

## 인구 고령화가 통화정책의 경제효과를 변화시키는가?

백 현 화\* · 김 영 덕\*\* · 박 은 엽\*\*\*

### 논문 초록

고령화는 통화정책의 효과성과 파급경로에 구조적인 제약을 가하는 주요 인구학적 변수로 주목받고 있다. 본 연구는 2001년부터 2019년까지 한국 16개 시도의 패널자료를 활용하여, 실질 기준금리와 고령화 인구 비율이 지역산출(GRDP)에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 특히 실질 기준금리와 고령화 인구 비율 간 상호작용 항을 포함한 자기회귀 시차분포 공적분(ARDL-ECM) 모형과 PMG (Pooled Mean Group) 추정법을 통해 통화정책 효과의 이질성과 지역별 차이를 정량적으로 추정하였다. 분석 결과, 실질 기준금리의 상승은 전통적인 이론이 예측한 바와 같이 지역산출을 감소시키지만, 고령화율이 일정 수준을 초과할 경우, 이 효과는 점차 상쇄되거나 반전되는 양상을 보였다. 특히 도 지역에서는 고령화율이 약 18.3%를 초과한 이후, 시 지역에서는 약 9.57%를 초과한 이후 금리 인상의 부정적 영향이 약화되고 오히려 산출 증가로 이어지는 전환점(threshold)을 확인하였다. 이러한 결과는 고령화가 통화정책의 파급경로를 변화시키며, 그 유효성을 약화시키는 구조적 요인임을 시사한다. 또한 시 지역이 도 지역보다 고령화 임계값을 더 빠르게 초과한 것으로 나타나, 통화정책의 효과 전환점에 조기 도달했음을 확인할 수 있었다. 이는 수도권 집중, 청년 인구의 유출 및 저출산 등 지역 인구구조 변화와 맞물린 결과로 해석된다. 본 연구는 통화정책의 설계 및 집행 시 고령화 수준과 지역 간 이질성을 반영한 정밀한 정책 대응의 필요성을 제시한다는 점에서 정책적·이론적 시사점을 갖는다.

**핵심 주제어:** 인구 고령화, 통화정책, 지역산출, ARDL-ECM-PMG

**경제학문헌목록 주제분류:** E, E5, E6

투고 일자: 2025. 4. 1. 심사 및 수정 일자: 2025. 6. 26. 게재 확정 일자: 2025. 7. 9.

\* 제1저자, 부산대학교 경제학부 박사과정, e-mail: whitecore@pusan.ac.kr

\*\* 공동저자, 부산대학교 경제학부 교수, e-mail: ydkim@pusan.ac.kr

\*\*\* 교신저자, 부산대학교 경제학부, BK21 교육사업단 연구교수, e-mail: eunyubpark@pusan.ac.kr

## I. 서론

통화정책은 경제의 안정적 성장을 유도하기 위해 금리와 화폐공급을 조절하는 대표적인 거시경제 정책이다. 특히 기준금리를 매개로 하는 통화정책은 경기 상황에 따라 소비·투자 등 총수요를 조절하여 경기의 순환적 변동을 완화하는 기능을 수행한다. 일반적으로 금리 인하는 경기침체 시 경제활동을 자극하고, 금리 인상은 과열된 경제를 진정시키는 역할을 한다. 이러한 금리 변화는 가계의 소비 및 저축 결정에 직·간접적인 영향을 미치며, 가격, 임금, 고용 등 다양한 경로를 통해 거시경제에 파급된다.

소비 결정은 현재와 미래의 소비 간의 균형을 고려하는 대체효과와 소득효과와 영향을 받는다. 대체효과가 우세할 경우, 금리하락은 저축 유인을 줄여 소비를 증가시키고, 반대로 소득효과가 더 클 경우, 금리하락은 미래소득에 대한 기대 감소로 저축을 늘리고 소비를 억제할 수 있다. 이러한 반응은 가구의 연령대 및 자산 구조에 따라 이질적일 수 있다. 특히 고령층은 금리 변화에 둔감하고 저축성향이 높아 통화정책의 효과가 제한적일 수 있다(이태헌, 2023; 강종구, 2024; 이재호, 2024).

글로벌 금융위기 이후 많은 국가가 제로금리 정책을 통해 경기 부양을 시도하였으나, 기대만큼의 소비 및 성장 효과를 얻지 못했다. 이에 인구 고령화가 통화정책 효과를 약화시키는 구조적 요인이라는 지적이 제기되었다. 안병권 외(2017)는 고령화로 인한 노동력 감소와 생산성 저하가 장기 성장 둔화를 유발시킨다고 하였고, Carvalho et al. (2016)은 저출산·고령화가 저축 증가와 투자수요 감소를 통해 경제를 '제로금리 하한' 상태에 고착시킬 수 있다고 설명하였다. Ramsey(1928)의 모형에 따르면 생산성 증가율의 둔화는 가계의 미래소득 기대를 약화시켜 현재 소비를 줄이고 저축을 선호하게 하여, 자본의 한계생산성을 감소시키고 실질이자율의 하락으로 이어진다(김진웅, 2021). 또한, Modigliani(1970)의 생애주기 가설에 따르면 고령층은 자산을 바탕으로 한 소비를 유지하므로 금리 변화에 둔감하게 반응하며, 이는 통화정책의 소비 진작 효과를 제약한다. 또한, Miles(2002)와 김종혁(2017)도 고령화가 장기적으로 금리에 하방 압력을 가하며 통화정책의 효율성을 약화시킨다고 분석하였다.

이와같이, 고령화는 실질이자율 하락에도 불구하고 소비를 증가시키지 못하는

역효과를 초래할 수 있다. Wong (2015) 은 고령층이 일반적으로 모기지 재조정에 소극적이며, 소비 탄력성도 낮기때문에 금리 변화에 따른 소비 조절 효과가 크게 축소된다고 지적하였다. Kantur (2013) 역시 OLG-New Keynesian 모형을 통해 고령화가 금리 민감도를 약화시키며, 통화정책의 실물경제 파급경로를 구조적으로 둔화시킨다는 점을 이론적으로 입증하였다. 또한, 유럽과 일본의 사례에서 나타나듯, 마이너스 금리 정책하에서도 고령층의 소비는 오히려 둔화하고 저축은 증가하는 현상이 나타났다(Eggertsson et al., 2019). 이는 Modigliani (1970)의 생애주기 가설로 설명될 수 있으며, 청년층은 차입을 통해 소비를 평탄화하지만, 노년층은 기존 자산에 기반한 소비를 유지하므로 금리 변화에 비탄력적이라는 특징을 가진다. 이로 인해 고령화가 진행될수록 통화정책의 효과는 더욱 제한적으로 나타날 수 있다.

국내에서도 고령화가 통화정책의 파급경로에 미치는 영향을 분석한 실증연구는 제한적이다. 기존 연구들은 고령화가 거시경제에 미치는 영향에 초점을 맞추어 왔으나, 통화정책과 고령화 간 상호작용이 지역경제에 미치는 구체적 영향은 충분히 조명되지 않았다.

본 연구는 한국의 16개 시도를 대상으로 2001년부터 2019년까지의 패널자료를 활용하여 금리와 고령화 비율의 상호작용이 지역내총생산(GRDP)에 미치는 영향을 분석한다. 분석을 위해 Bruckner and Tuladhar (2010)의 산출 탄력성 모형을 기초하여, 동태적 특성을 고려해 패널 ARDL-ECM 모형의 PMG 추정법을 적용한다. 또한 내생성 문제를 보완하기 위해 시스템 GMM과 차분 GMM을 병행하여 통화정책의 장·단기 파급효과를 신뢰성 있게 추정하고자 한다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 통화정책의 유효성이 인구구조 변화에 따라 어떻게 달라지는지를 실증적으로 분석한 국내 최초의 지역 단위 연구이다. 둘째, 고령화와 금리의 상호작용 효과를 도입하여, 고령화가 통화정책의 효과를 감쇠시키는지 확인한다. 셋째, 정책적 차원에서 인구구조 변화에 대응한 지역 맞춤형 통화정책의 필요성을 제기하며, 향후 통화정책의 설계 및 평가에 있어 새로운 시사점을 제공한다.

## II. 선행연구

전통적인 거시경제 이론에 따르면, 통화정책의 긴축(예: 기준금리 인상)은 총수요를 위축시키고, 이에 따라 실질 산출이 감소하는 경향을 보인다. 이는 IS-LM 또는 AD-AS 모형 등에서 명확히 제시되는 기본적인 정책 효과로, 특히 실질이자율 상승이 소비 및 투자 감소를 유발함으로써 산출에 부정적 영향을 미친다고 예측한다. 그러나 최근 들어 인구 고령화가 급속히 진행되면서, 이러한 전통적 통화정책 효과가 일정 조건하에서 변화하거나 약화되고 있다는 점에 주목한 연구들이 다수 등장하고 있다. 이들 연구는 고령화가 통화정책의 주요 파급경로-소비, 투자, 노동 공급 등-에 구조적 제약을 가함으로써 정책 효과를 약화시킬 수 있음을 이론 및 실증 양면에서 제시하고 있다.

예를 들어, 강명현·이혜란(2014)은 저출산과 고령화에 따른 인구구조 변화가 금리 중심 통화정책의 유효성을 저해할 수 있으며, 이에 따라 중앙은행의 정책 수단 재정립이 필요하다고 주장하였다. 윤덕룡·이동은(2016)은 패널 VAR 모형을 통해 고령층은 금리 변화에 덜 민감하게 반응하므로, 고령화가 심화된 국가에서는 통화정책의 금융시장 파급경로가 제약받는다고 실증하였다. 특히 고령화 수준과 노동가능인구 비율이 통화정책의 효과를 결정짓는 핵심 변수로 작용함을 강조하였다.

이와 유사하게, 김석기(2017)는 뉴케인지언 세대중첩모형(OLG)을 통해 금리 인하가 젊은 세대의 소비를 과도하게 증가시키는 반면, 고령층의 소비는 감소하여 전체적으로는 소비·투자의 비대칭 반응과 자본축적 저해 효과를 낼 수 있음을 이론적으로 밝혔다. 고령화가 심화할수록 이러한 부정적 파급이 강화된다는 점에서, 통화정책의 효과가 인구구조에 따라 달라질 수 있다는 함의를 제공한다.

송민규(2020)는 한국이 소규모 개방경제라는 점에서 고령화로 인한 생산가능인구 감소가 국내 시장금리에 하방 압력을 가할 수 있음을 분석하였고, 김명현·권오익(2020)은 기대수명 증가와 인구 증가율 감소가 실질금리 하락을 유의하게 설명함을 회귀분석으로 도출하였다. 이들은 고령화가 실질금리에 구조적인 하향 압력을 가함으로써 통화정책 여력을 약화시킬 수 있다고 본다.

고빈도데이터를 활용한 연구들도 최근 주목받고 있다. 안중섭·김주완·이병호(2021)는 통화정책 발표 전후의 금융시장 반응을 통해 통화정책의 순수 효과를 식

별하고자 하였으며, 이태현(2023)은 Proxy-SVAR 방법론을 적용해 금리 인하가 젊은 층의 소비를 확대시키는 효과는 존재하지만, 고령화와 저출산으로 인해 이러한 소비 확대 효과가 점차 약화되고 있음을 실증하였다. 특히 유동성 제약에 처한 청년층의 한계소비성향이 통화정책의 파급력을 결정짓는 핵심 요인임을 강조하였다.

해외 문헌에서도 유사한 맥락의 분석이 진행되었다. Imam(2015)은 미국, 캐나다, 독일, 일본 등 주요국을 대상으로 고령화가 통화정책의 주요 전달 경로(이자율, 신용, 위험 감수 경로 등)를 제약할 수 있으며, 이에 따라 실업률이나 인플레이션에 대한 반응도 국가별로 상이할 수 있다고 보았다. Wong(2015)은 고령층의 통화정책에 대한 소비반응이 상대적으로 작음을 실증하였으며, 고령화가 진행될수록 소비 진작을 통한 총수요 확대 효과가 점차 축소될 수 있음을 지적하였다. Baksa and Munkacsi(2019)는 DSGE-OLG모형과 각국 자료를 활용해 고령화가 통화정책의 전달 경로에 미치는 영향을 연구하였다. 고령화가 인플레이션에 하방 압력과 높은 변동성을 주어 통화정책의 효과가 떨어짐을 제시하였다. Kim(2024)은 미국 자료를 활용해 긴축적 통화정책이 실질이자율 상승과 고령층의 저축 증가를 유발하고, 결과적으로 소비를 억제한다는 점을 분석하였다.

종합하면, 선행연구들은 고령화가 통화정책의 실효성을 약화시키는 구조적 요인임을 공통으로 지적하고 있으며, 특히 고령화가 금리 변화에 대한 소비 및 노동 공급의 반응을 제약함으로써 전통적인 통화정책의 파급경로가 왜곡되거나 비대칭적으로 나타날 수 있음을 시사하고 있다. 본 연구는 이러한 이론적·실증적 논의를 지역 단위의 실질 기준금리와 고령화율 데이터를 활용해 검증하고, 고령화가 통화정책의 산출 탄력성에 미치는 영향을 명확히 식별한다는 점에서 기존 연구에 대한 중요한 확장이라 할 수 있다.

### Ⅲ. 자료 및 분석모형

#### 1. 자료

본 연구는 고령인구 증가가 통화정책의 효과에 미치는 영향을 분석하기 위해 OECD 중앙은행 기준금리를 통화정책의 대리변수로 사용하였다. 선행연구를 보

면, 한국을 대상으로 콜금리, CD금리, 국채금리, 회사채금리 등 4가지 실질금리를 이용한 연구가 많다. 그러나 본 연구는 16개 시도별 자료를 이용하여 고령화가 우리나라의 통화정책에 미치는 전반적인 영향을 분석하고자 하므로, 이 모든 금리를 개별적으로 패널자료로 활용하는 데 한계가 있다. 통화정책의 파급효과는 신용 경로, 금리(이자율) 경로, 자산 가격 경로, 기대 경로, 해외 요인 등 다양한 경로를 통해 나타날 수 있다. 김영덕·최진석(2010)에 따르면, 우리나라의 지역별 금융시장 환경, 제도, 정책이 상이하므로 통화정책의 효과 또한 지역별로 이질적으로 나타날 가능성이 크다. 이를 본 연구의 기본 가설(금리 경로)로 설정하여 OECD에서 명시된 한국의 명목 기준금리인 중앙은행의 정책금리에서 물가상승률을 고려한 지역별 실질 기준금리로 변환하였다. 기준금리는 매해 말 자료이며 한국은행 경제통계시스템(ECOS)의 국제 주요국 중앙은행 정책금리에서 추출하였다. 표본 기간은 2001년부터 2019년까지이다.

본 연구에서는 고령화가 심화할수록 통화정책 변화(완화적 통화정책)에 대한 소비, 투자 반응이 다르게 나타나고 있어 지역내총생산에 대한 효과가 감소하는지를 검토하고 있다. 이에 따라 실질 기준금리와 고령화 인구 비율 간의 곱을 주요 설명변수로 설정하였다. 한국은행의 통화정책은 국가 단위에서 이루어지므로 국가 단위의 분석이 의미가 있을 것으로 판단된다. 그러나 고령화의 진행 속도는 지역마다 다르므로 지역별 이질성을 고려하여 16개 시도별 고령화 비율을 적용하였다.

종속변수로 1인당 실질 지역내총생산(GRDP)의 자연로그 값을 사용하였다. GRDP는 해당 지역의 총생산물 시장가치를 의미하며, 이를 인구 기준으로 나누기 위해 경제활동인구를 분모로 사용하였다.<sup>1)</sup> 종속변수에 로그를 취함으로써, 회귀계수는 독립변수의 단위 변화에 따른 탄력성(elasticity)으로 해석된다. 실질 기준금리, 고령화 인구 비율, 인구 증가율 등 백분율로 표현된 변수는 로그 변환 없이 원자료를 그대로 사용하였다. 2008년 글로벌 금융위기의 영향을 통제하기 위해 해당 연도에 대해 더미변수를 포함하였다. 모든 변수는 통계청 국가통계포털(KOSIS)에서 수집하였으며, 정의와 기초통계량은 <Table 1>에 정리하였다.

1) 통계청은 1인당 지표를 도출할 때 통계청 자체적으로 추정하는 추계인구수를 이용한다. 그러나 추계인구는 실제 인구와 큰 차이를 보이므로 조금 더 바람직한 것으로 알려진 경제활동인구 수를 사용하였다.

〈Table 1〉 Descriptive Statistics of Variables<sup>2)</sup>

Variable Definition	Variable	Unit	Mean	Max	Min	S. D.	Obs
GRDP	<i>rgrdp.p</i>	ten thousand won	28.424	62.983	13.518	10.968	304
Real Base Rate	<i>rint</i>	% (real terms)	0.033	0.066	0.012	0.016	304
Aging Population Ratio	<i>old65</i>	% (aged 65 and over)	11.926	22.600	4.200	3.910	304
Interaction Term	<i>ro</i>	%	0.358	1.061	0.114	0.165	304
Population Growth Rate	<i>poprate</i>	%	0.330	4.040	-3.460	0.957	304
Crisis Dummy	<i>wfc</i>	1 = 2008 crisis	0.052	1	0	0.223	304

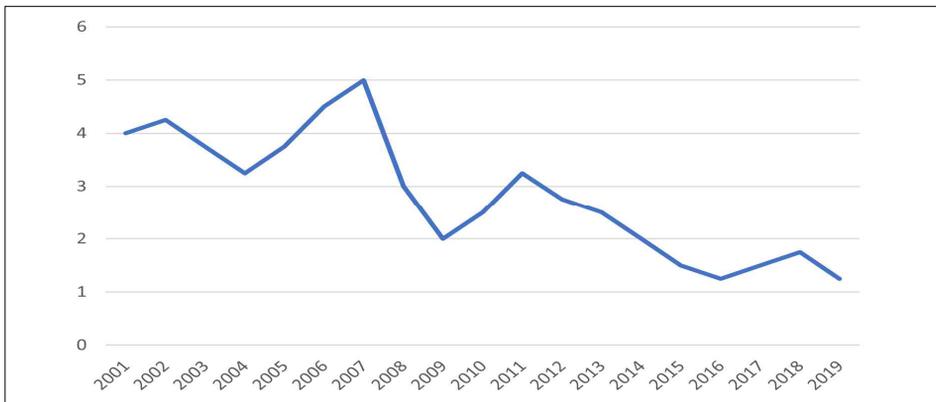
Notes: 1. Interaction Term: Product of the real base rate and the aging population ratio.

2. Crisis Dummy: 1 if year is during/post-2008 global financial crisis, 0 otherwise.

Source: KOSIS and ECOS.

〈Figure 1〉은 분석 기간동안 우리나라 기준금리의 추이이다. 2001년 12월 자료에서는 4.0%였으나, 글로벌 금융위기가 발생하면서 3%대로 하락하였다. 이후 2009년 2%까지 인하되어 경기침체를 회복하기 위한 통화정책이 시행되었음을 확인할 수 있다. 그러나 2014년 이후 기준금리는 2%를 넘지 못하며 저금리 기조가 지속되었다. 이는 경기 부양을 위한 금리 인하 조치에도 불구하고, 고령화 및 경제 구조 변화 등의 요인으로 인해 통화정책의 효과가 제한적이었음을 시사한다.

〈Figure 1〉 Trend of the Base Interest Rate (unit : %)



Source: ECOS.

2) 본 연구의 주요 관심인 고령인구에 관한 변수로 통계청(KOSIS)에서 나타난 고령화 인구 비율을 사용하였다. 이는 (시도별 65세 이상 인구/전체인구)×100의 산술식을 이용해 측정된 값이다. 인구 증가율은 통계청 인구추계 및 행정안전부 주민등록인구 자료에 기반한 자료이다.

## 2. 추정모형

### 1) 산출에 관한 탄력성 모형

본 연구에서는 고령화와 통화정책효과와의 상호작용을 살펴보기 위하여 Bruckner and Tuladhar (2010)의 재정지출 및 공공투자에 대한 산출 탄력성 모형<sup>3)</sup>을 식 (1)<sup>4)</sup>과 같이 확장하였다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln rgrdp.p_{i,t} = & \alpha_1 + \alpha_2 \Delta rint_{i,t} + \alpha_3 \Delta ro_{i,t} + \alpha_4 \Delta old65_{i,t} \\ & + \alpha_5 poprate_{i,t} + \alpha_6 wfc_{i,t} + \theta_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

식 (1)에서 종속변수는 1인당 지역내총생산의 자연로그 차분값( $\Delta \ln rgrdp.p$ )이며(이후 지역내총생산으로 표기함), 이는 연간 성장률을 의미한다. 설명변수로는 실질 기준금리의 변화( $\Delta rint$ ), 실질 기준금리와 고령화 인구 비율의 상호작용 변화량( $\Delta ro$ ), 고령화 인구 비율의 변화( $\Delta old65$ ), 인구 증가율( $poprate$ ), 금융위기 더미변수( $wfc$ ), 그리고 지역 및 시점 고정 효과를 포함하였다(이후, 금리, 고령화 비율로 표기.  $\theta_{i,t}$ 는 패널자료의 특성을 반영해 각 지역  $i$ 의 특성을 반영하는 개별효과  $\theta_i$ 항과  $i.i.d$  분포를 따르는 교란 항  $\mu_{i,t}$ 로 구성된 오차항임). 이와같이 모든 변수는 연간 변화(차분) 형태로 구성하였다. 이는 연간 주기의 종속변수에 대응하여 통화정책 및 인구구조 변화가 단기적으로 지역경제에 미치는 영향을 식별하기 위함이다. 특히 실질 기준금리 변수는 수준(level)이 아닌 변화값(difference)을 사용함으로써, 정책 충격의 영향을 보다 명확하게 포착할 수 있도록 하였다.<sup>5)</sup>

3) Bruckner and Tuladhar (2010)의 재정지출 및 공공투자에 대한 산출 탄력성 추정을 위한 모형은  $\ln y_{i,t} = constant + \alpha \ln G_{i,t} + \beta \ln X_{i,t} + \theta_{i,t}$ 이다. 식에서  $y_{i,t}$ 는  $i$ 지역  $t$ 기의 1인당 실질 지역내총생산(GRDP),  $G_{i,t}$ 는 지방재정지출 변수,  $X_{i,t}$ 는 나머지 설명변수 벡터,  $\theta_{i,t}$ 는 오차항(패널자료의 특성을 반영, 각 지역  $i$ 의 특성을 반영하는 개별효과  $\theta_i$ 항과  $i.i.d$  분포를 따르는 교란 항  $\mu_{i,t}$ 로 구성)이다(백현화 외, 2024).

4) 지역내총생산에 영향을 미치는 요인은 다양하다. 가령, 정책변수나 산업구조(1차 산업의 비중), 기업체 수, 인프라 정도 등이다. 그러나 고령화 심화에 따른 통화정책의 지역산출에 미치는 영향을 분석하는 것이 본 연구의 목적임으로 식 (1)과 같이 직관적인 모형을 설정하였다.

5) 본 연구는 지역별 연간 데이터를 기반으로 하며, 통화정책 변수인 실질 기준금리는 수준

식 (1)의 모형에서 금리와 고령화 비율( $old65_{i,t}$ )과의 상호작용 항인  $ro_{i,t}$  ( $= rint_{i,t} \times old65_{i,t-1}$ )는 고령화 수준에 따라 통화정책의 효과가 어떻게 나타나는지 추정하기 위함이다. 계수  $\alpha_3$ 은  $\alpha_4$ 가 유의한 수준일 때 상호작용 항 계수는 고령화 비율이 증가함에 따라 금리가 지역내총생산에 미치는 한계효과를 나타낸다. 구체적으로 금리 변화의 한계효과는 다음과 같다.

$$\frac{\partial \Delta \ln rgrdp.p_{i,t}}{\partial \Delta rint_{i,t}} = \alpha_2 + \alpha_3 \times old65_{i,t} \quad (2)$$

여기서 고령화 비율이  $-\alpha_2/\alpha_3$ 을 초과하는 경우 금리상승은 오히려 지역내총생산을 증가시킬 수 있다. 이 값은 통화정책의 효과가 부정에서 긍정적으로 전환되는 임계값(threshold)으로 해석할 수 있다. 한편, 상호작용 항의 계수  $\alpha_3 < 0$ 이면, 고령화가 심한 지역에서는 금리상승이 소비와 투자를 더욱 위축시켜 경제에 더 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다. 이는 고령층의 높은 저축성향으로 인해 금리 인상이 소비를 줄이고, 이에 따라 지역 경제가 위축되는 결과로 해석될 수 있다. 반대로  $\alpha_3 > 0$ 의 값을 가지면, 고령화가 심한 지역에서도 금리 인상이 오히려 경제에 긍정적인 효과를 나타내거나, 부정적 효과를 완화하는 방향으로 작용할 수 있다. 결국 통화정책이 총생산에 미치는 총 효과는 기준금리의 직접적인 영향과 고령화 수준에 따른 상호작용 효과를 함께 고려하여 해석해야 한다.<sup>6)</sup> 고령화 비율이 증

(level)이 아닌 연간 변화값(차분)으로 구성하였다. 이는 금리의 절대 수준보다 그 변화(difference)가 단기 경제활동에 더 직접적인 영향을 미친다는 통화정책 이론(Mishkin, 1996; Bernanke and Blinder, 1992)에 기반한 것이다. 특히 금리는 고빈도로 조정되는 반면, 지역내총생산(GRDP)은 연 단위로 관측되므로, 연간 금리 변화가 총생산에 누적으로 반영된다고 판단된다. 또한 본 연구는 패널 GMM과 오차수정모형(ECM)을 사용하여 내생성 문제를 통제하고 단기·장기 효과를 함께 분석하고 있다. 이에 따라 실질 기준금리를 포함한 주요 설명변수(고령화 인구 비율, 인구 증가율 등) 모두 차분( $\Delta$ ) 형태로 사용하였다. 이러한 설정은 변수 간 동태적 관계를 안정적으로 추정하고, 정책 변화의 단기 효과를 식별하기 위한 계량적 설계에 의한 것이다. 특히 실질 기준금리의 차분값( $\Delta rint$ )은 단기 통화정책 충격이 지역경제에 미치는 영향을 포착하는 핵심 변수이기 때문이다.

6) 조건부 가설을 전제로 하는 상호작용 모델의 경우 다중공선성의 위험이 지적되나 VIF를 확인한 결과 변수 간 다중공선성이 존재하지 않음으로 확인되었다(Brambor, Clark, and Golder, 2006).

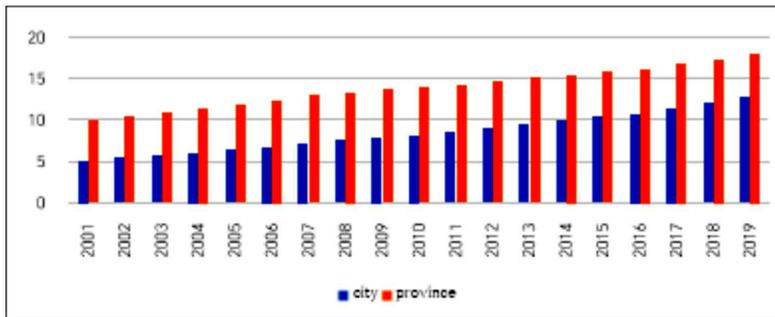
가하면 관련 재정지출의 집행도 증가해 내생성 문제가 발생할 가능성이 있다. 내생성을 통제하고 고령인구 요인이 통화정책에 시차를 두고 영향을 줄 수 있으므로 상호작용 항에서 금리는 당기의 값을, 고령화 비율은 전기의 값을 이용하였다. 지역 경제성장에 영향을 미치는 인구 증가율  $poprate_{i,t}$ 와 분석 기간에 발생한 2008년 금융위기를 고려하여 2008년 값은 1, 나머지 다른 연도의 값은 0으로 두는  $wfc_{i,t}$ 를 외생(더미) 변수로 포함하였다.

한편, 다수의 선행연구 결과와 같이 시와 도 지역의 구분에 따라 통화정책이 산출에 미치는 영향이 다를 수 있다. 지역별 고령화 비율의 차이가 매우 크게 나타나므로, 7) 시와 도 지역에 나타나는 효과를 구분하여 살펴보기 위해 더미변수  $I$ 를 추가해 식 (3)과 같이 모형을 설정하였다. 더미변수  $I$ 는 우리나라 16개 시도 중, 도 지역의 경우 1의 값을 갖고 시 지역의 경우 0의 값으로 정의한다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln rgrdp.p_{i,t} = & \beta_1 + \gamma_1 \Delta rint_{i,t} \times I + \gamma_2 \Delta rint_{i,t} \times (1 - I) \\ & + \delta_1 \Delta ro_{i,t} \times I + \delta_2 \Delta ro_{i,t} \times (1 - I) + \zeta_1 \Delta old65_{i,t} \\ & \times I + \zeta_2 \Delta old65_{i,t} \times (1 - I) + \beta_2 poprate_{i,t} \\ & + \beta_3 wfc_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

7) 분석 기간(2001년~2019년) 동안 시와 도 지역의 고령화 인구 비율은 매우 가파른 상승세를 보이며 증가하고 있다. 여기에서 주목할 점은 기울기 증가 면에서 보면 하능식·신두섭(2009)이 언급한 것처럼 시 지역의 고령화 인구 비율의 상승세가 도 지역보다 빠를 수 있다는 것이다. 지역별 청년 인구의 급격한 순 유출과 노년층의 완만한 순 유입 증가추세 등이 복합적으로 작용한 것으로 보인다(한국고용정보원의 보도자료, 2024. 1. 3).

〈Figure 2〉 Trends in the Average Aging Rate by City and Province (unit : %)



Source: KOSIS.

식 (3)에서  $\gamma_1$ ,  $\delta_1$ ,  $\zeta_1$ 는 도 지역에 나타나는 각각 산출에 대한 통화정책과 고령화 비율, 두 변수의 상호작용 항의 탄력성을 나타내며,  $\gamma_2$ ,  $\delta_2$ ,  $\zeta_2$ 는 시 지역의 효과를 나타낸다. 분석 결과를 통해 16개 시도별로 추정된 결과가 시와 도 지역 분리로 구체화 된 식 (3)에서도 일관되는지 결과의 강건성(robustness)을 확인할 수 있다.

## 2) 패널 ARDL-ECM 모형

식 (1)의 추정 결과의 강건성 확인과 동시에, 단기와 장기 효과를 구분함으로써 보다 구체적인 정책적 시사점을 도출하고자 Pesaran et al. (1999)의 패널 ARDL-ECM 모형을 살펴보고자 한다. 본 모형은 패널 공적분 모형으로 모형 내  $I(0)$  변수와  $I(1)$  변수가 혼재된 경우에도 적용가능하며, 공적분 검정은 비제약 오차수정모형(Unrestricted Error Correction Model, ECM)에 기초하고 있다. 또한 단기 및 장기계수의 동시 추정이 가능하고 국가별(지역별) 계수의 이질성도 반영할 수 있다. 이와 함께, 시차 변수를 포함하는 동태적 구조를 통해 변수 간 내생성 문제를 부분적으로 통제할 수 있는 장점을 지닌다. 시계열 자료가  $I(1)$  형태이지만 공적분 관계가 존재하는 경우, 단순 차분 보다 ECM을 활용하는 것이 정보 손실을 줄이고 보다 정확한 추정을 가능하게 한다.

패널 ARDL-ECM 모형에는 Mean Group(MG), Pooled Mean Group(PMG), Dynamic Fixed Effect Estimator(DFE)의 3가지 추정 방법<sup>8)</sup>이 있다. 이 중 가장 효율적인 모형은 하우스만 검정을 통해 확인하는데, 1단계에서 MG 모형, PMG 모형, DFE 모형 중 두 개의 모형을 선택해 적합한 것을 찾는다. 그리고 2단계에서 1단계에서 적합한 모형으로 판정된 모형과 남은 다른 한 개의 모형을 대상으로 최적 모형을 선택한다.

본 연구에서는 최적 추정모형 선정을 위해 1단계에서는 MG 모형과 PMG 모형을, 2단계에서는 1단계에서 적합성이 확인된 PMG 모형과 DFE 모형을 대상으로

8) 각 추정모형에 대한 자세한 식은 김권(2020)의 p. 4, 5를 참고한다. 각 추정 방법은 개체별로 장·단기 관계에 대한 가정이 다르다. MG 모형은 장기와 단기관계가 모두 이질적이라고 가정하는데  $T$ (관측 시기)와  $N$ (관측 수)이 매우 커야 한다. PMG 모형은 장기관계는 동질적이거나 단기관계는 이질적이라고 가정하며, DFE 모형은 장기 및 단기관계가 모두 동질적이라는 가정을 사용한다.

5% 유의수준에서 하우스만 검정을 실행하였다. 그 결과, PMG 모형이 가장 효율적인 모형으로 선택되었다. <Table 2>는 하우스만 검정에 따른 최적 모형 선택 결과를 제시하고 있으며, 이에 따라 본 연구는 PMG 모형을 중심으로 분석을 진행하였다.

(Table 2) Hausman Test Result

	Chi2 (4)	Prob > chi2	Choice
MG : PMG	4.59	0.4673	PMG
DFE : PMG	7.70	0.1735	

PMG 모형의 적합성은 다음과 같은 근거에 기반한다. 단기적으로는 지역별 경제 관계가 해당 지역의 고유한 경제 환경과 구조에 따라 상이하게 나타날 수 있다. 특히, 지역 간 산업구조나 정책 여건의 차이는 조정 속도의 이질성을 야기할 수 있다. 그러나 장기적으로는 모든 지역이 동일 국가 경제 체계, 즉 한국 경제라는 공통된 구조 내에서 작동하므로, 장기 균형 관계가 지역 간 동일하다는 가정은 현실적으로 타당하다고 판단된다(이연호·조형진, 2022).

다음으로 패널 ARDL-ECM 모형의 PMG 추정법을 살펴보고자 한다. 식 (1)을 패널 ARDL( $p, q$ ) 방정식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \ln rgrdp.p_{i,t} = & a_1 + \sum_{l=1}^p \phi_{i,l} \ln rgrdp.p_{i,t-l} + \sum_{l=0}^q \lambda_{1i,l} rint_{i,t-l} \\
 & + \sum_{l=0}^q \lambda_{2i,l} ro_{i,t-l} + \sum_{l=0}^q \lambda_{3i,l} old65_{i,t-l} \\
 & + \sum_{l=0}^q \lambda_{4i,l} poprate_{i,t-l} + \sum_{l=0}^q \lambda_{5i,l} wfc_{i,t-l} + \theta_{i,t} \quad (4)
 \end{aligned}$$

식 (4)에서  $a_1$ 은 상수항,  $\phi_{i,l}$ ,  $\lambda_{ki,l}$  ( $k=1, 2, 3, 4, 5$ )은 추정된 설명변수들의 장기 계수,  $p$ 는 종속변수의 시차,  $q$ 는 독립변수의 시차이다. 최적 시차는 SIC (schwarz criterion) 정보 기준에 따라 결정된다. 변수들이 장기적 균형 관계로 수렴하면 패널 ARDL 방정식을 ECM(식 (5))으로 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln rgrdp.p_{i,t} &= a_{1i} + (\theta_0 \ln rgrdp.p_{i,t-1} + \theta_1 rint_{i,t-1} + \theta_2 ro_{i,t-1} \\
 &\quad + \theta_3 old65_{i,t-1} + \theta_4 poprate_{i,t-1} + \theta_5 wfc_{i,t-1}) \\
 &\quad + \sum_{l=1}^p \phi_{i,l} \Delta \ln rgrdp.p_{i,t-l} + \sum_{l=0}^q \lambda_{1i,l} \Delta rint_{i,t-l} \\
 &\quad + \sum_{l=0}^q \lambda_{2i,l} \Delta ro_{i,t-l} + \sum_{l=0}^q \lambda_{3i,l} \Delta old65_{i,t-l} \\
 &\quad + \sum_{l=0}^q \lambda_{4i,l} \Delta poprate_{i,t-l} + \sum_{l=0}^q \lambda_{5i,l} \Delta wfc_{i,t-l} + \theta_{i,t} \quad (5)
 \end{aligned}$$

식 (5)에서  $\Delta$ 는 각 변수의 1차 차분,  $a_{1i}$ 는 상수항,  $\phi_{i,l}$ ,  $\lambda_{ki,l}$  ( $k=1, 2, 3, 4, 5$ )은 추정된 설명변수들의 단기계수, 그리고  $\theta_i$  ( $i=0, 1, 2, 3, 4, 5$ )는 장기계수이다. 식 (5)에서 귀무가설  $H_0: \theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \theta_4 = \theta_5 = 0$ 을 만족하면 공적분 관계는 존재하지 않는다. 만약 귀무가설을 기각해 공적분 관계가 존재하면 종속변수와 설명변수 간 장기적 관계가 설정된다. 공적분 관계가 확인되므로(〈Table 6〉) 패널 ARDL-ECM 모형은 PMG 추정법을 위한 ECM으로 식 (6)과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned}
 \Delta \ln rgrdp.p_{i,t} &= a_{1i} + \zeta_i (\ln rgrdp.p_{i,t-1} - \eta_1 rint_{i,t} - \eta_2 ro_{i,t} - \eta_3 old65_{i,t} \\
 &\quad - \eta_4 poprate_{i,t} - \eta_5 wfc_{i,t}) + \sum_{l=1}^p \phi_{i,l} \Delta \ln rgrdp.p_{i,t-l} \\
 &\quad + \sum_{l=0}^q \lambda_{1i,l} \Delta rint_{i,t-l} + \sum_{l=0}^q \lambda_{2i,l} \Delta ro_{i,t-l} \\
 &\quad + \sum_{l=0}^q \lambda_{3i,l} \Delta old65_{i,t-l} + \sum_{l=0}^q \lambda_{4i,l} \Delta poprate_{i,t-l} \\
 &\quad + \sum_{l=0}^q \lambda_{5i,l} \Delta wfc_{i,t-l} + \theta_{i,t} \quad (6)
 \end{aligned}$$

식 (6)에서 오차수정계수(error correction term)<sup>9)</sup>  $\zeta_i$ 는 장기 균형에 수렴하는 속도를 나타내고 있다. 오차수정계수는 이전 시점에서 예측오차가 양수이면 실제값이

9) 오차수정항은  $EC_{i,t-1} = \ln rgrdp.p_{i,t-1} - \eta_1 rint_{i,t} - \eta_2 ro_{i,t} - \eta_3 old65_{i,t} - \eta_4 poprate_{i,t} - \eta_5 wfc_{i,t}$ 이다.

예측값보다 큼을 의미하므로 다음 시점에서 종속변수의 값을 축소시켜 설명변수들과의 장기적인 관계를 유지하도록 조정한다. 즉, 식 (6)의 장기적 관계로부터 전기에 이탈한 부분 중,  $\zeta_i$ 만큼 이번 기에 회복되는 것을 의미한다. 유의한 장기 균형이 성립하기 위해서는 오차수정계수는 음(-)의 값을 가져야 한다.

식 (6)에서 추정된  $\hat{\zeta}$ ,  $\hat{\eta}$ ,  $\hat{\phi}$ ,  $\hat{\lambda}$ 가 PMG의 추정량이 되며  $\hat{\eta}$ 가 종속변수와 설명변수의 장기적 관계인 공적분 벡터에 해당한다. PMG 추정에서  $\hat{\eta}$ 는 모든 패널그룹에서 동일하다고 가정한다. 오차수정계수  $\hat{\zeta}$ 와 단기계수(short-run coefficients)에 해당하는  $\hat{\phi}$ ,  $\hat{\lambda}$ 는 이질적이라고 가정하며 그룹별 선형회귀모형을 OLS로 추정한 후 추정치의 산출 평균인  $\lambda_{MG}$ 로 도출한다.

$$\hat{\lambda}_{MG} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \hat{\lambda}_i \quad (7)$$

#### IV. 분석 결과

##### 1. 모형의 적합성 검정

###### 1) 횡단면 의존성 및 이질성 검정

관측되지 않더라도 지역 간 상호의존성이 존재할 경우, 분석 결과에 편의(bias)가 발생할 수 있다. 이에 따라 패널자료 분석 시 횡단면 의존성의 존재 여부를 사전에 확인하고, 이를 고려한 모형 추정이 필요하다. 본 연구에서는 분석에 앞서 Pesaran (2004)의 CD 검정(Cross-sectional Dependence Test)을 통해 패널자료에 횡단면 의존성이 존재하는지를 검토하였다. 아울러, 일반적인 패널 모형을 추정한 후 LM(Lagrange Multiplier) 검정을 통해 잔차에 내재된 횡단면 의존성 여부를 추가로 점검하였다.

〈Table 3〉에 따르면, 1% 유의수준에서 “횡단면 의존성이 없다”는 귀무가설이 기각되므로, 패널자료 및 모형의 잔차에 횡단면 의존성이 존재함을 확인할 수 있다. 이에 따라, 분석 시 횡단면 의존성을 고려한 모형 추정이 필요하다. 또한, 우리나라 16개 시도의 이질적인 경제구조와 지역 특성을 고려할 때, 패널자료에서 변수의

지역별 영향력이 동질적인지 또는 이질적인지를 확인하는 것이 중요하다. 만약 지역 간 기울기 계수가 이질적임에도 이를 고려하지 않을 경우, 분석 결과에 편향(bias)이 발생할 수 있다. 일반적으로 이분산은 데이터 간 이질성을 나타내므로, 본 연구에서는 패널 횡단면 이분산성 LR 검정 (Panel Cross-section Heteroskedasticity LR Test) 을 통해 지역 간 이분산 여부를 확인하였다.

〈Table 3〉 Cross-Sectional Dependence Test

Test	Statistics	P-value
Breusch-Pagan LM	803.044	0.0000
Pesaran CD	24.047	0.0000

- Notes: 1. CD test : Pesaran (2004).  
 2. Breusch-Pagan LM test : Breusch and Pagan (1980).  
 3. Pesaran LM CD test : Pesaran et al. (2008).

검정 결과, 1% 유의수준에서 기울기 계수가 동질적이라는 귀무가설이 기각되었다. 이에 따라, 본 연구에 사용된 패널자료는 지역별로 이질적인 기울기 계수가 존재한다는 대립가설을 채택하게 되며, 이러한 이질성을 반영할 수 있는 모형 선택이 필요하다.

〈Table 4〉 Cross-Sectional Heterogeneity Test

Test	Statistic	P-value
Panel Cross-section Heteroskedasticity LR Test	390.51	0.0000

## 2) 패널 단위근과 패널 공적분 검정

회귀분석에 앞서, 분석에 사용될 변수들의 시계열적 안정성을 확인하기 위해 패널 단위근검정을 실시하였다. 패널 단위근검정은 일반적으로 횡단면 개체 간 공통 단위근 과정 (common unit root process) 을 가정하는 검정과 개별 단위근 과정 (individual unit root process) 을 가정하는 검정으로 구분된다. 공통 단위근 과정을 가정하는 검정으로는 LLC (Levin, Lin and Chu) 검정을 사용하였으며, 개별 단위근 과정을 가정하는 경우, ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP (Phillips-Perron) 검

정을 적용하였다. 세 검정 모두의 귀무가설은 “단위근이 존재한다”이며, 이를 기각하면 해당 변수는 정상성을 가진 것으로 판단된다.

〈Table 5〉의 결과에 따르면, LLC 검정 기준으로 지역내총생산과 고령화 비율 변수는 단위근이 존재하는 비정상적 시계열로 나타났다. 이에 따라, 두 변수는 1차 차분 후 분석에 활용하였다. 또한 금리와 고령화 비율의 상호작용 항 역시 불안정한 시계열로 나타나 차분해 분석을 진행하였다. 패널자료에 사용된 변수 중  $I(0)$  과  $I(1)$  이 혼재되어 있으므로, 유의미한 추론을 위해 변수 간 공적분 관계를 사전에 검토할 필요가 있다. 패널 공적분 검정은 자료 간 이질성을 해소하면서도 장기적 균형 관계를 파악할 수 있는 적절한 방법으로 평가된다(Pesaran et al., 1999). 변수들이 단기적으로는 불안정하더라도 장기적으로 균형상태로 수렴한다면, ECM 분석이 가능하다. 일반적으로 오차수정항 내의 장기 안정성 여부는 Pesaran et al. (2001)의 Bounds Test로 판단하지만, 본 연구는 패널자료를 기반으로 하므로 이에 보다 적합한 패널 공적분 검정을 적용하였다. 구체적으로는, 수준 변수를 활용한 Kao (2001)의 잔차 공적분 검정(residual-based cointegration test)을 수행하였다. 이 검정의 귀무가설은 “변수 간 장기적 공적분 관계가 존재하지 않는다”이며, 기각 시 장기적 균형 관계가 성립하는 것으로 해석할 수 있다. Kao 공적분 검정은 패널자료의 이질적 기울기 계수를 고려할 수 있으며 demean 작업<sup>10)</sup>을 통해 횡단면 의존성을 고려할 수 있는 검정법이다.

〈Table 5〉 Panel Unit Root Test

Variable	LLC Test		ADF Test		PP Test	
	Level	1st difference	Level	1st difference	Level	1st difference
<i>lnrgrdp.p</i>	-1.276	-7.161***	18.283	94.026***	71.02***	
<i>rint</i>	-19.52***	-	188.18***	-	28.23	103.674***
<i>ro</i>	-6.354***	-	40.874	209.097***	14.482	196.083***
<i>old65</i>	8.214	-4.601***	5.497	49.203**	4.260	55.868***
<i>poprate</i>	-2.421**		3.388***		54.14**	

Note: \*\*\*, \*\*, and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

10) demean 작업을 통해 변수의 평균을 제거하는 방법은 변수 간 관계를 더 명확히 분석하게 하며 자료 전 처리 단계에서 중요한 역할을 한다.

〈Table 6〉에 따르면, 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되어, 변수 간 장기적인 균형 관계가 성립함을 확인할 수 있다. 이에 따라, 패널 공적분 관계의 존재를 바탕으로, 본 연구는 ECM을 적용한 PMG 추정 방법을 활용하여 분석 결과의 강건성을 추가로 확인한다.

〈Table 6〉 Kao Panel Cointegration Test

Test	Residual Variance	HAC Variance	t-statistics	P-value
Kao	0.001482	0.002332	-8.35005	0.0000

Note: The null hypothesis assumes no cointegration. \*\*\*, \*\*, and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

### 3) 패널 인과관계 검정

통화정책과 산출 간에는 상호 인과관계가 존재할 수 있다. Dumitrescu-Hurlin (2012)은 개별 국가(또는 지역)의 횡단면 이질성을 고려한 패널자료 구조에서의 그랜저 인과관계 검정 방법을 제시하였다. 이 검정에서는 모든 개체에 대해 인과관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 설정하고 있다.

〈Table 7〉은 Dumitrescu-Hurlin (2012)이 제안한 패널 인과관계 검정 결과를 제시하고 있다. 그 결과, 지역내총생산과 금리 간 상호 영향을 미치지 않는다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되어, 두 변수 간에 쌍방향 인과관계가 존재함이 확인되었다. 또한, 지역내총생산과 상호작용 항 간에도 유의한 상호 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이에 따라, 이후의 분석에서는 이러한 내생성 문제를 고려하여, Arellano and Bond (1991)의 GMM과 패널 ARDL-ECM의 PMG 추정법을 병행하여 사용한다.

〈Table 7〉 Causality Test

	W-stat	Zbar-stat	P-value
$\ln rgrdp, p \rightarrow rint$	17.0	19.9844	0.0000
$rint \rightarrow \ln rgrdp, p$	6.69	5.84339	5.E-09
$\ln rgrdp, p \rightarrow ro$	10.0	10.3869	0.0000
$ro \rightarrow \ln rgrdp, p$	5.58	4.32949	1.E-05

## 2. 실증분석 결과

### 1) 산출 탄력성 모형의 실증분석 결과

〈Table 8〉은 Bruckner and Tuladhar (2010)의 산출 탄력성 모형의 분석 결과를 제시하고 있다. 모형 진단 결과, 이분산, 자기상관이 존재하지 않는 것으로 확인되었으며, OLS와 패널자료 분석 방법인 고정효과모형(Fixed Effect model, FEM), 확률효과모형(Random Effect Model, REM) 그리고 GMM 모형을 통해 분석을 수행하였다. 하우스만 검정 결과, 확률효과모형이 적합한 것으로 나타났으며, 이에 따라 주요 해석은 확률효과 모형을 중심으로 진행한다.

분석 결과, 금리의 변화가 지역내총생산에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로, 금리가 1%p 상승할 경우, 지역산출은 패널 OLS①에서는 0.091%, REM②에서는 0.092% 각각 감소하는 것으로 나타났다.

이는 통화정책이 일반적으로 금리 인하를 통해 국민소득을 증가시키는 데 목적이 있다는 점을 고려하면 타당한 결과로 해석된다. 금리상승은 소비보다 저축에 대한 유인을 증가시켜 저축을 선호하게 만들며, 이로 인해 기업과 가계의 투자 활동이 위축되고, 총수요가 감소하여 경제성장이 둔화될 가능성이 크다. 본 연구의 실증분석 결과는 이러한 경제 이론적 메커니즘을 반영하고 있다. 또한, 기존의 여러 연구(안병권·김기호·육승환, 2017; 원유경, 2020)에서도 고령화가 경제성장률 하락에 영향을 미치는 주요 요인으로 분석된 바 있다. 본 연구의 OLS① 및 REM②에서도 고령화 비율의 증가는 지역내총생산에 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었으며, 이는 고령화가 생산가능인구 감소 및 소비·투자 위축을 통해 지역경제에 부담을 주는 구조적 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다.

반면, 고령화 비율과 금리의 상호작용 변수에 대한 분석에서는 모든 모형에서 유의한 정(+)의 탄력성이 나타났다. 구체적으로, OLS①, REM②와 Difference GMM③에서는 상호작용 항이 1% 증가할 때 지역산출이 각각 0.005%, 0.001% 증가하는 것으로 분석되어, 정의 방향의 효과가 확인되었다. 이는 금리가 지역산출에 미치는 한계효과가 고령화 비율에 따라 달라진다는 점을 시사한다. 분석 결과에 따르면, 고령화가 진행될수록 금리가 지역경제에 미치는 영향이 원래의 부(-)의 효과와는 다르게 변화하고 있으며, 이러한 상호작용 항의 정(+)의 탄력성은 고령화와

〈Table 8〉 Estimation results of the Output Elasticity Model<sup>11)</sup>(Eq.(1))

	OLS①	FEM	REM②	Difference GMM③	System GMM④
$\Delta \ln rgrdp.p(-1)$				0.931*** (49.92)	0.939*** (58.04)
$\Delta rint$	-0.091*** (-6.73)	-0.092*** (-25.28)	-0.092*** (-25.28)	-0.001 (-0.53)	-0.000 (-0.15)
$\Delta ro$	0.005* (1.68)	0.005*** (7.03)	0.005*** (7.03)	0.001*** (3.38)	0.001*** (3.34)
$\Delta old65$	-0.110 (-0.83)	-0.170*** (-4.56)	-0.169*** (-4.53)	-0.014 (-1.15)	-0.020** (-2.05)
$poprate$	0.014 (0.60)	0.027*** (3.24)	0.027*** (3.25)	0.005 (1.60)	0.003 (1.19)
$wfc$	0.079 (0.73)	-0.119*** (-4.07)	-0.119*** (-4.06)	-0.001 (-0.17)	-0.000 (-0.04)
$cons$	3.642*** (40.44)	3.507*** (140.61)	3.357*** (43.15)		0.219*** (4.14)
$R^2$ , Wald $\chi^2$ , F	0.1535***	158.16***	780.38***		17994.08***
Hausman		0.8563			
Ar(1)				-7.49***	-3.28***
Ar(2) (p-value)				0.98(0.325)	1.36(0.171)
Sargan (p-value)				152.47 (0.362)	175.09 (0.338)
Hansen (p-value)				(1.000)	12.81 (1.000)

Note: \*\*\*, \*\*, and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. t-values are reported in parentheses.

기준금리의 결합 효과가 단일 변수의 효과와 다르게 작용하고 있음을 보여준다. 즉, 금리상승이 산출에 미치는 부정적 효과, 그리고 고령화가 산출에 미치는 부정적 영향이 상호작용할 경우, 결과적으로 긍정적인 탄력성이 나타난다는 점은 기존

11) 내생성 편향을 통제하기 위해 Bruckner and Tuladhar(2010)와 최병호·이근재(2014)는 Arellano and Bond(1991)의 GMM 추정을 시행하였다. 본 고에서도 GMM 추정으로 도구변수를 분석에 이용하였으며 차분 GMM에서 실질 기준금리의 차분값, 전기 중속변수가 도구변수로 사용하였고, 시스템 GMM에서는 중속변수의 차분한 과거값과 차분된 다른 변수들이 도구변수로 채택되었다. 도구변수의 적절성을 검정하기 위한 AR 검정과 Sargan 검정에서 도구변수의 과대식별이 적절하다는 귀무가설이 채택되어 적절성이 확인되었다. 강건성을 위한 Hansen-J 검정에서도 이를 지지한다.

선행연구들과 일치하는 분석 결과로 해석될 수 있다. 이는 고령화가 한국의 지역별 통화정책 유효성에 구조적인 제약 요인으로 작용하고 있음을 보여주는 실증적 근거로 해석된다.

한편, <Table 9>는 분석 결과의 강건성을 확인하기 위해, 더미변수를 추가하여 수도권과 비수도권 지역으로 구분한 식 (3)의 산출 탄력성 추정 결과를 제시하고 있다.

<Table 9> Estimation Results of the Output Elasticity Model  
(with Dummy Variables) (Eq. (3))

	FEM①	REM	Difference GMM②	System GMM③
$\Delta \ln rgrdp.p (-1)$			0.923*** (44.17)	0.930*** (59.78)
$\Delta rint \times I$	-0.110*** (-24.67)	-0.107*** (-21.87)	-0.003 (-1.03)	-0.002 (-1.15)
$\Delta rint \times (1 - I)$	-0.067*** (-11.81)	-0.075*** (-12.81)	-0.001 (-0.32)	0.000 (0.18)
$\Delta ro \times I$	0.006*** (7.76)	0.005*** (6.72)	0.001*** (3.05)	0.001*** (3.00)
$\Delta ro \times (1 - I)$	0.007*** (5.41)	0.008*** (5.32)	0.001*** (2.64)	0.001*** (3.47)
$\Delta old65 \times I$	-0.168*** (-3.91)	-0.197** (-4.21)	-0.014 (-0.98)	-0.021* (-1.77)
$\Delta old65 \times (1 - I)$	-0.295*** (-5.33)	-0.211*** (-3.74)	-0.021 (-1.11)	-0.027* (-1.79)
<i>poprate</i>	0.019** (2.32)	0.021** (2.37)	0.005 (1.52)	0.003 (1.11)
<i>wfc</i>	-0.147*** (-5.30)	-0.146*** (-4.69)	-0.004 (-0.52)	-0.004 (-0.61)
<i>constant</i>	3.481*** (143.30)	3.497*** (74.89)		0.252*** (4.67)
$R^2$ , Wald $\chi^2$ , F	121.36***	765.15***		18380.30***
Hausman	0.0000			
AR(1)			-7.56***	-3.30***
AR(2) (p-값)			1.05 (0.293)	1.58 (0.114)
Sargan (p-값)			154.49 (0.242)	174.26 (0.354)
Hansen (p-값)			(1.000)	9.43 (1.000)

Note: \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. t-values are reported in parentheses.

하우스만 검정 결과에서 16개 시도의 관측되지 않은 이질적 특성(unobserved heterogeneity)을 통제할 수 있는 FEM이 REM보다 적합한 추정 방법으로 선택되었다. FEM을 포함한 전체 분석 결과는 <Table 8>의 계수 부호 및 통계적 유의성과 일치하며, 이를 강하게 지지한다. 구체적으로, 모든 모형에서 금리의 증가는 지역 산출에 부정적인 영향을 미치는 반면, 고령화 비율과의 상호작용을 고려한 경우는 그 방향이 반대로 나타났다. 구체적으로 <Table 9>의 결과를 살펴보면, 먼저 금리가 지역의 산출에 미치는 영향은 부(-)로, FEM①에서 도와 시의 탄력성 계수들 크기는  $|\gamma_1| > |\gamma_2|$ 로 나타났다. 다시 말해, 금리변동이 지역의 산출에 미치는 부정적 영향은 도와 시의 경우가 더 큰 것으로 확인된다. 선행연구를 살펴보면, 상호저축은행의 금리 경로를 통해 본 홍완표(2004)의 연구에서 대출 관련 수신금리의 경우, 도 지역이 시 지역보다 비교적 높게 책정되어 금리변동 시, 도 지역의 산출에 미치는 타격이 더 큰 것으로 보고하였다. 우리나라 16개 시도를 포함한 전국을 대상으로 통화정책 효과의 지역별 차이와 변화를 연구한 김정현·전성범(2017)은 16개 시도를 권역별로 구분해 묶어 SVAR 모형으로 통화정책의 효과를 비교하였다. 분석 결과, 충청권(대전, 충북, 충남)이 통화정책의 변동에 가장 높은 반응을 보였으며 다음으로 대경권(대구, 경북), 호남권(광주, 전북, 전남), 수도권(서울, 인천, 경기), 동남권(부산, 울산, 경남) 순으로 나타났다.<sup>12)</sup> 또한 지역별 반응도 조사하였는데 권역별 분석 결과와 비슷한 것으로 나타났다. 대체로 충청권 지역인 충남과 충북, 대경권 지역인 대구와 경북, 호남권 지역인 광주와 전북, 그리고 경기도의 정책적 반응이 크게 나타났으며 수도권지역의 강원, 서울, 인천과 동남권 지역인 부산, 울산, 경남의 반응은 상대적으로 낮았다. 저축은행의 금리 경로를 근거로 본다면  $|\gamma_1| > |\gamma_2|$ 가 지지되지만, 본 연구에서는 16개 지역을 권역별이 아닌 단순한 시와 도 지역으로 구분하였기에 <Table 9>에 나타난 도와 시 지역의 탄력성 계수 차이에 대한 명확한 이유를 제시하는 데는 한계가 있다.

고령인구를 적용한 상호작용 항의 경우,  $\delta_1$ 과  $\delta_2$ 의 관계가 FEM①에서는 반대의 결과( $|\delta_1| < |\delta_2|$ )를, GMM 모형의 경우는 유사한 값을 보여주고 있어 결과가 혼재하였다. 그러나 모든 모형에서 상호작용 항의 1% 증가가 지역의 산출을 모

12) 김정현·전성범(2017)은 강원을 수도권, 제주를 호남권을 포함한 경우와 그렇지 않은 경우를 비교하였는데 결과는 비슷한 것으로 확인되었다.

두 증가시키는 것을 확인할 수 있다. 마지막으로 고령화 비율의 영향에 따른 지역의 산출 탄력성 결과는 FEM①에서  $|\zeta_1| < |\zeta_2|$  을 보였다. 즉, 시 지역에서 고령인구의 1% 증가가 지역의 산출 0.295% 감소시키며 그 영향력이 조금 더 크게 나타났다. System GMM③ 모형의 결과도 FEM①의 결과를 지지하는 것으로 확인되었다. 고령인구 증가는 농·어업 등 1차 산업참여에 오랫동안 적응된 도 지역보다 시 지역에 충격을 가중하는데, 이현훈·이문희·박세준(2012)은 경제특구, 중소기업, 대기업의 사업체 수가 많은 시 지역에 고령인구 증가가 미치는 부정적 영향은 군 지역보다 더 큼을 실증적으로 보고하였다.

한편, 식 (2)에 따르면 금리상승이 지역내총생산 증가로 이어지기 위한 조건은 고령화 비율이 임계값( $-\alpha_2/\alpha_3$ ) 이상일 때이다. 이 임계값은 <Table 9>의 추정 결과 중 모든 변수의 계수가 통계적으로 유의한 FEM①을 바탕으로 산출하였다(식 (3) 참조).

$$\begin{aligned} \Delta \ln rgrdp.p_{i,t} = & 3.481 - 0.110rint_{i,t} \times I - 0.067rint_{i,t} \\ & \times (1 - I) + 0.006\Delta ro_{i,t} \times I + 0.007\Delta ro_{i,t} \\ & \times (1 - I) - 0.168\Delta old65_{i,t} \times I - 0.295\Delta old65_{i,t} \\ & \times (1 - I) + 0.019poprate_{i,t} - 0.147wfc_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

식 (8)의 추정 결과에 따르면, 고령화 비율의 임계값은 도 지역( $I=1$ )의 경우 약 18.3%, 시 지역( $I=0$ )의 경우 약 9.57%로 나타났다. 이는 도 지역에서는 고령화율이 18.3%를 초과할 때, 금리 인상이 지역내총생산을 증가시킬 가능성이 있음을 의미하며, 시 지역은 고령화율이 9.57%를 넘는 경우 금리 인상의 부정적 효과가 완화되거나 긍정적인 효과로 전환될 수 있음을 시사한다. 이러한 결과는 시 지역의 고령화율이 도 지역보다 빠르게 임계값을 초과했기 때문에, 통화정책 효과의 전환점에 더 이르게 도달했음을 보여준다.

<Table 10>은 지역별 고령화 비율 자료를 바탕으로, 식 (8)에서 도출된 임계값을 초과한 지역이 실제로 존재하는지, 그리고 각 지역이 어느 시점부터 해당 임계값을 초과했는지를 정리한 결과를 제시한다. 이를 통해 고령화 수준이 통화정책의 효과 전환점(threshold)을 넘어서기 시작한 시점을 지역별로 확인할 수 있으며, 시와 도간 고령화 진행 속도의 차이도 함께 파악할 수 있다.

〈Table 10〉 Estimation results of Regional Thresholds

City	Year	Province	Year
Pusan	since 2007	전라남도	since 2011
Daegu	since 2009	전라북도	since 2017
Seoul	since 2010	경상북도	since 2017
Gangju	since 2012	강원도	since 2018
Incheon	since 2013		
Daejeon	since 2013		
Ulsan	since 2017		

Source: KOSIS.

〈Table 10〉을 살펴보면, 도보다 시의 경우 고령화 진행 속도가 더 일찍 시작되었으며 가장 빠른 지역은 부산으로 2007년 이후 급속하게 진행된 것으로 보인다. 7개 시의 모든 경우에서 이자율 상승이 지역내총생산 증가로 이어지는 시점을 확인할 수 있다. 반면에 도의 경우, 9개 중 4개의 도에서 이와 같은 현상이 나타나는 시점을 볼 수 있다. 이러한 결과는 수도권 집중과 지방 대학 졸업 후 취업 등으로 인해 시 지역에서 청년 인구가 대도시(서울, 경기 등) 또는 수도권으로 이동, 출산율 저하에 따른 고령화를 상대 증가 등 요인이 있을 수 있다.

## 2) ARDL-ECM 모형의 PMG 추정법 분석 결과

〈Table 11〉은 내생성 문제를 통제하고 분석 결과의 강건성을 확보하기 위해 수행한 ARDL-ECM 모형의 PMG 추정 결과를 보여준다.

패널 ARDL-ECM 모형의 PMG 추정 결과, 오차수정항은 통계적으로 유의미한 음(-)의 값을 나타냈으며, 이를 통해 지역내총생산과 다른 변수 간에 장기적인 공적분 관계가 존재함을 확인할 수 있었다. 오차수정계수는 -0.063으로 추정되어, 단기적으로 균형에서 이탈한 충격은 약 6.3%의 속도로 장기 균형 상태로 조정되는 것으로 해석된다.

장기방정식의 계수 추정 결과에 따르면, 금리는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 지역산출에 미치는 것으로 나타났다. 반면, 금리와 고령화 비율의 상호작용 항은 계수가 0.029로 추정되며, 지역산출에 유의한 정(+)의 영향을 주는 것으로 분석되었다. 이는 고령인구 비율이 높아질수록, 금리상승의 부정적 효

과가 완화되며, 오히려 산출에 긍정적인 효과로 전환될 수 있음을 시사한다. 이러한 결과는 Bruckner and Tuladhar (2010)의 모형에서 제시된 분석 결과와도 부합하며, 고령화가 통화정책 효과의 경로에 구조적인 조정역할을 수행할 수 있음을 실증적으로 보여준다. 단기방정식에서는 주요한 변수들의 유의성이 나타나지 않았다. 통화정책의 효과는 단기금융시장 → 장기금융시장 → 실물경제(수요·물가)로 전파되는 시차 효과(lag effect)가 존재하므로, 통화정책이 지역산출에 미치는 영향은 장기적 관점에서 해석하는 것이 타당한 것으로 판단된다.

본 연구에서는 ARDL-ECM 모형의 MG 및 DFE 추정 결과를 부록에 제시하였다. 두 모형 모두에서 변수 간 장기 균형 관계가 유의하게 나타났다.

〈Table 11〉 Panel ARDL-ECM PMG Estimation Results

	Variable	Coefficient (S. V)	Z-value
Long-term equation	<i>rint</i>	-0.055*** (0.012)	-4.52
	<i>ro</i>	0.029*** (0.013)	2.21
	<i>old65</i>	-0.336*** (0.105)	-3.19
	<i>poprate</i>	0.032** (0.015)	2.07
	<i>wfc</i>	-0.070 (0.103)	-0.67
Short-term equation	<i>Ec</i>	-0.063*** (0.018)	-3.42
	<i>DL.rint</i> <sup>13)</sup>	-0.110 (0.007)	-1.57
	<i>DL.ro</i>	-0.000 (0.000)	-0.96
	<i>DL.old65</i>	-0.041*** (0.012)	3.42
	<i>DL.poprate</i>	0.015*** (0.003)	4.45
	<i>DL.wfc</i>	-0.010 (0.009)	-1.15
	<i>cons</i>	0.272*** (0.075)	3.63

Notes: 1. The ARDL(1, 1, 1, 1) model was selected based on the SIC.

2. \*\*\*, \*\*, and \* denote significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

## V. 결론 및 시사점

본 연구는 인구 고령화가 통화정책의 유효성에 미치는 영향을 지역별로 실증 분석하였다. 특히 금리와 고령화 비율의 상호작용 항을 통해 고령화가 통화정책의 과

13) 단기방정식의 계수들은 각 변수의 1차 차분값들로 이뤄진 PMG의 추정량이며, 표에서 *DL* 변수로 표기된다.

급경로를 어떻게 변화시키는지 분석하였으며, 시와 도의 고령화 속도 차이를 반영하여 지역별 이질성을 추가로 고려하였다. 분석에는 2001년부터 2019년까지 한국 16개 시도 패널자료를 활용하였고, Bruckner and Tuladhar (2010)의 산출 탄력성 모형과 패널 ARDL-ECM(PMG 추정법)을 통해 통화정책의 단기 및 장기 효과를 동시에 추정하였다.

분석 결과, 전통적 경제학 이론이 설명한 바와 같이 금리상승은 지역내총생산에 부정적인 영향을 미쳤다. 그러나 고령화 비율이 높아질수록 이 부정적 영향은 점차 상쇄되었고, 일정 수준을 초과하면 오히려 긍정적 효과로 전환되는 경향이 나타났다. 이는 금리와 소비·저축 간 관계를 설명하는 Ramsey (1928)의 최적 소비 이론과 Modigliani (1970)의 생애주기 가설과 부합한다. 특히 고령층은 금리 변화에 대한 민감도와 소비의 탄력성이 전반적으로 낮은 특성을 보이기 때문에 (Wong, 2015), 통화정책의 실물경제 파급효과를 제한하는 요인으로 작용한 것으로 보인다. Kantur (2013)가 제시한 OLG - New Keynesian 모형에서도 고령화는 금리 민감도를 낮춰 통화정책의 효율성을 구조적으로 저하시킬 수 있음이 이론적으로 제시한 바 있다.

특히, 고령화 비율의 임계값은 도 지역( $I=1$ )에서 약 18.3%, 시 지역( $I=0$ )에서 약 9.57%로 나타났다. 이는 시 지역의 고령화 비율이 도 지역보다 빠르게 임계값을 초과했기 때문에 통화정책 효과의 전환점(threshold)에 더 조기에 도달했음을 시사한다. 7개 시 지역 중 울산을 제외한 모두에서 2013년 이전에 임계값을 초과한 반면, 도 지역은 9개 중 전남지역이 2011년, 그 외 3개 지역만이 2017년 이후 해당 전환점에 도달한 것으로 나타났다. 이는 지방 청년층의 수도권 이주, 출산율 저하 등으로 시 지역에서 더 빠른 속도로 고령화가 진행되었기 때문이며, 이러한 인구구조 변화는 통화정책 효과의 시차와 규모에도 구조적 영향을 미치고 있음을 보여준다.

이러한 실증 결과는 다음과 같은 정책적 시사점을 제공한다. 첫째, 통화정책의 설계에 있어 인구구조의 동태적 변화를 고려하는 것이 필수적이다. 고령화는 실질이자율의 하방 압력을 심화시키고, 금리의 소비 유인 효과를 저해시키는 구조적 요인으로 작용하므로, 연령별 소비·저축 반응을 구분하여 맞춤형 정책 수단을 병행할 필요가 있다. 둘째, 지역별 고령화 수준에 따른 통화정책의 차등적 효과는 지역경제의 구조적 조건을 고려한 차별적 대응을 요구한다. 특히 고령화 임계값을 초과한 시 지역에서는 통화정책이 기대만큼 작동하지 않을 수 있으며, 이를 보완할 재

정정책, 복지정책, 또는 지역별 생산성 제고 정책이 병행되어야 한다. 셋째, 고령화로 인한 통화정책의 한계는 노년층의 경제활동 참여 확대와 생산성 유지 정책을 통해 일부 완화될 수 있다. 고령인구의 노동시장 참여율 제고, 연금제도 개편, 고령층 맞춤형 금융상품의 확대 등은 금리 변화에 대한 민감도를 일정 부분 제고시킬 수 있다. 마지막으로, 향후 연구에서는 지역별 고령화의 수준뿐 아니라 생애주기별 금융행태와 이자율 민감도, 그리고 재정·통화 정책의 결합 효과에 대한 분석이 필요하다. 본 연구는 지역 패널자료를 활용하여 고령화가 통화정책의 효과를 어떻게 바꾸는지를 실증적으로 규명한 점에서 의미가 있으며, 고령화 사회에 진입한 한국의 향후 정책 방향 설정에 유용한 기초 자료를 제공한다.

#### ■ 참 고 문 헌

1. 강명현·이혜란, “한국 통화정책의 유효성 연구,” KIF 금융리포트, 제2014권 제1호, 2014, pp. 1-159.  
(Translated in English) Kang, Myung Hun, and Hye Ran Lee, “A Study on the Effectiveness for Korean Monetary Policy,” *KIF Financial Report*, 2014-01, 2014, pp. 1-159.
2. 강종구, “인구 고령화가 실질금리에 미치는 영향: 가계의 금융행태를 감안한 실증분석,” 『금융연구』, 제38권 제1호, 2024, pp. 35-63.  
(Translated in English) Kang, Jong Gu, “The Effects of Population Aging on Real Interest Rates,” *Journal of Money & Finance*, Vol. 38, No. 1, 2024, pp. 35-63.
3. 김 권, “분할연금제도가 황혼이혼율에 주는 영향에 대한 실증분석,” 『한국정책논집』, 제20권 제2호, 2020, pp. 1-9.  
(Translated in English) Jin, Quan, “An Empirical Analysis of the Effect of a Split Pension System on the Sunset Divorce Rate,” *The Korea Policy Journal (KOPQJ)*, Vol. 20, No. 2, 2020, pp. 1-9.
4. 김명현·권오익, “인구 고령화가 실질금리에 미치는 영향,” 『경제분석』, 제26권 제1호, 2020, pp. 133-166.  
(Translated in English) Kim, Myeong Hyeon, and Oh Ik Kwon, “Impacts of Population Aging on Real Interest Rates,” *Economic Analysis*, Vol. 26, No. 1, 2020, pp. 133-166.
5. 김영덕·최진석, “통화정책의 지역별효과에 관한 실증분석,” 『경제연구』, 제28권 제4호, 2010,

pp. 27-50.

(Translated in English) Kim, Yongduk, and Jinsuk Choi, "The Regional Differential Effects of Monetary Policy: The Case of South Korea," *Journal of Korean National Economy*, Vol. 28, No. 4, 2010, pp. 27-50.

6. 김석기, "Population Aging and Monetary Policy in a New-Keynesian OLG Model," KIF 연구보고서, 제2017권 제5호, 2017, pp. 1-62.

(Translated in English) Kim, Seok Ki, "Population Aging and Monetary Policy in a New-Keynesian OLG Model," *KIF Research Paper*, 2017-05, 2017, pp. 1-62.

7. 김정현 · 전성범, "통화정책 효과의 지역별 차이와 변화," 『한국경제연구』, 제35권 제2호, 2017, pp. 67-110.

(Translated in English) Kim, Jounghyeon, and Sung Beom Jun, "Changes and Differences in Regional Effects of Monetary Policy," *Journal of Korean Economic Studies*, Vol. 35, No. 2, 2017, pp. 67-110.

8. 김종혁, "장기 경기침체와 금융안정," 『한국경제포럼』, 제10권 제1호, 2017, pp. 79-100.

(Translated in English) Kim, Jongheuk, "Secular Stagnation and Financial Stability," *The Korean Economic Forum*, Vol. 10, No. 1, 2017, pp. 79-100.

9. 김진웅, "생산성 증가율과 실질이자율 간의 관계에 대한 실증연구," 『한국사회과학연구』, 제40권 제1호, 2021, pp. 37-60.

(Translated in English) Kim, Jin Woong, "Productivity Growth and Real Interest Rate in the Low Interest Rate Period," *Korean Social Science Journal*, Vol. 40, No. 1, 2021, pp. 37-60.

10. 백현화 · 박은엽 · 김영덕, "인구 고령화와 지방 재정지출이 산출 및 고용에 미치는 영향분석," 『한국산업경제연구』, 제37권 제4호, 2024, pp. 507-532.

(Translated in English) Paek, hyunhwa, Youngduk Kim, and Eunyub Park, "Analysis of the Impact of Population Aging and Local Fiscal Expenditure on Output and Employment," *Korean Industrial Economic Journal*, Vol. 37, No. 4, 2024, pp. 507-532.

11. 송민규, "제로금리 시대, 금융시장의 리스크와 대응과제," KIF 금융분석리포트, 제2020권 제7호, 2020, pp. 1-131.

(Translated in English) Song, Min-kyu, "제로금리 시대, 금융시장의 리스크와 대응과제," *KIF Financial Ananlysis Report*, 2020-07, 2020, pp. 1-131.

12. 안병권 · 김기호 · 육승환, "인구고령화가 경제성장에 미치는 영향," 『경제분석』, 제23권 제4호, 2017, pp. 1-33.

(Translated in English) Ahn, Byung Kwun, Ki-Ho Kim, and Seung Whan Ryuk, "The Effect of Population Aging on Growth," *Economic Analysis*, Vol. 23, NO. 4, 2017, pp. 1-33.

13. 안중섭 · 김주완 · 이병호, "고빈도데이터를 활용한 한국의 통화정책 충격 식별 - 통화정책에 담긴 중앙은행 정보효과를 중심으로," 『경제학연구』, 제69권 제4호, 2021, pp. 45.

(Translated in English) Ahn, JoongSeop, JooWan Kim, and ByungHo Lee, "Identifying Monetary Policy Shocks Using High Frequency Data: Evidence from Korea -Focusing on the Central Bank Information Effect Contained in Monetary Policy," *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 69, No. 4, 2021, pp. 45.

14. 윤덕룡 · 이동은, “고령화시대 주요국 금융시장 구조변화 분석과 정책적 시사점,” KIEP 연구보고서, 제16권 제3호, 2016, pp.1-168.  
(Translated in English) Yoon, Deok Ryoung, and Dong-Eun Rhee, “The Impact of Population Ageing on Financial Market Structures and Policy Implications,” *KIEP Policy Analysis*, Vol. 16, No. 3, 2016, pp.1-168.
15. 원유경, “인구고령화가 경제성장에 미치는 영향,” 부산대학교 무역학 박사학위논문, 2020.  
(Translated in English) Won, Yoo Kyung, “The Effect of Population Aging on the Economic Growth,” *Dissrtation/Thesis*, 2020.
16. 이연호 · 조형진, “기업규모의 분포와 지역경제 성장,” 『사회과학연구』, 제39권 제2호, 2022, pp. 1-45.  
(Translated in English) Lee, Yeonho, and Hyung Jin Cho, “Firm Size Distribution and Regional Economic Growth,” *Journal of Social Science*, Vol. 39, No. 2, 2022, pp.1-45.
17. 이재호, “인구구조변화와 소비의 금리 민감도,” 『경제학연구』, 제72권 제1호, 2024, pp.175.  
(Translated in English) Lee, Jaeho, “Demographic Shifts and Sensitivity of Consumption to Interest Rate Changes,” *The Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 72, No. 1, 2024, pp. 175.
18. 이태현, “한국의 인구구조 변화와 통화정책 충격의 전파,” 『한국경제연구』, 제41권 제3호, 2023, pp. 79-107.  
(Translated in English) Lee, Tae Heon, “The Changes in South Korea’s Demographic Structure and The Transmission of Monetary Policy Shocks,” *Journal of Korean Economic Studies*, Vol. 41, No. 3, 2023, pp.79-107.
19. 이현훈 · 이문희 · 박세준, “기초자치지역의 경제성장 요인 실증분석과 정책적 함의,” 『경제발전연구』, 제18권 제2호, 2012, pp. 91-124.  
(Translated in English) Lee, Hyun Hoon, Mun Hee Lee, and Sejun Park, “Sources of Economic Growth at the Local Level in Korea: An Empirical Analysis and its Policy Implications,” *Journal of Korean Economic Development*, Vol. 18, No. 2, 2012, pp. 91-124.
20. 임근형 · 나승호 · 오다운, “통화정책 충격이 생산과 물가에 효과의 국가별 차이 및 결정요인,” 『BOK경제연구』, 제2022권 제20호, 2022, pp.1-52.  
(Translated in English) Yim, Geunhyung, Seungho Nah, and Daun Oh, “Cross-country Differences in the Effects of Monetary Policy Shocks on outputs and Prices and Their Determinants,” *Economic Research Institute, Bank of Korea*, 2022-20, 2022, pp.1-52.
21. 최병호 · 이근재, “지방재정지출증수와 지방세출구조조정에 관한 함의,” 『한국지방재정논집』, 제19권 제2호, 2014, pp. 25-57.  
(Translated in English) Choe, Byeong Ho, and Keun Jae Lee, “Local Fiscal Multiplier and its Implication to the Restructuring of Local Expenditure,” *The Korea Journal of Local Finance*, Vol. 19, No. 2, 2014, pp.25-57.
22. 하능식 · 신두섭, “지방자치단체의 복지재정 수요변화와 대응전략,” 한국지방행정연구원 기본연구과제, 2009.  
(Translated in English) Ha, Neung-sik, and Du-sub Shin, “Demographic Changes and Welfare Finance Projections of Local Governments,” *Korea Research Institute for Local*

- Administration, 2009.
23. 홍완표, “지역간 금리격차의 존재-상호저축은행의 금리를 중심으로,” 『지역사회연구』, 제12권 제1호, 2004, pp.72-91.  
(Translated in English) Hong, Wan Pyo, “The Existence of the Local Interest Rates Differentials,” *Journal of Regional Studies*, Vol. 12, No. 1, 2004, pp.72-91.
  24. Arellano, M., and S. Bond, “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equation,” *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, 1991, pp.277-297.
  25. Baksa, D., and Z. Munkacsi, “More Gray, More Volatile? Aging and (Optimal) Monetary Policy,” *IMF Working Paper*, No. 2019/198
  26. Bernanke, B. S., and A. S. Blinder, “The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American Economic Review*, Vol. 82, No. 4, 1992, pp.901-921.
  27. Brambor, T., W. R. Clark, and M. Golder, “Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses,” *Political Analysis*, Vol. 14, No. 1, 2006, pp.63-82.
  28. Bruckner, M., and A. Tulardhar, “Public Investment as a Fiscal Stimulus: Evidence from Japan’s Regional Spending during the 1990s,” *IMF Working Paper*, No. 110, 2010.
  29. Carvalho, C., A. Ferrero, and F. Nechio, “Demographics and Real Interest Rates: Inspecting the Mechanism,” *NBER Working Paper*, No. 22442, 2016.
  30. Dumitrescu, E. I., and C. Hurlin, “Testing for Granger Non-Causality in Heterogeneous Panels,” *Economic Modeling*, Vol. 29, No. 4, 2012, pp.1450-1460.
  31. Eggertsson, G. B., R. E. Juelsrud, L. H. Summers, and E. G. Wold, “Negative Nominal Interest Rates and the Bank Lending Channel,” *NBER Working Paper*, No. 25416, 2019.
  32. Imam, P. A., “Shock from Graying: Is the Demographic Shift Weakening Monetary Policy Effectiveness?” *International Journal of Finance & Economics*, Vol. 20, No. 2, 2015, pp.138-154.
  33. Kantur, Z., “Aging and Monetary Policy,” Bilkent University(Unpublished), 2013.
  34. Kao, C., “Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data,” *Journal of Econometrics*, Vol. 90, No. 1, 1999, pp.1-44.
  35. Kim, M., “Population Aging and International Monetary Transmission,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 56, No. 1, 2024, pp.279-304.
  36. Miles, D., “Should Monetary Policy be Different in a Greyer World?” Ageing, *Financial Markets and Monetary Policy*, Springer, 2002, pp.243-276.
  37. Mishkin, F. S., “The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy,” *NBER Working Paper Series*, No. 5464, 1996.
  38. Modigliani, F., “The Life Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Ratio,” *Induction, Growth and Trade: Essays in Honour of Sir Roy Harrod*, Oxford: Clarendon Press, 1970, pp.197-225.
  39. Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. P. Smith, “Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, No.

446, 1999, pp. 621-634.

40. Ramsey, F. P., "A Mathematical Theory of Saving," *The Economic Journal*, Vol. 38, No. 152, 1928, pp. 543-559.

41. Wong, A., "Population Aging and the Aggregate Effects of Monetary Policy," *Working Paper*, Northwestern University, 2015.

## 〈Appendix〉

〈Table A1〉 Estimation Results of Panel ARDL-ECM Models (DFE and MG)

Variable	DFE		MG	
	Coefficient (Std. Err)	z-value	Coefficient (Std. Err)	Z-value
Long-run Equation				
rint	-0.025 (0.023)	-1.05	-0.005 (0.055)	-0.08
ro	-0.009 (0.006)	-1.32	-0.022 (0.027)	-0.82
<i>old65</i>	0.267 (0.0179)	1.49	1.059 (0.690)	1.53
poprate	0.040 (0.035)	1.13	0.378 (0.268)	1.41
wfc	-0.323 (0.201)	-1.60	-0.477 (0.449)	-1.06
Short-run Equation				
Ec	-0.082*** (0.019)	-4.15	-0.209*** (0.099)	-2.10
D1.rint	0.014*** (0.019)	2.52	-0.005 (0.017)	-0.26
D1.ro	0.000 (0.000)	0.54	-0.000 (0.000)	-1.06
D2. <i>old65</i>	-0.007 (0.012)	-0.54	0.003 (0.026)	0.12
D2.poprate	-0.001 (0.002)	-0.40	-0.004 (0.012)	-0.32
D1.wfc	0.026*** (0.008)	3.08	0.011 (0.013)	0.80
cons	0.299*** (0.071)	4.18	0.765** (0.354)	2.16

Note: Standard errors in parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* indicate 1%, 5%, and 10% significance levels.

## Does Population Aging Alter the Economic Effects of Monetary Policy?

Hyunhwa Paek\* · Youngduk Kim\*\* · Eunyub Park\*\*\*

### Abstract

Population aging has emerged as a key demographic factor that structurally constrains the effectiveness and transmission channels of monetary policy. This study empirically examines the impact of the real policy interest rate and the aging population ratio on regional output (GRDP) using panel data from 16 metropolitan and provincial areas in South Korea between 2001 and 2019. Employing an Autoregressive Distributed Lag Error Correction Model (ARDL-ECM) with a Pooled Mean Group (PMG) estimator, we incorporate an interaction term between the real interest rate and the aging ratio to quantify the heterogeneous effects of monetary policy and regional disparities. The results show that an increase in the real interest rate generally reduces regional output, as predicted by conventional theory. However, this negative effect diminishes or even reverses once the aging rate surpasses a certain threshold. Specifically, the turning point occurs when the aging ratio exceeds approximately 18.3% in provincial areas and 9.57% in metropolitan areas. These findings suggest that population aging alters the transmission mechanism of monetary policy and serves as a structural constraint on its effectiveness. Moreover, metropolitan areas were found to surpass the threshold earlier than provincial regions, indicating an earlier arrival at the turning point of monetary policy effectiveness. This can be attributed to demographic shifts such as urban concentration, youth outmigration, and declining birth rates. This study provides policy and theoretical implications by emphasizing the need for tailored monetary policy design that reflects the degree of aging and regional heterogeneity.

**Key Words:** population aging, monetary policy, regional output, ARDL-PMG

**JEL Classification:** E, E5, E6

---

*Received: April 1, 2025. Revised: June 26, 2025. Accepted: July 9, 2025.*

\* First Author, Ph.D Student, Department of Economics, Pusan National University, 2, Busandaehak-ro 63beon-gil, Geumjeong-gu, Busan 46241, Korea, e-mail: whitecore@pusan.ac.kr

\*\* Co-Author, Professor, Department of Economics, Pusan National University, 2, Busandaehak-ro 63beon-gil, Geumjeong-gu, Busan 46241, Korea, Phone: +82-51-510-3777, e-mail: ydkim@pusan.ac.kr

\*\*\* Corresponding Author, Research Professor, Department of Economics BK21, Pusan National University, 2, Busandaehak-ro 63beon-gil, Geumjeong-gu, Busan 46241, Korea, e-mail: eunyubpark@pusan.ac.kr