

한국의 인구구조 변화와 통화정책 충격의 전파

이 태 현*

본고는 저출산과 고령화로 대표되는 한국의 인구구조 변화가 통화정책이 가계 소비에 미치는 효과에 어떠한 영향을 끼치는지 분석하였다. 먼저 금융시장의 고빈도 데이터를 활용하여 기준금리 공표 시점을 전후하여 발생한 금융시장의 외생적 충격을 식별하였다. 그리고 이를 통화정책 충격의 도구변수로서 활용하여 Proxy-SVARs(Structural Vector Auto-Regressions)을 통해 가구주 연령그룹별로 통화정책이 가계 소비에 미치는 영향을 추정하였다. 분석 결과 연령그룹별로 상이한 소비의 충격반응이 도출되었다. 특히 30대 이하 연령그룹은 타 연령그룹에 비해 더욱 강하고 유의한 반응을 얻었으며 전 연령 평균 대비 약 5%p 높은 소비 성장률의 충격반응을 얻었다. 이를 바탕으로 저출산 및 고령화로 인해 30대 이하 연령그룹의 비중이 줄어들어 따라 완화적 통화정책의 소비 증대 효과는 지속적으로 약화될 것으로 기대된다.

핵심주제어: 인구구조 변화, 통화정책, 고빈도 데이터, 소비, Proxy-SVARs
경제학문헌목록 주제분류: E2, E4, E5

I. 서론

통화정책이 실질경제에 미치는 영향에 대한 연구는 거시경제 분야에서 가장 전통적이고 심도 있게 논의되어 온 주제 중 하나이다. 통화정책으로 인한 금리의 변화는 직·간접 효과를 통해 가계의 소비에 영향을 미친다. 직접효과는 부분균형 측면으로 고용 상태, 가격, 임금 등이 고정된 상태에서 금리 변화가 가계의 저축 인센티브(기간 간 대체효과)와 소비 수요의 변화를 야기하며 발생한다. 간접효과는 일반균형 측면으로 가격과 임금, 고용 등의 변화를 통해 발생한다. 금리

* 공군사관학교 교수부 사회과학처 국방경영학과 조교수, E-mail: th_lee@korea.ac.kr
논문투고일: 2023. 9. 1 수정일: 2023. 9. 16 게재확정일: 2023. 9. 27

의 인하는 직접효과를 통해 가계의 소비지출과 기업의 투자를 직접적으로 증가시키며 이는 다시 생산, 고용 및 노동소득의 상방 압력으로 작용하여 총수요를 다시금 증대시킨다.

현재에도 널리 사용되고 있는 대표가계모형에서는 금리 변화로 인한 소비 변화가 대표 가계의 오일러 방정식에 의해 결정되며, 이때 가계의 소비 결정은 기간 간 대체효과로 인한 직접효과가 주로 영향을 끼치게 된다. 대표가계모형에서 직접효과가 주로 나타나는 이유는 대표가계가 항상소득에 의존하여 소비를 결정하며 일시적 소득에는 반응하지 않는 특성에 기인한다. 그러나 가계마다 부채 및 금융자산 보유 상황, 주 소득의 원천, 기술 보유 수준 등이 다르기 때문에 소비 결정 결과는 가계마다 이질적일 수 있으며, 다수의 실증연구에서도 대표가계의 소비 결정 결과에 대해 의문을 제기하고 있다.¹⁾

최근에는 가계의 대차대조표 구성과 부(wealth)의 보유 정도, 주택시장과 모기지 대출 현황 등을 결부시켜 연령별로 이질적인 소비 결정에 대한 연구들도 활발히 논의되고 있다. Di Maggio *et al.*(2017), Cloyne *et al.*(2020) 등은 주택담보대출 금리 인하로 인한 대출 상환금의 감소는 소비를 증진시키며, 이러한 현상은 보편적으로 주택담보대출의 채무자로서 LTV 비중이 높고 주택 자산가치가 낮으며 또한 낮은 임금수준과 높은 한계소비성향을 가진 젊은 연령계층에서 더욱 두드러짐을 보였다. Berger *et al.*(2021), Eichenbaum *et al.*(2022) 등도 위와 유사하게 주택담보대출의 금리 인하로 대출 상환금이 줄어들고 추가적인 재금융(cash-out refinancing)을 통해 가계의 소비지출이 늘어남을 보였다. 그리고 과거 대출 시점과 재 금융을 고민하는 시점 간의 금리 차이가 클수록 재 금융의 유인이 커지기 때문에(금리 유인), 금리 유인이 클수록 완화적 통화정책의 소비 증대효과가 더욱 크게 나타남을 주장하였다. Berger *et al.*(2018), Beraja *et al.*(2019), Garriga and Hedlund(2020) 등은 주택가격 상승이 재 금융을 더욱 용이하게 하고 유동적 부로 전환시키며, 또한 순 자산 가치를 높이고 예비적 저축의 필요성을 낮춤으로써 소비 증대에 기여하기 때문에 통화정책의 소비효과를 추정할 때는 주택가격 변동을 함께 고려하는 것이 중요함을 강조하였다. 이상의 내용을 종합해 보면, 젊은 연령계층은 대체로 유동성 제약에 직면하고 주택담보대출의 상환 부담이 크며 한계소비성향이 높기 때문에 금리 인하 시의 소비증

1) Campbell and Mankiw(1989), Yogo(2004), Canzoneri, Cumby, and Diba(2007) 등은 소득을 통제할 후에는 금리 변화가 소비에 큰 영향을 끼치지 않음을 주장하였으며, Kaplan *et al.*(2018), Ampudia *et al.*(2018)은 간접효과가 직접효과보다 더욱 강함을 밝혔다.

진 효과가 고령계층보다 크게 나타날 것이며, 이러한 현상은 금리 유인이 크고 주택 담보가치가 높게 형성될 때 더욱 강하게 나타날 것임을 예측해 볼 수 있다.

생애주기가설에 의하면, 개별 경제 주체들은 연령별로 생산, 소비, 저축 등 주된 경제활동 양상이 다르게 나타난다. 연령이 낮은 경제 주체는 미래 상환능력을 담보로 대출행위를 통해 현재 근로소득의 부족분을 보완하여 소비와 주택 및 금융자산 등을 마련하며 고령계층에 비해 높은 한계소비성향을 갖는다. 이와 달리 고령의 경제 주체는 젊은 시절 발생한 대출을 상환하고 높은 순 자산(net worth)을 보유하며 노후 경제생활을 대비하여 장기적이고 안정적으로 자산을 운영하는 경향이 나타난다. 따라서 금리의 변화는 연령별로 상이하게 인식되며 소비 행태 역시 다르게 나타날 것임을 짐작할 수 있다.²⁾ 선진국을 중심으로 출산율의 하락과 기대수명의 증가, 베이비붐 세대의 고령화 현상이 점차 심화됨에 따라 인구구조의 변화가 통화정책 효과에 미치는 영향에 대해 다양한 연구들이 진행되고 있으며, 다수의 실증연구에서는 인구 고령화가 통화정책 효과를 약화시킴을 주장한다. Fujiwara and Teranish(2008), Kantur(2013), Kara and von Thadden(2016) 등은 Gertler(1999)의 생애주기모형을 통해 인구 고령화 현상이 통화정책의 효과를 약화시킴을 보였다. Imam(2015)은 5개 주요 국가를 대상으로 통화정책 전파에 인구 고령화가 어떤 영향을 끼쳤는지에 대해 실증연구를 하였으며 근래의 통화정책 전파 약화에 부분적으로 인구 고령화가 영향을 끼쳤을 수 있음을 발견하였다. Wong(2021)은 젊은 연령계층이 자가 보유 비중이 낮고 대체로 주택담보대출의 채무자이기 때문에 금리 인하 시 적극적인 재 금융을 통해 유동성 제약을 완화하고 고령계층보다 큰 소비 충격반응을 보임을 도출하였으며, 이를 바탕으로 고령사회에서는 통화정책의 효과가 낮아질 것임을 주장하였다. 반면 Berg *et al.*(2021)은 ‘부의 효과’ 측면에서 고령인구가 젊은 계층에 비해 순 자산을 더욱 많이 보유하며 이들의 포트폴리오가 주택 자산(home equity), 연금, 주식, 채권 등과 같이 이자율에 민감한 장기적 자산으로 구성됨에 따라,

2) Imam(2015), Broniatowska(2019) 등은 인구 고령화가 통화정책 효과에 미치는 영향에 대하여 통화정책 전파 경로별로 구분하여 설명하였다. 고령계층은 젊은 연령계층에 비해 신용의 필요성이 적으며 외부 차입 시 상대적으로 위험 프리미엄이 낮고 위험회피성향은 높기 때문에 고령 사회에서는 ‘이자율 경로’, ‘신용 경로’, ‘위험감수 경로’ 측면에서 통화정책 효과가 낮아진다. 그러나 고령인구는 젊은 연령계층에 비해 더욱 많은 부를 보유함에 따라 금리 변화에 더욱 민감하며, 채권자의 입장에서 물가 상승에 대해 더욱 염려하기 때문에 고령사회에서는 ‘부의 효과 경로’와 ‘기대 경로’ 측면에서 통화정책 효과가 더욱 높아진다. 종합적으로 인구 고령화가 통화정책 효과에 미치는 영향은 결국 각 전파 경로의 상대적 중요도에 따라 달라질 것이다.

금리의 하락이 고령 계층의 포트폴리오 가치를 높여 젊은 계층보다 더욱 큰 소비 충격반응을 얻음을 주장하였다. Kim and Song(2022)은 미국을 대상으로 통화정책 충격이 근로자와 은퇴자의 소비에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 긴축적 통화정책 충격은 실질이자율을 높이고 실질임금을 낮추며 이는 곧 이자소득 증가와 노동소득 감소를 야기하므로, 종합적으로 은퇴자가 근로자보다 긴축적 통화정책 충격에 덜 민감하게 반응함을 주장하였다. Kim(2022)은 미국의 통화정책 충격이 고령화 국가와 비고령화 국가에 미친 영향을 분석하였다. 긴축적 통화정책은 양측 그룹 모두의 실질이자율을 높이며 고령화 국가는 기대수명이 높아 상대적으로 저축에 더욱 강한 유인을 가진다. 따라서 긴축적 통화정책은 고령화 국가의 소비를 상대적으로 더욱 줄어든다. 그러나 투자 및 노동공급 측면으로는 고령화 국가가 상대적으로 덜 줄이게 되므로 고령화 국가는 순수출의 증가를 겪게 되고, 종합적으로 소비는 더욱 감소하지만 생산수준은 덜 감소하게 됨을 밝혔다.

한국도 선진국들과 마찬가지로 경제발전 과정에 동반된 저출산과 고령화 현상으로 인해 고령인구의 증가와 함께 생산가능인구와 출산율의 감소가 심각하게 진행되고 있으나, 인구구조 변화를 고려한 연구는 아직 다소 부족한 실정이다. 한국을 대상으로 하는 대표적 연구로서 안병권·김기호·육승환(2017)은 성장회계모형을 통해 인구 고령화가 경제성장률을 점진적으로 하락시킬 수 있음을 보였으며, Park and Kim(2012)은 비모수 회귀분석을 통해 인구 고령화가 실질금리를 증가시킴을 주장하였다. 이들은 노동시장의 주 연령계층은 은퇴에 대비하기 위해 금융자산을 구입하고 저축을 실시하므로 실질금리에 음의 영향을 미치며 노년계층은 젊은 시기에 형성한 저축을 점차 줄이기 때문에 실질금리에 양의 영향을 미치므로 인구 고령화는 실질금리의 증가 압력으로 작용함을 설명하였다. 반면 권오익·김명현(2020)은 Carvalho *et al.*(2016)의 생애주기모형을 기반으로 인구 고령화가 실질금리 하락에 유의한 영향을 끼침을 보였다. 이들은 기대수명 증가와 인구증가율의 하락이 근로자들의 정년을 연장시키며, 이는 소비는 줄이고 저축은 늘릴 인센티브를 확대시켜 근로자 1인당 자본을 증가시키므로 실질금리의 하락압력으로 작용함을 설명하였다. 본고와 유사하게 인구구조 변화와 통화정책 효과를 설명한 연구로는 대표적으로 김석기(2017)가 있다. 그는 Fujiwara and Teranish(2008)와 유사한 생애주기모형을 통해 통화정책 충격이 노동자와 은퇴자의 소비-저축 결정에 차이를 유발하며, 인구 고령화는 결국 통화정책 효과를 약화시킴을 주장하였다. 노동자들은 주로 노동소득에 의존하여 소비를 결정하는

반면 은퇴자들은 그동안 축적해 온 자산에 의존하여 소비를 결정하므로 금리의 변경은 보유 자산의 수익률에 영향을 끼친다. 따라서 통화당국이 금리 인하를 단행할 시 노동자들은 대표가계모형처럼 소비를 늘리지만 은퇴자들은 줄어든 자산 소득으로 인하여 오히려 소비를 줄이게 되어 고령화된 인구구조를 가진 경제에서는 결국 통화정책 효과가 줄어들게 됨을 설명하였다.

본고는 최근의 연구들을 참고하여 ‘금리 유인’과 ‘주택가격지수’ 등을 통제변수에 포함하고 Proxy-SVARs를 추정하여 가계대출금리의 외생적 충격이 가구주 연령그룹별 소비에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과 연령이 낮을수록 통화정책 충격에 대한 소비 변화율의 반응이 크게 나타남을 알 수 있었는데, 이는 같은 수준의 충격하에서도 인구구조가 변함에 따라 전체적인 소비 반응이 달라질 것으로 해석이 가능하다. 특히 한국은 저출산과 고령화 현상이 심해짐에 따라 인구구조의 변화가 급속도로 진행되고 있기 때문에 인구구조 변화가 완화적 통화정책의 소비 증가 효과에 미친 영향에 대해 보다 관심을 가질 필요가 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 한국의 인구구조 변화 추이와 연령그룹별 소득 및 지출 행태를 살펴보고, 제Ⅲ절에서는 Proxy-SVARs를 통한 연령별 실증분석 결과를 제시하였다. 제Ⅳ절에서는 결론 및 시사점을 정리하였다. 본고의 분석에 사용한 데이터에 관한 설명은 부록에 첨부하였다.

Ⅱ. 한국의 인구구조 변화 및 연령그룹별 소득·지출 행태

생애주기가설에 의하면 경제 주체들은 연령별로 생산, 소비, 저축 등 주된 경제활동 양상이 다르게 나타난다. 따라서 장기간에 걸쳐 발생하는 인구구조의 변화는 통화정책, 재정정책 등 다양한 정책의 효과에 장기적으로 영향을 미칠 수 있다. 특히 한국의 경우 전후 베이비붐의 등장과 경제발전 과정에 동반된 저출산 및 고령화 현상으로 인구구조의 변화가 두드러지기 때문에, 인구구조 변화에 따른 정책 효과의 변화에 더욱 관심을 가져야 할 것이다. 베이비붐 세대의 풍부한 노동 공급은, 한국이 1970년부터 2022년까지 연평균 약 6.5%의 높은 성장률을 달성하는 데 기여하였다.³⁾ 그러나 현재에 이르러 베이비붐 세대의 은퇴는 여전

3) 한국의 베이비붐은 통상적으로 한국전쟁 이후 1955년부터 출산억제 정책이 본격화하기 직전인 1963년까지 기간을 의미한다. 본고는 생산가능인구에 1955년도 출생자가 진입하는 1970년 이후의 기간에 대하여 GDP 디플레이터를 통한 실질GDP 성장률을 계산하였다(한국

히 활발하게 진행되고 있으며 2029년이 되면 베이비붐 세대가 생산가능인구 연령구간(15~64세)에서 완전히 이탈하게 되어 숙련 노동자의 감소가 심각하게 우려되는 상황이다. 아울러 저출산 현상의 지속으로 한국의 합계출산율은 1983년 이래로 인구대체 출산율보다 낮은 수준에서 지속적으로 하락하고 있으며, 2016년 이후로는 월드뱅크 조사 대상 217개국 중 최저수준을 유지하고 있다.⁴⁾ 이번 절에서는 실증분석에 앞서 한국의 인구구조 변화와 연령별 소득 및 소비의 변화 추이를 간단하게 먼저 살펴보겠다.

1. 한국의 인구구조 변화 추이⁵⁾

〈그림 1〉은 1950~2100년의 인구구조 변화 추이와 연령그룹별 인구분포를 나타낸 것이다. 분석 연령은 편의를 위해 생산가능인구 연령(15~64세)을 전후로 14세 이하, 15~64세 및 65세 이상의 3개 그룹으로 나누었다. 한국전쟁 후 베이비붐 세대의 등장과 경제발전 과정에 동반된 저출산 및 고령화 현상으로 인하여 전체 인구는 1950년 약 1,900만 명에서 2024년 약 5,100만 명까지 증가하다 이후 점차 감소하여 2100년에는 약 3,000만 명 수준에 도달할 것으로 전망된다. 생산가능인구 연령은 전체 인구의 변화 추이와 유사하게 2016년에 최댓값인 약 3,700만 명에 도달 후 이후 지속적으로 하락하여 2100년에는 약 1,500만 명 수준에 도달할 것으로 전망된다. 전체 인구 대비 비중은 최대 약 73.4%(2014년)까지 증가하다가 2080년에 이르러 약 47.5%까지 감소할 것으로 전망된다. 14세 이하 그룹은 베이비붐 세대의 등장으로 1962년에 전체 인구 대비 약 43.8% 수준까지 도달하였으나 저출산 현상의 확대로 2050년에는 약 10% 수준까지 감소할 것으로 전망된다. 65세 이상 그룹은 1950년 전체 인구 대비 약 3% 수준에 불과하였으나 인구 고령화 현상으로 인해 2066년에는 약 42% 수준까지 도달할 것으로 전망된다.

은행 경제통계시스템).

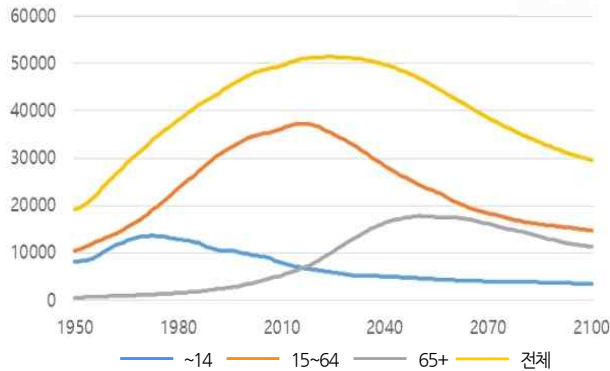
4) 2021년 한국의 합계출산율은 0.808임(World Bank Health Nutrition and Population Statistics, 2023).

5) UN World Population Prospects 2019(2020년 이후 Medium Variant 가정) 참조.

〈그림 1〉 한국의 인구구조 변화 추이와 연령그룹별 인구분포(1950~2100)

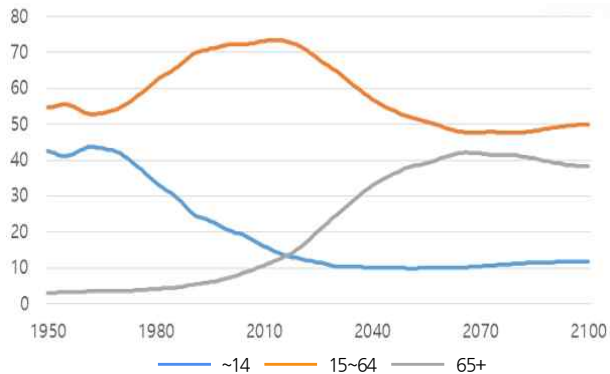
한국의 인구구조 변화 추이(1950~2100)

(단위: 천 명)



연령그룹별 비중 변화 추이(1950~2100)

(단위: %)



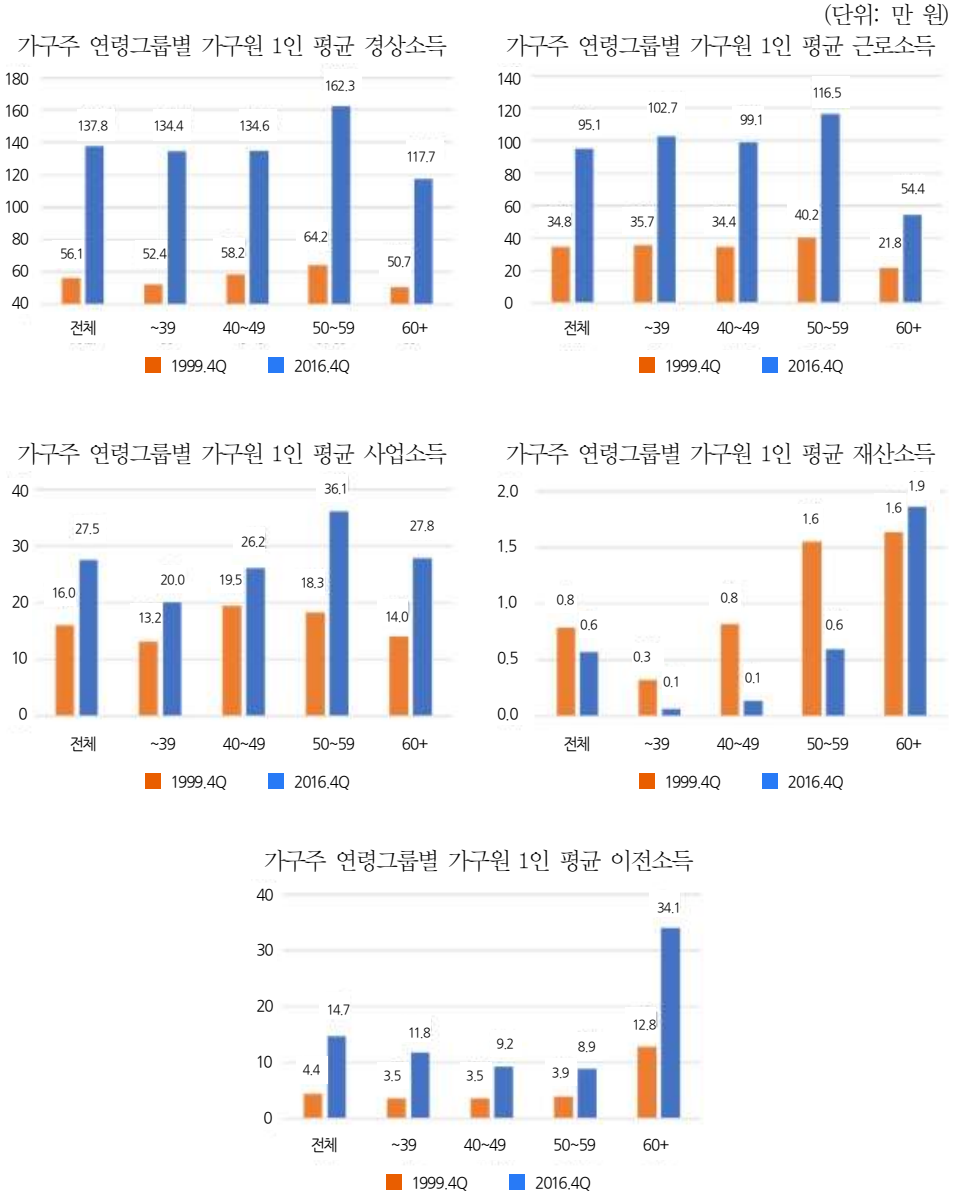
출처: UN World Population Prospects 2019(2020년 이후 Medium Variant 가정) 참조.

2. 연령별 소득·지출의 변화 추이⁶⁾

〈그림 2〉는 1999년 4분기와 2016년 4분기의 가구원 1인당 경상소득·근로소득·사업소득·재산소득·이전소득(명목)의 변화를 가구주 연령그룹별로 나타낸 것이다. 분석 연령은 가계동향조사에 따라 30대 이하, 40대, 50대, 60대 이상의 4개 그룹으로 분류하였다. 가계동향조사에 의하면, 소득은 경상소득과 비경상소

6) 통계청 가계동향조사(도시 2인, 명목) 분기 데이터를 X-12 ARIMA로 계절 조정 후 작성.

〈그림 2〉 가구주 연령별 가구원 1인당 소득지표 변화(1999.4Q, 2016.4Q)



출처: 통계청 가계동향조사(도시 2인, 명목) 분기 데이터를 X-12 ARIMA로 계절 조정 후 작성.

득으로 구성되며 경상소득은 다시 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이진소득으로 나뉜다.⁷⁾ 먼저 경상소득은 50대까지는 연령이 높아짐에 따라 같이 높아지며 60

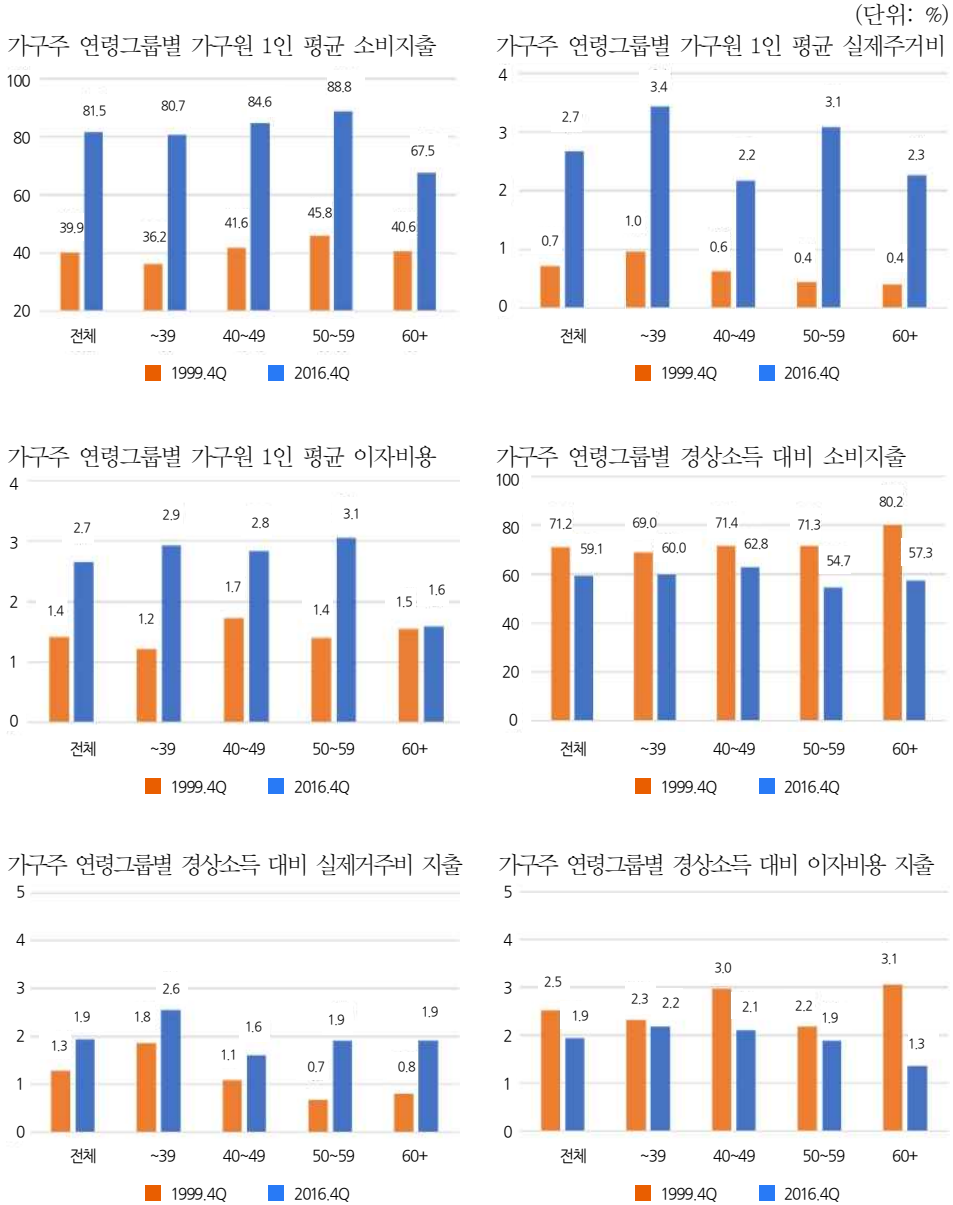
대 이상 연령이 되면 낮아지는 Hump-Shape를 가짐을 확인하였다. 근로소득은 2016년 4분기 기준 경상소득의 약 70%를 차지하며, 50대>30대 이하>40대>60대 이상 연령 순으로 크게 나타났다. 이는 가구 평균 자료를 가구원 1인 평균 자료로 변환할 때 40대 가계가 평균적으로 가장 많은 가구 구성원을 갖기 때문에 나타난 현상으로, 가구 전체 근로소득은 40대>50대>30대 이하>60대 이상의 순서로 Hump-Shape를 갖는 것으로 나타났다. 연령이 높아짐에 따라 더욱 높은 수준의 순 자산을 보유함에 따라 재산소득은 60대 이상 연령에서 가장 크게 나타났다. 그러나 해당 연령을 제외하면 재산소득은 1999년 4분기보다 2016년 4분기에 더욱 줄어들었는데, 이는 분석 기간에 정책금리의 지속적 하락으로 이자소득이 줄었기 때문이라 판단된다.⁸⁾ 60대 이상의 경우 개인퇴직연금과 배당소득 등으로 인해 금리 인하 시기에도 타 연령그룹과 달리 재산소득이 유지되었으나 물가상승을 고려하면 실질적으로는 감소하였다. 또한 경상소득 대비 재산소득 비중은 약 0.5% 수준으로 매우 낮게 나타나기 때문에, Kim and Song(2022), Kim(2022)의 연구 결과와는 달리 한국에서는 부의 효과 측면에서 완화적 통화정책으로 인한 재산소득의 변화와 그로 인한 소비의 변화는 영향이 미미할 것임을 짐작할 수 있다. 이전소득은 공적 연금, 기초연금, 가구 간 이전 등으로 60대 이상 연령에서 가장 크게 나타났으며, 이는 2016년 4분기 기준 60대 이상 계층의 경상소득 대비 약 29% 수준에 해당한다.

〈그림 3〉은 1999년 4분기와 2016년 4분기의 가구원 1인 평균 소비·실제 주거비·이자비용의 변화 추이와 경상소득 대비 비중을 가구주 연령그룹별로 나타낸 것이다. 가계동향조사에 의하면, 지출은 소비지출과 비소비지출로 구성되며 소비지출은 식료품, 의류, 주거, 교통, 교육 등을 포함한다. 비소비지출은 조세, 연금기여금, 사회보험, 이자비용, 가구 간 이전 등으로 구성된다. 먼저 소비지출은 경상소득의 약 6~70%를 차지하며, 경상소득처럼 Hump-Shape를 가짐을 확

7) 가계동향조사에 따르면 소득은 가구가 생산활동에 참여함으로써 얻는 일체의 현금 및 현물, 자본투자의 대가, 타 가구나 경제 주체로부터 경상적 이전 및 기타 비경상적 활동으로부터의 소득을 포함한다. 단, 자산거래, 이전 및 보유로 인한 평가손익 및 자산거래로 인한 손익은 포함하지 않는다. 근로소득은 가구주, 배우자, 기타 가구원의 급여소득과 상여금을 뜻하며 사업소득은 주택 등 임대소득을 포함한다. 재산소득은 이자소득, 배당소득, 개인(퇴직)연금소득, 기타 재산소득을 뜻하며 이전소득은 공적 연금, 기초연금, 사회수혜금, 가구 간 이전 등을 뜻한다. 비경상소득은 경조소득, 퇴직수당, 기타 비경상소득으로 나뉜다. 보고는 경상소득을 소득변수로 사용하여 분석을 실시하였다.

8) 1999년 4분기의 무담보콜금리(전체) 평균은 4.75%이며 2016년 4분기는 1.23%임(한국은행 경제통계시스템 참조).

〈그림 3〉 가구주 연령별 가구원 1인 평균 지출지표 변화(1999.4Q, 2016.4Q)



출처: 통계청 가계동향조사(도시 2인, 명목) 분기 데이터를 X-12 ARIMA로 계절 조정 후 작성

인하였다.⁹⁾ 실제 주거비는 주거시설 임차를 위해 지출하는 비용으로 2016년 4분기 기준 소비지출의 약 3.3%, 경상소득의 약 1.9%를 차지한다. 가구원 1인 평균으로는 30대 이하>50대>60대 이상>40대 순으로 크게 나타났으나 가구 전체 평균으로는 30대 이하>50대>40대>60대 이상의 순서로 나타나 대체적으로 연령이 높아짐에 따라 낮은 주거비를 부담하는 것으로 판단된다. 30대 이하 연령의 사회 초년생들은 자가보유 비중이 적기 때문에 타 연령보다 임차비용을 크게 부담하여 실제 주거비 항목이 높게 나타나며, 경상소득 대비 부담 정도도 타 연령 대비 가장 높게 나타난다. 연령이 높아지며 자가보유 비중이 높아짐에 따라 주택 임차비용을 부담하는 가계 비중은 점차 낮아지나, 소득수준의 인상과 가족 구성원이 늘어나기 때문에 임차세대는 더 높은 수준의 주택으로 이동하며 높은 임차비용을 부담하게 되어 실제 주거비는 연령이 높아짐에 따라 두드러지게 감소하지는 않았다. 이자비용은 비소비지출로서 주택·신용 담보대출이자, 학자금 대출이자 등으로 구성된다. 이자비용은 2016년 4분기 기준 경상소득의 약 1.9%를 차지하였으며, 경상소득 대비 이자비용 지출 비중은 연령이 높을수록 낮아졌다. 1999년 4분기에 비해 2016년 4분기에 경상소득 대비 이자비용 지출이 낮아진 것은 저금리 기조의 영향이라 판단된다.

Ⅲ. Proxy-SVARs 실증분석

VARs(Vector Auto-Regressions)은 변수 간 피드백 효과를 허용하여 관심 변수의 동시적 인과관계와 미래의 충격반응 경로를 추정할 수 있다는 장점이 있어 거시경제 연구에서 활발히 사용되고 있다. 그러나 VAR이 갖는 장점과 편리성에도 불구하고 연구자들은 구조모형충격을 올바르게 식별하는데 있어 어려움을 겪게 된다. 정책변수의 충격을 식별하기 위해 Cholesky 제약을 부과하는 경우 변수 간 ordering 선정, 동시적 상관 및 생략된 변수에 의한 편향 등의 문제가 발생할 수 있다. 이러한 어려움을 극복하여 외생적 충격을 식별하기 위해, VAR에 포함되지 않은 외부의 데이터를 활용하는 방법이 최근 활발하게 연구되고 있다.¹⁰⁾ 이 중 고빈도식별법(high frequency identification)은 정책 발표 시점을

9) 가구 전체 소비지출은 2016년 4분기 기준 가계지출의 약 75%를 구성하며 40대>50대>30대 이하>60대 이상 순으로 나타났다. 40대의 소비지출 수준은 약 307만 원으로, 60대 이상 계층(약 163만 원) 약 2배 수준이다.

전후하는 분·시·일 단위의 짧은 시점 사이에는 금융시장 가격변수에 해당 정책 외에 경제에 영향을 미치는 다른 뉴스는 없음을 가정하여 해당 시점에서의 정책 충격을 식별하는 방법이다.

본고는 통화정책 충격에 대한 소비의 동적 효과를 측정하기 위해 Stock and Watson(2012), Mertens and Ravn(2013), Gertler and Karadi(2015) 등에서 사용된 Proxy-SVARs를 시행하였다. Proxy-SVARs는 모형 내에 포함되지 않은 외생적 정보를 통해 식별제약의 무리한 부여 없이도 구조모형을 도출하게 해 준다.¹¹⁾ 또한 Gertler and Karadi(2015), Wong(2021), 안중섭·김주완·이병호(2021)를 비롯한 국내·외 선행연구를 따라 3년물 국채선물의 일중 고빈도 데이터를 활용하여 통화정책 충격의 외생적 움직임을 식별하고, 이를 통화정책 충격의 대리변수로서 Proxy-SVARs에 적용하였다. 통화정책의 구조적 충격은 VAR 분석의 요구 기준(criteria)들을 충족함을 가정하였다.¹²⁾

1. 통화정책의 외생적 충격 식별

본고는 Gertler and Karadi(2015), Wong(2021), 안중섭·김주완·이병호(2021) 등을 따라 3년 만기 국고채 선물(종가)을 통화정책충격의 도구변수로 선정하였다.¹³⁾ 공표 시점은 기준금리 결정 결과에 대한 최초 뉴스 발표 시점으로 간주하였으며, 통화정책 충격은 최초 뉴스 발표 시점의 30분 Window(10⁻~20⁺)에 대한 도구변수 변화율로 도출하였다. 한국의 정책금리(콜금리) 발표 이후부터 2021년 4분기까지의 정책금리 변동 내역과 최초 뉴스의 발표 시점은 <표 1>과 같다.¹⁴⁾

10) 모형 외부의 데이터를 활용하여 외생적 충격을 식별하는 대표적 방법은 고빈도식별법과 서술적접근법 등이 있다.

11) Proxy-SVARs은 대리변수의 특징(관심변수와는 동시적 상관관계가 존재하지만 기타 변수와는 존재하지 않음)을 활용하여 Cholesky 제약과 같은 무리한 가정 없이 구조모형 추정을 가능하게 한다. 또한 외생적 대리변수를 활용함으로써 정책변수 충격에 포함되어 있는 내생성 문제를 완화할 수 있다는 장점이 있다. 자세한 설명은 2항 참조.

12) ① 현재 및 과거 정보하에서의 비예측성(unpredictable), ② 타 변수 구조모형 충격과의 비상관성(uncorrelated), ③ 현재의 충격이 미래 통화정책에 관한 정보가 되지 않을 것(anticipated) 등이 있다.

13) Gertler and Karadi(2015), Wong(2021) 등은 federal funds 선물 금리를 통화정책 충격의 식별에 활용하였다. 한국은 단기금리 선물시장이 발달하지 못하였기 때문에 안중섭·김주완·이병호(2021)는 3년 만기 국채선물 수익률을 충격 식별에 활용하였다.

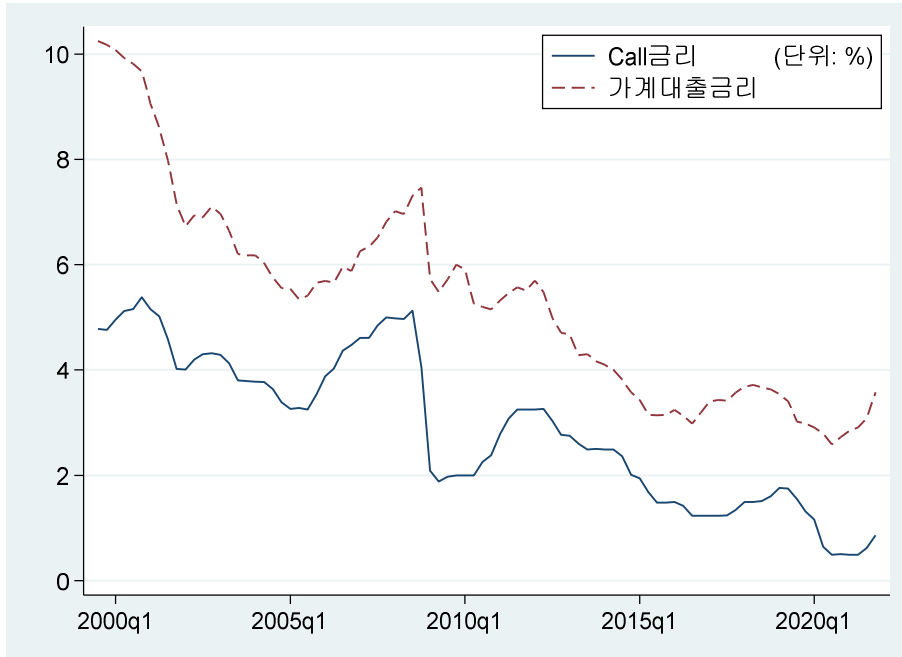
14) 뉴스 검색은 NAVER 검색엔진을 활용하였으며 검색어는 ‘금융통화위원회’임.

〈표 1〉 한국 정책금리 변동 내역 및 최초 기사 발표시간(1999. 5~2021. 11)

일자	최초 뉴스	기준 금리(%)	변동 (%p)	일자	최초 뉴스	기준 금리(%)	변동 (%p)
1999.05.06	13:01(연합뉴스)	4.75		2009.01.09	10:11(연합뉴스)	2.5	-0.5
2000.02.10	10:42(한국경제)	5	0.25	2009.02.12	10:13(머니투데이)	2	-0.5
2000.10.05	11:13(연합뉴스)	5.25	0.25	2010.07.09	10:26(연합뉴스)	2.25	0.25
2001.02.08	11:06(한국경제)	5	-0.25	2010.11.16	10:19(연합뉴스)	2.5	0.25
2001.07.05	12:49(머니투데이)	4.75	-0.25	2011.01.13	10:19(머니투데이)	2.75	0.25
2001.08.09	11:18(머니투데이)	4.5	-0.25	2011.03.10	10:13(연합뉴스)	3	0.25
2001.09.19	8:33(머니투데이)	4	-0.5	2011.06.10	10:20(연합뉴스)	3.25	0.25
2002.05.07	11:29(한국경제)	4.25	0.25	2012.07.12	10:13(조선비즈)	3	-0.25
2003.05.13	11:50(머니투데이)	4	-0.25	2012.10.11	10:04(머니투데이)	2.75	-0.25
2003.07.10	11:47(머니투데이)	3.75	-0.25	2013.05.09	10:16(머니투데이)	2.5	-0.25
2004.08.12	11:48(연합뉴스)	3.5	-0.25	2014.08.14	10:10(아시아경제)	2.25	-0.25
2004.11.11	11:20(머니투데이)	3.25	-0.25	2014.10.15	10:01(뉴스1)	2	-0.25
2005.10.11	11:18(머니투데이)	3.5	0.25	2015.03.12	10:01(아시아경제)	1.75	-0.25
2005.12.08	10:34(머니투데이)	3.75	0.25	2015.06.11	10:03(뉴스1)	1.5	-0.25
2006.02.09	11:07(머니투데이)	4	0.25	2016.06.09	9:59(아시아경제)	1.25	-0.25
2006.06.08	10:30(머니투데이)	4.25	0.25	2017.11.30	9:53(머니투데이)	1.5	0.25
2006.08.10	10:21(이데일리)	4.5	0.25	2018.11.30	9:57(머니투데이)	1.75	0.25
2007.07.12	10:29(SBS)	4.75	0.25	2019.07.18	9:57(뉴스1)	1.5	-0.25
2007.08.09	10:36(머니투데이)	5	0.25	2019.10.16	9:49(머니투데이)	1.25	-0.25
2008.08.07	10:02(머니투데이)	5.25	0.25	2020.03.17	전일 16:48(뉴스1)	0.75	-0.5
2008.10.09	11:04(머니투데이)	5	-0.25	2020.05.28	9:48(머니투데이)	0.5	-0.25
2008.10.27	09:35(머니투데이)	4.25	-0.75	2021.08.26	9:45(한국경제)	0.75	0.25
2008.11.07	10:07(연합뉴스)	4	-0.25	2021.11.25	09:42(한국경제)	1	0.25
2008.12.11	09:59(한국경제)	3	-1				

Gertler and Karadi(2015)가 월 단위로 통화정책 충격을 합산했던 것과 달리 본고는 분기 자료로 Proxy-SVARs를 실시하기 때문에 분기 단위의 충격 합산이 필요하다. Ottonello and Winberry(2020), Wong(2021) 등은 고빈도 자료를 통해, ① 월별로 통화정책 충격을 도출한 뒤 이를 분기별로 합산하는 방식과 ② 통화정책 충격 이후 분기 내 잔여일자를 고려하여 분기별 가중평균하는 방식이 실증분석에서 서로 강건한 결과를 도출함을 확인하였다. 이에 본고는 Gertler and Karadi(2015)의 방식으로 월평균 충격을 도출한 뒤 이를 분기별로 합산하여 분기별 충격을 도출하였다. 주택담보대출의 재 금융 행위를 생애주기와 결부시켜

〈그림 4〉 콜금리와 가계대출금리 추이(1999. 3Q~2021. 4Q)



주: 한국은행 경제통계시스템 참조.

연령별로 이질적인 소비 충격반응을 도출한 선행연구들을 따라, 통화정책 Indicator는 분기별 가계대출금리로 선정하였다. 〈그림 4〉는 1999년 3분기부터 2021년 4분기까지의 콜금리와 가계대출금리의 추이를 나타낸 것으로 콜금리와 가계대출금리는 매우 유사한 움직임을 가짐을 알 수 있다.¹⁵⁾

2. Proxy-SVARs의 추정

이번 항에서는 Mertens and Ravn(2013)의 Proxy-SVARs 방법과 본고에서의 적용에 대해 설명한다. 본고의 추약모형은 다음과 같다.

15) 가계대출금리를 콜금리에 회귀분석 한 결과, 추정된 계수는 1.24, t-value는 16.53, P-value는 0이었다. 통화정책 Indicator로 콜금리를 사용하여 Proxy-SVARs를 실시한 경우 가계대출금리를 사용할 때보다 전반적으로 유의성이 낮았는데, 이는 가계대출금리가 가계의 재 금융 결정에 더욱 직접적인 영향을 끼치며 콜금리와 가계대출금리의 변동에 시차가 존재함에 따라 발생하는 현상이라 추측된다. 이에 본고는 통화정책의 Indicator로서 가계대출금리를 사용하여 이하의 분석을 실시하였다.

$$Y_t = \begin{bmatrix} MP_t \\ C_t \\ X_t \end{bmatrix} = d + A(L) \begin{bmatrix} MP_{t-1} \\ C_{t-1} \\ X_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^{MP} \\ u_t^C \\ u_t^X \end{bmatrix} \quad (1)$$

이때 d 는 상수, $A(L)$ 은 $p-1$ 의 시차를 갖는 다항식행렬이며, p 는 VAR의 시차길이로서 HQIC, SBIC 결과에 따라 '1기'로 부여하였다. 분석기간은 2001년 3분기부터 2016년 4분기이며, MP_t 는 가계대출금리, C_t 는 연령별 가구원 1인당 평균 소비(로그)이다. X_t 는 통제변수로서 경기와 주택시장, 금리 유인, 민간 신용 간 피드백을 고려하도록 '실질 산업생산물(로그)', 'CPI 지수(로그)', 'FFR', '대미환율(로그)', '실질 주택매매가격지수(로그)', '금리 유인(가계대출 잔액기준 금리-신규 취급액 기준 금리)', '비금융부문 실질 민간신용(로그)', '실질 KOSPI 지수(로그, 종가기준)', '시간 추세'의 9개 변수로 구성하였다. 해당 자료는 한국은행 경제통계시스템, 통계청 가계동향조사, BIS 국가별 민간 신용통계 등을 활용하였다.¹⁶⁾

식 (1)의 축약모형 오차가 다음과 같은 구조모형 충격의 선형조합으로 이루어졌다 가정하자.

$$\epsilon_t = [\epsilon_t^{MP}, \epsilon_t^C, \epsilon_t^X]', u_t = B\epsilon_t \quad B = \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 \\ (11 \times 1) & (11 \times 10) \end{bmatrix} \quad (2)$$

$$\text{with } E[\epsilon_t] = 0, E[\epsilon_t \epsilon_t'] = 1, E[\epsilon_t \epsilon_{t-j}'] = 0 \text{ for } j \neq 0$$

이때 행렬 B 의 1열인 β_1 은 ϵ_t^{MP} 가 Y_t 각 변수에 미치는 영향을 결정하므로 본 연구에서 식별해야 하는 부분이다. 통화정책 충격의 대리변수인 m_t 는 다음의 중요한 특징을 갖는다.

$$E[m_t \epsilon_t^{MP}] = \Phi \neq 0 \quad (3)$$

$$E[m_t \epsilon_t^i] = 0 \text{ for } 2 \leq i \leq 11 \quad (4)$$

식 (3), (4)는 대리변수 m_t 가 통화정책의 구조충격 ϵ_t^{MP} 와는 동시기적 상관관

16) 산업생산물은 GDP의 구성항목 중 광업, 제조업, 전기가스 및 수도, 건설업의 총생산 합계이다. 사용된 데이터에 대한 설명은 별지 <표 A.1> 참조.

계가 존재하며 MP 외 다른 변수의 구조충격과는 동시기적 상관관계가 없음을 뜻한다. 본 연구에서는 통화정책의 변경이 공표된 시점을 기준으로 30분 window에서의 3년 만기 국고채 선물 가격 변화율을 도출하고, 이를 Gertler and Karadi(2015)의 방법으로 월별 충격으로 합산한 후 이를 다시 분기별로 합산하여 MP의 대리변수로 사용하였다.

$$\text{행렬 } B \text{를 } \beta_1 = \begin{bmatrix} \beta_{11} \\ (1 \times 1) \\ \beta_{21} \\ (10 \times 1) \end{bmatrix}, \quad \beta_2 = \begin{bmatrix} \beta_{12} \\ (1 \times 10) \\ \beta_{22} \\ (10 \times 10) \end{bmatrix} \text{로, 벡터 } u_t \text{를}$$

$u_t \equiv [u_t^{MP}, u_t^{others}]'$ 로 구분하면, 식 (2)~(4)를 통해 식 (5)~(6)을 도출할 수 있다 (이때 β_{11} 은 0이 아닌 스칼라, β_{22} 는 비특이 행렬 가정).

$$\Phi \beta_1' = E[\mu'] \quad (5)$$

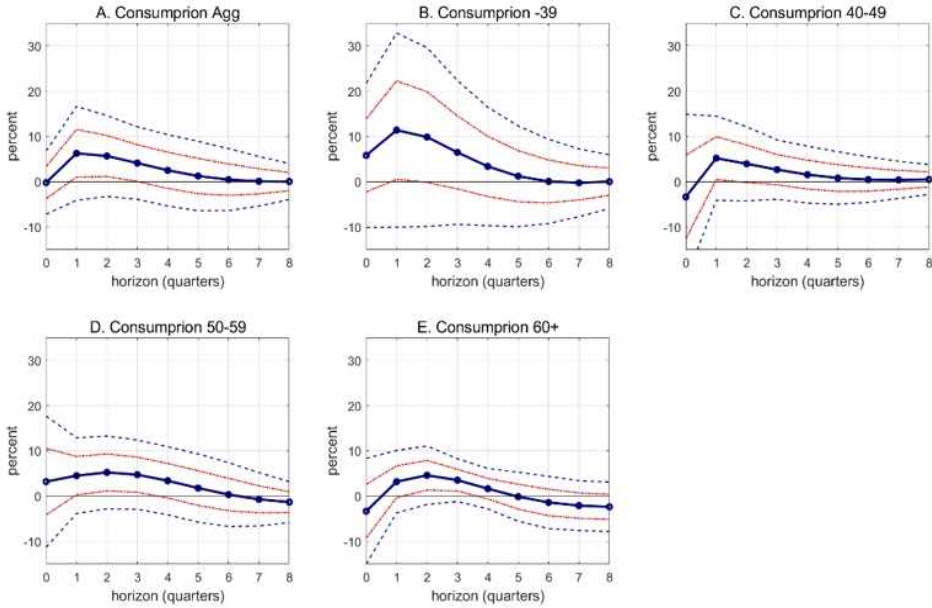
$$\beta_{21} = [E[mn^{MP}]^{-1} E[mu_t^{others}]]' \beta_{11} \quad (6)$$

ϵ_t^{MP} 가 동시기적으로 MP_t 에 1단위의 효과를 준다고 가정하면, $\frac{\partial MP_t}{\partial \epsilon_t^{MP}} = 1\%p = \beta_{11}$ 가 되며 식 (6)에 의해 β_1 전체를 도출할 수 있다. 그리고 도출한 β_1 을 통하여 통화정책 충격에 대한 타 변수들의 충격반응을 차례로 도출할 수 있다.

3. 통화정책 충격이 연령그룹별 소비에 미치는 영향

이번 항에서는 통화정책 충격이 연령그룹별 소비에 미치는 영향에 대해 알아 보겠다. <그림 5>는 가계대출금리의 1%p 인하 충격에 대한 연령그룹별 소비 반응을 나타낸 것이다. 연령그룹별로 소비의 충격반응 정도와 통계적 유의성에 차이가 존재하며, 60대 이상 연령그룹을 제외하면 대체로 충격 1기 후에 가장 유의한 반응을 보였다. 1기 후의 전체 소비 충격반응은 68% 유의수준에서 약 6.27%로 나타났으며, 30대 이하 연령에서 가장 강한 충격반응이 나타났다 (11.392%). 40대, 50대, 60대 이상 연령그룹은 차례로 5.202%, 4.537%, 3.207% 수준의 충격반응을 보였다. 젊은 연령대에서 강한 소비 충격반응이 나타난 것은 생애주기가설을 바탕으로 대차대조표 구성과 부의 보유 정도, 주택시장과 대출 재 금융 행위 등을 통해 연령별 소비 충격반응의 이질성을 설명한 다수

〈그림 5〉 가계대출금리 1%p 인하 충격에 대한 연령별 소비 충격반응



(단위: %)

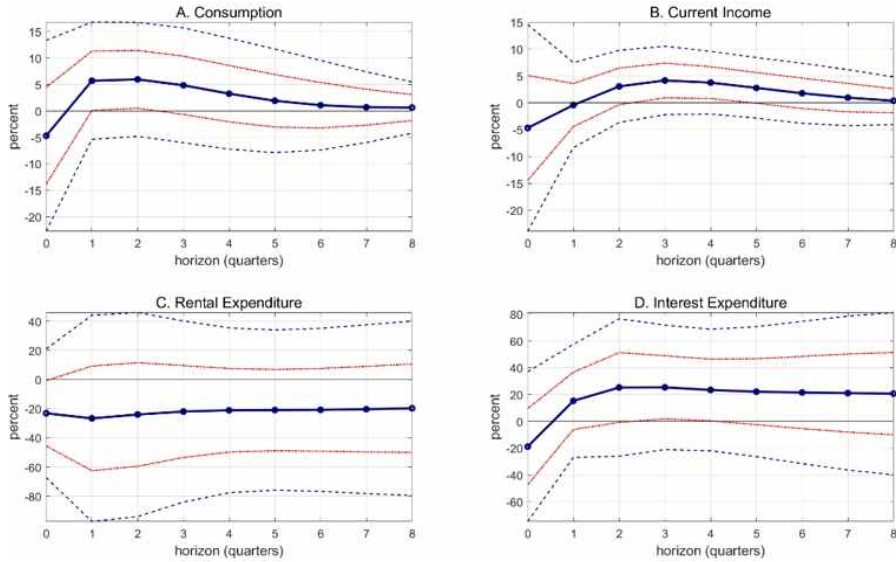
Horizon	Aggregate	~39	40~49	50~59	60+
0	-0.187	5.812	-3.356	3.217	-3.323
1	6.270*	11.392*	5.202*	4.537*	3.207
2	5.686*	9.870	3.962	5.250*	4.619*
3	4.123*	6.483	2.678	4.753*	3.549*

의 선행연구와 유사한 결과이다.¹⁷⁾ 가계대출금리의 표준편차는 약 1.3%p 수준으로 분석에서 사용한 가계대출금리의 1%p 인하충격이 비현실적인 사건은 아니며, 따라서 가계대출금리 인하 충격이 30대 이하 연령계층의 소비에 강하고 유의한 영향을 끼침을 알 수 있다.

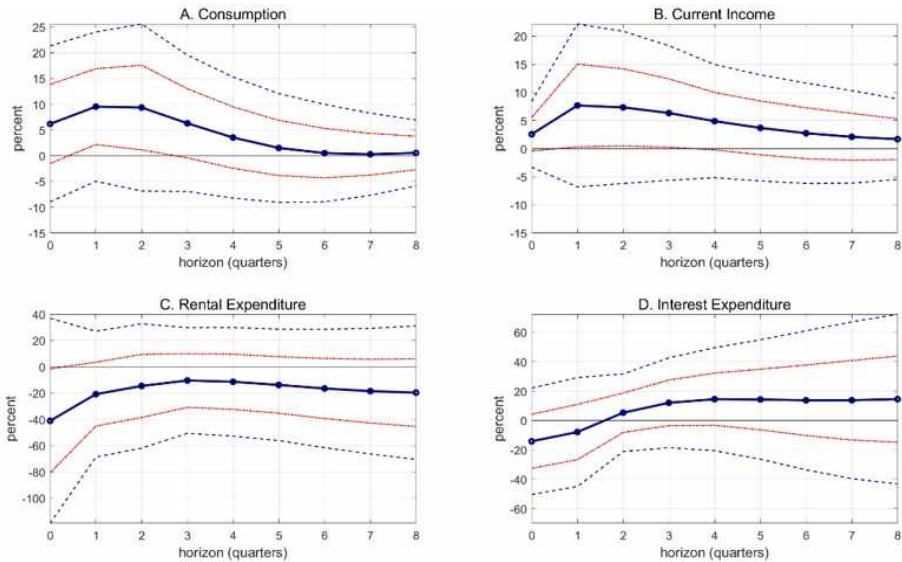
연령별 소비 충격반응을 설명하기 위해, 기존의 Proxy-SVARs 모형에 연령그룹별 ‘경상소득’, ‘실제주거비’(주택 등 임차비용), ‘이자지출’을 추가하여 충격반응을 도출하였다. 〈그림 6〉은 연령그룹별 소비, 경상소득, 실제 주거비, 이자지출의 충격반응을 나타낸 것이다. 공통적으로, 가계대출금리 인하충격은 산업생산물

17) Fujiwara and Teranish(2008), Kantur(2013), Kara and von Thadden(2016), Di Maggio *et al.*(2017), Cloyne *et al.*(2020), Wong(2021), 김석기(2017) 등 참조.

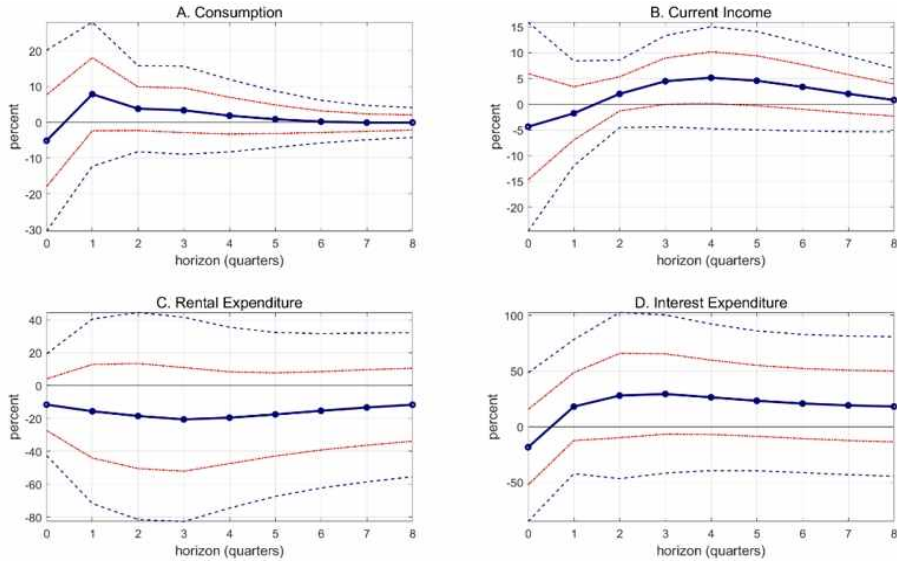
〈그림 6〉 가계대출금리 1%p 인하 충격에 대한 소비, 경상소득, 이자지출, 실제주거비의 충격반응: 전체



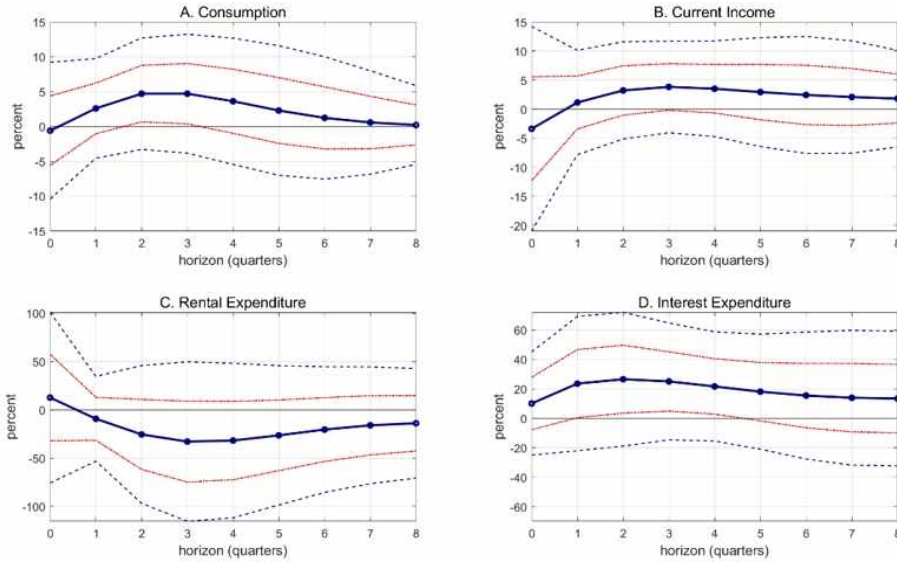
〈그림 7〉 가계대출금리 1%p 인하 충격에 대한 소비, 경상소득, 이자지출, 실제주거비의 충격반응: 30대 이하



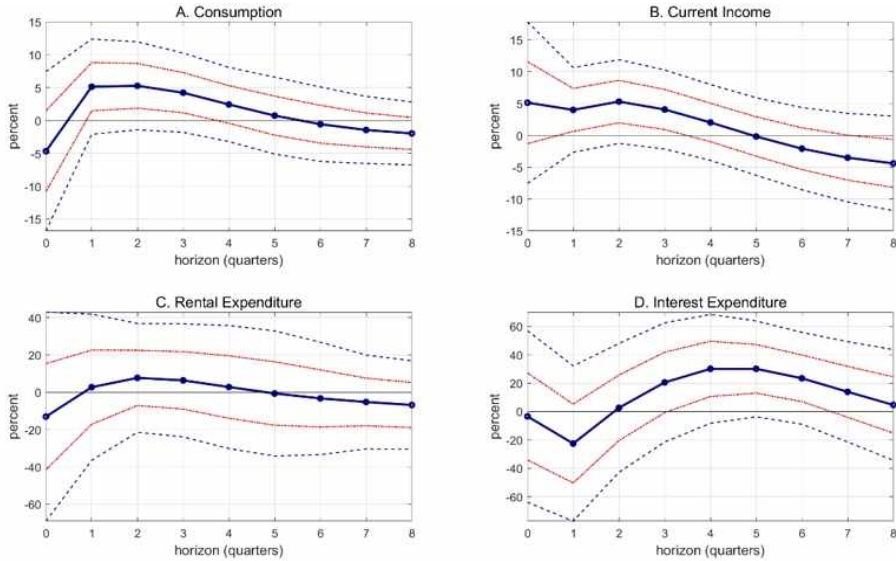
〈그림 8〉 가계대출금리 1%p 인하 충격에 대한 소비, 경상소득, 이지지출, 실제주거비의 충격반응: 40대



〈그림 9〉 가계대출금리 1%p 인하 충격에 대한 소비, 경상소득, 이지지출, 실제주거비의 충격반응: 50대



〈그림 10〉 가계대출금리 1%p 인하 충격에 대한 소비, 경상소득, 이자지출, 실제주거비의 충격반응: 60대 이상



과 경상소득의 증가를 야기하였다. 이는 가계대출금리 인하 충격이 소득의 증가를 통해 총수요의 증가를 유발하며, 충격 1기를 기준으로 소비의 증가는 경상소득 대비 더욱 강한 증가율을 보이는 것으로 판단된다. 또한 연령별로 차이는 있으나 가계대출금리의 인하충격은 실제 주거비를 낮추고 이자지출을 높이는 충격 반응을 유발함을 확인하였다. 이는 주택시장과 재 금융 행위를 중심으로 통화정책의 소비증대 효과를 연구한 다수 문헌과 같이, 대출금리의 하락이 경제 주체들에 추가적인 대출을 유도하며(이자비용 충격반응의 증가), 대출금은 자가구입과 소비 증대를 위해 사용된 것으로 해석할 수 있다(실제 거주비 충격반응의 감소, 소비 충격반응의 증가). 그러나 이러한 현상을 충격 1기에서의 강하고 유의한 소비 반응과 결부하는 것은 무리가 있다 판단된다. 가계동향조사에 의하면 소비지출은 경상소득의 약 60~70%를 차지하며 실제 주거비와 이자비용은 2016년 4분기 기준 경상소득의 약 1.9%에 불과하기 때문에 소비 충격반응은 실제 주거비나 이자지출보다는 경상소득 충격반응에 가장 영향을 받게 된다. 본 연구는 풍부한 데이터를 바탕으로 경제 주체의 연령별 주택 구입과 재 금융 행위의 이질성에 주목한 최근 선진국에서의 통화정책 연구와 달리, 가계동향조사의 소득 및 지출 항목을 통해 경제 주체의 자가 구입과 재 금융 행위를 간접적으로만 해석한다는

한계점이 있다. 그러나 총수요 증대효과가 연령별로 이질적임에 따라 소비 충격 반응 역시 이질적으로 나타난다는 점은 본고의 분석으로도 확인할 수 있었다.¹⁸⁾

IV. 결론 및 시사점

본고는 금리 인하정책이 소비 증가에 미치는 영향을 연령별로 구분하여 분석하였다. 이를 위해 먼저 3년물 채권 선물의 일중 고빈도 데이터를 활용하여 기준 금리 공표 시점을 전후하여(30분 windows) 발생한 금융시장의 외생적 충격을 식별하였다. 가계대출금리의 1%p 인하가 연령별 소비 충격반응에 어떠한 영향을 주는지 분석하기 위해 가계대출금리 충격의 대리변수를 사용하여 Proxy-SVARs를 실시하였다. 분석 결과 소비 충격반응은 연령별로 상이하게 도출되었다. 특히 30대 이하 연령그룹은 타 연령그룹에 비해 강하고 유의한 반응을 얻었으며, 30대 이하 연령그룹의 충격반응은 약 11.392%로 전 연령 평균 충격반응(6.270%)보다 약 1.82배 정도 강하게 나타났다. 이상의 결과를 바탕으로 저출산 및 고령화로 인한 한국의 인구구조 변화는 30대 이하 연령그룹의 비중이 점차 줄어들어 따라 금리 인하 정책의 소비 증대효과를 지속적으로 약화시키고 있음을 유추할 수 있다. 이는 통화당국이 금리 인하정책을 통해 소비 증진과 총수요 자극을 기대한다 할 때, 목표 달성을 위해 이전보다 더욱 강한 완화적 통화정책이 요구됨을 뜻한다.

연구 결과를 토대로, 완화적 통화정책의 소비 증진효과를 보다 높이기 위해 30대 이하 연령그룹의 대출 상환 부담을 완화하도록 돕는 제도적 보완을 고려해 볼 수 있다. 대체로 경제 주체의 연령이 낮을수록 유동성 제약에 직면하고 한계 소비성향이 크게 나타나기 때문에, 저금리 상품으로의 대출 이전이나 채무불이행

18) Berg *et al.* (2021)은 ‘부의 효과’ 측면에서 금리의 하락이 고령 계층의 포트폴리오 가치를 높여 젊은 계층보다 더욱 큰 소비 충격반응을 얻음을 주장하였으며, 김석기(2017)는 통화당국의 금리 인하 시 은퇴자들은 줄어든 자산소득으로 인해 오히려 소비를 줄이게 됨을 주장하였다. 60대 이상 연령계층의 부의 효과 측면을 고려하기 위해 기존 Proxy-SVARs 모형에 재산소득(이자소득, 배당소득 등) 변수를 추가하여 충격 1기후의 반응을 분석한 결과 재산소득의 충격반응은 유의하지는 않으나 60대 이상 연령에서 유일하게 음의 충격반응을 보임을 확인하였다. 60대 이상의 경우 재산소득 수준이 타 연령그룹 대비 높지만, 2016년 4분기 기준 경상소득의 약 1.9% 수준에 그치기 때문에 본고의 분석에서는 60대 이상 인구의 소비 충격반응이 부의 효과로 인해 젊은 세대보다 크게 나타나거나 혹은 음의 방향으로 나타나는 현상은 관찰되지 않았다.

위험이 낮은 건전한 대출 희망자에게 대출의 문턱을 낮춤으로써 유동성 제약의 완화를 돕는다면 타 연령 대비 강한 소비 증진효과를 얻을 수 있을 것으로 기대된다. 또한 은퇴연령을 높이고 은퇴자의 재취업을 장려하는 제도의 도입을 통해 노년층의 근로소득을 높이고 소비와 저축, 투자 등의 의사결정에 변화를 유도하는 것도 고려해 볼 수 있을 것이다.

한편, 본고에서는 다루지 못하였으나, 안중섭·김주완·이병호(2021)와 같이 정보효과를 고려한 한국에서의 통화정책 충격 식별을 통해 본고의 결과와 비교하는 것도 의미가 있을 것으로 판단된다. 외생적인 충격의 식별을 위해 고빈도 데이터를 활용한 연구가 최근 활발히 진행되고 있으나, 정보효과가 존재하는 경우 고빈도 데이터를 활용하더라도 여타 경제 상황과 내생성을 갖는 충격 변수를 도출할 수 있으며, 이는 정책효과를 과소 또는 과대 추정하게 한다. 물론 정보효과에 의문을 제기하는 연구들도 활발히 이루어지고 있기 때문에 정보효과를 고려 시 실증분석 결과에 유의미한 차이가 있는지 확인하는 작업이 필요할 것으로 판단된다.

부 록

〈표 A.1〉 변수의 정의 및 데이터 출처

변수명	정의 및 데이터 출처
인구구조 변화 추이 및 연령그룹별 인구분포, 1950~2100년	4개 연령그룹(-14, 15-64, 65+, 전체) 구성 출처: UN World Population Prospects 2019(2020년 이후 Medium Variant 가정).
〈그림 2〉, 〈그림 3〉 가구원 1인당 소득 및 지출변수(명목)	도출방법: 1. 가계동향조사 내 가구주 연령그룹별 경상소득, 근로소득, 사업소득, 재산소득, 이전소득, 소비지출, 실제주거비, 이자비용 등 명목변수를 X-12 ARIMA로 계절조정. 2. 연령그룹별 평균 가구구성원수로 나누어 도출. 출처: 통계청, 가계동향조사(도시2인, 명목) 분기 자료.
Call, 가계대출금리(분기)	출처: 한국은행, 경제통계시스템 4.1.2 시장금리(분기); 한국은행, 경제통계시스템 4.2.2.2 가계대출(잔액 기준).
Excess bond premium	도출방법: 회사채(3년, AA-) - 국고채(3년). 출처: 한국은행, 경제통계시스템 4.1.2 시장금리(분기).
3년 만기 국고채 선물, KOSPI 지수	출처: 한국거래소 KRX, 정보데이터시스템(국고채 선물 자료는 한국거래소 데이터를 구입 후 사용하였으며, KOSPI 지수 자료는 정보데이터시스템-지수-주가지수-개별지수 종합정보 탭의 빅차트 정보를 활용하였음).
통화정책 충격 시점의 식별	출처: 네이버 검색엔진에서 정책금리 공표 시 가장 먼저 제공된 뉴스 기사의 발표시간(검색어: 금융통화위원회).
Proxy	도출방법: 1. 통화정책 충격 발생 시점에서 30분 windows에서의 3년물 국고채 선물의 가격변화율 도출. 2. Gertler and Karadi(2015) 방법으로 일별 충격을 월별 충격으로 변환. 3. 월별 충격의 합산을 통해 분기별 충격 도출.
CPI (계절조정, 분기)	도출방법: CPI를 X-12 ARIMA로 계절조정. 출처: 한국은행, 경제통계시스템 7.4.1 소비자물가지수(분기).
IP(산업생산물) (1인당, 실질, 분기, 로그)	도출방법: 1. GDP의 구성항목 중 광업, 제조업, 전기가스 및 수도, 건설업의 총생산 합계로 명목 IP 도출. 2. 계절조정된 CPI로 실질화. 3. 매 분기별 인구수를 나누어 1인당 IP로 변환. 4. 로그변환. 출처: 한국은행, 경제통계시스템 10.2.1.1. 경제활동별 GDP 및 GNI(계절조정, 명목, 분기).

MP_t 2001.3Q~2016.4Q	가계대출금리 출처: 한국은행, 경제통계시스템 4.2.2.2 가계대출(잔액 기준).
$C_t, C_{a,t}$ 2001.3Q~2016.4Q (1인당, 실질 로그)	도출방법: 1. 가계동향조사 내 가구주 연령그룹별 소비지출 명목변수를 X-12 ARIMA로 계절조정. 2. 계절조정된 CPI로 실질화. 3. 연령그룹별 평균 가구 구성원 수로 나누어 도출. 4. 로그변환. 출처: 통계청, 가계동향조사(도시2인, 명목) 분기 자료.
연령별 경상소득, 실제주거비, 이자비용 2001.3Q~2016.4Q (1인당, 실질 로그)	도출방법: 1. 가계동향조사 내 가구주 연령그룹별 경상소득, 실제주거비, 이자비용 등 명목변수를 X-12 ARIMA로 계절조정. 2. 계절조정된 CPI로 실질화. 3. 연령그룹별 평균 가구 구성원 수로 나누어 도출. 4. 로그변환. 출처: 통계청, 가계동향조사(도시2인, 명목) 분기 자료.
FFR 2001.3Q~2016.4Q	출처: OECD Stat, Monthly Monetary and Financial Statistics(MEI): 2020, 8.
대미환율 2001.3Q~2016.4Q (로그)	출처: 한국은행, 경제통계시스템 8.8.2.3 원화의 대미달러, 원화의 대위안, 대엔 환율(증가 평균).
주택가격매매지수 2001.3Q~2016.4Q (실질, 로그)	도출방법: 1. 월별 지수 자료를 분기 평균하여 분기 자료 생성. 2. 계절조정된 CPI로 실질화. 3. 로그변환. 출처: 한국은행, 경제통계시스템 7.7.1 주택매매가격지수(KB).
금리유인 2001.3Q~2016.4Q	도출방법: 가계대출 잔액기준 금리-가계대출 신규취급액 기준 금리. 출처: 한국은행, 경제통계시스템 4.2.2 대출금리.
비금융부문 실질 민간신용 2001.3Q~2016.4Q (로그)	도출방법: 1. BIS, 비금융부문 민간 신용 자료를 계절조정된 CPI로 실질화. 2. 로그변환. 출처: BIS Statistics-Credit-Credit to the non-financial sector.
KOSPI지수 2001.3Q~2016.4Q (실질, 로그)	도출방법: 1. 분기 증가 기준 KOSPI 지수를 계절조정된 CPI로 실질화. 2. 로그변환. 출처: 한국은행, 경제통계시스템 1.5.1.2 주식시장(월, 년).
$\epsilon_{a,h}^c$	연령별 1인당 소비지출의 이자율 탄력성. 도출방법: 소비지출과 가계대출금리를 로그변환 후 Proxy-SVARs에 대입 · 도출한 IRF값. 출처: 저자 계산.

자료: 저자 계산.

참 고 문 헌

- 권오익·김명현, “인구 고령화가 실질 금리에 미치는 영향,” 『경제분석』 26(1), 2020, 133~166.
- 김석기, 『Population Aging and Monetary Policy in a New-Keynesian OLG Model』, 2017(05):1, KIF 연구보고서.
- 안병권·김기호·육승환, “인구 고령화가 경제성장에 미치는 영향,” 『경제분석』 23(4), 2017, 1~33.
- 안중섭·김주완·이병호, “고빈도 데이터를 활용한 한국의 통화정책 충격 식별-통화정책에 담긴 중앙은행 정보효과를 중심으로-,” 『경제학연구』 69(4), 2021, 45~116.
- 안창모, “통화정책 충격과 환율반응: 일중 고빈도 자료 분석,” 『국제경제연구』 18(4), 2012, 113~131.
- _____, “예정된 통화정책 발표가 일중 주식시장에 미치는 충격효과,” 『금융지식 연구』 11(3), 2013, 301~323.
- Ampudia, Miguel, Dimitris Georganakos, Jiri Slacalek, Oreste Tristani, Philip Vermeulen, and Giovanni Violante, “Monetary Policy and Household Inequality,” European Central Bank Working Paper 2170, 2018.
- Arlene, Wong, “Refinancing and the Transmission of Monetary Policy to Consumption,” 2021, Unpublished.
- Beraja, Martin, Andreas Fuster, Erik Hurst, and Joseph Vavra, “Regional Heterogeneity and the Refinancing Channel of Monetary Policy,” *Quarterly Journal of Economics*, 134(1), 2019, 109~183.
- Berger, David, Konstantin Milbradt, Fabrice Tourre, and Joseph Vavra, “Mortgage Prepayment and Path-Dependent Effects of Monetary Policy,” *American Economic Review*, 111(9), 2021, 2829~2878.
- Berger, David, Veronica Guerrieri, Guido Lorenzoni, and Joseph Vavra, “House Prices and Consumer Spending,” *The Review of Economic Studies*, 85(3(304)), 2018, 1502~1542.
- Broniatowska, Paulina, “Monetary Policy and Its Transmission Channels

- in an Aging Population. A Literature Review,” *Studia Ekonomiczne*, 384, 2019, 7~22.
- Campbell, John Y. and Mankiw N. Gregory, “Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence,” *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 1989, 185~216.
- Canzoneri, Matthew B., Robert E. Cumby, and Behzad T. Diba, “Euler Equations and Money Market Interest Rates: A Challenge for Monetary Policy Models,” *Journal of Monetary Economics*, 54(7), 2007, 1863~1881.
- Carvalho, Carlos, Andrea Ferrero, and Fernanda Nechio, “Demographics and Real Interest Rates: Inspecting the Mechanism,” *European Economic Review*, 88, 2016, 208~226.
- Cloyne, James, Clodomiro Ferreira, and Paolo Surico, “Monetary Policy when Households have Debt: New Evidence on the Transmission Mechanism,” *The Review of Economic Studies*, 87(1), 2020, 102~129.
- Di Maggio, Marco, Amir Kermani, Benjamin J. Keys, Tomasz Piskorski, Rodney Ramcharan, Amit Seru, and Vincent Yao, “Interest Rate Pass-Through: Mortgage Rates, Household Consumption, and Voluntary Deleveraging,” *American Economic Review*, 107(11), 2017, 3350~3380.
- Eichenbaum, Martin, Sergio Rebelo, and Wong Arlene, “State-Dependent Effects of Monetary Policy: The Refinancing Channel,” *American Economic Review*, 112(3), 2022, 721~761.
- Fujiwara, Ipppei and Yuki Teranishi, “A Dynamic New Keynesian Life-cycle Model: Societal Aging, Demographics, and Monetary Policy,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 32(8), 2008, 2398~2427.
- Garriga, Carlos and Aaron Hedlund, “Mortgage Debt, Consumption, and Illiquid Housing Markets in the Great Recession,” *American Economic Review*, 110(6), 2020, 1603~1634.
- Gertler, Mark, “Government Debt and Social Security in a Life-cycle Economy,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 50(1), 1999, 61~110.

- Gertler, Mark and Peter Karadi, “Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 2015, 44~76.
- Kantur, Zeynep, “Aging and Monetary Policy,” Bilkent University, 2013, Unpublished.
- Kaplan, Greg, Benjamin Moll, and Giovanni L. Violante, “Monetary Policy According to HANK,” *American Economic Review*, 108(3), 2018, 697~743.
- Kara, Engin and Leopold von Thadden, “Interest Rate Effects of Demographic Changes in a New Keynesian Life-cycle framework,” *Macroeconomic Dynamics*, 20(1), 2016, 120~164.
- Kerresfischer, M., “Information Effects of Euro Area Monetary Policy: New Evidence from High-Frequency Futures Data,” Deutsche Bundesbank Discussion Paper No. 07/2019, 2019.
- Kim, M., “Population Aging and International Monetary Transmission,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 2022, Forthcoming.
- Kim, M. and S. Song, “The Effects of Monetary Policy on Consumption: Workers vs. Retirees,” *Journal of Macroeconomics*, 74, 2022, 103473.
- Kimberly A. Berg, Chadwick C. Curtis, Steven Lugauer, and Nelson C. Mark, “Demographics and Monetary Policy Shocks,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 53(6), 2021, 1229~1266.
- Mertens, Karel, and Morten O. Ravn, “The Dynamic Effects of Personal and Corporate Income Tax Changes in the United States,” *American Economic Review*, 103(4), 2013, 1212~1247.
- Park, Cheolbeom and Dong Heon Kim, “Demographic Structure and Financial Markets in Korea,” *Korea and the World Economy*, 13(2), 2012, 307~328.
- Patrick A. Imam, “Shock from Graying: Is the Demographic Shift Weakening Monetary Policy Effectiveness,” *International Journal of Finance & Economics*, 20(2), 2015, 138~154.
- Smolyansky, M. and G. Suarez, “Monetary Policy and the Corporate Bond Market: How Important is the Fed Information Effect?” *Finance and*

Economics Discussion Series, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2021.

Stock, James H., Jonathan H. Wright, and Motohiro Yogo, “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 20(4), 2002, 518~529.

Stock, J. H. and Mark W. Watson, “Disentangling the channels of the 2007–09 recession,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 42(1), 2012, 81~135.

Yogo, Motohiro, “Estimating the Elasticity of Intertemporal Substitution When Instruments Are Weak,” *The Review of Economics and Statistics*, 86(3), 2004, 797~810.

[Abstract]

The Changes in South Korea's Demographic Structure and the Transmission of Monetary Policy Shocks

Tae Heon Lee*

This study, how changes in Korea's demographic structure, represented by low birth rates and aging, affect the effect of monetary policy on household consumption. First, using the high-frequency data of the financial market, the exogenous shock of the financial market that occurred before and after the announcement of the policy rates was identified. And, using the identified exogenous shocks as an instrumental variable of monetary policy shock, the impact of monetary policy on household consumption by age group of household owners was estimated through Proxy-SVARs(Proxy-Structural Vector Auto-Regressions). Results show distinctive shock responses to the consumption according to age groups. In particular, the age group in their 30s and younger received a stronger and more significant response to the consumption growth rate than other age groups, which was about 5%p higher than the aggregate age group. Based on this, the consumption increase effect of easing monetary policy is expected to continue to weaken as the proportion of age groups in their 30s and younger decreases due to low birth rates and population aging.

Keywords: demographic change, monetary policy, high-frequency data, consumption, Proxy-SVARs

JEL Classification: E2, E4, E5

* Assistant Professor, Korea Air Force Academy, E-mail: th_lee@korea.ac.kr

