# Journal of Insurance and Finance


The Actual Individual Owner's effect on Loan Concentration in Corporate-owned Savings Banks: Focusing on Controlled Savings Banks' Working Experience — Sungsoo Ha·Hakkon Kim

Quantifying Macroeconomic Impact of Housing Demand Shock in Korea — Taejun Lim

거래시간대에 따른 고빈도 환율의 일중 시간패턴과 장기기억 변동성 — 한영욱

An Analysis of the Association between Subjective Life Expectancy and Personal Pension Purchase by Sex — Changseon Lee


kiri 보험연구원
Korea Insurance Research Institute


보험금융연구 2020년 5월 제31권 제2호 · 통권 제99호 kiri 보험연구원



ISSN 2384-3209
제31권 제2호 · 통권 제99호
| 2020년 5월


# 보험금융연구


법인소유저축은행의 실질적 개인소유자가 여신집중에 미치는 영향: 피저축은행 근무경험을 중심으로 — 하성수·김학건

주택수요 감소가 거시경제에 미치는 영향: 중소기업 대출형태 변동을 중심으로 — 임태준

Time-of-Day Pattern and Long Memory Volatility in High Frequency Foreign Exchange Rates across Trading Time Zones — Youngwook Han

주관적 기대수명에 따른 성별 개인연금 수요 분석 — 이창선


kiri 보험연구원
Korea Insurance Research Institute

보험금융연구 제31권 제2호 (2020. 5) pp. 3-23
DOI : https://doi.org/10.23842/jif.2020.31.2.001

# 법인소유저축은행의 실질적 개인소유자가 여신집중에 미치는 영향: 피저축은행 근무경험을 중심으로

# The Actual Individual Owner's effect on Loan Concentration in Corporate-owned Savings Banks: Focusing on Controlled Savings Banks' Working Experience

하 성 수*·김 학 건**
Sungsoo Ha·Hakkon Kim

저축은행 특성상 외관상 최대주주유형은 법인이지만 실질적 개인소유자가 피저축은행에서 재직하며 경영에 참여하는 경우가 존재한다. 이에 본 연구는 법인소유저축은행의 실질적 개인소유자가 존재하는 경우 해당 소유자의 피저축은행 근무경험이 여신집중에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 또한 본고는 저축은행의 위험관리능력에 따라 상기의 관계가 상이하게 나타나는지 확인하였으며 최대주주유형과 여신집중도의 관계에 대해서도 살펴보았다. 분석결과, 저축은행의 외관상 최대주주유형이 법인인 경우 여신집중도는 낮게 나타났다. 그러나 법인이 소유한 저축은행일지라도 실질적 개인소유자가 존재하며 해당 소유자가 피저축은행에서 근무한 경험이 있는 경우 여신집중도는 오히려 높게 나타났다. 이외에도 본 연구는 우수한 위험관리능력을 가진 저축은행일수록 이상의 효과가 감소되어 나타남을 확인하였다. 본고의 실증분석결과는 감독당국으로 하여금 저축은행의 여신편중과 관련하여 실질적 개인소유자의 영향력을 고려할 필요성이 있음을 시사한다.

**국문 색인어:** 법인소유저축은행, 실질적 개인소유자, 피저축은행 근무경험, 여신집중도
**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B030602, B050703, B051300

* 충북대학교 경영대학 국제경영학과 석·박사 통합과정(gk4420@chungbuk.ac.kr), 제1저자
** 충북대학교 경영대학 국제경영학과 부교수(kimhk0283@chungbuk.ac.kr), 교신저자
논문 투고일: 2019. 12. 20, 논문 최종 수정일: 2020. 5. 20, 논문 게재 확정일: 2020. 5. 15

# I. 서론

최대주주가 법인인 저축은행은 2019년 6월 말 기준 45개사로 국내 79개 저축은행의 절반 이상을 차지하고 있다.[1] 그러나 법인이 소유한 저축은행 중 그 법인의 최대주주가 개인이며 경영에 관여하는 경우도 존재한다.[2] 이와 관련하여 송태원 (2010)은 모(母)저축은행의 실질적 개인소유자가 자회사인 계열저축은행에서 임원 등의 형태로 근무하며 의사결정에 영향력을 행사할 수 있다고 주장하였다.

따라서 저축은행의 최대주주가 법인이지만 그 법인의 실질적 개인소유자가 해당 저축은행에서 임직원 등의 형태로 근무한 경우, 실질적 개인소유자는 대출의사결정에 유의한 영향을 미칠 수 있다. 그럼에도 불구하고 그동안 자료 수집 등의 한계로 인하여 국내 저축은행을 대상으로 이와 관련된 연구는 진행되지 못하였다. 이에 본 연구는 예금보험공사 자료를 바탕으로 외관상 법인이 소유하고 있지만 실질적 개인소유자가 존재하는 저축은행의 경우, 실질적 개인소유자의 피저축은행 근무경험이 여신집중과 어떠한 관계를 갖는지 검증해 보고자 한다. 또한 본고는 저축은행의 위험관리능력에 따라 실질적 개인소유자가 여신집중에 미치는 영향력이 상이하게 나타나는지 확인하고자 한다. 이외에도 본 연구는 추가분석을 통해 외관상 최대주주를 개인 및 법인으로 구분하여 최대주주유형과 여신집중 사이의 관련성에 대해서도 살펴보고자 한다.

본 연구의 실증분석결과 및 시사점은 아래와 같이 정리된다. 우선 저축은행의 최대주주 법인 여부는 여신집중도와 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 그러나 법인소유저축은행일지라도 실질적 개인소유자가 존재하고 해당 소유자가 피저축은행에서 근무한 경험이 있는 경우 여신집중도는 오히려 높게 나타남을 발견하였다. 이러한 결과는 최대주주유형과 여신집중도 관련 분석에 있어 최대주주유형을 외관상 형태만으로 구분하기 보다는 실질적 개인소유자의 영향력에 대한 고려가 필요함을 시사한다. 마지막으로 본고는 위험관리능력이 우수한 저축은행의 경우 상기의 효과가 감소되어 나타남을 확인하였다.

1) 예금보험공사 홈페이지(http://www.kdic.or.kr/main.do)의 대주주 유형별 주요 재무비율 추이자료를 참고하여 작성하였다.
2) 매일경제(2013. 9. 26), "부산저축銀 회장 재상고심 징역 12년"에 관한 기사를 토대로 작성하였다.

본 연구가 갖는 차별성은 다음과 같다. 저축은행을 대상으로 최대주주유형과 여신집중도의 관계를 분석한 연구는 미흡하며 특히 법인소유저축은행 실질적 개인소유자의 피저축은행 근무경험이 대출의사결정에 미치는 영향력을 살펴본 연구는 부재한 실정이다. 그러나 저축은행 특성상 외관상 최대주주유형은 법인이지만 실질적 개인소유자가 피저축은행에서 근무하며 경영에 관여하는 경우가 존재한다(송태원, 2010). 이에 본 연구는 법인소유저축은행을 대상으로 실질적 개인소유자의 피저축은행 근무경험과 여신집중도의 관계를 실증적으로 분석하였다는 점에서 선행연구들과 차별화된다. 이외에도 본고는 상기의 분석에 있어 저축은행의 위험관리능력이 어떠한 영향을 미치는지에 대해서 알아보았다는 점에서 기존 연구와 차별성을 지닌다.

# II. 선행연구 및 연구가설

저축은행의 최대주주유형에 관한 선행연구들은 법인 및 개인최대주주와 경영성과 및 이익조정 등의 관계에 초점이 맞추어져 진행되었다. 전선애·이민환 (2008)은 국내 저축은행의 1999년에서 2007년 기간 동안의 자료를 토대로 소유, 지배구조와 경영성과 및 위험 사이의 관계를 분석하여 대주주가 법인인 저축은행의 경우 총자산 대비 영업경비비율과 대손충당금비율이 낮은 것을 확인하였다. 배수현 (2017)은 2009년에서 2016년까지의 기간 동안의 저축은행 반기 자료를 사용하여 저축은행의 법인 소유 여부가 경영성과와 비용효율성에 미치는 효과를 확인하였다. 분석결과, 최대주주가 법인인 저축은행의 경우 위험가중자산수익률이 낮고 영업수익대비 영업비용비중이 높은 것으로 나타났다.

정남철 (2018)은 저축은행 최대주주 법인 여부가 무수익여신과 재량적 대손충당금 사이의 관계에 미치는 효과를 분석하여 최대주주가 법인이면서 무수익여신의 비중이 높은 경우 재량적 대손충당금이 증가하여 경영자의 이익조정행위가 효과적으로 통제되는 것을 확인하였다. 이에 저자는 법인최대주주가 다양한 정보와 인력을 바탕으로 체계적인 의사결정을 실시하여 이러한 결과가 나타났다고 주장하였다. 또한 강현정·유순미·김현진 (2017)은 저축은행의 법인최대주주가 개인최대주주에 비해 우수한 정보 접근성과 전문성

을 바탕으로 경영진의 이익조정행위를 감시한다고 주장하였다.

김민혁 (2018)은 2003년부터 2016년 기간 동안의 90개 저축은행을 대상으로 최대주주의 유형에 따른 재량적 대손충당금전입의 차이를 확인하였다. 분석결과, 최대주주가 법인인 저축은행에 비해 최대주주가 개인인 저축은행의 재량적 대손충당금전입이 적은 것으로 나타나 개인최대주주일수록 이익을 상향조정하려는 성향이 있는 것으로 확인되었다. 이규복·이수진 (2017)은 2015년 및 2016년의 2개년 저축은행 데이터를 이용하여 소유구조가 대출포트폴리오 구성에 미치는 영향을 분석하였으나 저축은행 개인소유 여부와 대출포트폴리오 분산도 사이에는 유의미한 관련성이 발견되지 않았다.[3)]

이상의 선행연구들은 저축은행 최대주주유형을 단순히 외관상 형태로 구분하였는데 이는 법인소유저축은행의 실질적 개인소유자가 의사결정에 미치는 영향력을 면밀히 고려하지 못한다는 한계를 가질 수 있다. 이와 관련하여 송태원 (2010)은 국내 저축은행의 경우 계열화를 통해 모(母)저축은행의 실질적 개인소유자가 자회사인 계열저축은행에서 근무하며 경영에 참여하는 경우가 적지 않음을 주장하였다. 상기의 선행연구에 기초하여 볼 때 저축은행의 외관상 최대주주는 법인이지만 실질적 개인소유자가 피저축은행에서 근무한 경우 해당 소유자는 피저축은행의 대출의사결정에 유의한 영향을 미칠 것으로 예상된다.

법인소유저축은행의 실질적 개인소유자가 대출의사결정에 미치는 영향은 저축은행의 위험관리능력에 따라 다른 양상을 나타낼 수 있다. 진익 (2011)은 금융회사들이 순이익을 기업 내부에 유보하여 이익잉여금을 증가시킴으로써 재무건전성을 제고할 수 있음을 언급하였다. 또한 조정삼·위지원 (2018)은 은행의 이익잉여금이 예측 불가능한 손실로부터 은행을 방어하는 수단이 될 수 있다고 주장하였다. 이와 같은 측면에서 볼 때, 저축은행의 이익잉여금 보유수준은 재무적 위험에 대응할 수 있는 위험관리능력으로 해석될 수 있다. 이에 본고는 상기의 가설검정에 있어 저축은행의 위험관리능력이 미치는 영향에 대한 분석을 추가 실시하고자 한다.

3) 한편 일반은행과 관련하여 Zulverdi et al. (2007), Den Haan et al. (2007)은 통화정책이 대출포트폴리오의 변화를 가져올 수 있음을 언급하였다.

# III. 연구설계

## 1. 표본 및 연구모형

본 연구는 2008년 6월부터 2016년 6월까지의 반기별 저축은행 자료를 사용하여 법인이 최대주주인 저축은행을 대상으로 실질적 개인소유자가 해당 저축은행에서 근무한 경험이 여신집중도에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 분석하고자 한다. 이외에도 본고는 이러한 관계가 저축은행의 위험관리능력에 따라 상이하게 나타나는지에 대해 확인하고자 한다. 이를 위해 외관상 법인이 소유하고 있지만 실질적 소유자는 개인인 저축은행을 대상으로 실질적 개인소유자의 피저축은행 근무경력 관련 자료를 수집하였다.[4] 또한 저축은행의 재무 및 대출 관련 자료는 금융감독원이 제공하는 금융통계정보시스템과 예금보험공사를 통해 수집하였으며, 근무경력 및 여신집중도, 재무자료 등 분석에 필요한 자료의 확보가 불가능한 경우 표본에서 제외하였다.

한편 본고는 분석에 사용한 표본이 갖는 패널데이터의 특성을 고려하고자 고정효과모형을 일관되게 분석에 사용하였다.[5] 또한 분석기간 동안의 연도별 특성을 통제하기 위해 연도고정효과를 분석에 포함하였다. 이외에도 종속변수와 설명변수 사이에 존재 가능한 내생성 문제를 고려하여 종속변수의 시점을 t+1반기로 한 식 (1)과 (2)를 연구모형으로 사용하였다.

$$\begin{aligned} LC_{i,t+1} = {} & \beta_0 + \beta_1 SBWE_{i,t} + \beta_2 LOAN_R_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} \\ & + \beta_4 WDA_R_{i,t} + \beta_5 LRE_R_{i,t} + \beta_6 NIM_R_{i,t} \\ & + \beta_7 ADES_{i,t} + \beta_8 OE_R_{i,t} + SBANK_FE + YEAR_FE + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned} LC_{i,t+1} = {} & \beta_0 + \beta_1 SBWE_{i,t} + \beta_2 SBWE_{i,t} \times RMC_R_{i,t} + \beta_3 RMC_R_{i,t} \\ & + \beta_4 LOAN_R_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 WDA_R_{i,t} + \beta_7 LRE_R_{i,t} \\ & + \beta_8 NIM_R_{i,t} + \beta_9 ADES_{i,t} + \beta_{10} OE_R_{i,t} \\ & + SBANK_FE + YEAR_FE + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{2}$$

4) 동 자료는 개인식별정보가 모두 제거된 형태로 예금보험공사를 통해 수집하였다.
5) 분석에 적합한 모형을 채택하고자 하우스만 검정(Hausman test)을 활용한 결과 고정효과모형이 확률효과모형에 비해 적합한 것으로 나타나 고정효과모형이 분석에 사용되었다.

## 2. 변수정의

저축은행재직더미(SBWE)는 저축은행의 외관상 최대주주유형은 법인이지만 그 법인의 실질적 소유자가 개인이며 피저축은행 재직경험이 있는 경우 1, 근무경험이 없는 경우 0으로 설정하였다. 〈Table 1〉에서 저축은행재직더미(SBWE)의 평균은 39.7%로 나타났는데, 이는 저축은행의 최대주주가 외형상 법인이지만 실질적으로는 개인에 의해 소유되고 있으며 해당 소유자가 피저축은행에서 근무한 경험을 가진 경우가 적지 않음을 보여준다.6) 최대주주유형더미(LSCD)는 저축은행의 외관상 최대주주유형이 법인인 경우 1, 개인인 경우 0의 값을 부여하였다.

본 연구에서 종속변수로 사용한 여신집중도(LC)는 저축은행의 대출편중정도를 의미하며 Tabak et al. (2011), 김학건·박광우·오승곤 (2019)의 연구를 참고하였다. 김학건 등 (2019)은 허핀달-허쉬만 지수를 이용하여 개별 저축은행의 대출총액에서 세부대출항목이 차지하는 비중을 제곱한 뒤 모두 합하여 저축은행의 대출포트폴리오 집중도를 측정하였다. 본고 또한 이러한 계산방식을 토대로 여신집중도(LC)를 계산하였으며, 저축은행 대출포트폴리오의 세부 항목별 평균 대출비중은 〈Figure 1〉과 같다. 위험관리능력(RMC_R)은 저축은행의 이익잉여금을 분자로, 고정이하여신 총액에서 해당 여신에 대한 대손충당금을 차감한 값을 분모로 하여 계산하였다.

본고에서 통제변수로 사용한 대출비율(LOAN_R), 기업규모(SIZE), 순이자마진비율(NIM_R), 영업비용비율(OE_R)은 최효순·오승곤 (2014), 배수현 (2018), 심명화 (2018) 등의 연구를 참고하여 설정하였다. 대출비율(LOAN_R)은 대출 총액을 총자산으로 나눈 값이다. 대출비율이 큰 저축은행은 대출 부실에 따른 부담이 상대적으로 크기 때문에 보다 안정성 측면에서 분산된 대출포트폴리오를 선호할 수 있을 것이다. 기업규모(SIZE)는 저축은행 총자산에 자연로그를 취하여 계산하였다. 규모가 큰 저축은행의 경우 대마불사(too big to fail)에 대한 믿음으로 대출의사결정 시 보다 위험추구적인 성향을 보일 수 있다(배수현, 2019). 순이자마진비율(NIM_R)은 이자수익으로부터 이자비용을 차감한 값을 총자산의 평잔으로 나눈 값으로 저축은행의 수익성이 여신집중도에 미치는 영향을 알아보

6) 한편 연도별 저축은행재직더미(SBWE) 평균값 변화 추이를 살펴본 결과, 2008년 42%, 2012년 40.5%, 2016년 31.6%로 나타나 최근 8년간 감소 추세에 있는 것을 확인하였다.

기 위해 통제변수에 포함하였다. 영업비용비율(OE_R)은 영업비용을 총자산으로 나누어 측정하였다. 영업비용이 높은 저축은행은 대출의사결정 시 대출 관리 및 감시 비용이 상대적으로 적은 대출에 편중된 포트폴리오를 구성할 가능성이 있다.

또한 예금보험공사를 통해 가중부실자산비율(WDA_R), 유동성위험노출비율(LRE_R), 자산부채만기구조(ADES)변수를 확보하여 통제변수로 사용하였다. 가중부실자산비율(WDA_R)은 고정자산의 20%, 회수의문 자산의 75%, 추정손실자산의 100%를 모두 더한 뒤 건전성 분류대상자산 총액으로 나눈 값으로 이 비율이 낮을수록 건전성이 높음을 의미한다. 저축은행의 자산건전성은 대출의사결정에 영향을 줄 수 있을 것으로 보인다. 유동성위험노출비율(LRE_R)은 예수금과 차입금 등을 더한 값에서 현금 및 예치금, 유가증권 등을 뺀 값을 분자로, 대출금에서 할인어음을 차감한 값을 분모로 하여 계산되었다.[7] 유동성위험이 높은 저축은행은 대출포트폴리오 다각화를 통해 위험을 분산시킬 것으로 예상된다. 이외에도 유동성지표로 1년 내에 만기가 도래하는 자산을 1년 이내 만기도래부채로 나누어 측정한 자산부채만기구조(ADES)를 통제변수에 포함하였다. 한편 본고는 이상치의 영향을 완화하기 위해 더미변수인 저축은행재직더미(SBWE), 최대주주유형더미(LSCD)를 제외한 모든 연속형 변수의 양 극단 1% 수준에서 조정(winsorize)하였다.

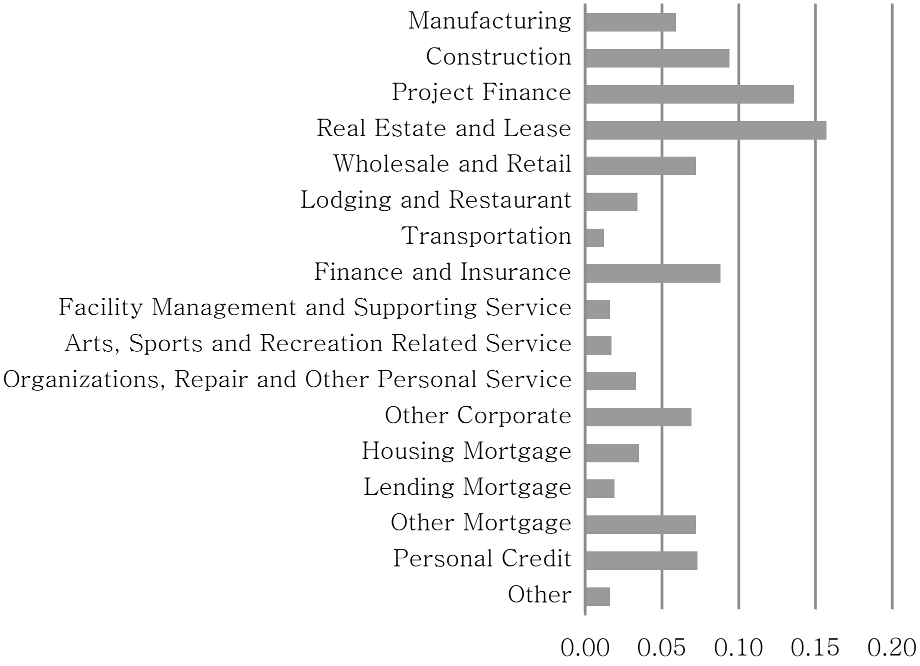
〈Table 1〉 Descriptive Statistics

| Variable | N | Mean | P50 | SD | P25 | P75 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $LC_{t+1}$ | 348 | 0.167 | 0.136 | 0.088 | 0.117 | 0.166 |
| $SBWE_t$ | 348 | 0.397 | 0.000 | 0.490 | 0.000 | 1.000 |
| $LOAN_R_t$ | 348 | 0.709 | 0.754 | 0.186 | 0.649 | 0.825 |
| $SIZE_t$ | 348 | 12.915 | 12.997 | 1.175 | 12.114 | 13.896 |
| $WDA_R_t$ | 348 | 0.053 | 0.035 | 0.047 | 0.021 | 0.074 |
| $LRE_R_t$ | 348 | 0.886 | 0.880 | 0.381 | 0.832 | 0.940 |
| $NIM_R_t$ | 348 | 0.017 | 0.017 | 0.011 | 0.012 | 0.024 |
| $ADES_t$ | 348 | 1.058 | 1.003 | 0.451 | 0.857 | 1.192 |
| $OE_R_t$ | 348 | 0.048 | 0.043 | 0.022 | 0.033 | 0.056 |

7) 유동성위험노출비율(LRE_R)의 정의는 ((예수금+차입금+표지어음예수금-지원자금차입금)-(현금+외국통화+할인어음+예치금+지준유가증권매도가능+지준유가증권단기매매+지준유가증권만기보유-할인어음연체합계))/(대출금-할인어음)이다.

〈Figure 1〉 The Proportion of Loan Portfolio Category

This graph shows the proportion of savings banks' loan portfolio category during June 2008 to June 2016.




Source: Korea Deposit Insurance Corporation.

# IV. 실증분석

주요 가설검정에 앞서 〈Table 2〉에서는 최대주주를 법인 및 개인으로 구분하여 여신집중도와의 관계를 분석하였다. 이를 위해 외관상 최대주주유형이 법인인 경우 1, 개인인 경우 0의 값을 갖는 최대주주유형더미(LSCD)를 분석에 사용하였다.[8] 분석결과에 따르면 모든 모형에서 최대주주유형더미(LSCD)와 여신집중도(LC) 간에 음(-)의 관련성이 통계적으로 유의미하게 나타났다. 이어서 〈Table 3〉에서는 외관상 최대주주는 법인이지만 실질적 개인소유

8) 동 분석에서는 외관상 최대주주유형이 여신집중도에 미치는 영향을 확인하고자 최대주주유형이 법인 또는 개인인 경우를 모두 표본으로 포함하였다. 그러나 이후의 분석에서는 법인소유저축은행이지만 실질적 개인소유자가 존재하는 경우만을 표본으로 활용하였다.

자가 존재하는 저축은행의 경우 실질적 개인소유자의 피저축은행 근무경험이 여신집중도에 어떠한 영향을 미치는지 확인하고자 한다. 분석결과, 통제변수 중 유동성 지표가 제외된 모형 (1)과 건전성, 수익성 지표가 제외된 모형 (2)에서 모두 저축은행재직더미(SBWE)의 회귀계수는 유의미한 양(+)의 값을 가지는 것으로 확인되었다. 또한 이러한 결과는 모든 통제변수를 분석에 포함한 모형 (3)에서도 일관되게 나타났다. 이상의 실증분석결과는 저축은행 최대주주유형과 여신집중도의 관계를 분석함에 있어 최대주주의 외관상 형태만을 고려하기 보다는 실질적 개인소유자의 영향력까지도 고려할 필요가 있음을 시사한다.

〈Table 2〉 The Effect of Largest Shareholder Type on Loan Concentration

This table presents the relationship between largest shareholder type and loan concentration. The abbreviations of variables are LC(loan concentration), LSCD(largest shareholder corporate dummy), LOAN_R(loan ratio), SIZE(firm size), WDA_R(weighted distressed assets ratio), LRE_R(liquidity risk exposure ratio), NIM_R(net interest margin ratio), ADES(assets debt expiration structure), OE_R(operating expense ratio), SBANK_FE(savings banks fixed effects), and YEAR_FE(year fixed effects).

| | $LC_{t+1}$ | | |
|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) |
| $LSCD_t$ | -0.012** (-2.22) | -0.010* (-1.73) | -0.013** (-2.42) |
| $LOAN_R_t$ | -0.077*** (-4.76) | -0.052*** (-3.18) | -0.079*** (-4.77) |
| $SIZE_t$ | 0.037*** (5.98) | 0.038*** (6.41) | 0.034*** (5.58) |
| $WDA_R_t$ | 0.100** (2.20) | | 0.039 (0.81) |
| $LRE_R_t$ | | -0.024*** (-4.24) | -0.019*** (-3.13) |
| $NIM_R_t$ | 1.295*** (6.84) | | 1.177*** (6.11) |
| $ADES_t$ | | -0.009* (-1.96) | -0.009* (-1.88) |
| $OE_R_t$ | 0.230** (2.48) | 0.330*** (3.76) | 0.301*** (3.14) |
| Constant | Yes | Yes | Yes |
| SBank_FE | Yes | Yes | Yes |
| Year_FE | Yes | Yes | Yes |

| Observations | 1,330 | 1,330 | 1,330 |
|---|---|---|---|
| R-squared | 0.156 | 0.137 | 0.164 |

Notes: 1) ***, **, * are 1, 5, 10% statistical significance level, respectively.
2) t-values appear in the brackets.

〈Table 3〉 The Effect of Actual Individual Owner's Working Experience on Loan Concentration

This table presents the relationship between actual individual owner's working experience and loan concentration. The abbreviations of variables are LC(loan concentration), SBWE(savings banks working experience), LOAN_R(loan ratio), SIZE(firm size), WDA_R(weighted distressed assets ratio), LRE_R(liquidity risk exposure ratio), NIM_R(net interest margin ratio), ADES(assets debt expiration structure), OE_R(operating expense ratio), SBANK_FE(savings banks fixed effects), and YEAR_FE(year fixed effects).

| | $LC_{t+1}$ | | |
|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) |
| $SBWE_t$ | 0.070*** (2.64) | 0.075*** (2.84) | 0.073*** (2.72) |
| $LOAN_R_t$ | -0.079*** (-2.62) | -0.069** (-2.32) | -0.068** (-2.19) |
| $SIZE_t$ | 0.007 (0.66) | 0.000 (0.00) | 0.003 (0.26) |
| $WDA_R_t$ | 0.174** (2.50) | | 0.066 (0.76) |
| $LRE_R_t$ | | -0.019*** (-3.19) | -0.016** (-2.12) |
| $NIM_R_t$ | 0.191 (0.47) | | 0.007 (0.02) |
| $ADES_t$ | | -0.001 (-0.18) | -0.001 (-0.16) |
| $OE_R_t$ | -0.071 (-0.49) | 0.051 (0.34) | 0.026 (0.17) |
| Constant | Yes | Yes | Yes |
| SBank_FE | Yes | Yes | Yes |
| Year_FE | Yes | Yes | Yes |
| Observations | 348 | 348 | 348 |
| R-squared | 0.132 | 0.143 | 0.145 |

Notes: 1) ***, **, * are 1, 5, 10% statistical significance level, respectively.
2) t-values appear in the brackets.

〈Table 4〉는 저축은행재직더미(SBWE)와 여신집중도(LC) 사이의 관계에 저축은행의 위험관리능력이 미치는 영향을 검증한 결과를 나타낸다. 분석결과, 모든 모형에서 저축은행재직더미(SBWE)와 위험관리능력(RMC_R)변수의 교차변수(SBWE×RMC_R)는 유의한 음(-)의 회귀계수 값을 보이는 것으로 확인되었다. 또한 모형 (1) 및 (2) 그리고 (3)에서 저축은행재직더미(SBWE)는 〈Table 3〉과 일관되게 여신집중도(LC)와 유의미한 양(+)의 계수 값을 나타냈다. 이상의 결과는 저축은행의 위험관리능력에 따라 저축은행재직더미(SBWE)와 여신집중도(LC)의 관계가 상이한 형태로 나타날 수 있음을 보여준다. 한편, 위험관리능력(RMC_R)의 경우 여신집중도(LC)와 유의한 관계를 보이지 않았다. 이는 선제적 위험관리 측면에서 이익잉여금을 많이 비축하고 있는 저축은행이 여신집중도를 감소시키는 효과와 보유한 이익잉여금을 바탕으로 대출 심사 및 관리에 보다 특화된 분야로 대출을 집중시키는 효과가 서로 상쇄된 결과로 보인다.

〈Table 4〉 The Effect of Actual Individual Owner's Working Experience on Loan Concentration According to Risk Management Capability

This table presents the effects of actual individual owner's working experience on loan concentration according to risk management capability. The abbreviations of variables are LC(loan concentration), SBWE(savings banks working experience), RMC_R(risk management capability), LOAN_R(loan ratio), SIZE(firm size), WDA_R(weighted distressed assets ratio), LRE_R(liquidity risk exposure ratio), NIM_R(net interest margin ratio), ADES(assets debt expiration structure), OE_R(operating expense ratio), SBANK_FE(savings banks fixed effects), and YEAR_FE(year fixed effects).

| | $LC_{t+1}$ | | |
|---|---|---|---|
| | (1) | (2) | (3) |
| $SBWE_t$ | 0.066***<br>(2.61) | 0.072***<br>(2.87) | 0.070***<br>(2.77) |
| $SBWE_t \times RMC_R_t$ | -0.024***<br>(-5.53) | -0.024***<br>(-5.68) | -0.025***<br>(-5.67) |
| $RMC_R_t$ | 0.000<br>(1.57) | 0.000<br>(1.61) | 0.000<br>(1.58) |
| $LOAN_R_t$ | -0.067**<br>(-2.29) | -0.058**<br>(-2.03) | -0.051*<br>(-1.73) |

| | | | |
|---|---|---|---|
| $SIZE_t$ | 0.008<br>(0.80) | 0.005<br>(0.50) | 0.005<br>(0.45) |
| $WDA_R_t$ | 0.124*<br>(1.84) | | 0.006<br>(0.08) |
| $LRE_R_t$ | | -0.017***<br>(-2.89) | -0.017**<br>(-2.34) |
| $NIM_R_t$ | -0.148<br>(-0.37) | | -0.308<br>(-0.76) |
| $ADES_t$ | | 0.004<br>(0.62) | 0.003<br>(0.48) |
| $OE_R_t$ | -0.136<br>(-0.93) | -0.007<br>(-0.05) | -0.023<br>(-0.15) |
| Constant | Yes | Yes | Yes |
| SBank_FE | Yes | Yes | Yes |
| Year_FE | Yes | Yes | Yes |
| Observations | 348 | 348 | 348 |
| R-squared | 0.217 | 0.232 | 0.234 |

Notes: 1) ***, **, * are 1, 5, 10% statistical significance level, respectively.
2) t-values appear in the brackets.

분석결과의 강건성을 검증하기 위해 〈Table 5〉에서는 대출편향(LB)을 여신집중도 대용변수로 사용하였다. 대출편향(LB)은 개별 저축은행의 대출포트폴리오에서 규모가 가장 큰 대출항목이 해당 저축은행의 대출총액에서 차지하는 비중을 의미한다. 분석결과에 따르면 〈Table 5〉의 모든 모형에서 저축은행재직더미(SBWE)는 대출편향(LB)과 유의적인 양(+)의 관련성을 가졌으며, 모형 (2)에서 저축은행재직더미(SBWE)와 위험관리능력(RMC_R)변수의 교차항(SBWE×RMC_R)은 유의미한 음(-)의 회귀계수 값을 가졌다. 이는 본 연구의 주된 결과와 일관된 결과로서 대출편향(LB)을 종속변수로 사용한 경우에도 본고의 주요 분석결과가 강건함을 보여준다.

〈Table 5〉 Robust Test 1

This table presents the effects of actual individual owner's working experience on loan bias. The abbreviations of variables are LB(loan bias), SBWE(savings banks working experience), RMC_R(risk management capability), LOAN_R(loan ratio), SIZE(firm size), WDA_R(weighted distressed assets ratio), LRE_R(liquidity risk exposure ratio), NIM_R(net interest margin ratio), ADES(assets debt expiration

structure), OE_R(operating expense ratio), SBANK_FE(savings banks fixed effects), and YEAR_FE(year fixed effects).

| | $LB_{t+1}$ | |
|---|---|---|
| | (1) | (2) |
| $SBWE_t$ | 0.155*** (3.46) | 0.152*** (3.50) |
| $SBWE_t \times RMC_R_t$ | | -0.034*** (-4.62) |
| $RMC_R_t$ | | 0.001 (1.44) |
| $LOAN_R_t$ | -0.075 (-1.45) | -0.051 (-1.01) |
| $SIZE_t$ | -0.006 (-0.34) | -0.003 (-0.19) |
| $WDA_R_t$ | -0.037 (-0.25) | -0.121 (-0.86) |
| $LRE_R_t$ | -0.033** (-2.58) | -0.034*** (-2.76) |
| $NIM_R_t$ | -0.185 (-0.26) | -0.622 (-0.89) |
| $ADES_t$ | -0.005 (-0.48) | 0.000 (0.02) |
| $OE_R_t$ | 0.131 (0.51) | 0.073 (0.28) |
| Constant | Yes | Yes |
| SBank_FE | Yes | Yes |
| YEAR_FE | Yes | Yes |
| Observations | 348 | 348 |
| R-squared | 0.123 | 0.187 |

Notes: 1) ***, **, * are 1, 5, 10% statistical significance level, respectively.
2) t-values appear in the brackets.

본 연구는 2008년부터 2016년 6월까지의 반기자료를 분석에 사용하였다. 이에 〈Table 6〉에서는 세부 반기특성을 보다 면밀히 고려하기 위해 연도 고정효과 대신 반기 고정효과를 사용한 강건성 분석을 실시하였다. 분석결과, 저축은행재직더미(SBWE)와 여신집중도(LC)의 관계를 보여주는 모형 (1)의 경우 앞선 〈Table 3〉의 결과와 일관되게 저축은행재직더미(SBWE)는 유의미한 양(+)의 계수 값을 가졌다. 모형 (2)에서도 저축은행재직더미(SBWE)는 여신집중도(LC)와 유의미한 양(+)의 관계를 나타냈으며, 저축은행재직더미(SBWE)와 위험관리능력더미

(RMC)의 교차변수(SBWE×RMC)는 통계적으로 유의미한 음(-)의 회귀계수 값을 가졌다. 이상의 결과는 연도고정효과 대신 반기고정효과를 사용한 후에도 본고의 결과가 〈Table 4〉와 일관성을 가짐을 의미한다.

〈Table 6〉 Robust Test 2

This table presents the effects of actual individual owner's working experience on loan concentration using semi-annual fixed effects. The abbreviations of variables are LC(loan concentration), SBWE(savings banks working experience), RMC_R(risk management capability), LOAN_R(loan ratio), SIZE(firm size), WDA_R(weighted distressed assets ratio), LRE_R(liquidity risk exposure ratio), NIM_R(net interest margin ratio), ADES(assets debt expiration structure), OE_R(operating expense ratio), SBANK_FE(savings banks fixed effects), and Semi_Annual_FE(Semi_Annual fixed effects).

| | $LC_{t+1}$ | |
|---|---|---|
| | (1) | (2) |
| $SBWE_t$ | 0.071*** (2.63) | 0.069*** (2.69) |
| $SBWE_t \times RMC_R_t$ | | -0.024*** (-5.50) |
| $RMC_R_t$ | | 0.000 (1.53) |
| $LOAN_R_t$ | -0.070** (-2.21) | -0.055* (-1.82) |
| $SIZE_t$ | 0.003 (0.24) | 0.005 (0.47) |
| $WDA_R_t$ | 0.073 (0.83) | 0.014 (0.17) |
| $LRE_R_t$ | -0.015** (-2.04) | -0.016** (-2.24) |
| $NIM_R_t$ | -0.020 (-0.05) | -0.334 (-0.79) |
| $ADES_t$ | -0.001 (-0.10) | 0.003 (0.50) |
| $OE_R_t$ | 0.012 (0.08) | -0.034 (-0.22) |
| Constant | Yes | Yes |
| SBank_FE | Yes | Yes |

| | | |
|---|---|---|
| Semi_Annual_FE | Yes | Yes |
| Observations | 348 | 348 |
| R-squared | 0.157 | 0.242 |

Notes: 1) ***, **, * are 1, 5, 10% statistical significance level, respectively.
2) t-values appear in the brackets.

# V. 결론

본 연구는 법인소유저축은행을 대상으로 실질적 개인소유자의 피저축은행 근무경험이 대출의사결정에 어떠한 영향을 미치는지 확인하였다. 또한 본고는 저축은행의 위험관리능력에 따라 실질적 개인소유자의 피저축은행 근무경험과 여신집중도의 관계가 다르게 나타나는지에 대해서도 검증하였다. 이외에도 본 연구는 추가분석을 통해 저축은행의 외관상 최대주주유형이 여신집중도에 미치는 영향을 분석하였다.

저축은행의 외관상 최대주주유형을 법인 및 개인으로 구분하여 실증적으로 분석한 결과 법인소유저축은행일수록 낮은 여신집중도를 가지고 있는 것으로 나타났다. 그러나 법인이 소유한 저축은행일지라도 실질적 개인소유자가 존재하며 해당 개인소유자가 피저축은행에서 근무한 경험이 있는 경우 여신집중도는 높은 것으로 확인되었다.

이상의 결과는 최대주주유형과 여신집중도의 관계를 분석함에 있어 최대주주유형을 외관상 형태로만 구분하기 보다는 실질적 개인소유자의 영향력까지 고려해볼 필요가 있음을 시사한다. 이외에도 본고는 저축은행의 위험관리능력과 근무경험의 교차항이 유의한 음(-)의 값임을 발견하였다. 이는 저축은행의 위험관리능력에 따라 실질적 개인소유자의 영향력과 여신집중도의 관계가 차별적으로 나타날 수 있음을 시사한다.

저축은행의 경우 외관상 최대주주유형이 법인이지만 실질적 개인소유자가 존재하고 해당 소유자가 피저축은행에서 근무하며 경영에 참여하는 경우가 존재한다(송태원, 2010). 그러나 아직까지 국내 저축은행의 이러한 특성을 고려한 실증연구는 매우 제한적이라는 점에서 여신집중과 관련하여 실질적 개인소유자의 영향력을 확인한 본 연구의 결과는 의의를 갖는다. 또한 본고의 결과는 감독당국으로 하여금 저축은행의 여신편중에 따른 위험 관리

측면에서 저축은행 실질적 소유자의 영향력을 보다 폭넓게 고려할 필요가 있음을 보여준다.

그럼에도 불구하고 본 연구의 결과는 대다수가 비상장 형태인 저축은행 특성상 자료수집의 한계가 존재하여 대출의사결정에 영향을 미칠 수 있는 실질적 개인소유자의 여러 특성을 분석에 반영하지 못하였다는 한계를 가진다. 향후 연구에서는 본고의 한계점을 보완하여 실질적 개인소유자의 피저축은행 재직기간, 연령, 지분율 등 보다 다양한 특성을 고려한 분석이 이루어지기를 기대한다.

# 참고문헌

강현정·유순미·김현진 (2017), "금융기관의 지배구조가 이익조정에 미치는 영향: 상호저축은행 소유구조를 중심으로", **국제회계연구**, 제71권, 한국국제회계학회, pp. 151-178.

(Translated in English) Kang, H., S., Yu, and H., Kim (2017). "The Effects of Corporate Governance System of Financial Institutions on Earnings Management: Focus on Mutual Savings Bank's Ownership Structure", *Korea International Accounting Review*, 71:151-178.

금융감독원, 금융통계정보시스템(http://fisis.fss.or.kr).

(Translated in English) Financial Supervisory Service, Financial Statistics Information System(http://fisis.fss.or.kr).

김민혁 (2018), "대손충당금전입 조정에 대한 주식시장 반응 연구: 은행과 저축은행에 대한 비교분석", **재무관리연구**, 제35권 제3호, 한국재무관리학회, pp. 189-216.

(Translated in English) Kim, M. (2018). "Discretionary Loan Loss Provisions and Stock Market Response: A Comparative Analysis of Commercial Banks and Savings Banks in Korea", *Korean Journal of Financial Management*, 35(3):189-216.

김학건·박광우·오승곤 (2019), "여신집중과 저축은행부실에 관한 실증연구", **재무연구**, 제32권 제1호, 한국재무학회, pp. 93-120.

(Translated in English) Kim, H., K., Park, and S., Oh (2019). "A Study on the Relationship between Loan Portfolio Concentration and Bankruptcy in Savings Banks", *Asian Review of Financial Research*, 32(1):93-120.

배수현 (2017), "저축은행 소유구조와 경영성과에 관한 연구", **경영교육연구**, 제32권 제3호, 한국경영교육학회, pp. 47-68.

(Translated in English) Bae, S. (2017). "A Empirical Study on the Relation of the Ownership Structure and Management Performance of

Savings Banks", *Korean Business Education Review*, 32(3):47-68.

______(2018), "저축은행 수익다각화가 재무성과에 미치는 영향: 복합금융그룹 소속 저축은행의 성과 차이를 중심으로", **글로벌경영학회지**, 제15권 제2호, 글로벌경영학회, pp. 77-96.

(Translated in English) Bae, S. (2018). "A Study on the Effects of Diversification on Savings Bank Performance: Focusing on the Difference of Performance of Savings Bank Belonging to Financial Conglomeration Group", *Global Business Administration Review*, 15(2):77-96.

______(2019), "저축은행 가계대출과 경영위험", **세무회계연구**, 제62권, 한국세무회계학회, pp. 23-42.

(Translated in English) Bae, S. (2019). "The Effects of Household Loans on Management Risk in Savings Banks", *Tax Accounting Research*, 62:23-42.

송태원 (2010), **저축은행의 계열화 현황 및 시사점**, 예금보험공사.

(Translated in English) Song, T. (2010). *The Current Status of Savings Banks Affiliation and Implications*, Korea Deposit Insurance corporation.

심명화 (2018), "저축은행과 예금자 규율", **재무관리연구**, 제35권 제1호, 한국재무관리학회, pp. 83-120.

(Translated in English) Sim, M. (2018). "Depositor Discipline in Korean Savings Banks", *Korean Journal of Financial Management,* 35(1):83-120.

예금보험공사, 저축은행 대주주유형별 주요재무비율추이 (http://www.kdic.or.kr/save/financial02.do).

(Translated in English) Korea Deposit Insurance corporation, Savings Banks' Major Financial Ratio Trends by Large Shareholder Type

(http://www.kdic.or.kr/save/financial02.do).

이규복·이수진 (2017), **최근 구조조정 이후 우리나라 저축은행 특성별 대출포트폴리오 분석 및 시사점**, 한국금융연구원.

(Translated in English) Lee, K., and S., Lee (2017). *Analysis and Implication of Loan Portfolios by Characteristics of Saving Banks in Korea after Recent Restructuring*, Korea Institute of Finance.

전선애·이민환 (2008), "상호저축은행의 소유·지배구조가 경영성과 및 위험도에 미치는 영향", **보험금융연구**, 제19권 제3호, 보험연구원, pp. 229-261.

(Translated in English) Chun, S., and M., Lee (2008). "Ownership Structure·Governance, Firm Performance and Risk Taking of the Mutual Saving Banks in Korea", *Journal of Insurance and Finance*, 19(3):229-261.

정남철 (2018), "무수익여신과 재량적 대손충당금 간의 관련성: 상호저축은행의 소유구조를 중심으로", **경영교육연구**, 제33권 제6호, 한국경영교육학회, pp. 133-152.

(Translated in English) Jung, N. (2018). "The Relationship between the Non Performing Loans and Discretionary Loan Loss Allowance of Korean Savings Banks: Focusing on Ownership Structure", *Korean Business Education Review*, 33(6):133-152.

조정삼·위지원 (2018), **은행산업 평가방법론**, 한국신용평가.

(Translated in English) Cho, J., and G., Wee (2018). *Banking Industry Rating Methodology*, Korea Investors Service.

진익 (2011), "생명보험회사와 은행의 수익구조 비교 및 시사점", *KiRi Weekly*, 2011. 3. 21.

(Translated in English) Jin, I. (2011). "Comparison and Implication of Profit Structure between Life Insurance Companies and Banks", *KiRi Weekly*, 2011. 3. 21.

최효순·오승곤 (2014), "우리나라 저축은행의 대출 군집행동", **금융안정연구**, 제15권 제

2호, 예금보험공사, pp. 31-67.

(Translated in English) Choi, H., and S., Oh (2014). "Herding Behavior in Bank Lending: Evidence from Korean Savings Banks", *Financial Stability Studies*, 15(2):31-67.

Den Haan, W., S., Sumner and G., Yamashiro (2007). "Bank Loan Portfolios and the Monetary Transmission Mechanism", *Journal of Monetary Economics*, 54(3):904-924.

Tabak, B., D., Fazio and D., Cajueiro (2011). "The Effects of Loan Portfolio Concentration on Brazilian Banks' Return and Risk", *Journal of Banking and Finance,* 35(11):3065-3076.

Zulverdi, D., I., Gunadi and B., Pramono (2007). "Bank Portfolio Model and Monetary Policy in Indonesia", *Journal of Asian Economics,* 18(1):158-174.

## Abstract

This study analyzes the actual individual owner's effect on loan concentration in corporate-owned savings banks in the case that the owner has working experiences in controlled savings banks. In addition to the owner's specific work experience, this paper also considers saving banks' risk management capability as an additional point in this causal relation. Besides, this study confirms the relationship between the largest shareholder type and loan concentration. The empirical results show that corporate-owned savings banks have the negative effects on loan concentration. However, this effect could be reversed if the corporate-owned savings banks' actual individual owner has working experience in the controlled savings banks. This study also investigates that the negative effects could be alleviated when savings banks have superior risk management capability. The results suggest that the financial supervisory authorities may need to consider the effects of actual individual owner.

※ Key words: Corporate-owned savings banks, Actual individual owner, Controlled savings banks' working experience, Loan concentration

보험금융연구 제31권 제2호 (2020. 5) pp. 25-58
DOI : https://doi.org/10.23842/jif.2020.31.2.002

# 주택수요 감소가 거시경제에 미치는 영향: 중소기업 대출형태 변동을 중심으로*

# Quantifying Macroeconomic Impact of Housing Demand Shock in Korea

임 태 준**
Taejun Lim

우리나라 중소기업의 부동산 담보대출에 대한 높은 의존도는 부동산 시장 변동에 대한 중소기업의 취약성을 시사한다. 본 연구는 가계의 직업선택(노동자/중소기업오너), 주택매매, 불완전 금융시장을 특징으로 하는 이질적 경제주체 모형(Heterogeneous agents model)을 제시하고 주택수요 감소로 인한 주택매매가격 하락이 중소기업 및 거시경제에 미치는 영향을 정량적으로 분석한다. 모형실험에 따르면, 주택매매가격의 하락은 중소기업 담보대출상한을 낮추고 중소기업 최적 생산을 방해하여 생산 위축을 초래한다. 중소기업의 노동 수요 감소로 인한 임금 하락은 대기업 생산의 소폭 상승으로 이어지지만 그 상승폭은 중소기업 생산 하락폭을 하회하며 경제 전체의 총생산량은 하락한다.

**국문 색인어:** 주택담보대출, 금융제약, 중소기업
**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B030602

* 본 연구는 2019년 동국대학교 연구비 지원(S-2019-G0001-00067)을 받아 작성되었습니다. 유익한 논평을 해주신 한국은행 경제연구원 세미나 참석자들께 감사드립니다. 본 논문은 집필자 개인의 의견임을 밝힙니다.
** 동국대학교(서울) 경제학과 조교수(limtaejun@dongguk.edu), 제1저자
논문 투고일: 2020. 1. 17, 논문 최종 수정일: 2020. 4. 7, 논문 게재 확정일: 2020. 5. 15

# I. 서론

대침체기(Great recession; 2008-2010)를 겪으며 주택가격이 급락했던 미국 및 서유럽 OECD 주요국들과 달리, 2000년 이후 우리나라 주택시장은 큰 위기 없이 장기간 호황을 경험하고 있다.[1] 이는 정부의 건설 경기 진작을 통한 성장정책, 그리고 이를 뒷받침하는 저금리 기조에 기인한 바가 크다. 하지만 과도한 주택가격 상승에 따른 서민경제 위협, 연일 최고치를 경신하며 1,500조 원을 넘어선 가계부채(2018년 말 기준),[2] 한・미 기준금리 역전에 따른 금리인상 가능성 등 우리나라를 둘러싼 비호의적인 대내외 경제 환경은 정부로 하여금 강도 높은 주택가격 안정화 정책(9·13 부동산 정책, 2018. 9. 13) 및 총부채원리금상환비율(DSR) 규제 등을 발표하게 하였다.

본 연구에서는 주택가격의 변화, 특히 주택수요 하락 시 주택가격의 하락이 실물경제에 미칠 수 있는 영향을 정량적으로 분석한다. 금융감독원에 따르면 글로벌 금융위기 이후 은행의 리스크 회피 경향이 심화됨에 따라 중소기업대출 중 담보대출의 비중은 2010년 54.1%에서 2017년 71.2%로 크게 증가하였다(금융감독원 보도자료, 2018. 4. 16). 또한, 2018년 금융위원회는 중소기업 총자산에서 부동산이 차지하는 비중이 (2016년 기준) 25%에 불과함에도 불구하고,[3] 대출에 활용된 담보자산의 94%가 부동산이라는 사실을 발표한 바 있다.[4] 이와 같은 중소기업의 부동산 담보대출에 대한 높은 의존도는 주택시장변동에 대한 중소기업, 나아가 우리 경제의 취약성을 시사한다. 이에 본 연구는 주택담보대출효과(Housing collateral effect)를 중심으로 주택시장 변동이 실물경제에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

본 논문에서는 가계의 직업선택, 주택매매거래, 불완전 금융시장을 특징으로 하는 Lim (2018)의 연구모형을 한국 실정에 맞게 소규모 개방경제 버전으로 변환한 후, 주택수요 감소로 인한 주택매매가격의 하락이 중소기업 및 거시경제에 미치는 영향을 정량적으로 분석

1) 물가상승을 감안한 실질주택가격지수는 2010년 이후 증가추세에 있다.
2) 한국의 GDP 대비 가계부채 비율은 97.5%로 60%대인 OECD 평균보다 크게 높은 수준이며, 2017년 기준 (순)가처분소득 대비 가계부채비율은 185.88%로 OECD 가입국 중 1위를 차지한 바 있다(참고: 2위인 영국의 가처분소득 대비 가계부채비율은 148.9%).
3) 동산의 비중은 38%이다.
4) 2017년 기준 부동산 비중은 94%, 동산은 0.05%이다.

한다. 2018년 한국 경제를 대상으로 모형경제의 주요 모수를 캘리브래이션(Calibration) 하여 벤치마크로 삼고, 주택매매가격이 10(20)% 하락하는 경우를 상정하여 주택수요충격을 모형경제에 주입한다. 모형에서 주택매매가격 하락은 중소기업의 담보대출상한을 감소시키고, 이는 중소기업의 최적생산결정을 방해하여 생산에 악영향을 미친다. 주택매매가격이 벤치마크 대비 10(20)% 하락함에 따라 유주택 기업가의 중소기업 총자본투입량은 1.48(4.13)% 하락한다. 이는 주택매매가격 하락으로 담보대출 이용이 감소하고 무담보대출 이용은 증가하는데 이자비용의 차이로 인해 담보대출이 감소한 만큼 무담보대출이 증가(6.10(12.20)% 증가)하지 못하기 때문이다. 유주택 기업가의 중소기업 자본투입량이 하락함에 따라 생산량도 벤치마크 대비 0.89(3.13)% 하락한다. 무주택 기업가의 중소기업 자본투입량은 8.11(35.92)% 증가하고 생산량은 9.28(37.79)% 증가하지만, 그 증가폭이 유주택 기업가의 자본투입량 및 생산량의 감소폭에 미치지 못하여 중소기업 부문 전체의 자본투입량 및 생산량은 각각 0.93(1.83)%, 0.23(0.54)% 하락한다. 중소기업부문 생산 활동의 위축은 노동수요를 감소시키고 소폭의 임금하락을 야기한다. 그 결과, 대기업 생산은 소폭, 0.13(0.25)%, 증가하지만 그 증가 폭은 중소기업 생산 감소분을 만회할 정도에는 미치지 못하여, 경제전체의 총생산은 0.05(0.11)% 하락한다.

## 1. 관련문헌

2007년 서브프라임 모기지 사태 이후 관측된 전 세계적 주택가격 하락은 주택 자산 및 시장에 대한 경제학자들의 관심을 증폭시켰다. 특히 주택가격 변동이 거시(실물)경제에 미치는 파급효과를 다룬 연구들이 잇달아 발표되었는데, 이들 연구는 주택가격변동에 따라 변화하는 주택담보대출규모 및 파급효과에 주목하였다. 예를 들어, Fairlie & Krashinsky (2012), Harding & Rosenthal (2013), Schmalz et al. (2017), Jensen et al. (2014)는 기업가의 보유주택 가치와 기업가 활동 및 창업(Entrepreneurship) 간 높은 상관관계가 있음을 입증하였다. Adelino et al. (2012)는 중소기업부문 고용 변동을 설명함에 있어 기업가가 보유한 주택 가치의 변동에 따른 주택담보대출의 변동이 주된 역할을 한다고 주장하였다. 이들 연구들은 주택가격변동이 '주택담보대출효과'를 통해 기업가의 생산활동에 미치

는 영향에 주목하였다는 점에서 총공급 측면을 강조한 연구라 할 수 있다.

반면, 주택가격변동이 (총공급 변동이 아닌) 총수요 변동을 통해 실물경제의 영향을 미친다는 연구결과들도 존재한다. Campbell & Cocco (2007)는 주택가격 상승이 자산효과(Wealth effect)를 통해 소비를 진작시킬 수 있음을 주장하였고, Mian & Sufi (2011; 2014)는 주택시장 호황기에 저신용 가계의 주택담보대출 증가가 소비 증가로 이어질 수 있다는 실증적 연구결과를 발표하였다. Mian et al. (2013)은 카운티 수준(County-level) 데이터를 이용한 실증적 분석을 토대로 수요의 주택순자산(Housing net worth)에 대한 탄력성이 양의 값을 가진다고 주장하였다.

주택가격변동의 총수요 효과를 주장하는 이와 같은 연구결과에 맞서, Adelino et al. (2015)는 주택담보대출의 변동이 주택가격 변동의 실물경제에 미치는 파급효과의 주된 메커니즘임을 보여주는 실증연구결과를 발표하였다. Adelino et al. (2015)과 유사하게, Lim (2018)은 주택담보대출효과가 중소기업 고용 변동을 설명할 수 있는 결정적인 요소임을 주장하였다. 본 연구의 방법론은 Lim (2018)과 유사하나, 미국경제를 분석대상으로 하여 폐쇄경제를 가정한 Lim (2018)과 달리 소규모 개방경제를 전제한 모형을 활용한다.

주택시장의 변동이 거시경제에 미치는 중대한 파급효과에도 불구하고 한국경제를 직접적으로 분석한 연구는 많지 않다. 송인호 (2014)는 한국경제를 분석대상으로 주택가격의 변동이 거시경제에 미치는 영향을 살펴본 중요한 연구이다. 그는 Iacoviello (2005)의 경제구조 및 동태확률일반균형 모형을 적용하여 주택가격이 거시경제에 미치는 영향을 분석하였다. 그의 모형에서 주택가격 상승은 주택담보대출효과에 의해 소비수요와 주택수요 증가를 가져오는데, 이는 소비자의 효용에 있어 주택서비스와 일반소비재와의 보완성에 기인한다. 본 연구는 총수요 효과에 초점을 맞춘 송인호 (2014)와 달리, Adelino et al. (2015)이 주장한, 주택담보대출의 총공급 효과에 주목하였다는 점에서 차별성이 있다. 본 연구에서는 주택가격 변동은 기업의 담보대출상한을 변화시키고, 이는 다시 기업의 생산규모에 영향을 미친다. 또한, 소비자를 차입가계와 대출가계, 두 가지 형태로 단순 구분한 송인호 (2014)와 달리, 노동생산성, 기업가 능력, 금융자산, 주택보유 여부에 있어 상이한 이질적 경제주체 모형(Heterogeneous agents model)을 채택하여 분석의 정교함을 제고한다.

# II. 모형

이하에서는 모형의 주요 구성요소인 가계, 기업, 금융시장, 주택시장에 대해 살펴본 후, 가계 및 기업의 최적의사결정과 정상상태균형(Steady state equilibrium)에 대해 논의한다.

## 1. 가계

### 가. 효용

경제 내 모든 가계는 동일한 선호체계를 지니며 다음과 같은 일정상대위험회피(Constant relative risk aversion) 효용함수에 의해 표현된다.

$$u(c_t, h_t) = \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} - \kappa|1 - h_t|$$

매기($t$) 가계의 효용수준은 재화의 소비량($c_t$)과 주택보유 여부($h_t \in \{0,1\}$, $h_t = 1(0)$은 유(무)주택자를 나타냄)에 의해 결정된다. 모수 $\sigma$는 상대적 위험기피도를 측정하며, $\kappa$는 소비와 주택보유 여부가 개인의 효용수준에 미치는 상대적 중요성을 결정한다.

### 나. 이질성(Heterogeneity)

가계는 노동생산성($\theta$)과 기업가 능력($z$, Entrepreneurial productivity), 두 종류의 개별충격(Idiosyncratic shocks)에 직면하며 이로 인해 사후적으로 이질적(Ex-post heterogeneous)이다 (참조: Cagetti and De Nardi (2006); Lim (2018)). 노동생산성($\theta$)은 아래의 식으로 표현되는 이행확률분포(Transition probability distribution)에 따라 확률적으로 변화한다.

$$\pi_\theta(\theta'|\theta) = \Pr(\theta_{t+1} \le \theta'|\theta_t = \theta)$$

개별 가계의 기업가 능력($z$)은 확률분포 $G(z)$에서 추출되는데 일단 그 값이 정해지면 시간에 따라 변화하지 않는다. 다만, 매 기초 기업가능력은 $\psi$의 확률로 소멸되며 소멸 시

에는 확률분포 $G(z)$에서 재추출된다.

매 기초 두 개별충격($\theta$, $z$)이 실현된 후, 가계는 자신의 노동생산성($\theta$)과 기업가 능력($z$)을 비교하여 노동자와 기업가 중 높은 소득을 거두는 직업을 선택한다. 가계가 노동자를 직업을 선택할 경우는 임금소득(노동생산성×효율성 임금)이, 기업가로 직업을 선택할 경우는 자신이 운영하는 중소기업의 이윤이 가계소득을 형성한다. 노동생산성과 기업가 능력이 매기 확률적으로 변동하기 때문에 가계소득 또한 매기 확률적으로 변동한다.

본 연구에서는 가계의 차입제약을 특징으로 하는 불완전 금융시장(Incomplete financial market)을 상정한다. 위험회피적 성향을 가지는 가계는 소비수준의 변동을 회피하려는 경향이 있으므로 차입제약에 직면하여 소득 변동 시 효용 변동을 최소화하기 위해 저축을 한다. 즉, 차입제약하에 노동생산성 및 기업가 능력의 변동성은 가계의 저축 유인으로 작용한다.

## 2. 기업

기업은 규모에 따라 대기업과 중소기업으로 구분된다(참조: Quadrini (2000); Kitao (2008); Cagetti and Nardi (2006); Lim (2018)).[5]

### 가. 대기업부문

대기업부문은 하나의 대표 기업(Representative firm)으로 구성되며, 전체 가계들이 대기업을 공동으로 소유·운영하는 것으로 가정한다. 대기업의 생산기술은 다음과 같은 콥-더글라스 생산함수(Cobb-Douglass production technology)를 따른다.

$$Y_{Cop} = K_{Cop}^{\alpha} L_{Cop}^{1-\alpha}$$

즉, 노동과 자본이 각각 $L_{Cop}$, $K_{Cop}$만큼 투입될 경우 $Y_{Cop}$의 재화가 생산되며, $1-\alpha$는 노동소득분배율(Labor income share)로 기업이 생산한 총 재화 중 노동시장을 거쳐

5) 중소벤처기업부, 「중소기업현황」에 따르면, 16년 중소기업 사업체는 약 367만 개로 총사업체 대비 99.9%였으며, 중소기업 종사자는 1,539만 명으로 총종사자 대비 90.3%를 차지하였다.

임금소득으로 가계에 분배되는 비율을 의미한다. 여기서 $L_{Cop}$은 노동생산성을 반영한 효율노동량을 의미하며, $K_{Cop}$는 생산에 투입된 총자본으로 매기 $\delta$의 비율로 감가상각이 진행된다. 매기 기업은 생산에 앞서 자본을 투입하며, 이는 금융시장으로부터 임차를 통해 조달된다. 자본임대비용과 임금이 $(r,w)$로 주어진 경우, 대기업의 이윤은 다음과 같다.

$$\pi_{Cop} = Y_{Cop} - (r+\delta)K_{Cop} - wL_{Cop}$$

### 나. 중소기업부문

중소기업부문은 기업가를 직업으로 선택한 가계가 소유·운영하는 다수의 중소기업으로 구성된다. 기업가의 통솔범위(Span of control) 제한으로 인해 (Lucas (1978)), 생산함수는 규모에 대한 수확체감을 따른다. 중소기업의 생산량은 개별 가계의 기업가 능력 $z$에 의존하며, 생산함수는 다음과 같이 표현된다.

$$y = zk^{\nu_1}n^{\nu_2}$$

단, $k$와 $n$은 각각 자본투입량과 노동투입량을 뜻하며, 규모에 대한 수확체감의 가정으로 인해 다음이 성립된다.

$$\nu_1 + \nu_2 < 1$$

중소기업도 대기업과 동일하게 생산과정 직전에 자본투입량을 결정하며, 이는 금융시장으로부터 임차를 통해 조달된다. 생산에 투입된 자본은 매기 $\delta$의 비율로 감가상각이 진행된다.

## 3. 금융시장

금융시장은 두 가지 측면에서 불완전(Incomplete)하다. 첫째, 개별 가계는 차입제약에 직면한다(Aiyagari (1994)). 둘째, 담보제공이 없을 경우 중소기업은 대기업에 비해 높은 자본임대비용(대출이자율)에 직면한다. 담보제공 없이도 무위험이자율로 자본을 원하는 만큼 대여할 수 있는 대기업과 달리, 중소기업은 담보제공 여부에 따라 대출이자율이 상이

하게 주어질 뿐만 아니라 무담보대출의 이자율이 담보대출 및 대기업의 대출이자율에 비해 높다.[6] 따라서 중소기업 오너(Owner)는 금융비용이 상대적으로 저렴한 개인의 금융자산과 담보대출을 통해 우선적으로 자본을 조달하고, 부족분에 대해서만 무담보대출을 활용한다.[7]

### 가. 담보대출

주택은 모형경제에서 담보로 활용 가능한 유일한 자산이며, 담보대출($L^C$)의 상한은 가계의 주택 가치에 연동되어 다음과 같이 결정된다.

$$L^C \leqq \eta_H \frac{ph}{1+r}$$

여기서 $r$는 무위험이자율, $p$는 주택매매가격, $\eta_H$는 주택담보인정비율을 뜻한다. 즉, 담보대출의 상한은 무위험이자율로 할인된 주택 가치에 담보인정비율을 곱한 값으로 결정된다. 모형 편의상 담보대출의 이자율은 무위험이자율($r$)과 동일한 것으로 가정한다.

### 나. 무담보대출

무담보대출($L^{NC}$)은 중소기업 오너(Owner)가 자신의 금융자산(=저축, $a$)과 담보대출 상한의 합을 초과하는 높은 수준의 자본을 생산에 투입하려 할 경우에만 활용된다. 무담보대출의 이자율은 담보대출이나 대기업 대출이자율에 비해 $\gamma$ 만큼 높은 것으로 상정한다.

## 4. 주택시장

매기 말 가계는 주택매매가격($p$)을 관측하고 차기의 주택보유 여부를 결정한다. 가계의 효용함수에서 알 수 있듯이 주택을 소유하지 않음으로 인해 발생하는 비효용($\kappa$)은 가계의

6) 무담보대출을 이용할 경우의 자본임대비용은 $r+\gamma$ 이다($r$는 무위험이자율을 뜻함).
7) 개별충격에 노출되어 있는 가계는 매기 소비수준의 변동을 줄이기 위해 금융자산을 저축한다. 또한, 가계는 잠재적 기업가로서, 혹은 고리의 무담보대출 의존도를 줄이기 위한 기업가로서, 자본비용을 줄이기 위해 저축한다.

주택구매 유인으로 작용하며, 이는 주택 수요에 영향을 미친다. 모형 편의상 주택공급은 내생화하지 않고, 주택가격에 따라 우상향하는 다음과 같은 등탄력적(Iso-elastic) 주택공급함수를 상정한다.

$$H^S = \mu p^\epsilon$$

단, $\epsilon$은 주택공급의 가격탄력성을, $\mu$은 스케일링 모수를 뜻한다. 주택의 크기는 1로 표준화하여 모형 경제의 균형에서 주택 공급($H^S$)과 주택보유율이 일대일로 치환(Mapping) 될 수 있도록 한다.[8)]

## 5. 가계의 최적의사결정

가계의 노동생산성이 마르코프 과정(Markov process)을 따른다고 가정할 경우, 가계의 최적의사결정 문제는 가치함수(Value function)를 통해 재귀적으로 표현될 수 있다. 이하에서는 먼저 모형의 타이밍 가정을 살펴보고, 가계 최적화문제에 대해 서술한다.

### 가. 타이밍

(1) 가계의 주택보유 여부($h$)와 금융자산($a$)은 전기($t-1$) 말과 동일하다.

(2) 매 기초, 개별 충격인 노동생산성($\theta$)이 실현된다. 전기에 기업가능력($z$)을 상실한 가계는 새로운 기업가 능력($z$)을 $G(Z)$에서 추출한다.

(3) ($\theta, z$)를 관측한 개별 가계는 직업(노동자 vs. 중소기업오너(=기업가))을 선택한다. 기업가는 생산에 앞서 투입할 자본량 및 자본조달방법(담보대출/무담보대출의 활용 여부 및 대출수준)을 결정한다. 노동자는 기업에 노동을 공급한다.[9)]

(4) 생산 완료 후 기업가는 이윤을, 노동자는 임금소득을 수확한다.

8) 본 연구에서 주택가격의 하락이 실물경제에 미치는 영향의 크기는 주택담보대출효과(Housing collateral effect)에 의존하는데, 모형경제의 주택보유율이 주택담보대출효과의 주요 결정요소이다.

9) 모형의 균형에서 대기업과 중소기업의 효율임금이 동일하기 때문에 노동자가 어느 기업에 노동을 제공하는지 여부는 중요하지 않다.

(5) 매 기말, 가계는 차기를 위한 금융자산($a'$; 저축)과 주택보유 여부($h'$)를 결정하며, 가계의 기업가 능력은 $\psi$의 확률로 상실된다.

## 나. 가치함수

가계의 경제상태가 상태변수(State variables) $(z, \theta, a, h)$ 로 주어진 경우, 가계의 최적 의사결정은 다음과 같은 가치함수로 표현될 수 있다.

$$V(z, \theta, a, h) = \max\left[V^W(z, \theta, a, h), V^E(z, \theta, a, h)\right]$$

위 식에서 $V$는 개별충격이 실현된 직후(=가계의 직업 선택 직전)의 가치(=평생기대효용)를, $V^W$와 $V^E$는 가계의 직업 선택 직후의 노동자와 기업가의 가치를 나타낸다. 위의 식에서 알 수 있듯이, 가계는 더 높은 평생기대효용을 보장하는 직업을 선택한다. 이후의 서술에 활용할 목적으로 직업선택문제의 정책함수(Policy function)는 $o(z, \theta, a, h)(\in \{W, E\})$로 표기하기로 한다. 본 연구에서는 매기 추가비용 없이 가계의 직업 전환이 가능한 것으로 가정한다. 이 경우, 가계의 직업선택문제는 결국 ‘어느 직업이 당기에 더 높은 소득을 보장하는가?’의 문제로 귀결될 수 있다.

가계의 최적 의사결정문제는 직업에 따라 상이하게 표현된다. 생산관련 의사결정 없이 비탄력적으로 자신의 노동을 기업에 공급하는 노동자와 달리, 기업가는 이윤 극대화를 목적으로 생산에 투입될 생산요소의 양, 그리고 자본조달방법을 결정한다.

노동자로 직업을 선택한 가계의 최적화 문제는 다음과 같이 표현된다.

$$V^W(z, \theta, a, h) = \max_{c, a', h'} u(c, h) + \beta E[V(z', \theta', a', h') | \theta]$$

$$s.t.$$

$$c + p(h' - h) + a' = w\theta + (1 + r)a$$

$$c, a' \geq 0$$

위의 예산제약식에 따르면 가계소득은 임금소득과 금융자산에 대한 이자소득으로 구성되며, 이는 가계의 평생기대효용을 극대화할 수 있도록 당기 소비와 차기를 위한 저축 및 주

택매입에 사용된다. 또한, 모형의 단순화를 위해 가계의 무차입제약($a' \geq 0$)을 가정한다.

기업가(중소기업오너)로 직업을 선택한 가계의 최적화 문제는 다음과 같이 표현된다.

$$V^E(z,\theta,a,h) = \max_{c,a',h',n,k,L^{NC},L^C} u(c,h) + \beta E[V(z',\theta',a',h')|\theta]$$

$$s.t.$$

(1) $a \geq k$

$$c + p(h'-h) + a' = \{zk^{\nu_1}n^{\nu_2} - wn - (r+\delta)k\} + (1+r)a$$

$$L^C = L^{NC} = 0$$

$$c, a' \geq 0$$

(2) $a < k$

$$c + p(h'-h) + a' = \left[zk^{\nu_1}n^{\nu_2} - wn - \{(r+\delta)(a+L^C) + (r+\delta+\gamma)L^{NC}\}\right] + (1+r)a$$

$$a + L^C + L^{NC} = k$$

$$L^C \leq \eta_H \frac{ph}{1+r}$$

$$c, a' \geq 0$$

기업가의 길을 선택한 가계의 최적화 문제도 노동자의 최적화 문제와 유사하게 표현되지만, 예산제약식의 우변에 나타나는 소득의 구성요소에서 임금소득이 이윤으로 대체되어 있다는 점에서 차이가 있음을 알 수 있다. 또한, 기업가 자신의 저축(금융자산)과 생산에 투입될 자본의 규모에 따라 자본조달비용, 그리고 중소기업의 이윤이 달라진다는 것을 확인할 수 있다. 기업가의 저축이 자본투입량보다 클 경우 ($a \geq k$), 대출 없이 자본조달이 가능하며, 자본의 한계비용은 대기업과 동일하다. 반면, 기업가의 저축이 자본투입량에 미치지 못할 경우 ($a < k$), 그 부족분은 대출을 통해 조달하게 된다. 담보대출과 저축으로 조달하는 자본의 한계비용은 대기업과 동일한 $r+\delta$ 인 반면, 무담보대출로 조달하는 자본의 한계비용은 $r+\delta+\gamma$ 로 담보대출 및 저축으로 조달할 경우보다 높다. 따라서 기업가는 저축 및 담보대출을 우선적으로 활용하고, 이를 넘어서는 자본투입이 필요할 경우에만 무담보대출을 활용한다.

## 6. 정상상태균형의 정의

개별 가계의 상태변수 $(z,\theta,a,h)$ 를 $s$로 표기하기로 하자. 모형의 정상상태균형은 다음의 조건들을 만족시키는 가치함수 $\{V(s), V^{W}(s), V^{E}(s)\}$, 정책함수 $\{o(s), c(s), a'(s), h(s), k(s), n(s), L^{NC}(s), L^{C}(s)\}$, 가격변수 $(r,w,p)$, 대기업부문 총노동과 총자본 $(K_{Cop}, L_{Cop})$, 가계 분포 $\Phi(s)$로 이뤄진다. (단, $s\equiv(z,\theta,a,h)$)

첫째, 가격변수 $(r,w,p)$가 주어지면, 개별 가계는 각자의 평생기대효용을 극대화하는 정책함수를 선택한다.

둘째, 생산요소가격 $(r,w)$가 주어지면, 대기업의 생산요소투입량$(K_{Cop}, L_{Cop})$은 이윤극대화조건을 만족시킨다.

셋째, 가계 분포$(\Phi(s))$는 시간에 걸쳐 불변한다.

넷째, 효율 임금$(w)$하에 노동시장은 청산된다.[10)]

$$N_{Cop}+\int n(s)d\Phi(s)=\int 1\{o(s)=W\}\theta\, d\Phi(s)$$

다섯째, 주택가격$(p)$하에 주택시장은 청산된다.[11)]

$$\int h'(s)d\Phi(s)=\int h d\Phi(s)$$

여섯째, 재화시장은 청산된다.

$$Y-\gamma\overline{L}^{NC}=C+\delta K$$

단, $Y, C, K, \overline{L}^{NC}$ 는 각각 경제 전체의 생산, 소비, 자본, 무담보대출을 뜻한다.

일곱째, 가계 분포$(\Phi(s))$는 시간에 걸쳐 변화하지 않는다.

---

10) 1{ • }는 중괄호 안의 명제가 참일 경우 1, 거짓일 경우 0의 값을 가지는 함수를 뜻한다.
11) 주택시장 청산조건은 정상상태균형에서 주택공급량이 불변한다는 특성에서 기인한다.

# Ⅲ. 모수 설정

본 연구에서는 정상균형상태의 모형 경제가 2018년 한국 경제상황을 정교하게 반영할 수 있도록 모수 값들을 결정하였다(〈Table 1〉 참조).[12] 모형의 1기는 1년으로 상정한다.

## 1. 가계의 효용함수 및 개별충격

가계의 노동생산성($\theta$)는 다음과 같이 로그 형태로 1차 자기회귀과정(First order auto-regressive process)을 따른다(Chang and Kim (2007); Lim (2016) 참조).

$$\log\theta_{t+1} = \rho_\theta \log\theta_t + \epsilon_{\theta,t+1}$$
$$\epsilon_{\theta,t} \sim N\left(0,\sigma_\theta^2\right)$$

노동생산성의 1차 자기회귀과정은 Tauchen (1986)에 따라 9개의 그리드 점(Grid points)을 이용하여 이산화(Discretize)하였다. 이 때, 자기회귀과정의 확률적 특성을 규정하는 모수인 $(\rho_\theta,\sigma_\theta)$는 Lim (2016)의 $(0.792, 0.354)$ 을 차용하였다.[13]

기업가 능력($z$)은 다음과 같이 로그 정규분포로부터 추출되는 것으로 상정한다.

$$G(z):\ \log z \sim N\left(0,\sigma_z^2\right)$$

기업가 능력의 확률과정은 로그 정규분포의 표준편차($\sigma_z$)와 기업가 능력의 기간별 소멸확률을 뜻하는 $\psi$에 의해 규정된다. 2017년 「기업생멸행정통계」에 따르면 2016년 중소기업 중 소멸기업은 62만 6천 개, 활동기업은 577만 1천 개로, 이 둘의 비율을 뜻하는 중소기업 소멸률은 10.85%로 계산되었다.[14] 기업가 능력의 소멸률을 규정하는 모수인 $\psi$ (=0.005)는 2017년 중소기업 소멸률을 타겟팅하여 그 값을 결정하였다. 로그 정규분포의 표준편차($\sigma_z$)은 2017년 중소기업 매출 상위10%(평균)/하위90%(평균) 비율을 타겟팅하였다. 매출기준 중소기업 상위 10%의 평균매출은 4.1억 원, 하위 90%의 평균매출은 1.1억

12) 2018년 데이터 이용이 불가능할 경우에 한하여 2018년 이전의 데이터를 활용하였다.
13) Lim (2016)은 한국노동패널 1982~2012의 임금소득을 이용하여 $(\rho_\theta,\sigma_\theta)$을 추정하였다.
14) 중소기업은 고용인이 300명 미만인 사업체를 뜻한다.

〈Table 1〉 Calibration

| Parameter | Value | Source (or target moment) |
|---|---|---|
| $\sigma$ | 2.0 | Literature |
| $\rho_\theta$ | 0.792 | Lim (2016) |
| $\sigma_\theta$ | 0.354 | Lim (2016) |
| $\psi$ | 0.005 | Small business exit rate, 10.85%, 2016 |
| $\sigma_z$ | 0.80 | Ratio of 10 to 90 percentile average sales of small businesses, 3.716, 2017 |
| $\beta$ | 0.969 | Ratio of net capital stock (excluding land) to GDP, 3.61 |
| $\nu$ | 0.416 | Share of small businesses' value-added, 50.9%, 2016 |
| $\alpha$ | 0.36 | Literature |
| $\delta$ | 0.06 | Literature |
| $\eta_H$ | 0.90 | Limit of housing-backed collateralized loan of entrepreneurs |
| $r$ | 1.69% | Average base rate for small businesses |
| $\gamma$ | 3.53%p | Average spread for small businesses |
| $\kappa$ | 0.053 | Homeownership rate, 59.9%, 2017 |
| $\mu$ | 0.246 | PIR-LIR, 2.948, January to August in 2017 |

원으로 매출 상위10%(평균)/하위90%(평균) 비율은 3.716이었고, $\sigma_z$의 값은 0.8로 결정되었다. 기업가 능력의 로그 정규분포 이산화를 위해 13개의 그리드 점을 사용하였다. 하한 그리드 점을 50 백분위수로, 상한 그리드 점을 99.5 백분위수로 설정하고, 그리드 점의 백분위수가 등간격이 되도록 나머지 11개의 그리드 점의 값을 결정하였다.

주택미보유로 인한 가계비효용을 뜻하는 $\kappa$는 주택수요곡선과 주택소유율에 영향을 주는 모수이다. 「주택소유통계」에 따르면 2017년 주택소유율은 59.9%였다. $\kappa$(=0.053)는 모형의 정상상태균형에서 주택소유율이 59.9%가 되도록 캘리브레이션하였다. 상대위험회피계수($\sigma$)는 관련문헌을 따라 2.0으로 값으로 설정하였다.

## 2. 생산함수

중소기업의 생산함수는 다음과 같이 상정한다. ($\nu_1 = \nu\alpha$, $\nu_2 = \nu(1-\alpha)$)

$$y = zk^{\nu\alpha}n^{\nu(1-\alpha)}$$

오경현 (2018)은 통계청 광업제조업조사를 통해 기업규모별 부가가치 배분 현황을 살펴보았는데 2016년 중소기업 부가가치 창출액은 256.9조 원으로 총 부가가치 504.8조 원 중 50.9%를 차지하였다. 중소기업 생산함수에서 규모에 대한 수확체감 정도를 뜻하는 모수 $\nu$(=0.4162)는 2016년 총 부가가치 창출액 중 중소기업 비중인 50.9%를 타겟팅하였다.[15] 자본소득분배율($\alpha$)과 연간 감가상각률($\delta$)은 관련문헌을 따라 그 값을 각각 0.36과 0.06으로 결정하였다.

### 3. 금융시장 및 부동산시장

본 연구는 소규모 개방경제를 상정하여 무위험이자율($r$)은 외생적으로 주어진 것으로 가정한다. 대출금리는 통상 기준금리와 가산금리의 합으로 도출되는데, 은행연합회에 따르면 2017년 중소기업대출 평균기준금리는 1.69%였다. 따라서 모형의 무위험이자율은 1.69%로 설정하였다.[16]

$\beta$는 가계의 미래효용 할인인자(Discount factor)로써 개별 가계의 저축유인, 나아가 모형 경제의 총저축 수준에 영향을 준다. 통계청 「국민대차대조표」에 따르면 2018년 순자본스톡(토지자산 제외, 명목)은 6,827조 원, 국내총생산(명목)은 1,893조 원으로 (토지자산을 제외한) 자본소득비율은 3.61이었다. 본 연구에서는 정상상태균형에서 (주택을 제외한) 자본소득비율이 3.61이 될 수 있도록 $\beta$의 값을 0.969로 설정하였다.

모형에서 $\eta_H$는 주택담보인정비율(Loan-to-value ratio)을 뜻하는데, 본 연구에서는 기업가가 주택가격의 90%한도까지 대출받을 수 있는 것으로 가정하였다.[17] $\gamma$는 중소기업 무담보 대출금리에 적용되는 가산금리를 뜻하는데, 중소기업대출 가산금리 평균인 3.53%p로 그 값을 결정하였다.[18]

15) 단, 모형경제에서 최종재화는 단일생산단계로 생산되므로 총생산 중 중소기업 비중이 50.9%가 되도록 캘리브래이션하였다.
16) 중소기업(법인·개인사업자) 대출 기준금리 평균은 은행연합회 「중소기업 대출금리」를 토대로 계산되었다(참조:https://portal.kfb.or.kr/compare/loan_snmindustry.php).
17) 사업자의 주택담보인정비율은 은행 및 금융권 간 차이가 존재(90~110%)한다.

주택공급함수의 모수 $\mu$는 주택공급곡선의 위치를 결정하며, 이를 통해 (주택수요와 더불어) 균형주택가격에 영향을 준다. 따라서 모형 정상상태균형의 소득대비 주택가격비율이 현실경제를 잘 반영할 수 있도록 $\mu$의 값을 결정하였다. 다만, 현실에서는 모형과 달리 대출을 활용하여 주택을 구입하는 것이 일반적이기 때문에 전국평균 연간소득대비 주택가격비율(PIR; Price to Income Ratio)에서 연간소득대비 대출금액비율(LIR; Loan to Income Ratio)을 차감한 값을 캘리브레이션 모멘트로 활용하였다. 데이터가 공개된 2017년 1월부터 8월까지의 'PIR-LIR'의 평균치는 2.948로 계산되었으며,[19] $\mu$의 값은 0.246으로 결정되었다.

주택공급함수의 기울기인 $\epsilon$는 모형의 정상상태균형에는 영향을 주지 못하지만 (후술할) 모형실험의 전이경로상(Transition path) 동적변화 측정에 있어서는 핵심 역할을 하는 모수이다. 구체적으로 주택공급곡선(함수)이 고정되어 있는 경우, $\kappa$ 값이 변화함에 따라 균형에서의 주택공급량 - 본 모형에서는 주택소유율로 치환됨 - 과 주택매매가격이 변화하는데, 이 때 $\epsilon$의 값에 의해 그 변화폭이 결정된다. 데이터에 따르면, 한국의 2016-2017년 실질주택가격의 상승폭은 1.86%였으며 동기간 주택소유율은 55.5%에서 55.9%로 0.4%p 증가하였다. 본 연구에서 $\epsilon$는 2016-2017년 주택소유율 증가폭 대비 주택가격 상승률 비율을 타겟팅하여 그 값을 결정하였다 ($\epsilon = 0.368$).

# Ⅳ. 정상상태균형: 벤치마크 모형경제

향후 논의를 위해 모수값 설정이 완료된 모형의 정상상태균형을 벤치마크 모형경제라 칭하자. 이번 장에서는 벤치마크 모형경제의 유·무주택 기업가의 생산 및 자본조달 의사결정을 분석한다. 다음으로 주택수요 충격으로 주택가격이 하락하는 경우를 상정한 실험경제의 정상상태균형과 벤치마크 모형경제를 비교한다. 마지막으로 주택가격이 하락할 경우 모형경제의 전이경로상(Transition path)의 동적변화에 대해 분석한다.

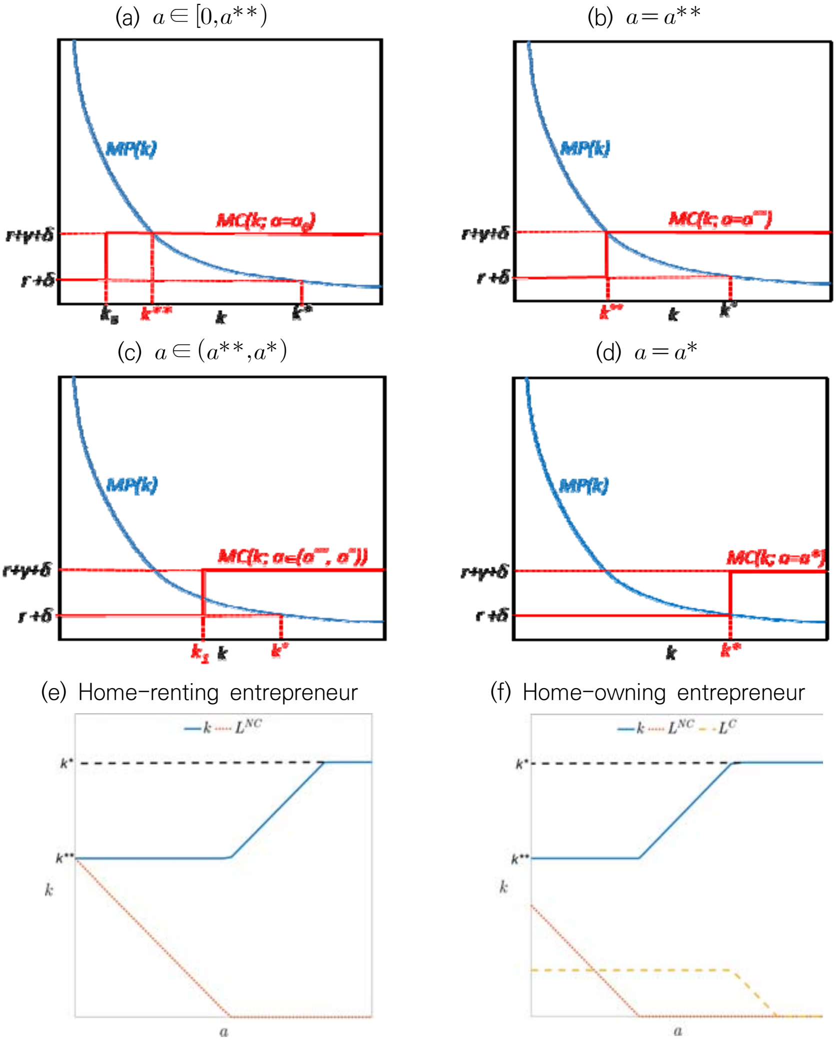
18) 중소기업대출 가산금리 평균은 은행연합회 「중소기업대출금리」를 토대로 계산되었다.
19) PIR과 LIR은 공공데이터포털(https://www.data.go.kr/dataset/3072325/fileData.do)에서 이용가능하다.

## 1. 벤치마크 모형경제

### 가. 기업가의 생산의사결정

기업가 능력이 특정 값으로 고정되어 있는 경우를 상정해 보자. 일반적으로 기업의 이윤 극대화문제의 해는 생산요소의 한계생산물과 가격(한계비용)이 같아지도록 각 생산요소의 투입량을 결정하는 것으로 귀결된다. 본 연구에서 상정한 중소기업의 생산함수는 한계생

〈Figure 1〉 Entrepreneur's Optimal Capital Input and Funding Sources



산물 체감의 법칙을 따르므로 자본의 한계생산물($MP(k)$) 곡선은 우하향한다 (〈Figure 1〉 참조). 반면, 자본의 한계비용은 자본 조달방식에 따라 달라지는데, 기업가의 금융자산이나 담보대출에 의해 자본이 조달될 때 한계비용은 $r+\delta$, 무담보대출에 의해 조달될 경우 한계비용은 $r+\delta+\gamma$이다. 따라서 자본의 한계비용($MC(k)$) 곡선은 〈Figure 1〉에서와 같이 계단함수의 형태를 보인다. 비용이 낮은 기업가의 금융자산이나 담보대출이 우선적으로 자본 조달에 활용되고 부족분에 대해서만 무담보대출이 활용되는 특성으로 인해 $MP(k)$의 불연속점(한계비용이 $r+\delta$에서 $r+\delta+\gamma$로 뛰는 점)은 기업가가 보유한 금융자산수준이나 주택매매가격에 따라 변화한다. 특히, 주택매매가격이 고정되어 있는 경우, 〈Figure 1〉에서와 같이, $MC(k)$의 불연속점은 기업가의 금융자산의 증가와 함께 우측으로 이동한다.[20]

기업가의 최적 자본투입량과 자본조달방법을 이해하기 위해 〈Figure 1〉을 자세히 살펴보자. 〈Figure 1〉은 기업가 능력이 주어진 경우 최적 자본투입량, 담보대출, 무담보대출이 기업가의 금융자산의 크기에 따라 어떻게 달라지는지를 묘사한다. 〈Figure 1〉에 표기된 $k^*$와 $k^{**}$는 다음과 같이 정의된다.

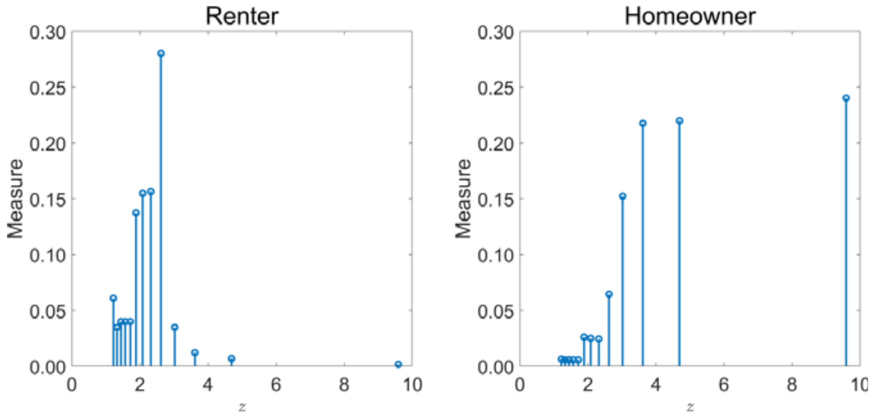
$$k^*=\left\{\frac{\nu\alpha^{\nu(1-\alpha)-1}\nu(1-\alpha)^{-\nu(1-\alpha)}w^{\nu(1-\alpha)}(r+\delta)^{1-\nu(1-\alpha)}}{z}\right\}^{1/\nu}$$
$$k^{**}=\left\{\frac{\nu\alpha^{\nu(1-\alpha)-1}\nu(1-\alpha)^{-\nu(1-\alpha)}w^{\nu(1-\alpha)}(r+\delta+\gamma)^{1-\nu(1-\alpha)}}{z}\right\}^{1/\nu}$$

즉, $k^*$와 $k^{**}$는 자본의 한계생산물이 각각 $r+\delta$, $r+\delta+\gamma$ 과 같아질 경우의 자본투입량을 뜻한다 ($MP(k^*)=r+\delta$, $MP(k^{**})=r+\delta+\gamma$). 또한, $MC(k)$의 불연속점을 $k^*$, $k^{**}$와 일치시켜주는 금융자산 수준을 $a^*$, $a^{**}$로 표기하기로 한다.

〈Figure 1-(a)〉는 금융자산이 $a_0(<a^{**})$ 인 기업가의 자본투입량을 나타낸다. 기업가의 금융자산이 $a^{**}$에 미치지 못할 때 자본투입량은 자본의 한계생산물곡선과 한계비용곡선이 교차하는 $k^{**}$에서 결정되며, 이 중 $k_0$는 금융자산과 담보대출로, $k^{**}-k_0$ 는 무담보대출로 조달된다. 기업가의 금융자산이 증가할수록 무담보대출 이용은 감소하며, 금

20) 금융자산 수준이 동일한 경우 유주택자의 $MC(k)$의 불연속점이 무주택자에 비해 담보대출 상한액만큼 우측에 위치한다.

〈Figure 2〉 Distribution of Entrepreneurial Productivity




융자산이 $a^{**}$에 도달하면 무담보대출 이용 없이 $k^{**}$로 자본투입량이 결정된다(참조 〈Figure 1-(b)〉). 〈Figure 1-(c)〉에서와 같이 금융자산이 $a \in (a^{**}, a^{*})$ 인 경우 자본투입량은 금융자산과 담보대출상한의 합과 같다. 금융자산이 점차 증가하여 $a^{*}$에 도달하면 (금융자산 증가와 관계없이) 자본투입량은 $k^{*}$에서 결정되며, 금융자산이 증가할 경우 담보대출 이용은 점차 감소한다(참조 〈Figure 1-(d)〉). 〈Figure 1-(a)~(d)〉를 취합하면 유주택 기업가의 최적 자본투입량과 자본조달방법을 〈Figure 1-(f)〉와 같이 요약할 수 있다.

무주택 기업가의 최적 자본투입량과 자본조달방법도 유주택 기업가와 유사한 방식으로 설명될 수 있다. 다만, 무주택 기업가는 담보대출을 이용할 수 없기 때문에 $MC(k)$의 불연속점이 동자산의 유주택 기업가에 비해 담보대출 상한액만큼 좌측에 위치한다. 따라서 최적 자본투입량이 $k^{**}$에 머무르는 금융자산 구간이 유주택자에 비해 넓다(비교: 〈Figure 1-(e)〉 vs. 〈Figure 1-(f)〉).

지금까지는 기업가 능력($z$)이 특정 값으로 고정되어 있는 경우를 상정하여 논의를 진행하였다. 모형에서 기업가 능력의 크기에 따라 기업가의 최적 자본투입량 및 자본조달방법이 달라지는데 이를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 금융자산 수준 및 주택소유 여부가 동일할 경우 기업가 능력이 클수록 최적 자본투입량이 증가한다. 즉, 기업가 능력이 클수록 기업의 규모는 증가한다. 둘째, 유주택 기업가의 최적 자본투입량이 무주택 기업가에 비해 크다. 셋째, 기업가 능력이 낮은 ($z < z_{12}$) 유주택 기업가는 신용제약에 직면하지 않는

다.[21] 이는 낮은 생산성으로 인해 최적 자본투입량도 낮은 수준이기 때문에 담보대출 한도 내에서 최적 자본투입달성이 가능하기 때문이다. 기업가 능력이 높은 ($z \in \{z_{12}, z_{13}\}$ ) 경우에만 기업가의 금융재산이 낮을 때 신용제약에 직면하여 무담보대출을 이용한다.

〈Figure 2〉는 중소기업의 생산성(=기업가 능력) 분포도를 오너의 주택소유 여부에 따라 구분하여 비교한다. 오너가 무주택자인 중소기업 대부분은 낮은 생산성을 띄는 반면, 오너가 유주택자인 중소기업의 대부분은 높은 생산성을 보인다. 이와 같은 현상은 높은 기업가 능력을 가진 가계일수록 기업으로부터 발생하는 고이윤을 소득으로 수확하여 주택을 손쉽게 구입할 수 있기 때문에 관측된다.

〈Table 2〉 Key Moments

| Moment | Value |
|---|---|
| Homeownership rate | 58.19% |
| Housing-price-to-income ratio | 2.948 |
| Fraction of entrepreneurs | 22.95% |
| - Homeowners only | 17.19% |
| - Renters only | 5.75% |
| Aggregate output | 3.528 |
| - Corporate firm only | 1.732 |
| - Small businesses only | 1.797 |
| Aggregate labor | 1.029 |
| - Labor employed by corporate firm | 0.310 |
| - Labor employed by small businesses | 0.719 |
| Business exit rate | 12.09% |
| - Home-owning entrepeneurs | 7.68% |
| - Home-renting entrepreneurs | 25.27% |
| Business entry rate | 3.60% |
| - Home-owning entrepeneurs | 3.68% |
| - Home-renting entrepreneurs | 3.51% |

21) z의 아래첨자는 그리드 순서를 뜻하며 아래첨자 숫자가 클수록 기업가 능력이 크다.

### 나. 주요 거시경제지표

캘리브레이션이 완료된 모형의 정상상태균형에서의 주요 경제지표는 〈Table 2〉와 같다. 주택소유율은 58.19%, 소득대비 주택가격 비율은 2.95로 현실경제를 비교적 정확히 반영하고 있음을 알 수 있다. 벤치마크 모형경제의 기업가 비율은 22.95%로 2018년 무급가족종사자를 제외한 취업자 대비 비임금 근로자 비율인 21.1%와 근사한 수치를 보여주며,[22] 기업가 중 74.90%는 유주택자이다. 총생산은 3.53이며, 이 중 50.94%인 1.80은 중소기업 부문에서 생산된다. 중소기업의 소멸률은 12.09%인데, 오너가 유주택자인 중소기업의 소멸률은 7.68%로 오너가 무주택자인 중소기업의 소멸률인 25.27%에 비해 매우 낮은 수치이다. 또한, 전체 가계의 중소기업 창업률은 3.60%인데 유주택자의 창업률은 3.68%로 무주택자의 창업률 3.51%에 비해 다소 높은 것을 알 수 있다. 이처럼 주택보유 여부는 가계의 창업의사결정 및 중소기업 소멸에 있어 중요한 요소임을 알 수 있다.

〈Table 3〉 Housing Demand Shock for the Model Experiment

| | Benchmark | Decrease in housing price | |
|---|---|---|---|
| | | 10% | 20% |
| $\kappa$ | 0.053 | 0.041 | 0.034 |
| Homeownership rate | 58.19% | 55.98% | 53.60% |

## V. 주택수요 감소로 인한 주택매매가격 하락의 실물경제 파급효과

이번 장에서는 주택수요 감소로 인한 주택매매가격의 하락이 실물경제에 미치는 파급효과를 분석하기 위한 모형실험(시뮬레이션)을 수행한다. 주택가격의 하락폭에 따른 거시경제 효과를 비교·분석하기 위해, 주택가격이 벤치마크 (한국경제 2018년) 대비 10%, 20% 하락하는 경우를 상정하고 각 모형경제의 정상상태균형을 비교한 후, 주택매매가격 하락 시 주요거시경제지표의 전이경로상(Transition path) 동적변화에 대해 탐구한다. 이하에서 별도의 언급이 없는 경우, 주택매매가격의 하락은 주택수요 감소 충격에 의한 결과이다.

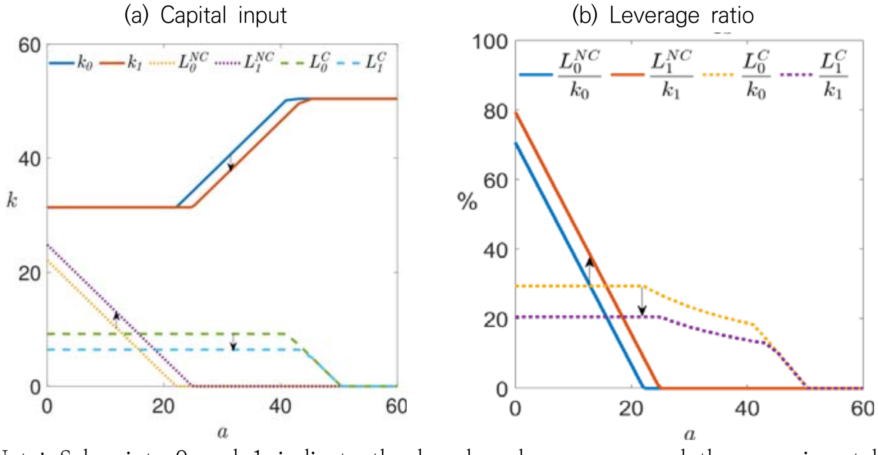
22) 통계청, 「경제활동인구조사」.

## 1. 정상상태 비교분석

모형실험을 위해 주택매매가격 하락이 $\kappa$의 외생적 하락, 즉 주택 수요충격에 의해 구현되는 경우를 상정하자.23) 구체적으로는 주택공급곡선의 형태가 고정되어 있는 상황에서 - $(\mu, \epsilon)$은 불변 - 벤치마크 모형 (2018년 한국경제) 대비 주택매매가격이 각각 10%, 20% 하락하기 위해 $\kappa$ 값이 얼마나 하락해야 하는지를 계산하여 주택 수요충격의 크기를 결정하였다. 〈Table 3〉에서 요약된 바와 같이, $\kappa$가 벤치마크 수치인 0.053에서 0.041, 0.034로 하락하는 경우 주택매매가격은 벤치마크 대비 각각 10%, 20% 하락, 주택소유율은 58.19%(벤치마크)에서 55.98%, 53.60%로 하락한다.

먼저 주택매매가격 하락이 개별 기업가의 생산의사결정에 미치는 영향을 살펴보자. 〈Figure 3〉는 주택매매가격 하락 시에 유주택 기업가의 금융자산 수준에 따른 최적자본투

〈Figure 3〉 Optimal Production and Financing Decisions of Home-owning Entrepreneurs: When Housing Price Decreases by 20%




Note: Subscripts 0 and 1 indicate the benchmark economy and the experimental economy, respectively.

---

23) 주택가격의 하락은 주택공급함수의 스케일링 모수인 $\mu$의 값을 외생적으로 변화시킴으로써 (긍정적)공급충격에 의해서도 구현될 수 있다. 다만, 모형 메커니즘상 공급충격에 의한 주택가격 하락은 주택보유율 증가현상을 동반하게 되는데, 이는 현 한국 경제의 상황 혹은 미래의 전망에 부합하는 경우가 아니므로 본 연구에서는 수요충격에 의한 주택가격 하락에 한정한 모형실험만을 다루기로 한다.

입량과 레버리지 비율이 어떻게 변화하는지를 묘사한다(〈Figure 3〉는 $z=z_{13}$ 인 경우를 도식화한다). 앞서 설명한 바와 같이 금융자산($a$)이 $k^{\star}$ (금융제약에 영향을 받지 않을 경우의 최적 자본투입량, 50.4)에 미치지 못하는 기업가는 부족액을 대출을 통해 조달한다. 금융자산이 $a \in [0, 22.5)$ 인 기업가는 담보대출뿐만 아니라 이자부담이 높은 무담보대출까지 활용하는데, 기업가의 금융자산이 증가할수록 대출의존도는 감소하고 무담보대출은 우선적으로 금융자산으로 대체된다. 주택매매가격이 하락할 경우 담보대출 상한이 감소됨에 따라 기업가의 담보대출 이용은 감소하고 ($L_0^C > L_1^C$, $L_0^C/K_0^C > L_1^C/K_1^C$) 주택가격 하락 전의 벤치마크 자본투입량을 유지하기 위해서 무담보대출의 이용이 확대된다($L_0^{NC} < L_1^{NC}$, $L_0^{NC}/K_0^{NC} < L_1^{NC}/K_1^{NC}$ ). 금융자산이 $a \in [22.5, 50.4)$ 에 해당되는 기업가는 주택매매가격 하락 전에도 이미 자본의 한계생산물이 무담보대출의 이자비용을 하회하는 수준에서 자본을 투입하고 있었기 때문에 무담보대출은 활용하지 않았다. 따라서 이 경우 주택매매가격 하락으로 인한 담보대출 상한의 감소가 무담보대출 이용 증가로 이어지지 않고, 담보대출

〈Table 4〉 Small Business Output, Capital, and Loans: When Housing Price Decreases

| Homeownership status of small business owner | | Capital | Collateralized loan | Non-collateralized loan | Output |
|---|---|---|---|---|---|
| Renter | Benchmark | 0.1985 | 0.0000 | 0.0258 | 0.1175 |
| | Housing price 10% drop | 0.2146<br>**1.0811** | 0.0000<br>**-** | 0.0286<br>**1.1085** | 0.1284<br>**1.0928** |
| | Housing price 20% drop | 0.2698<br>**1.3592** | 0.0000<br>**-** | 0.0297<br>**1.1512** | 0.1619<br>**1.3779** |
| Home owner | Benchmark | 3.2576 | 0.7288 | 0.0082 | 1.6792 |
| | Housing price 10% drop | 3.2094<br>**0.9852** | 0.6605<br>**0.9063** | 0.0087<br>**1.0610** | 1.6642<br>**0.9911** |
| | Housing price 20% drop | 3.1230<br>**0.9587** | 0.5370<br>**0.7368** | 0.0092<br>**1.1220** | 1.6266<br>**0.9687** |
| All | Benchmark | 3.4561 | 0.7288 | 0.0340 | 1.7967 |
| | Housing price 10% drop | 3.4240<br>**0.9907** | 0.6605<br>**0.9063** | 0.0373<br>**1.0971** | 1.7926<br>**0.9977** |
| | Housing price 20% drop | 3.3928<br>**0.9817** | 0.5370<br>**0.7368** | 0.0389<br>**1.1441** | 1.7885<br>**0.9954** |

Note: the bold numbers indicate the ratios relative to the benchmark.

이용이 감소한 만큼 자본투입량이 감소하게 된다($L_0^C > L_1^C$, $L_0^C/K_0^C > L_1^C/K_1^C$, $k_0 > k_1$ ).

요약하자면 주택매매가격 하락이 유주택 기업가에 미치는 영향은 두 가지로 구분된다. 첫째, 유주택 기업가 일부의 자본투입량은 불변하나 무담보대출(담보대출) 이용이 증가(감소)한다. 둘째, 유주택 기업가 일부의 담보대출 이용은 감소하고 동일한 감소폭만큼 자본투입량도 감소한다.

다음으로 지금까지 살펴 본 주택매매가격 하락이 개별 기업가에 미치는 영향이 중소기업부문 전체의 생산결정에 어떻게 반영되는지를 살펴보자. 본 연구에서는 주택매매가격이 10%, 20% 하락할 경우를 상정하여 논의를 진행한다. 〈Table 4〉는 주택매매가격이 벤치마크 대비 10%, 20% 하락할 경우 중소기업의 생산, 자본, 자본조달방법의 변화를 요약한다. 주택담보대출효과의 집합효과(Aggregate effect)를 살펴보기 위해 중소기업 전체를 오너의 주택소유 여부에 따라 두 그룹으로 구분한다. 먼저 유주택 기업가가 운영하는 중소기업을 살펴보면 총자본투입량은 주택매매가격이 벤치마크 대비 10%, 20% 하락함에 따라 각각 1.48%, 4.13% 하락한다. 이는 주택매매가격 하락과 함께 담보대출 이용이 감소하고 무담보대출 이용은 증가하는데, 이자비용의 차이로 인해 담보대출이 감소(9.37%, 26.32% 감소)한 만큼 무담보대출이 증가(6.10%, 12.20% 증가)하지 못하기 때문이다. 유주택 오너의 중소기업 자본투입량이 하락함에 따라 생산량도 벤치마크 대비 0.89%, 3.13% 하락한다.

한편, 주택매매가격이 벤치마크 대비 10%, 20% 하락할 경우 무주택 오너가 운영하는 중소기업 총자본투입량은 8.11%, 35.92% 증가, 무담보대출은 10.85%, 15.12% 증가한다. 특히, 자본투입 증가량은 무담보대출 증가량을 크게 앞서고 있는데, 이는 증가된 자본투입의 대부분이 무담보대출이 아닌 오너의 금융자산으로 조달된다는 것을 뜻한다. 자본투입이 증가함에 따라 무주택 오너들의 중소기업 총생산량은 9.28%, 37.79% 증가한다.

한 가지 주목할 점은 주택매매가격 하락 시 무주택 오너의 중소기업들이 생산 및 자본투입을 증가시키는 양보다 더 큰 폭으로 유주택 오너의 중소기업들이 생산 및 자본투입을 감소시킨다는 것이다. 그 결과, 주택매매가격이 하락할 경우 중소기업부문의 자본투입량 및 생산량은 감소한다. 하지만 〈Table 4〉에서 알 수 있듯이 그 효과는 크지 않다. 주택매매가격이 10%, 20% 하락할 경우, 자본투입량은 0.93%, 1.83% 하락, 생산량은 0.23%, 0.46% 하락한다.

〈Table 5〉 Key Moments: When Housing Price Decreases

| Moments | Value | Decrease in housing price | |
|---|---|---|---|
| | | By 10% | By 20% |
| % of entrepreneurs | 22.95% | 22.92% (▼0.03%p) | 22.91% (▼0.04%p) |
| - Homeowners only | 17.19% | 16.73% (▼0.47%p) | 15.67% (▼1.53%p) |
| - Renters only | 5.75% | 6.20% (△0.44%p) | 7.24% (△1.49%p) |
| Aggregate output | 3.528 | 3.526 (▼0.05%) | 3.524 (▼0.11%) |
| - Corporate firm only | 1.732 | 1.734 (△0.13%) | 1.736 (△0.25%) |
| - Small businesses only | 1.797 | 1.793 (▼0.23%) | 1.789 (▼0.45%) |
| - Share of small businesses | 50.92% | 50.83% (▼0.09%p) | 50.75% (▼0.18%p) |

주택매매가격 하락 시, 중소기업 생산활동의 위축은 노동수요를 하락시키고, 이는 임금의 소폭하락으로 이어진다. 그 결과, 대기업 생산은 소폭 증가한다. 주택매매가격이 10%, 20% 하락할 경우 대기업 생산은 0.13%, 0.25% 상승한다. 다만, 대기업 생산 증대폭은 중소기업 생산 감소폭을 상쇄할 만큼 크지는 않아 총생산은 0.05%, 0.11% 하락한다(〈Table 5〉 참조).

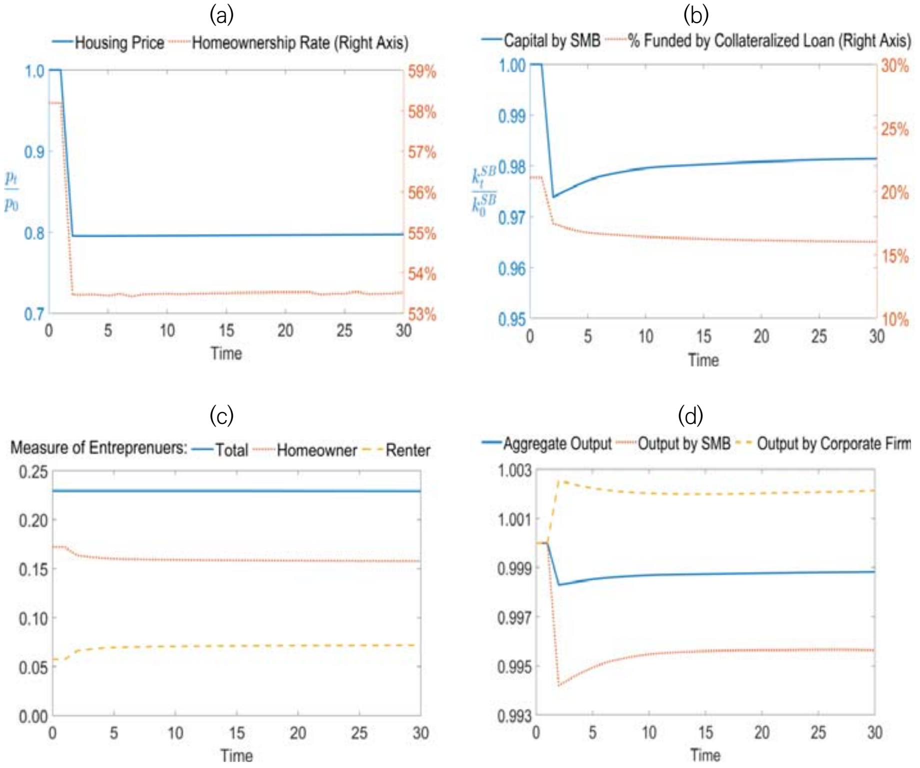
## 2. 전이경로상의 동적변화

지난 절의 분석은 $\kappa$ 값을 제외한 모든 면에서 동일한 두 정상상태균형의 비교에 근거하였다. 하지만 정상상태균형의 비교에 근거한 연구결과는 주택매매가격 하락 시 한국 경제의 동적변화에 대해서는 제한된 시사점을 제공한다는 점에서 한계가 있다. 이와 같은 문제를 해결하기 위해 이번 절에서는 주택매매가격이 하락할 경우 경제가 새로운 균형으로 수렴하는 전이경로상의 동적변화에 대해 살펴본다. 모형 경제가 ‘시점 0’ 기준 정상상태균형(벤치마크 모형경제)에 머물러 있는 경우를 고려해보자. 모형실험을 위해 ‘시점 1’에 부(-)의 주택수요충격이 경제에 주입되어 주택매매가격이 20% 하락하는 경우를 상정한다. $\kappa$를 벤치마크 수치인 0.053에서 0.034로 외생적으로 감소시킬 경우 〈Figure 4-(a)〉와 같이 주택매매가격은 시점 0 대비 20% 하락하며, 주택소유율은 58.2%에서 53.6%로 하락한다. 주택매매비용이 존재하지 않는 모형에서 주택매매가격이 하락하는 경우를 상정하고 있기 때문에 주택시장은 주택수요충격이 주입되는 즉시 균형점으로 수

렴하고 있음이 확인된다.[24] 주택매매가격 하락으로 인해 감소하는 담보대출상한은 유주택 기업가의 자본투입량 및 담보대출 이용을 감소시킨다. 시점 1에 중소기업 총자본은 시점 0 대비 2.6% 하락하며 담보대출의존율은 21.1%에서 17.5%로 하락한다(〈Figure 4-(b)〉 참조). 시간이 경과하고 기업가의 금융재산이 축적됨에 따라 중소기업 총자본은 증가하고 담보대출의존율은 감소한다. 새로운 정상상태균형에서 중소기업 총자본은 시점 0 대비 1.83% 낮은 수준으로, 담보대출의존율은 15.8%로 수렴한다.

〈Figure 4-(c)〉에 따르면, 시점 0에 17.2%였던 (전체 인구 대비) 유주택 기업가 비율은 시점 1에는 16.4%로 하락하고 시간이 경과함에 따라 15.7%로 수렴한다. 반면, 시점 0에

〈Figure 4〉 Transition Path: When Housing Price Decreases by 20%




24) 정(+)의 주택수요충격을 주입할 경우 주택매매가격과 주택소유율 모두 상승한다. 다만, 충격유입 시점에 주택구매에 충분치 않은 금융자산을 보유한 가계가 존재하기 때문에 주택소유율이 안정화되기까지는 시간이 소요된다.

5.8%였던 무주택 기업가 비율이 시점 1에는 6.6%로 증가하고 장기적으로는 7.24%로 수렴하기 때문에 전이경로상의 전체 기업가 비율 변화는 미미하다.

중소기업부문 총생산은 시점 1에 벤치마크 대비 0.58% 하락하며, 시간이 경과하고 중소기업부문 자본투입 수준이 증가함에 따라 벤치마크 대비 99.6% 수준까지 반등한다. 반면 대기업부문 총생산은 시점 1에 벤치마크 대비 0.25% 상승하고 장기적으로 벤치마크 대비 100.2% 수준까지 상승하는 등, 중소기업부문 생산의 감소분을 상쇄시켜 준다. 그 결과, 전이경로상의 국내총생산은 주택매매가격 하락에 큰 영향을 받지 않음을 알 수 있다. 〈Figure 4-(d)〉에 따르면, 시점 1의 총생산은 시점 0 대비 0.2% 하락하며, 이 하락분조차 시간이 경과함에 따라 점점 상쇄되어 새로운 장기균형에서 국내총생산은 시점 0 대비 99.9% 수준에 이른다.

# Ⅵ. 정책분석: 담보인정비율 규제

글로벌 금융위기 이후 부동산 시장 및 거시경제 안정화를 위한 다양한 정책이 도입되었다. 특히, 2000년 초 이후 부동산 투기열풍을 타고 가계 부채가 급증함에 따라, 정책당국은 통화정책과 재정정책은 물론 거시건전성 규제 정책까지 전방위적으로 정책적 대응을 진행하고 있다.

우리나라의 경우 부동산 시장과 가계부채 안정화를 위해 도입된 주택담보인정비율 및 총부채상한 비율 규제와 같은 부동산 대출 규제 정책이 거시건전성 강화의 핵심으로 평가받고 있다. 이 중, 본 연구에서는 주택담보인정비율 상한 규제 정책의 (주택담보대출효과를 통한) 실물경제 파급효과에 대해 분석하고자 한다. 구체적으로 $\eta$(주택담보인정비율)의 값을 90%(=벤치마크 모형경제의 값)에서 70%로 하락시켰을 때 모형경제의 새 균형을 벤치마크와 비교·분석한다.

주택매매가격 하락을 상정한 모형실험과 동일하게, 주택담보대출효과의 집합효과(Aggregate effect)를 살펴보기 위해 중소기업 전체를 오너의 주택소유 여부에 따라 두 그룹으로 구분하여 분석을 진행한다(〈Table 6〉 참조).

〈Table 6〉 Small Business Output, Capital, and Loans: When Loan-to-value Ratio ($\eta$) Decreases

| Homeownership status of small business owner | | Capital | Collateralized loan | Non-collateralized loan | Output |
|---|---|---|---|---|---|
| Renters | $\eta=0.9$ (Benchmark) | 0.1985 | - | 0.0258 | 0.1175 |
| | $\eta=0.7$ | 0.1988<br>**1.0015** | - | 0.0258<br>**1.0000** | 0.1178<br>**1.0026** |
| Homeowners | $\eta=0.9$ (Benchmark) | 3.2576 | 0.7288 | 0.0082 | 1.6792 |
| | $\eta=0.7$ | 3.1910<br>**0.9796** | 0.5382<br>**0.7385** | 0.0116<br>**1.4146** | 1.6714<br>**0.9954** |
| All | $\eta=0.9$ (Benchmark) | 3.4561 | 0.7288 | 0.0340 | 1.7967 |
| | $\eta=0.7$ | 3.3899<br>**0.9808** | 0.5382<br>**0.7385** | 0.0374<br>**1.10000** | 1.7891<br>**0.9958** |

Note: the bold numbers indicate the ratios relative to the benchmark.

유주택 기업가의 중소기업을 먼저 살펴보면 담보인정비율이 90%에서 70%로 축소됨에 따라 담보대출을 통한 자본조달량은 26.15% 감소한다. 무담보대출을 통한 자본조달량이 벤치마크 대비 대폭(41.46%) 상승하기는 하지만, 높은 이자비용으로 인해 그 (절대)규모 자체가 담보대출에 의한 자본조달량에 비해 미미하기 때문에 담보대출 활용 감소로 인한 자본투입량 감소를 많이 상쇄시켜 주지 못한다. 그 결과, 중소기업 전체의 담보대출 이용 감소(26.15%)에 따라 자본투입량은 1.92%, 생산은 0.42% 하락한다. 다만, 대기업 생산이 0.17% 상승하여 중소기업 생산의 하락을 일부 상쇄해 줌에 따라 경제 전체의 총생산은 0.11% 하락하는 데에 그친다(〈Table 7〉 참조). 또한, 주택매매가격 하락 시 유주택 기업가 비율이 감소함에 따라 전체 인구에서 기업가를 직업으로 선택한 가계 비중이 하락하였던 것에 반하여, 담보인정비율 상한을 낮추는 정책을 도입했을 때의 기업가 비율에는 거의 변동이 없음이 확인된다.

본 연구의 모형실험에 따르면 담보인정비율을 제한하는 정부 정책은 생산규모의 축소를 통해 사회 후생(Social welfare)을 낮추는 부정적 결과만을 초래한다. 반면, 현실의 LTV 규제 정책은 경제위기 발생 시 가계의 채무불이행 위험, 그리고 채무불이행에 따르는 각종

〈Table 7〉 Aggregates: When Loan-to-value Ratio Decreases

| Aggregate variable | Loan-to-value ratio ($\eta$) | | |
|---|---|---|---|
| | 90% (Benchmark) | 70% | |
| Aggregate output | 3.528 | 3.524 | ▼0.11% |
| - Output by corporate firm | 1.732 | 1.735 | △0.17% |
| - Output by small businesses | 1.797 | 1.789 | ▼0.45% |
| - Share of small businesses | 50.92% | 50.77% | ▼0.15%p |
| Fraction of entrepreneurs | 22.95% | 22.95% | - |
| - Homeowners only | 17.19% | 17.19% | - |
| - Renters only | 5.75% | 5.75% | - |

사회·경제적 비용을 감소시켜줄 것으로 기대된다. 따라서 모형정책실험 결과의 해석에 있어, 이와 같은 정책적 순기능이 모형의 한계(부동산 담보대출에서 채무불이행의 원천적 배제)로 충분히 반영되지 못하고 있다는 점을 감안해야 할 것이다.

# Ⅶ. 결론

본 연구는 주택수요 감소로 인한 주택매매가격의 하락이 중소기업 및 거시경제에 미치는 영향을 정량적으로 분석하였다. 이를 위해 2018년 한국경제의 주요 경제지표를 타겟으로 모형의 모수값을 설정하여 벤치마크로 삼고 주택매매가격이 10(20)% 하락하는 경우를 상정하여 모형 실험을 수행하였다. 주택매매가격 하락은 중소기업 담보대출상한을 하락시키고, 이는 중소기업의 최적생산결정을 방해하여 생산 위축을 야기한다. 주택매매가격이 벤치마크 대비 10(20)% 하락함에 따라 유주택 기업가의 중소기업 총자본투입량은 1.48(4.13)%, 총생산량은 0.89(3.13)% 감소한다. 무주택 오너의 자본투입 및 생산증가 - 각각 8.11(35.92)%, 9.28(37.79)% 증가 - 에도 불구하고, 중소기업 부문 전체의 자본투입량 및 생산량은 각각 0.93(1.83)%, 0.23(0.46)% 하락한다. 한편, 중소기업 생산활동의 위축은 노동 수요를 감소시키고 이는 소폭의 임금하락을 야기한다. 그 결과 대기업 생산은 소폭, 0.13(0.25)%, 증가하지만, 그 증대 폭은 중소기업 생산 감소분을 만회할 정도에는

미치지 못한다. 총생산은 0.05(0.11)% 하락한다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 모형은 주택시장의 주된 요소인 모기지 대출을 고려하지 않고 있다. 현실에서는 부동산 시장의 안정화를 위한 정책 수단 – 예를 들어, LTV, DTI 제한 – 의 상당수가 모기지 시장을 통해 주택시장에 영향을 준다. 따라서 모기지 시장이 존재하지 않는 본 연구 모형은 정책 분석의 도구로서 제약이 따른다. 둘째, 본 연구에서 무담보대출 이자율과 무위험이자율 차이는 은행연합회 「중소기업대출금리」의 가산금리 평균인 3.53%p로 설정하였다. 하지만 대출계약이 성사된 경우에만 가산금리 데이터에 포함되기 때문에 높은 이자율로 인해 대출을 포기한 중소기업의 경우를 반영할 수 없는 한계가 있다. 무담보대출의 이자율이 높을수록 주택하락 시 담보대출 이용을 무담보대출로 전환하는 것이 어려워지며, 주택담보대출효과도 클 것이다. 따라서 본 연구에서 도출된 주택매매가격 하락의 정량적 영향은 최소치로 해석하는 것이 타당할 것이다.

# 참고문헌


송인호 (2014), “주택가격채널: 거시경제에 미치는 영향을 중심으로”, **한국경제연구**, 제36권 제4호, pp. 171-205.

(Translated in English) Song, I. (2014). “House Price Channel: Effects of House Prices on Macroeconomy”, *KDI Journal of Economic Policy*, 36(4):171-205.

오경현 (2018), **최근의 기업규모별 부가가치 배분 현황 및 시사점**, 한국은행.

(Translated in English) Oh, K. (2014). *Distribution of Value Added by Firm Size and Its Implications*, Bank of Korea.

Adelino, M., A., Schoar and F., Severino (2012). “Credit Supply and House Prices: Evidence from Mortgage Market Segmentation”, *NBER Working Papers* 17832.

______________________ (2015). “House Prices, Collateral, and Self-employment”, *Journal of Financial Economics*, 117(2):288-306.

Aiyagari, S. (1994). “Uninsured Idiosyncratic Risk and Aggregate Saving”, *The Quarterly Journal of Economics*, 109:659-684.

Cagetti, M., and M., Nardi (2006). “Entrepreneurship, Frictions, and Wealth”, *Journal of Political Economy*, 114(5):835-870.

Campbell, J., and J., Cocco (2007). “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Journal of Monetary Economics*, 54(3):591-621.

Chang, Y. and S., Kim (2007). “Heterogeneity and Aggregation: Implications for Labor-Market Fluctuations”, *American Economic Review*, 97(5):1939-1956.

Fairlie, R., and H., Krashinsky (2012). "Liquidity Constraints, Household Wealth, and Entrepreneurship Revisited", *Review of Income and Wealth*, 58(2):279-306.

Fort, T., J., Haltiwanger, R., Jarmin, and J., Miranda (2013). "How Firms Respond to Business Cycles: The Role of Firm Age and Firm Size", *IMF Economic Review*, 61(3):520-559.

Harding, J., and S.. Rosenthal (2017). "Homeownership, Housing Capital Gains and Self-employment", *Journal of Urban Economics,* 99:120-135.

Iacoviello, M. (2005). "House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle", *American Economic Review,* 95(3):739-764.

Jensen, T., S., Leth-Petersen, and R., Nanda (2014). "Housing Collateral, Credit Constraints and Entrepreneurship - Evidence from a Mortgage Reform", *NBER Working Papers,* 20583.

Kitao, S. (2008). "Entrepreneurship, Taxation and Capital Investment", *Review of Economic Dynamics*, 11(1):44-69.

Kiyotaki, N., and J., Moore (1997). "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 105:211-248.

Lim, T. (2016). "Population Aging in Korea: Macroeconomic Impacts and Financing National Health Insurance", *The Korean Economic Review*, 32(2):355-382.

______ (2018). "Housing as Collateral, Financial Constraints, and Small Businesses", *Review of Economic Dynamics*, 30:68-85.

Lucas, Robert E. J. (1978). "On the Size Distribution of Business Firms", *Bell Journal of Economics*, 9(2):508-523.

Mehrotra, N., and D., Sergeyev (2016). "Financial Shocks and Job Flows",

*Working Paper*.

Mian, A., K., Rao, and A., Sufi (2013). “Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump”, *The Quarterly Journal of Economics*, 128(4):1687-1726.

Mian, A., and A., Sufi (2011). “Household Leverage and the Recession of 2007 to 2009”, *SBP Research Bulletin*, 7:125-173.

____________________ (2014). “House Price Gains and U.S. Household Spending from 2002 to 2006”, *NBER Working Papers* 20152.

Quadrini, V. (2000). “Entrepreneurship, Saving and Social Mobility”, *Review of Economic Dynamics*, 3(1):1-40.

Schmalz, M., D., Sraer, and D., Thesmar (2017). “Housing Collateral and Entrepreneurship”, *The Journal of Finance*, 72(1), 99-132.

Tauchen, G. (1986). “Finite State Markov-chain Approximations to Univariate and Vector Autoregressions”, *Economics Letters,* 20(2):177-181.

# Abstract

Korean small businesses' heavy reliance on business loans collateralized by their real estate suggests the vulnerability of SMEs to housing market fluctuations. To quantify the impact of housing price changes in response to housing demand shocks on the small business sector and the aggregate economy, this paper presents a heterogenous-agents model characterized by households' choices on housing (to buy or sell) and occupation (to be a worker or an entrepreneur) and an incomplete financial market. The model is calibrated to match salient features of the 2018 Korean economy. The model experiment reveals that a drop in housing price lowers the upper limit of collateralized loan for small businesses. It impedes their optimal production decisions and results in production contraction. The consequential decline in labor demand lowers wage, inducing a slight rise in the output of large firms. The amount of increase in the output of large firms; however, falls short of making up for the amount of decrease in the output of small businesses so that the overall GDP of the economy decreases.


※ Key words: Housing collateral, Financial constraint, Small businesses

보험금융연구 제31권 제2호(2020. 5) pp. 59-94
DOI : https://doi.org/10.23842/jif.2020.31.2.003

# Time-of-Day Pattern and Long Memory Volatility in High Frequency Foreign Exchange Rates across Trading Time Zones*

## 거래시간대에 따른 고빈도 환율의 일중 시간패턴과 장기기억 변동성*

Youngwook Han**

By using the 1-hour EUR/USD, JPY/EUR and JPY/USD high frequency exchange rates, this paper presents two important features of the high frequency exchange rates across different trading time zones in FX markets: time-of-day pattern and long memory volatility. First, this paper finds statistical evidence of the time-of-day pattern in the 4-hour period returns of the high frequency exchange rates across the time zones through the significant tendency for the currency to depreciate (appreciate) during domestic (foreign) trading hours across the time zones. Then, this paper employs the FIGARCH model and the Local Whittle method to estimate the long memory volatility of the 4-hour period returns and shows that the long memory volatilities of the 4-hour period returns appear to be different across the time zones and only market specific. Also, this study presents that the time-of-pattern and the long memory volatility in the 4-hour period returns across the time zones could be explained quite well by the theories of the asymmetric information and the liquidity effect in FX markets.

**Key words**: High frequency foreign exchange rates, Time-of-day pattern, Long memory volatility, FIGARCH model, Local Whittle method

**한국연구재단 분류 연구분야 코드**: B030104, B030604, B03060

* This work is supported by the Hallym Research Funds(HRF-201911-005). The author is also grateful to Olsen and Associates for making available their real time exchange rates.

** First Author: Professor, Department of Economics, Economic Research Institute, Hallym University(ywhan@hallym.ac.kr)

논문 투고일: 2020. 02. 11, 논문 최종 수정일: 2020. 04. 02, 논문 게재 확정일: 2020. 5. 15

# I. Introduction

This paper considers empirical evidence on important features in the mean process and the volatility process of high frequency exchange rates, time-of-day pattern and long memory volatility, across different trading time zones in FX markets. Since the two features are in their own right importance in explaining the high frequency exchange rate dynamics, they could have significant implications for the overall understanding of FX markets. Also, this paper attempts to provide some explanations for theoretical reasons why the two features, the time-of-day pattern and the long memory volatility exist in FX markets.

Even though there has been an extensive literature on the time-of-the day pattern and the long memory volatility in the high frequency exchange returns, most of the attention in the previous studies has been devoted to either the time-of-the day pattern or the long memory volatility in the exchange returns separately. So far the literature to date has nothing to say about both the time-of-the day patterns and the long memory volatility in the high frequency exchange returns. Thus, this paper could add to this literature by investigating the two features of the time-of-day pattern and the long memory volatility in the exchange returns of the high frequency exchange rates across different time zones in FX markets together.

The time-of- day pattern in the high frequency exchange returns have been presented by several papers including Cornett et al. (1995), Ranaldo (2009) and Breedon and Ranaldo (2013). They have found that home currencies depreciate systematically during domestic working hours and appreciate during the working hours of the foreign counterpart country. In particular, Cornett et al. (1995) have investigated the hourly exchange rate data for the

US trading hours of FX futures and found that a significant tendency for the foreign currency to rise during the US trading hours, with the majority of that rise occurring in the first and last 2 hours of trading while the foreign currency had a significant tendency to fall outside the US trading hours. Thus, the exchange returns generally appear to follow market specific and cyclical patterns during the day across the times zones whereby local currencies tend to depreciate during their own trading hours and appreciate outside them.

There have been two main explanations for the time-of-day pattern in the exchange returns; liquidity effect(Ranaldo, 2009; Breedon and Vitale, 2010; Breedon and Ranaldo, 2013) and asymmetric information effect(Andersen et al., 2002; Bauwens et al., 2005; Evans and Lyons, 2008; Rime et al., 2010). The liquidity effect refers to imbalances in the inventories of liquidity suppliers that are caused by systematic excess demand or supply at specific intraday times, and the asymmetric information effect refers to the possibility that traders may profit from superior information because of their networking, trading location and the time zone in which that operate.

Some papers have argued that the liquidity effect is more important and could come from various sources such as interventions, transaction data, institutional flows and order flows(Fatum and Hutchinson, 2003; Froot and Ramadorai, 2005; Ranaldo, 2009; Breedon and Vitale, 2010; Breedon and Ranaldo, 2013). They have presented that coupled with the "domestic currency bias" in which traders located in one specific country tend to hold assets denominated in the reference currency of that country so that the domestic currency prevails over foreign currencies, the geographic segmentation creates sell price(buy-price) pressure on the domestic currency during domestic(foreign) trading hours. In particular, Breedon and Ranaldo (2013) have showed that the time of day patterns in exchange returns can be caused

by the regular patterns in order flow by using hourly high frequency exchange rate data from 1997 to 2007 and argued that the time of day pattern could give strong evidence for the liquidity effect since it can be observed in a large sample and seems a clear case of a deterministic trading pattern that cannot be related to private information.

Also, there has been widespread evidence that foreign exchange rates tend to exhibit “highly persistent volatility clustering” in which large changes tend to be followed by the period of tranquility alternate with great volatility(Engle, et al., 1990). This phenomenon has been originally noted by Mandelbrot (1963) and Fama (1965). The occurrence of the volatility clustering lies either in the asymmetric information and the liquidity effect or in the arrival process of news or in market dynamics in respond to the news(Baillie and Bollerslev, 1990; Engle et al., 1990). According to the theories of the asymmetric information and the liquidity effect, traders in FX markets with heterogeneous priors and private information may take some time of trading after shocks to have expectation differences resolved. Thus, the pattern of the concentrated trading volume and price variability can be generated because of the interaction between strategic informed traders and strategic liquidity traders(Admati and Pfleiderer, 1988) and the informed traders act strategically to take advantage of their superior set of private information(Foster and Viswanathan, 1988). Alternatively, the exchange returns may exhibit the ARCH behavior even if the market perfectly and instantaneously adjusts to the news if information comes in clusters.

Since Engle et al. (1990), many empirical studies have concerned with volatility spillover on international FX markets. Initially, Engle et al. (1990) have proposed two hypotheses, heat wave hypothesis in which the volatility has only country specific autocorrelations and meteor shower hypothesis

which there exits intraday volatility spillover from one market to the next in order to explain the causes of the volatility clustering. They have presented that empirical evidence is generally against the null hypothesis of the heat wave so that the news in one market impacts on the time path of per hour volatility in other markets and that the exchange market dynamics exhibits volatility persistence possibly due to private information or heterogeneous belief of traders.

And, Baillie and Bollerslev (1990) have presented the volatility clustering in the high frequency exchange returns by using the hourly exchange rates and explained that the volatility clustering of the high frequency exchange returns appear to be some heat wave or market specific new characteristics due to the presence of the seasonal ARCH terms. And more studies including the papers of Engle et al. (2012), Bubak et al. (2011) and Melvin and Melvin (2003) have examined the volatility transmissions between international markets by using high frequency return data and GARCH type model which lead to an improved inference about the volatility spillover across markets and presented that there exist both the heat wave effect and the meteor shower effect in the FX markets.

In particular, the paper of Baillie (1996) has presented that the volatility process of foreign exchange returns exhibits the long memory property with quite persistent and hyperbolic decaying autocorrelations. The long memory volatility has been presented in their squared returns(Ding et al., 1993; Granger and Ding, 1996), power transformations of absolute returns(Lobato and Savin, 1998), conditional variance(Baillie et al., 1996) and other measures of volatility like realized volatility(Ebens, 1999; Andersen et al., 2002). Following Ding et al. (1993) and Dacorogna et al. (1993), several long memory models have been developed to represent the long memory volatility in the exchange rate data.

Among them are the Long Memory Stochastic Volatility(LMSV) models of Breidt et al. (1998) and Harvey (1998), and the Fractionally Integrated Generalized AutoRegression Conditional Heteroskedasticity(FIGARCH) models of Baillie et al. (1996).

Several papers have also explored the aspects of the long memory, persistent volatility that has become a well-documented feature of the high frequency exchange returns; see e.g. Dacorogna et al. (1993), Andersen and Bollerslev (1997; 1998), Baillie et al. (2000), Andersen et al. (2002) and Baillie and Han (2002). Even though these studies have appeared to be useful in describing the long memory volatility in the exchange returns, there could be more interest in explaining the underlying causes of the long memory volatility, whether the long memory property is only market specific(heat wave) or caused by the volatility spillover effects(meteor shower).

Given the previous studies summarized above, this paper uses time series analysis methods for three major high frequency EUR/USD, JPY/EUR and JPY/USD exchange rates, which are the most traded in major FX markets(US, Europe and Japan) across the different time zones in order to examine the linkages among the trading session returns in the time zones. In particular, this paper uses the 1-hour high frequency exchange rates provided by the Olsen & Associates who is a real pioneer in collecting and analyzing the high frequency financial data(e.g. Dacorogna et al., 1993; Olsen et al., 1997).

First, this paper focuses on the significant time-of-day pattern in the 4-hour period returns obtained from the hourly EUR/USD, JPY/EUR and JPY/USD high frequency exchange rates. In particular, this paper presents significant evidence of the time-of-day pattern in the high frequency exchange returns in which domestic(foreign) currencies tend to depreciate(appreciate) during domestic(foreign) working hours across the time zones. This result can support

market microstructure theories building on the liquidity effect and the order flow of information by the liquidity based traders in FX markets.

Then, this paper investigates the long memory volatility in the 4-hour returns of the high frequency exchange rates by adopting the parametric FIGARCH model and the semi-parametric Local Whittle estimation method, and finds that the long memory volatility appears to be different across the time zones and only country specific supporting the heat wave hypothesis with some possibility of the meteor shower hypothesis as the cause of the persistent and long memory volatility clustering in the 4-hour returns. And, this paper presents that the pattern of the long memory volatility across the time zones also could be related to the asymmetric information and the liquidity effect.

Thus, the main contributions of this paper are to provide statistical evidence of supporting the time of day pattern and the different long memory volatilities in the exchange returns of the high frequency exchange rates across the time zones in FX markets and to suggest theoretical explanations based on the theories of the asymmetric information and the liquidity effect in FX markets. In these aspects, this paper lies both in the large number of independent studies which enhances the significances of a statistical analysis and in the increased ability to analyze finer details of the behavior of different market participants in the FX markets.

The plan of the rest of this paper is as follows. Section II presents the descriptive statistics of the hourly high frequency exchange returns and explains the significant time-of-day pattern in the 4-hour period returns across the time zones. Section III describes the long memory volatility in the 4-hour period returns of the high frequency exchange rates across different time zones with providing the estimation results from the FIGARCH model and the Local Whittle method, and supports the heat wave hypothesis in which the

long memory volatility is only market specific with some possibility of the meteor shower hypothesis in which it is a phenomenon of the high frequency volatility spillover from one market to the next. Then section IV provides a brief conclusion.

## II. Descriptive statistics and the time-of-day pattern in high frequency exchange rates

This section is concerned with the descriptive statistics of the high frequency exchange returns and the time-of-day pattern in the mean process of the exchange returns by using the dataset of the 1-hour high frequency EUR/USD, JPY/EUR and JPY/USD spot exchange rate data which are the most traded in the world exchange markets(US, Europe and Japan) in order to give results for a range of different time zones. The high frequency exchange rate data is provided by Olsen & Associates, in which Reuter FXFX quotes are taken at every 1-hour for the complete calendar years of 2012 through 2014 in which the world FX markets have relatively been stable after the global financial crisis caused by the US subprime mortgage crisis in 2008. In particular, this paper uses the mid-quote prices which are the average prices between the representative ask and bid prices quoted in every hour, and the FXFX indicative quotes can be taken as a very good an close proxy for the real quotes(Goodhart et al., 1996). As an over-the-counter(OTC) market that trades across several time zones, the FX market does not have precise trading hours, though it is clear that traders in particular locations tend to operate over fairly fixed trading hours. Thus, this paper takes FX trading hours as the guide and find that the trading hours fit well with distinct changes in trading volume.

It has become fairly standard in this literature to remove atypical data associated with slower trading patterns during weekends and the worldwide holidays like X-MAS and New Year Day(Müller et al., 1990; Bollerslev and Domowitz, 1993). In particular, this definition of the weekend is motivated by the daily FX activity patterns presented in Bollerslev and Domowitz (1993). They have documented that the weekend data with much lower trading activities are excluded since they cannot provide any economic implications. Thus, this paper eliminates the exchange rates during the holidays and the weekends from Friday 21:00 GMT(Greenwich Mean Time) through Sunday 20:00 GMT[1) ] and uses the eventual sample data which contains 778 trading days with a total of 18,672 observations and each with 24 intervals of 1-hour duration. Thus, the 1-hour high frequency return($y_t$) is,

$$y_t = 100*[\ln(S_t)-\ln(S_{t-1})] \quad (1)$$

where $S_t$ is the 1-hour spot foreign exchange rate at time(t).

Following the definitions of trading hours in FX markets proposed by Breedon and Ranaldon (2013), this paper specifies the local trading hours of the three exchange rates across different regions and time zones in Table 1. For the case of the currency pair of EUR/USD, the trading activity begins at 07:00(GMT) in Europe market and ends at 21:00(GMT)(corresponding to 16:00 in local time) in the US market. Even though traders in particular locations and time zones tend to trade over fairly fixed trading hours as in Table 1, the FX markets do not have precise trading hours since the market is the OTC market that trades across different time zones. Thus, this paper investigates

1) Several studies including Andersen and Bollerslev (1997) and Baillie et al. (2000) have used the same definition of the weekends to analyze similar high frequency exchange rates.

the exchange returns over 4-hour periods since these time brackets allow us to observe overlapping and non-overlapping intraday periods in the different trading hours of each region and time zone, and the 4-hour interval is a reasonable length of time for marketable intraday trading(Ranaldo, 1990).[2] In particular, the trading hours from 00:00 to 07:00, from 07:00 to 13:00 and from 15:00 to 21:00 present the time periods in GMT of the main trading activity in Japan, Europe and the US market respectively.[3]

〈Table 1〉 Trading Hours in Major FX Markets

| Region | Trading Hours at local time | Trading Hours at Greenwich Mean Time(GMT) | Main Trading Center |
|---|---|---|---|
| Europe | 07:00-15:00 | 07:00-15:00 | London |
| Japan | 08:00-15:00 | 00:00-07:00 | Tokyo |
| United States | 08:00-16:00 | 13:00-21:00 | New York |

The descriptive statistics of the six non-overlapping 4-hour period returns of the hourly high frequency EUR/USD, JPY/EUR and JPY/USD exchange rates are presented in Table 2. In particular, the mean values of the 4-hour period returns clearly show the time-of-day pattern in the mean process of the exchange returns in which all currencies tend to depreciate during the trading hours of their reference domestic markets and to appreciate during the trading hours of their counterpart foreign market. And, the 4-hour period returns generally have the values of the sample mean ranging from −0.0070 to 0.0068, which are very close to zero and indistinguishable at the standard

2) As pointed by Ranaldo (1990), it is possible to use the shorter time frames like 2-hour or 3hour period for the analysis of the more short-lived patterns, but the main results are found to be almost same as those from the 4-hour period. Also, the main results of this paper are not substantially affected by the precise choice of trading times.

3) This paper considers the daylight saving times in the US and the Europe, but finds that the main results are not changed significantly.

significance level. Similarly, the values of the maximum and the minimum in the high frequency exchange returns are all centered around zero. In particular, the Ljung-Box test statistics for the test of the serial correlations in the level of the 4-hour returns, the Q(50) statistics generally cannot reject the null hypothesis of no serial correlation even with some exceptions, and implies that the high frequency returns do not have any serial correlations. And, there generally exit negative small values of the first order autocorrelations($\rho$) which may be attributed to a combination of a small time varying risk premium, bid-ask bounce, and/or non-synchronous trading phenomena(Andersen and Bollerslev, 1997; Goodhart and O'Hara, 1996).

However, the returns appear not to be normally distributed since the values of the sample kurtosis from 6.47 to 28.44 are quite different from the value of 3 for the normal distribution even though the values of the sample skewness are similar to 0 for the normal distribution. In particular, the estimated kurtosis statistics for the high frequency returns are relatively large, which implies the rejection of a Gaussian normal distribution assumption. And, the values of the Ljung-Box test statistics, $Q^2(50)$ calculated from the squared returns of the 4-hour returns are very large ranging from 110 to 1126 indicating the existence of the significant volatility clustering and the highly persistent autocorrelations in the volatility process. Also, the test statistics of the JPY/EUR and the JPY/USD exchange returns are generally found to be the greater than them of the EUR/USD exchange returns indicating the more significant volatility clustering across the time zones.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics for the 4-hour Period Returns across Different Time Zones

a) EUR/USD exchange rates

| Time(GMT)<br>Time Zone | 0-4<br>JP | 4-8<br>JP/EU | 8-12<br>EU | 12-16<br>EU/US | 16-20<br>US | 20-24<br>US |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 0.0009 | 0.0007 | 0.0042 | -0.0012 | -0.0024 | -0.0005 |
| Variance | 0.0037 | 0.6052 | 0.0115 | 0.0816 | 0.0103 | 0.0054 |
| Max | 0.5538 | 0.5538 | 0.7828 | 0.7278 | 0.9850 | 1.1650 |
| Min | -0.4526 | -0.5389 | -0.6414 | -1.0053 | -1.0097 | -1.3272 |
| Skewness | 0.5222 | -0.7745 | -0.1699 | -0.2131 | -0.1876 | 0.1504 |
| Kurtosis | 11.6056 | 8.9407 | 6.6669 | 7.9890 | 16.8286 | 17.9264 |
| Q(50) | 82.8895 | 53.7486 | 39.2484 | 48.2104 | 58.5174 | 55.2502 |
| $Q^2(50)$ | 312.1936 | 476.5698 | 243.5357 | 144.3317 | 160.6351 | 110.4277 |
| $\rho(1)$ | 0.00327 | -0.04503 | 0.01493 | -0.0133 | -0.0344 | -0.0480 |

b) JPY/EUR exchange rates

| Time(GMT)<br>Time Zone | 0-4<br>JP | 4-8<br>JP/EU | 8-12<br>EU | 12-16<br>EU/US | 16-20<br>US | 20-24<br>US |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 00024 | 0.0007 | -0.0023 | -0.0010 | 0.0068 | 0.0065 |
| Variance | 0.0139 | 0.0161 | 0.0231 | 0.0280 | 0.0163 | 0.0155 |
| Max | 0.7118 | 1.1825 | 0.9146 | 1.3072 | 1.3072 | 2.8349 |
| Min | -1.1251 | -1.0181 | -1.0181 | -0.9849 | -1.2730 | -1.9187 |
| Skewness | -0.3413 | -0.0518 | -0.1729 | 0.0248 | -0.3477 | 1.2592 |
| Kurtosis | 9.1887 | 9.7209 | 6.4797 | 8.1702 | 16.2549 | 17.0198 |
| Q(50) | 73.6348 | 86.1318 | 90.8711 | 55.7510 | 69.2705 | 62.2058 |
| $Q^2(50)$ | 845.8295 | 324.7089 | 537.4021 | 665.7804 | 616.3690 | 358.0140 |
| $\rho(1)$ | -0.0167 | 0.00561 | 0.0315 | -0.0012 | -0.0496 | -0.0904 |

c) JPY/USD exchange rates

| Time(GMT)<br>Time Zone | 0-4<br>JP | 4-8<br>JP/EU | 8-12<br>EU | 12-16<br>EU/US | 16-20<br>US | 20-24<br>US |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Mean | 0.0032 | 0.0001 | 0.0018 | 0.0022 | -0.0070 | -0.0048 |
| Variance | 0.0119 | 0.0117 | 0.0117 | 0.0193 | 0.0134 | 0.0097 |
| Max | 0.6170 | 1.3221 | 0.5713 | 1.056 | 1.0895 | 0.8962 |
| Min | -1.1882 | -0.8291 | -0.9038 | -1.1886 | -1.1452 | -1.4261 |
| Skewness | -0.6129 | 0.4022 | -0.4605 | 0.0549 | -0.0784 | 0.1687 |
| Kurtosis | 11.5036 | 15.5930 | 8.7767 | 10.8061 | 20.0793 | 28.4412 |
| Q(50) | 83.9162 | 120.3255 | 103.4805 | 88.0305 | 76.4366 | 96.1992 |
| $Q^2(50)$ | 1126.8834 | 630.2142 | 922.7935 | 290.5111 | 477.5804 | 390.4338 |
| $\rho(1)$ | -0.0235 | 0.0456 | 0.0066 | 0.0214 | -0.0249 | 0.0017 |

Note: The Q(50) and $Q^2(50)$ are the Ljung-Box test statistics at 50 degrees of freedom based on the returns and the squared returns. $\rho_1$ is the first order of autocorrelation of the returns.

Following the methods of Ranaldo (2009) and Breedon and Ranaldo (2013), this paper calculates the annualized values of the mean in which the 4-hour returns of the high frequency exchange rates are multiplied by 260 in order to check the statistical significance of the time-of-day pattern in the means of the exchange returns, and undertakes the two-sample t-test for the acceptance of the null hypothesis of equality in mean. This t-test statistics refers to two tail statistics on the difference between returns over a given 4-hour return mean and average returns over the whole sample. The test results for the mean values of the annualized 4-hour period returns for the three high frequency exchange rates are presented in Table 3.

By providing the statistically significant values at the conventional significance level, the significance tests generally confirm the time-of-day pattern in the mean values of the 4-hour period exchange returns of the high frequency EUR/USD, JPY/EUR and JPY/USD exchange rates. For the returns of the EUR/USD exchange rates, the USD(EUR) depreciate(appreciate) by 0.02% from 16:00 to 20:00 when only the US market is trading, but the USD(EUR) appreciate(depreciate) by 1.09% from 08:00 to 12:00 when only the Europe market is trading. For the returns of the JPY/USD exchange rates, the USD(JPY) depreciate(appreciate) by 1.79% from 16:00 to 24:00 when only the US market is trading, but the USD(JPY) appreciate(depreciate) by 0.83% from 00:00PM to 04:00 when only the Japanese market is trading. However, for the returns of the JPY/EUR exchange rates, the EUR(JPY) appreciate(depreciate) by 0.61% from 00:00 to 04:00 when only the Japanese market is trading, but it is not so clear whether the EUR(JPY) may depreciate(appreciate) from 08:00 to 12:00 even when only the Europe market is trading since the annualized mean is found to be statistically insignificant.

〈Table 3〉 Two Sample T-test for Mean Values of the Annualized Returns across Time Zones

| Time(GMT)<br>Time Zone | 0-4<br>JP | 4-8<br>JP/EU | 8-12<br>EU | 12-16<br>EU/US | 16-20<br>US | 20-24<br>US |
|---|---|---|---|---|---|---|
| EUR/USD | 0.2444 | 0.1924* | 1.0920*** | -0.3042* | -0.0214** | -0.1170 |
| JPY/EUR | 0.6136*** | 0.1820*** | -0.6058 | -0.2548*** | 1.7576*** | 1.6770*** |
| JPY/USD | 0.8320** | 0.0135 | 0.4654 | 0.5720 | -1.7940** | -1.1622** |

Note: (*),(**), and(***) represents the significance level at 1%, 5% and 10%.

It is interesting to note that the trading influence from the other time zone except the two counter-parties can exist in the case of JPY/EUR exchange rate. For instance, the currency trading of the Euro and Japanese Yen in the US trading hours(16:00-20:00/20:00-24:00) appears to depreciate the JPY against the EUR by 1.76% and 1.68% significantly. Also, the trading activities during the trading hours in which the two involved markets are trading together appear to influence the returns of the EUR/USD and the JPY/EUR exchange rates implying that two markets can be closely related in the information transmission, but the effects seems to be mixed even though they are statistically significant.

These results are quite in consistent with the papers of Ranaldo (2009), Breedon and Ranaldo (2013) and Jiang (2016) who have provided some evidence of the time-of-day pattern in exchange returns by using a comprehensive high frequency exchange rates and presented that the pattern is statistically and economically persistent and significant. In particular, Breedon and Ranaldo (2013) and Ranaldo (2009) have supported the liquidity effect based on the microstructure and behavioral aspects of FX markets. They have found that the time-of-day pattern is strongly reflected in the liquidity effect by the order flow of traders in the exchange markets for portfolio management in which FX traders tend to be net buyers of foreign exchange in their own trading hours making trading profits without any informational

advantage by intermediating between different trading time zones. Thus, they have suggested the importance of the liquidity effect and the order flow in driving the exchange returns through a mechanism not driven by asymmetric information.

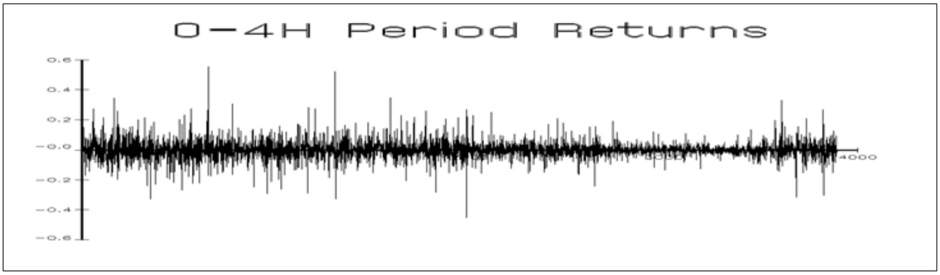
# III. Long memory volatility across time zones in high frequency exchange rates

This section investigates the long memory volatility feature of the 4-hour period returns of the high frequency EUR/USD, JPY/EUR and JPY/USD exchange rates across the different time zones. Figures 1(a) through(c) present the realizations of the 0-4 hour period returns of the high frequency EUR/USD, JPY/EUR and JPY/USD exchange rates. The 0-4 hour period returns are all centered on zero but there exists persistent volatility clustering in the all series. The extremely persistent volatility clustering and turbulence across the markets can induce a heavy tailed and undefined variance of unconditional returns phenomenon(Koedijk et al., 1990). In particular, the volatility clustering appears to be more significant in the JPY/EUR and the JPY/USD exchange returns than in the EUR/USD exchange returns.[4] These findings are quite consistent with the descriptive statistics in Table 2.

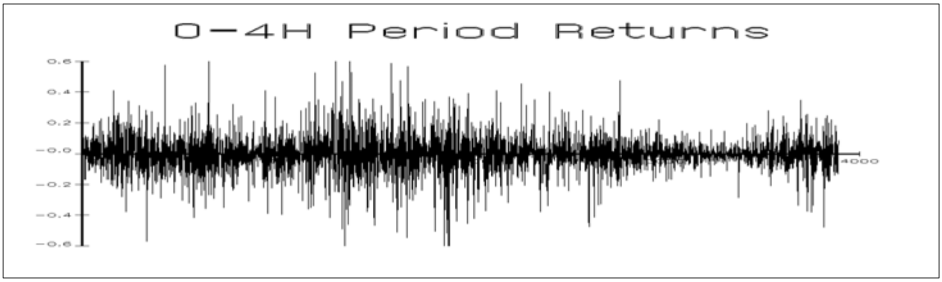
4) Similar graphs can be available for the other periods of the three exchange returns, but they are not reported for the reason of conserving space.

〈Figure 1〉 4-hour Period Returns of High Frequency Exchange Rates

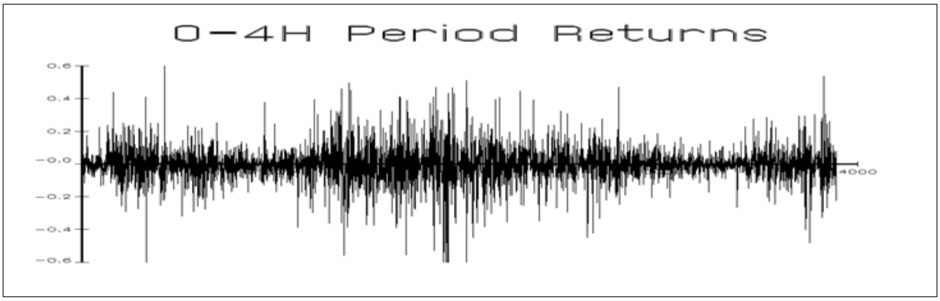
(a) EUR/USD exchange returns




(b) JPY/EUR exchange returns




(c) JPY/USD exchange returns



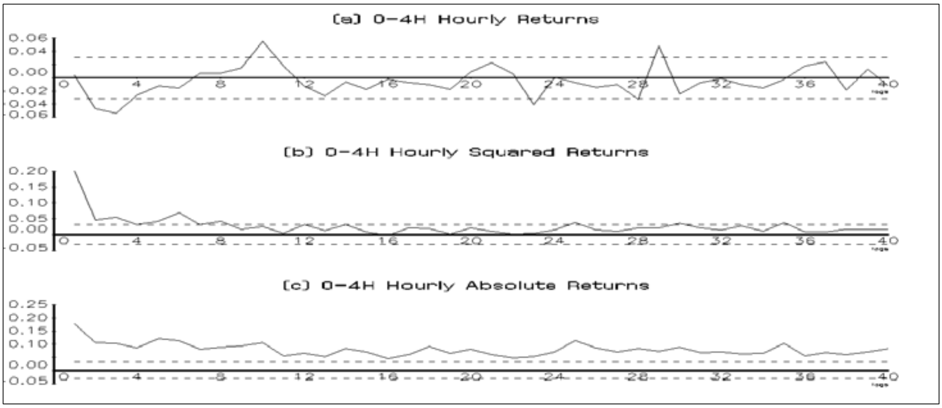

And, these finding can be confirmed by Figures 2(a) through(c) which plot the correlograms of the first 4-hour period(0-4h) returns of the high frequency EUR/USD, JPY/EUR and JPY/USD exchange rates.5) The first order autocorrelation and the higher order autocorrelations of the raw returns are inside the dotted

5) The correlograms for the other periods of the 4-period returns are not reported for the reason of conserving space, but they appear to be quite similar.

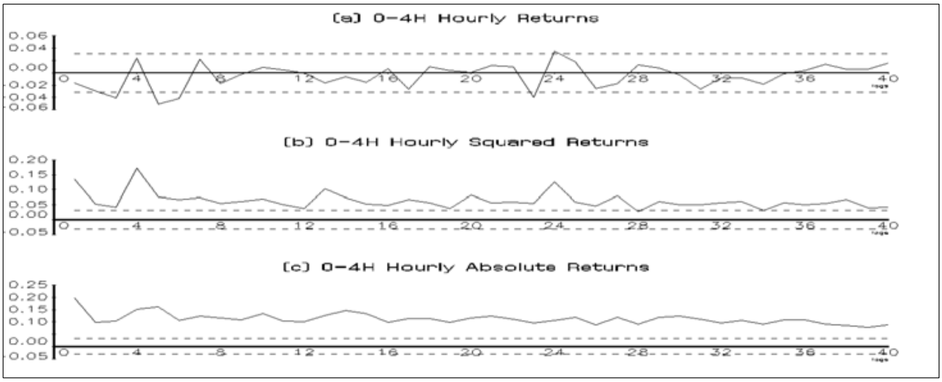
lines which represent the 95% confidence level for the acceptance of no serial correlations indicating that the raw returns are statistically insignificant and not serially correlated. However, the autocorrelations of the squared returns and the absolute returns present very large and statistically significant autocorrelations and they appear to decay very slowly at the hyperbolic rate, which is the typical feature of the persistent volatility clustering and the long memory property.

〈Figure 2〉 Correlograms for 4-hour(0-4H) Period Returns

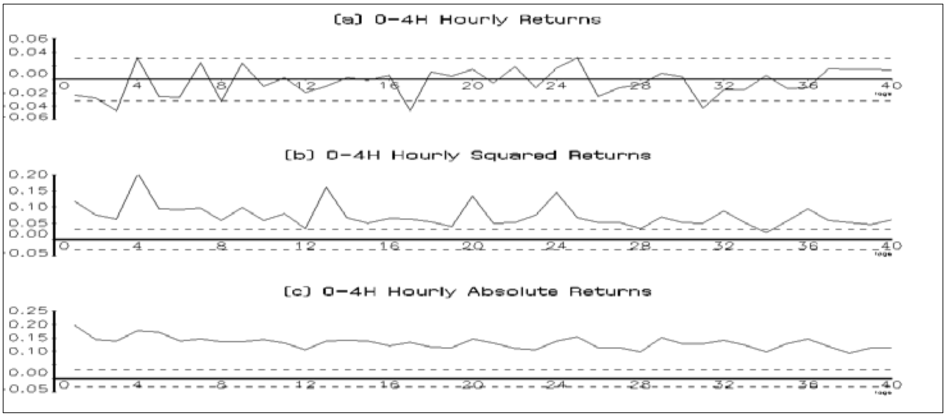
(a) EUR/USD exchange rates




(b) JPY/EUR exchange rates



(c) JPY/USD exchange rates




The long memory volatility feature of the high frequency exchange returns is very significant in the autocorrelations of the squared and absolute returns of all the three high frequency returns and is more apparent in the autocorrelation functions of the absolute returns(Granger and Ding, 1996). The long memory volatility in the 4-hour period returns of the high frequency exchange rates can be also found across different period returns and time zones. In particular, the highly persistent autocorrelations in the absolute returns appear to be more significant in the JPY/EUR and the JPY/USD exchange returns than in the EUR/USD exchange returns as presented by Figures 1 and the descriptive statistics in Table 2. Thus, this section investigates the long memory volatility across the time zones, and explains the relations of the long memory volatility across different markets and time zones: whether the long memory volatility is only market specific(heat wave) or the volatility spillover from one market to the next(meteor shower) as the cause of the persistent long memory volatility.

For the analysis of the long memory volatility in the 4-hour period returns of the high frequency exchange rates over different time zones, this paper adopts the parametric ARMA(m,n)-FIGARCH(p,d,q) model which is consistent

with the basic stylized properties above. The model specification is the following;

$$y_t = \mu + \varphi(L)y_{t-1} + \theta(L)\varepsilon_t \tag{2}$$

$$\varepsilon_t = z_t\sigma_t \tag{3}$$

$$[1-\beta(L)]\sigma_t^2 = \omega + [1-\beta(L) - \phi(L)(1-L)^d]\varepsilon_t^2 \tag{4}$$

where $y_t$ is the 4-hour period returns, $\mu$ and $\omega$ are scalars, $\varphi$(L), $\theta$(L), $\beta$(L) and $\Phi$(L) are polynomials in the lag operator, and(d) is the long memory parameter.

The parameter(d) characterizes the long memory feature of the very slow and hyperbolical decline in the volatility process because the autocorrelations can be decaying very slowly and hyperbolically. When 0 〈 d 〈 1, the FIGARCH model can represent a long memory behavior and can be strictly stationary and ergodic(Baillie et al., 1996; Baillie and Morana, 2009). But, the FIGARCH model can be different from other possible forms of the long memory ARCH models of Karanassos et al. (2004) due to the finite sum to its cumulative impulse response weights. When d = 0 and p = q = 1, the model becomes the GARCH(1,1) model; and when d = p = q = 1, the model would be the IGARCH(1,1) model.

The FIGARCH process is quite useful because when 0 〈 d 〈 1, the process is so flexible enough to represent middle ranges of persistence which shows the slowly and hyperbolically decline in the autocorrelations of the squared returns. And, the associated impulse response weights also can present highly persistent hyperbolic declines. The impulse response weights of the FIGARCH process can be specified as, $\sigma^2_t=\omega/(1-\beta)+\lambda(L)\varepsilon^2_t$, where for lags k, $\lambda k \approx k^{d-1}$, which is basically the long memory feature or Hurst effect of the hyperbolic declines(Granger and Joyeux, 1980; Hosking, 1981). Since the FIGARCH

process is strictly stationary and ergodic when 0 〈 d 〈 1, any shocks can not have any permanent effect. See Baillie (1996) and Baillie et al. (1996) for the further theoretical details for the long memory process and the FIGARCH model.

The ARMA-FIGARCH model in equations(2) through(4) are estimated by using non-linear optimization procedures to maximize the Gaussian log likelihood function:

$$\ln(L;\Theta) = -(\frac{T}{2})\ln(2\pi) - (\frac{1}{2})\sum_{t=1}^{T}[\ln(\sigma_t^2) + \varepsilon_t^2\sigma_t^{-2}] \qquad (5)$$

where $\Theta$ is a vector containing the unknown parameters to be estimated.

However, it has long been presented that most asset returns are not well specified by assuming that $z_t$ in equation(3) is normally distributed(McFarland et al., 1982). And, the inference is based on the QMLE(Quasi Maximum Likelihood Estimation) method of Bollerslev and Wooldridge (1992), which is valid even when $z_t$ is non-Gaussian. Denoting the vector of parameter estimates obtained from maximizing(5) using a sample of T observations on equations(2),(3) and(4) with $z_t$ being non-normal by the limiting distribution of $\hat{\Theta}_T$ is

$$T^{1/2}(\Theta_T - \Theta_0) \rightarrow N[0, A(\Theta_0)^{-1}B(\Theta_0)A(\Theta_0)^{-1}], \qquad (6)$$

where A(.) and B(.) represent the Hessian and outer product gradient.

Equation(6) is used to calculate the robust standard errors that are reported in the subsequent results with the Hessian and outer product gradient matrices being evaluated at the point.

As presented by Baillie et al. (1996), the orders of the ARMA and the FIGARCH polynomials in the lag operator are arbitrary chosen to provide an adequate representation of the autocorrelation structure in the 4-hour period returns of the high frequency exchange rates. After conducting several experimentations, this paper finds the most appropriate specifications for the 4-hour period returns by using LR test statistics. The exact parametric specification of the model which best represents the degree of autocorrelation in the conditional mean and the conditional variance process of the 4-hour period returns is found to be the Martingale-FIGARCH(1, d, 1) model for the 4-hour period returns of the high frequency EUR/USD, JPY/EUR and the JPY/USD exchange rates.

Table 4 presents the estimation results of the Martingale-FIGARCH(1, d, 1) model for the 4-hour period returns of the high frequency exchange rates. In particular, the estimated values of the $Q^2(50)$ from 13.09 to 74.80 in Table 4 are generally found to be small enough to accept the null hypothesis of no autocorrelations in the volatility process and they present that the FIGARCH model specified for the 4-hour period returns performs very well in capturing the autocorrelations in the volatility process of the all return series. Since there is no statistical evidence of additional autocorrelation in the standardized residuals or squared standardized residuals in each case, the chosen model specification provides an adequate fit for the 4-hour period returns[6]. Thus, the FIGARCH model appears to be appropriate in representing the long memory volatility of the 4-hour period returns.

And, the estimated long memory parameters(d) in the volatility process of

6) A sequence of diagnostic portmanteau tests on the standardized residuals and squared standardized residuals could not find any more need to further complicate the model following Diebold(1988). Their results are not reported to save the space but they could be available by the request to the author.

the 4-hour period returns range from 0.23 to 0.43 for EUR/USD returns, 0.33 to 0.45 for JPY/EUR returns and 0.27 to 0.38 for JPY/USD returns and they are all statistically significant at the conventional level indicating the existence of the persistent long memory volatility clustering across the different time zones. And the long memory parameters in the 4-hour period returns of the JPY/EUR and the JPY/USD exchange rates appear to be more significant than in the EUR/USD exchange rates. Also, the estimated values are different across the time zones suggesting that the FX markets may not be integrated fully and the long memory volatility could be only market specific.

Generally, the long memory volatility is found to be the greatest during the period of a trading day in which the reference domestic market is at the busiest trading activity and the second greatest during the period of the trading day in which the counterpart foreign market is at the busiest trading activity. For instance, the long memory volatility in the returns of the EUR/USD exchange rate is the greatest at the value of 0.43 during the trading period of 16-20 hour in which the US market is the busiest in trading and is the second greatest at the value of 0.38 during the period of 8-12 hour in which the European market is the busiest in trading. The similar phenomenon occurs in the case of the JPY/EUR and the JPY/USD exchange rates. Thus, the long memory volatility pattern seems to be closely related to the trading activities in the two main exchange markets(domestic reference market and counterpart foreign market) involved with the exchange rates.

〈Table 4〉 Estimation of the FIGARCH Model for the Long Memory Volatility in 4-hour Period Returns across Time Zones

(a) EUR/USD Exchange Returns

| Time(GMT)<br>Time Zone | 0-4<br>JP | 4-8<br>JP/EU | 8-12<br>EU | 12-16<br>EU/US | 16-20<br>US | 20-24<br>US |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $\mu$ | 0.0001<br>(0.0008) | 0.0003<br>(0.0013) | 0.0042***<br>(0.0016) | -0.0011<br>(0.0023) | 0.0008<br>(0.0017) | -0.0021<br>(0.0019) |
| **d** | **0.2870***<br>(0.0436)** | **0.2317***<br>(0.0566)** | **0.3810***<br>(0.0523)** | **0.2754***<br>(0.0526)** | **0.4385***<br>(0.0868)** | **0.3503***<br>(0.1908)** |
| $\omega$ | 0.0001 | 0.0005*** | 0.0006** | 0.0013** | 0.0002** | 0.0010*** |
| | (0.0000) | (0.0002) | (0.0003) | (0.0008) | (0.0001) | (0.0003) |
| $\beta$ | 0.7388*** | 0.6445*** | 0.7641*** | 0.7215*** | 0.8716*** | 0.7624*** |
| | (0.0548) | (0.1037) | (0.0793) | (0.1208) | (0.0396) | (0.1404) |
| $\varphi$ | 0.4457*** | 0.4456*** | 0.5675*** | 0.5527*** | 0.6074*** | 0.4124*** |
| | (0.0766) | (0.1028) | (0.1014) | (0.1330) | (0.0598) | (0.1134) |
| m3 | 0.277 | 0.359 | -0.201 | -0.287 | -0.192 | -1.622 |
| m4 | 5.472 | 5.097 | 6.027 | 7.791 | 8.658 | 6.175 |
| Q(50) | 54.690 | 48.523 | 41.848 | 47.497 | 42.858 | 46.092 |
| $Q^2(50)$ | 32.278 | 26.869 | 34.324 | 49.624 | 18.554 | 13.091 |
| LL | 5702.492 | 4293.045 | 3294.373 | 2327.730 | 3562.307 | 5070.988 |

(b) JPY/EUR Exchange Returns

| Time(GMT)<br>Time Zone | 0-4<br>JP | 4-8<br>JP/EU | 8-12<br>EU | 12-16<br>EU/US | 16-20<br>US | 20-24<br>US |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $\mu$ | 0.0000<br>(0.0015) | -0.0003<br>(0.0017) | -0.0027<br>(0.0021) | 0.0018<br>(0.0024) | 0.0048***<br>(0.0016) | 0.0036***<br>(0.0012) |
| **d** | **0.4528***<br>(0.0664)** | **0.3657***<br>(0.0550)** | **0.4550***<br>(0.0458)** | **0.3301***<br>(0.0528)** | **0.4291***<br>(0.0962)** | **0.4212***<br>(0.0620)** |
| $\omega$ | 0.0002** | 0.0003*** | 0.0007*** | 0.0006** | 0.0001 | 0.0002** |
| | (0.0001) | (0.0001) | (0.0003) | (0.0003) | (0.0001) | (0.0001) |
| $\beta$ | 0.7901*** | 0.8053*** | 0.7118*** | 0.8249*** | 0.8672*** | 0.7441*** |
| | (0.0497) | (0.0555) | (0.0577) | (0.0934) | (0.0795) | (0.1107) |
| $\varphi$ | 0.4569*** | 0.5774*** | 0.4135*** | 0.6580*** | 0.6579*** | 0.4473*** |
| | (0.0597) | (0.0921) | (0.0641) | (0.1235) | (0.0856) | (0.1424) |
| m3 | -0.130 | 0.091 | -0.222 | -0.130 | 0.083 | -0.501 |
| m4 | 6.508 | 8.473 | 5.996 | 6.984 | 10.932 | 15.188 |
| Q(50) | 48.332 | 54.423 | 62.710 | 32.591 | 49.220 | 57.991 |
| $Q^2(50)$ | 37.473 | 65.956 | 51.780 | 62.608 | 74.808 | 23.515 |
| LL | 3222.855 | 2865.891 | 2065.779 | 1735.854 | 2980.786 | 3520.855 |

(c) JPY/USD Exchange Returns

| Time(GMT)<br>Time Zone | 0-4<br>JP | 4-8<br>JP/EU | 8-12<br>EU | 12-16<br>EU/US | 16-20<br>US | 20-24<br>US |
|---|---|---|---|---|---|---|
| $\mu$ | -0.0015<br>(0.0014) | -0.0012<br>(0.0016) | 0.0021*<br>(0.0014) | 0.0031<br>(0.0022) | 0.0051***<br>(0.0015) | 0.0048***<br>(0.0013) |
| **d** | **0.3414***<br>(0.0698)** | **0.2790***<br>(0.0928)** | **0.3078***<br>(0.0538)** | **0.2777***<br>(0.0516)** | **0.3880***<br>(0.1387)** | **0.3148***<br>(0.0594)** |
| $\omega$ | 0.0003*** | 0.0003* | 0.0003*** | 0.0013*** | 0.0006 | 0.0005** |
| | (0.0001) | (0.0002) | (0.0001) | (0.0005) | (0.0005) | (0.0003) |
| $\beta$ | 0.6953*** | 0.7984*** | 0.6735*** | 0.6357*** | 0.7295*** | 0.4446*** |
| | (0.0726) | (0.1335) | (0.0773) | (0.0975) | (0.1682) | (0.1961) |
| $\varphi$ | 0.3644*** | 0.6086*** | 0.3434*** | 0.4366*** | 0.5669*** | 0.1111 |
| | (0.0704) | (0.2344) | (0.0709) | (0.1056) | (0.1586) | (0.1731) |
| | | | | | | |
| m3 | 0.011 | 0.421 | -0.412 | 0.013 | -0.043 | 0.320 |
| m4 | 6.812 | 12.372 | 6.783 | 9.741 | 13.473 | 20.365 |
| Q(50) | 54.906 | 57.858 | 57.246 | 54.282 | 45.806 | 51.787 |
| $Q^2(50)$ | 35.324 | 27.208 | 43.419 | 66.594 | 13.113 | 31.197 |
| LL | 3595.248 | 3609.957 | 3531.188 | 2371.213 | 3272.925 | 4152.419 |

Note: The values in the parentheses are the standard error of the estimated coefficients. LL presents the values of the maximized log likelihood function, $m_3$ and $m_4$ are the sample skewness and kurtosis of the standardized residuals, and Q(50) and $Q^2(50)$ are the Ljung-Box statistics with 50 degrees of freedom based on the standardized residuals and squared standardized residuals. And,(*),(**), and(***) represent the significance level at 1%,5% and 10%

For the comparison, this paper also uses the semi-parametric frequency domain method which is suited to estimate the long memory dependencies in the volatility process in the 4-hour period returns of the high frequency exchange rates(Bollerslev and Wright, 2000; Phillips and Shimotsu, 2001). In particular, Taqqu and Teverovsky (1997; 1998) have reported the detailed simulation studies of various semi-parametric estimators for long-range dependency and find the Local Whittle estimator performs well in extreme non-Gaussian cases. Thus, this paper applies the semi-parametric Local Whittle estimation method proposed by Krüsh (1987) and Taqqu and Teverovsky (1997; 1998) to estimate the long memory dependencies in the

volatility process of the 4-hour period absolute returns of the high frequency exchange rates across the time zones.

Let $X_j$ be a mean zero time series with spectral density $f(v;\eta)$ with $-\pi < v < \pi$. For semi-parametric estimators like the Local Whittle estimator, only the long run persistence of the time series is assumed and the long run persistence parameter is estimated. The semi-parametric Local Whittle estimator is based on the periodogram of the time series. Thus, if $f(v_j)$ is the spectral density of the absolute returns series, then the Local Whittle estimator only requires specifying the form of the spectral density close to the zero frequency. The Local Whittle estimator then minimizes the quantity,

$$R(d) = \ln(\frac{1}{m})\sum_{j=1}^{m}[\mathrm{I}(v_j)v_j^{2d}] - (\frac{2d}{m})\sum_{j=1}^{m}[\ln(v_j)] \tag{7}$$

where $I(v_j)=(2\pi T)^{-1} \mid \Sigma_{t=1,T} \mid y_t \mid \exp(itv_j) \mid ^2$and is the periodogram of the absolute returns series.

Particularly, for the choice of the values of(m), this paper follows the method of Shimotsu and Phillips (2000) because the optimal method for choosing the M value is not available. The consistency and asymptotic normality of the Local Whittle estimator have been shown by Robinson (1995), Velasco (1999) and Phillips and Shimotsu (2001) for various ranges of(d).

The estimates of the long memory parameters for the absolute returns of the 4-hour period returns across the time zones by the Local Whittle method are presented in Table 5. The estimated values range from 0.26 to 0.29 for EUR/USD, 0.29 to 0.30 for JPY/EUR, and 0.27 to 0.29 for JPY/USD, and they are found to be relatively smaller than the values of the FIGARCH model in Table 4. But they are all statistically significant at the conventional

significance level confirming the existence of the long memory volatility in the absolute 4-hour period returns of the high frequency exchange rates across the time zones. And, the general pattern of the long memory volatilities across the time zones presented by the Local Whittle method is also quite in consistent with the pattern from the FIGARCH model.

〈Table 5〉 Estimation of the Local Whittle Method for the Long Memory Volatility Parameter(d) in 4-hour Period Returns across Time Zones

| Time(GMT)<br>Time Zone | 0-4<br>JP | 4-8<br>JP/EU | 8-12<br>EU | 12-16<br>EU/US | 16-20<br>US | 20-24<br>US |
|---|---|---|---|---|---|---|
| EUR/USD | 0.2776*** | 0.2645*** | 0.2909*** | 0.2732*** | 0.2960*** | 0.2767*** |
| | (0.0079) | (0.0076) | (0.0076) | (0.0077) | (0.0079) | (0.0089) |
| JPY/EUR | 0.3006*** | 0.2965*** | 0.3055*** | 0.2952*** | 0.2970*** | 0.2959*** |
| | (0.0078) | (0.0079) | (0.0075) | (0.0077) | (0.0080) | (0.0090) |
| JPY/USD | 0.2907*** | 0.2728*** | 0.2809*** | 0.2806*** | 0.2946*** | 0.2846*** |
| | (0.0079) | (0.0083) | (0.0076) | (0.0077) | (0.0083) | (0.0083) |

Note: (*),(**), and(***) represent the significance level at 1%, 5% and 10%.

These findings indicate that the long memory volatility of the 4-hour period returns appears to be different across the time zones and only market specific suggesting that the different FX markets may not be integrated fully, and they support the heat wave hypothesis proposed by Engle et al. (1990) as the cause of the long memory volatility clustering in the 4-hour period returns, which is quite consistent with Baillie et al. (1990). Similarly to the time-of-day pattern in the 4-hour period returns in the previous section, the possible theories for the pattern of the long memory volatility across the time zones also could be related to the asymmetric information and the liquidity effect. Following the liquidity effect, that the general pattern of the concentrated trading volume and price variability in the market specific periods can be generated because of the interaction between strategic informed traders and strategic liquidity traders(Admati and Pfleiderer, 1988).

And, it is interesting to note that the estimated values of the long memory parameters from the FIGARCH model and the Local Whittle method during the trading period in which two different markets are trading simultaneously like the period of 4-8 hour(JP/EU) and 12-16 hour(EU/US) are found to be statistically significant at the conventional significance level even with relatively smaller values and the findings suggest the possibility of the long memory volatility spillover effects between the two markets(meteor shower hypothesis) as if the markets perfectly and instantaneously adjusts to the news when new information comes in clusters(Baillie and Bollerslev, 1990).[7)]

## IV. Conclusions

This paper considers the important features of the high frequency 1-hour EUR/USD, JPY/EUR and JPY/USD exchange rates and investigates the 4-hour period returns of the high frequency exchange rates across different time zones. Special attention is devoted to the time-of-day pattern and the long memory volatility in the 4-hour returns of the high frequency exchange rates in order to deepen our understanding of the time-of-day pattern and the long memory volatility across the different time zones. First, this paper investigates the time-of-day pattern over different time zones in FX markets by using the 4-period returns of the high frequency exchange rates and undertakes the two-sample t-test to check the statistical significance of the time-of-day pattern in the means of the 4-hour period returns across the time zones. The

7) Some papers like Dimpfl and Jung (2012) and Golosnoy et al. (2012) have examined the volatility spillover across the stock markets in Europe and the US and presented that there exist both the heat wave effect within the stock markets and the meteor shower effect across the stock markets.

results of the tests generally confirm the time-of-day pattern in the means of the 4-hour period returns across the different time zones, which is consistent with the theoretical explanations of the asymmetric information and the liquidity effect in FX markets.

Then, this paper analyzes the volatility features of the 4-hour period returns of the high frequency EUR/USD, JPY/EUR and JPY/USD exchange rates focusing on the volatility clustering and the long memory volatility across different time zones. For the purpose, this paper adopts the parametric FIGARCH model and the semi-parametric Local Whittle estimation method. The general results show that there exist the persistent long memory volatility in the 4-period returns of the high frequency exchange rates and that the long memory volatility seems to be significantly different across the time zones and only market specific. Also, the long memory volatility of the high frequency returns is found to be significant even when two different markets are trading simultaneously as if the two markets perfectly and instantaneously adjusts to the news when new information comes in clusters, which shows the spillover effects between the two markets. These findings support the heat wave hypothesis in the FX markets presenting that the long memory property could be only market specific and also suggest some possibility of the meteor shower hypothesis indicating the volatility spillover effects. In this context, the empirical results appear to be in line with the theories of the asymmetric information and the liquidity effect in the FX markets.

Consequently, this paper can provide additional evidence that there may well be supportive of the main features, the time of day pattern and the long memory volatility in the high frequency exchange rates across different time zones with some theoretical explanations based on the asymmetric information and the liquidity effect in FX markets. In this aspect, this paper

can provide the increased ability to analyze finer details of the behavior of different market participants in the FX markets since the two features are in their own right importance in explaining the high frequency exchange rate dynamics.

# References

Admati, A., and P., Pfleiderer (1988). “A theory of intraday patterns, volume and price variability”, *Review of Financial Studies*, 1:3-40.

Andersen, T., and T., Bollerslev (1997). “Intraday periodicity and volatility persistence in financial markets”, *Journal of Empirical Finance*, 4:115-158.

______________________________ (1998). “Deutsche mark-dollar volatility: intraday activity, patterns, macroeconomic announcements and longer run dependence”, *Journal of Finance*, 53:219-265.

Andersen, T., T., Bollerslev, F., Diebold and C., Vega (2002). “Micro effects of macro announcements: Real-time price discovery in foreign exchange”, *American Economic Review*, 93:38-62.

Baillie, R. (1996). “Long memory processes and fractional integration in econometrics”, *Journal of Econometrics*, 73:5-59.

Baillie, R., and T., Bollerslev (1990). “Intra-day and inter-market volatility in foreign exchange rates”, Review of Economic Studies, 58:565-585.

Baillie, R., T., Bollerslev and H., Mikkelsen (1996). “Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics,* 74:3-30.

Baillie, R., A., Cecen and Y., Han (2000). “High Frequency deutschemark - US dollar returns: FIGARCH representations and non linearities”, *Multinational Finance Journal*, 4:247-267.

Baillie, R., A., Cecen, C., Erkal and Y., Han (2004). “Merging the stochastic with the nonlinear deterministic: the case of high frequency European exchange rates”, *Journal of International Financial Markets*, Institutions & Money, 14:401-418.

Baillie, R., and Y., Han (2002). “Testing Target Zone Models Using Efficient Methods of Moments”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 19:273-277.

Baillie, R., and C., Morana (2009). “Modeling long memory and structural breaks in conditional variances: an Adaptive FIGARCH approach”, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 33:1577-1592.

Bauwens, L., W., Omrane and P., Giot (2005). “News announcement, market activity and volatility in the Euro-Dollar foreign exchange market”, *Journal of International money and Finance*, 24:1108-1125.

Bollerslev, T., and I., Domowitz (1993). “Trading patterns and prices in the interbank foreign exchange market”, *Journal of Finance,* 48:1421-1443.

Bollerslev, T., and J., Wooldridge (1992). “Quasi-maximum likelihood estimation of dynamic models with time varying covariances”, *Econometric Reviews*, 11:143-172.

Bollerslev, T., and J., Wright (2000). “Semiparametric estimation of long memory volatility dependencies: The role of high frequency data”, *Journal of Econometrics*, 98:81-106.

Breedon, F., and A., Ranaldo (2013). “Intraday patterns in FX returns and order flow”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 45:953-965.

Bredon, F., and P., Vitale (2010). “An empirical study of liquidity and information effects of order flow on exchange rates”, *Journal of International Money and Finance*, 75:93-109.

Breidt, F., N., Crato and P., de Lima (1998). “The detection and estimation of long memory in stochastic volatility”, *Journal of Econometrics*, 83:325-348.

Bubak, V., E., Kocenda and F., Zikes (2011). “Volatility transmission in emerging European foreign exchange markets”, *Journal of Banking*

*&Finance,* 35:2829-2841.

Cornett, M., T., Schwarz and A., Szakmary (1995). "Seasonalities and intraday return patterns in the foreign currency futures markets", *Journal of Banking & Finance*, 19:843-869.

Dacorogna, M. et al. (1993). "A geographical model for daily and weekly seasonal volatility in the foreign exchange markets", *Journal of International Money Finance*, 12:413-438.

Diebold, F. (1988). "Modeling the persistence of conditional variances: a comment", *Econometric Reviews*, 5:51-56.

Dimpfl, T., and R., Jung (2012). "Financial market spillover around the globe", *Applied Financial Economics*, 22:45-57.

Ding, Z., C., Granger and R., Engle (1993). "A long memory property of stock market returns and a new model", *Journal of Empirical Finance*, 1:83-106.

Ebens, H. (1999). "Realized stock volatility", Working paper, Johns Hopkins University.

Engle, R., G., Gallo and M., Velucchi (2012). "Volatility spillover in East Asian financial markets: a MEM based approach", *Review of Economics and Statistics*, 94:222-233.

Engle, R., T., Ito and W., Lin (1990). "Meteor shower or heat wave? Heteroskedastistic intra-day volatility in the foreign exchange market", *Econometrica*, 58:525-542.

Evans, M., and R., Lyons (2008). "How is macro news transmitted to exchange rates?", *Journal of Financial Economics*, 88:26-50.

Fama, E. (1965). "The behavior of stock market prices", *Journal of Business*, 38:34-60.

Fatum, R., and M., Hutchison (2003). "ECB foreign exchange intervention

and the Euro: Institutional framework, news and intervention", *Open Economies Review*, 13:413-425.

Foster, F., and S., Viswanathan (1988). "A theory of intraday variations in volume, spreads and variances", Manuscript, Fuqua School of Business, Duke University.

Froot, K., and T., Ramadorai (2005). "Currency returns, intrinsic value and institutional investor flows", *Journal of Finance*, 60:1535-0566.

Golosnoy, V., B., Gribisch and R., Liesenfeld (2012). "The conditional autoregressive Wishart model for multivariate stock market volatility", *Journal of Econometrics*, 167:211-223.

Goodhart, C., and M., O'Hara (1996). "High frequency data in financial markets: issues and applications", *Journal of Empirical Finance*, 4:73-114.

Granger, C., and Z., Ding (1996). "Modeling volatility persistence of speculative returns", *Journal of Econometrics*, 73:185-215.

Granger, C., and R., Joyeux (1980). "An introduction to long memory time series models and fractional differencing", *Journal of Time Series Analysis*, 1:15-39.

Harvey, A. (1998). "Long memory in stochastic volatility", in *Forecasting Volatility in Financial Markets*. Knight, J. and Satchell, S.(editors), Oxford: Butterworth-Heieneman.

Hosking, J. (1981). "Fractional differencing", Biometrika, 68:165-176.

Jiang, Z. (2016). "Currency returns in different time zones", *GSB Working paper*, Graduate School of Business, Stanford University.

Karanassos, M., Z., Psaradakis and M., Sola (2004). "On the autocorrelation properties of long memory GARCH process", *Journal of Time series Analysis*, 25:265-281.

Koedijk, K., M., Schafgens and C., de Vries (1990). "The tail index of exchange rate returns", *Journal of International Economics*, 29:93-108.

Krüsh, H. (1987). "*Statistical aspects of self-similar processes*", in Yu. Prokhorov and V.V. Sazanov(Eds), Proceedings of the First World Congress of the Bernoulli Society, 1:67-74.

Lobato, I., and N., Savin (1998). "Real and spurious long memory properties of stock market data", *Journal of Business and Economic Statistics*, 16:261-283.

Mandelbrot, B. (1963). "The variation of certain speculative prices", *Journal of Business*, 36:394-419.

McFarland, J., R., Pettit and S., Sung (1982). "The distribution of foreign exchange price changes: trading day effects and risk measurement", *Journal of Finance*, 37:693-715.

Melvin, M., and B., Melvin (2003). "The global transmission of volatility in the foreign exchange market", *Review of Economics and Statistics,* 85:670-679.

Müller, U. et al. (1990), "Statistical study of foreign exchange rates, empirical evidence of price change law and intraday Analysis", *Journal of Banking and Finance*, 14:1189-1208.

O'Hara, M. (1997). *Market Microstructure*. Blackwell. London.

Olsen, R. et al. (1997). " From the bird's eye to the microscope: a survey of new stylized facts of the intradaily foreign exchange markets", *Finance and Stochastics*, 1:95-129.

Phillips, P., and K., Shimotsu (2001). "Local Whittle estimation in nonstationary and unit root cases", *Cowles Foundation Discussion Paper* #1266, Yale University.

Ranaldo, A. (2009). "Segmentation and time-of-day patterns in foreign

exchange markets", *Journal of Banking & Finance*, 33:2199-2206.

Rime, D., L., Sarno and L., Sojli (2010). "Exchange rate forecasting, order flow and macroeconomic Information", *Journal of International Economics*, 80:72-88.

Robinson, P. (1995). "Gaussian semiparametric estimation of long range dependence", *Annals of Statistics*, 23:1630-1661.

Shimotsu, K., and P., Phillips (2000). "Modified Local Whittle estimation of memory parameter in the nonstationary case", *Cowles Foundation Discussion Paper* #1265, Yale University.

Taqqu, M., and V., Teverovsky (1997). "Robustness of Whittle type estimators for time series with long range dependence", *Stochastic Models*, 13:723-757.

__________________________ (1998). "On estimating the intensity of long-range dependence in finite and infinite variance time series", In R. Adler, R. Feldman and M.S. Taqqu(Eds), *A Practical Guide to Heavy Tails*, (Birkhauser, Boston, MA.).

Velasco, C. (1999). "Gaussian semiparametric estimation of non-stationary time series", *Journal of Time series Analysis*, 20:87-127.

# Abstract

본 논문에서는 다른 거래시간대에 따른 환율에서 나타나는 두 가지 중요한 특성인, 일중 시간별 거래패턴과 장기기억 변동성에 대해 1-시간 간격의 유로/달러, 엔/유로, 엔/달러 고빈도 환율 데이터를 이용하여 알아본다. 먼저 본 논문에서 서로 다른 통화들과 거래시간대에 따라 국내(외국)거래 시간 동안에는 국내화폐가 절하(절상)하는 경향이 나타나는 환율에서의 일중 시간대 거래 패턴에 대한 통계적인 증거를 파악하였다. 또한 FIGARCH모형과 Local Whittle 추정법을 이용하여 고빈도 환율에서 나타나는 장기기억 변동성을 분석하여 장기기억 변동성이 거래 통화와 거래시간대에 따라 다르게 나타날 뿐만 아니라 시장 특정적인 형태를 가지고 있음을 파악하였다. 아울러 본 논문에서는 환율의 일중 시간대 거래패턴과 장기기억 변동성에 대한 이론적 설명을 외환시장에서의 비대칭적 정보와 유동성 효과 측면에서 제시하였다.


※ 국문 색인어: 고빈도 환율, 일중 시간대 패턴, 장기기억 변동성, FIGARCH 모형, Local Whittle 추정

보험금융연구 제31권 제2호(2020. 5) pp. 95-122
DOI : https://doi.org/10.23842/jif.2020.31.2.004

# 주관적 기대수명에 따른 성별 개인연금 수요 분석

## An Analysis of the Association between Subjective Life Expectancy and Personal Pension Purchase by Sex

이 창 선*
Changseon Lee

노후 대비 수단으로 중요도가 높아지고 있는 개인연금의 수요에 영향을 미치는 요인을 분석했다. 특히 현재 연령, 주관적인 기대수명, 주관적인 기대수명과 객관적인 기대수명과의 차이 등 세 가지 나이 요인의 중요도를 살펴봤다. 또한 경제, 사회, 문화적 요인으로 인해 성별 연금수요 결정요인이 다를 수 있음을 고려하여 분석대상을 성별로 나누어 분석했다.

회귀분석 결과, 남성의 경우 연령 자체는 유의미한 영향을 미치지 못했지만 주관적 기대수명이 높을수록 그리고 객관적인 사망 연령 대비 더 오래 생존할 것으로 예상할수록 개인연금의 가입 가능성과 납입액 모두 증가하는 것으로 나타났다. 반면 여성의 경우에는 세 가지 연령 변수 모두 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했다. 이러한 분석결과는 남성의 경우 장수리스크 헤지 차원에서 개인연금에 가입하려는 경향이 높아 개인연금 시장에서 역선택의 존재 가능성을 시사한다.

**국문 색인어:** 개인연금, 주관적 기대수명, 객관적 기대수명, 역선택
**한국연구재단 분류 연구분야 코드:** B030700, C030805, C120304

* LG경제연구원 자문, 서울대학교 경제학부 강사(csl22@snu.ac.kr), 제1저자
논문 투고일: 2020. 02. 24, 논문 최종 수정일: 2020. 05. 06, 논문 게재 확정일: 2020. 5. 15

# I. 서론

우리나라에서 유례없이 빠르게 진행되고 있는 고령화와 기대수명의 증가로 인해 노후 보장문제는 개인적, 국가적 과제로 대두된 지 이미 오래다. 노후 대비를 위해서는 공적연금과 퇴직연금, 개인연금 등 이른바 3층 구조의 연금이 필요하다는 인식이 일반적으로 받아들여지고 있다. 그중에서도 최근에는 퇴직연금과 개인연금 같은 사적연금의 중요도가 높아지고 있다. 국민연금을 비롯한 공적연금은 미래의 재정부담 경감 차원에서 소득대체율 축소 및 수급연령의 상향 조정 등이 진행되고 있어 공적연금만으로는 노후 대비가 불충분하다고 여겨지고 있기 때문이다.[1] 특히 은퇴 후 국민연금 수급연령에 도달하기까지 연금 공백을 메우고 안정적인 노후생활을 위한다는 차원에서 퇴직연금과 개인연금의 역할이 강조되고 있다. 정책당국도 개인적 차원에서 노후 대비를 강화하도록 연금저축에 대해 연간 최대 400만 원 한도(개인형퇴직연금과 합산 시 700만 원)로 세액공제 혜택을 부여하고 있다. 특히 2020년부터는 3년간 한시적으로 50세 이상의 연금계좌에 대해 세액공제 한도를 확대하여 시행하고 있다. 즉 종합소득금액이 1억 원 이하(근로소득만 있는 경우에는 총급여액 1억2천만 원 이하)인 거주자에 대해서는 연금저축 세액공제 납입한도를 600만 원(개인형 퇴직연금과 합산 시 900만 원)까지 상향 조정하였다(기획재정부, 2019).[2]

그럼에도 불구하고 퇴직연금과 더불어 개인연금에 대한 가입 비율은 아직 높지 않은 편이다. 퇴직연금의 경우 가입률이 2018년 말 기준으로 51.3%이며(통계청, 2018), 만 55세 이상 퇴직연금 수급 대상자 가운데 일시금으로 수령하는 비율이 압도적이다.[3] 또한 퇴직연금은 그 성격상 임금 근로자가 중심이 될 수밖에 없다는 한계를 지닌다. 개인연금의 경우 퇴직연금과 달리 강제성이 있는 것이 아니라 개인의 자발적인 의사 결정에 의한 것이라

1) 국민연금에서 지급되는 노령연금의 경우 당초 60세부터 지급되기 시작했으나, 연금 고갈 우려로 인해 수급개시 연령이 2013년부터 순차적으로 상향조정되고 있다. 즉 1953년생부터 수급 개시 연령이 한 살씩 상향조정되어 1969년생 이후에는 65세부터 노령연금이 지급된다. 또한 국민연금 납입 시기의 평균소득 대비 노령연금액의 비율인 소득대체율도 당초 70%에서 법 개정과 더불어 점진적으로 하향조정되어 현재는 40%대인 상태이다.
2) 조세특례제한법 제86조의4(연금계좌세액공제 등)에 해당되는 내용이다.
3) 2018년의 경우 퇴직급여 수급을 개시한 계좌에서 연금 형태로 수령한 것은 2.1%(금액기준 21.4%)로 나머지 대부분은 일시금으로 수령한 것이다(금감원, 2018년도 퇴직연금 적립 및 운용 현황).

는 특성상 아직 일반화되지 못하고 있다. 개인연금 가입자가 꾸준히 늘고는 있으나, 2018년 말 연금저축 가입자는 562.8만 명으로 30~60세 인구 대비로 보면 23%에 불과하다.[4] 또한 연간 연금저축 납입금액은 세액공제 한도인 400만 원 이하가 90%를 차지하고 있으며, 계약당 연간 연금수령액은 308만 원에 그치고 있다. 따라서 퇴직연금은 물론 개인연금이 노후 소득원의 기능을 충분히 수행하지 못하고 있는 현실이다.

그동안 개인연금과 관련하여 국내외에서 역선택(Adverse selection)과 연금퍼즐(Annuity puzzle)의 관점에서 다양한 연구가 있어 왔다. 종신연금 가입과 관련된 역선택은 보험사와 가입자 간의 정보불일치 문제로 인해 발생하는 것으로, 상대적으로 건강하고 사망연령이 높은 사람이 종신연금에 가입할 가능성이 높은 것을 말한다. 종신연금 가입과 관련된 역선택의 문제는 보험사에게는 장기적으로 경영수지 악화요인으로 작용한다는 점에서 중요하다. 연금시장에서 역선택 존재 여부를 밝힌 연구로는 해외에서 Friedman and Warshawky (1990)를 시작으로 Finkelstein and Poterba (2002; 2004), Doyle et al. (2004), McCarthy and Mitchell (2013), Hosseini (2015) 등이 있으며, 국내에서는 김대환 외 (2011) 등이 있다.

연금퍼즐은 Yaari (1965)의 주장에 의거하여 연금 가입이 합리적임에도 불구하고 실제로 연금 가입률이 높지 않고 가입금액이 많지 않은 현상을 말한다. Yaari (1965)는 언제까지 생존할지 불확실성에 노출된 개인이라면 효용 극대화를 위해 재산을 완전히 연금화(Annuitization)하는 것이 합리적이라는 것을 이론적으로 보인 바 있다. 장수리스크에 대한 대응으로 연금가입이 유효한 대응수단이 될 수 있는 것이다. 그러나 이론에서 제시하는 것에 비해 실제로는 연금가입자 및 연금가입액이 많지 않다. 이러한 연금퍼즐(Annuity puzzle)에 대한 다양한 설명이 제시된다. 성주호 외 (2018)는 연금수령의 의무화 여부, 일시금 수령의 허용 여부 등과 같이 연금수령을 유도하기 위한 정책이 연금퍼즐의 주요 결정요인이라고 소개하였다. Finkelstein and Poterba (2004)에 따르면 종신연금 수령자들이 일시금 수령자들에 비해 더 오래 생존하기 때문에 생명보험회사는 일반 국민들의 생명표보다 더 보수적인 보험료를 책정하게 된다. 그러므로 평균적인 기대수명을 가진 일반 국

4) 2018년 말 현재 연금저축은 보험 형태가 전체 적립금의 대부분을 차지하고 있고(74.3%), 신탁(12.7%), 펀드(9.0%) 등이 그 뒤를 잇고 있다(금감원, 2018년 연금저축 현황 분석 결과).

민에게는 종신보험의 보험료가 비싸게 느껴지게 되며,[5] 나아가 종신연금의 수요가 높지 않은 연금퍼즐 현상이 나타날 수 있다.

이밖에 연금퍼즐을 설명하는 여타 요인으로는 사회보장제도를 비롯하여 연금 형태로 받을 수 있는 여타 자산의 수준, 유산상속 동기, 건강악화에 따른 불확실한 의료비 지출, 자금의 유동성 문제 등이 제시된다(성주호 외, 2018; Lee et al., 2018). 이경우 (2013)는 미국과 다른 나라들에서 관찰되는 낮은 종신연금 수요를 설명할 수 있는 이론으로서 종신연금의 유동성 부족을 들고 있다. 즉 은퇴자들은 심각한 건강 문제로 인해 고액의 의료비를 지출해야 할 경우에 종신연금을 현금화하기 어렵다는 점 때문에 종신연금을 선호하지 않는다는 것이다. 주소현 (2011)은 2007년 투자자조사 자료를 이용하여 우리나라에 있어 상속 동기가 연금퍼즐을 설명할 수 있는지를 검증했으나, 유의한 결과를 도출하지는 못했다.

개인연금과 관련한 역선택과 연금퍼즐 문제를 설명하기 위해서는 개인연금 가입에 영향을 주는 요인들에 대한 보다 세밀한 분석이 필요하다. 특히 나이와 기대수명 등이 개인연금 가입에 있어 어떻게 작용하는지 살펴보는 것이 중요하다. 이에 본 논문은 개인연금 가입에 영향을 미치는 요인을 주관적 기대수명을 중심으로 분석한 것이다. 개인연금 가입에 있어서 나이가 중요하게 작용하고 있는바, 나이 관련 변수를 현재 나이, 주관적인 기대수명, 주관적인 기대수명과 객관적인 기대수명과의 차이 등 세 가지로 나누어 각각의 영향을 분석하였다. 개인연금 가입이 세금 혜택 이외에도 장수리스크 헤지 차원에서 이루어지고 있는지를 살펴보고자 하는 것이다. 본 연구의 분석 대상이 되는 상품은 개인연금 중에서도 세제적격에 해당하는 “연금저축”으로 한정하며, 편의상 개인연금이라는 용어를 사용한다. 세제비적격 개인연금은 연금저축과 달리 납부하는 보험료에 세제혜택이 없는 “연금보험”으로 변액연금이 대표적이다. 뿐만 아니라 연금보험은 대부분의 자산이 위험자산에 투자되고 생명보험회사만 판매 가능하다. 그러므로 다층노후소득보장체계에서도 사적연금은 보험료에 세제혜택이 제공되는 퇴직연금과 개인연금(한국의 경우, 연금저축)을 의미한다 (Yermo, 2002).[6] 이러한 이유로 개인연금의 수요를 연구한 대부분의 선행연구도 분석대상을 연금저축으로 한정하고 있으며, 연금저축 대신 개인연금으로 통칭하고 있다(오창수,

5) 계리적으로 불공정한 보험료(Actuarially unfair premium)라고 표현된다.
6) 국내의 경우, 가입자가 납부하는 보험료에 세제 혜택이 제공되는 개인연금은 연금저축이 유일하다.

강정실, 2018).

기존의 논문에서는 주로 설문조사를 통해 개인연금 가입 의향에 영향을 미치는 요인들을 분석한 반면, 본 논문에서는 재정패널조사 8차~11차 자료를 이용하여 실제 개인연금 가입 여부에 영향을 미친 요인들을 직접적으로 분석하였다. 또한 남성과 여성 집단으로 나누어 개인연금 가입과 관련한 기대수명을 비롯한 여러 변수들의 영향력을 분석하였다. 그동안 개인연금 보유와 관련된 연구에서는 성별의 차이 자체가 미치는 영향에 대한 분석은 있었으나, 남성과 여성의 경우 어떤 요인들이 개인연금 보유에 영향을 미치는지에 대한 분석은 없었다. 우리나라의 경우는 사회, 경제, 문화적으로 남성, 여성 여부가 개인연금의 보유 여부에 대해 미치는 영향이 다를 뿐만 아니라 성별에 따라 개인연금 수요를 결정하는 요인도 다를 수 있음을 고려하여, 남성과 여성 집단을 나누어 분석을 시도했다. OECD (2017)에 따르면, 한국은 임금수준과 같은 노동시장 관련 평가 수치들뿐 아니라 가사 분담 정도와 같은 가정 내의 평가 수치에서도 성별 차이가 다른 나라들에 비해 매우 큰 편이다. 또한 본 연구의 동기가 된 김대환 외 (2019)에 따르면 수명에 대한 인지적 오류가 성별에서 가장 크게 나타났기 때문에[7] 개인연금의 수요 행태도 성별로 상이할 수 있기 때문이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 주관적 기대수명을 중심으로 개인연금의 가입에 영향을 미치는 요인과 관련된 국내외 연구를 살펴본다. III장에서는 실증분석을 위한 모형에 대한 설명과 함께 사용한 데이터를 설명한다. IV장에서는 실증분석 결과를 소개한다. 마지막으로 V장에서는 결론 및 시사점을 제시한다.

# II. 선행연구

개인연금과 관련된 국내의 연구는 그동안 개인연금에 대한 가입 의향, 보유 여부, 납부액의 규모, 적정 규모 여부 등을 분석하는데 초점을 맞추었다. 개인연금의 가입 결정요인으로는 성별, 연령별, 가구원수, 소득 및 자산 수준 등과 같은 관찰 가능한 객관적 지표 외

7) 김대환 외 (2019)에 따르면, 본인의 수명에 대해 남성은 과대평가하는 반면, 여성은 과소평가하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 남성이 여성에 비해 자신의 기대수명을 과대평가하는 정도는 4.43세 정도인 것으로 추정되었다.

에 기대수명, 삶의 만족도, 건강상태 관련 주관적인 지표가 사용된 경우가 많다.

송윤아 (2009)는 국민노후보장패널 1차년도 자료(2005)에 대해 프로빗(Probit) 모형을 통해 개인연금의 가입 요인을 분석했다. 분석 결과에 따르면, 주관적 기대여명이 늘어날수록 개인연금 가입 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 이 결과를 두고 역선택 현상이 존재하는 증거로 해석하였다. 또한 자녀의 수가 늘어날수록 개인연금 가입 확률이 낮아지는 것으로 나타난 분석 결과는 상속 동기와 관련된 것으로 해석했다. 이밖에 응답자의 교육수준, 연령, 가구 총지출, 필요 노후 생활비 등이 개인연금 가입에 유의미한 영향을 미치는 요인이나, 배우자 여부, 성별 등은 연금 가입에 미치는 영향이 없는 것으로 나타났다. 분석에서 사용된 국민노후보장패널은 2005년 이후 격년으로 조사되고 있으나, 조사 대상이 50세 이상의 중고령층으로 한정되어 있다는 한계를 지니고 있다. 개인연금의 법정수령 연령이 55세라는 점을 감안하면, 조사 대상 중 연금수령 단계에 진입한 사람이 대부분으로 보험료 규모를 활용하여 연금수요함수를 분석하기 어렵다. 또한 기대여명에 대한 설문은 2005년 조사에서만 시행되어 이후의 자료에 대해서는 기대여명과 개인연금 가입 간의 관계를 도출할 수 없다. 종속변수로 사용된 개인연금 가입 여부가 본인뿐만 아니라 배우자까지 포함한 것이어서 개인의 특성이 개인연금 가입에 미치는 영향을 정확히 도출해내는 데도 한계가 있다.

백은영 (2012)은 보험연구원에서 실시하는 2008년 보험소비자 설문조사 자료를 이용하여 개인연금 가입 의향에 영향을 미치는 요인에 대한 분석을 했다. 서열형 로짓 모형(Ordered Logistic Model)을 이용하여 종속변수인 가입 의향의 강도를 구분하였다. 분석 결과 연령이 낮을수록 개인연금 가입 의향이 낮은 것으로 나타났다. 연령이 낮을수록 기대수명이 높기 때문에 장수리스크 대비 차원에서 개인연금의 필요성이 높을 것이라는 일반적인 이론의 예측과 달리 실제로는 은퇴 이후의 생활에 대한 현실감이 낮다는 것을 이유로 들었다.

김대환 외 (2011)는 2010년 실시된 900명에 대한 설문조사 자료를 이용하여 종신연금 가입 의향에 영향을 미치는 요인을 분석했다. 잠재 가입자의 주관적인 기대수명이 높을 경우, 장수 집안이라는 가족력에 대한 믿음이 강할수록, 본인의 건강상태가 좋을수록 종신연금에 가입하려는 경향이 강한 것으로 나타났다. 이를 두고 연금시장에서 역선택 존재의 가

능성을 시사하는 것으로 보았다.

이찬희, 전희주 (2016)는 928명에 대한 설문조사 자료를 이용하여 구조방정식모형(SEM)을 통해 개인연금 가입에 대한 심리요인들의 영향과 장수정서의 매개효과를 분석했다. 분석결과에 따르면, 장수가능성, 대처효용성, 장수지식(인지요인), 보험사 신뢰(사회요인), 금융이해력(금융요인) 등이 직접적으로 개인연금의 가입에 긍정적 영향을 미쳤다. 또한 장수감정, 장수가능성, 국가신뢰, 대처효용성 등이 장수정서(두려움과 걱정)에 영향을 주고 있으나, 장수정서를 매개로 개인연금 가입에 미치는 영향은 없는 것으로 나타났다. 장수가능성을 높게 보는 사람들이 개인연금 가입 가능성이 높은 것으로 볼 때 연금보험 시장에서 역선택이 존재할 가능성을 시사한다고 했다.

오창수, 강정실 (2018)은 한국복지패널 7~12차 6개년 자료에 대해 고정효과 패널로지스틱스 모형을 이용하여 개인연금 보유에 영향을 미치는 요인을 분석했다. 분석 결과, 개인연금 보유 가능성은 연령이 커질수록 높아지다가 일정 수준의 연령을 넘어서면 이후에는 낮아지는 것으로 나타났다.

본 연구의 주제와 일치하는 해외연구는 많지 않은데, O'Brien et al. (2005)이 영국을 대상으로 기대수명에 대한 과소 추정과 개인연금 구입 간의 연관성을 검증했다. 프로빗 모형 추정을 위해 종속변수로는 개인의 연금 보유 여부 또는 과거 5년 내 개인연금 구매 여부를 사용했다. 기대수명과 관련한 설명변수로는 자신이 추정한 기대수명과 동일 집단이 추정한 기대수명과의 차이와 함께 동일 집단이 추정한 기대수명과 생명표의 기대수명과의 차이 등 두 가지 변수를 사용했다. 추정 결과, 동일 집단의 기대수명 추정치-생명표의 기대수명이 개인연금 보유에 정(+)의 관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. 영국 국민들이 평균적으로 기대수명을 5년 정도 과소 추정하고 있는 점을 감안하면, 기대수명에 대한 과소 추정이 개인연금 보유를 낮추고 있는 것으로 해석될 수 있는 것이다. Doerr and Schulte (2012)은 독일 가구를 대상으로 주관적인 기대수명과 사적 연금보험 보유 간에 양의 상관관계가 존재하는 결과를 도출하고, 개인연금 시장에 역선택의 존재를 드러내는 것으로 해석했다.

이상에서 보듯이 그동안의 국내연구는 대부분 설문조사를 통해 개인연금 가입 여부나 가입 의향을 조사했다. 또한 대부분 현재의 절대적인 연령에 따라 개인연금 가입 의향을

질문하는 것에 초점을 두고 있다. 본 연구는 가장 최근의 패널데이터 자료를 통해 개인연금 가입 여부와 가입금액에 영향을 미치는 요인을 분석한다는 점에서 다르다. 이에 더해 현재의 절대적인 연령뿐만 아니라 각 개인의 주관적인 기대수명, 그리고 객관적 기대수명 대비 주관적 기대수명의 차이 정도가 개인연금 가입에 미치는 영향을 분석하였다. 마지막으로 단순히 성별 변수를 추가하는 방법으로 성별이 개인연금 가입에 미치는 영향을 분석한 여타 논문과 달리, 본 연구는 성별로 개인연금 가입 결정요인이 차이가 나는지를 보다 직접적으로 살펴보았다. 이는 한국은 OECD 국가 중에서도 대표적인 가부장적인 나라로 알려져 있기 때문에(Kaku, 2013; OECD, 2017), 노후 준비 형태가 성별에 따라 구조적으로 다를 수 있음을 고려한 것이다.

# III. 실증분석 모형 및 자료

## 1. 분석 모형

주관적 기대수명에 따른 개인연금의 성별 수요 행태를 분석하기 위해(식 1)을 활용하였다.

$$Pension_{it} = \alpha Age_{it} + X_{it}\beta + T_t\gamma + u_{it} \qquad \text{(식 1)}$$

$$i = 1, 2, \ldots, N, \qquad t = 2014, 2015, 2016, 2017$$

$Pension_{it}$는 종속변수(Dependent variable)로 개인 $i$의 $t$기 개인연금 수요를 의미한다. 특정 상품의 수요는 구매 여부와 구매량으로 평가할 수 있으므로, 첫 번째 종속변수는 개인연금에 가입되어 있으면 1, 아니면 0을 부여한 이항변수(Binary variable)이다. 두 번째 종속변수는 개인연금에 가입되어 있을 경우 납부하는 연간 보험료로 설정하였다.

주요 설명변수인 $Age$로는 세 가지 변수를 활용하였다. 첫째, 설문조사를 실시한 해의 연령이다. 둘째, 본인이 몇 세까지 생존할 것이라는 주관적인 사망연령이다.[8] 셋째, 주관적인 사망연령에서 객관적인 사망연령을 차감한 ‘연령 차이’이다. 객관적인 사망연령으로

8) 본 연구에 활용된 자료는 패널자료이기 때문에 각 개인에게 매년 주관적인 사망연령을 질문한다.

는 통계청의 완전생명표를 활용하였다.[9] 즉 (식 2)를 활용해 주관적인 사망연령과 객관적인 사망연령의 차이를 산출하였는데, $t$기에 개인 $i$가 생각하는 본인의 사망연령에서 통계청이 $t$기에 발표한 개인 $i$의 연령대가 사망할 연령을 차감한 값이다.

$$\text{연령차이}_{it} = \text{주관적사망연령}_{it} - \text{객관적인사망연령}_{it} \qquad \text{(식 2)}$$

김대환 외 (2019)는 두 연령의 차이를 수명리스크라고 정의하였다. 만약 연령 차이가 0보다 크다면 객관적인 사망연령에 비해 본인이 더 오래 생존할 것이라고 생각하며, 미래에는 본인이 생각하는 것보다 더 빨리 사망할 가능성이 높은 경우가 발생한다. 반대로 주관적인 사망연령보다 객관적 사망연령이 큰, 즉 본인의 예상보다 더 오래 살게 될 가능성이 높은 경우로 이를 장수리스크(Longevity risk)로 정의하기도 한다(Visco, 2006; MacMinn et al., 2006).

$X$는 $Age$ 이외에 개인연금 수요에 영향을 끼치는 변수들의 벡터(Vector)이며, T 는 연구자가 관찰하기 어려운 특정 연도의 영향을 통제하기 위한 연도 더미변수(Dummy variable)이다. 예를 들어, 개인연금은 노후준비를 위해서 가입하는 금융상품(제도)이기도 하지만 세제혜택의 이유로도 가입한다. 2015년부터는 개인연금에 부여했던 소득공제 혜택을 세액공제의 형태로 바꿨으며, 특정 해에는 노후 준비에 대한 중요성을 언론에서 적극 언급할 경우 개인연금 수요에 영향을 미치게 된다. 이러한 특정 해의 영향은 연도별로만 변동이 생길뿐 개인 모두에게 동일하게 적용되며, 특정 해에 발생하는 모든 영향을 연구자가 관찰할 수 없으므로 연도를 의미하는 더미변수로 통제하는 것이 일반적이다(Cameron and Trivedi, 2005).

실증분석 모형은 종속변수가 더미변수일 경우 로짓모형(Logit model)을, 보험료일 경우 토빗모형(Tobit model)을 활용하였다. 분석에 사용된 재정패널 조사가 패널데이터임에도 패널모형을 적용하지 않은 이유는 종속변수인 개인연금 가입 여부와 함께, 주요 설명변수인 주관적 기대수명과 통계청의 객관적인 기대수명 등의 변동성이 크지 않다는 데 있다. 패널모형의 경우, 동일한 사람을 장기간 추적하여 주요 설명변수의 변화에 따른 종속변수의 반

9) 완전생명표는 통계청이 제공하는 KOSIS 데이터베이스에서 찾을 수 있으며, 1970년 이후 매년별로 각 연령에 대해 기대여명이 주어진다.

응을 측정하게 되므로 각 변수의 변동성이 커야 패널모형의 활용도가 높아진다 (Wooldridge, 1999). 후술하겠지만 패널데이터의 조사기간이 길지 않다는 점도 추가로 고려하였다. 또한 토빗모형을 적용한 이유는 종속변수의 보험료가 개인연금에 가입한 경우에만 관측 가능하므로 일반적인 정규분포(Normal distribution)를 가정하기 어렵기 때문이다. Wooldridge (1999)에서도 음주량이 종속변수인 경우 음주자에게만 관측되는 값이므로 토빗모형이 적용되었다. 또한 한국의 경우, 서론에서 언급한 것처럼 다양한 측면에서 성별 차이가 큰 경제, 사회, 문화적 특성이 있기 때문에 (식 1)을 성별로 나누어 분석하였다.

마지막으로(식 1)의 $u_{it}$는 오차항(Error term)이며, $\alpha$는 연령이 개인연금 수요에 미치는 영향을 보여주는 추정계수이다. 또한 $\beta$와 $\gamma$는 각각 통제변수 $X$와 $T$의 추정계수 벡터이다.

## 2. 분석 자료

주관적 기대수명에 따라 개인연금의 수요 행태를 분석하기 위해 재정패널조사(National Survey of Tax and Benefit)의 8차~11차 자료를 활용하였다. 조세 및 재정정책을 연구하고 분석하는데 활용할 수 있는 실증자료를 수집하고자 한국조세재정연구원(Korea Institute of Public Finance)은 2008년부터 매년 재정패널조사를 실시해 왔는데,[10] 본 연구의 주요 설명변수 중 하나인 개인의 주관적인 사망연령을 설문하고 있는 패널자료는 재정패널조사가 유일하다. 재정패널조사는 “귀하가 생각하는 본인의 예상 수명은 몇 세입니까?”라고 질문하고 있다. 또한 응답자가 해당 질문에 대해 동일한 기준을 적용할 수 있도록 “예상 수명이란 현재의 건강상태를 기준으로 예상되는 자신의 수명을 의미합니다”라고 추가 설명하고 있다. 또한 재정패널조사는 세금 관련한 설문 문항에 대한 정확성이 다른 설문조사 자료에 비해 우월하기 때문에 개인연금을 포함한 사적연금을 분석하는 많은 선행연구들에서 활용되었다.

재정패널조사가 2008년부터 시작되었지만, 각 개인별 주관적인 사망연령에 대한 설문은 2014년에 비로소 시작되었다. 따라서 본 연구에서는 재정패널조사의 자료 중 사망연령에 대한 설문을 포함하고 있는 가장 최근 자료까지 포함하여 2014년(8차)~2017년(11차)의 자료를 활용하였다.[11]

10) 재정패널조사와 관련한 보다 자세한 정보와 데이터는 해당 홈페이지를 참조할 수 있다 (https://www.kipf.re.kr/panel/).

〈Table 1〉 Variable Names and Definitions

| Variables | | | Definitions |
|---|---|---|---|
| Dependent Variable | | Personal Pension | 1 if respondent has personal pension, 0 otherwise |
| | | ln(Premium) | Log value of yearly premium in personal pension(unit: 10,000 won) |
| Control Variables | Age | Age | Current age in survey year(unit: years) |
| | | Subjective Life Expectancy | Subjective expectation on the age at death |
| | | Age Difference | Subjective life expectancy - Objective life expectancy estimated from Statistics Korea |
| | Gender | Female | 1 for female, 0 for male |
| | | Male | 1 for male, 0 for female |
| | Marital Status | Single | 1 if never married and 0 otherwise |
| | | Spouse | 1 if you are married and live with spouse, and 0 otherwise |
| | | No Spouse | 1 if you are married and live without spouse, and 0 otherwise |
| | Education | Less HS | 1 if not graduated from high school and 0 otherwise |
| | | High School | 1 if graduated from high school and 0 otherwise |
| | | College | 1 if graduated from college and 0 otherwise |
| | Employ-ment by Status | Self-employed worker | 1 if self-employed, 0 otherwise |
| | | Wage & salary worker | 1 if employed as a wage & salary worker, 0 otherwise |
| | | not working | 1 if not working, 0 otherwise |
| | Income·Asset | ln(Equivalised income) | Log value of yearly equivalised income(unit: 10,000 won) |
| | | ln(Asset) | Log value of the household's net asset |
| | Public Pension | Public Pension | 1 if has a public pension, 0 otherwise |
| | Year | Year 2014 | 1 for 2014, 0 otherwise |
| | | Year 2015 | 1 for 2015, 0 otherwise |
| | | Year 2016 | 1 for 2016, 0 otherwise |
| | | Year 2017 | 1 for 2017, 0 otherwise |

11) 참고로 본 연구에서 2014년은 2014년에 관한 정보임을 의미하는 것으로 2014년에 설문조사를 실시한 것이 아니다.

〈Table 1〉은 (식 1)에 활용된 변수들의 이름과 정의를 보여준다. (식 1)의 $X$에 성별, 혼인상태, 학력수준, 근로형태, 소득 및 자산, 그리고 공적연금 관련 변수를 포함하였다. 소득의 경우 가구소득을 가구원의 제곱근으로 나누는 방법으로 가구소득을 개인소득으로 변환한 균등화소득을 활용하였다. 자산의 경우, 금융자산과 부동산자산의 가치를 더한 값에 부채를 차감한 순자산을 의미한다. 공적연금 가입 여부는 국민연금과 특수직역연금에 가입되어 있으면 1을 부여하고, 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수이다. 공적연금은 사적연금과 서로 보완관계이거나 대체관계일 수 있다. 공적연금의 보유 여부가 사적연금 수요에 영향을 줄 수 있기 때문에 통제하였다.

개인연금에 가입하는 주된 이유 중 하나가 소득세 경감이기 때문에 분석 대상으로는 주요 근로층인 30세~59세로 한정하였다. 김대환 (2018)에 따르면 사적연금에 대한 정부의 세제정책 변화에 반응하여 사적연금에 가입한다. 특히 법정은퇴연령이 60세이고, 개인연금의 법정수급연령이 55세임을 고려할 때 분석대상을 50대 이하로 한정할 필요가 있다. 또한 국내의 경우 대학 진학률이 높고 의무적으로 군 입대를 해야 하기 때문에 전반적으로 노동시장 진입 연령이 늦다는 것을 고려하여 20대를 분석대상에서 제외하였다. 마지막으로 일반 국민들의 개인연금 수요함수를 분석하기 위해 분석 대상을 가구주뿐 아니라 가구원으로까지 확대하였다.

# Ⅳ. 분석 결과

## 1. 기술통계(Descriptive Statistics)

〈Table 2〉는 실증분석에 활용된 샘플의 기술통계를 보여준다. 기술통계는 전체 샘플을 남성과 여성으로 구분하여 산출하였다. 〈Table 2〉에서 전체 샘플의 평균 값 옆에 표시된 *, **, ***은 남성과 여성 간 평균값의 차이를 t-검정하여 각각 신뢰수준 90%, 95%, 99%에서 유의함을 의미한다.

총 샘플의 개인연금 가입률은 8% 정도이며, 개인연금 납입액은 연간 평균 28.98만 원이다. 28.98만 원은 미가입자까지 포함한 연간 납입액의 평균값이며, 개인연금 가입자만으로 한정할 때 평균 연간 납입액은 356.9만 원이다. 소득세법 제59조의 3에 따르면, 종합소득금액이 1억 원을 초과하는 사람 또는 근로소득만 있는 경우 총급여액이 1억 2천만 원이 초과되는 사람은 개인연금에서 300만 원 한도로 세액공제 혜택을 받을 수 있으며, 동 소득기준 이하의 사람은 400만 원 한도로 세액공제 혜택을 받는다.[12] 이러한 법 규정을 고려 시 세액공제 한도액은 채우지 못하더라도 상당한 금액을 매년 납부하는 것을 알 수 있다. 남성과 여성을 비교할 때, 남성의 개인연금 가입률은 10%인 반면 여성은 6%에 불과하다. 납부하는 보험료 역시 남성은 33.73만 원인 반면 여성은 22.16만 원으로 큰 차이를 보인다. 분석 대상의 평균 연령은 45.68세인데, 이들은 평균 85.27세에 사망할 것으로 예상하고 있다. 흥미로운 것은 통계청의 생명표[13]에 따르면 2008년 남성의 기대수명은 76.2세이고 여성은 83.0세로 약 7세 정도의 차이가 발생한다. 2017년에는 남성의 기대수명이 79.7세이고 여성은 85.7세로 6세 차이가 발생한다. 그럼에도 불구하고 남성은 85.52세에 사망할 것이라고 예상하고, 여성은 84.91세에 사망할 것으로 예상하고 있어 오히려 남성들이 여성에 비해 더 오래 생존할 것이라고 예상하고 있다. 성별 기대수명에서 나타나는 인지적 오류는 김대환 외 (2019)에서도 발견되었다. 김대환 외 (2019)는 국내 성인의 경우 본인의 객관적 기대수명에 대한 인지적 오류가 큰데, 특히 성별이 인지적 오

12) 이는 분석대상 기간에 해당되는 내용으로, 2020년부터는 서론에서 언급한 바와 같이 3년간 한시적으로 연금저축에 대한 세액공제 한도가 600만 원으로 상향조정되었다.

13) http://kosis.kr/index/index.do

류를 결정하는 가장 중요한 변수임을 실증하였다.

주관적 사망연령과 객관적 사망연령 간 차이 역시 남성과 여성 간 매우 다르게 나타나고 있다. 남성들은 통계청이 예측하고 있는 객관적인 기대수명에 비해 4.77세 더 오래 살 것이라고 예측하고 있는 반면 여성은 오히려 1.48세 더 빨리 사망할 것이라고 예측하고 있다. 이러한 경향 역시 김대환 외 (2019)의 분석 결과 및 설명과 일치한다. 김대환 외 (2019)는 남성과 여성이 성별 기대수명에 대한 지식수준이 높지 않은 반면 일상에서 더 빈번하게 언급되는 평균연령에 더 익숙해져 있을 가능성이 높다고 하였다. 그러므로 남성은 본인들의 객관적 기대수명보다 높은 평균수명을 사망연령으로 착각하는 반면 여성은 본인들의 객관적 기대수명보다 낮은 평균수명을 사망연령으로 착각할 수 있으며, 이 경우 주관적 사망연령과 객관적 사망연령 간 차이가 남성은 양수(+)의 값이, 여성은 음수(-)의 값이 도출된다.

분석대상을 30~59세로 한정하였기 때문에 미혼자는 11%에 불과하며 대부분(82%) 결혼을 하여 배우자와 거주하고 있으며, 배우자가 없는 사람의 비중도 8%로 낮다. 다만, 성별 결혼 상태는 매우 다르게 나타나는데, 남성은 결혼하여 배우자가 있는 비중이 84%로 여성의 78%에 비해 높은 반면, 여성은 결혼은 했으나 배우자가 없는 비중이 13%로 남성의 4%에 비해 월등히 높다. 분석 대상 중 대학교 이상의 학력수준을 가진 비중이 56%로 높았는데, 이는 분석대상을 30~50대로 한정하였기 때문으로 이해된다.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics

| Variables | Total Sample | | Male | Female |
|---|---|---|---|---|
| | Mean | Std. Dev. | Mean | Mean |
| Personal Pension | 0.08*** | 0.27 | 0.10 | 0.06 |
| ln(Premium) | 0.45*** | 1.54 | 0.54 | 0.34 |
| Premium | 28.98*** | 163.42 | 33.73 | 22.16 |
| Age | 45.68 | 7.98 | 45.72 | 45.63 |
| Subjective Life Expectancy | 85.27*** | 7.01 | 85.52 | 84.91 |
| Age Difference | 2.20*** | 7.67 | 4.77 | -1.48 |
| Female | 0.41 | 0.49 | 0.00 | 1.00 |
| Male | 0.59 | 0.49 | 1.00 | 0.00 |
| Single | 0.11*** | 0.31 | 0.12 | 0.09 |
| Spouse | 0.82*** | 0.39 | 0.84 | 0.78 |
| No Spouse | 0.08*** | 0.27 | 0.04 | 0.13 |

| | | | | |
|---|---|---|---|---|
| Less HS | 0.07*** | 0.25 | 0.04 | 0.10 |
| High School | 0.38*** | 0.48 | 0.33 | 0.44 |
| College | 0.56*** | 0.50 | 0.62 | 0.46 |
| Self-Employed Worker | 0.26 | 0.44 | 0.27 | 0.26 |
| Wage and Salary Worker | 0.69*** | 0.46 | 0.71 | 0.66 |
| Not Working | 0.05*** | 0.21 | 0.03 | 0.07 |
| ln(Equivalised Income) | 7.81 | 1.30 | 7.83 | 7.79 |
| Equivalised Income | 3484.25 | 2592.16 | 3495.77 | 3467.69 |
| ln(Net Asset) | 4.40*** | 4.81 | 4.55 | 4.18 |
| Net Asset | 12439.39*** | 25345.05 | 13024.73 | 11598.86 |
| Public Pension | 0.77*** | 0.42 | 0.83 | 0.68 |
| Year 2014 | 0.25*** | 0.44 | 0.27 | 0.24 |
| Year 2015 | 0.25 | 0.43 | 0.25 | 0.25 |
| Year 2016 | 0.25 | 0.43 | 0.25 | 0.26 |
| Year 2017 | 0.25*** | 0.43 | 0.24 | 0.26 |
| Number of Samples | 18,204 | | 10,731 | 7,473 |

Note: *, **, *** indicate that the difference in mean between for male and for female is statistically significant at significance levels of 10%, 5%, and 1%, respectively.

특히 남성의 경우 대학교 이상 학력자의 비중이 62%로 여성의 46%에 비해 상당히 높다. 남성 중 임금근로자 비중은 71%로 여성(61%)보다 높았으나 자영업자의 성별 비중은 통계적으로 유의한 차이를 발견할 수 없었다. 다만 여성들의 경우, 연령이 낮아질수록 학력수준이 빠르게 높아지는 경향을 보인다. 여성 중에서도 상대적으로 젊을수록 노동시장 참여율이 높았는데, 젊은 여성들의 학력수준이 높기 때문으로 이해된다. 노동경제학의 연구에 따르면, 여성의 경우 노동시장에 참여하는 여성이 참여하지 않는 여성에 비해 학력수준이 크게 높은 것으로 알려져 있다. 실제로 학력수준은 OECD 국가에서 여성들의 노동시장 참여를 결정하는 주요 요인이다(Sorsa et al., 2015).

분석대상 중 가구소득은 성별로 차이가 없으나 자산은 남성이 1억 3천만 원 정도로 여성(1억 1천 6백만 원)보다 많다. 특히 공적연금 가입비율이 남성의 경우 83%로 여성의 68%에 비해 매우 높다. 국민연금의 경우, 전업주부도 선택적으로 가입이 가능하지만 공적연금 가입이 주로 직장을 통해 의무적으로 가입되는 체계이기 때문에 성별 노동시장 참여율이 공적연금 가입률로 연계되는 것으로 보인다.

## 2. 기대수명에 따른 남성의 개인연금 수요

〈Table 3〉은 남성을 대상으로 개인연금 수요를 가입 측면에서 분석한 결과이다. 주요 설명변수에 따라 모델을 3개로 구분하였는데, 모델1은 현재 연령에 따른 개인연금 가입 여부이며, 모델2는 주관적인 사망연령에 따른 개인연금 가입 여부, 그리고 마지막으로 모델3은 주관적 사망연령과 객관적 사망연령 간 차이에 따른 개인연금 가입 여부이다.

먼저 모델1의 분석결과에 따르면, 연령 자체는 개인연금 가입 여부를 결정하는 유의한 변수가 아닌 것으로 나타난다. 모델2는 주관적 사망연령이 늦어질수록, 즉 본인이 오래 생존해 있을 것이라고 생각할수록 개인연금에 가입할 가능성이 높다는 것을 보여준다. 모델3에 따르면 본인 연령대의 객관적 기대수명에 비해 본인이 오래 생존할 것이라고 생각하는 사람들이 개인연금에 가입할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 정리하자면 모델1~3 모두 현재의 나이는 개인연금 가입에 중요한 변수는 아닌 반면 본인이 오래 생존할 것이라는 주관적인 판단, 그리고 객관적인 사망연령에 비해 오래 살 것이라는 예상은 개인연금 가입을 결정하는 중요한 의사결정 요인이다. 특히 본인의 절대적인 주관적 기대수명보다는 객관적인 사망연령에 비해 오래 생존할 것이라는 예상이 연령 관련 변수 중 추정계수가 가장 크고 유의성이 높은 변수였다.

〈Table 3〉 Purchasing Personal Pension : Male

| Variables | Model 1 : Age | | Model 2 : Subjective Life Expectancy | | Model 3 : Age Difference | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Coefficient | Std. Err. | Coefficient | Std. Err. | Coefficient | Std. Err. |
| Subjective Life Expectancy | | | 0.01** | 0.00 | | |
| Age Difference | | | | | 0.02** | 0.00 |
| Age | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Spouse | 0.51*** | 0.14 | 0.52*** | 0.14 | 0.52*** | 0.14 |
| No Spouse | -1.12*** | 0.44 | -1.09*** | 0.44 | -1.09*** | 0.44 |
| High School | 0.37 | 0.31 | 0.36 | 0.31 | 0.36 | 0.31 |
| College | 0.84*** | 0.31 | 0.83*** | 0.31 | 0.83*** | 0.31 |

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Wage & Salary Worker | 0.96** | 0.40 | 0.97** | 0.40 | 0.97*** | 0.40 |
| Self-employed Worker | -0.24 | 0.41 | -0.24 | 0.41 | -0.24 | 0.41 |
| ln(Equivalised Income) | 0.64*** | 0.06 | 0.64*** | 0.06 | 0.64*** | 0.06 |
| ln(Net Asset) | 0.14*** | 0.02 | 0.14*** | 0.02 | 0.14*** | 0.02 |
| Public Pension | 1.49*** | 0.22 | 1.48*** | 0.22 | 1.48*** | 0.22 |
| Year 2015 | 0.21** | 0.10 | 0.21** | 0.10 | 0.21** | 0.10 |
| Year 2016 | 1.62*** | 0.24 | 1.62*** | 0.24 | 1.62*** | 0.24 |
| Year 2017 | 1.82*** | 0.25 | 1.80*** | 0.25 | 1.81*** | 0.25 |
| _cons | -12.36*** | 0.75 | -13.30*** | 0.86 | -12.43*** | 0.75 |

Notes: 1) For model 1, 2 and 3, Prob > F = 0.000.
2) The number of samples is 10,731.

다른 통제변수들은 모델1~3에서 모두 추정계수의 부호와 유의성이 대동소이한 결과를 보여준다. 결혼을 하고 배우자가 있는 남성, 미혼 남성, 결혼을 했지만 배우자가 없는 순서로 개인연금에 가입할 확률이 높다. 남성의 경우 대졸 이상의 학력자가 개인연금에 많이 가입하며, 소득 및 자산이 높을수록 개인연금에 더 많이 가입하는 것으로 나타났다. 특히 자산보다는 소득이 개인연금 가입에 훨씬 더 큰 영향을 미치고 있다. 개인연금에 가입하는 목적이 공적연금의 부족분을 보완하거나 여유로운 노후생활 등 다양하겠지만, 소득세 차원의 세금 부담을 경감시키기 위한 목적도 강하기 때문에 소득수준이 개인연금 가입을 결정하는 중요한 요인인 것으로 판단된다.

자영업자나 무직자에 비해 임금근로자가 개인연금에 가입할 가능성이 훨씬 높은데, 이 역시 소득이 투명하게 공개되어 소득세에서 자유롭지 못한 임금근로자가 개인연금 가입을 통해 세금 부담을 경감시키려는 유인이 크기 때문인 것으로 이해된다.

또한 공적연금에 가입된 사람이 개인연금에도 가입할 가능성이 매우 높게 나타났는데, 공적연금은 주로 직장을 통해 가입하고 개인연금도 가입하는 목적 중 하나가 소득세 절감이기 때문이라는 직장(근로)이라는 공통적인 요소가 작용하는 것으로 추측된다. 마지막으로, 연도 더미의 추정계수를 고려할 때 2014년과 2015년의 가입률은 큰 차이가 없으나 이

후부터는 매년 가입률이 높아지고 있다.

〈Table 4〉는 ln(연간 개인연금 납입액)을 기준으로 남성 가구주의 개인연금 수요 행태를 토빗모형으로 분석한 결과를 보여준다. 주요 설명변수에 따른 모델1~3의 구분은 〈Table 3〉과 동일하며, 분석 결과 역시 종속변수가 보험가입을 의미하는 더미변수일 때와 유사하다.

즉 연령 자체는 개인연금 납입액에 유의한 영향을 미치지 못하였으나, 주관적인 사망연령이 높을수록 그리고 같은 연령대의 객관적인 사망연령에 비해 더 오래 생존할 것이라고 예상한 사람들은 개인연금에 더 많은 금액을 납입하고 있는 것으로 나타났다. 추정계수를 고려할 때, 본인의 주관적인 사망연령이 한 살 더 증가할 때 연간 납입액 수준[14)]이 5% 더 증가하는 것으로 분석되었다. 또한 동일 연령대의 객관적인 사망연령보다 한 살 더 오래 생존할 것이라고 생각할 때 연간 납입액은 6% 증가하였다. 나머지 변수들은 종속변수가 개인연금 가입 여부일 때의 분석결과(〈Table 3〉)와 크게 다르지 않았다.

〈Table 4〉 Yearly Amount of Personal Pension Contributions : Male

| Variables | Model 1 : Age | | Model 2 : Subjective Life Expectancy | | Model 3 : Age Difference | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Coefficient | Std. Err. | Coefficient | Std. Err. | Coefficient | Std. Err. |
| Subjective Life Expectancy | | | 0.05** | 0.02 | | |
| Age Difference | | | | | 0.06** | 0.02 |
| Age | 0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.02 | 0.03 | 0.02 |
| Spouse | 2.25*** | 0.61 | 2.24*** | 0.61 | 2.23*** | 0.61 |
| No Spouse | -4.49*** | 1.62 | -4.34*** | 1.62 | -4.35*** | 1.62 |
| High School | 1.76 | 1.28 | 1.71 | 1.28 | 1.70 | 1.28 |
| College | 4.35*** | 1.27 | 4.28*** | 1.27 | 4.28*** | 1.27 |
| Wage & Salary Worker | 4.11*** | 1.60 | 4.12*** | 1.60 | 4.12*** | 1.60 |

14) 토빗모형에서 추정계수 해석 시 종속변수 Y 대신 $\hat{Y}$을 사용한다(McDonald and Moffitt, 1980). 예를 들어, "본인의 주관적인 사망연령이 한 살 더 증가할 때 연간 납입액 수준의 추정값이 5% 더 증가하는 것으로 분석되었다"로 해석하는 것이 정확하지만 편의상 본문처럼 해석한다.

| | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Self-employed Worker | -1.18 | 1.64 | -1.19 | 1.64 | -1.19 | 1.64 |
| ln(Equivalised Income) | 1.61*** | 0.19 | 1.60*** | 0.19 | 1.60*** | 0.19 |
| ln(Net Asset) | 0.83*** | 0.12 | 0.82*** | 0.12 | 0.82*** | 0.12 |
| Public Pension | 6.34*** | 0.83 | 6.31*** | 0.83 | 6.31*** | 0.82 |
| Year 2015 | 0.87 | 0.47 | 0.86 | 0.47 | 0.88 | 0.47 |
| Year 2016 | 8.96*** | 1.19 | 8.91*** | 1.19 | 8.94*** | 1.19 |
| Year 2017 | 9.99*** | 1.22 | 9.86*** | 1.22 | 9.91*** | 1.22 |
| _cons | -49.12*** | 3.10 | -53.61*** | 3.72 | -49.47*** | 3.11 |

Notes: 1) For model 1, 2 and 3, Prob > F = 0.000.
2) The number of samples is 10,731.

## 3. 기대수명에 따른 여성의 개인연금 수요

〈Table 5〉는 분석대상을 여성으로 한정하여 개인연금 가입 여부를 분석한 결과이다. 여성의 경우 역시 남성과 동일한 기준으로 모델1~3을 추정하였는데, 주요 설명변수를 제외한 대부분의 통제변수에서 유사한 결과를 보여준다. 학력수준이 높을수록, 임금근로자일수록, 소득과 자산이 높을수록, 공적연금에 가입되어 있을수록 개인연금 가입률이 높다. 또한 자산보다는 소득수준이 개인연금 가입률에 미치는 영향이 컸으며, 해를 거듭할수록 가입률이 확대되는 것도 유사하다. 통제변수 중에서 결혼 관련 변수만이 남성과 크게 다른 결과를 보여준다. 남성은 결혼을 하고 배우자가 있는 남성, 미혼 남성, 결혼을 했지만 배우자가 없는 순서로 개인연금에 가입할 확률이 높지만, 여성은 기혼 여부 및 배우자 존재 여부가 개인연금 가입에 영향을 주지 않고 있다.

또한 남성과 달리 본 연구의 주요 설명변수인 연령 관련 변수 중 어느 것도 통계적으로 유의하지 않다. 즉 본인의 현재 연령, 주관적인 기대수명, 그리고 객관적 기대수명에 비해 얼마나 오래 생존할지 등은 개인연금 가입 여부에 아무런 영향을 미치지 못한다.

즉 남성의 경우 본인이 얼마나 오랫동안 생존할지 그리고 객관적 수명에 비해 본인이 얼마나 더 오래 살지 등을 고려하여 개인연금에 가입하고 있는 반면, 여성은 개인연금 가입 여부를 결정하는 데 있어 본인의 수명에 대한 예상을 고려하지 않고 있다는 것을 의미한다.

〈Table 5〉 Purchasing Personal Pension : Female

| Variables | Model 1 : Age | | Model 2 : Subjective Life Expectancy | | Model 3 : Age Difference | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Coefficient | Std. Err. | Coefficient | Std. Err. | Coefficient | Std. Err. |
| Subjective Life Expectancy | | | -0.01 | 0.01 | | |
| Age Difference | | | | | -0.01 | 0.01 |
| Age | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 |
| Spouse | 0.11 | 0.17 | 0.11 | 0.17 | 0.11 | 0.17 |
| No Spouse | 0.17 | 0.25 | 0.15 | 0.25 | 0.15 | 0.25 |
| High School | 0.79** | 0.34 | 0.80** | 0.34 | 0.80** | 0.34 |
| College | 1.60*** | 0.34 | 1.61*** | 0.34 | 1.61*** | 0.34 |
| Wage & Salary Worker | 0.52** | 0.23 | 0.52** | 0.23 | 0.52*** | 0.23 |
| Self-employed Worker | 0.08 | 0.26 | 0.09 | 0.26 | 0.09 | 0.26 |
| ln(Equivalised Income) | 0.29*** | 0.07 | 0.30*** | 0.07 | 0.30*** | 0.07 |
| ln(Net Asset) | 0.15*** | 0.03 | 0.15*** | 0.03 | 0.15*** | 0.03 |
| Public Pension | 1.14*** | 0.17 | 1.14*** | 0.17 | 1.14*** | 0.17 |
| Year 2015 | 0.31** | 0.15 | 0.31** | 0.15 | 0.30** | 0.15 |
| Year 2016 | 1.59*** | 0.33 | 1.61*** | 0.33 | 1.61*** | 0.33 |
| Year 2017 | 1.66*** | 0.34 | 1.70*** | 0.34 | 1.70*** | 0.34 |
| _cons | -9.61*** | 0.79 | -8.57*** | 0.99 | -9.68*** | 0.79 |

Notes: 1) For model 1, 2 and 3, Prob 〉 F = 0.000.
2) The number of samples is 7,473.

〈Table 6〉은 연간 개인연금 납입액을 기준으로 여성의 개인연금 수요 행태를 토빗모형으로 분석한 결과를 보여준다. 주요 설명변수에 따른 모델1~3의 구분은 〈Table 3〉~〈Table 5〉와 동일하며, 분석 결과 역시 종속변수가 개인연금 가입을 의미하는 더미변수일 때와 동일하다. 즉 남성과 달리 여성은 개인연금 납입액 차원에서도 본인의 현재 연령, 주관적인 기대수명, 그리고 객관적 기대수명 등을 고려하지 않는 것으로 나타난다.

〈Table 6〉 Yearly Amount of Personal Pension Contributions : Female

| Variables | Model 1 : Age | | Model 2 : Subjective Life Expectancy | | Model 3 : Age Difference | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | Coefficient | Std. Err. | Coefficient | Std. Err. | Coefficient | Std. Err. |
| Subjective Life Expectancy | | | -0.06 | 0.04 | | |
| Age Difference | | | | | -0.06 | 0.04 |
| Age | 0.04 | 0.04 | 0.04 | 0.04 | 0.04 | 0.04 |
| Spouse | 0.66 | 0.88 | 0.64 | 0.88 | 0.64 | 0.88 |
| No Spouse | 0.79 | 1.23 | 0.69 | 1.23 | 0.69 | 1.23 |
| High School | 3.47** | 1.40 | 3.52** | 1.40 | 3.53** | 1.40 |
| College | 7.62*** | 1.44 | 7.67*** | 1.44 | 7.67*** | 1.44 |
| Wage & Salary Worker | 2.52** | 1.09 | 2.54** | 1.09 | 2.54** | 1.09 |
| Self-employed Worker | 0.53 | 1.20 | 0.58 | 1.20 | 0.58 | 1.20 |
| ln(Equivalised Income) | 0.92*** | 0.23 | 0.93*** | 0.23 | 0.93*** | 0.23 |
| ln(Net Asset) | 0.75*** | 0.16 | 0.76*** | 0.16 | 0.76*** | 0.16 |
| Public Pension | 5.28*** | 0.76 | 5.29*** | 0.76 | 5.29*** | 0.76 |
| Year 2015 | 1.33* | 0.75 | 1.32* | 0.75 | 1.31* | 0.75 |
| Year 2016 | 7.84*** | 1.65 | 7.94*** | 1.65 | 7.92*** | 1.65 |
| Year 2017 | 8.29*** | 1.69 | 8.47*** | 1.70 | 8.43*** | 1.70 |
| _cons | -45.46*** | 3.76 | -40.63*** | 4.75 | -45.63*** | 3.77 |

Notes: 1) For model 1, 2 and 3, Prob 〉 F = 0.000.
2) The number of samples is 7,473.

# V. 결론 및 시사점

본 연구는 개인연금의 가입에 영향을 미치는 요인을 분석했다. 특히 주관적 기대수명 또는 주관적 기대수명과 객관적 기대수명과의 차이가 개인연금 가입 여부와 납입 금액에 영향을 미치는지를 검증했다. 한국의 특수한 경제, 사회, 문화적 요인으로 인해 남성과 여성의 개인연금 가입 관련 의사결정에 차이가 있을 가능성을 고려하여 남성과 여성으로 나누어 실증분석하였다. 또한 김대환 외 (2019)에서 본인의 수명에 대한 인지적 오류가 성별에서 가장 크게 나타남을 보였기 때문에 수명에 대한 인지적 오류가 성별 개인연금 가입에도 다르게 영향을 미치고 있는지를 살펴보고자 하였다.

분석 결과, 기술통계에서 김대환 외 (2019)의 결과를 확인할 수 있었다. 남성들은 통계청이 제시하는 객관적인 기대수명에 비해 4.77세 더 오래 살 것이라고 예측하고 있는 반면 여성은 오히려 1.48세 더 빨리 사망할 것이라고 예측하고 있다. 나아가 기대수명에 대한 인지적 오류가 실제 개인연금 수요로 연계되고 있음을 확인하였다. 기술통계에 따르면 여성은 개인연금 가입률이 6%인 반면 남성은 10%로 1.67배나 높다. 뿐만 아니라 남성은 개인연금에 더 많은 보험료를 납부하는 것으로 나타났다. 요약하자면, 객관적인 수명은 여성이 남성에 비해 6~7세 정도 높지만 주관적으로는 여성이 오히려 남성보다 더 빨리 사망할 것으로 예상하기 때문에 개인연금에 가입하려는 동기가 상대적으로 크지 않을 수 있다.

회귀분석 역시 성별로 매우 상이한 결과를 보여준다. 남성을 대상으로 분석한 결과, 연령 자체는 개인연금 가입 및 납입액 모두에 유의미한 영향을 미치지 못했지만, 주관적인 사망 연령이 높을수록 그리고 객관적인 사망연령 대비 더 오래 생존할 것으로 예상할수록 개인연금 수요(가입 및 납입액)가 증가하는 것으로 나타났다. 반면 여성은 나이 관련한 모든 변수가 개인연금 수요에 영향을 주지 못했다. 즉, 현재 연령, 주관적인 기대수명, 객관적인 사망연령에 비해 얼마나 오래 생존할지 등은 개인연금 가입과 납입액의 결정요인이 아니었다.

이러한 분석결과로부터 얻을 수 있는 시사점과 연구의 한계는 다음과 같다. 남성의 경우 주관적인 기대수명이 높고 객관적인 기대수명에 비해 주관적인 기대수명이 높을수록 개인연금 가입 확률과 개인연금 납입액이 커지는 것은 개인연금 시장에서 역선택의 존재 가능

성을 시사한다. 장수리스크 헤지 차원에서 개인연금에 가입하려는 경향이 높다는 것이므로, 종신연금을 취급하는 보험회사의 경우 경영 악화 요인으로 작용할 수 있는 것이다. 반대로 소비자 입장에서는 본인의 절대적인 연령이 아닌 얼마나 오래 생존할지 정도를 고려하면서 사적연금에 가입하는 합리적인 의사결정을 내리고 있다고 평가할 수 있다.

통계청의 생명표에 따르면 남성보다 여성이 6~7세 더 생존하며, 부부간 관계에서 남편이 아내보다 연령이 더 많은 것이 일반적이므로 남편이 사망한 이후 여성이 평균 10년 정도 더 생존하게 된다. 결국 여성은 남성에 비해 노후 준비에 철저해야 하며, 더욱 합리적인 의사결정이 필요할 수 있지만 여성은 수명에 대한 본인의 주관적인 예측을 활용하지 않고 있다. 보험경제학에서 예측하는 역선택 경향이 여성의 개인연금 수요에 나타나지 않는 이유에 대해서는 추가 연구를 통해 밝혀낼 필요가 있다.

# 참고문헌


김대환 (2018), "사적연금 세액공제 확대에 따른 소득계층별 및 사적연금별 영향과 정책적 시사점", **보험학회지**, 제115집, pp. 63-83.

(Translated in English) Kim, D. (2018). "Effects of Expanding Tax Credit on Contribution Amounts by Income Levels and Types of Private Pensions and Its Policy Implications", *Korean Journal of Insurance*, 115:63-83.

김대환·정현우·이동현·성미언 (2019), "사망연령에 대한 계층별 인지 오류와 시사점", **리스크관리연구**, 30(2), pp. 1-32.

(Translated in English) Kim, D., H., Jeong, D., Lee and M., Sung (2019). "Cognitive error on the age of death by stratum and its implications", *The Journal of Risk Management*, 30(2):1-32.

김대환·이봉주·류건식 (2011), "연금시장에서 역선택 가능성에 대한 분석", **보험학회지**, 제90집, pp. 1-25.

(Translated in English) Kim, D., B., Lee and G., Ryu (2011). "An Analysis on Adverse Selection in Annuity Markets", *Korean Journal of Insurance*, 90:1-25.

백은영 (2012), "개인연금 가입의향에 영향을 미치는 요인 분석", **사회보장연구**, 제28권 제3호, pp. 63-86.

(Translated in English) Baek, E. (2012). "An Analysis of Individual Annuity Purchasing Intension", *Korean Social Security Studies*, 28(3):63-86.

송윤아 (2009), 개인연금 가입요인 분석 및 활성화 방안, *KIRI Weekly*, 제32호.

(Translated in English) Song, Y. (2009). "An Analysis of Determinants of Private Pensions and Ways to Increase Private Pensions", *KIRI Weekly*, 32.

성주호·최윤호·박준범 (2014), "연금퍼즐에 대한 계리적 분석 및 대안적 연금설계방안",

**리스크관리연구**, 제25권 제1호, pp. 163-185.

(Translated in English) Sung, J., Y., Choi and J., Park (2014). "Actuarial Analysis on why Annuity Puzzle works and New Pension Design for Annutization in Korea", *The Journal of Risk Management*, 25(1):163-185.

오창수·강정실 (2018), "개인연금의 보유 행태에 관한 연구", **보험학회지**, 제116집, pp. 67-94.

(Translated in English) Ohu, C., and J., Kang (2018). "A Study on the Retention Behavior of Personal Annuity", *Korean Journal of Insurance*, 116:67-94.

이경우 (2013), "An Exploration into the Annuity Puzzle: The Role of Health Risk, Lack of Liquidity of Annuities, and the Value of Life", **보험금융연구**, 제24권 제4호, pp. 75-107.

이찬희·전희주 (2016), "구조방정식을 활용한 개인연금 가입의 결정요인 분석", **한국데이터정보과학회지**, 제27권 제2호, pp. 437-449.

(Translated in English) Lee, C., and H., Jeon (2016). "An analysis of determinants of individual's pension purchase using structural equation model", *Journal of the Korean Data And Information Science Society*, 27(2):437-449.

주소현 (2011), "개인연금 보유 및 연금불입액의 관련요인 분석 : 상속동기를 포함하여", **소비자학 연구**, 제22권 제3호, pp. 183-206.

(Translated in English) Joo, S. (2011). "Factors Related to Private Pension Product Investment: Including Bequest Motives", *Journal of Consumer Studies*, 22(3):183-206.

Cameron, A., and Pravin K., Trivedi (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.

Doerr, U., and K., Schulte (2012). "Betting on a Long Life – the Role of

Subjective Life Expectancy in the Demand for Private Pension Insurance of German Households", *Schmollers Jahrbuch,* 132(2):233-263.

Doyle, S., O., Mitchell and J., Piggott (2004). "Annuity values in defined contribution retirement systems: Australia and Singapore compared", *Australian Economic Review*, 37:402-416.

Finkelstein, A., and J., Poterba (2002). "Selection Effects in the United Kingdom Individual Annuities Market", *Economic Journal,* 112:28-50.

____________________ (2004). "Adverse Selection in Insurance Markets: Policyholder Evidence From the U.K. Annuity Market", *Journal of Political Economy*, 112:183-208.

Friedman, B., and M., Warshawsky (1990). "The Cost of Annuities: Implications for Saving Behavior and Bequests", *The Quarterly Journal of Economics*, 105(1):135-154.

Hosseini, R. (2015). "Adverse Selection in the Annuity Market and the Role for Social Security", *Journal of Political Economy*, 123(4):941-984.

Kaku, S. (2013). *Patriarchy in East Asia: A comparative sociology of gender*, Brill.

Lee, D., J., An and J., Sung (2018). "Explaining Why Retirees Do not Choose annuities in Korea : A probability of consumption shortfall approach", *Journal of Finance and Economics*, 6(4):125-133.

MacMinn, R., P., Brochett and D., Blake (2006). "Longevity Risk and Capital Markets", *The Journal of Risk and Insurance*, 73(4):551-557.

McCarthy, D., and O., Mitchell (2010). *International Adverse Selection in Life Insurance and Annuities*, International Studies in Population.

McDonald, J., and R., Moffitt (1980). "The Uses of Tobit Analysis", *The*

*Review of Economics and Statistics*, 6(2):318-321.

O'Brien, C., P., Fenn and S., Diacon (2005). "How Long do People Expect to Live? Results and Implications", *Research Report*, Centre for Risk and Insurance Studies, Nottingham University Business School.

OECD (2015). *The pursuit of gender equality: An uphill battle*, Paris, France.

Sorsa, P. et al. (2015). "Determinants of the low female labor force participation in india", *Economics department working papers*, No.1207, OECD.

Visco, I. (2006). "Longevity Risk and Financial Markets", Keynote Speech to he 26th SUERF Colloquium, Banka d'Italia.

Wooldridge, Jeffrey M. (1999). *Introductory Econometrics: a Modern Approach*, South-Western College Publishing.

Yaari, M. (1965). "Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer", *Review of Economic Studies*, 32(2):137-150.

Yermo, J. (2002). Revised Taxonomy for Pension Plans, Pension Funds and Pension Entities, OECD.

# Abstract

This paper examined determinants of demand on personal pension, focusing on the role of three age factors such as current age, subjective life expectancy and the difference between subjective life expectancy and objective life expectancy. Considering that factors determining pension demand may differ by gender due to economic, social and cultural factors, the analysis was divided into gender. Regression results present that current age is not significantly associated with personal pension among men. However, men are more likely to have personal pension and increase personal pension contributions as they have longer subjective life expectancy and their subjective life expectancy is higher than objective life expectancy. For women, three age factors do not play any role in making decision about personal pension. These results imply that adverse selection may present in annuity market in that men use personal pension to hedge longevity risk.

※ Key words: Personal pension, Subjective life expectancy, Objective life expectancy, Adverse selection

# 편 집 위 원 회

위 원 장 이봉주(경희대학교 교수)

편집위원 김대환(동아대학교 교수)
김은경(한국외국어대학교 교수)
김현태(연세대학교 교수)
류성경(동서대학교 교수)
박기영(연세대학교 교수)
박소정(서울대학교 교수)
변희섭(한림대학교 교수)
서대교(건국대학교 교수)
이상호(전남대학교 교수)
이장원(노동연구원 선임연구위원)
전희주(동덕여자대학교 교수)
조석희(안동대학교 교수)
조혜진(인천대학교 교수)
황진태(대구대학교 교수)
Hua Chen(University of Hawaii at Manoa)
Kili Chiling Wang(Tamkang University) 〈가나다순〉

편집간사 한상용(보험연구원 연구위원)


본지에 게재된 논문은 집필자 개인의 의견이며 보험연구원의 공식의견이 아님을 밝힙니다.


보험금융연구 제31권 제2호 (통권 제99호)

발행일 2020년 5월 31일
발행인 안철경
편집인 이봉주
발행처 보험연구원
등 록 2016년 9월 23일 영등포바 00139
주 소 07328 서울시 영등포구 국제금융로6길 38 전화: 02-3775-9060
Fax: 02-3775-9104 E-mail: journal@kiri.or.kr
인 쇄 신우씨앤피

정가 10,000원