대한 인수제안서(takeover bids)를 인쇄하기 위하여 *Pandick press*와 계약을 체결하였다. 인수제안서에 A社와 B社의 상호는 기재되지 않았으나, *Pandick Press*의 인쇄공 *Vincent Chiarella*는 B社의 상호를 추론하여 주식을 매수하였고 제안 사실의 공개 직후 주식을 매도하여 3만 달러의 이익을 획득한다.

연방항소법원은 *SEC v. Texas Gulf Sulphur Co.*의 정보소유이론에 기초한 정보의 평등(parity of information)보다 덜 광범위한 정보 접근의 동등성(equality of access to information)에 근거하여 유죄를 선고하였으나 *Lewis F. Powell Jr.*가 주도한 대법원의 다수 의견은 이를 반박하며 내부자 범위를 축소한다.

연방대법원은 정보공개 의무는 믿음과 신뢰의 관계(relationship of trust and confidence)가 있는 경우 인정되는데 *Chiarella*는 A社·B社의 내부자도 아니고 B社로부터 기밀 정보를 획득한 것이 아니기에 신인의무를 부담하지 않는다고 하였다. 미공개 시장 정보를 단순히 소유(mere possession of nonpublic market information)하는 경우 SEA §10(b)를 적용할 수 없다는 것이다.

신인의무의 수범자는 전통적으로 회사의 이사·임원·지배주주 등이었으나 현재는 회사에 고용되었거나 관련된 자 중 중요정보를 인지한 자로 확대되었고, 일시적으로 업무상 관계가 있는 변호사·회계사·은행직원까지 확대되었다.

55) 최초에는 *Chiarella v. United States*에서 사용한 표현에 따라 믿음과 신뢰의 관계 이론(Relationship of Trust and Confidence Theory)으로 불렸으나, *Dirks v. SEC*에서 신인의무라는 표현을 사용한 이후 신인의무이론(Fiduciary Duty Theory)으로 불린다. 임재연(주 19), 앞의 책, pp. 221-222. 을 참고하였다.

56) 임재연(주 19), 앞의 책, p. 221.

57) *Karen Schoen* (1999). "Insider Trading : The "Possession Versues Use" Debate", *University of Pennsylvania Law Review*, Vol. 148, p. 243, 239-284.

2) 신인의무이론의 보완

미공개중요정보 이용은 회사 외부자에 의하여도 발생한다. 외부자가 접근이 허용된 정보에 대한 비밀유지의무(duty of confidentiality)를 위반하여 유용하면 규제 대상이라는 부정유용이론은 외부자의 미공개중요정보 이용을 방지한다.

부정유용이론은 통상적으로 외부자가 제한적 용도(업무 등)로만 접근 가능한 중요 정보를 거래에 사용함으로써 고용주에 대한 의무를 위반하거나 포괄적 접근이 가능한 중요정보를 고용주의 허가 없이 유용한 것을 의미한다.⁵⁸⁾ 부정유용이론은 외부자가 업무상 지득한 비밀 정보를 유용하여 거래를 한 경우를 제재하기 위한 이론으로 신인의무이론과 부정유용이론은 상호 보완적 기능을 한다.⁵⁹⁾⁶⁰⁾

3. 회사 외부자(Outsider)의 책임

외부자의 책임은 ① 정보 원천에 대한 의무를 위반하여 거래하거나 ② 전달자가 의무에 위반하여 취득한 정보를 수령하고 이를 이용해 거래하거나 ③ 신인의무가 없는 상태에서 사기적 수단 등을 사용하여 정보를 탈취하는 경우도 발생할 수 있다.⁶¹⁾

가. 공개매수의 내부자거래 금지

공개매수라는 특별한 상황에서는 공개매수에 대한 정보의 불평등을 이용한 거래를 방지하기 위하여 별도 규칙이 적용된다.⁶²⁾

공개매수(tender offer)는 주주에게 주식을 특정 기간에 특정 가격으로 판매할 것을 권유하는 것으로 통상 시가보다 높은 가격을 제시한다. Rule 14e-3은 공개매수라는 특별한 상황의 내부자거래에 대응하는 수단이다.⁶³⁾ SEC는 Rule 14e-3을 회사

58) Stephen J. Crimmins(주 40), op.cit., p. 5.

59) Washington Legal Foundation Legal Pulse(2021. 9. 7), "SEC Takes a Crack at Expanding Misappropriation Theory to "Shadow" Insider Trading".

60) 연방항소법원이 United States v. Newman 664 F.2d 12(2d Cir. 1981) 에서 부정유용이론을 수용한 바 있으나, 연방대법원은 1984년에 부정유용이론을 수용하였다.

61) Stephen J. Crimmins(주 40), op.cit., p. 4.

62) 우리나라 자본시장법도 제174조 2항에서 공개매수에 대한 별도 규정을 둔다.

63) Jeff Lobb (1999). "SEC Rule 14e-3 in the Wake of United States v. O'Hagan:

내부자가 아닌 자가 공개매수와 관련된 정보를 공개하거나 거래를 단념하도록 규정할 것을 제안한다.⁶⁴⁾⁶⁵⁾

SEC는 연방대법원의 판결에 의해 Rule 14e-3의 실질적 의미가 결정될 것으로 보았다. 연방대법원이 SEC v. Texas Gulf Sulphur Co. 와 같이 정보소유이론에 따라 판단하면 Chiarella는 정보를 공개하거나 거래를 단념해야 하므로 Rule 14e-3의 실질적 의미가 없다.⁶⁶⁾ Chiarella v. United States 에서 연방대법원이 믿음과 신뢰의 관계를 제시한 이후 Rule 14e-3은 실제적 의미를 가지게 된다. 신인의무를 요건으로 하지 않는 Rule 14e-3의 적법성에 대한 의문이 제기되었으나, SEC는 연방대법원이 SEA §14(e) 및 Rule 14e-3에 대한 SEC의 권한을 제한할 수 없다고 한다.⁶⁷⁾ 공개매수자가 매수를 위한 실질적 조치의 착수 이후 관련 중요정보를 소유한 사람의 매수 대상 회사 증권 거래를 금지하는 Rule 14e-3은 Chiarella의 사례와 일치한다.⁶⁸⁾

United States v. O'hagan 에서 연방항소법원이 Rule 14e-3은 신인의무 위반을 요건으로 하지 않는 점 등을 근거로 SEC의 권한을 넘어선 위법한 규칙이라고 하였으나, 대법원은 SEC의 권한 범위에 속한다고 하였다.⁶⁹⁾

나. 부정유용이론(Misappropriation Theory)

로펌 Dorsey and Whitney의 변호사 James O'Hagan이 고객 Grand Metropolitan PLC가 Pillsbury Company의 지분을 인수한다는 사실을 이용⁷⁰⁾하여 증권을 매수하였다. 연방대법원은 United States v. O'Hagan, 521 U.S. 642(1997) 에서 전통적 신

Proper Prophylactic Scope and the Future of Warehousing”, William & Mary Law Review, Vol. 40, p. 1858, 1853-1884.

64) Samuel N. Allen (1981). “The Scope of the Disclosure Duty under SEC Rule 14e-3”, Washington and Lee Law Review, Vol. 38, p. 1059, 1055-1073.

65) Chiarella v. United States 이전까지는 정보소유이론에 따라 정보의 소유 자체에서 규제 근거가 발생한다고 보았기 때문이다.

66) Samuel N. Allen(주 64), op.cit., p. 1059.

67) Ibid, p. 1060.

68) SEC Historical Society, op.cit.

69) Jeff Lobb(주 63), op.cit., p. 1859.

70) 자문에 관여하지 않았으나 점심 시간에 우연히 논의를 듣고 인수 가능성을 인지한다.

인의무이론에 따르던 내부자의 범위를 부정유용이론에 따라 일부 외부자로 확대하여 정보 원천에서 획득한 미공개중요정보를 바탕으로 믿음이나 신뢰를 위반하여 거래하는 것을 금지한다. 정보소유이론이나 신인의무이론에 비해 규제 범위가 확대된다.⁷¹⁾

다. 정보수령자(Tippee)의 책임

우리나라 자본시장법은 제174조 미공개중요정보 이용과 제178조의2 시장질서 교란행위를 명확히 구분하여 2차 정보수령자는 미공개중요정보 이용 금지의무의 수범자가 아니며 공범이 성립하지도 않는다.⁷²⁾ 미국에서는 이를 구분하지 않는다.

내부자가 정보 전달 시 신인의무를 위반하였고, 정보수령자도 이를 알았거나 알아야 하면 정보의 공개 혹은 거래의 단념 의무를 부담한다.⁷³⁾ 1차 정보수령자에게서 정보를 획득한 원격 정보수령자(remote tippee)도 Rule 10b-5에 근거하여 규제된다. 원격 정보수령자는 정보가 신인의무를 위반하여 전달되었는지 여부를 알기 어렵다. 시시각각 변동하는 증권시장의 특성을 고려할 때 신인의무 위반 여부를 조사하도록 하는 것은 원격 정보수령자에게 과도한 의무를 부과하는 것이며 조사도 불가능하다. 원격 정보수령자가 신인의무를 위반하여 정보가 전달된 사실을 알았거나 알아야 하는지 증명도 어렵다.⁷⁴⁾

1) Dirks v. SEC, 463 U.S. 646 (1983)

보험회사에 대한 투자 분석 결과를 제공하는 회사의 임원 Raymond Dirks는 Equity Funding of America가 자산을 과다 계상하였다는 정황을 포착했고, 조사 과정에서 Equity Funding of America 주식을 보유한 투자자와 이를 논의한다. 투자자는 내부자 Raymond Dirks가 업무상 지득한 정보를 수령한 것이다.

71) SEC Historical Society, op.cit.

72) 대법원 2002. 1. 25. 선고 2000도90 판결; 1차 정보수령자가 정보를 수령하고 이를 막바로 이용하는 행위에 2차 정보수령자가 가담한 경우 공범이 성립할 수 있다. 1차 정보수령자의 거래가 전제된다. 대법원 2009. 12. 10. 선고 2008도6953 판결.

73) 정보수령자는 1차 수령자 이후의 원격 수령자까지 확대된다.

74) Austin J. Green (2017). "(Beyond) Family Ties: Remote Tippees in a Post-Salman Era", Fordham Law Review, Vol. 85, pp. 2798-2799, 2769-2802.

SEC는 내부자에게 정보를 수령한 누구든지 내부자의 의무를 승계(inherit)한다고 주장하였으나, 연방대법원은 내부자가 개인적 이익(personal benefit)을 취할 동기 등이 요구된다고 함으로써 범위를 축소한다. 동기는 내심의 의사로 혐의자가 자백하지 않으면 직접 증명하기 어렵고 외부에 나타난 사정을 통해 추단하는데 수사 기관에 비해 활용 가능한 수단이 제한적인 SEC의 조사에 어려움이 생긴 것이다.⁷⁵⁾

2) 정보수령자 책임의 근거에 대한 논쟁

정보수령자는 회사에 신인의무를 부담하지 않으나 신인의무를 부담하는 정보전달자로부터 정보를 획득하므로 수령자의 책임은 전달자에서 유래한다. 전달자가 회사의 신뢰를 위반하여 개인적 이익을 위하여 정보를 전달했고, 수령자가 이를 알았거나 알았어야 하는 경우 정보를 이용하면 수령자도 제재 대상이다.

정보전달자가 정보제공의 대가⁷⁶⁾를 받거나 친척이나 친구⁷⁷⁾에게 선물(gift)로 정보를 제공하면 개인적 이익이 있는 것으로 볼 수 있다.⁷⁸⁾

United States v. Newman, No. 13-1837 (2d Cir. 2014) 에서 연방항소법원은 친구나 친척에게 선물로 정보를 제공한 경우도 잠재적인 금전적 이익 혹은 그에 상응하는 이익이 증명되어야 한다고 하여 Dirks v. SEC 에서 잠시 이탈하였으나⁷⁹⁾ Salman v. United States, 580 U.S. (2016) 에서 연방대법원은 친구나 친척에게 정보를 제공하면 개인적 이익을 추단할 수 있다고 하여 Dirk v. SEC 를 재확인한다.⁸⁰⁾

United States v. Blaszczak, No. 18-2811 (2d Cir. 2019) 에서 검사는 기관의 비

75) SEC Historical Society, op.cit.

76) Newman v. United States 에서 대가는 객관적·결과적이며 최소한 금전적이거나 이에 상응하는 이익(exchange that is objective, consequential, and represents at least a potential gain of a pecuniary or similarly valuable nature)이어야 한다고 한다. 'Jon Eisenberg (2017). "Insider Trading Law After Salman", Harvard Law School Forum on Corporate Governance' 의 내용을 참고하였다.

77) Dirks v. SEC 이후 지인(acquaintance)은 friend로 인정될 수 있었으나 Newman v. United States 에서 특별히 밀접한 관계(meaningfully close personal relationship)라고 하였으며, 일상적 혹은 사교적(casual or social) 관계로는 충분하지 않다고 하였다. Jon Eisenberg(주 76) 을 참고하였다.

78) Stephen J. Crimmins(주 40), op.cit., p. 6.

79) 다만, 연방대법원이 Dirks v. SEC 에서 이탈한 것은 아니다.

80) Jon Eisenberg(주 76), op.cit.

밀 정보를 컨설턴트에 유출하여 헤지펀드에 전달되게 한 메디케어&메디케이드 서비스 센터 직원을 SEA §10(b)과 Code Title 18 §1343(wire fraud)·§1348(securities fraud)로 기소하고 연방항소법원은 Code Title 18은 개인적 이익을 증명할 필요가 없다고 판시한다. SEA가 개인적 이익을 위한 내부 정보 이용을 억제하여 시장의 자유로운 정보의 흐름을 촉진하기 위해 제정된 것이라면 Code Title 18의 사기는 횡령(embezzlement)에서 유래한 것이고, 의무 위반이나 개인적 이익의 취득과 무관하게 성립한다고 하여 요건을 완화한 것이다.

SEC는 Code Title 18에 따른 제재를 청구할 권한이 없다. 형사소송은 합리적 의심을 배제(beyond the reasonable doubt)할 엄격한 증거가 요구되지만 정보전달자의 개인적 이익을 증명할 필요는 없다. SEC가 수행하는 민사소송은 증거의 우월성(preponderance of evidence)으로 충분하지만 개인적 이익을 증명해야 하므로 민사 제재가 난해한 모순적 결과로 이어질 수 있다.⁸¹⁾

이는 연방대법원이 판결을 파기하고 연방항소법원으로 환송하며 좌절된다.⁸²⁾

라. 사기적 수단의 사용

우크라이나 해커 Oleksandr Ieremenko가 사기적 해킹 기술(deceptive hacking technique)를 이용하여 EDGAR⁸³⁾에 접속하여 공개되지 않은 수익 정보를 추출하여 정보가 공개될 때까지 6명의 개인 투자자와 2개의 기관 투자자와 함께 미공개 상태 정보를 거래에 이용하였다. 최소 157개 수익 정보를 확인하여 410만 달러 이익을 취득하였다.⁸⁴⁾ SEC와 연방항소법원은 수익 정보의 공개 전 이를 해킹하여 그 정보에 기해 거래한 경우 내부자거래로 제재할 수 있다고 하였다. 신인의무이론⁸⁵⁾이나 부정

81) Cleary Gottlieb Article(2020. 1. 13), "Second Circuit: Criminal Fraud Statutes Do Not Require Prosecutors to Show that Tipsters in Insider-Trading Cases Received a "Personal Benefit"".

82) Blaszczak v. United States, 2021 WL 78043 (Jan. 11, 2021).

83) Electronic Data Gathering, Analysis, and Retrieval system으로 SEC가 운영하는 공시 시스템이다. 우리나라의 금융감독원 DART 시스템과 유사하다.

84) SEC Press Release(2019. 1. 15), "SEC Brings Charges in EDGAR Hacking Case".

85) 해커가 회사와 신인의무를 부담한다고 보기는 어렵다.

유용이론⁸⁶⁾에 따르면 제재할 수 없으나 해커가 사기적 수단을 사용한 경우 포괄적 사기금지 조항을 적용할 수 있다. 해커가 단지 허가되지 않은 접근 권한을 획득하기 위해 시스템의 약점을 이용하였다면 사기적 수단이라 볼 수는 없고, 무엇이 사기적 수단인지 파악하는 것이 핵심이다.

마. 내부자 범위의 지속적 확대 시도

SEC는 내부자거래 규제 대상을 지속적으로 확대하는 시도를 한다. SEA §10(b) 및 Rule 10b-5의 포괄적 사기금지 조항으로 내부자거래를 규제하기 때문에 新 유형 증권사기에 탄력적인 대응이 가능하다. SEA 제정 당시 포괄적 사기금지 조항의 취지가 명시되지 않은 증권사기에 대한 대응이 가능하도록 함에 있었기에 내부자 범위를 지속 확대하는 SEC의 태도는 타인이 접근할 수 없는 정보에 접근하는 자는 언제든지 내부자에 포함될 수 있다는 강력한 경고를 하여 거래를 주저하게 하는 효과가 있다. 잠재적 내부자가 거래가 불법으로 판단될 수 있다고 생각하면 거래를 단념하게 되어 공정한 시장이 조성될 것이다.

제약 회사 Pfizer가 종양 치료 연구를 하는 바이오 제약 회사 Medivation을 인수한다는 정보를 지득한 Medivation의 사업개발 담당 부서장 Matthew Panuwat은 경제적으로 관련된(economically linked) 회사 Incyte의 주식을 매수하였다. 투자은행은 Medivation과 Incyte를 비교하였고 그는 Medivation이 Pfizer에 인수되면 Incyte의 주가가 상승할 것이라 판단하였다. Medivation이 Pfizer에 인수된다는 발표 직후 Incyte의 주가는 8% 상승하였고, Matthew Panuwat은 11만 달러의 이익을 획득하였다. Medivation의 내부자거래 정책은 Matthew Panuwat이 업무 수행 중 지득한 정보에 기하여 어떠한 상장회사의 주식도 거래할 수 없도록 규정하였다.⁸⁷⁾ SEC는 부정유용이론을 확대하여⁸⁸⁾ 내부자가 업무상 지득한 정보에 기하여 다른 회사의 주식

86) 해커가 정보에 대한 비밀유지의무를 부담한다고 보기는 어렵다.

87) SEC Press Release(2021. 8. 17), "SEC Charges Biopharmaceutical Company Employee with Insider Trading".

88) Thomson Reuters(2021. 10. 1), "SEC aggressiveness casts a shadow over corporate insiders".

을 거래한 경우도 SEA §10(b) 및 Rule 10b-5 위반에 해당한다고 판단한다.

신인의무이론에 따라 내부자를, 정보유용이론에 따라 외부자를 규제하며 증권시장의 복잡화 및 정보기술의 발달 등으로 발생하는 新 유형 증권사기는 내부자거래의 범위를 확장하는 방식으로 대응한다.

4. 정보의 중요성(Materiality)

내부자거래가 성립하려면 위반자가 중요정보(material information)를 이용해야 한다. 1960년대 후반까지는 내부자거래의 제재 정당성을, 이후는 내부자거래의 제재 근거(내부자의 범위)를 중심으로 논의가 이루어져 중요성에 대한 논의는 비교적 적다. 중요성은 합리적 투자자(reasonable investor)를 기준으로 주가를 변동시킬 수 있는지 여부 등을 판단하는 것으로 보인다.

투자자는 대부분 시세차익을 취득하기 위해 주식을 거래한다. 중요한 정보로 인정되려면 주가나 투자자의 투자 판단에 영향을 미칠 수 있어야 한다. 그 정보가 결정적 요소일 필요는 없고 투자자에게 중요한 의미를 가지는 것이면 충분하다. 수익의 증대한 변화·유상증자·기업의 인수합병·인허가·특허 등록·당국의 조사·중대한 분쟁의 발생·임원의 변경·새로운 제품의 출시·중요 거래처의 변동 등을 의미한다.⁸⁹⁾

중요성에 대한 명확한 기준은 없다. SEC는 특정 정보를 중요하다고 느낀다면 아마도 그럴 가능성이 높다고 하며 그 정보의 중요성을 확신할 수 없으면 긴급적 정보가 공개될 때까지 거래를 하지 않는 것이 타당하다고 밝히고 있다. 정보의 중요성을 판단할 권한은 SEC와 법원에 있기 때문이다.⁹⁰⁾

특정 정보를 ① 합리적 투자자가 투자 결정에 고려할 것 ② 공개 시 일반 투자자가 이용 가능한 정보의 총합(total mix)에 전반적 변동을 가져오는 것으로 볼 수 있는 상당한 개연성(substantial likelihood)이 있을 때 중요성이 인정된다.⁹¹⁾

89) SEC Insider Trading Policy.

90) 2013 Insider trading policy.

91) Joan MacLeod Hemingway (2012). "Just Do It! Specific Rulemaking on Materiality Guidance in Insider Trading", Louisiana Law Review, Vol. 72, p. 1008, 999-1054.

SEC v. Texas Gulf Sulphur Co. 에서 연방항소법원은 광물의 매장량, 실제 개발 여부 등 정보가 확정되지 않았어도 중요성은 사건 발생의 개연성(probability)과 중요성(magnitude)을 회사의 전체적 활동(totality of the company activity)을 고려하여 판단한다고 하였다.

합리적 사람(reasonable man)이 결정할 때 중요성을 부여(attach importance)하는지 여부에 따라 판단하며, 주가에 영향을 미치는지를 기준으로 한다.

1976년 연방대법원은 TSC Industries, Inc. v. Northway, Inc., 426 U.S. 438 (1976) 에서 누락 사실(omitted fact)이 공개되는 경우 합리적 투자자에게 이용 가능한 정보(information made available)의 총합이 바뀌어야 할 상당한 개연성이 있어야 한다⁹²⁾고 한다. 연방대법원이 검토한 일부 하급심은 합리적 주주가 중요하다고 고려할 수 있는 모든 정보⁹³⁾를 의미한다는 기준을 설정하였고 일부 하급심은 합리적 사람이 결정을 함에 있어 허위 표시 혹은 누락 사실에 중요성을 부여하는지 여부⁹⁴⁾를 기준으로 하였다.

Basic Inc. v. Levinson, 485 U.S. 224, 238 (1988) 도 중요성은 합리적 투자자가 은닉되거나 허위 표시된 정보(withheld or misrepresented information)에 의미(significance)를 부여하는지 여부에 따라 판단한다고 하였다.⁹⁵⁾

TSC Industries, Inc. v. Northway, Inc., Basic Inc. v. Levinson 는 중요성의 판단 기준을 제시하였으나 현실에 적용하기에 모호한 부분이 많다. 합리적 투자자나 정보의 총합과 같은 내용은 구체적 사실 관계에 의존하여 판단해야 하므로 중요성의 명확한 정의를 내리는 것은 어렵다.⁹⁶⁾ 모호한 기준을 제시하는 것이 때로는 타당할 수 있

92) An omitted fact is material if there is a substantial likelihood that a reasonable shareholder would consider it important in deciding how to vote... Put another way, there must be a substantial likelihood that the disclosure of the omitted fact would have been viewed by the reasonable investor as having significantly altered the "total mix" of information made available.

93) all facts which a reasonable shareholder might consider important.

94) whether a reasonable man would attach importance to the fact misrepresented or omitted in determining his course of action.

95) Mark J. Loewenstein (2018). "Thinking Fast and Slow About the Concept of Materiality", Colorado Law Scholar Commons, Vol. 71, p. 856, 853-868.

96) Joan MacLeod Hemingway (2003). "Materiality Guidance in the Context of

는데 잠재적으로 내부자거래를 시도하려는 자에게 명확한 기준을 제시하면 내부 정보를 활용한 거래가 증가하여 증권시장의 공정성을 해칠 수 있다. 기준이 지나치게 엄격하면 내부자의 책임이 대부분 인정되지 않을 것이고, 기준이 지나치게 완화되면 회사는 과도한 양의 정보를 공개하여 가치 있는 정보를 선별하기 어려울 것이다.⁹⁷⁾

중요성은 법에 명시할 수 없다. 우리나라 자본시장법도 ‘투자자의 투자 판단에 중대한 영향을 미칠 수 있는 정보’로 규정한다. 법원은 합리적 투자자가 유가증권의 매수·보유·처분을 결정하는데 중요한 가치가 있는 정보를 의미한다고 판시한다. 일반 투자자가 안다고 가정하면 유가증권 가격에 중대한 영향을 미칠 수 있는 사실이다.⁹⁸⁾ 중요한 정보의 종류를 구체적으로 열거하면 오히려 여기에 포함되지 않는 정보는 모두 내부자가 이용해도 된다는 것을 확인하는 것이 된다. 그렇다고 모든 상황을 예측하여 미리 중요한 정보를 예외 없이 나열하기도 어렵다. 내부자 스스로 중요할 수 있다고 판단하는 정보는 실제 중요할 수 있다고 우려하여 불공정하다고 판단되는 거래는 단념하도록 일종의 모호성을 유지하는 것이 타당하다.

5. 정보의 미공개성(Non-Publicity)

중요정보 생성 후 공개까지 내부자는 그 정보에 기하여 주식을 거래해서는 안 된다. 투자자가 정보를 검토할 시간이 필요하므로 정보가 공개되고 일정 시간 경과 후 미공개성이 해소된다. 보편적 전파 수단(연차보고서·사업설명서·언론보도·홍보자료·경제지 등)을 통해서 정보가 시장에 전파(calculated to reach the securities marketplace through recognized channels of distribution)되고, 투자자가 정보를 검토할 합리적 시간(a reasonable period of time to react to the information)이 요구된다. 공개 방식과 경과 시간에 대해서 법률에 규정되지 않았으나 언론에 보도되거나, SEC에 보고된 후 2 영업일(business day)이 경과한 이후라고 본다.⁹⁹⁾

Insider Trading: A Call for Action”, American University Law Review, Vol. 52, pp. 1152-1153, 1131-1212.

97) Ibid., p. 1154.

98) 대법원 2017. 1. 12. 선고 2016도10313 판결 등.

99) SEC Insider Trading Policy.

우리나라 자본시장법은 시행령 제201조에서 정보의 미공개성 해소를 위한 구체적 요건을 규정한다. 정보통신의 발달로 투자자들이 신속하게 정보를 획득할 수 있기에 2 영업일이 경과하기까지 거래를 금지하는 것은 타당하지 않다. 정보의 미공개성 해소는 우리나라 자본시장법이 선진적으로 보인다.

6. 정보의 이용 : 내부 정보에 기한(on the basis of) 거래

내부자가 거래 시점에 정보를 지득(was aware of)하고 있었다면 Rule 10b5-1에 의하여 정보에 기해(on the basis of) 거래한 것으로 추정되고, 내부자가 적극 항변(affirmative defense)하여야 한다. Rule 10b5-1(b), (c)의 사전거래계획을 제출하는 경우 제출 시점에 내부 정보를 보유하지 않았다면, 거래 시점에 내부 정보를 지득하더라도 내부자거래로 보지 않는다.¹⁰⁰⁾ 사전적으로 거래계획을 신고할 수 있는 제도가 있음에도 신고하지 않고 거래하면 내부자거래로 판단될 가능성이 높다.

사전거래계획에 따른 거래는 ① 계획 제출 당시 내부자가 정보를 소유하지 않아야 하며 ② 거래 수량·가격·일시를 명시하거나 결정할 방식(공식·알고리즘·프로그램)을 제시하거나, 내부자정보가 없는 제3자에게 전적으로 위탁하거나 ③ 계획에 따라 실제 거래가 이루어져야 하며, 수정되거나 취소되어서는 안 된다.¹⁰¹⁾

내부자가 정보를 이용하지 않았더라도 주식을 지속 거래하면 증권시장의 공정성에 대한 신뢰가 저하될 수 있다. 우리나라도 내부자의 사전거래계획 제도를 도입하여 사전거래계획에 따르지 않은 거래라면 정보를 이용하지 않은 사실을 내부자가 증명하도록 해야 한다. 주식을 매수한 내부자가 주가가 상승하면 주식을 매도하고자 할 수 있는데, 사전거래계획을 제출하여 매수 가격보다 일정 수준 상승하면 자동적으로 매도하고 반대로 주가가 하락해도 매도하지 못하게 하는 것이다.

100) 김갑래 (2019). “미국 주요주주 등의 내부자거래 사전신고 제도의 시사점”, 자본시장포커스 2019-11호, p. 2.

101) 2013 SEC Insider Trading Policy.

IV. 내부자거래 금지의 성문화 시도

미국 의회는 내부자거래 법리를 성문화하기 위한 시도를 하고 있다. 2021. 5. 18. 하원(House of Representatives)을 통과하고, 현재 상원(Congress) 은행·주택·도시 문제 위원회(Committee on Banking, Housing, and Urban Affairs)에 계류 중이다.¹⁰²⁾ 이는 형성된 법리를 성문화하는 것이다.¹⁰³⁾ 116대 상원에서 임기 만료로 폐기되었으나 민주당이 다수인 117대 상원에서는 통과가 기대된다.

중요성을 주가에 영향을 주거나 줄 것으로 예상되는 것¹⁰⁴⁾으로 규정하고, 절도(theft), 뇌물(bribery), 허위 표시(misrepresentation), 비밀 정보 획득(espionage), 컴퓨터 데이터(computer data)·지적재산권(intellectual property)·사생활(privacy) 관련 연방법 위반 방식의 정보 취득, 변환(conversion), 유용(misappropriation), 승인되지 않고 사기적 방법의 탈취(unauthorized and deceptive taking of such information) 등 新 유형 내부자거래를 포함하는 포괄적 금지를 규정한다.

disclose or abstain rule의 발생 근거를 신인의무 위반(a breach of any fiduciary duty), 기밀 유지 합의 위반(a breach of a confidentiality agreement), 계약 위반(a breach of contract), 행동 강령 혹은 윤리 정책 위반(a breach of any code of conduct or ethics policy), 개인적 이익(a direct or indirect personal benefit)을 위하여 믿음과 신뢰의 관계(relationship of trust and confidence)를 위반한 행위 등을 포함하여 정의한다. 정보수령자의 개인적 이익은 재산상 이익(pecuniary gain)·평판상 이익(reputational benefit)·친척이나 친구에 대한 정보 제공(a gift of confidential information to a trading relative or friend)으로 정의하여 친척이나 친구에게 정보를 제공한 경우 개인적 이익이 있는 것으로 인정¹⁰⁵⁾한다.

우리나라 자본시장법은 舊 증권거래법부터 내부자의 범위를 구체적으로 명시하였

102) H.R.2655 - Insider Trading Prohibition Act.

103) Reuters news(2021. 5. 19), "U.S. House passes insider trading bill".

104) from whatever source, that has, or would reasonably be expected to have, a material effect on the market price of any such security, security-based swap, or security-based swap agreement.

105) Dirks v. SEC 의 내용을 성문화 한 것이다.

다. 명시된 내부자의 범위를 넘어서는 규제할 수 없었고, 정보의 2차 수령자 등의 제재를 위해 시장질서 교란행위를 도입해야 했다. 내부자거래 금지법은 형성된 모든 법리를 성문화하기에 현재 시점에서 법적 공백은 없어 보인다. 성문법이 제정되면 연방 대법원에 의한 규제 범위 축소가 불가능하지만 예상하지 못한 고도화된 新 유형 증권사기가 등장할 수 있기에 성문화가 오히려 법리 확장을 저해하는 요소가 될 수 있다.

V. 결론

보통법 체계에 기초를 두고 있는 미국은 대면거래에서 내부자거래를 제한하는 법리를 형성하고 있었으나 SEA §10(b) 및 Rule 10b-5를 통하여 공개시장 비대면거래의 내부자거래 법리를 발달시킨다. 증권시장이 선진화되고 증권거래소를 통한 거래가 증가하면서 시장의 건전성과 공정성을 위해 내부자거래 규제는 필수적이다.

1968년 SEC v. Texas Gulf Sulphur Co. 에서 공개시장의 내부자거래가 증권사기로 인정된 이래 50년 동안 내부자거래 법리는 지속 발달하여 오늘날 대표적 증권사기 유형으로 인정되고 있다. 회사 내부자 규제에 중점을 두는 신인의무이론과 회사 외부자 규제에 중점을 두는 정보유용이론을 통해 내부자 범위의 큰 틀이 형성되었고, 新 유형 내부자거래에 대하여 SEC는 내부자거래 법리를 적극 확대하여 적용하려는 태도를 보이기도 한다.

현재의 내부자거래 법리는 의회가 아니라 법원에 의하여 형성된 것으로, 본 연구는 보통법에 기반한 1909년의 Strong v. Repide 부터 2022년 내부자거래 금지법을 통한 성문화 시도까지 법리 형성 과정을 고찰하였다.

우리나라 자본시장법도 미공개중요정보 이용을 규제하고 있으나 성문법을 통해 규제한다는 점에서 미국의 내부자거래 법리와 차이가 있다. 이러한 차이는 본질적으로 성문법 체계와 판례법 체계의 차이로 보인다. 우리나라는 의회의 주도로 법리가 형성되고 미국은 SEC와 연방법원의 주도로 법리가 형성된다. 내부자거래의 요건 중 중요성과 관련해서는 자본시장법과 미국의 내부자거래 법리 모두 주가에 중대한 영향을

미칠 수 있는 것으로 정의하여 모호성을 유지하는데 잠재적 위반자에게 일종의 가이드라인을 부여하지 않는다는 측면에서 타당하다. 미공개성은 자본시장법이 미공개성이 해소되는 시점과 방법을 명확히 하므로 선진적으로 보인다. 문제는 내부자의 범위이다. 미국은 포괄적 사기금지 조항을 근거로 내부자거래를 제재하고 있으며 이는 新 유형 증권사기에 대한 대응을 용이하게 한다. 자본시장법은 내부자의 범위를 명확히 한정하고 있어서 내부자 범위에 논란의 여지는 없으나 새로운 법리 형성 과정에서 금융당국과 법원의 역할이 제한적이다. 실제로 내부자거래를 조사·제재하는 기관에서 발견한 新 유형 내부자거래에 대한 적시성 있는 대응이 어렵다는 문제가 있다. 미국과 같이 내부자의 범위를 전적으로 금융당국과 법원의 해석에 맡길 수는 없더라도 최소한 내부자거래 법리를 참고하여 내부자의 범위를 확대할 필요성이 있다고 보인다. 시장의 신뢰를 확보하고 내부자가 오해를 받지 않고 주식을 매매할 수 있도록 사전거래계획 등의 도입이 필요하다.

전세계 증권시장의 시가 총액은 66조 달러이고 미국의 증권시장의 시가 총액은 40조 달러로 60% 정도를 차지한다.¹⁰⁶⁾ 증권사기의 규모도 상당할 수 밖에 없고 공정한 시장을 유지하고자 하는 미국 정부와 의회의 의지도 강력하다. 미국의 내부자거래 법리는 독보적 증권시장을 자랑하는 미국의 자본시장을 감시하는 SEC와 연방법원의 노력의 집약체이다. 미국에서 시행착오를 통해 형성한 법리를 타산지석(他山之石)으로 삼아 참고한다면 증권시장 발전에 활용할 수 있으리라 본다.

내부자거래는 자본시장의 공정성을 훼손하는 중대한 범죄로 혐의의 제기만으로도 투자자의 신뢰를 잃는다. 특히 외국인 투자자는 내부자거래에 민감하게 반응하여 혐의가 있는 기업에 투자하지 않으려 한다.¹⁰⁷⁾ 전세계가 자국의 주식시장에 외국인의 투자를 유치하려 하는 무한경쟁 시대에서 우리나라 자본시장에 대한 신뢰를 훼손하는 행위는 반사회적 중대 범죄이다.

2달 전 치뤄진 20대 대통령 선거의 주요 후보자 모두 자본시장의 공정성 회복에 많은 관심을 가지고 있고 ‘동학개미’의 보호를 위한 공약을 발표하였다.¹⁰⁸⁾ 이제 새

106) 한경 증권(2021. 7. 30), “원톱 굳히는 미국 증시…시가총액 글로벌 비중 60% 육박”.

107) 한경 증권(2022. 2. 7), “[단독] ‘내부자거래 수렁 빠진 에코프러비엠…이동채 회장 사퇴할 듯’.

108) 연합뉴스(2021. 12. 27), “‘동학개미 잡아라’…이재명·윤석열, 자본시장 공약 경쟁”.

로운 정부가 출범하며, '동학개미' 보호를 위한 제도 개선에 착수할 것이다. 자본시장의 발전을 위하여는 공정성을 회복하여 투자자에게 신뢰를 주어야 한다. 대표적 불공정거래인 내부자거래 제재의 강화를 위해서 여러 나라의 사례를 참고하게 될 것이며, 특히 미국의 사례는 중요하게 고려될 것이다.

참고문헌

- 금융감독원 (2018), “**자본시장 불공정거래 조사 30년사**”, 금융감독원 조사기획국.
 (Translated in English) Financial Supervisory Service (2018). 30 Years of Investigation on Unfair Trade in the Capital Market, Financial Supervisory Service Capital Market Investigation Planning Department.
- 김갑래 (2019), “미국 주요주주 등의 내부자거래 사전신고 제도의 시사점”, **자본시장 포커스**, 2019-11호.
 (Translated in English) Kim, K. (2019). “Implications of the US Regulation Regarding Insider’s Trading Plan and Filing”, *Capital Market Focus*, 2019-11.
- 두호철 (2010), “내부자거래 관련 주요 판례의 동향 및 자본시장법상 미공개중요정보 이용행위 금지규정”, **일감 부동산법학**, 5호, pp. 139-165.
 (Translated in English) Doo, H. (2010). “A Study on Case Related Insider Trading and Prohibition on Use of Material Non-public Information Under Financial Investment Service and Capital Market Act”, *Ilkam Real Estate Law Review*, 5:139-165.
- 임재연 (2021), “**자본시장법과 불공정거래**”, 박영사.
 (Translated in English) Lee, J. (2021). Capital Market Law and Unfair Trade, Pakyoungsa.
- 장근영 (2018), “미공개정보의 인식과 이용 및 사전거래계획”, **증권법연구**, 19권 2호, pp. 101-133.
 (Translated in English) Chang, K. (2018). “Awareness and Use of Material Nonpublic Information and Pre-arranged Trading Plans”, *The Korean Journal of Securities Law*, 19(2):101-133.

- Adam, C. (2003). "Justice Lewis F. Powell, Jr. and the Counterrevolution in the Federal Securities Laws", *Duke Law Journal*, 52:841-949.
- Austin, J. (2017). "(Beyond) Family Ties: Remote Tippees in a Post-Salman Era", *Fordham Law Review*, 85:2769-2802.
- Barbara, A. (1988). "State Regulation of Insider Trading-A Timely Resurgence?", *Ohio State Law Journal*, 49:393-416.
- Jeff, L. (1999). "SEC Rule 14e-3 in the Wake of United States v. O'Hagan: Proper Prophylactic Scope and the Future of Warehousing", *William & Mary Law Review*, 40:1853-1884.
- John, P. (2018). "Early Development of Insider Trading Law in the United States, Insider Trading : Law, Ethics and Reform", Cambridge University Press.
- Joan, M. (2003). "Materiality Guidance in the Context of Insider Trading: A Call for Action", *American University Law Review*, 52:1131-1212.
- _____ (2012). "Just Do It! Specific Rulemaking on Materiality Guidance in Insider Trading", *Louisiana Law Review*, 72:999-1054.
- Jon, E. (2017). "Insider Trading Law After Salman", Harvard Law School Forum on Corporate Governance.
- Karen, S. (1999). "Insider Trading : The "Possession Versues Use" Debate", *University of Pennsylvania Law Review*, 148:239-284.
- Lisa, M. (2018). "From Equality to Duty : On Altering the Reach, Impact, and Meaning of the Texas Gulf Legacy", *SMU Law Review*, 71:729-748.
- Manning, G. (2018). "A Birthday Toast To Texas Gulf Sulphur", *SMU Law Review*, 71:987-998.
- Marc, I. (2018). "Texas Gulf Sulphur at Fifty - A contemporary and Historical Perspective", *SMU Law Review*, 71:625-641.

- Margaret, C. (1998). "The Adquacy and Efficacy of Civil Remedies for Insider Trading : A Comparative Critique", *Singapore Journal of Legal Studies*, 1998:331-375.
- Mark, J. and William, K.S. (2005). "The Corporation as Insider Trader", *Delaware Journal of Corporate Law*, 30:45-78.
- Mark, J. (2018). "Thinking Fast and Slow About the Concept of Materiality", *Colorado Law Scholar Commons*, 71:853-868.
- Michael, A. (2019). "The Lost History of Insider Trading", *University of Illinois Law Review*, 2019:951-1004.
- Richard, J. (1982). "The Insider Trading Rule After Chiarella : Are They Consistent with Statutory Policy?", *Hastings Law Journal*, 33:1407-1439.
- Samuel, N. (1981). "The Scope of the Disclosure Duty under SEC Rule 14e-3", *Washington and Lee Law Review*, 38:1055-1073.
- SEC Speech (1998). "Speech by SEC Staff: Insider Traidng - A U.S. Perspective", (9. 19).
- ____ Press Release (2019). "SEC Brings Charges in EDGAR Hacking Case", (1. 15).
- ____ (2021a). "SEC Charges Biopharmaceutical Company Employee with Insider Trading", (8. 17).
- ____ (2021b). "SEC Announces Enforcement Results for FY 2021", (11. 18).
- SEC Historical Society, "Fair To All People : The SEC and the Regulation of Insider Trading".
- Stephen, J. (2021). "Chapter 14. Insider Trading Investigations - SEC Compliance and Enforcement Answer Book", Practising Law Institute.
- Thomas, L. (1982). "Corporate Insider Trading : Reawakening The Common Law", *Washington Law Review*, 39:845-860.

Todd, A. (1984). "Insider Trading at Common Law", *University of Chicago Law Review*, 51:838-867.

Wendy, G. (2018). "Texas Gulf Sulphur : A Case Study on Responding to Market Rumors", *SMU Law Review*, 71:675-695.

Abstract

The jurisprudence of insider trading law in the United States is established through the interpretation by the Securities and Exchange Commission(hereinafter referred to as 'SEC') on §10(b) of the Securities Exchange Act of 1934 and Rule 10b-5 confirmed by the court decision.

The United States Court of Appeals' decision on the SEC v. Texas Gulf Sulphur Co. declared insider trading a securities fraud in 1968. The Supreme Court's decision on the Chiarella v. the United States, Dirks v. SEC, and the United States v. O'Hagan further developed the jurisprudence of insider trading law. The SEC continues to expand the legal principles of insider trading to respond to new types of insider trading.

As of May 2022, the Insider Trading Prohibition Act is pending in the United States Congress to codify insider trading laws.

I believe that United States legal principles of insider trading are worthy of reference to restore fairness in the Korean capital market.

※ **Key words:** Securities Fraud, Insider Trading, Non-Face-to-Face Transactions, Duty to Disclose, Fiduciary Duty Theory, Misappropriation Theory, Anti-Fraud Provisions, Insider Trading Prohibition Act, Unfair Securities Trading, Securities Exchange Act of 1934

Corporate Innovation and Maturity Structure of Debt*

Jong-Bom Chay** · Dong-Gyum Kim***

Based on the theories related to the under-investment problems and information asymmetry, we hypothesize that the more active a firm is in innovation, the greater its use of short-term debt. To test this hypothesis, we use patents as a proxy for the outcome of successful innovative investments and examine the relationship between patents and the maturity structure of debt.

We find that, as predicted, more innovative firms rely more on short-term debt than less innovative firms do. Our results suggest that providing easier access to short-term debt markets is more important than improving access to long-term debt markets in terms of promoting innovation.

Key words: Patents, Innovation, Debt Maturity

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050700, B050703

* We are grateful to two anonymous referees for their valuable comments. Jong-Bom Chay gratefully acknowledges financial support from Samsung Research Fund(Sungkyunkwan University).

** First author: Professor, SKK Business School, Sungkyunkwan University (jbcHay@skku.edu)

*** Corresponding author: Korea Insurance Research Institute, Research Fellow (dgkim@kiri.or.kr)

논문 투고일: 2021. 4. 23, 논문 최종 수정일: 2022. 2. 28, 논문 게재 확정일: 2022. 5. 19

I. Introduction

Innovation encompasses activities that bring about benefits to the firms that develop them and to competing firms and consumers. According to McKinsey (2018), the average longevity of S&P 500 firms in the United States was 90 years in 1935, but it decreased to 14 years in the 2010s. Innovation activities are essential for firms to survive in the midst of a rapidly changing business environment. However, firms' uncertainty about the success of innovation efforts is a significant stumbling block. Given the amount of capital that is typically required in undertaking such projects, corporate managers can be reluctant to pursue innovation. As Bhattacharya and Ritter (1983) note, firms that invest in innovative projects tend to disclose minimal information about their projects for fear of a leak of sensitive information. Such a leak would increase the information asymmetry between insiders and outside investors, who would then tend to undervalue the firm. Accordingly, the firm often finds it difficult to raise enough funds to carry out innovation projects.

Early literature on finance and innovation documents the importance of public equity markets to financing innovation (Brown et al. 2009; Hall and Lerner 2010). Acharya and Xu (2013) find that publicly traded firms innovate more through high-quality patents than private firms do, especially in industries that tend to depend on external financing. This body of research points against using banks and debt issuance in financing innovation. However, more recently, evidence that banks play a pivotal role in financing innovative firms across a broad range of industries is growing (Cornaggia et al. 2015; Hochberg et al. 2018; Mann 2018; Mitkov 2020; Robb and Robinson 2014; Yi 2018). Kerr and Nanda's (2015) review emphasizes the importance of bank financing of innovation and states that how banks lend and monitor the

financing of innovation is an important and underexplored area of research.

Given the importance of debt financing for innovative firms and the typical difficulties in acquiring equity financing, this study focuses on the effect of firms' innovation activities on their choice of debt maturities. While extensive literature has studied the firm-level determinants of debt maturity and the effect of debt maturity on firms' value, few studies address the empirical determinants of debt maturity for innovative firms in particular.

We seek to fill this gap in the literature. Using Korean firms that are required to be audited by an external auditor, we empirically investigate the relationship between debt maturity and innovation. To our knowledge, this paper is the first to use innovation metrics based on patent data in Korea to explain the maturity structure of debt. Our results have implications for governmental regulatory bodies, financial institutions, and innovative firms. Supporting innovative firms that are financially constrained in achieving their optimal growth are important tasks for both government and financial institutions.

Our study's theoretical underpinning is agency costs, as analyzed by Jensen and Meckling (1976). If a firm has significant growth opportunities, a moral hazard problem can arise because the managers have capital at their disposal and can behave in ways that are not in the best interest of those who supply the capital. Therefore, the bondholders who supply debt financing for a firm that invests in projects that have such growth potential can demand a higher cost of capital. As Myers (1977) points out, in such a case, the firm may reject an innovative project with a high expected rate of return because most of its profits will benefit debtholders. A remedy is needed: For example, the bondholders and the managers (who act in the best interest of shareholders) can enter into a capital supply contract by which both parties can share the

benefit of a risky project with large growth opportunities, and using short-term debt can serve such a goal. Barnea et al. (1980) predict that firms that have significant growth opportunities will increase the relative weight of short-term debt because it offers financial flexibility and promotes future investment opportunities. Barclay and Smith (1995, p. 619) state that “a firm with more growth options in its investment opportunity set is likely to have less debt in its capital structure, and the debt it issues is likely to have shorter average maturity.” Aivazian et al. (2005) find that shorter debt maturity is associated with more investment for firms with significant growth opportunities.

Based on these arguments, this study focuses on the underinvestment problem in the context of agency conflicts between managers and debtholders. We predict that the more active a firm is in innovation, the more likely its use of short-term debt. To test this conjecture, we use patents as a proxy for a firm’s growth potential because patents represent the outcome of successful innovation investments. Specifically, we investigate the relationship between patents and the maturity structure of debt. Our sample covers all listed corporations and unlisted private firms whose financial statements were audited by external auditors in Korea from 1999 to 2014. Our sample is suited to studying the determinants of debt maturity because it contains a large set of private Korean firms that rely heavily on bank financing (Kim et al. 2011). We use patent applications (i.e., filings), patent registrations (i.e., grants), and patent citation counts.⁴⁾

Two-stage regressions, where leverage is determined simultaneously with debt maturity, reveal that more innovative firms rely more on shorter-term

4) Following the terminology used by the Korean Intellectual Property Office, we use “patent applications” to refer to patent filings and “patent registrations” to refer to patents granted.

debt. Our results are in line with the predictions of theories that focus on the underinvestment problem and information asymmetry. From the perspective of the government and financial institutions that want to promote corporate innovation, our results suggest that providing easier access to short-term debt markets is more important than improving access to long-term debt markets.

The rest of our paper is organized as follows. Section 2 briefly reviews the existing literature on the maturity structure of debt and sets up our hypotheses. Section 3 describes our data and reports on the empirical relationship between the number of patents held and the maturity structure of debt. Section 4 concludes the paper.

II. Hypothesis

Myers (1977) argues that short-term debt can mitigate the underinvestment problem caused by agency conflicts between debt holders and shareholders. Firms that have risky outstanding debt can reject new, potentially profitable projects and underinvest if substantial portions of the projects' payoffs would accrue to debtholders. Shortening the debt maturity reduces this underinvestment problem because it allows debt to be refinanced before the investment option expires. Myers predicts that, because firms with more growth opportunities face more underinvestment problems, they have incentives to use shorter-term debt. Consistent with this prediction, Barclay and Smith (1995), Guedes and Opler (1996), and Barclay, Marx, and Smith (2003) document a negative relationship between debt maturity and growth opportunities.

Titman and Wessels (1988) find that firms that have significant growth

opportunities tend to employ debt with maturities that are shorter than the duration of the investments. Repayment of debt before the investment project is completed can resolve the underinvestment problem. Flannery (1986) also claims that firms that have more growth opportunities prefer short-term debt to long-term debt, while firms that have fewer growth opportunities are characterized by a low degree of information asymmetry and are less sensitive to the choice between short-term and long-term debt. Flannery (1986) predicts that firms that do not have growth opportunities will resort to long-term debt. In summary, then, the literature predicts that innovative firms that have ample growth opportunities will favor shorter-term debt in an effort to attenuate the underinvestment problem. Therefore, we hypothesize that innovative firms prefer short-term debt over long-term debt.

The literature uses two proxies to capture innovation activities: R&D expenditures and patents (Fang et al. 2014; Lerner et al. 2011; Park 2021; Yim 2021; Seru 2014). The consensus is that patenting activity is a better proxy than R&D expenditures because patents reflect how effectively a firm has used its innovation input, while R&D expenditures measure only input activities and not the quality of innovation. Therefore, we use a firm's patenting activity to measure its innovation activities.

Firms that have significant growth opportunities prefer short-term debt to long-term debt, a preference that is likely to be revealed if these firms anticipate comparatively certain outcomes of their innovations. Therefore, instead of total patents applied for (i.e., patents filed), we consider the number of patents registered (i.e., patents granted) and the number of citations per patent granted as better proxies for a firm's innovation activities.

III. Variables for Empirical Tests

1. Dependent variable: Maturity Structure of Debt

To measure debt maturity accurately, we need to collect data on the maturity of each type of debt a firm issues and calculate a weighted average maturity of its debt. However, disclosure of information on a firm's debt in terms of its maturity is not mandatory in Korea, so it is not available. Instead, we use the proxy variables that allow us to secure the maximum number of firm-year observations: the ratio of non-current liabilities to total liabilities (DEBT1) and the ratio of long-term borrowing to total borrowing (DEBT2). Long-term borrowing is defined as total liabilities minus the items that are not related to borrowing, such as accounts payable and allowances. Our intention is to exclude items that are unrelated to borrowed funds that are raised by debt financing. Although DEBT2 is conceptually a better measure of debt maturity, using it as the dependent variable costs us a significant number of observations because of many missing observations, especially of unlisted firms.

2. Treatment variables: Innovation Activities Variables

Measures that represent innovation activities include R&D investment, the number of patent applications, and the number of patent registrations. Although the ratio of R&D investment (expenses) to total assets is the most widely used gauge of a firm's innovation activities, it does not represent successful innovation, as high R&D expenditures do not guarantee successful innovation and do a poor job in measuring innovations' quality. If managers spend too much on R&D without enhancing their innovations' quality, such

expenses can hinder innovation. Aghion et al. (2013) propose that patent-related variables is a better choice for measuring corporate innovation.

Patent registration involves a difficult process. In addition, there is a low probability of transforming a new invention into a successful product. A monopolistic market for an innovative product can limit profits when others mimic or steal its features (Teece 1986). Unlike R&D-related measures, patent-related measures provide information about the successful outcome of innovation, so their use is more appropriate in analyses of innovation activities. However, since patents differ in terms of economic value, we must also consider the quality of an innovation by examining citation counts and the country of registration, rather than relying only on the number of patents registered. For example, Trajtenberg (1990) weights citation counts to determine patent quality, and Putnam (1996) considers the country in which a patent application is filed. We employ both quantity- and quality-related measures of patents: Our measures for the quantity of patents are the number of domestic patent applications and the number of domestic patent registrations, and our measures for the quality of patents are the number of patent applications made in five or more G10 countries outside Korea, the number of patents registered in five or more G10 countries outside Korea, and the citation count. Specifically, we construct five variables that measure a firm's innovative output.⁵⁾ The first, APATD, is the cumulative number of patent applications made domestically by each firm from 1999 to the end of a given year. The second, RPATD, is the cumulative number of registered patents made domestically from 1999 to the end of each firm-year. The third, APATD, counts the cumulative number of patent applications made in five or more G10 countries outside Korea from 1999 to the end of each firm-year.

5) Definitions of these variables are provided in the Appendix.

The fourth, RPATF, is the cumulative number of registered patents made in five or more G10 countries from 1999 to the end of each firm-year. The last, CITED, counts the cumulative number of citations by other patents (i.e., non-self-citations received by each patent) from 1999 to the end of each firm-year. To avoid losing firm-year observations with zero values, we add 1 to the actual values of these variables when calculating the natural logarithm. Thus, all measures are calculated as $\ln(1 + measure)$.

3. Control Variables

We use several control variables that have been suggested in the debt maturity literature.

1) Firm Size

Large firms tend to have stable cash flows and more assets that can be used as collateral than small firms do, which allows them to carry more debt with longer maturities. Barclay and Smith (1995) and Stohs and Mauer (1996) document that debt maturity increases with firm size. Barclay and Smith (1995) reason that large firms enjoy scale economies in issuing public debt because of a large fixed component of issuance costs. Small firms tend to choose private debt because of its lower fixed costs and lower issuance costs. Therefore, small firms typically choose short-term bank debt over public debt. In addition, Barclay, Marx, and Smith (2003) find a nonlinear relationship between debt maturity and firm size. They observe that very large firms dominate short-term commercial paper issuances because of the large fixed costs of commercial paper programs. Accordingly, very large firms are likely to have shorter maturities of debt than those of medium-sized firms. Diamond

(1991) predicts such a nonlinear relationship between debt maturity and firm size. Therefore, we use both firm size and firm size squared as our control variables. We use the natural log of total assets, $\text{LN}(\text{TA})$, as a proxy for firm size. The expected sign of the coefficient for firm size is positive, but the expected sign of the coefficient for firm size squared is negative.

2) Leverage

Diamond (1991) theorizes that the higher the leverage, the larger the liquidity risk and predicts that firms that have high debt tend to favor long-term debt. Similarly, Morris (1992) argues that firms that are highly leveraged tend to issue long-term debt to delay their exposure to bankruptcy risk. Leland and Toft (1996) predict that optimal leverage depends on debt maturity, and when a firm relies on short-term debt, its leverage will be markedly low. In contrast, Dennis et al. (2000) argue that leverage and maturity should be inversely related to limit the agency costs of underinvestment, but the relationship between leverage and debt maturity is uncertain. This study defines “LEVERAGE” as the ratio of total liabilities to total assets.

In practice, decisions about leverage and debt maturity are made simultaneously, so both variables are determined endogenously. We address this endogeneity issue when we investigate the determinants of corporate debt maturity. We employ a two-step instrumental variable regression approach: We use return on assets, tangible asset ratio, and firm age as instruments to estimate leverage in the first stage regression, and the estimated leverage enters as a control variable in our second-stage debt maturity regressions.

3) Credit Quality

According to signaling theory (Flannery 1986), in a separating equilibrium, only high-quality firms can issue short-term debt to signal their quality because they can afford the transaction costs of rolling over short-term debt. Kale and Noe (1990) and Titman (1992) extend Flannery's equilibrium theory in predicting the same inverse relationship between a firm's credit quality and debt maturity, even without imposing transaction costs in raising short-term debt. However, Diamond (1991) suggests a non-monotonic relationship between debt maturity and the firm's credit rating by predicting that firms with very high and very low credit ratings choose short-term debt, whereas firms with medium ratings opt for long-term debt. We use Altman Z-score as a proxy for the quality of a firm's credit such that the higher the Z-score, the higher the quality of a firm's credit.

4) Asset Maturity

Myers (1977) states that firms can reduce default risk by matching asset maturity with debt maturity and predicts a positive relationship between asset maturity and debt maturity. Later studies offer supporting empirical evidence (Barclay et al. 2003; Guedes and Pler 1996; Ozkan 2000; Stohs and Mauer 1996). In a survey of 392 U.S. firms, Graham and Harvey (2001) find that matching debt maturity with asset maturity plays an important role in determining whether to issue short- or long-term debt. Therefore, we expect a positive relationship between debt maturity and asset maturity. Studies typically use the ratio between fixed assets and depreciation expenses as a proxy for asset maturity. However, given the lack of depreciation data for most of the unlisted firms in our sample, we define the "fixed asset ratio"

(FIXED ASSET) as fixed assets divided by the book value of total assets and use it as our proxy for asset maturity to compare with our measure of debt maturity.

5) Governance: Managerial Ownership

Datta et al. (2005) and Guney and Ozkan (2005) argue that managerial ownership has a negative effect on debt maturity based on agency conflicts between managers and shareholders. If managers' level of ownership of the firm is low, they will prefer long-term debt to avoid frequent monitoring from outsiders. The higher the level of managerial ownership, the more likely managers are to embrace short-term debt, as their incentives will be aligned with those of the shareholders. Because of data availability, we use the level of ownership of the largest shareholder (LARGE OWNERSHIP) as our measure of managerial ownership, as we assume that the largest shareholder's ownership includes manager's ownership in most of the private firms in our sample. For listed corporations, the largest shareholder's ownership reflects the intensity of monitoring, so it can be a reasonable proxy for the quality of corporate governance.

6) Debt Tax Shield: Marginal Tax Rate

Kane et al. (1985) show theoretically that optimal debt maturity is determined by a tradeoff between the debt tax shield and costs that are associated with debt issuance and bankruptcy. They find a negative relationship between the debt tax shield (i.e., the effective tax rate) and debt maturity but also that the cost of debt issuance is positively related to debt maturity. Hence, tax rates and debt maturity should be inversely related to

ensure that the tax benefits of debt are not less than the amortized flotation costs. Because it is difficult to estimate the effective marginal tax rate the firms in our sample face, we use taxes divided by total assets as our proxy for the debt tax shields (TAX).⁶⁾

4. Data

1) Sample Selection

We obtain general information on patents from the Korean Intellectual Property Office's website KIPRIS. The main data items we collect from KIPRIS are the date of patent application, the date of first disclosure to the public, the applicant's and inventor's names, and the date of patent registration. We supplement this data with various disclosures released by the Korea Exchange (KRX) and annual reports of firms. These data provide only general information about patent applications and registrations, often with missing observations. To get data on the quality of patents, we use the WISDOMAIN database, which contains information on citation counts per patent, number of applications for patents made outside Korea, patent ratings, and name of agency institutions.

We obtain corporate financial information from the TS2000 database (KOCOinfo) compiled by the Korea Listed Companies Association, which covers business reports of listed corporations and unlisted private firms that Korean law required be audited by external auditors. We also use the KIS-Value database compiled by NICE Credit Rating Co.

We select sample firms based on four criteria: (1) firms listed on the Korea Exchange (either on the main board KOSPI or the smaller board KOSDAQ) or unlisted private firms that Korean law requires be audited by an external

⁶⁾ This measure is used by Guedes and Opler (1996) and Kim and Kwon (2005).

auditor during the sample period (1999~2014); (2) manufacturing firms; (3) no firms that were either merged into other firms or delisted from the Korean Exchange; and (4) firms whose fiscal year-end is December 31. Our final sample contains 10,215 firms and 87,912 firm-year observations.

2) Descriptive statistics and correlations among variables

To minimize the effect of outliers, we winsorize all variables at the top and bottom 5% of each variable's distribution. Table 1 shows the descriptive statistics for the dependent and independent variables. Our first measure of debt maturity is DEBT1 (the ratio of non-current liabilities to total liabilities). DEBT1 for our sample is low, averaging 32.5 percent, so our sample firms hold much less long-term debt than short-term debt. Our second proxy for debt maturity is DEBT2 (the ratio of long-term borrowing to total borrowing). Although this measure seems to be a better proxy for debt maturity in principle, lack of data availability poses a significant challenge in empirical analyses. The data for short-term and long-term borrowing are not available for smaller firms, biasing the measure toward relatively large firms, as smaller firms make up about 44.5 percent of our sample and leave only 57,626 firm-year observations. Table 1 shows the mean for DEBT2 is 46 percent, which indicates that larger firms in our sample hold an average of 54 percent of their total borrowing as short-term debt. To maintain the maximum size of the sample given these data limitations, we perform empirical analyses using DEBT1 as our main proxy for debt maturity and report the results as our main findings. We also report the results using DEBT2 as a supplementary proxy for debt maturity, but we caution that they are biased toward the relatively larger firms in our sample.

Summary statistics for our main variables that measure patent-related activities are listed in Table 1. As it is difficult to obtain and maintain patents, the mean values of all patent-related variables are low and the median values are all zero. Clearly, the distributions of patent-related variables are right-skewed. For instance, the 75th percentile of the distributions is at zero for the two foreign-patent-related variables and citation counts. The first variable APATD (the cumulative number of patent applications made domestically) shows a mean value of 0.89. Since this value is calculated as $\ln(1+measure)$, it can be converted to a mean value of 1.44 (i.e., $measure = e^{\ln(1+measure)} - 1$) for raw observations of the measure, implying that on average, the firms in our final sample have cumulatively applied for 1.44 domestic patents from 1999 to the end of each firm-year. The second variable RPATD (the cumulative number of patents registered domestically) shows a mean value of 0.67, implying that on average, our sample firms have 0.95 cumulative domestic patents granted at the end of each firm-year. Similarly, converting the mean value of 0.20 for APATF, we find the average number of patents applied for outside Korea (i.e., in more than five G10 countries) is lower, at 0.22. The average number of patents registered outside Korea is only 0.15 after converting the median value of 0.14 for RPATF. The average citation count is 0.77 per firm-year after converting the mean value of 0.57 for CITED. Because the variables that carry patent counts, patents applied for, and patents registered are highly correlated with each other, we run regressions using each patent-related variable separately.

Panel C of Table 1 reports the summary statistics for the control variables. In our sample, the average firm has a leverage of 58 percent and a fixed asset ratio of 48 percent and has an age of 14.34 years since inception (for unlisted firms) or IPO date (for listed firms).

〈Table 1〉 Summary Statistics

This table reports the summary statistics for the debt maturity, innovation measures, and firm-level variables. The sample consists of 87,912 firm-year observations during the period from 1999 to 2014. Details of the measurements of all variables are given in the Appendix.

	Obs.	Mean	SD	25th Percentile	Median	75th Percentile
Panel A: Debt Maturity						
DEBT1	87,912	0.29	0.22	0.11	0.25	0.43
DEBT2	57,626	0.46	0.28	0.22	0.45	0.70
Panel B: Innovation Measures						
APATD	87,912	0.89	1.27	0.00	0.00	1.61
RPATD	87,912	0.67	1.10	0.00	0.00	1.10
APATF	87,912	0.20	0.66	0.00	0.00	0.00
RPATF	87,912	0.14	0.54	0.00	0.00	0.00
CITED	87,912	0.57	1.13	0.00	0.00	0.69
Panel C: Firm-Level Characteristics						
LEVERAGE	87,912	0.58	0.22	0.43	0.61	0.73
LN(TA)	87,912	23.47	1.43	22.6	23.33	24.22
Z SCORE	87,912	3.04	4.07	1.82	2.63	3.74
FIXED ASSET	87,912	0.48	0.19	0.35	0.49	0.62
LARGE OWNERSHIP	87,912	0.18	0.27	0.00	0.00	0.34
TAX	87,912	0.02	0.02	0.00	0.01	0.02
ROA	87,912	0.07	0.09	0.02	0.05	0.09
TANGIBILITY	87,912	0.38	0.20	0.23	0.37	0.53

IV. Empirical Results

1. Baseline Model

To determine whether corporate innovation affects debt maturity, we first estimate the following fixed-effect OLS (ordinary least squares) regression model:

$$Debt\ Maturity_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Patents_{it} + \theta' X_{it} + \mu_i + \tau_t + \epsilon_{it},$$

where i is the firm and t is the year.

The dependent variable ($Debt\ Maturity_{it}$) is the long-term debt ratio of firm i in year t . Our main independent variable ($Patents_{it}$) captures corporate innovation and is the natural logarithm of 1 plus the number of patents filed or granted to firm i . X_{it} is a vector of the control variables firm size, firm size squared, asset maturity, and tax (a proxy for debt tax shield). We include industry fixed effects using the variable μ_i to control for omitted industry-specific characteristics that are constant over time. The variable τ_t is year fixed effects to account for intertemporal variation that may affect the relationship between debt maturity and innovation. Standard errors are clustered at the industry and year levels.

Table 2 reports pooled OLS regression results for our baseline model using the full sample of 87,912 firm-year observations from 1999 to 2014. We use two measures of debt maturity (i.e., long-term debt ratio) as the dependent variable: DEBT1 (the ratio of non-current liabilities to total liabilities) and DEBT2 (the ratio of long-term borrowing to total borrowing). Because of many

missing observations for DEBT2, we have a much smaller sample of 57,626 for the regressions using DEBT2 as the dependent variable. For our estimation, we regress long-term debt ratios on the innovation variable RPTD (the cumulative number of registered patents awarded domestically), leverage, and the control variables. We include year and industry fixed effects. The results from the full sample using DEBT1 and DEBT2 as dependent variables are provided in Table 2. The coefficients on the cumulative number of registered patents awarded domestically (RPTD) are negative and statistically significant in both regressions, suggesting that an increase in innovation activities, as measured by patents, is associated with a decreased use in long-term debt. The coefficients on the control variables are generally consistent with existing empirical studies. The coefficients on firm size, LN(TA), Altman Z-Score, and asset maturity (FIXED ASSET) are positive and significant, while those on large ownership and marginal tax rates (TAX) are negative and significant. These results suggest that larger firms, firms that have a low probability of bankruptcy, and firms that have longer maturity of assets tend to have longer maturity of debt. Firms with a high proportion of shares held by the largest shareholder and firms that are subject to high tax rates are likely to favor short-term debt.

Next, we investigate differences in the maturity structure of debt between public and private firms and between firms listed on the main board and the minor board. Table 2 shows the results for sub-samples grouped according to the exchanges on which shares are listed and traded. KOSPI, the main board in Korea, is where stocks of relatively large firms are listed, and KOSDAQ is the smaller board, where stocks of smaller firms, including those in high-technology industries, are listed. Table 2 also reports the regression results for unlisted private firms. Recent studies document that firms that are

listed in different stock markets may show different investment strategies and innovation activities (Ha and Kim 2021; Kim and Nam 2019).

Agency theory, as proposed by Jensen and Meckling (1976), proposes that, on average, private firms suffer from fewer agency problems than larger firms do because they are often owner-managed or have highly concentrated ownership. These features motivate their owners to monitor management closely to maximize their firms' long-term value (Bhide 1993; Jensen 1989). Asker et al.'s (2015) empirical study documents that private U.S. firms are subject to fewer short-term pressures than publicly traded firms are. Their results show that, compared with private firms, public firms invest much less and are less responsive to investment opportunities, suggesting that short-term pressures on public firms can distort investment decisions. We examine systematic differences in innovation behavior among firms in different markets by dividing our full sample into three groups: public firms listed on the main board KOSPI, public firms listed on the minor board KOSDAQ, and unlisted private firms.

Table 2 shows that the coefficient on the cumulative number of registered patents (RPATD) is negative but not significant, indicating that, for firms listed on the main board KOSPI, the relationship between debt maturity and innovation activities is negative but not statistically significant. Similar results are found for firms listed in the minor board KOSDAQ, also reported in Table 2, with a negative but insignificant coefficient on RPATD. Finally, Table 2 shows that the results for unlisted firms are consistent with our main results from the full sample, with a negative and significant coefficient on RPATD. Thus, our subsample results in Table 2 suggest that our full sample result of a significant and negative relationship between debt maturity and innovation are mainly driven by unlisted private firms.

However, using OLS regressions can be problematic because decisions on debt maturity and leverage are typically made simultaneously. In addition, corporate debt maturity affects the relationship between leverage and corporate growth opportunities (Barclay et al. 2003; Johnson 2003; Kim et al. 2004; Kim and Kwon 2005; Park 2012; Shin 2013). We use a two-stage regression model to address these features and to control for omitted variables bias.

〈Table 2〉 Baseline regression results explaining debt maturity using variables for cumulative patents

This table presents the main analysis for the relationship between corporate innovative activities and debt maturity based on pooled OLS regressions. The sample consists of 87,912 firms during the period from January 1, 1999 to December 31, 2014. The dependent variables are measures of debt maturity: DEBT1 (non-current liabilities/total liabilities) and DEBT2 (long-term borrowing/total borrowing). The patent-related variable is RPATD (cumulative patents registered domestically). Further information on variables' definitions and data sources is provided in the Appendix. The figures in parentheses are robust standard errors. *, **, and *** denote significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

Independent Variables	Dependent Variable: DEBT1				Dependent Variable: DEBT2				
	Predicted Sign	Full Sample	KOSPI	KOSDAQ	Unlisted	Full Sample	KOSPI	KOSDAQ	Unlisted
RPATD	-	-0.0054*** (0.0017)	-0.0012 (0.0040)	-0.0016 (0.0046)	-0.0077*** (0.0021)	-0.0092*** (0.0031)	-0.0043 (0.0081)	-0.0087 (0.0081)	-0.0106*** (0.0036)
LEVERAGE	+/-	0.1364*** (0.0119)	0.1495*** (0.0506)	0.0158 (0.0291)	0.1508*** (0.0120)	0.3830*** (0.0200)	0.4684*** (0.1050)	0.2153*** (0.0578)	0.3839*** (0.0217)
LN(TA)	+	0.3378*** (0.0294)	-0.2986** (0.1308)	-0.0076 (0.0951)	0.4887*** (0.0350)	0.0370 (0.0506)	-0.1774 (0.2422)	-0.3627* (0.1885)	0.1371** (0.0647)
LN(TA) ²	-	-0.0068*** (0.0006)	0.0065*** (0.0025)	-0.0000 (0.0020)	-0.0100*** (0.0008)	0.0001 (0.0011)	0.0051 (0.0047)	0.0075* (0.0040)	-0.0019 (0.0014)
Z SCORE	+	0.0139*** (0.0015)	0.0055 (0.0058)	-0.0048* (0.0029)	0.0180*** (0.0014)	0.0756*** (0.0029)	0.0539*** (0.0158)	0.0450*** (0.0096)	0.0795*** (0.0031)
FIXED ASSET	+	0.4487*** (0.0089)	0.3895*** (0.0458)	0.3858*** (0.0293)	0.4571*** (0.0092)	0.5504*** (0.0148)	0.4596*** (0.0799)	0.4200*** (0.0591)	0.5615*** (0.0156)
LARGE OWNERSHIP	-	-0.0603*** (0.0040)	-0.0058 (0.0213)	-0.0241 (0.0179)	-0.0601*** (0.0041)	-0.0610*** (0.0062)	-0.0671 (0.0415)	-0.0355 (0.0297)	-0.0607*** (0.0065)
TAX	-	-0.7145*** (0.0559)	-0.5705** (0.2522)	-0.5225*** (0.1641)	-0.8071*** (0.0599)	-0.6305*** (0.1224)	0.5604 (0.4612)	-0.4017 (0.3911)	-0.7797*** (0.1345)
YEAR/INDUSTRY EFFECT	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations		87,912	4,696	6,853	76,363	57,626	3,151	4,220	50,255
R-Squared		0.1424	0.1355	0.1398	0.1514	0.1188	0.1051	0.1134	0.1256
Number of Firms		10,215	424	722	9,069	9,006	395	643	7,968

2. Two-Stage Least Squares Regression

Using unbalanced panel data, we estimate a linear regression model in which current or cumulative corporate innovation activities shape decisions related to the maturity of current corporate debt. As Barclay et al. (2003) point out, OLS estimates for leverage variables are prone to biases caused by endogeneity if debt maturity and leverage are determined simultaneously. Anecdotal evidence suggests that firms typically decide on the amount and maturity of debt at the same time, so the leverage and debt maturity variables are likely to be determined endogenously. To address the possibility of bias resulting from endogeneity, we employ the two-stage least squares (2SLS) regression analysis. In the first stage, we estimate leverage using return on assets and tangibility of assets as instruments. The instrumental variables are chosen based on previous research on the determinants of leverage (see, for example, Johnson 2003; Barclay and Smith 1995).

The essence of the instrumental-variable approach is to find exogenous variables that are uncorrelated with corporate patents but strongly correlated with the capital structure.

One such instrumental variable for leverage is the firm's profitability. Following Datta et al. (2005), we choose return on assets (ROA) as an instrumental variable that captures the firm's profitability. According to the pecking order theory of capital structure by Myers (1984), firms will prefer retained earnings (internal capital) to external financing. This implies that more profitable firms will have lower leverage. Therefore, return on assets is expected to be highly correlated with the leverage.

Our second instrumental variable for leverage is the tangibility of assets (TANGIBILITY), which is measured as the proportion of the value of property,

plant, equipment plus the value of inventory in total assets (Barclay et al. 2003; Johnson 2003; Rajan and Zingales 1995; Stohs and Mauer 1996). Using the tangibility of assets as an instrumental variable is justifiable in part because bankruptcy costs are an important determinant of the firm's leverage level, and tangible assets tend to reduce bankruptcy costs and increase leverage. In addition, asset tangibility and the maturity of assets are not highly correlated with the firm's investment opportunities.

In sum, our final choices of explanatory variables in the first stage of regression are the two instrumental variables (ROA and TANGIBILITY) and the control variables included in our baseline OLS model. Our choice is driven mainly by the availability of data items for our sample firms. We use the leverage ratio estimated in the first stage as an explanatory variable in the second stage to explain debt maturity.

Table 3 reports the results of the first- and second-stage regression from the instrumental variable approach with DEBT1 as the dependent variable. Results in Table 3 using the full sample are followed by three sets of subsample results. The coefficients estimated in the first-stage regression are significant in most cases.

The second-stage regressions results show that the coefficient for cumulative patents registered domestically (RPATD) is negative and significant at the 1% level in the full sample and in the subsample of unlisted firms. According to agency theory, firms with many growth options are likely to be affected by the underinvestment problem because of agency costs, which can be mitigated using short-term debt. Therefore, our results in this section support the agency cost hypothesis that debt maturity decreases with growth options. However, the coefficients for patents in KOSPI- and KOSDAQ-listed firms are not significant. Therefore the overall evidence appears to be driven

primarily by unlisted private firms.

Other control variables show coefficients that are similar to those reported in the earlier OLS analyses, which do not consider the interrelationship between leverage and debt maturity. As expected, the coefficient for the predicted leverage is positive and significant in most cases.

The estimated signs of the most of the control variables are in line with the predicted sign. Our regression results also indicate that the coefficient of leverage is significantly positive, so Korean firms favor long-term debt as their leverage ratios increase to avoid the liquidity risks that increase with leverage. This result is in line with earlier studies' predictions, such as those of Diamond (1991), Flannery (1986), and Leland and Toft (1996).

Firm size is positive and significant at the 1% level in all regression models, which is consistent with Barnea et al. (1980). From the perspective of agency costs associated with debt, large firms' bankruptcy risk is reduced because of diversified investments, and agency conflicts are less likely to be severe because of less information asymmetry between insiders and outside investors. These factors suggest that the larger a firm is, the greater amount of debt it can issue. Thus, large firms tend to rely more on long-term debt than on short-term debt.

The coefficient for asset maturity is positive and significant at the 1% level, suggesting that firms try to match the maturity of debt with asset maturity to reduce default risk and mitigate agency cost, which is the key idea behind the maturity-matching hypothesis.

Table 4 shows the results of the second-stage regressions with the ratio of long-term borrowing to total borrowing (DEBT2) as the dependent variable, proxying for debt maturity. The 2SLS results using DEBT2 are qualitatively the same as those obtained with DEBT1 (ratio of non-current liabilities to total

liabilities). The coefficients for patent activities are negative and significant at the 1% level for the full sample and the subsample of unlisted firms. Thus, the evidence supports the hypothesis that, as firms increase their numbers of patent applications and registrations, their reliance on short-term debt increases. However, this evidence seems to apply primarily to unlisted private firms.

Other control variables show coefficients that are similar to those reported in the previous analyses using DEBT1. The coefficient for leverage is significant and positive, suggesting that firms prefer long-term debt as their leverage increases and that firms tend to avoid long-term debt when their leverage ratios are high for fear of increased liquidity risk.

The coefficient for firm size is positive and significant at 1%, and the coefficient for the squared term of firm size is negative in all specifications. These results indicate that the relative reliance on long-term debt increases with firm size but decreases after firm size exceeds a certain level, after which the firm prefers short-term debt.

〈Table 3〉 2SLS regression results explaining debt maturity using patents and other firm-specific control variables: DEBT1

The table shows the second-stage regression results from a two-stage least squares regression model. The dependent variable for second-stage regression is DEBT1 (non-current liabilities/total liabilities). The patent-related variable is RPATD (cumulative patents registered domestically). The predicted leverage is from the first-stage regressions, where the dependent variable is LEVERAGE (total liabilities/book value of shareholder equity). The independent variables in the first-stage regressions are ROA (operating income/total assets), and TANGIBILITY (tangible assets/total assets). LN(TA) is the natural log of the firm's total assets in addition to all control variables in the second-stage regressions. Z-SCORE is Altman's (1968) Z-score, which is estimated by the following equation: $Z\text{-SCORE} = 1.2 \times (\text{working capital} / \text{total assets}) + 1.4 \times (\text{retained earnings} / \text{total assets}) + 3.3 \times (\text{earnings before interest and tax} / \text{total assets}) + 0.6 \times (\text{market value of equity} / \text{total liabilities}) + 1.0 \times (\text{sales} / \text{total assets})$. FIXED ASSET is the ratio of fixed assets to total assets. LARGE OWNERSHIP is the equity ownership of the largest shareholders. The number of observations is based on available data for all variables for 87,912 public and private firms that Korean law required be audited by external auditors and were listed on the KOSPI or KOSDAQ market from 1999 to 2014. The figures in parentheses are industry-year two-way clustered standard errors. *, **, and *** denote significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

Independent Variables	Full Sample		Listed Firms: KOSPI		Listed Firms: KOSDAQ		Unlisted Firms	
	First Stage (LEVERAGE)	Second Stage DEBT1	First Stage (LEVERAGE)	Second Stage DEBT1	First Stage (LEVERAGE)	Second Stage DEBT1	First Stage (LEVERAGE)	Second Stage DEBT1
RPATD		-0.0053*** (0.0011)		-0.0012 (0.0023)		0.0039 (0.0037)		-0.0062*** (0.0015)
LEVERAGE (Predicted)		1.0213*** (0.0457)		0.0742 (0.0970)		1.3913*** (0.1909)		1.2182*** (0.0521)
LN(TA)	-0.1539*** (0.0091)	0.4467*** (0.0181)	-0.2254*** (0.0520)	-0.3119*** (0.0733)	-0.2011*** (0.0317)	0.1958*** (0.0713)	-0.1288*** (0.0112)	0.5926*** (0.0231)
LN(TA) ²	0.0032*** (0.0002)	-0.0090*** (0.0004)	0.0043*** (0.0010)	0.0068*** (0.0014)	0.0038*** (0.0007)	-0.0038** (0.0015)	0.0027*** (0.0002)	-0.0122*** (0.0005)
Z-SCORE	-0.0596*** (0.0003)	0.0700*** (0.0029)	-0.0272*** (0.0009)	0.0033 (0.0032)	-0.0641*** (0.0010)	0.0851*** (0.0126)	-0.0632*** (0.0003)	0.0896*** (0.0036)

FIXED ASSET	-0.2026 ^{***} (0.0047)	0.5381 ^{***} (0.0072)	-0.1223 ^{***} (0.0187)	0.3835 ^{***} (0.0241)	-0.1975 ^{***} (0.0149)	0.5103 ^{***} (0.0291)	-0.2259 ^{***} (0.0051)	0.5813 ^{***} (0.0086)
LARGE OWNERSHIP	-0.0073 ^{***} (0.0016)	-0.0547 ^{***} (0.0031)	-0.0250 ^{**} (0.0119)	-0.0085 (0.0167)	-0.0805 ^{***} (0.0081)	0.0866 ^{***} (0.0228)	-0.0019 (0.0017)	-0.0594 ^{***} (0.0034)
TAX	0.1539 ^{***} (0.0280)	-0.4647 ^{***} (0.0487)	-0.0666 (0.1246)	-0.6293 ^{***} (0.1741)	0.1791 ^{**} (0.0836)	-0.6938 ^{***} (0.1666)	0.2139 ^{***} (0.0304)	-0.5557 ^{***} (0.0551)
ROA	-0.2124 ^{***} (0.0065)		-0.3925 ^{***} (0.0282)		-0.0385 ^{***} (0.0166)		-0.2135 ^{***} (0.0073)	
TANGIBILITY	0.1226 ^{***} (0.0046)		0.0488 ^{***} (0.0182)		0.1666 ^{***} (0.0154)		0.1305 ^{***} (0.0049)	
YEAR/INDUSTRY EFFECT	YES							
Observations	87,912	87,912	4,696	4,696	6,853	6,853	76,363	76,363
Number of Firms	10,215	10,215	424	424	722	722	9,069	9,069
R-Squared	0.5086	0.0763	0.4208	0.1895	0.6332	0.0131	0.5188	0.0747
F Value	13.86		18.84		8.88		5.80	

〈Table 4〉 2SLS regression results explaining debt maturity using patents and other firm-specific control variables: DEBT2

The table shows the second-stage regression results from a two-stage least squares regression model. The dependent variable for second-stage regression is DEBT2 (long-term borrowing/total borrowing). The patent-related variable is RPATD (cumulative patents registered domestically). The predicted leverage is from the first-stage regressions, where the dependent variable is LEVERAGE (total liabilities/book value of shareholder equity). The independent variables in the first-stage regressions are ROA (operating income/total assets) and the TANGIBILITY (tangible assets/total assets), in addition to all control variables in the second-stage regressions. LN(TA) is the natural log of the firm's total assets. Z-SCORE is Altman's (1968) Z-score, which is estimated by the following equation: $Z\text{-SCORE} = 1.2 \times (\text{working capital} / \text{total assets}) + 1.4 \times (\text{retained earnings} / \text{total assets}) + 3.3 \times (\text{earnings before interest and tax} / \text{total assets}) + 0.6 \times (\text{market value of equity} / \text{total liabilities}) + 1.0 \times (\text{sales} / \text{total assets})$. FIXED ASSET is the ratio of fixed assets to total assets. LARGE OWNERSHIP is the equity ownership of the largest shareholders. The number of observations is based on available data for all variables for 57,626 public and private firms that Korean law required be audited by external auditors and that were listed on the KOSPI or KOSDAQ market from 1999 to 2014. The figures in parentheses are industry-year two-way clustered standard errors. *, **, and *** denote significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively

Independent Variables	Full Sample		Listed Firms: KOSPI		Listed Firms: KOSDAQ		Unlisted Firms	
	First Stage (LEVERAGE)	Second Stage DEBT2						
RPATD	-0.1876***	-0.0116***	0.0019	-0.0098*	-0.0095***	(0.0029)	(0.0029)	(0.0029)
LEVERAGE (Predicted)	2.9624***	3.0723***	3.0723***	1.3488***	2.7750***	(0.1339)	(0.1339)	(0.1339)
LN(TA)	-0.1876***	0.4255***	-0.3203***	0.5876**	-0.1194***	0.3374***	0.3374***	0.3374***
LN(TA) ²	(0.0109)	(0.0454)	(0.0466)	(0.2954)	(0.0411)	(0.1320)	(0.0140)	(0.0519)
Z-SCORE	0.0037***	-0.0073***	0.0058***	-0.0084	0.0050***	0.0024	0.0024***	-0.0057***
	(0.0002)	(0.0010)	(0.0009)	(0.0054)	(0.0009)	(0.0027)	(0.0003)	(0.0011)
	-0.0919***	0.3190***	-0.1098***	0.3450***	-0.1177***	0.1678***	-0.0874***	0.2977***
	(0.0006)	(0.0128)	(0.0021)	(0.0857)	(0.0019)	(0.0220)	(0.0006)	(0.0124)

FIXED ASSET	-0.2953 ^{***} (0.0056)	1.0056 ^{***} (0.0271)	-0.3208 ^{***} (0.0196)	1.1592 ^{***} (0.2162)	-0.3174 ^{***} (0.0178)	0.6257 ^{***} (0.0544)	-0.2952 ^{***} (0.0061)	0.9765 ^{***} (0.0267)
LARGE OWNERSHIP	-0.0047 ^{***} (0.0017)	-0.0485 ^{***} (0.0065)	-0.0185 [*] (0.0105)	-0.0210 (0.0455)	-0.0503 ^{***} (0.0085)	0.0204 (0.0274)	-0.0002 ^{***} (0.0018)	-0.0600 ^{***} (0.0064)
TAX	0.5994 ^{***} (0.0356)	-1.9522 ^{***} (0.1439)	0.7016 ^{***} (0.1155)	-1.0834 (0.6675)	0.7912 ^{***} (0.1088)	-1.5488 ^{***} (0.3758)	0.5709 ^{***} (0.0396)	-1.7658 ^{***} (0.1449)
ROA	-0.0563 ^{***} (0.0081)		-0.0465 [*] (0.0267)		0.1996 ^{***} (0.0219)		-0.1003 ^{***} (0.0092)	
TANGIBILITY	0.1446 ^{***} (0.0053)		0.0896 ^{***} (0.0178)		0.2030 ^{***} (0.0173)		0.1459 ^{***} (0.0058)	
YEAR/INDUSTRY EFFECT	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	57,626	57,626	3,151	3,151	4,220	4,220	50,255	50,255
Number of Firms	9,006	9,006	395	395	643	643	7,968	7,968
R-Squared	0.4439	0.0301	0.1120	0.1236	0.5748	0.0208	0.4161	0.0310
F Value	12.35		12.31		8.64		12.10	

3. Robustness Tests

1) System GMM Approach

The two-stage least squares regression approach using unbalanced panel data has benefits because of increased degrees of freedom with a larger number of observations. However, Hsiao (1985) shows that OLS estimators are biased and inconsistent if firm-specific unobserved heterogeneity is not treated properly.

In empirical research on the corporate maturity structure of debt, Ozkan (2000) and Antoniou et al. (2006) apply a dynamic model known as the System GMM (generalized method of moments) to address the firm-specific heterogeneity and endogeneity problems. Employing the System GMM, Antoniou et al. (2006) find a robust and negative relationship between growth opportunities and debt maturity. The System GMM estimator Arellano and Bover (1995) and Blundell and Bond (1998) suggest uses the first differences of the lagged dependent variable as instrumental variables.

Table 5 reports the results obtained from the System GMM estimator. To evaluate the validity of instruments for the System GMM estimator, we perform a specification test (Arellano and Bond 1991) based on AR(2). The p-values of AR(2) in the System GMM model indicate that we fail to reject the null hypothesis of no second-order serial correlation in the first differenced residuals. Therefore, the model appears to be reasonable.

Although we lose a substantial number of observations because of the requirement that differenced variables should be used, we find that the System GMM results using the lagged debt maturity variables are consistent with the 2SLS results reported in the previous section; that is, the System GMM results show that corporate innovation activities are significantly negatively related to

the weight of long-term borrowing. At the same time, we find that the coefficients for control variables show predicted signs that are consistent with signaling, liquidity, maturity matching, and debt tax shield hypotheses.

〈Table 5〉 System GMM regression results explaining debt maturity

This table reports the System GMM estimation results. The patent-related variable is RPATD (cumulative patents registered domestically). Robust standard errors are in parentheses. ***, **, and * indicate significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. AR(1) and AR(2) are p-values of Arellano-Bond tests for first-order and second-order serial correlation in the first-differenced residuals, under the null hypothesis of no serial correlation.

Independent Variables	Predicted Sign	Dependent Variable: DEBT1			
		Full Sample	KOSPI	KOSDAQ	Unlisted
RPATD	-	-0.0101*** (0.0025)	0.0006 (0.0053)	-0.0213*** (0.0073)	-0.0122*** (0.0030)
LAGGED DEBT1	+	0.6000*** (0.0113)	0.3833*** (0.0439)	0.5120*** (0.0387)	0.6110*** (0.0120)
LEVERAGE	+/-	0.1780*** (0.0170)	0.0888 (0.0762)	0.1588*** (0.0474)	0.1876*** (0.0178)
LN(TA)	+	0.0540 (0.0609)	0.1291 (0.2380)	0.1770 (0.2453)	0.1037 (0.0730)
LN(TA) ²	-	-0.0008 (0.0013)	-0.0020 (0.0046)	-0.0031 (0.0050)	-0.0019 (0.0016)
Z-SCORE	+	0.0274*** (0.0020)	0.0109 (0.0078)	0.0174*** (0.0047)	0.0296*** (0.0021)
FIXED ASSET	+	0.5410*** (0.0120)	0.4074*** (0.0524)	0.5048*** (0.0418)	0.5508*** (0.0126)
LARGE OWNERSHIP	-	-0.0260*** (0.0044)	-0.0138 (0.0193)	-0.0296 (0.0226)	-0.0259*** (0.0046)
TAX	-	-0.5245*** (0.0717)	-0.7318*** (0.2539)	-0.5764*** (0.2142)	-0.5315*** (0.0790)
CONSTANT		-1.1246 (0.7169)	-2.1548 (3.1239)	-2.6597 (3.0128)	-1.7054** (0.8476)
AR(1) Test		0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2) Test		0.5909	0.7337	0.0399	0.4382
Observations		68,964	3,783	5,166	60,015
Number of Firms		9,346	404	679	8,263

2) Incremental Approach

The previous analyses use the total debt outstanding as the base for our measure of debt maturity. However, this approach has a few potential drawbacks. For example, a negative impact of corporate innovation on long-term debt may be spurious because most firms do not adjust their capital structure frequently (Leary and Roberts 2005). In addition, financial leverage and the maturity structure of debt may be the result of past decisions (Dang and Phan 2016; Tosun and Senbet 2019). Therefore, an incremental approach that reflects new debt issues may prove a better approach to investigating the determinants of debt maturity (Guedes and Opler 1996). To address these issues, we incorporate incremental non-current liabilities in our model to estimate the relationship between corporate innovation and the maturity of new debt.⁴⁾ As in the previous analyses, we use an instrumental variable (IV) regression model to control for potential endogeneity.

Table 6 shows the results from the second-stage regressions with the incremental weight of non-current liabilities as the dependent variable. The coefficients for cumulative patents registered domestically (RPATD) are negative and significant at the conventional level for the full sample and all three subsamples. In addition, the coefficient estimates of the control variables are generally consistent with empirical evidence documented in the literature. Statistically significant and negative estimates for corporate innovation activities support the hypothesis that firms' reliance on short-term debt rather than long-term debt increases with their innovation activities, proxied by the cumulative number of patents registered domestically.

4) Note that this measure may not be ideal because the incremental non-current liabilities represent not only new debt issues but also repayments of existing debt.

〈Table 6〉 2SLS regression results explaining debt maturity: Incremental Approach

The table shows the second-stage regressions results from the two-stage least squares regression model. The dependent variable for the second-stage regression is the lag variable of DEBT1: Δ DEBT1. The patent-related variable is RPATD (cumulative patents registered domestically). The predicted leverage is from the first-stage regressions, where the dependent variable is LEVERAGE (total liabilities/book value of shareholder equity). The independent variables in the first-stage regressions are ROA (operating income/total assets), and TANGIBILITY (tangible assets / total assets) in addition to all control variables used in the second-stage regressions. First-stage regression results are omitted. The number of observations is based on available data for all variables for 9,845 public and private firms that Korean law required be audited by external auditors and were listed on KOSPI or KOSDAQ from 1999 to 2014. The figures in parentheses are firm-year two-way clustered standard errors. *, **, and *** denote significance at the 1%, 5%, and 10% level, respectively.

Independent Variables	Predicted Sign	Dependent Variable: Δ DEBT1			
		Full Sample	KOSPI	KOSDAQ	Unlisted
RPATD	-	-0.0088*** (0.0015)	-0.0063** (0.0031)	-0.0084** (0.0037)	-0.0087*** (0.0018)
LEVERAGE (Predicted)	+/-	0.6577*** (0.0681)	-0.0258 (0.1846)	0.5471*** (0.2001)	0.8058*** (0.0776)
LN(TA)	+	-0.0241 (0.0264)	-0.1629* (0.0869)	0.0131 (0.0967)	-0.0467 (0.0342)
LN(TA) ²	-	0.0010* (0.0006)	0.0035** (0.0017)	0.0001 (0.0020)	0.0016** (0.0007)
Z-SCORE	+	0.0315*** (0.0051)	-0.0055 (0.0057)	0.0206 (0.0130)	0.0449*** (0.0057)
FIXED ASSET	+	0.1997*** (0.0121)	-0.0268 (0.0362)	0.1331*** (0.0305)	0.2353*** (0.0132)
LARGE OWNERSHIP	-	-0.0556*** (0.0037)	0.0201 (0.0185)	-0.0139 (0.0243)	-0.0608*** (0.0040)
TAX	-	-0.0030 (0.0698)	-0.5181** (0.2397)	-0.1472 (0.1942)	-0.0310 (0.0756)
YEAR/INDUSTRY EFFECT		YES	YES	YES	YES
Observations		78,642	4,363	6,276	68,003
R-Squared		0.0253	0.0229	0.0170	0.0273
Number of Firms		9,845	418	710	8,717

V. Conclusions

If a firm is financed primarily with short-term debt, it can be exposed to liquidity risk because of the costs incurred in extending the debt's maturity or the difficulty in refinancing when the earlier debt matures. However, if a firm relies heavily on long-term debt, it will be subject to inefficiency in cash management because of the need to hoard a large amount of excess cash. In short, debt maturity decisions can incur agency costs and can generate significant information-signaling effects and tax effects. Therefore, like their decisions related to the amount of leverage, firms' decisions regarding the maturity of their debt are important financing decisions.

This study begins with the underinvestment problem stipulated by agency theory. We hypothesize that more innovative firms rely more on short-term debt than they do on long-term debt and that firms that rely more on long-term debt will be less engaged in innovation activities. We employ the number of patents registered and the citation counts of patents as proxies for a firm's innovation activity because they indicate the successful outcome of firms' innovation activities and signify future growth opportunities.

Our empirical results show a negative relationship between the weight of long-term debt and firms' patent applications. This suggests that firms with more patents rely more heavily on short-term debt when compared to other firms. The results are consistent with the prediction of agency cost theory that firms with many growth options rely on short-term debt over long-term debt to mitigate the agency costs that result from managers' incentive to underinvest.

This study contributes to the corporate investment and capital structure literature by providing insight into the effect of innovative investment on the maturity

structure of debt. Our findings have implications for the design of managerial incentives to promote innovation. For example, debt maturity can be used as an incentive to balance between rewarding success and tolerating failure for risky projects. From the policy perspective, our results suggest that providing access to short-term debt markets is more important for promoting innovation than improving access to long-term debt markets, especially for innovative private firms.

Some caveats must be addressed. To measure debt maturity accurately, we need data on the maturity of each outstanding debt issue and a weighted average debt maturity using market values of debt as weights. Compustat Global Database provides such data for U.S. firms. Unfortunately, however, such information is not required to be disclosed publicly in Korea and is thus not available. Therefore, we use a crude measure, the ratio of short-term debt to total debt, as a proxy for debt maturity.

Agency issues around the cost of debt can occur when shareholders appropriate wealth from debtholders by transferring risk to debtholders. Debtholders require a higher risk premium as compensation for the uncertainty associated with a risky project. Therefore, studies on the maturity structure of debt reflecting a risk premium may be a fruitful topic for future research.

Corporate financing is affected heavily by external events and changes in macro-economic conditions. In particular, a financial crisis can impart an external shock that can change the investment environment and financing patterns. Studying the maturity structures of debt before and after a pseudo-natural shock like a financial crisis may also be a fruitful topic for future research. Another avenue for further study is an investigation of firms' decisions regarding types of debt and debt maturity from the perspective of innovation activities. Such an exercise pertains to remedies that would reduce conflicts of interest among claim holders, as Blackwell and Kidwell (1988) and Whited (1992) point out.

References

- 김병기·남윤명 (2019), “코스닥 상장기업의 특허에 관한 연구”, **대한경영학회지**, 제32권 제2호, 대한경영학회, pp. 195-218.
- (Translated in English) Kim, P., and Y., Nam (2019). “Korean, Patents by KOSDAQ Listed Firms”, *Journal of Business Administration*, 32(2):195-218.
- 김지수·권경택 (2005), “레버리지와 부채만기 결정의 상호관계”, **재무관리연구**, 제22권 제1호, 한국재무관리학회, pp. 1-36.
- (Translated in English) Kim, C., and K., Kwon (2005). “The Joint Determination of Leverage and Debt Maturity”, *The Korean Journal of Financial Management*, 22(1):1-36.
- 김지수·권경택·정기웅 (2004), “기업의 부채만기 결정요인에 관한 연구”, **재무연구**, 제17권 제1호, 한국재무학회, pp. 253-288.
- (Translated in English) Kim, C., K., Kwon and K., Cheong (2004). “A Study on Determinant Factors of Corporate Debt Maturity”, *Asian Review of Financial Research*, 17(1):253-288.
- 박순식 (2012), “코스닥기업의 부채만기구조 결정요인 분석”, **경영연구**, 제27권 제4호, 한국산업경영학회, pp. 199-221.
- (Translated in English) Park, S. (2012). “A Study on Determinants of Debt Maturity Structure of Listed Companies on the KOSDAQ Market”, *Journal of Business Research*, 27(4):199-221.
- 박지영 (2021), “기업지배구조와 혁신성과에 관한 연구: 특허를 중심으로”, **재무연구**, 제34권 제3호, 한국재무학회, pp. 93-124.
- (Translated in English) Park, J. (2021). “The Study on Corporate Governance and Innovation: Evidence from Korean Patent”, *Asian Review of Financial Research*, 34(2):93-124.

- 신민식 (2013), “기업의 부채만기가 과소투자 문제와 유동성 위험의 맥락에서 레버리지에 미치는 영향”, *경영교육연구*, 제28권 제5호, 한국경영교육학회, pp. 1-26.
(Translated in English) Shin, M. (2013). “The Effects of Debt Maturity on Leverage in the Context of Underinvestment Problems and Liquidity Risk”, *Korean Business Education Review*, 28(5):1-26.
- 이가연 (2018), “기업변동성과 부채만기구조”, *전문경영인연구*, 제21권 제1호, 한국전문경영인학회, pp. 277-296.
(Translated in English) Yi, K. (2018). “Corporate Risk and Debt Maturity Structure”, *Journal of CEO and Management Studies*, 21(1): 277-296.
- 임정대 (2021), “특허출원이 신용평점에 미치는 영향”, *경영연구*, 제36권 제3호, 한국산업경영학회, pp. 143-166.
(Translated in English) Yim, J. (2021). “Patent Applications and Corporate Credit Scores”, *Journal of Business Research*, 36(3):143-166.
- 하성수·김학건 (2021), “기업혁신과 타인자본비용의 관계: 첨단·비첨단산업 및 경영진·종업원 보상평등”, *재무연구*, 제34권 제2호, 한국재무학회, pp. 105-131.
(Translated in English) Ha, S., and H., Kim (2021). The Relation between Innovation and Cost of Debt Capital: High-tech·non-high-tech Industries and Pay Equality, *Asian Review of Financial Research*, 34(2):105-131.
- Acharya, Viral V., and Xu, Zhaoxia (2017). "Financial dependence and innovation: The case of Public versus Private Firms", *Journal of Financial Economics*, 124(2):223-243.
- Aghion, P., J., Van Reenen and L., Zingales (2013). “Innovation and Institutional Ownership”, *American Economic Review*, 103:277-304.
- Aivazian, V., Y., Ge and J., Qiu (2005). “Debt Maturity Structure and Firm Investment”, *Financial Management*, 34(4):107-119.

- Arellano, M., and O., Bover (1995). "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models", *Journal of Econometrics*, 68(1):29-51.
- Arellano, M., and S., Bond (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58(2):277-297.
- Asker, J., J., Farre-Mensa and A., Ljungqvist (2015). "Corporate Investment and Stock Market Listing: A Puzzle?", *The Review of Financial Studies*, 28(2):342-390.
- Barclay, M., and C., Smith Jr. (1995). "The Maturity Structure of Corporate Debt", *Journal of Finance*, 50(2):609-631.
- Barclay, M., L., Marx and C., Smith (2003). "The Joint Determination of Leverage and Maturity", *Journal of Corporate Finance*, 9(2):49-167.
- Barnea, A., R., Haugen and L., Senbet (1980). "A Rationale for Debt Maturity Structure and Call Provisions in the Agency Theoretic Framework", *Journal of Finance*, 35(5):1223-1234.
- Bhattacharya, S., and J., Ritter (1983). "Innovation and Communication: Signalling with Partial Disclosure", *Review of Economic Studies*, 50(2):331-346.
- Blackwell, David W., and Kidwell, S., David (1988). "An Investigation of Cost Differences between Public Sales and Private Placements of Debt", *Journal of Financial Economics*, 22(2):253-278.
- Blundell, R., and S., Bond (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87(1):115-143.
- Brown J., S., Fazzari and B., Petersen (2009). "Financing Innovation and Growth: Cash Flow, External Equity, and the 1990s R&D Boom",

- Journal of Finance*, 64(1):151-185.
- Cornaggia, J., Y., Mao, X., Tian and B., Wolfe (2015). "Does Banking Competition Affect Innovation?", *Journal of Financial Economics*, 115(1):189-209.
- Dang, V., and H., Phan (2016). "CEO Inside Debt and Corporate Debt Maturity Structure", *Journal of Banking & Finance*, 70(C):38-54.
- Datta, S., M., Iskandar-Datta and K., Raman (2005). "Managerial Stock Ownership and the Maturity Structure of Corporate Debt", *Journal of Finance*, 60(5):2333-2350.
- Dennis, S., D., Nandy and I., Sharpe (2000). "The Determinants of Contract Terms in Bank Revolving Credit Agreements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35:87-110.
- Diamond, D. (1991). "Debt Maturity Structure and Liquidity Risk", *Quarterly Journal of Economics*, 106(3):709-737.
- Flannery, M. (1986). "Asymmetric Information and Risky Debt Maturity Choice", *Journal of Finance*, 41(1):19-37.
- French, J., F., Ryosuke and Y., Yasuda (2021). "Does Stock Market Listing Impact Investment in Japan?", *Journal of the Japanese and International Economies*, 59(C).
- Geelen, T., H., Jakub and M., Erwan (2021). "Can Corporate Debt Foster Innovation and Growth ?", *Mimeo*.
- Guedes, J., and T., Opler (1996). "The Determinants of the Maturity of Corporate Debt Issues," *Journal of Finance*, 51(5):1809-1833.
- Guney, Y., and A., Ozkan (2005). "New Insights on the Importance of Agency Costs for Corporate Debt Maturity Decisions", *Applied Financial Economic Letters*, 1(4):233-238.
- Hall, B., and J., Lerner (2010). "The Financing of R&D and Innovation", in

- Hall, B.H. and Rosenberg, N. (Eds.) Handbook of the Economics of Innovation. Elsevier/North Holland.
- Hochberg, Y., C., Serrano and R., Ziedonis (2018). "Patent Collateral, Investor Commitment, and the Market for Venture Lending", *Journal of Financial Economics*, 130(1):74-94.
- 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.
- Johnson, S. (2003). "Debt Maturity and the Effects of Growth Opportunities and Liquidity Risk on Leverage", *Review of Financial Studies*, 16(1):209-236.
- Kale, J., and T., Noe (1990). "Risky Debt Maturity Choice in a Sequential Game Equilibrium", *Journal of Financial Research*, 13(2):155-165.
- Kane, A., A., Marcus and R., McDonald (1985). "Debt Policy and the Rate of Return Premium to Leverage", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20(4):479-499.
- Kerr, W., and R., Nanda (2015). "Financing Innovation", *Annual Review of Financial Economics*, 7(1):445-462.
- Kim, J., D., Simunic, M., Stein, and C., Yi (2011). "Voluntary Audits and the Cost of Debt Capital for Privately Held Firms: Korean Evidence", *Contemporary Accounting Research*, 28(2):585-615.
- Leland, Hayne and T., Klaus (1996). "Optimal Capital Structure, Endogenous Bankruptcy, and the Term Structure of Credit Spreads", *Journal of Finance*, 51:987-1019.
- Mann, W. (2018). "Creditor Rights and Innovation: Evidence from Patent Collateral", *Journal of Financial Economics*, 130(1):25-47.
- McKinsey (2018). Activate Agility: the Five Avenues to Success.

- Mitkov, Yuliyana (2020). A Theory of Debt Maturity and Innovation, *ECONtribute Discussion Paper*, No. 50.
- Morris, J. (1992). "Factors Affecting the Maturity Structure of Corporate Debt", Working Paper, College of Business and Administration, University of Colorado at Denver.
- Myers, S. (1977). "Determinants of Corporate Borrowing", *Journal of Financial Economics*, 5(2):147-175.
- Ozkan, A. (2000). "An Empirical Study of Corporate Debt Maturity Structure", *European Financial Management*, 6(2):197-212.
- Putnam, J. (1996). The Value of International Patent Protection, Ph.D. Thesis. Yale University.
- Rajan, RG and L., Zingales (1995). "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data", *Journal of Finance*, 50(5):1421-1460.
- Robb, A., and D., Robinson (2014). "The Capital Structure Decisions of New Firms", *The Review of Financial Studies*, 27(1):153-179.
- Stohs, M., and D., Mauer (1996). "The Determinants of Corporate Debt Maturity Structure," *Journal of Business*, 69(3):279-312.
- Teece, D. (1986). "Profiting from Technological Innovation Implications for Integration, Collaboration, Licensing and Public Policy", *Research Policy*, 15:285-305.
- Titman, S. (1992). "Interest Rate Swaps and Corporate Financing Choices", *Journal of Finance*, 47:1503-1516.
- Titman, S., and R., Wessels (1988). "The Determinants of Capital Structure Choice", *Journal of Finance*, 43(1):1-19.
- Tosun, O., and L., Senbet (2020). "Does Internal Board Monitoring Affect Debt Maturity?", *Review of Quantitative Finance and Accounting*,

54:205-245.

Trajtenberg, M. (1990). "A Penny for Your Quotes: Patent Citations and the Value of Innovation", *RAND Journal of Economics*, 21(1):172-187.

Whited, T. (1992). "Debt Liquidity Constraints, and Corporate Investment: Evidence from Panel Data," *Journal of Finance*, 47(4):1425-1460.

Yim, J. (2021). "Patent Applications and the Cost of Debt: Evidence from Korea", *Asian Review of Financial Research*, 34(1):107-144.

Appendix

〈Appendix Table 1〉 Variable Definitions and Sources

This table contains descriptions of the variables used in the analyses to test hypotheses on the determinants of the maturity structure of debt. These include innovation measures and financial information. Accounting data are from KOCOinfo (Korea Listed Companies Association), and patent data are from the KIPRIS (Korea Intellectual Property Rights Information Service) and WISDOMAIN.

Variables	Description	Sources
Panel A: Debt Maturity (Long-term Debt Index)		
DEBT1	The ratio of non-current liabilities to total liabilities	KOCOinfo
DEBT2	The ratio of the long-term borrowing to total borrowing	KOCOinfo
Panel B: Innovation Measures		
APATD	Natural log of 1 plus the cumulative number of patent applications made domestically in a given year	KIPRIS, WISDOMAIN
RPATD	Natural log of 1 plus the cumulative number of registered patents made domestically in a given year	KIPRIS, WISDOMAIN
APATF	Natural log of 1 plus the cumulative number of patent applications made in more than four G10 countries outside Korea in a given year	KIPRIS, WISDOMAIN
RPATF	Natural log of 1 plus the cumulative number of registered patents made in more than four G10 countries outside Korea in a given year	KIPRIS, WISDOMAIN
CITED	Natural log of 1 plus the cumulative number of citations by other patents in a given year	KIPRIS, WISDOMAIN
Panel C: Firm-level Control Variables		
LEVERAGE	The ratio of total liabilities to total assets	KOCOinfo
LN(TA)	Natural log of total assets	KOCOinfo
Z-SCORE	$1.2 \times (\text{working capital} / \text{total assets}) + 1.4 \times (\text{retained earnings} / \text{total assets}) + 3.3 \times (\text{earnings before interest and tax} / \text{total assets}) + 0.6 \times (\text{market value of equity} / \text{total liabilities}) + 1.0 \times (\text{sales} / \text{total assets})$	KOCOinfo
FIXED ASSET	The ratio of fixed assets to total assets	KOCOinfo
LARGE OWNERSHIP	Equity ownership of the largest shareholder	KOCOinfo
TAX	The ratio of tax expenses to total assets	KOCOinfo
AGE	Natural log of the number of years since firm inception	KOCOinfo
TANGIBILITY	The ratio of tangible assets to total assets	KOCOinfo
ROA	The ratio of operating income to total assets	KOCOinfo

요 약

본 연구는 대리인 이론의 과소투자 문제를 기반으로 기업의 혁신활동이 부채만기 구조에 미치는 영향을 분석하였다. 성장기회가 높은 기업일수록 기업혁신 활동에 수반되는 편익을 채권자와 경영자가 공유하는 과정에서 단기부채의 사용이 많을 수 있다는 점에 착안하여, 기업의 특허 출원 건수, 등록 건수, 인용 건수 등을 기업의 성장가능성을 대변하는 지표로 보고 부채만기 구조와의 관련성을 분석하였다. 분석 결과, 특허를 많이 보유하고 있는 기업일수록 단기부채 활용도가 높은 것으로 나타나고 있다. 대리인 비용 가설에 따르면 성장옵션을 많이 보유한 기업에서는 경영자의 과소투자 유인에 따른 대리인 비용이 발생하며, 이를 줄이기 위해 단기부채가 상대적으로 많이 사용된다고 보고 있다. 따라서 본 연구의 결과는 성장옵션이 클수록 부채만기가 줄어든다는 대리인 비용 가설을 지지한다.

국문색인어: 특허, 기업혁신, 부채만기

통화정책 운영체제별 정책효과 비교, 분석*

Analysis of Policy Effects by Monetary Policy Operating System

허 준 영**

Joonyoung Hur

본 연구에서는 물가안정목표제의 대안으로 제시되고 있는 통화정책 운영체제(평균물가목표제, 물가수준목표제 등)가 거시경제 및 금융안정에 미치는 영향을 분석하였다. 주택시장과 가계부채가 명시적으로 반영된 뉴케인지안 동태적 확률균형(DSGE) 모형을 2000년 1분기부터 2020년 2분기까지의 한국 시계열을 이용하여 추정하고 정책 시뮬레이션한 결과 통화정책 운영체제는 향후 거시경제 경로 및 금융안정에 있어 중요한 영향력을 가지는 것으로 나타났다. 금융안정을 포함한 2차 손실함수로 평가한 사회 후생 측면에서의 함의를 살펴보면 명목금리의 제로 하한이 반영되지 않은 경우 물가안정목표제가 나머지 체제에 비해 더 높은 후생을 달성할 수 있는 것으로 드러났다. 한편, 명목금리의 제로 하한이 반영된 상황에서의 후생상 함의를 살펴보면 평균물가목표제가 물가안정목표제보다 근소하게나마 나은 사회 후생을 달성하는 것으로 나타났으며, 물가수준목표제는 상당한 수준의 산출과 가계부채 변동성을 유발함으로써 후생상 가장 열등한 운영체제로 판명되었다.

국문 색인어: 금리준칙, 대안적 통화정책 운영체제, 안정화 정책, 금융안정, 제로금리 하한

한국연구재단 분류 연구분야 코드: B030103, B030109, B030300, B030601

* 본 연구에 유익한 논평을 해주신 한국은행 통화정책국 세미나 참석자 여러분에게 깊이 감사드립니다. 심사과정에서 중요한 내용을 지적해주신 익명의 심사위원들께도 감사의 뜻을 포함합니다. 본 논문에 혹시 남아 있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힙니다.

** 서강대학교 경제학부 부교수(joonyhur@sogang.ac.kr), 제1저자

논문 투고일: 2021. 12. 15, 논문 최종 수정일: 2022. 3. 14, 논문 게재 확정일: 2022. 5. 19

I. 서론

최근 주요국이 저성장·저물가·저금리 상황에 직면하면서 각국 중앙은행을 중심으로 현 통화정책체계에 대한 개선 논의가 확대되고 있다. 미국 연방준비위원회(Federal Reserve, 이하 연준)의 경우 2008~2009년 글로벌 금융위기 이후 최근의 신종 코로나바이러스 감염증(COVID19) 팬데믹 이전까지의 장기간에 걸친 경기확장 국면과 최저수준의 실업률에도 불구하고 물가상승률 목표치 달성에 어려움을 겪게 됨에 따라, 실물경제 안정 성장 유도를 위한 물가안정목표제(inflation targeting) 및 통화정책 운영방식에 있어 새로운 유연성의 부여 등 대안적 통화정책을 모색하고 있는 상황이다. 이에 따라 기존 물가안정목표제에 대한 대표적 개선방안으로는 물가상승률 목표치 상향조정, 물가수준목표제(price-level targeting), 평균물가목표제(average inflation targeting) 등이 논의되고 있다.

한국은행이 직면하고 있는 통화정책 여건도 미국 등 주요국과 크게 다르지 않아 기존 통화정책 운영체계의 대안적 방식에 대한 면밀한 점검이 요구되는 상황이다. 이와 관련하여 학계 및 중앙은행 등에서 물가안정목표제의 대안으로 제시되고 있는 운영체제(평균물가목표제, 물가수준목표제 등)가 우리나라에 현실적으로 적용 가능한지를 검토해 볼 필요성이 대두되고 있다. 특히 장기적인 저금리로 인해 현재와 같이 정책여력이 제한된 상황에서 대안 운영체제가 물가안정목표제 보다 우월한 정책 효과를 나타낼 수 있을지, 금융안정 측면의 부작용을 심화시킬 위험은 없는지 등에 대한 정책시뮬레이션 모형을 이용한 분석이 요구된다. 이를 통해 현행체제와 대안적 통화정책을 비교함으로써 지금과 같은 저인플레이션 환경하에서 실물경제의 안정적 성장을 위한 가장 효율적인 통화정책 운용방식을 도출할 필요성이 있다고 하겠다.

본고에서는 통화정책과 거시경제, 그리고 통화정책의 목표 가운데 하나인 금융안정 사이의 상호작용을 살펴보기 위해 Iacoviello (2005)의 동태확률적 일반균형(Dynamic Stochastic General Equilibrium; DSGE) 모형을 원용한다. 본 모형은 폐쇄경제 뉴케인 지안(new Keynesian) 모형이며, 주택시장을 명시적으로 반영하고 있다. 최근 주택가격의 상승과 이에 따라 늘어나고 있는 가계부채는 금융안정의 측면에서 통화정책의 주요 관심사 가운데 하나이다. 이러한 측면에서 본 연구에서는 Iacoviello (2005)의 모형을 실증

분석의 준거점으로 삼는다. 이와 같은 모형을 2000년 1분기부터 2020년 2분기까지의 한국 시계열을 사용하여 추정한다. 추정 시 모형의 금리준칙에 인플레이션갭과 산출갭만을 포함한 통상적인 설정뿐만 아니라 금융안정 변수인 주택가격, 가계부채 증가율 및 가계부채 수준까지 반영한 설정 또한 추정하였다.

추정 결과 금리준칙에 인플레이션갭과 산출갭뿐만 아니라 가계부채 수준이 포함되었을 때 모형의 데이터 설명력이 가장 높아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 표본기간 동안의 금리결정이 인플레이션과 산출 등의 거시경제여건뿐만 아니라 가계부채로 대표되는 금융안정 측면에서의 상황에도 반응하여 결정되었을 가능성을 시사한다.

다음으로 추정된 모형의 모수를 바탕으로 다양한 정책실험을 통해 통화정책 운영체제별 거시경제 및 금융안정에 미치는 함의를 도출 및 비교하였다. 본격적인 분석에 앞서 후생상 손실을 극소화시키는 기준으로 평균물가목표제하에서의 최적 정책 윈도우를 도출하였는데, 인플레이션갭과 산출갭의 가중평균으로 정의되는 2차 손실함수를 극소화시키는 윈도우 값은 16분기로 나타났다. 이러한 결과를 바탕으로 물가안정목표제, 물가수준목표제 및 평균물가목표제하에서 향후 거시경제적 경로가 어떻게 달라지는지를 분석하였다. 이 때, 2020년 3분기부터 2025년 2분기까지 5년간의 기간 동안에 대해 세 가지 시나리오를 가정하였는데, 기준이 되는 시나리오는 산출은 2021년 말 전후로 COVID19 이전 추세를 회복하고 인플레이션율은 2022년 말에나 2% 수준에 근접하는 경우이다. 나머지 두 개의 시나리오는 각각 기준 시나리오보다 경기회복이 더딘 경우와 빠른 경우를 상정하였다.

분석 결과 통화정책 운영체제는 향후 거시경제 안정성 및 금융안정에 있어 중요한 영향력을 가지는 것으로 나타났다. 구체적으로는 고려되는 시나리오와 관계없이 모든 경우에 대해 공통적으로 다음과 같은 결론이 도출되었다. 첫째로, 실물변수는 적어도 단기적으로는 물가수준목표제하에서 가장 경기확장적(expansionary)이 되며, 물가안정목표제와 평균물가목표제 사이의 차이는 크지 않았다. 이와 함께 실물변수의 변동성은 물가수준목표제에서 가장 증가하는 것으로 나타났다. 둘째로, 물가 측면에서는 물가수준목표제가 가장 인플레이션을 유발하는 정책으로 분석되었고, 그 다음으로는 평균물가목표제와 물가안정목표제 순이었다. 한편 명목이자율도 수준도 인플레이션율과 유사한 순서를 보인다. 셋째로, 주택가격의 경우 물가수준목표제하에서 가장 큰 변동폭을 보였으나 통화정책 운영체

제별 차이는 다른 변수에 비해 상대적으로 제한적이었다. 가계부채 또한 실물변수와 유사한 특징을 보였는데, 물가수준목표제에서 가장 크게 증가하였으며 물가안정목표제와 평균물가목표제하에서는 유사한 변화폭을 나타냈다. 이러한 분석을 바탕으로 2차 손실함수로 평가한 사회 후생 측면에서의 함의는 가계부채 변동성이 후생 평가의 기준인 손실함수에 포함되느냐 그렇지 않느냐에 따라 상이한 결과가 나타나는 것으로 분석되었다. 산출, 인플레이션 및 금리 변동성만 반영된 경우 평균물가목표제가 다른 두 정책에 비해 상대적으로 안전한 정책이었으며 그 다음으로는 물가안정목표제가, 그리고 물가수준목표제는 다른 두 운영체제에 비해 상대적으로 큰 거시경제 변동을 유발하는 것으로 나타났다. 그러나 금융안정의 측면에서 가계부채의 변동성까지 고려한 상당히 다른 정책적 함의가 도출되었는데, 이 경우 물가안정목표제가 가장 우월한 운영체제로 분석되었다. 이러한 결과는 후생 평가 기준에 금융안정이 포함되는지의 여부에 따라 상이한 정책적 함의가 도출될 가능성을 암시한다. 특히 최근 기간과 같이 주택시장을 포함한 금융부문의 안정에 대한 중앙은행의 관심이 상존한 상황에는 손실함수에 포함될 가계부채 분산에 대한 가중치가 상대적으로 높을 수 있다는 점에서 통화정책 운영체제별 후생상 함의 해석에 있어 신중을 기할 필요가 있을 것이다.

본고의 주요 분석 목적 중 하나는 명목금리 하한 제약이 각 통화정책 운영체제하에서 향후 거시경제 경로에 미칠 영향이다. 최근의 저금리·저성장 지속에 따라 향후 경기부양을 위한 추가적 금리 인하 시 명목금리의 제로 하한에 직면할 가능성이 상존한다. 이러한 상황에 기인하여 명목금리 제로 하한(zero lower bound)을 명시적으로 고려 시 위의 결과들이 어떻게 달라지는지 시사한 결과 통화정책 운영체제별 실물변수 및 인플레이션의 향후경로는 시계별로 달라지는 특성을 보인다. 가장 경기확장적이며 인플레이션을 유발하는 정책은 단기적으로는 물가수준목표제이나, 중기 이후의 시계에서는 물가안정목표제와 평균물가목표제 순으로 분석되었다. 이는 금리의 제로 하한 고려 시 실물경기 부양에 있어 운영체제별 단기/중기 트레이드오프가 존재할 가능성을 시사한다. 가계부채 수준 및 GDP 대비 가계부채 비율은 물가수준목표제하에서는 단기적으로 증가하다가 이후 감소하고, 나머지 두 운영체제에 대해서는 경제가 장기 성장경로로 복귀하는 회복기에는 감소하다가 이후 다시 증가하는 것으로 분석되었다. 한편, 물가수준목표제와 평균물가목표제에 대해

서는 분석 기간 내내 명목금리가 제로 하한에 머무르는 것으로 나타났다. 물가안정목표제 하에서 명목금리 제로 하한의 지속성은 향후 경기회복 속도에 따라 달라지는데, 경기가 빠르게 회복될수록 금리 정상화 시점도 앞당겨지는 것으로 분석되어 경제학 이론의 사전적 예측과 일치했다.

명목금리의 제로 하한이 반영된 상황에서의 후생상 함의를 살펴보면 평균물가목표제가 물가안정목표제보다 근소하게나마 나은 사회 후생을 달성하는 것으로 나타났으며, 물가수준목표제는 상당한 수준의 산출과 가계부채 변동성을 유발함으로써 후생상 가장 열등한 운영체제로 판명되었다. 이러한 결과를 금리의 제로 하한이 없는 경우와 종합해 보면 금리 제로 하한의 존재 여부가 통화정책 운영체제별 후생 분석에 있어 다소 다른 결론을 제시하는 것을 알 수 있다. 금리의 제로 하한이 명시적으로 고려되지 않은 경우에는 물가안정목표제가 사회적 최적 후생을 달성하는 체제이나, 제로 하한 존재 시에는 평균물가목표제가 후생상 최적 운영체제가 된다.

위 시나리오 분석 결과는 금리준칙에 가계부채가 반영되더라도 대부분 강건하게 유지되는 것으로 나타났다. 한 가지 주목할 만한 차이는 명목금리의 제로 하한이 반영되지 않은 경우에 대해 가장 높은 사회 후생을 달성하는 운영체제가 정책준칙에 가계부채가 고려되었는지 여부에 따라 달라진다는 점이다. 금리준칙에 가계부채에의 반응이 포함되지 않았을 때에는 물가안정목표제가 최적 운영체제이나, 가계부채에의 반응을 포함하면 평균물가목표제가 후생상 우월한 정책이 된다는 점이다. 이러한 결과는 명목금리의 제로 하한에 도달하지 않았을 때 금융안정을 고려한 사회 후생을 극대화하기 위한 가장 효율적인 통화정책 체제가 중앙은행의 금리결정 준칙에 금융안정이 반영되었는지의 여부와 밀접한 상호관계를 맺고 있다는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제II장에서는 본 연구와 관련성이 높은 통화정책 운영체제와 거시경제 간의 관계를 연구한 해외 선행연구를 소개하고, 제III장에서는 본고의 분석모형 및 추정방법을 설명한다. 이어지는 제IV장에서는 추정 결과를 제시하고, 제V장에서는 추정된 모형을 바탕으로 한 통화정책 운영체제별 효과를 설명 및 토론하였다. 마지막으로 제VI장에서 결론을 맺는다.

II. 선행연구

대안적 통화정책 운영체제의 거시경제적 효과를 분석한 논문들은 주로 미국 등 선진국을 대상으로 한 연구들이다. 이러한 논문들은 뉴케인지안 모형 경제를 상정하고 중앙은행의 통화정책 운영체제별로 산출과 인플레이션의 변동성 등 거시경제 및 후생상의 효과에 집중하고 있으며, 특히 글로벌 금융위기 이후 미국 등에서 실시된 제로 금리하한 상황에서 이와 같은 대안적 정책 운영체제들이 어떠한 효과를 나타낼 지에 관심을 두고 있다.

대안적 통화정책 운영체제가 거시경제에 미치는 효과를 분석한 초기 논문들로는 Eggertsson and Woodford (2003)와 Nessen and Vestin (2005)을 들 수 있다. Eggertsson and Woodford (2003)는 제로로 설정되는 금리의 실효하한(effective lower bound)에서 최적의 통화정책은 물가수준목표제로 근사될 수 있음을 보였다. Nessen and Vestin (2005)은 물가안정목표제, 물가수준목표제 및 평균물가목표제를 비교하였다. 구체적으로는 미래지향적(forward looking) 요인을 가지는 필립스 곡선(Phillips curve) 고려 시 평균물가목표제는 미래 정책 변화에 대한 경제주체들의 기대형성에 영향을 미침으로써 인플레이션과 산출 사이의 단기 트레이드오프(trade-off)를 개선하며, 이를 통해 평균물가목표제는 다른 정책들에 비해 더욱 높은 사회적 후생을 달성하는 것을 보인 것이다. Mertens and Williams (2019)와 Svensson (2020)은 금리의 실효하한에 도달했을 때 평균물가목표제가 인플레이션에 대한 기대를 더욱 잘 고정(anchor)함으로써 금리 실효하한이 경제에 미치는 영향을 줄이는 동시에 다른 정책에 비해 후생상 개선이 가능하다는 결과를 제시하였다.

Bernanke (2017)는 금리의 실효하한에서 일시적(temporary) 물가수준목표제가 최적의 통화정책 운영체제가 될 수 있음을 보였다. 비슷한 맥락에서 Bernanke et al. (2019)은 미국 연방준비위원회의 FRB/US 모형을 이용하여 일시적 물가수준목표제가 다른 정책 운영체제보다 낮은 산출과 인플레이션의 변동을 달성할 수 있다는 결과를 제시하였다.

위 연구들이 합리적 기대(rational expectation)를 가정한 1주체(representative agent) 경제모형에 기반하고 있다는 공통점을 가진데 반해, Amano et al. (2020)은 기업 중 일부가 적응적 기대(adaptive expectation)를 가지는 2주체(two-agent) 뉴케인지

안 모형을 설정하고 통화정책 운영체제별 효과를 분석하였다. 분석 결과 이러한 2주체 경제모형에서 평균물가목표제의 최적 윈도우는 기존 모형에 비해 짧게 나타났으나, 도출되는 거시경제적 함의는 물가수준목표제와 비슷하다는 결론을 내리고 있다.

마지막으로 Arias et al. (2020)은 FRB/US 모형에 근거하여 기존 문헌에서 보고되고 있는 대안적 통화정책 운영체제의 장점들이 모형 설정 시 가정하는 요인들에 의해 얼마나 강건하게 유지되는지를 검정하였다. 일반적으로 물가수준목표제나 평균물가목표제 등 메이크업(makeup) 전략들은 물가안정목표제와 같이 지나간 것에 대해서는 반응하지 않는 (bygones-be-bygones) 전략보다 거시경제적 안정성을 향상시키는 것으로 드러났다. 그리고 이러한 메이크업 전략의 이점은 고려되는 윈도우가 길어질수록 향상되나, 실제로 이러한 장점이 나타나게 만들기 위해서는 통화정책 운용 시에 많은 주의점이 상존함을 보였다.

이와 같은 기존 문헌들이 비슷한 주제를 연구하는 본고에 있어서 중요한 참고 자료가 됨은 분명한 사실이다. 다만 본 연구는 위의 연구들과 두 가지 측면에서 상이성을 지닌다. 첫째로 본고는 대안적 통화정책 운영체제의 거시경제적 효과를 한국의 사례에 적용한다. 2000년대 이후 한국의 시계열을 이용하여 모형 모수를 식별하여 분석하며, 이는 위의 대부분 연구들이 미국경제를 상정한 연구라는 점에서 다르다. 둘째로 주택시장에 대한 명시적인 고려이다. 위의 연구들이 산출과 인플레이션이라는 전통적인 통화정책 이중책무(dual mandate) 변수들에 집중하는 반면, 본고에서는 이러한 관심을 주택시장을 통한 금융안정이라는 측면에까지 확장한다. 이는 물가안정과 금융안정을 통화정책의 두 가지 목표로 가지는 한국은행의 상황에 더욱 합당한 설정이라 할 수 있다.

III. 모형 및 추정

1. 모형 개관

본 연구에서는 통화정책과 가계부채, 그리고 통화정책의 목표 가운데 하나인 금융안정 사이의 상호작용을 살펴보기 위해 Iacoviello (2005)의 모형을 원용한다. 본 모형은 폐쇄 경제 뉴케인지안 모형이며, 주택시장을 명시적으로 반영하고 있다. 최근 주택가격의 상승

과 이에 따라 늘어나고 있는 가계부채는 금융안정의 측면에서 통화정책의 주요 관심사가운데 하나이다. 이러한 측면에서 본 연구에서는 Iacoviello (2005)의 모형을 실증분석의 준거점으로 삼는다.

모형의 개략적인 구조는 다음과 같다.¹⁾ 먼저 모형에는 가계의 명목부채(B_t)가 존재한다. 이러한 명목부채를 명시적으로 고려하기 위해 가계를 저축가계(patient household) 및 차입가계(impatient household)로 분류한다. 저축가계는 노동공급을 하며, 소비, 주택 구입, 자본과 토지를 기업에게 임대하고 남은 저축을 차입가계에 대출한다. 차입가계는 노동공급을 하며 소비와 주택구입을 한다는 점에서는 저축가계와 동일하나 그들의 주택 가치를 담보로 저축가계로부터 차입을 한다는 결정적인 차이점을 가진다. 본 모형에서는 두 유형 가계의 효용함수를 적절하게 설정하여 저축가계는 항상 양(+의) 저축을 가지며, 차입가계는 항상 저축가계로부터 양(+의) 차입을 하는 상황을 만족하도록 한다.

기업 부문은 기업가(entrepreneurs)와 독점적 경쟁기업인 소매기업(retailer)으로 구성되어 있는데, 기업가는 가계가 공급하는 부동산(real estate)과 노동을 이용하여 중간재를 생산한다. 소매기업은 기업가로부터 독점적 경쟁시장에서 중간재를 구매하고 동질적인(homogeneous) 최종재를 생산하여 완전경쟁시장에 판매한다.

마지막으로 본 모형에는 정책금리인 명목이자율을 통해서 물가안정목표제를 추구하는 통화당국인 중앙은행이 있다. 기존 한국 및 선진국의 뉴케인지안 모형에서와 같이 본고에서는 정책금리가 다음과 같은 테일러 준칙을 따른다고 가정한다.

$$\widehat{R}_t = \rho_r \widehat{R}_{t-1} + (1 - \rho_r)(\phi_\pi \widehat{\pi}_t + \phi_y \widehat{Y}_t) + \sigma_r \epsilon_t^r \quad (1)$$

여기에서 \widehat{X} (hat) 기호는 변수 X 의 정상상태(steady state)로부터의 퍼센트 격차(percentage deviation)를 나타낸다. R_t 와 π_t 및 Y_t 는 각각 t 기의 명목이자율, 인플레이션율 및 산출(output)을 의미한다. σ_r 은 통화정책 충격의 표준편차(standard deviation)를 나타내며, ϵ_t 는 통화정책 충격으로써 i.i.d. $N(0,1)$ 분포를 따른다고 가정한다.

1) 본고의 부록에는 본 연구에서 사용된 모형의 로그선형화된(log-linearized) 식을 제시하고 있다. 본 연구의 모형에 대한 자세한 설명은 Iacoviello (2005)를 참조하기를 바란다.

위의 식 (1)과 같은 통화정책 준칙과 더불어 중앙은행의 금융안정 측면에서의 반응여부 및 반응도를 분석하기 위해 금리결정시 주택가격 및 가계부채가 반영된 다음과 같은 준칙을 추가적으로 고려한다.

$$\widehat{R}_t = \rho_r \widehat{R}_{t-1} + (1 - \rho_r)(\phi_\pi \widehat{\pi}_t + \phi_y \widehat{Y}_t + \phi_q \widehat{q}_t) + \sigma_r \epsilon_t^r \quad (2)$$

$$\widehat{R}_t = \rho_r \widehat{R}_{t-1} + (1 - \rho_r)(\phi_\pi \widehat{\pi}_t + \phi_y \widehat{Y}_t + \phi_{\Delta b} \Delta \widehat{B}_t) + \sigma_r \epsilon_t^r \quad (3)$$

$$\widehat{R}_t = \rho_r \widehat{R}_{t-1} + (1 - \rho_r)(\phi_\pi \widehat{\pi}_t + \phi_y \widehat{Y}_t + \phi_b \widehat{B}_t) + \sigma_r \epsilon_t^r \quad (4)$$

식 (2)에서 q_t 는 실질 주택가격을 의미하며, 이러한 통화준칙은 통화정책이 인플레이션율과 산출뿐만 아니라 주택가격에 반응하는 것을 상정하고 있다. 비슷하게 식 (3)과 (4)는 각각 통화준칙에 가계부채 증가율($\Delta \widehat{B}_t \equiv \widehat{B}_t - \widehat{B}_{t-1}$) 및 가계부채의 정상상태로부터의 퍼센트 격차가 명시적으로 고려된 것으로 해석할 수 있다.

동 모형에는 다섯 개의 외생적 충격이 모형화되어 있는데, 위에서 언급한 i.i.d.를 따르는 통화정책 충격을 제외한 나머지 네 개의 충격은 모두 차수가 1인 자기회귀 (autoregressive, AR) 과정을 따른다고 가정한다. 이 네 개의 충격은 각각 생산성 (productivity), 선호(preference), 인플레이션(inflation), 그리고 주택 선호(housing preference) 충격이다. 생산성 충격은 생산함수에 등장하여 주어진 투입요소인 노동과 자본하에서 산출을 늘리는 공급 측면의 충격이며, 선호충격은 가계의 소비재에 대한 선호를 증가시켜 소비를 상승시키는 수요충격으로서의 역할을 한다. 인플레이션 충격은 생산비용을 상승시키는 공급 측면에서의 비용 상승(cost push) 충격이며, 주택 선호 충격은 가계의 주택 서비스에 대한 선호를 유발하여 주택구입을 증가시키는 충격이다.²⁾

마지막으로 기존의 DSGE 문헌에서는 통화정책 등 주요 거시경제 충격에 대해 소비와 투자의 낙타등(hump-shaped) 모양 반응이 나타남이 보고되고 있다. 이러한 점진적이고 지속적인 반응을 생성하기 위하여 소비 습관(consumption habit)과 자본의 조정비용 (adjustment cost in capital)을 모형에 도입한다.

2) 본고의 모형에서 주택공급은 완전 비탄력적이며, 따라서 주택가격은 주택서비스에 대한 수요에 의해 결정된다.

2. 데이터 및 추정

모형의 모수 식별을 위해 다음의 다섯 개의 거시변수를 사용하여 모형을 추정한다. 추정에 사용된 변수들은 1인당 실질 국내총생산, 1인당 실질 민간소비, CPI 인플레이션을, 명목금리(콜금리, 익일물), 그리고 실질 주택가격지수이다. 분기별 데이터를 이용하였으며 표본기간은 물가안정목표제가 본격적으로 도입된 2000년 1분기부터 2020년 2분기까지이다. 본고에서 분석하고 있는 모형은 경제 성장을 고려하지 않고 경기 변동 주기상의 변동만을 설명하기 위한 정상성(stationarity)을 가정한 모형이며 따라서 추세를 가지는 1인당 실질 국내총생산, 1인당 실질 민간소비 및 실질 주택가격지수는 정상성 확보를 위해 2차 시간추세(quadratic time trend)를 제거하여 사용하였다. 명목금리 자료는 표본기간 동안의 평균을 제거하여 이용하였으며, CPI 인플레이션의 경우 2000년대 이후 시점에 따라 변화된 중앙은행의 인플레이션 목표를 제거하여 실제 인플레이션율과 정책목표 사이의 차이를 추정에 사용하였다.

추정 시 데이터로부터 식별이 어려운 모수들은 캘리브레이션에 의존하였는데, 이 때 각 모수 값은 <Table 1>에 제시된 것처럼 Iacoviello (2005)에서 차용하였다. 우리나라를 대상으로 한 문헌인 Lee and Song (2015) 에서도 할인율 및 정상상태 마크업 모수들은 Iacoviello (2005)의 값들을 사용하였으며, 주택 서비스에 대한 가치치(j)는 송인호 (2014)에서 한국의 국부통계의 유형고정자산 중 주거용 건물과 비주거용 건물의 자산가치를 GDP로 나누어 계산한 0.21과 유사하다. 생산함수에서의 자본 비중인 μ 와 감가상각률 δ 은 한국의 비슷한 샘플기간을 분석한 Hur and Rhee (2020)와 동일하다. 또한 주택비중 모수인 $\nu = 0.03$ 도 송인호(2014)에서 사용된 값과 같다. 송인호(2014)가 시산한 기업가 및 가계의 LTV 비율인 0.5와 비교하면, 본고에서의 가계 LTV 비율은 비슷하나 기업가의 LTV 비율은 높게 설정되어 있음을 밝힌다.

나머지 모수들은 베이지안(Bayesian) 방식을 이용하여 추정하였다. 사전분포(prior distribution)와 데이터를 결합하여 구성한 사후분포(posterior distribution)로부터 식별하였는데, <Table 2>의 두 번째부터 세 번째 열에는 추정 시 사용한 모수의 사전분포가 제시되어 있으며 이러한 사전분포는 한국 및 미국을 대상으로 한 기존 문헌과 부합하도록

하였다. 이와 같은 방식을 바탕으로 무작위보행 메트로폴리스-헤이스팅스 알고리즘 (random-walk Metropolis-Hasting algorithm)을 이용하여 각 모수의 사후분포로부터 3만 개 샘플을 도출하여 실증분석을 진행하였다.

〈Table 1〉 Calibrated Parameters

Parameter	Calibrated Value
β (saving households' discount factor)	0.9925
β'' (borrowing households' discount factor)	0.97
γ (entrepreneurs' discount factor)	0.98
j (weight on housing services)	0.2
X (steady state markup)	1.15
μ (share of capital)	0.4
ν (share of housing)	0.03
δ (depreciation rate)	0.025
m (entrepreneurs' loan-to-value)	0.89
m'' (households' loan-to-value)	0.55

IV. 추정 결과

1. 모수 추정 결과

〈Table 2〉의 네 번째 열부터 구조 모수에 대한 사후분포가 보고되어 있다. 먼저 벤치마크 모형인 식 (1)을 반영하여 통화정책 준칙에 인플레이션갭과 산출갭만 반영된 모형의 경우 모수 추정치는 기존의 문헌에서 보고하는 값들과 유사하게 추정되었다. 한편, 통화정책 관련 모수인 ρ_r 은 1에 가깝게 추정되었는데, 이는 표본기간 동안 정책 이자율이 상당한 정도의 지속성을 보이는 데서 기인한다고 하겠다. 통화정책의 인플레이션과 산출갭 반응도인 ϕ_π 와 ϕ_y 는 평균값 기준 각각 1.17과 0.79로 추정되어 해당 기간 동안 통화당국이 인플레이션목표제를 충실히 수행하였으며, 산출의 변동에도 상당 수준 반응한 것으로 나타났다.

통화준칙에 추가적으로 실질 주택가격이나 가계부채 증가율에 대한 반응을 첨가한 모형들의 모수는 벤치마크 모형과 비슷하게 추정되었다. 특히 실질 주택가격과 가계부채 증가율에 대한 통화정책의 반응도 모수인 ϕ_q 와 $\phi_{\Delta b}$ 의 사후분포는 사전분포에 비해 0에 근접하는 것으로 나타났으며, 이는 통화정책이 해당 기간 동안 이러한 금융안정 변수에는 반응하지 않았을 가능성을 시사한다.

그러나 통화준칙에 가계부채 수준에 대한 반응이 포함된 모형의 결과는 위의 세 모형의 경우와 상당히 다른 것으로 분석되었다. 통화준칙 모수를 살펴보면 통화정책 지속성 모수인 ρ_r 은 다른 경우와 마찬가지로 1에 근접하나, 가계부채 수준이 고려된 경우 인플레이션갭에 대한 반응도는 더욱 크게 추정된 반면 산출갭에 대한 반응도는 훨씬 낮게 나타났다. 이 경우 통화정책의 가계부채 수준에의 반응도가 90% 구간 추정치 기준 [0.17, 0.42]로 유의하게 추정되었는데, 위에서 언급한 낮아진 산출갭 반응도와 종합하여 생각하면 결국 통화정책의 가계부채 수준에 대한 대응이 산출갭에 대한 대응과 서로 비슷한 경기안정화 기능을 함을 유추할 수 있다. 즉, 가계부채가 명시적으로 반영된 본고의 모형에서는 산출 변동의 일부분이 주택시장을 경유하여 영향을 미치는 가계부채 변동으로부터 촉발되며, 이러한 상황에서 통화정책은 산출의 안정을 직접적으로 추구하는 채널 이외에도 가계부채 변동의 안정을 통해 산출 안정화를 달성할 수 있는 간접적인 채널이 존재한다고 할 수 있다.

〈Table 2〉 Prior and Posterior Distributions of the Estimated Parameters

Parameter	Prior		Posterior			
	Dist.	Mean (Std.)	Benchmark	q in MP	ΔB in MP	B in MP
			Mean [5%, 95%]	Mean [5%, 95%]	Mean [5%, 95%]	Mean [5%, 95%]
h_b (habit)	B	0.7 (0.1)	0.50 [0.40, 0.58]	0.47 [0.37, 0.57]	0.49 [0.40, 0.57]	0.35 [0.27, 0.43]
η (labor elasticity)	G	1.5 (0.5)	1.67 [1.09, 2.36]	1.72 [1.12, 2.42]	1.68 [1.08, 2.38]	1.37 [0.87, 2.01]
ψ (capital adj. cost)	N	6 (1.5)	5.54 [3.39, 7.84]	5.11 [2.71, 7.57]	5.47 [3.32, 7.79]	6.38 [3.99, 8.78]
θ (price stickiness)	B	0.5 (0.05)	0.80 [0.78, 0.83]	0.80 [0.78, 0.83]	0.80 [0.78, 0.83]	0.83 [0.81, 0.85]
α (patient HH wage share)	B	0.65 (0.05)	0.64 [0.56, 0.72]	0.66 [0.58, 0.74]	0.63 [0.55, 0.71]	0.63 [0.54, 0.71]
ρ_r (MP AR(1))	B	0.5 (0.2)	0.99 [0.98, 0.99]	0.99 [0.99, 0.99]	0.99 [0.98, 0.99]	0.99 [0.98, 1.00]
ϕ_π (MP inflation)	G	1.5 (0.15)	1.17 [0.95, 1.42]	1.21 [0.98, 1.45]	1.21 [0.98, 1.45]	1.47 [1.24, 1.72]
ϕ_y (MP output)	G	0.25 (0.13)	0.79 [0.53, 1.11]	0.85 [0.56, 1.19]	0.92 [0.62, 1.27]	0.28 [0.09, 0.56]
ρ_u (inf. AR(1))	B	0.5 (0.2)	0.69 [0.57, 0.79]	0.67 [0.54, 0.78]	0.67 [0.53, 0.78]	0.42 [0.26, 0.56]
ρ_j (housing AR(1))	B	0.5 (0.2)	0.86 [0.75, 0.95]	0.91 [0.78, 0.99]	0.88 [0.77, 0.97]	0.99 [0.99, 1.00]
ρ_a (productivity AR(1))	B	0.5 (0.2)	0.34 [0.17, 0.49]	0.31 [0.14, 0.47]	0.37 [0.21, 0.52]	0.53 [0.40, 0.66]
ρ_z (preference AR(1))	B	0.5 (0.2)	0.41 [0.22, 0.60]	0.41 [0.24, 0.59]	0.40 [0.22, 0.58]	0.61 [0.44, 0.77]
σ_u (inflation std.)	IG	0.5 (∞)	0.37 [0.25, 0.54]	0.40 [0.26, 0.57]	0.39 [0.26, 0.56]	0.49 [0.37, 0.64]
σ_j (housing std.)	IG	0.5 (∞)	19.99 [8.60, 34.08]	14.60 [4.90, 31.57]	17.31 [6.39, 31.59]	3.22 [2.52, 4.02]
σ_a (productivity std.)	IG	0.5 (∞)	6.35 [4.08, 9.59]	6.23 [4.01, 9.34]	6.13 [3.91, 9.30]	6.31 [4.10, 9.30]
σ_r (MP std.)	IG	0.5 (∞)	0.02 [0.02, 0.02]	0.02 [0.02, 0.02]	0.02 [0.02, 0.02]	0.03 [0.02, 0.03]
σ_z (preference std.)	IG	0.5 (∞)	2.76 [2.25, 3.38]	2.62 [2.10, 3.24]	2.73 [2.24, 3.31]	2.02 [1.70, 2.41]
ϕ_q (MP housing price)	G	0.25 (0.13)		0.07 [0.02, 0.13]		
$\phi_{\Delta b}$ (MP HH debt growth)	G	0.25 (0.13)			0.05 [0.02, 0.10]	
ϕ_b (MP HH debt level)	G	0.25 (0.13)				0.28 [0.17, 0.42]

Note: B, G, N, and IG denote Beta, Gamma, Normal, and Inverse Gamma distributions, respectively.

위와 같이 고려된 네 가지 모형에 대한 데이터 적합도를 분석하기 위해서 Geweke (1999)가 제안한 modified harmonic mean estimator를 바탕으로 평균 한계 데이터 밀도(average log marginal data density)를 시산하였다. <Table 3>에는 각 모형에 대해 시산된 평균 한계 데이터 밀도가 보고되어 있는데, 분석 결과 데이터는 인플레이션갭, 산출갭과 함께 가계부채의 수준이 반영된 통화준칙을 고려한 모형을 가장 선호하는 것으로 나타났다. 그 다음으로는 벤치마크인 인플레이션율갭과 산출갭만 포함된 모형의 데이터 적합도가 두 번째로 높았으며, 주택가격이나 가계부채 증가율이 반영된 모형은 데이터 설명력이 가장 떨어지는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 <Table 2>에 보고된 0에 가까운 ϕ_q 와 $\phi_{\Delta b}$ 의 추정결과와 일치한다. 일반적으로 DSGE 모형에 모수를 추가할수록 데이터 적합도는 높아지는 경향성을 보이는데, 이 때 평균 한계 데이터 밀도는 추가된 모수가 데이터를 설명하는데 도움을 주지 않을 경우 적합도를 조정하여 하락시킨다.³⁾ 따라서 모형의 통화준칙에 주택가격이나 가계부채 증가율을 추가할 때 해당 반응도 모수가 0에 가깝게 추정된다는 것은 이와 같은 변수들이 표본 기간 동안의 통화정책을 설명하는 데 유용하지 않다는 뜻이며, 이는 낮아진 데이터 적합도로 나타나는 것이다.

<Table 3> Model Fit

Specification	Average Log-marginal Data Density
Benchmark	-454.4
Housing price (q) in MP	-459.2
Household debt growth (ΔB) in MP	-459.0
Household debt level (B) in MP	-433.7

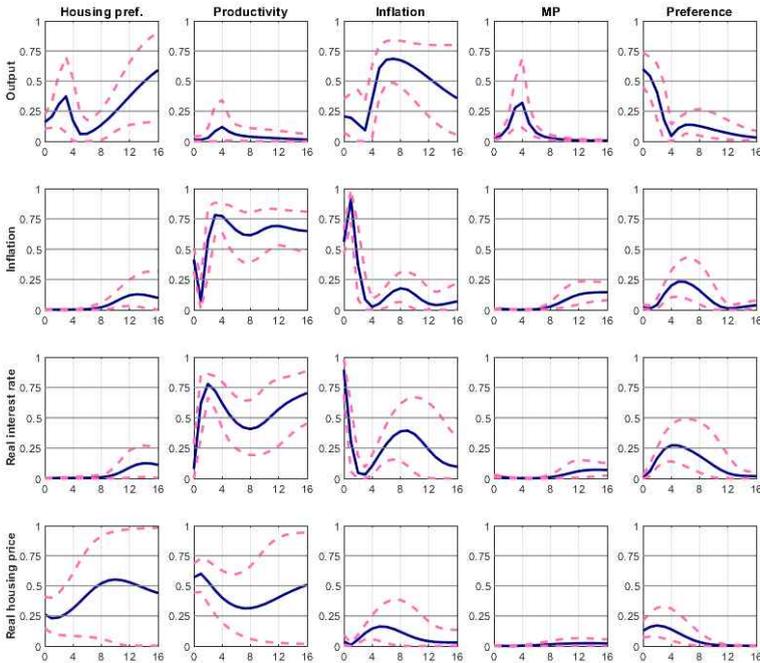
Note: The average log-marginal data density is calculated by using the Geweke's (1999) modified harmonic mean estimator.

3) 이러한 의미에서 평균 한계 데이터 밀도는 회귀분석 시 포함된 종속변수의 유의성에 따라 보정된 모형 전체의 설명력을 나타내는 조정된(adjusted) R^2 와 같은 역할을 한다고 볼 수 있다.

2. 예측오차 분산분해와 역사적 분해

추정된 모형을 바탕으로 거시경제 변수들의 변동에 어떠한 구조충격요인이 주요한 역할을 하는지 살펴보기 위해 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition)와 역사적 분해(historical decomposition)을 시산하였다. 먼저 <Figure 1>에는 각 변수별 예측오차 분산분해 결과가 제시되어 있다.

<Figure 1> Forecast Error Variance Decomposition



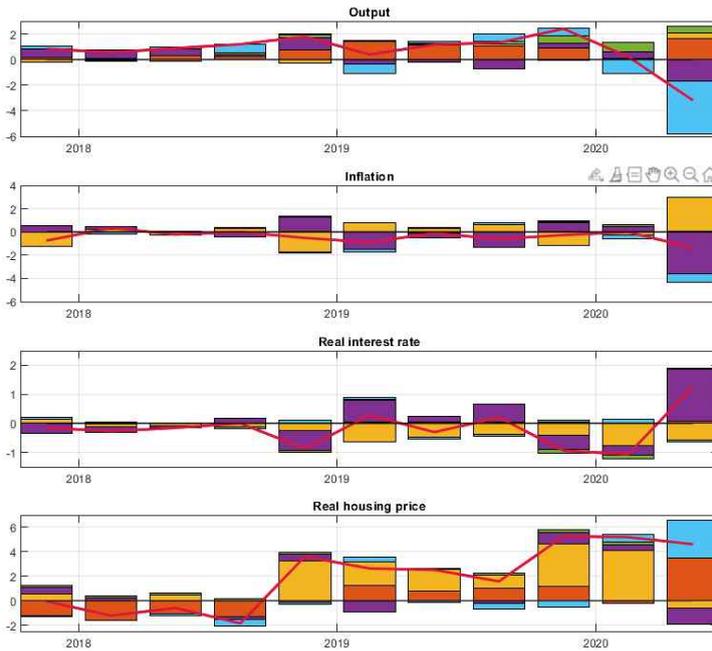
Notes: 1) Solid and dashed lines display the mean and [5%, 95%] estimates.
 2) The x-axis is in quarters.

분석 결과 각 변수의 변동을 주로 설명하는 충격이 단기와 중·장기별로 다르게 나타나는 것으로 드러났다. 산출의 경우 단기에는 선호충격이 산출 변동에 있어서 가장 중요한 충격으로 보이나, 5분기 이후 중·장기에 있어서는 인플레이션 및 주택 선호충격의 중요성이 증가하는 것으로 분석되었다. 인플레이션과 실질이자율 변동에 있어서 단기에는 인플

레이션 충격이 가장 중요하지만 3~4분기 이후에는 생산성 충격이 전체 변동의 절반 이상을 설명하는 것으로 판명되었다. 마지막으로 실질 주택가격의 변동은 생산성 충격과 주택 선호충격으로 주로 설명되는 것으로 나타났다. 주지할 것은 생산성 충격과 주택 선호충격은 서로 다른 경로로 주택 가격의 변동에 영향을 미친다는 점이다. 양(+)¹⁾의 생산성 충격은 가계의 소득을 증가시키는 부(富)의 효과를 통해 주택에 대한 수요를 증가시켜 주택가격을 상승시키는 역할을 하는데 반해, 주택 선호충격은 주어진 소득수준하에서 주택에 대한 선호를 높임으로써 주택가격 변동을 일으킨다.

〈Figure 2〉에는 역사적 분해 결과가 제시되어 있는데, 본고의 주요 연구주제가 현재 경기상황을 설명하는 충격이 무엇인지 설명하고 동 충격을 바탕으로 한 시나리오 분석이므로 역사적 분해 결과는 비교적 최근 기간인 2017년 4분기부터 2020년 2분기까지 보고하였다. 〈Figure 1〉에서와 같이 산출 변동에 있어 가장 중요한 충격은 선호, 인플레이션 및 주택선호 충격으로 분석되었으며 특히 COVID19 이후 최근 기간에 대해서는 음(-)의 선호 및 인플레이션 충격이 경기 침체의 주요 원인으로 나타났다. 이에 반해 주택 선호충격은 오히려 경기를 부양시키는 방향으로 작용하는 충격으로 분석되어, 경기 펀더멘털과 이격된 최근의 주택가격 상승을 적절하게 반영하는 것으로 보인다. 인플레이션과 실질이자율의 변동에 있어서는 인플레이션과 생산성 충격이 가장 중요한 것으로 나타났으며, 특히 표본기간 마지막 부분의 인플레이션을 하락과 실질이자율 상승에 있어서 인플레이션 충격이 중요한 역할을 하는 것으로 분석되었다. 실질 주택가격의 경우에는 2020년 2분기와 그 전 기간에 대해 충격의 기여도가 다른 모습을 보이는데, 2020년 2분기 이전 기간 동안에 대해서는 생산성 충격이 가장 중요한 역할을 하는 데 반해 2020년 2분기에는 선호충격과 주택 선호충격이 최근의 주택가격 상승을 주로 설명하는 것으로 드러났다. 이와 관련하여 생산성 충격이 주택가격에 영향을 미치는 채널은 이미 위에서 서술한 바와 같다.

<Figure 2> Historical Decomposition (2017:Q4~2020:Q2)



Note: Posterior mean estimates of historical decompositions are plotted.

V. 통화정책 운영체제별 정책효과

1. 대안적 통화정책 체제

통화정책 운영체제별 정책효과 분석을 위해 먼저 물가안정목표제(IT)의 대안적 통화정책 체제들을 엄밀하게 정의하는 것으로 시작한다. 이를 위해 본고에서는 물가수준목표제와 평균물가목표제 두 가지 대안적 통화정책 체제를 고려한다. Bernanke et al. (2019)와 Arias et al. (2020) 등의 정의대로 각 통화정책 체제는 다음과 같이 정의된다.

먼저 물가안정 목표제하에서 통화정책은 위의 식 (1)을 변형하여 다음과 결정된다고 가정한다.⁴⁾

4) 대안적 통화정책 운영체제의 효과를 분석하는 대부분의 기존 논문에서는 통화정책의 자기상

$$R_t = 0.85R_{t-1} + 0.15[r^* + \pi_t + Y_t^{gap} + 0.5(\pi_t - \pi^*)] \quad (5)$$

여기에서 r^* 는 실질중립금리를 나타내며, Y_t^{gap} 은 t 기의 산출갭을 의미하는데 2장에서
의 표기법에 따르면 $Y_t^{gap} = \hat{Y}_t$ 가 된다. π^* 는 중앙은행의 중기(medium-term) 인플레이
션 목표를 나타내는데, 가장 최근 기간 동안 한국은행의 목표치인 2%로 설정한다.

통화정책 결정이 물가수준목표제를 따를 때에는 다음과 같은 변형된 테일러 준칙을 따
른다고 상정한다.

$$R_t = 0.85R_{t-1} + 0.15[r^* + \pi_t + Y_t^{gap} + (p_t - p_t^*)] \quad (6)$$

p_t 는 CPI 인덱스로 나타나는 물가수준을 의미하며, CPI 인플레이션을 π_t 와는
 $\pi_t = \ln(p_t/p_{t-1})$ 과 같은 관계를 가진다. p_t^* 는 물가수준목표제가 달성하고자 하는 물가
수준을 나타내는데, 기존 문헌에서와 같이 매년 2%의 일정한 물가상승이 지속되는 경로를
가정한다.

마지막으로 평균물가목표제하에서의 통화정책은 다음과 같은 준칙에 의해 결정된다.

$$R_t = 0.85R_{t-1} + 0.15\left[r^* + \pi_t + Y_t^{gap} + \frac{1}{k}(\overline{\pi_{t,t-k+1}} - \pi^*)\right] \quad (7)$$

여기에서 $\overline{\pi_{t,t-k+1}} \equiv \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \pi_{t-j+1}$ 로 정의되는 과거 k 기 동안의 평균물가를 나타내

고, k 는 정책결정을 위한 평균물가 계산 윈도우의 길이를 의미한다.

관계수(ρ_r)를 0으로 설정한다. 이는 통화정책의 자기상관계수가 양(+)인 경우 물가안정목표
제와 비교하여 평균물가목표제가 가지는 차이점 및 장점이 잘 드러나지 않는 데서 기인한
다. 예를 들어, Woodford (2003)은 통화정책의 자기상관계수가 0보다 큰 이자율 평활화
(interest-rate smoothing)는 과거 의존적(history-dependent) 정책의 대표적 예이며, 미
래지향적 합리적 기대를 가지는 경제주체를 상정한 모형에서의 최적 통화정책에 있어 핵심
적 가정이라는 것을 밝혔다. 이를 통해 이자율 평활화로 인해 또다른 과거 의존적 정책인
평균물가목표제의 장점이 약화될 수 있다는 추론이 가능하다. 양(+)의 통화정책 자기상관계
수를 허용한 연구의 예외로는 Arias et al. (2020)와 Bernanke et al. (2019)을 들 수 있
는데, 이 논문들에서는 $\rho_r = 0.85$ 로 하였으며 본고도 이러한 설정을 원용하였다.

위와 같이 정의된 통화정책 운영체제를 바탕으로 본고의 나머지 부분에서는 각 운영체제별 거시경제 안정 및 금융안정에의 함의를 도출한다. 이때 통화준칙을 제외한 모형의 나머지 구조적 모수들은 3장에 제시된 사후 추정치의 평균값을 사용한다.

2. 평균물가목표제의 최적 윈도우 설정

앞 절에서 정의한 대로 평균물가목표제하에서의 분석을 위해서는 평균물가가 계산되는 윈도우 길이(k)를 설정해야 한다. 이를 위해 본 연구에서는 기존 문헌에서와 마찬가지로 가계의 후생을 극대화시키는 윈도우 길이를 설정한다. Rotemberg and Woodford (1998)와 Benigno and Woodford (2012) 등의 연구는 통상적인 뉴케인지안 모형에서 가계의 후생 극대화가 산출갭 및 인플레이션갭 분산(variance)의 가중평균으로 정의된 2차 손실함수(quadratic loss function)를 극소화함으로써 달성될 수 있음을 보였다. 이러한 기존 문헌에 근거하여 본고에서는 다음과 같은 손실함수를 구성한다.

$$\text{Quadratic Loss}(\omega) = \text{Var}(\pi) + \omega \text{Var}(y) \quad (8)$$

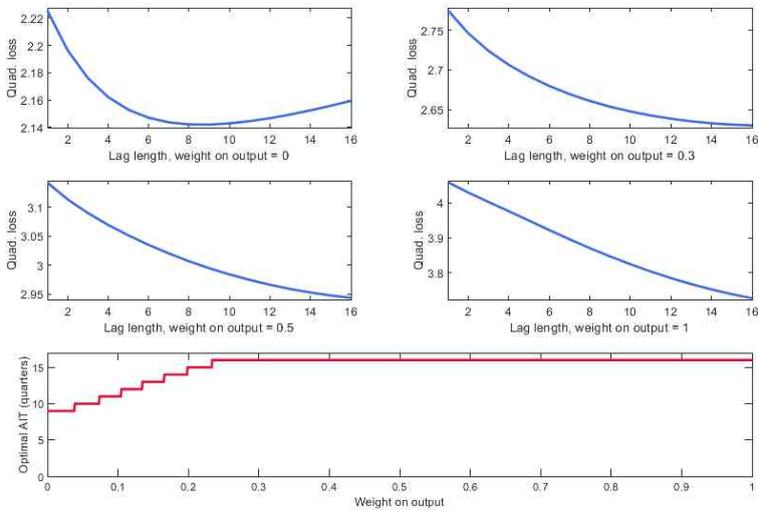
여기에서 인플레이션갭 분산의 가중치는 1로 정규화 되었으며, 따라서 ω 는 인플레이션갭 대비 산출갭 분산의 상대적 가중치를 의미한다.

식 (8)의 2차 손실함수를 구하기 위해서는 산출갭 분산의 가중치인 ω 를 설정해야 하나, 기존 문헌에서는 이러한 가중치에 대한 일치된 의견이 존재하지 않는다. 따라서 본고에서는 기존 문헌의 가중치 값들을 포함하는 합당한 ω 의 범위를 $0 \leq \omega \leq 1$ 로 설정하고 이러한 영역에서 2차 손실함수 값들이 어떻게 변하는지 분석함으로써 최적의 k 를 찾고자 한다. 이 때, 윈도우 길이는 1분기부터 16분기까지를 고려하였다.

〈Figure 3〉에는 이와 같은 분석 결과가 제시되어 있다. 먼저 위의 네 개 그림에는 $w = 0, 0.3, 0.5, 1$ 로 각각 주어진 값들에서 윈도우 길이(x 축)에 대해 2차 손실함수 값(y 축)이 어떻게 변하는지 보여준다. 가중치가 0일 때에는 $k = 9$ 가 2차 손실함수를 극소화시켜주는 값으로 분석되었으나, 나머지 가중치 값들에 대해서는 $k = 16$ 이 최적 윈도우 길이로 나타났다. 이러한 결과는 〈Figure 3〉의 마지막 그림에 요약되어 있다. 산출갭 분산에

0.25 이상의 가중치가 주어진 경우 결과는 강건하게 $k = 16$ 가 최적 윈도우 길이로 분석되었다. 비슷한 연구주제를 가진 기존의 문헌에서 대부분 $\omega = 1$ 로 상정하고 분석한다는 점에 근거해 보면, 본고에서도 평균물가목표제 운용을 위한 최적 윈도우를 16분기로 설정하는 것이 합당해 보인다. 따라서, 이후의 평균물가목표제와 관련된 실증분석 결과는 $k = 16$ 값으로부터 도출된 것임을 밝힌다.

〈Figure 3〉 Value of the Quadratic Loss Function Depending on the Weight (ω) and Window Length (k)



- Notes: 1) In the first four panels, the x-axis and y-axis are the window length (k) and the quadratic loss function value, respectively.
2) In the last panel, the x-axis and y-axis are the relative weight on the output gap (ω) and window length (k) minimizing the quadratic loss function, respectively.

3. 통화정책 운영체제별 향후 거시경제 경로 및 후생상 함의: 명목금리의 제로 하한이 반영되지 않은 경우

본 절에서는 본고의 표본기간 이후인 2020년 3분기부터 2025년 2분기까지 향후 5년간의 우리나라의 거시경제가 상이한 통화정책 운영체제별로 어떻게 달라지는지를 시산하고자 한다. 그러나 COVID19로 인한 경제 위기가 지속되고 있는 현재의 상황에서 향후 한국

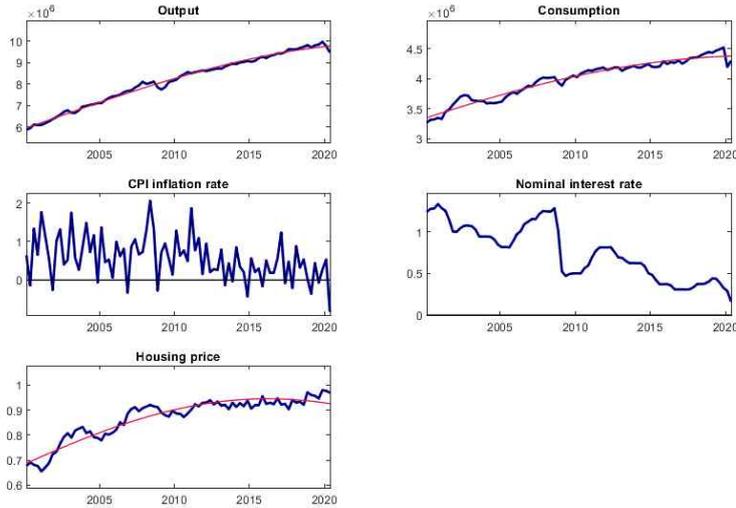
경제의 전망은 그 어느 때보다도 불확실성이 높은 상황으로 판단된다. 따라서 이러한 향후 전망시 특정한 하나의 경로를 가정하기 보다는 다양한 여러 가능성에 대한 시나리오를 고려하는 것이 더욱 합당할 것이다.

이러한 성장경로의 불확실성 반영을 위해 다음의 세 가지 시나리오를 상정하여 분석한다. 첫 번째 시나리오는 기준이 되는 시나리오로써 산출은 2021년 말 전후로 COVID19 이전 추세를 회복하고, 현재 2%를 훨씬 하회하고 있는 인플레이션율은 2022년 말에나 2% 수준에 근접하는 경우이다. 두 번째로는 COVID19의 부정적 영향력이 기준 케이스보다 오래 지속되는 비관적 시나리오이다. 이 시나리오하에서 산출은 2021년 중반까지 1% 내외의 마이너스 성장을 지속하다가 2022년 이후 완만히 회복하고, 이에 따라 인플레이션율은 2023년 이후에나 2% 수준에 근접하는 상황을 가정한다. 마지막 시나리오는 기준 시나리오보다 낙관적인 경우로써, 산출의 회복이 예상보다 빨라서 2021년 상반기 전후로 이전 추세로 회복하는 동시에 인플레이션율도 2021년 말 전후 2% 수준에 근접하는 경우이다.

위의 세 시나리오는 모두 경제가 일정 기간 동안의 COVID19로 인한 부정적 영향 후 원래의 성장경로로 회귀하는 상황을 상정하고 있다. 따라서 이러한 분석을 위해서는 경제의 성장경로를 설정해야 하는데, 이를 위해 모형 추정 시 원 시계열의 정상성 확보를 위해 사용했던 2차 시간추세를 경제의 장기 성장경로로 가정한다. 즉, 산출, 소비 및 주택가격 변수의 장기 성장경로는 표본 기간 동안 추정된 각 변수의 2차 시간추세를 향후 전망기간 동안 연장하여 사용한다. <Figure 4>에는 모형 추정에 사용된 시계열 및 산출, 소비와 실질 주택가격에 대한 2차 시간추세가 제시되어 있다. 산출과 소비의 추세는 표본 기간 동안 지속적으로 상승하는 모습을 나타내나, 실제 시계열은 2020년 초부터 이와 같은 장기 성장 추세를 하회하는 경향을 보이고 있어 COVID19로 인한 최근의 경기부진을 적절하게 포착하고 있는 것으로 보인다. 실질 주택가격은 2015년을 정점으로 하향하는 추세를 보이나 실제 데이터는 2019년경부터 장기 추세보다 높은 경향을 보임으로써 경기 펀더멘탈과 유리된 주택가격 상승을 나타내고 있다. 이러한 면을 종합적으로 볼 때 장기 추세로써 2차 시간추세를 사용하는 것은 합당한 설정으로 판단된다.⁵⁾

5) 이와 같은 설정에 있어서 두 가지 점을 주지하고자 한다. 첫 번째로 다른 시계열과 달리 가격변수만 레벨변수가 아닌 증가율을 이용한 인플레이션을 이용하는 것은 현행 통화정책 운영체제가 목표 인플레이션율을 바탕으로 한 물가안정목표제라는 점에 기인한다. 두 번째로

〈Figure 4〉 Observable Variables for Estimation and Their Quadratic Time Trend



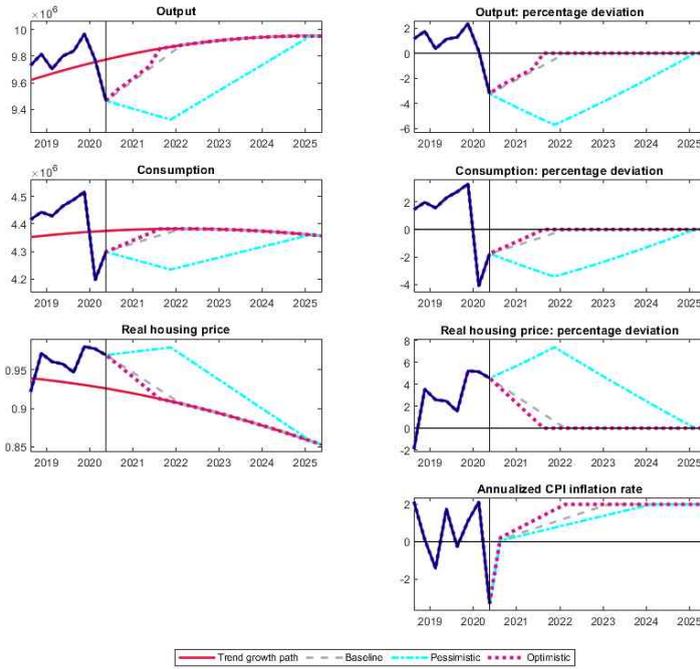
Note: In each panel, thick solid lines display the actual time series used for estimation, while thin solid lines are their quadratic time trend.

〈Figure 5〉는 이러한 가정하에 시산된 시나리오별 향후 거시경제 경로를 나타낸다. 먼저 기준이 되는 시나리오는 산출, 소비 및 실질 주택가격이 점진적으로 변화하여 2022년 1분기에 원래 성장경로로 돌아오는 상황을 상정하고 있다. 이러한 실물경제 상황의 개선과 함께 인플레이션도 꾸준히 상승하여 2023년 1분기에 2% 수준을 달성하는 것을 가정한다. 비관적 시나리오의 경우 2021년 말까지 산출과 소비는 연평균 -1%의 성장을 하고 이후 점진적으로 증가하여 2025년 1분기에 원래 성장경로로 돌아온다고 가정한다. 실질 주택가격은 2021년 4분기까지 2017년 이후 성장률의 평균치인 분기별 0.17%의 상승폭을 나타내다가 2022년 이후 감소하기 시작하여 2025년 1분기에 원래의 장기 추세로 회귀한다고 하였다. 비관적 시나리오하에서의 길어지는 경기침체로 인하여 인플레이션 상승폭은 기준 시나리오보다 제한적이며, 2024년 1분기이나 연평균 2% 인플레이션율을 달성하는 상황을 상정한다. 마지막으로 낙관적 시나리오는 산출, 소비와 실질 주택가격 모두 2021

추세를 반영함에 있어서 Hodrick-Prescott(HP) 필터를 쓰는 방식도 있는데, 본고에서는 고려하고 있는 샘플기간동안의 추세를 바탕으로 향후 추세를 연장하여 정책실험을 하고 있으므로 HP 필터를 사용할 수 없게 된다. 이러한 이유로 2차 추세를 가정한다.

년 3분기에 원래의 장기 추세로 회귀하는 상황이며, 이러한 빠른 경기회복으로 인해 인플레이션도 2022년 1분기부터 2%로 상승하는 것을 가정한다. 모든 시나리오에 대해 명목이 자율은 경기 및 인플레이션 상황과 연동되어 주어진 금리준칙에 따라 결정되도록 하였다.

〈Figure 5〉 Future Macroeconomic Path Depending On the Scenarios



- Notes: 1) In the left panels, solid lines display the quadratic time paths, while dashed, dash-dot and dotted lines are the future paths under the baseline, pessimistic and optimistic scenarios, respectively.
 2) In the right panels, each line displays their percentage deviations from the quadratic time paths.

이와 같은 시나리오하에서 추정된 모형을 이용하여 각 시나리오별 향후 경로를 가장 잘 설명하는 충격을 식별하여 통화정책 운영체제별 향후 거시경제 경로 및 함의를 분석하였다. 구체적으로는 칼만 평활화(Kalman smoother)를 이용하여 충격을 식별하였는데, 이를 위해 현재의 통화정책 운영체제인 물가안정목표제하에서의 통화준칙인 식 (5)를 준거점으로 하였다. 즉, 물가안정목표제를 가정한 상황에서 향후 거시경제 경로를 가장 잘 설

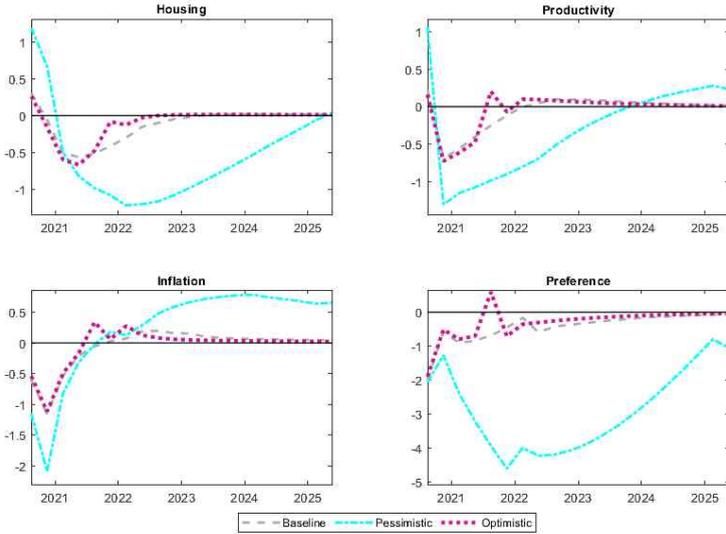
명하는 충격을 식별하고, 식별된 동일한 충격을 바탕으로 각 통화정책 운영체제별 향후 거시경제 경로가 어떻게 달라지는가를 시뮬레이션 하는 것이다. <Figure 6>에 이와 같은 방식으로 시산된 외생적 충격 시퀀스가 나와 있는데, 모든 시나리오에 대해 향후 음(-)의 생산성, 인플레이션 및 선호 충격이 지속되다가 점차 사라지며 경제가 원래의 성장경로로 돌아오게 됨을 나타내고 있다. 주택 선호충격의 경우 전망 초기 기간 동안에는 양(+)의 충격으로 인해 주택가격 상승을 발생시키나, 한동안 음(-)의 충격으로 전환되었다가 일정 시간이 지나면 서서히 사라지는 것으로 도출되었다.⁶⁾

더욱 자세히 설명하면, <Figure 6>에서 나타난 향후 경기전망을 설명하는 충격의 종류 및 부호는 시나리오별로 약간씩 다른 것을 알 수 있다. 기본 및 긍정적 시나리오의 경우 고려된 네 가지 충격의 부호가 모두 단기적으로 음(-)이었다가 서서히 사라지는 것으로 예측되었다. 반면 부정적 시나리오의 경우에는 선호 충격만 분석 기간 내내 음(-)의 부호를 가지고 인플레이션 충격은 단기적으로 음(-)이었다가 중기적으로 양(+)으로 전환하며, 생산성 및 주택 선호 충격은 한동안 장기 추세보다 높을 것으로 전망되는 주택가격을 설명하기 위해 단기적으로 양(+)이었다가 빠르게 음(-)으로 전환된 후 서서히 사라지는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 <Figure 1>의 예측오차 분산분해 결과에서 제시된 바와 같이 주택 가격은 주로 주택 선호 및 생산성 충격으로 설명된다는 결과에 부합한다.

<Figure 7>에는 기준 시나리오 전망에 근거한 통화정책 운영체제별 향후 거시경제 경로를 보여주고 있다. 산출, 소비, 투자 등의 실물변수를 보면 물가안정목표제와 평균물가 목표제하에서의 결과가 유사한 것으로 나타났다. 그러나 물가수준목표제의 결과는 이 두 운영체제의 그것과는 상당히 다른 양상을 보이는데, 물가수준목표제는 다른 경우에 비해 이러한 변수들을 더욱 경기확장적으로 만드는 동시에 경로의 오버슈팅(overshooting)을 확대함으로써 경기의 변동성 또한 증가시키는 것으로 분석되었다. 가계부채 수준 및 GDP

6) 논의의 진행에 앞서 주지할 것은 정책 시뮬레이션을 위해 도입한 통화준칙 (5)~(7)의 식에는 재량적(discretionary) 통화정책을 반영하는 통화정책 충격 부분이 누락되어 있다는 것이다. 이는 정책 결정의 재량적인 부분은 통제된 채, 준칙에 의거한 통화정책 부분이 달라짐으로 해서 발생하는 거시경제적 함의를 시산하는데 있어 필수적인 설정이라고 하겠다. 이와 같은 이유로 이후 논의될 정책 시뮬레이션 결과도 <Figure 6>에 제시된 4개의 충격만을 바탕으로 한 것이라는 점을 밝힌다. 이러한 설정은 미국을 대상으로 한 Kiley and Roberts (2020)와 같은 기존 문헌과 동일하다.

〈Figure 6〉 Identified Future Shock Sequence



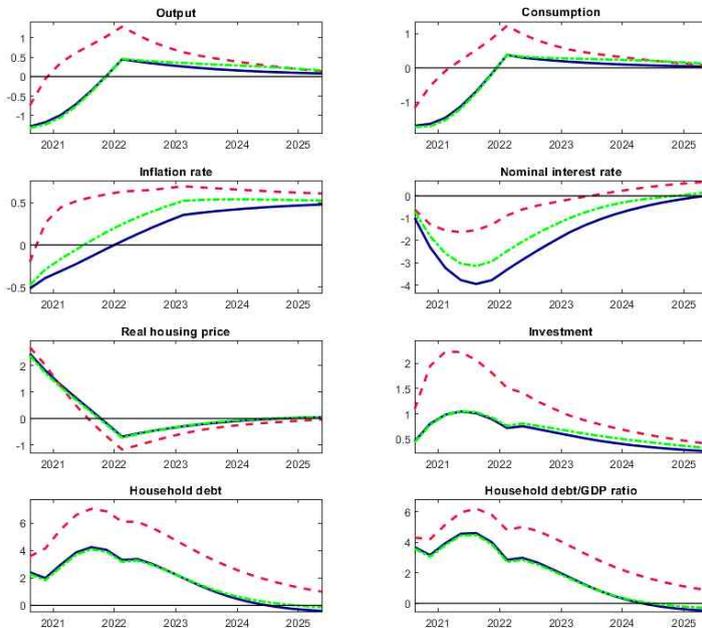
Note: In the left panels, dashed, dash-dot and dotted lines are the identified shock sequences under the baseline, pessimistic and optimistic scenarios, respectively.

대비 가계부채 비율도 물가수준목표제하에서 가장 큰 상승폭을 보였다. 인플레이션율의 경로는 각 운영체제별로 상이한 모습을 보이며, 물가수준목표제하에서 가장 많이 빠르게 그리고 큰 폭으로 상승하였고 그 다음으로는 평균물가목표제, 물가안정목표제 순이었다. 이와 같이 다른 운영체제에 비해 더욱 경기확장적이며 높은 인플레이션을 유발하는 물가수준목표제의 특징은 Bernanke et al. (2019)의 결과와 일치한다.

명목이자율의 경로는 통화준칙에 포함된 변수인 물가의 변동과 산출갭의 변동에 따라 영향을 받는데, 산출과 인플레이션율이 가장 많이 증가한 물가수준목표제의 경우가 가장 작은 폭의 명목이자율 하락 반응을 나타냈으며 물가안정목표제하에서 가장 큰 하락폭을 나타냈다. 이러한 명목이자율의 상이한 경로는 경기회복을 위한 금리인하폭과 기간이 통화정책 운영체제별로 크게 달라짐을 의미한다. 산출과 인플레이션율이 상대적으로 빠르게 증가하는 물가수준목표제하에서는 명목이자율이 다른 운영체제들에 비해 적게 하락하였다가 빠르게 상승한다. 물가수준목표제에서 다른 운영체제에 비해 금리를 더 크게 낮추지 않는데도 물가와 산출갭이 빠르게 확대되는 이유의 일정 부분은 모형의 경제주체들이 통화정책 운영체제

를 반영하여 기대를 형성하는 것에 기인한다. 비슷한 논리로 실물부분의 반응이 비슷한 물가안정목표제와 평균물가목표제의 경우 인플레이션 반응의 차이로 인해 금리가 평균물가목표제하에서 상대적으로 적게 하락한 이후 더 높은 상승폭을 보인다. 마지막으로 통화정책 운영체제가 향후 실질 주택가격 전망치에 주는 영향은 다른 변수에 비해 제한된 것으로 분석되었으나 물가수준목표제하에서 가장 큰 변동폭을 보이는 패턴이 관측되었다.

〈Figure 7〉 Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Baseline Scenario

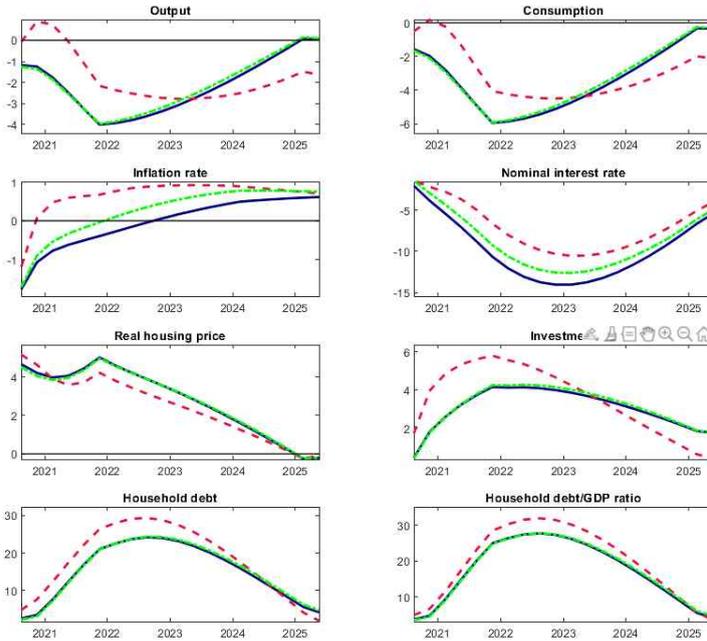


- Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

〈Figure 8〉에 나타난 비관적 시나리오 결과는 기준 시나리오보다 상대적으로 더 깊은 경기침체 폭을 제외하면 큰 틀에서 〈Figure 7〉의 결과와 유사하나, 실물경제 측면에서 단기와 중기의 효과가 다른 것으로 분석되었다. 물가수준목표제하에서 산출, 소비 및 투자는 단기적으로 가장 경기확장적이지만, 2023년경부터는 오히려 가장 경기수축적이 된다. 이는

비관적인 경기 전망이 현실화될 경우 물가수준목표제는 실물경기 부양에 있어 단기/중기 트레이드오프를 가지는 운영체제가 될 수 있음을 나타낸다. 또한 물가수준목표제는 고려된 분석 기간 전체에 대해 인플레이션율을 가장 큰 폭으로 상승시키는 정책으로 드러났다. 오랜 동안 지속되는 경기부진으로 인해 정책이자율도 정상상태보다 상당기간 낮아야 하지만 물가수준목표제의 경우가 2023년 이후 가장 빠른 명목이자율의 상승을 보인다. 기준 시나리오와 유사하게 가계부채 및 GDP대비 가계부채 비율 또한 물가수준목표제하에서 가장 큰 상승폭을 보이는데, 세 가지 운영체제 모두에 대해 이 변수들의 증가폭은 기준 시나리오보다 비관적 시나리오에서 훨씬 커지는 것으로 분석되어 향후 거시경제 회복 속도가 더딜 경우 가계부채 측면에서의 금융안정 달성에 있어 큰 제약이 될 가능성을 암시한다.

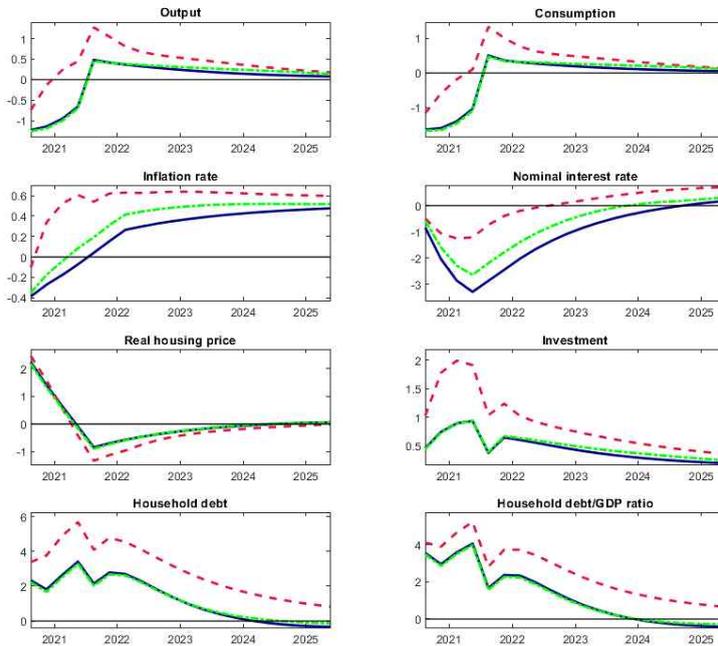
〈Figure 8〉 Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Pessimistic Scenario



- Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
 2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

낙관적 시나리오하에서의 향후 경로는 <Figure 9>에 제시되어 있다. 이 그림에 제시된 결과는 기준 시나리오와 대부분 유사한 특성을 보이는 것으로 분석되었다. 다만, 상대적으로 짧은 경제침체 지속 기간으로 인해 명목이자율은 기준 시나리오보다 적게 감소하였다가 정상상태로 돌아오는 특성을 보인다.

<Figure 9> Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Optimistic Scenario



- Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

<Figure 7>에서부터 <Figure 9>까지 공통적으로 나타난 결과를 요약하면 다음과 같다. 실물변수는 적어도 단기적으로는 물가수준목표제하에서 가장 경기확장적이 되며, 물가안정목표제와 평균물가목표제 사이의 차이는 크지 않다. 이와 함께 실물변수의 변동성은 물가수준목표제에서 가장 증가하는 것으로 나타났다. 물가 측면에서는 물가수준목표제가 가

장 인플레이션을 유발하는 정책으로 분석되었고, 그 다음으로는 평균물가목표제와 물가안정목표제 순이었다. 한편 명목이자율도 수준도 인플레이션율과 유사한 순서를 보인다. 주택가격의 경우 물가수준목표제하에서 가장 큰 변동폭을 보였으나 통화정책 운영체제별 차이는 다른 변수에 비해 상대적으로 제한적이었다. 가계부채 또한 실물변수와 유사한 특징을 보였는데, 물가수준목표제에서 가장 크게 증가하였으며 물가안정목표제와 평균물가목표제하에서는 유사한 변화폭을 나타냈다.

다음으로 통화정책 운영체제별 후생상 함의를 알아보기 위해 2차 적률을 계산하고 이를 바탕으로 2차 손실함수 값을 도출한다. 이를 위해 기존 문헌에서와 같이 다음 세 가지 형태의 2차 손실함수를 가정한다.

$$Quadratic Loss_{t,1} = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^T [(\pi_{t+s} - \pi^*)^2 + (Y_{t+s}^{gap})^2] \quad (9)$$

$$Quadratic Loss_{t,2} = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^T [(\pi_{t+s} - \pi^*)^2 + (Y_{t+s}^{gap})^2 + (R_{t+s} - R_{t+s-1})^2] \quad (10)$$

$$Quadratic Loss_{t,3} = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^T [(\pi_{t+s} - \pi^*)^2 + (Y_{t+s}^{gap})^2 + (R_{t+s} - R_{t+s-1})^2 + (B_{t+s}^{gap})^2] \quad (11)$$

여기에서 B_t^{gap} 은 t 기의 가계부채갭을 의미하는데 산출갭과 마찬가지로 2장에서의 표기법을 사용하면 $B_t^{gap} = \hat{B}_t$ 가 된다. 먼저 식 (9)의 2차 손실함수는 식 (8)의 손실함수가 산출갭 가중치(ω) 1을 가질 때의 특정한 경우이다. 그리고 식 (9)와 (10)에 나타난 두 2차 손실함수의 차이는 결국 전기로부터의 이자율 변동의 제공항을 고려하는지의 여부에서 발생하는 것을 알 수 있다. 위에서 언급한 바와 같이 Arias et al. (2020)와 Bernanke et al. (2019)을 제외한 기존 문헌에서는 통화준칙의 자기상관계수를 0으로 하고 분석을 진행하는데, 이 경우 매기 이자율 변동이 심해짐으로써 발생하는 후생상의 손실을 반영하기 위해 식 (10)에서와 같은 추가적인 항을 고려하는 것으로 보인다. 예를 들어 Dovern et al. (2012)은 이와 같은 이자율 변동의 제공항을 통화정책의 불확실성(uncertainty)으로 정의하고 실증분석에 사용한 바 있다. 마지막으로 식 (11)의 손실함수는 식 (10)의 손실함수에 추가적으로 가계부채갭의 제공항을 반영한 것으로서, 가계부채 변동성으로 대표되는

금융안정예의 함의를 고려한 후생 분석을 위해 설정된 것이다.

식 (9)~(11)의 손실함수 값을 구하기 위해 Kiley and Roberts (2020)의 시뮬레이션 방법을 원용하였는데, 그 구체적인 절차는 다음과 같다.

- [1] 먼저 추정된 모형 모수 사후분포의 평균값을 바탕으로 모형의 충격을 200기(50년) 동안 시뮬레이션 하여 각 변수의 경로를 구한다.
- [2] 이렇게 생성된 경로 가운데 결과가 시뮬레이션 초기값에 의해 영향 받지 않도록 처음 100기 동안은 번인 기간(burn-in period)으로 설정하여 이 기간 동안 생성된 경로는 무시한다.
- [3] 나머지 100기 동안의 경로를 바탕으로 각 변수의 2차 적률을 구한다.
- [4] [1]~[3]의 과정을 500번 반복해서 얻은 2차 적률의 평균값을 구한다.

모형에서 시산된 통화정책 운영체제별 변수의 2차 적률 및 2차 손실함수 값은 <Table 4>에 요약되어 있다. 결과를 보면 각 변수별 2차 적률을 최소화시키는 정책은 상이한 것으로 분석되었다. 산출의 경우 물가안정목표제에서 분산이 가장 작아지며, 물가수준목표제는 다른 두 운영체제에 비해 상당히 큰 분산을 도출하였다. 한편 물가수준목표제는 인플레이션율의 분산을 극소화시키는 정책으로 분석된 반면, 물가안정목표제는 인플레이션율의 변동성을 가장 증가시키는 정책으로 판명되었다. 이 두 변수 분산의 가중평균으로 정의된 식 (9)의 2차 손실함수 값은 평균물가목표제에서 극소화되는 것으로 드러났다. 그리고 이러한 결론은 명목이자율 변동이 추가적으로 반영된 식 (10)의 손실함수 값에서도 유지된다. 그러나 가계부채 변동성까지 손실함수에 포함된 경우 결과가 달라지는데, 식 (11)의 2차 손실함수 값은 물가안정목표제하에서 가장 작아지는 것이다. 즉, 2차 손실함수를 바탕으로 한 후생상의 함의로 보면 가계부채 변동성이 포함되느냐 그렇지 않느냐에 따라 상이한 결과가 나타나는 것으로 분석되었다. 산출, 인플레이션 및 금리 변동성만 반영된 경우 평균물가목표제가 다른 두 정책에 비해 상대적으로 안전한 정책이었으며 그 다음으로는 물가안정목표제가, 그리고 물가수준목표제는 다른 두 운영체제에 비해 상대적으로 큰 거시 경제 변동을 유발하는 것으로 나타났다. 그러나 금융안정의 측면에서 가계부채의 변동성

까지 고려한 상당히 다른 정책적 함의가 도출되었는데, 이 경우 물가안정목표제가 가장 우월한 운영체제로 분석되었다.

주지할 점은 식 (9)~(11)의 손실함수 결과 가운데 어떠한 결과에 더욱 가중치를 둘 것인지는 경기국면별로 달라질 가능성이 있다는 것이다. 특히 이러한 점에 있어서 모형에서 1:1로 설정되어 있는 저축가계와 차입가계의 비중이 중요한 역할을 할 수 있는데, 현실에서 저축가계와 차입가계의 비중은 경제상황 변화(예: 이자율 수준 등)에 따라 달라질 가능성이 있기 때문이다. 최근 기간과 같은 저금리 상황하에서는 차입가계 비중이 커짐으로써 가계대출 수준(혹은 플러스 갭)이 더 커질 수 있다. 따라서 주택시장을 포함한 금융부문의 안정에 대한 중앙은행의 관심이 상대적으로 높을 가능성이 있으며, 이는 손실함수에 포함될 가계부채 분산에 대한 가중치가 상대적으로 높을 수 있다는 것의 의미하기 때문에 통화정책 운영체제별 후생상 함의 해석에 있어 신중을 기할 필요가 있을 것이다. 또한, 가계부채의 2차 적률이 다른 변수에 비해 크게 나타나므로 이를 포함한 식 (11)의 손실함수 해석에 유의할 필요성도 상존한다.

〈Table 4〉 Second Moment and Quadratic Loss Function Value

MP Operating System	Second Moment				Quadratic Loss Function		
	Output	Inflation	Nominal Interest Rate	Household Debt	Eq (9)	Eq (10)	Eq (11)
IT	1.33	2.32	0.15	75.11	3.65	3.81	78.92
PLT	4.65	1.18	0.09	74.93	5.83	5.92	80.85
AIT	1.39	2.08	0.09	76.05	3.47	3.56	79.61

4. 통화정책 운영체제별 향후 거시경제 경로 및 후생상 함의: 명목금리의 제로 하한이 반영된 경우

본고의 분석 목적 중 하나는 명목금리 하한 제약이 각 통화정책 운영체제하에서 향후 거시경제 경로에 미칠 영향이다. 최근의 저금리·저성장 지속에 따라 향후 경기부양을 위한 추가적 금리 인하 시 명목금리의 제로 하한에 직면할 가능성이 상존한다. 이러한 상황에 기인하여 본 절에서는 앞 절에서 제시한 결과들이 명목금리 제로 하한이 존재할 때 어떻게

달라지는지를 분석한다. 이를 위해 명목금리의 제로 하한을 명시적으로 고려한 경우의 모형 해는 Guerrieri and Iacoviello (2015)가 제안한 OccBin 방식을 이용하여 구한다.⁷⁾

〈Figure 10〉은 명목금리의 제로 하한 제약이 부과된 경우 기준 시나리오 전망에 근거한 통화정책 운영체제별 향후 거시경제 경로를 요약하고 있다. 전반적으로 경제학 이론의 예측과 기존 문헌의 결과와 부합하게 금리의 제로 하한 존재는 경기침체 시 그 폭을 증폭시키는 것으로 분석되었다. 〈Figure 7〉의 결과와 비교해 보면 모든 통화정책 운영체제에 대하여 경기침체가 심화되고 그 지속성 또한 증가하는 것을 알 수 있다. 그럼에도 불구하고 금리의 제로 하한 제약이 없을 때와 몇 가지 유사성도 존재하는데, 대표적으로 실물 부문의 경기침체 폭이 물가수준목표제하에서 상대적으로 작아지며 물가안정목표제와 평균물가목표제하에서의 차이는 그다지 크지 않다는 점을 들 수 있다.

그러나 명목금리의 제로 하한이 존재할 경우 그렇지 않은 경우와 달리 통화정책 운영체제의 거시적 효과가 고려되는 시계별로 달라지는 것으로 분석되었다. 물가수준목표제는 거시경제가 장기 성장경로로 돌아온 직후인 2023년경까지는 가장 경기확장적인 정책이나, 그 이후 기간에는 대해서는 오히려 다른 운영체제들보다 지속적인 경기침체를 유발하는 것으로 나타났다. 이와 관련하여 한 가지 흥미로운 점은 거시경제가 장기 성장경로로 돌아온 이후인 2023년 이후에는 물가안정목표제가 평균물가목표제에 비해 근소하나마 더 경기확장적이며 인플레이션도 유발하는 운영체제로 도출되었다는 것이다. 이러한 결과는 평균물가목표제가 분석 기간 전체에 대해 물가안정목표제보다 더 경기확장적이라는 제로 금리 하한 부재 시 결과와 상이하다. 가계부채 및 GDP대비 가계부채는 이와 같은 경기의 흐름과 상응하는 움직임을 보여 물가안정목표제와 평균물가목표제하에서는 단기적 시계에서 경기침체로 인한 디레버리징(deleveraging)이 관측되나 이후 다시 상승한다. 반면 물가수준목표제하에서는 단기적으로 상승하다가 이후 지속적으로 하락하는 것으로 분석되어, 타 운영체제들과 상당히 다른 양상을 보인다. 인플레이션도 2022년경까지는 물가수

7) 모형에 명목금리의 제로 하한이 고려될 경우 명목금리가 0 밑으로 내려갈 수 없는 조건 때문에 모형의 선형성이 위배되게 된다. 이러한 명목금리 제로 하한으로 인한 비선형성으로 인해 기존 선형모형의 해를 구하는 방식을 사용할 수 없게 되며, Guerrieri and Iacoviello (2015)는 이와 같은 비선형성이 발생하는 근방을 조각별 선형(piecewise linear) 함수로 근사하여 모형의 해를 도출하는 방식을 제안하였다.

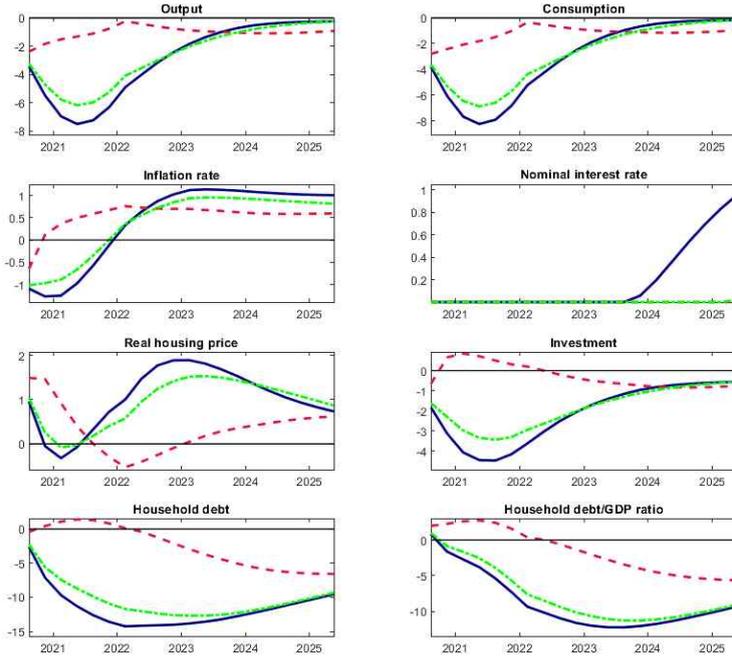
준목표제하에서 가장 빨리 회복되지만, 그 이후에는 물가안정목표제와 평균물가목표제 순으로 더 큰 폭의 상승이 나타난다. 명목금리가 제로 하한에 제약된 상황에서 이러한 상이한 인플레이션의 반응으로 인해 각 운영체제별로 실질이자율의 경로가 달라지고, 따라서 상이한 투자의 경로가 시산되는 것으로 보인다.

명목금리 제로 하한의 지속성을 비교하면, 물가안정목표제하에서는 2023년 중 제로 금리를 벗어나 금리 정상화(normalization) 국면으로 전환하는 반면 물가수준목표제와 평균물가목표제는 분석 기간 전체에 대해 제로 금리가 유지되는 것으로 나타났다. 이는 보충 전략(make-up strategy)으로 간주되는 이러한 통화정책 운영체제하에서의 기존 문헌 결과와 일치한다. 개념상 물가수준목표제와 평균물가목표제는 경기침체로부터 회복 시 인플레이션이 상승하더라도 과거의 낮은 인플레이션을 만회하기 위해 상당기간 완화적 통화정책 기조를 보이게 된다. 즉, 낮은 수준의 정책금리를 장기간 유지(lower for longer, 이하 L4L)하게 되는데, <Figure 10>에 나타난 운영체제별 명목금리의 반응은 이와 같은 개념과 부합한다.

<Figure 11>에 제시된 명목금리 제로 하한 존재 시 비관적 시나리오 결과는 <Figure 10>의 기준 시나리오에 비해 반응의 크기가 증폭된 경향을 나타낸다는 점을 제외하고는 큰 틀에서 유사한 결과를 보여준다. 통화정책 운영체제별 거시경제적 효과는 시계별로 달라지는데, 물가수준목표제가 단기적으로는 가장 덜 긴축적이며 인플레이션을 더 유발하는 정책이나 이러한 경향은 2023년 이후에는 역전되는 것으로 나타났다. 중기적 시계에서는 물가안정목표제가 가장 경기확장적이며 높은 인플레이션 상승을 유발하였고, 그 다음으로 평균물가목표제 순이었다. 가계부채와 GDP대비 가계부채 비율도 분석 기간 동안 감소하는 추세로 분석되었지만 그 속도에 있어서는 각 운영체제별로 다른 양상을 보였다.

기준 시나리오에 비해 악화된 경기상황으로 인해 물가안정목표제하에서 명목금리가 기준 시나리오보다 더욱 오랫동안 제로 하한에 머무르는 특징을 보인다. 나머지 두 운영체제에 대해서는 기준 시나리오와 같이 분석 기간 전체에 걸쳐 정책금리가 제로 하한에 머무르는 것으로 나타났다.

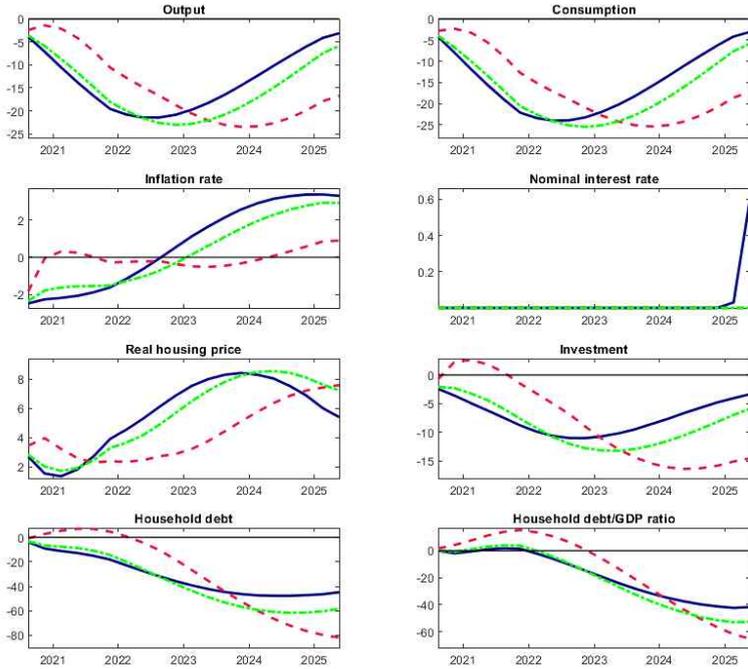
〈Figure 10〉 Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Baseline Scenario, with Zero Lower Bound



Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
 2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

마지막으로 〈Figure 12〉에 제시되어 있는 낙관적 시나리오하에서의 향후 경로 또한 위의 두 시나리오와 비교하여 정량적인 차이를 나타내나, 각 운영체제별 반응 패턴은 유사한 것으로 보인다. 특히 낙관적 시나리오의 결과는 반응 크기의 차이를 제외하면 기준 시나리오와 상당히 유사하다. 다만 상대적으로 양호한 향후 경기흐름으로 인해 물가안정목표제 하에서의 명목금리는 위의 두 시나리오에 비교하여 상대적으로 짧은 제로 하한 지속성을 나타내어 2023년 중 금리 정상화를 시작하는 것으로 분석되었다. 그리고 평균물가목표제에서도 분석 기간 종료 시점인 2025년 상반기 중에는 미약하게나마 금리 상승의 시작이 관측된다.

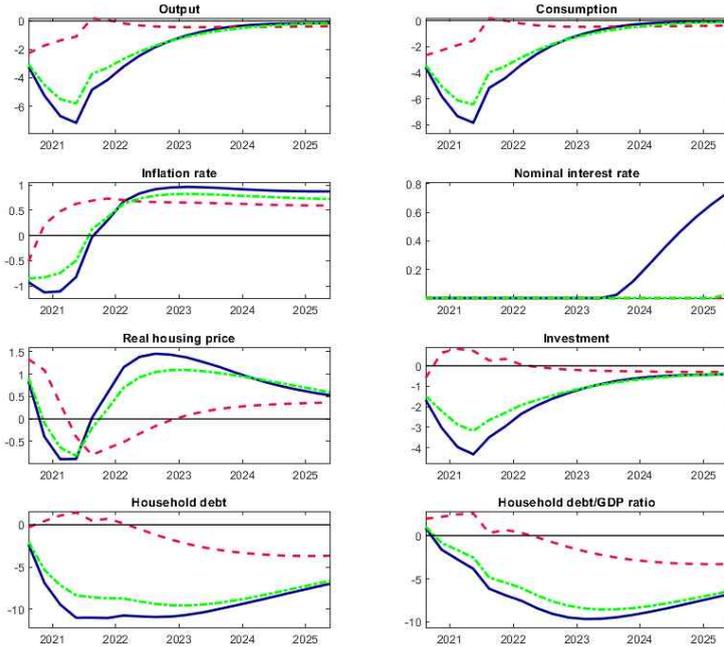
〈Figure 11〉 Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Pessimistic Scenario, with Zero Lower Bound



Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
 2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

〈Figure 10〉에서부터 〈Figure 12〉까지의 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 명목금리의 제로 하한을 고려한 경우 통화정책 운영체제별 실물변수 및 인플레이션의 향후 경로는 시계별로 달라지는 특성을 보인다. 가장 경기확장적이며 인플레이션을 유발하는 정책은 단기적으로는 물가수준목표제이나, 중기 이후의 시계에서는 물가안정목표제와 평균물가목표제 순이었다. 가계부채 수준 및 GDP대비 가계부채 비율은 물가수준목표제하에서는 단기적으로 증가하다가 이후 감소하고, 나머지 두 운영체제에 대해서는 경제가 장기 성장경로로 복귀하는 회복기에는 감소하다가 이후 다시 증가하는 것으로 분석되었다. 물가수준목표제와 평균물가목표제에 대해서는 분석 기간 내내 명목금리가 제로 하한에 머무르는 것으로 나

〈Figure 12〉 Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Optimistic Scenario, with Zero Lower Bound



- Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
 2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

타났다. 물가안정목표제하에서 명목금리 제로 하한의 지속성은 향후 경기회복 속도에 따라 달라지는데, 경기가 빠르게 회복될수록 금리 정상화 시점도 앞당겨지는 것으로 분석되어 경제학 이론의 사전적 예측과 일치한다.

명목금리 제로 하한이 존재하는 경우의 통화정책 운영체제별 후생상 함의를 알아보기 위해 앞 절에서와 같이 식 (9)~(11)을 바탕으로 2차 적률을 및 2차 손실함수 값을 계산하였다.

명목금리의 제로 하한을 고려한 경우 통화정책 운영체제별 변수의 2차 적률 및 2차 손실함수 값은 〈Table 5〉에 제시되어 있다. 물가안정목표제는 산출과 가계부채 변동성을 최소화하나, 인플레이션에 있어서는 가장 큰 변동성을 도출하는 운영체제로 판명되었다. 평균물가목표제는 물가안정목표제에 비해 인플레이션 및 명목금리의 변동성을 줄이는 정책

이며, 결과적으로 금융안정까지 반영한 식 (11)의 손실함수를 기준으로 후생을 가장 증가시키는 운영체제로 분석되었다. 물가수준목표제는 인플레이션과 명목금리의 변동성을 최소화함에도 불구하고 상당한 수준의 산출과 가계부채 변동성을 유발함으로써 후생상 가장 열등한 운영체제로 보인다. 이를 <Table 4>에 요약되어 있는 결과와 비교해 보면 금리 제로 하한의 존재 여부가 통화정책 운영체제별 후생 분석에 있어 다소 다른 결론을 제시하는 것을 알 수 있다. 즉, 금융안정까지 포함된 손실함수 기준 명목금리의 제로 하한이 존재하지 않는 경우에는 물가안정목표제가 후생상 가장 우월한 정책이나, 금리의 제로 하한 고려 시 평균물가목표제가 후생 손실을 최소화하는 정책으로 분석되었다.

<Table 5> Second Moment and Quadratic Loss Function Value, with Zero Lower Bound

MP Operating System	Second Moment				Quadratic Loss Function		
	Output	Inflation	Nominal Interest Rate	Household Debt	Eq (9)	Eq (10)	Eq (11)
IT	2.52	9.38	0.35	38.94	11.89	12.25	51.18
PLT	48.05	1.56	0.01	308.04	49.61	49.62	357.66
AIT	3.06	7.95	0.18	39.58	11.01	11.18	50.76

5. 통화정책에 가계부채에 대한 반응이 포함된 경우

4장의 모형 추정결과를 보면 인플레이션갭과 산출갭뿐만 아니라 가계부채에의 반응까지를 포함한 통화준칙이 표본기간 동안 데이터 설명력이 가장 높은 것을 알 수 있다. 또한 2011년에 통화정책 목적조항에 추가된 금융안정은 현재의 통화정책이 추구해야 할 주요 목표 가운데 하나로 인식되고 있다. 이러한 의미에서 과연 앞 절에서 시산한 결과들이 통화준칙에 가계부채로 대표되는 금융안정이 명시적으로 고려되었을 때 어떻게 바뀌는지는 본 연구에서 반드시 살펴볼 부분이라 할 수 있다.

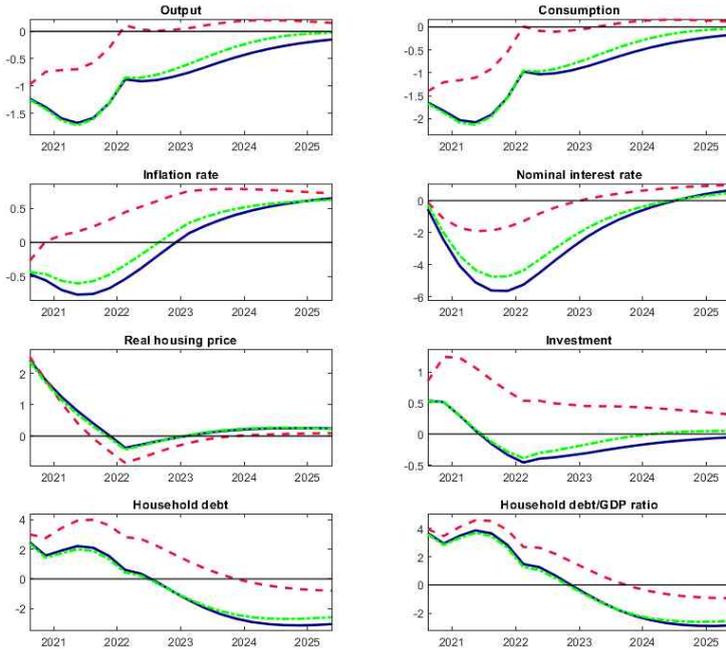
이를 위해 각 통화정책 운영체제하에서의 금리준칙인 식 (5)~(7)에 정책금리가 가계부채 변동에 반응하는 부분인 식 (4)의 $\phi_b \hat{B}_t$ 항을 추가하여 분석한다. 이때 통화정책의 가계부채에의 반응도인 ϕ_b 는 데이터로부터 추정된 사후분포의 평균치인 0.28로 하였다.

〈Figure 13〉부터 〈Figure 15〉까지는 향후 거시경제 시나리오에 대해 통화정책 운영체제별 효과가 어떻게 달라지는지를 보여준다.

먼저 〈Figure 13〉은 기준 시나리오에 대한 결과를 요약하고 있다. 전체적으로 통화정책에 가계부채가 반영되었을 경우의 결과는 그렇지 않을 때와 유사한 패턴을 보인다. 여전히 실물부문이 가장 경기확장적으로 반응하며 인플레이션이 가장 높은 수준으로 발생하는 체제는 물가수준목표제이며, 물가안정목표제와 평균물가목표제 사이의 결과 차이는 상대적으로 크지 않다. 다만 〈Figure 7〉과 비교해 보면 두 가지 정도의 차이점도 발견된다. 먼저 금리준칙에 가계부채가 포함되었을 때 산출, 소비, 투자 등 실물부문의 확장이 상대적으로 제한된다는 점이다. 이러한 특성은 기존의 금리준칙에 추가적으로 가계부채에 반응하는 부분을 추가하는 데서 오는 통화정책의 추가적 경기안정화 기능으로 인해 발생하는 것으로 보인다. 둘째로 이 경우 그렇지 않았을 때에 비해 가계부채 및 GDP대비 가계부채의 비율 상승폭이 제한된다는 특징을 나타낸다. 이는 가계부채 안정을 명시적으로 반영하는 금리준칙의 특성에 부합한다.

가계부채가 통화정책에 반영된 경우 비관적 시나리오에 해당하는 결과는 〈Figure 14〉에 제시되어 있다. 기준 시나리오와 마찬가지로 이 경우 금리준칙에 가계부채가 포함되지 않은 경우와 결과는 정성적으로 비슷하다. 또한 정량적인 측면에서도 추가적인 금융안정예의 통화정책 반응은 실물부문을 더욱 침체 시키며 회복도 더디게 한다는 측면에서 기준 시나리오 결과와 유사한 특징을 보인다. 그러나 〈Figure 8〉과 비교해 보면 가계부채가 금리준칙에 반영되지 않은 경우 통화정책 운영체제별 실물경제에의 영향이 시계별로 달라지는데 비해, 반영된 경우에는 그렇지 않다는 차이점도 존재한다. 〈Figure 14〉의 결과는 분석 기간 내내 물가수준목표제가 가장 경기확장적인 정책임을 나타내며, 그 다음으로는 평균물가목표제와 물가안정목표제 순이었으나 이 둘의 차이는 상대적으로 크지 않음을 보여준다.

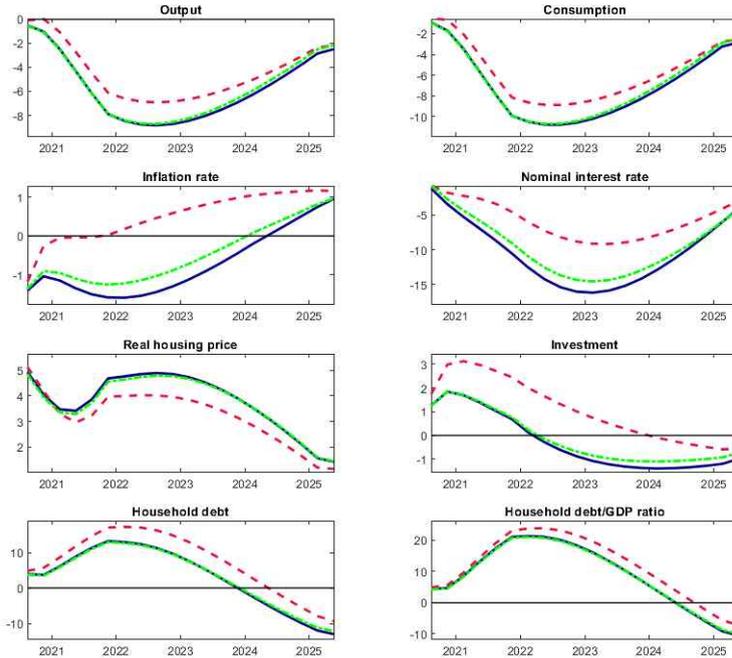
〈Figure 13〉 Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Baseline Scenario, with Monetary Policy Response to Household Debt in the Monetary Policy Rule



- Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
 2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

〈Figure 15〉는 낙관적 시나리오하에서의 향후 경로를 보여준다. 이 경우 결과는 반응의 폭을 제외하고는 금리준칙에 가계부채에의 반응이 포함된 기준 시나리오 결과와 상당히 유사하다. 기준 시나리오하에서 가계부채에의 반응이 통화준칙에 포함된 경우와 그렇지 않은 경우를 비교하는 〈Figure 7〉과 〈Figure 13〉 결과의 유사성과 마찬가지로 다음의 두 가지 특징은 그대로 유지된다. 첫째, 세 가지 통화정책 운영체제가 경기확장 및 인플레이션에 미치는 영향의 상대적 크기는 가계부채가 통화준칙에 반영되었을 때나 그렇지 않을 때 동일하다. 둘째, 추가적인 가계부채에 대한 통화정책의 반응은 실물경기 확장을 상대적으로 제한하며, 가계부채 및 GDP대비 가계부채의 상승폭을 줄이는 역할을 한다.

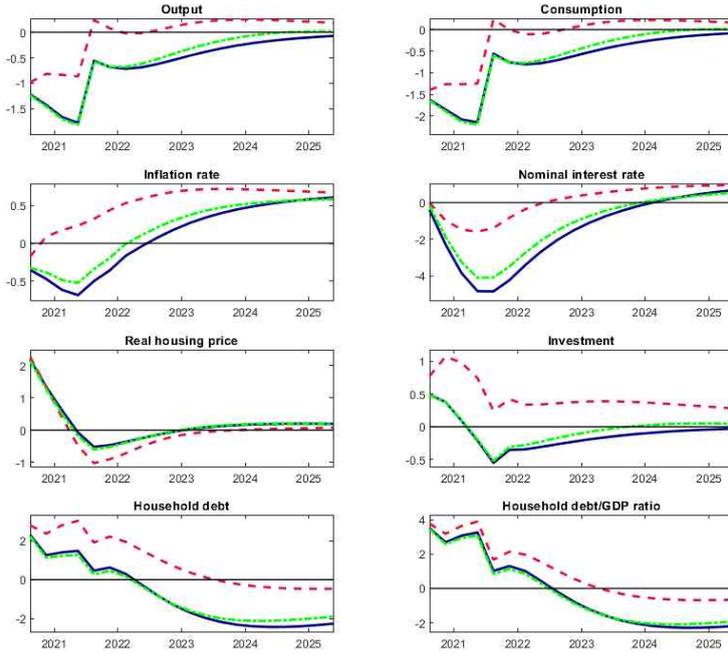
(Figure 14) Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Pessimistic Scenario, with Monetary Policy Response to Household Debt in the Monetary Policy Rule



- Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
 2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

요약하면 결국 통화정책이 가계부채에 반응하는 추가적인 설정을 도입했을 때에도 그렇지 않은 경우와 유사한 정성적 결과가 도출된다. 물가수준목표제는 여전히 산출, 소비 및 투자 등 실물부문을 가장 경기확장적으로 만드는 운영체제이며, 물가안정목표제와 평균물가목표제는 이러한 측면에서 유사한 결과를 도출하였다. 다만 이와 같은 결과는 모든 시나리오에 대해 분석 기간 전체에 걸쳐 유지되는 것으로 나타났으며, 이는 통화준칙에 가계부채에의 반응을 포함하지 않은 경우 비관적 시나리오하에서 운영체제가 실물경제에 미치는 영향이 시계에 따라 달라진다는 결과와는 다소 상이하였다. 인플레이션은 물가수준목표제가 가장 높게 발생하고, 이어서 평균물가목표제와 물가안정목표제 순으로 높아지는 경향을 보였다.

〈Figure 15〉 Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Optimistic Scenario, with Monetary Policy Response to Household Debt in the Monetary Policy Rule



- Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
 2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

다음으로 정책 운영체제별 후생 효과를 금리준칙에 가계부채가 반영된 경우로 확장하였다. 이 결과는 〈Table 6〉에 요약되어 있는데, 〈Table 4〉에 제시되어 있는 결과와 비교해보면 다음과 같은 결론을 얻을 수 있다. 먼저 산출과 인플레이션 및 명목이자율 변동성 측면에서는 기존의 결과와 같다. 산출 변동성을 최소화시키는 정책은 물가안정목표제이나, 인플레이션 측면에서는 물가수준목표제가 가장 작은 변동성을 나타내는 체제로 분석되었다. 명목이자율 변동성도 기존의 결과가 유지되어 물가수준목표제하에서 최소화 되는 것으로 나타났다. 결과적으로는 식 (9)~(11)의 2차 손실함수 모두 평균물가목표제하에서 극소화되어, 금리준칙에 가계부채에 대한 반응을 고려 시 가장 높은 후생을 달성하는 정책은

평균물가목표제로 판명되었다. 한편, <Table 4> 결과와의 차이점도 존재하는데, 이는 주로 가계부채의 변동성에서 관측된다. 전체적인 가계부채 분산의 수준을 보면 금리준칙에 가계부채가 반영되었을 경우가 그렇지 않을 경우에 비해 작아지는 경향성을 나타내고 있다. 이는 가계부채를 명시적으로 반영하는 금리 결정이 인플레이션갭과 산출갭에만 반응하는 정책보다 금융안정 달성에 효과적일 수 있을 것이라는 직관과 부합한다.

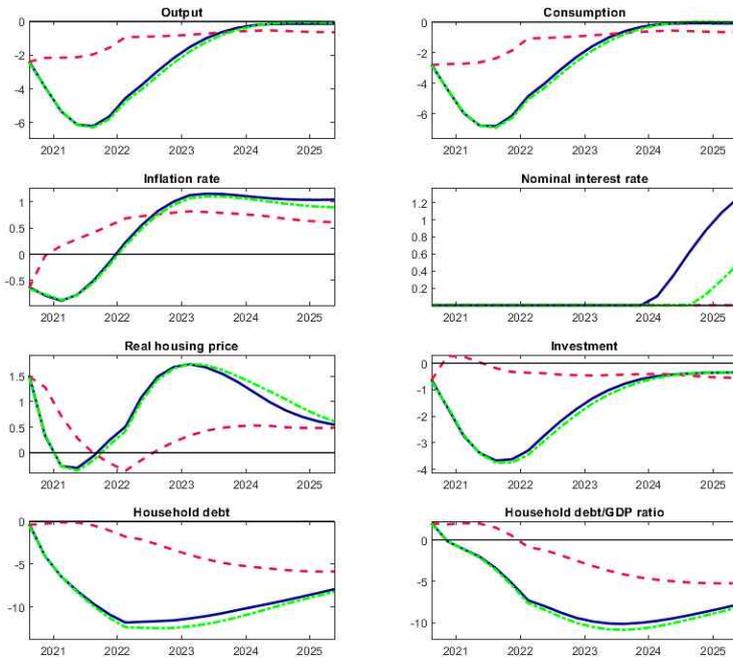
<Table 6> Second Moment and Quadratic Loss Function Value, with Monetary Policy Response to Household Debt in the Monetary Policy Rule

MP Operating System	Second Moment				Quadratic Loss Function		
	Output	Inflation	Nominal Interest Rate	Household Debt	Eq (9)	Eq (10)	Eq (11)
IT	3.29	2.57	0.33	49.65	5.86	6.19	55.84
PLT	5.34	1.20	0.18	47.08	6.54	6.72	53.81
AIT	3.38	2.22	0.26	49.04	5.60	5.86	54.91

실증분석의 마지막으로 각 시나리오별 가계부채에의 반응이 통화정책에 포함되고 명목금리의 제로 하한이 반영된 경우에 대한 결과를 시산하였다. 먼저 <Figure 16>은 이 경우 향후 기준 시나리오 성장경로에 대한 결과를 나타내고 있다. <Figure 10>에 제시된 가계부채에의 반응이 통화정책에 포함되지 않고 명목금리의 제로 하한만 반영된 경우와 비교하면 결과는 큰 틀에서 비슷하다. 다만, <Figure 10>에서는 물가안정목표제를 제외한 나머지 운영체제에서는 분석 기간 동안 금리가 제로하한에 머물렀음에 반해, <Figure 16>에서는 물가안정목표제뿐만 아니라 평균물가목표제하에서도 2024년 중반 금리 정상화가 시작된다는 점에서 차이가 있다. 그러나 앞에서 설명한 바대로 물가안정목표제에 비해 평균물가목표제가 명목금리의 제로 하한 지속성이 긴 것으로 분석되어 L4L로써의 평균물가목표제 특성과 부합한다. <Figure 13>에 나와 있는 명목금리의 제로 하한이 반영되지 않고 가계부채에의 반응만 통화정책에 포함된 경우와의 비교 또한 가계부채에의 반응이 고려되지 않은 모형에서의 차이에 대한 논의와 유사하다. 금리의 제로 하한 존재 하에서는 모든 운영체제에 대해 경기상승 여력이 제한되며, 실물경기와 인플레이션을 확장시키는 운영체제가 시계별로 달라지는 특성을 보인다. 단기적으로는 물가수준목표제가 가장 경기확장적

이며 인플레이션을 가장 많이 발생시키는 정책이지만 중기 시계에서는 물가안정목표제와 평균물가목표제 순으로 이러한 특성을 강하게 나타낸다.

〈Figure 16〉 Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Baseline Scenario, with Zero Lower Bound and Monetary Policy Response to Household Debt in the Monetary Policy Rule

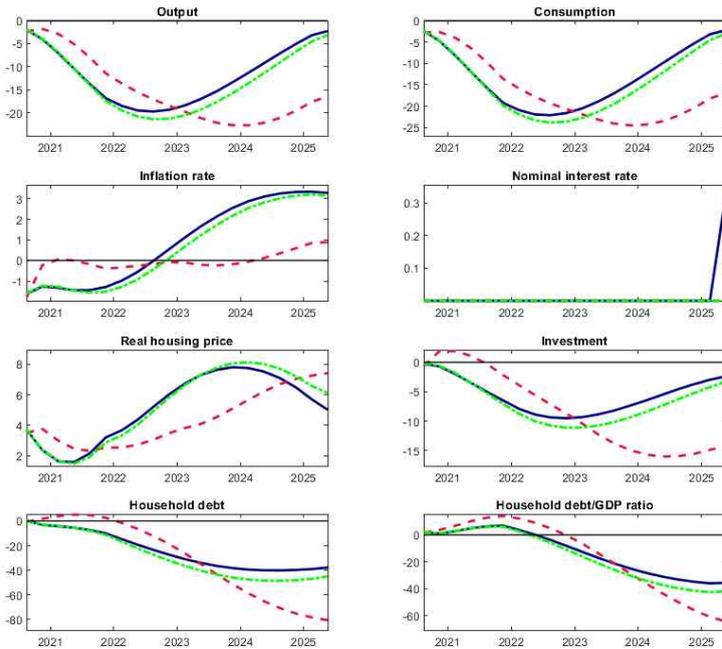


- Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
 2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

비관적 시나리오하에서의 결과는 〈Figure 17〉에 제시되어 있다. 위와 마찬가지로 〈Figure 11〉과 〈Figure 14〉의 경우와 비교해 보면, 먼저 명목금리 제로 하한의 존재 (〈Figure 14〉와의 비교)는 향후 경로를 훨씬 더 경기수축적으로 만드는 동시에 경기확장적 측면과 인플레이션 상승도 측면에서 운영체제별 효과가 시계별로 달라지게 하는 특성을 나타낸다. 반면 금리준칙에 가계부채에의 반응도 포함 여부(〈Figure 11〉과의 비교)는

각 변수별 반응 정도에 영향을 주지만 각 운영체제하에서 전체적인 반응 패턴을 바꾸지는 않는 것으로 보인다.

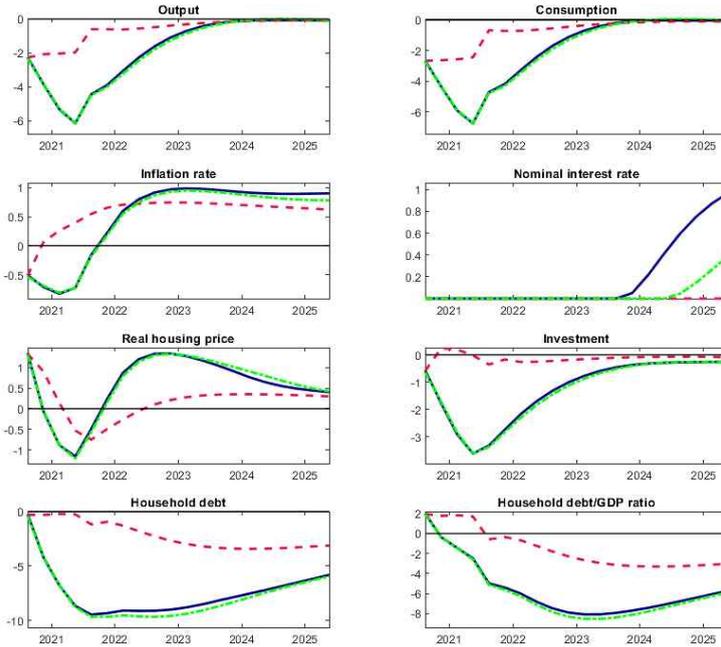
〈Figure 17〉 Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Pessimistic Scenario, with Zero Lower Bound and Monetary Policy Response to Household Debt in the Monetary Policy Rule



- Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
 2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

〈Figure 18〉은 동일한 경우에 대해 낙관적 시나리오의 결과를 요약하고 있다. 위에서 논의와 마찬가지로 〈Figure 12〉와 〈Figure 15〉 경우와의 비교는 통화정책 준칙에 가계부채에의 반응을 포함하더라도 본고의 결론이 크게 달라지지 않는다는 점을 보여준다. 위의 세 가지 시나리오 결과를 요약해보면 결국 명목금리의 제로 하한 반영으로 인한 결과의 차이는 통화준칙에 가계부채에의 반응이 포함되느냐에 여부에 크게 영향을 받지 않는 것으로 보인다.

〈Figure 18〉 Future Macroeconomic Path Across Various Monetary Policy Operating Systems: Optimistic Scenario, with Zero Lower Bound and Monetary Policy Response to Household Debt in the Monetary Policy Rule



- Notes: 1) In each panel, solid, dashed and dash-dot lines display the future macroeconomic paths under IT, AIT and PLT, respectively.
 2) In each panel, the y-axis measures the percentage deviation from the quadratic time path of the corresponding variable.

〈Table 7〉은 가계부채에의 반응이 통화정책에 포함되고 명목금리의 제로 하한이 반영된 경우에 대한 통화정책 운영체제별 후생 효과를 비교하고 있는데, 전체적인 결과는 금리의 제로 하한이 반영되지 않은 경우와 유사하다. 〈Table 6〉에서와 같이 산출 변동성을 최소화시키는 정책은 물가안정목표제이나, 인플레이션과 명목이자율 변동성은 물가수준목표제하에서 최소화된다. 그러나 물가수준목표제는 금리준칙에 가계부채에의 반응이 포함되지 않은 〈Table 5〉의 결과와 같이 명목금리의 제로 하한 존재 시 상당히 큰 산출과 가계부채의 변동성을 유발한다. 이를 통해 도출되는 식 (9)~(11)의 2차 손실함수는 평균물가목표제하에서 극소화된다. 이를 〈Table 5〉의 결과와 종합해보면, 금리의 제로 하한을 고려

할 경우 금리준칙에 가계부채에의 반응이 포함되었는지 여부에 관계없이 평균물가목표제가 물가안정목표제에 비해 근소하게나마 우월한 후생을 달성할 수 있는 운영체제라는 함의가 도출된다.

〈Table 7〉 Second Moment and Quadratic Loss Function Value, with Zero Lower Bound and Monetary Policy Response to Household Debt in the Monetary Policy Rule

MP Operating System	Second Moment				Quadratic Loss Function		
	Output	Inflation	Nominal Interest Rate	Household Debt	Eq (9)	Eq (10)	Eq (11)
IT	2.44	10.29	0.72	26.34	12.72	13.44	39.78
PLT	37.98	2.03	0.03	239.86	40.01	40.04	279.90
AIT	2.72	8.86	0.48	27.30	11.59	12.07	39.36

VI. 결론

본 연구에서는 미국 연준 등에서 주로 논의되었던 물가수준목표제와 평균물가목표제 등과 같은 대안적 통화정책 운영체계의 효율성을 우리나라가 처한 거시경제상황에 근거하여 평가하고, 이를 통해 이와 같은 대안적 정책들의 반영가능성 및 시사점을 모색하고자 하였다. 2000년대 이후 한국 데이터를 이용해 추정된 모형의 모수를 바탕으로 기존의 통화정책 운용체제인 물가안정목표제와 평균물가목표제 및 물가수준목표제 등과 같은 대안적 방식의 정책효과를 비교·분석한 결과 각 정책별 거시경제적 및 금융안정에의 함의는 상당히 다른 것으로 나타났다. 특히 각 운영체제별로 산출갭과 인플레이션갭 간의 트레이드오프, 사회적 후생 및 금융안정에 있어서 가지는 장·단점이 상이한 것으로 분석되었으며, 이는 향후 통화정책 운용 시 정책이 우선시하는 목표에 따라 세밀한 운영체제의 선택이 요구됨을 시사한다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 향후 COVID19의 진행상황과 무관하게 다음과 같

은 결과를 얻었다. 첫째, 적어도 단기적으로 경기를 가장 확장적으로 만드는 정책은 물가 수준목표제였으며, 물가안정목표제와 평균물가목표제 사이의 차이는 크지 않았다. 둘째, 물가 측면에서 가장 인플레이션을 발생시키는 체제는 물가수준목표제였으며, 그 다음으로 는 평균물가목표제와 물가안정목표제 순이었다. 셋째, 통화정책 운영체제가 주택가격 수준에 미치는 차이는 다른 거시 변수에 비해 크지 않았으며, 가계부채 수준은 물가수준목표제에서 가장 크게 증가하였으며 물가안정목표제와 평균물가목표제하에서는 유사한 변화 폭을 나타냈다. 한편 이와 같은 분석을 바탕으로 가계부채까지 포함하여 사회 후생 측면에서의 함의를 도출하였는데, 그 결과 현재의 물가안정목표제가 가장 우월한 운영체제로 판명되었다.

본고는 모형 및 결과 해석 시 단순화를 위해 폐쇄경제 모형을 설정·분석하였다. 따라서 높은 대외의존도를 가진 소규모 개방경제로써 우리나라의 특성과 이로 인한 통화정책 운용 시 발생할 수 있는 제약 등을 반영하는 데에는 한계가 있음을 밝힌다. 또한 최근 정책당국 및 학계의 주요 관심주제 가운데 하나인 정책과 고용의 관계 등을 반영하지 않았다는 점은 노동시장에 대한 더욱 면밀한 모형화를 통한 추후 연구 과제로 남겨두기로 하겠다. 이러한 한계에도 불구하고 우리나라의 관점에서 금융안정을 고려한 상황에서 대안적 통화정책 운영체제의 효과를 분석한 논문의 시발점으로써, 본 연구를 계기로 더욱 발전된 후속 연구들과 관련 논의가 진행될 수 있기를 기대하며 글을 맺는다.

참고문헌

- 송인호 (2014), “주택가격채널: 거시경제에 미치는 영향을 중심으로”, *한국개발연구*, 제 36권 제4호, pp. 171-205.
- (Translated in English) Song, I. (2014). “Macroeconomic Implications of the Housing Price Channel”, *KDI Journal of Economic Policy*, 36(4):171-205.
- Amano, R., G., Stefano, L., Sylvain and W., Joel (2020). “Average Is Good Enough: Average-Inflation Targeting and the ELB”, Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper.
- Arias, J., B., Martin, C., Hess, D., Thorsten and R., Andrea (2020). “Alternative Strategies: How Do They Work? How Might They Help?,” Finance and Economics Discussion Series 2020-068. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Benigno, P., and W., Michael (2012). “Linear-quadratic Approximation of Optimal Policy Problems”, *Journal of Economic Theory*, 147(1):1-42.
- Bernanke, S. (2017). “Monetary Policy in a New Era”, Brookings. Available at https://www.brookings.edu/wp-content/uploads/2017/10/bernanke_rethinking_macro_final.pdf.
- Bernanke, S., Ben, T., Michael and M., John (2019). “Monetary Policy Strategies for a Low-rate Environment”, *American Economic Association Papers and Proceedings*, 109:421-426.
- Dovern, J., F., Ulrich and S., Jiri (2012). “Disagreement Among Forecasters in G7 Countries”, *Review of Economics and Statistics*, 94(4):1081-1096.
- Eggertsson, G., and W., Michael Woodford (2003). “Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:139-233.

- Geweke, J. (1999). "Using Simulation Methods for Bayesian Econometric Models: Inference, Development, and Communication", *Econometric Reviews*, 18(1):1-73.
- Guerrieri, L., and I., Matteo (2015). "OccBin: A Toolkit for Solving Dynamic Models with Occasionally Binding Constraints Easily", *Journal of Monetary Economics*, 70:22-38.
- Hur, J., and R., Wooheon (2020). "Multipliers of Expected vs. Unexpected Fiscal Shocks: The Case of Korea", *Economic Modelling*, 85:244-254.
- Iacoviello, M. (2005). "House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle", 95(3):739-764.
- Kiley, M., and M., John (2017). "Monetary Policy in a Low Interest Rate World", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:317-396.
- Lee, J., and S., Joonhyuk (2015). "Housing and Business Cycles in Korea: A Multi-sector Bayesian DSGE Approach", *Economic Modelling*, 45:99-108.
- Mertens, T., and C., John (2019). "Tying Down the Anchor: Monetary Policy Rules and the Lower Bound on Interest Rates", FRB of New York Staff Report No. 887.
- Nessen, M., and V., David (2005). "Average Inflation Targeting", *Journal of Money, Credit and Banking*, 37(5):837-863.
- Rotemberg, J., and W., Michael (1998). "An Optimization-based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy: Expanded Version", National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 233.
- Svensson, L. (2020). "Monetary Policy Strategies for the Federal Reserve", *International Journal of Central Banking*, 16(3):133-193.
- Woodford, M. (2003). "Optimal Interest-rate Smoothing", *Review of Economic Studies*, 70(4):861-886.

Appendices

I. 로그선형화된(log-linearized) 분석모형

부록의 본 장에서는 본고 분석대상이 되는 DSGE 모형의 로그선형화된(log-linearized) 균형식들을 제시하도록 한다.

1. 총수요 측면

$$\widehat{Y}_t = \frac{c}{Y} \widehat{c}_t + \frac{c'}{Y} \widehat{c}'_t + \frac{c''}{Y} \widehat{c}''_t + \frac{I}{Y} \widehat{I}_t \quad (\text{A.1})$$

$$\widehat{c}'_t = \widehat{c}'_{t+1} - r\widehat{r}_t \quad (\text{A.2})$$

$$\widehat{I}_t - \widehat{K}_{t-1} = \gamma(\widehat{I}_{t+1} - \widehat{K}_t) + \frac{1-\gamma(1-\delta)}{\psi} (\widehat{Y}_{t+1} - \widehat{X}_{t+1} - \widehat{K}_t) + \frac{1}{\psi} (\widehat{c}_t - \widehat{c}_{t+1}) \quad (\text{A.3})$$

여기에서 c'_t , c''_t 및 c_t 는 각각 저축가계 소비, 차입가계 소비 및 총소비를 나타낸다. $r\widehat{r}_t$ 는 실질이자율을, I_t 와 K_t 는 투자와 물적자본(physical capital)을 의미한다. Y_t 는 산출을 X_t 는 중간재 대비 최종재의 마크업(markup)을 나타낸다.

2. 주택/소비 마진

$$\widehat{q}_t = \gamma_e \widehat{q}_{t+1} + (1-\gamma_e)(\widehat{Y}_{t+1} - \widehat{X}_{t+1} - \widehat{h}_t) - m\beta r\widehat{r}_t - (1-m\beta)\Delta c_{t+1} - \phi_c (\Delta \widehat{h}_t - \gamma \Delta \widehat{h}_{t+1}) \quad (\text{A.4})$$

$$\widehat{q}_t = \gamma_h \widehat{q}_{t+1} + (1-\gamma_h)(\widehat{J}_t - \widehat{h}''_t) - m''\beta r\widehat{r}_t - (1-m''\beta)(\widehat{c}''_t - \omega \widehat{c}''_{t+1}) - \phi_h (\Delta \widehat{h}''_t - \beta'' \Delta \widehat{h}''_{t+1}) \quad (\text{A.5})$$

$$\widehat{q}_t = \beta \widehat{q}_{t+1} + (1-\beta)\widehat{J}_t + i\widehat{h}_t + i''\widehat{h}''_t + \widehat{c}'_t - \beta \widehat{c}'_{t+1} + \frac{\phi_h}{h} (h\Delta \widehat{h}_t + h''\Delta \widehat{h}''_t - \beta h\Delta \widehat{h}_{t+1} - \beta h''\Delta \widehat{h}''_{t+1}) \quad (\text{A.6})$$

여기에서 q_t 는 실질 주택가격을 의미하며, h_t 와 h''_t 는 각각 기업가와 차입가계의 주택 보유를 나타낸다. J_t 는 AR(1)으로 주어지는 주택수요충격을 의미한다.

3. 대출 제약

$$\hat{b}_t = \hat{q}_{t+1} + \hat{h}_t - \hat{r}r_t \tag{A.7}$$

$$\hat{b}''_t = \hat{q}_{t+1} + \hat{h}''_t - \hat{r}r_t \tag{A.8}$$

여기에서 b_t 와 b''_t 는 각각 기업가와 차입가계의 실질 차입을 의미한다.

4. 총공급 측면

$$\hat{Y}_t = \frac{\eta}{\eta - (1 - \nu - \mu)} (\hat{A}_t + \nu \hat{h}_{t-1} + \mu \hat{K}_{t-1}) - \frac{1 - \nu - \mu}{\eta - (1 - \nu - \mu)} (\hat{X}_t + \alpha \hat{c}'_t + (1 - \alpha) \hat{c}''_t) \tag{A.9}$$

$$\hat{\pi}_t = \beta \pi_{t+1} - \kappa \hat{X}_t + \hat{u}_t \tag{A.10}$$

여기에서 π_t 는 인플레이션율을 나타낸다. A_t 와 u_t 는 각각 AR(1)으로 주어지는 외생적 생산성 및 인플레이션 충격을 의미한다.

5. 상태변수의 시점별 흐름

$$\hat{K}_t = \delta \hat{I}_t + (1 - \delta) \hat{K}_{t-1} \tag{A.11}$$

$$\frac{b}{Y} \hat{b}_t = \frac{c}{Y} \hat{c}_t + \frac{qh}{Y} \Delta \hat{h}_t + \frac{I}{Y} \hat{I}_t + \frac{Rb}{Y} (\hat{R}_{t-1} + \hat{b}_{t-1} - \hat{\pi}_t) - (1 - s' - s'') (\hat{Y}_t - \hat{X}_t) \tag{A.12}$$

$$\frac{b''}{Y} \hat{b}''_t = \frac{c''}{Y} \hat{c}''_t + \frac{qh''}{Y} \Delta \hat{h}''_t + \frac{Rb''}{Y} (\hat{R}_{t-1} + \hat{b}''_{t-1} - \hat{\pi}_t) - s'' (\hat{Y}_t - \hat{X}_t) \tag{A.13}$$

여기에서 R_t 는 명목이자율을 나타낸다.

6. 통화정책 및 외생적 충격

본고 모형에서의 통화정책은 본문의 식 (1)~(4)로 주어진다. 마지막으로 통화정책 충격을 제외한 모형의 외생적 충격은 다음과 같은 AR(1) 과정을 따른다고 가정한다.

$$\widehat{J}_t = \rho_j \widehat{J}_{t-1} + \widehat{e}_{j,t}, \quad \widehat{e}_{j,t} \sim N(0, \sigma_j^2) \quad (\text{A.14})$$

$$\widehat{u}_t = \rho_u \widehat{u}_{t-1} + \widehat{e}_{u,t}, \quad \widehat{e}_{u,t} \sim N(0, \sigma_u^2) \quad (\text{A.15})$$

$$\widehat{A}_t = \rho_a \widehat{A}_{t-1} + \widehat{e}_{a,t}, \quad \widehat{e}_{a,t} \sim N(0, \sigma_a^2) \quad (\text{A.16})$$

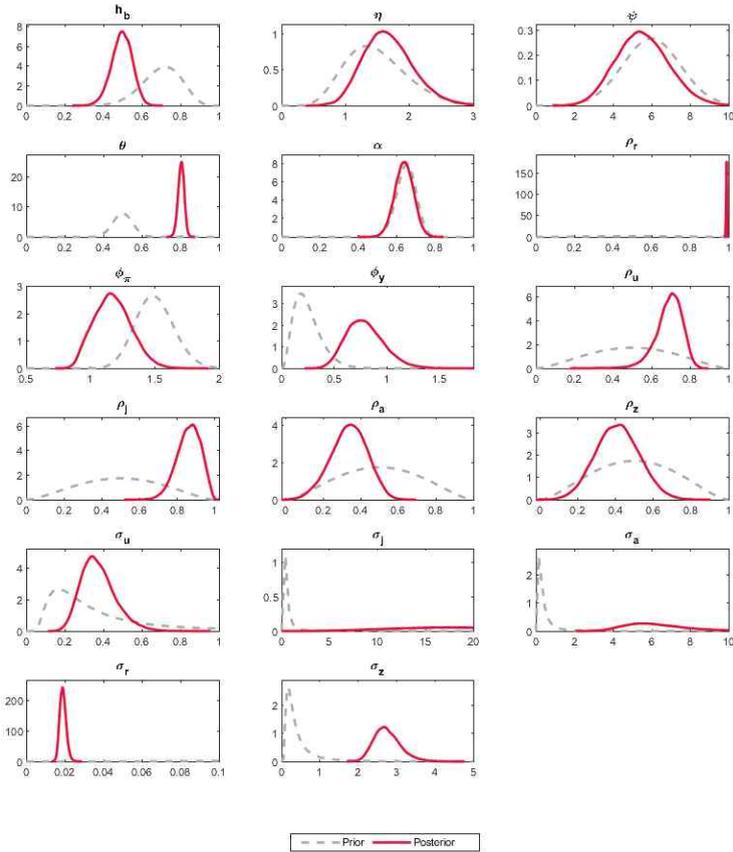
II. 추가적인 베이지언 추정결과

부록의 본 장에서는 위에서 설명한 DSGE 모형 모수의 베이지언 추정치에 대한 자세한 결과와 설명을 제시하도록 한다. 특히 본고의 정책실험에 벤치마크 모형으로 사용된 통화준칙에 인플레이션율갭과 산출갭만 포함된 모형으로부터의 결과를 보고한다. 또한 이러한 모수로부터 시산한 충격반응함수를 제시한다.

1. 추정모수의 사전분포 및 사후분포

〈부록 그림 1〉에는 벤치마크 모형 모수들에 대한 사전분포와 사후분포가 제시되어 있다. 대출가계의 비중인 α 를 제외하고는 모든 모수의 사전분포와 사후분포가 상당히 다른 것으로 보이며, 이는 데이터가 α 를 제외한 나머지 모수 식별에 유용한 정보를 제공함을 의미한다. 또한 사후분포가 쌍봉 형태를 가지는 모수가 없는 것으로 판단되어, 베이지언 방법론이 의도하고 있는 i.i.d. 사후분포로부터의 샘플 추출 조건을 만족하는 것으로 보인다.

〈부록 그림 1〉 추정모수의 사전분포 및 사후분포



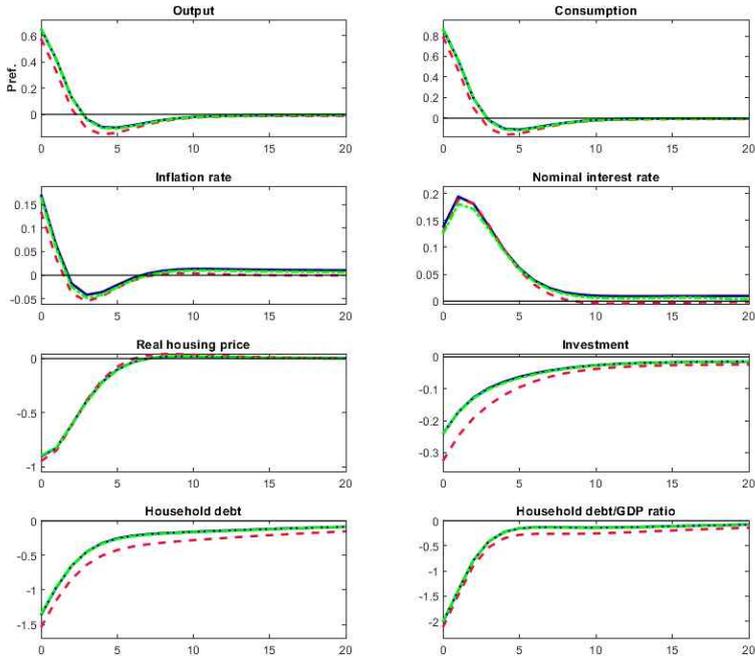
주: 각 그림에서 파선 및 실선은 해당 모수의 사전분포 및 사후분포를 나타냄.

2. 충격반응함수

본 장에서는 벤치마크 모형으로부터 추정된 모수의 평균값에서 시산된 각 외생적 충격에 대한 충격반응함수를 제시한다. 이 때, 각 통화정책 운영체제별 충격반응함수의 유사성 및 상이성을 살펴보기 위해 본고에서 고려된 세 가지의 운영체제별 충격반응함수를 모두 보고한다. 먼저 〈부록 그림 2〉에는 양(+)의 선호충격에 대한 충격반응함수가 제시되어 있는데, 통화정책 운영체제별로 선호 충격에 대한 충격반응함수는 큰 차이가 없는 것으로 나

타났다. 다만, 선호 충격의 경기부양 효과 및 인플레이션 증대 효과가 물가수준목표제하에서 약간 작아지는 경향을 보이는 것으로 판명되었다.

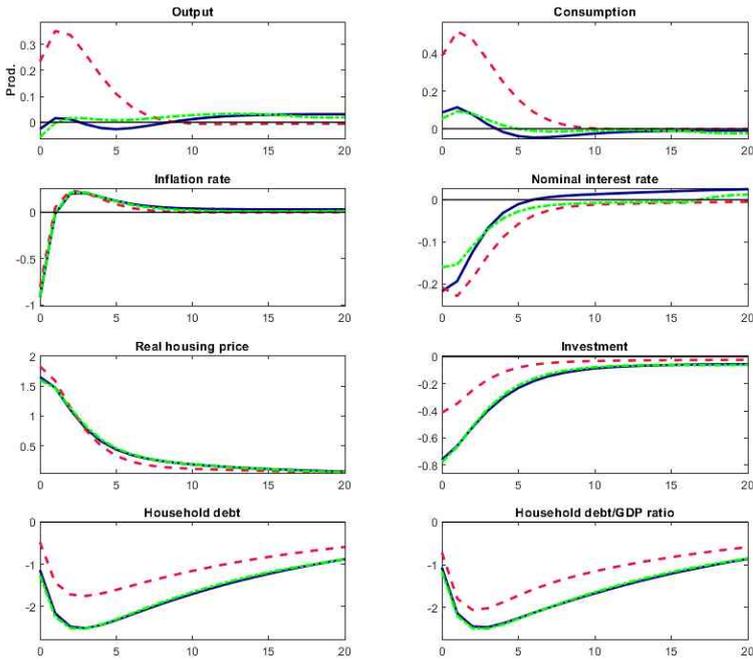
〈부록 그림 2〉 양(+)의 선호충격에 대한 통화정책 운영체제별 충격반응함수



- 주: 1) 각 그림에서 실선(물가안정목표제), 파선(물가수준목표제) 및 1점 쇄선(평균물가목표제)은 해당 변수에 대한 통화정책 운영체제별 충격반응함수를 나타냄.
- 2) 각 그림에서 y축은 정상상태로부터의 퍼센트 격차를 의미함.

〈부록 그림 3〉은 양(+)의 생산성충격에 대한 충격반응함수를 보고하고 있다. 선호충격과는 다르게 생산성 충격에 대한 충격반응함수는 통화정책 운영체제별로 큰 차이를 보이는 것으로 판명되었다. 각 운영체제별 인플레이션 반응함수는 비슷하나, 산출의 경우 물가수준목표제하에서 생산성 충격의 효과가 다른 운영체제보다 훨씬 증폭되는 경향을 나타냈다. 또한 반응 초기의 음(-)의 인플레이션 반응 및 큰 양(+)의 값을 가지는 산출의 반응으로 인해 물가수준을 유지하기 위한 물가수준목표제하에서는 상대적으로 큰 폭의 명목금리 하락이 요구되는 것으로 분석되었다.

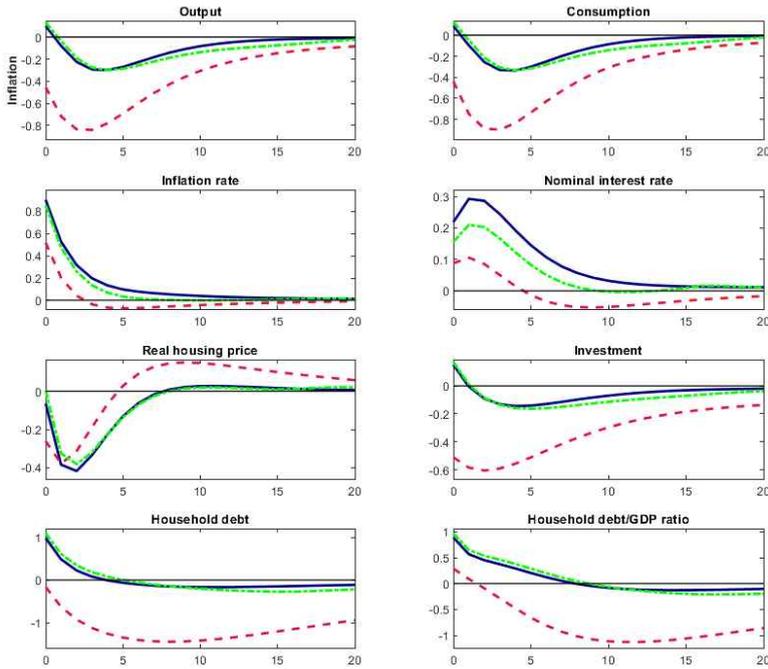
〈부록 그림 3〉 양(+)¹의 생산성충격에 대한 통화정책 운영체제별 충격반응함수



주: 1) 각 그림에서 실선(물가안정목표제), 파선(물가수준목표제) 및 1점 쇄선(평균물가목표제)은 해당 변수에 대한 통화정책 운영체제별 충격반응함수를 나타냄.
 2) 각 그림에서 y축은 정상상태로부터의 퍼센트 격차를 의미함.

〈부록 그림 4〉은 양(+)¹의 인플레이션충격에 대한 충격반응함수를 보고하고 있다. 생산성 충격과 마찬가지로 인플레이션 충격에 대한 충격반응함수는 통화정책 운영체제별로 차이를 보이는데, 특히 물가수준목표제하에서 크게 달라진다. 물가수준목표제는 양(+)¹의 인플레이션 충격으로 인한 음(-)의 산출효과를 증폭시키며, 이로 인해 인플레이션은 타 운영체제에 비해 적게 증가하였다. 그러나 상대적으로 적게 증가하는 인플레이션과 많이 떨어지는 산출로 인해, 물가수준목표제하에서는 명목금리가 타 운영체제에 비해 낮게 유지되어야 하는 것으로 나타났다.

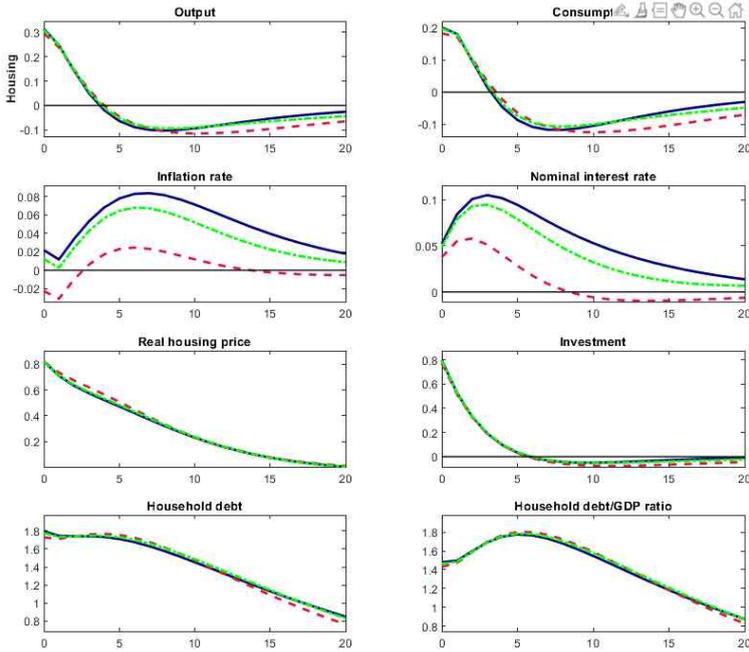
〈부록 그림 4〉 양(+의 인플레이션충격에 대한 통화정책 운영체제별 충격반응함수



- 주: 1) 각 그림에서 실선(물가안정목표제), 파선(물가수준목표제) 및 1점 쇄선(평균물가목표제)은 해당 변수에 대한 통화정책 운영체제별 충격반응함수를 나타냄.
- 2) 각 그림에서 y축은 정상상태로부터의 퍼센트 격차를 의미함.

마지막으로 〈부록 그림 5〉에는 양(+의 주택 선호 충격에 대한 충격반응함수가 제시되어 있다. 주택 선호 충격에 대한 실물부문의 충격반응함수는 통화정책 운영체제별로 큰 차이를 보이지 않으나, 인플레이션 반응은 상당히 다른 모습을 나타내었다. 물가안정목표제와 평균물가목표제하에서는 양(+의 주택 선호 충격에 반응하여 인플레이션이 상승하나, 물가수준목표제에서는 단기적 하락 이후 오버슈팅했다가 점차 정상상태로 회귀하는 경향을 보였다. 상대적으로 제한된 인플레이션 상승 반응으로 인해 명목금리도 타 운영체제에 비해 적게 상승하는 모습을 나타내는 것으로 분석되었다.

〈부록 그림 5〉 양(+)¹의 주택선호충격에 대한 통화정책 운영체제별 충격반응함수



- 주: 1) 각 그림에서 실선(물가안정목표제), 파선(물가수준목표제) 및 1점 쇄선(평균물가목표제)은 해당 변수에 대한 통화정책 운영체제별 충격반응함수를 나타냄.
 2) 각 그림에서 y축은 정상상태로부터의 퍼센트 격차를 의미함.

Abstract

This paper analyzes the effects of monetary policy operating systems (average inflation targeting (AIT), price level targeting (PLT) and so forth), which are often considered as alternatives to the inflation targeting (IT) system, on the macroeconomy and financial stability. A New Keynesian Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model, which explicitly reflects the housing market and household debt, is estimated using Korean time series data from 2000:Q1 to 2020:Q2. I find that monetary policy operating systems have an important influence on macroeconomy and financial stability. First, when the zero lower limit of the nominal interest rate is not considered, I find that IT can achieve higher welfare than the rest of the systems in terms of social welfare evaluated by the loss function including financial stability. However, when the zero lower bound of the nominal interest rate is taken into account, AIT achieves slightly better social welfare than IT, and PLT turns out to be the worst operating system in terms of welfare by producing a significant level of output and household debt volatility.

※ Key words: Monetary Policy Rule, Alternative Monetary Policy Operating System, Stabilization Policy, Financial Stability, Zero Lower Bound