

# 불균형 동적패널모형을 이용한 중국 고령화가 인플레이션에 미치는 영향 분석: AMG 추정법을 활용하여

許崇彦\* 金昭延\*\* 柳秀烈\*\*\*

목 차	
I. 서론	IV. 실증분석
II. 선행연구	V. 결론
III. 모형 및 자료	

## | 논문요약 |

노인인구 증가와 생산가능인구 감소로 인해 가속화된 중국의 고령화는 경제성장, 시장의 수급 구조, 산업구조 변화 등에 영향을 미치며, 특히 수요층 위축을 통해 물가 상승을 억제할 수 있고, 공급측 축소로 인해 인플레이션 압력을 초래할 수도 있다.

본 연구는 1998-2023년 중국 31개 성의 불균형 패널데이터를 이용해 뉴케인즈 필립스 곡선 모형에 기초한 동적 패널을 구축하고, AMG 추정법을 적용하여 고령화가 인플레이션에 미치는 효과를 분석하였다.

분석 결과, 인플레이션 시차항이 음(-)의 부호로 추정되어 평균회귀(mean reversion)의 특성을 가지며, 고령화 변수인 노인인구 비중과 노년부양 비율이 인플레이션을 억제하는 것으로 나타났다. 특히 억제효과는 도시보다 농촌지역에서 더욱 강했다. 또한 산출격차, 1인당 실질GDP 성장률, 재정지출, 도시화, 무역 개방도는 인플레이션을 유발하였고, 실질고정자산투자는 이를 억제하였다.

따라서 중국은 고령화로 인한 인플레이션 억제, 나아가 디플레이션 위험에 대

\* 주저자, 허승언, 국립경국대학교 일반대학원 경제학과 박사과정.

\*\* 공동저자, 김소연, 국립경국대학교 경제학과 시간강사.

\*\*\* 교신저자, 류수열, 국립경국대학교 경제학과 교수.

응하기 위해 재정·통화정책 및 노년층 노동참여 확대, 사회보장제도 개혁 등이 필요하다. 본 연구는 고령화 사회에서 물가 안정과 거시정책 수립에 시사점을 제공한다.

- 주제어: 중국 고령화, 인플레이션, 횡단면 의존성, AMG 추정법, 뉴케인즈 필립스 곡선

## I. 서론

최근 전 세계적으로 인구 고령화의 추세가 가속화되는 양상을 보여주고 있고, 특히 중국의 고령화 진행 속도는 선진국에 비해 빠르며 급속한 고령화 단계에 진입하고 있다. 인구구조 변화의 관점에서 살펴보면 중국의 고령화 과정은 단기간에 급격히 진행되어, 65세 이상 인구비중이 2000년의 7%에서 2023년 15.4%로 증가하였다(Liang et al., 2023). 이는 1949년 건국 이후 경제회복과 출산장려 정책으로 인해 출산율이 대폭 상승하였고 1978년 개혁개방 이후 경제가 급속히 성장하고 생활 및 의료 수준이 향상되어 기대수명의 지속적인 증가로 인구구조의 변화에 영향을 미쳤다.

중국의 고령화 현상은 노년인구 비중의 지속적인 증가와 동시에 생산가능인구의 급속한 감소로 나타난다. 1980년부터 인구규모를 축소하기 위해 실시한 계획출산정책(독자녀정책)을 통해 출산율이 크게 줄어들었으며, 2015년 이후 정부의 출산제한정책의 완화에도 불구하고 높은 양육비용과 주택가격, 취업경쟁 심화 등의 문제로 인해 출산율은 여전히 감소하는 양상을 보여주고 있다(Liu & Chen, 2024).

선진국과 비교하여 중국의 고령화는 ‘부유해지기 전에 먼저 늙는다’라는 특징이 있다. 선진국들은 1인당 GDP가 높고 사회보장제도가 어느 정도 완비된 상황에서 고령화로 진입한 반면, 중국은 1인당 GDP가 높지 않은 수준에 이미 고령화 사회에 들어섰다(Wu et al., 2004). 중국의 경제발전 과정은 여전히 전환기에 있으며, 노동연령인구의 감소는 경제성장의 잠재력과 노동

시장 및 산업구조에 상당한 영향을 미쳐 경제성장의 불확실성을 더욱 확대시킨다. 또한 연금제도는 사회통합계정(social pooling account)에서 공공적 지출 부담이 비교적 크고 개인연금의 누적잔액(accumulated balance) 부족으로 연금보험 투자 수익률이 낮은 문제가 존재한다(Yang & Guan, 2017). 이는 인구 고령화 문제를 대응하는 과정에서 경제 및 사회적 부담을 더욱 가중시키는 요인으로 작용한다.

고령화는 경제성장 둔화와 사회보장부담의 가중을 초래할 뿐만 아니라 인플레이션에 영향을 미칠 수 있다. 정부의 정책조정이 시기적절하지 않거나 대응조치가 충분하지 않을 경우, 경제는 저성장과 높은 인플레이션을 동반하는 스태그플레이션 또는 경제침체와 물가하락을 초래하는 디플레이션의 위험에 직면할 수 있다. 따라서 중국의 고령화가 인플레이션에 미치는 영향에 대한 연구는 고령화의 잠재적 위험을 분석할 수 있으며, 경제 불안정성을 완화하고 거시경제의 지속가능한 성장을 도모하는 것에 시사점을 제공할 수 있다.

한편 고령화가 인플레이션에 미치는 영향에 대한 연구는 분석 모형에 따라 상이한 결과를 나타내고 있다. 일부 연구는 고령화가 노동공급 감소, 임금 상승, 의료 및 요양의 수요증가 등의 요인으로 인플레이션을 유발할 수 있다는 결과를 제시하였고(Goodhart & Pradhan, 2017; Aksoy et al., 2019; de Albuquerque, 2020), 다른 연구에서는 고령화가 소비 수요 감소, 저축률 증가, 투자수요 위축 등을 통해 인플레이션을 억제한다고 주장하였다(Gajewski, 2015; Yoon et al., 2014; Broniatowska, 2019). 또한, Lindh & Malmberg(1998), Faik(2012) 등은 고령화와 인플레이션 간에 비선형 관계가 존재함을 확인하였다.

중국을 대상으로 고령화가 인플레이션에 미치는 영향을 분석한 연구는 미미한 실정이나, Yang et al.(2017)와 Li & Ping(2017)는 각각 고령화가 인플레이션을 유발한다는 결과와 억제한다는 상이한 결과를 도출하였다. 추정 방법에 있어 두 연구 모두 GMM(Generalized Method of Moments) 추정법을 활용하였으며, 이는 패널을 구성하는 지역 간의 의존성과 지역별의 이질성을 고려하지 못하여 가성회귀(spurious regression) 문제를 초래할 수 있다는 한계점이 존재한다.

AMG(Augmented Mean Group) 추정법은 패널모형의 횡단면 의존성

(cross-sectional dependence) 및 계수 이질성(slope heterogeneity)을 통제할 수 있다. 또한 지역 인플레이션은 해당 지역의 경제적 요인에 영향을 받을 뿐만 아니라 전국의 인플레이션 수준의 전도효과(transmission effect)에도 영향을 받는다. AMG 추정법은 동태적 공통과정(dynamic common process)으로 전국의 인플레이션 효과를 통제하며, 추정결과의 견고성(robustness)과 정확도를 높일 수 있다.

또한 분석모형과 관련하여, 전통적인 필립스 곡선(Phillips Curve) 모형은 실업률과 인플레이션 간에 음(-)의 상관관계를 나타냈으나, 1970년대 이후 미국, 영국 등 주요 선진국에서 높은 실업률과 높은 인플레이션이 동시에 발생하였고, 전통적 필립스 곡선의 설명력에 대한 의문이 제기되었다. 이에 따라 뉴케인즈 필립스 곡선(New Keynesian Phillips Curve, NKPC)은 전통이론모형을 보완하며 인플레이션율이 산출격차(Output Gap)와 기대 인플레이션율에 의해 결정됨을 보여주었고, Lee et al.(2024)은 인플레이션의 시차항과 산출격차, 그리고 고령화, 인구 증가율 등의 변수를 포함한 모형을 통해 뉴케인즈 필립스 곡선을 검증하였다.

따라서 본 연구는 중국 1998년부터 2023년까지의 31개 성 지역 불균형 패널데이터를 활용하고, 뉴케인즈 필립스 곡선 모형을 참고하여 새로운 패널모형을 구축하여, AMG 추정법을 통해 인구 고령화가 인플레이션에 미치는 영향을 분석한다. 본 연구의 구성은 I장은 서론, II장은 고령화가 인플레이션에 미치는 영향을 분석한 선행연구를 검토하고, III장은 모형 및 자료, IV장은 실증분석의 방법론 및 결과분석, V장은 요약 및 결론을 제시한다.

## II. 선행연구

최근 고령화가 인플레이션에 미치는 영향에 대한 분석은 경제학 분야에서 중요한 연구주제로 부각되고 있다. 선행연구에서 노동력 공급, 소비 수요, 저축 성향, 재정 정책 등 다양한 경로를 통해 고령화의 인플레이션에 대한 영향 메커니즘을 분석하였으며, 고령화가 인플레이션에 미치는 구체적인 방향성과 효과에 대해서는 그 결과가 상이하게 나타나고 있다.

특정 국가를 대상으로 한 연구로 Bruér(2002)는 스웨덴의 시계열 자료를 통해 경제활동 인구가 인플레이션을 억제하는 반면, 비경제활동 인구는 인플레이션을 유발하는 경향이 있으며, 특히 75세 이상의 고령층에서 디플레이션 효과가 가장 강하다고 분석하였다. Lindh(2004)는 OLS(Ordinary Least Squares) 및 SUR(Seemingly Unrelated Regression) 추정방법을 활용하여 스웨덴에서 65-74세의 인구는 인플레이션 효과, 50-64세의 노동자 및 75세 이상의 인구는 디플레이션 효과가 있다는 결과를 제시하였다. Faik(2012)은 OLS 추정을 통해 독일에서 노년부양 비율과 인플레이션 간에 비선형 관계가 존재한다고 분석하였으며, 전반적으로 고령화는 경미한 디플레이션 효과를 미치는 것으로 주장하였다. Lee et al.(2024)은 미국과 일본의 지역별 데이터를 활용하여 고령화 진행 속도는 인플레이션을 억제한다는 결과를 보여주었다.

OECD 국가를 대상으로 고령화와 인플레이션 간의 관계를 분석한 기존연구의 결과는 다양하게 나타났다. Lindh & Malmberg(1998)와 Farvaque et al.(2010)은 65-74세의 인구는 인플레이션 효과를 가지는 반면, 75세 이상의 인구는 디플레이션 효과를 나타낸다는 결과를 도출하였고, Juselius & Takáts(2015)는 퇴직인구 및 고령 노동자는 인플레이션을 유발하지만 그 효과는 연령이 증가할수록 점차 약화되며, 노년부양 비율의 증가는 인플레이션 압력을 가중시키는 요인으로 작용한다고 주장하였다.

또한, Aksoy et al.(2019)는 패널 벡터 자기회귀 모형(Panel Vector Autoregression, PVAR)을 활용하여 60세 이상의 인구는 단기에 인플레이션을 야기하고 장기에 그 영향이 무의미하다고 주장하였다. de Albuquerque(2020)는 1961년부터 2014년까지의 24개 OECD 국가 자료를 이용하여 생애주기 가설(Life-Cycle Hypothesis)에 대해 검증하였고, 연령별로 인플레이션에 미치는 영향에 차이가 존재하는 것으로 나타났으며, 특히 65세 이상의 고령 인구는 의료 및 요양 등의 지출 증가로 인해 인플레이션을 유발하는 것으로 분석하였다.

반면 Gajewski(2015)는 고정효과모형과 패널 수정 표준오차(Panel-Corrected Standard Errors)를 활용하여 OECD 국가의 노년부양 비율 증가는 인플레이션을 억제시키며, 특히 80세 이상 인구의 디플레이션 효과가 가장 강하다

는 결과를 도출하였다. Broniatowska(2019)는 OLS, 고정효과모형과 확률효과모형을 통해 노년부양 비율의 상승은 인플레이션을 감소시킨다는 것을 검증하였으며, Yoon et al.(2014)의 30개 OECD 국가를 대상으로 한 연구에서는 65세 이상의 인구 비중 증가는 인플레이션을 억제하는 영향을 미친다고 분석하였다.

중국을 대상으로 한 기존연구인 Chen & Zhang(2013)은 OLS, 고정효과모형과 확률효과모형을 이용하여 65세 이상의 노년인구 비중이 인플레이션율에 대해 음(-)의 영향을 미친다는 결과를 제시하였고, Yang et al.(2017)은 2000년부터 2015년까지의 31개 성 데이터를 이용하여 GMM(Generalized Method of Moments) 추정법을 활용하여 분석한 결과, 노년인구 비중과 노년부양 비율은 인플레이션율에 대해 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다. Li & Ping(2017)은 2002년부터 2015년까지의 31개 성 데이터를 이용하여 GMM 추정법을 활용하였으며, 노년인구 비중이 인플레이션율에 미치는 영향이 양(+)의 부호로 나타나는 결과를 도출하였다. 이상의 선행연구는 주로 OLS를 활용한 시계열 분석이거나, 고정효과모형, GMM과 같은 전통적인 패널 추정법을 활용하였다.

패널분석 시 존재할 수 있는 지역 간 횡단면 의존성과 지역별 계수 이질성을 고려한 연구로는 Rai & Garg(2024)가 있다. 8개 선진국과 16개 신흥국을 대상으로 CS-ARDL(Cross-Sectionally Augmented Autoregressive Distributed Lag) 추정법을 활용하여 분석을 실시하였으며, 노년부양 비율이 인플레이션에 미치는 영향은 선진국에서 음(-)의 부호로 나타나는 반면, 신흥국에서 양(+)의 효과를 나타낸다는 결과를 보여주었다.

한편, 고령화 속도가 급속히 증가하는 중국을 대상으로 지역별 데이터를 이용한 패널분석은 미미한 실정이고 기존연구에서 사용한 일반 패널 추정법은 지역 간 의존성과 지역별 차이성을 고려하지 못한 한계가 있다. 이에 따라 본 연구는 중국의 인구 고령화가 인플레이션에 미치는 영향을 분석하기 위해 이상의 선행연구를 참고하여 패널회귀모형을 구축하고, 횡단면 의존성과 계수 이질성을 고려할 수 있는 AMG 추정법을 사용한다.

### III. 모형 및 자료

중국의 고령화가 인플레이션에 미치는 영향을 살펴보기 위해 중국 통계청의 데이터베이스와 <중국통계연간>에서 발표한 자료를 수집하여, 1998년부터 2023년까지의 31개 성 지역 불균형 패널데이터(unbalanced panel data)를 이용한다.

뉴케인즈 필립스 곡선(NKPC) 모형의 기대 인플레이션을 변수는 오차항과 상관될 가능성이 있어 내생성 문제가 존재하며, 이를 회귀에 직접 사용하면 추정편의가 발생할 수 있다. 반면 인플레이션 시차항의 이용은 내생성을 완화할 수 있으며, 인플레이션의 관성적 특성(Inflation inertia)으로 인해 모형의 정확도를 제고할 수 있다. 따라서 Lee et al.(2024)의 연구를 참고하고 뉴케인즈 필립스 곡선(NKPC)에 대해 개선된 동적패널모형을 다음 식(1)과 같이 구축한다.

$$\pi_{i,t} = \alpha + \beta_1\pi_{i,t-1} + \beta_2Old_{i,t} + \beta_3OG_{3_{i,t}} + \beta_4RGDPpg_{i,t} + \beta_5Gov_{i,t} + \beta_6RFAIg_{i,t} + \beta_7Urb_{i,t} + \beta_8Open_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \dots\dots\dots \text{식(1)}$$

여기서,  $\pi$ 는 인플레이션을 의미하는 소비자물가지수 상승률이며,  $\pi_{i,t-1}$ 는 인플레이션율의 시차항을 나타낸다. *Old*는 고령화 수준을 측정하는 지표이며, 노년인구 비중과 노인부양 비율을 나타내는 *Old\_1*과 *Old\_2*를 포함한다. *OG*는 산출격차를 나타내고, *RGDPpg*는 1인당 실질 GDP 성장률이며, *Gov*는 정부재정지출 비중이다. *RFAIg*는 실질 고정자산투자 증가율이며, *Urb*는 도시화율이고, *Open*은 무역 개방도를 나타낸다.  $\alpha$ 와  $\beta$ 는 상수항 및 기울기 계수가 되고,  $i(=1,2,\dots,N)$ 는 지역,  $t(=1,2,\dots,T)$ 는 연도이며, 오차항은  $\epsilon$ 로 표시한다.

인플레이션( $\pi$ )을 측정하는 변수로 일반적으로 소비자물가지수(CPI), 생산자물가지수(PPI) 및 GDP 디플레이터가 사용된다. PPI는 주로 생산원가의 가격변동에 반응하며, GDP 디플레이터는 전체 경제의 가격수준 변동을 반영하기 때문에 이 두 지표가 소비자에게 미치는 직접적인 영향은 상대적으로

로 미미하다. 반면 CPI는 소비자의 실제 생활비용을 정확하게 반영하는 지표로 식품, 주거, 교통, 의료 등 다양한 분야를 포함한다. 특히 CPI 상승률은 소비자가 일정한 상품 및 서비스에 지불하는 가격변동을 반영하고 소비자의 구매력 변화를 평가할 수 있다는 점에서 인플레이션율의 측정지표로 널리 활용된다(Church, 2016). 이에 따라 본 연구는 인플레이션율을 의미하는 CPI 상승률을 활용하여 실증분석을 실시한다.

기존 연구에 따르면 고령화는 노동력 공급의 감소, 소비수요 및 저축경향 변화, 연금과 의료지출 증가로 인한 재정부담 확대 등 다양한 경로를 통해 인플레이션에 영향을 미칠 수 있다(Lindh & Malmberg, 1998; Anderson et al., 2014). 고령화가 인플레이션에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구는 고령화 수준의 측정에 대해 두 가지 지표인 노년인구 비중(*Old\_1*)과 노인부양 비율(*Old\_2*)을 활용한다<sup>1)</sup>. 노년인구 비중은 65세 이상 인구수가 총 인구수에서 차지하는 비중이며, 이는 중국에서 노년인구의 절대적 규모를 반영한다. 노인부양 비율은 65세 이상 인구수와 15-64세 인구수의 비율로 정의되며, 생산가능인구가 부담해야 할 상대적인 노인부양 수준을 반영한다.

모형의 추정결과 신뢰도를 확보하기 위해 경제이론과 선행연구를 참고하여 인플레이션에 영향을 미칠 수 있는 통제변수를 선정하였다. 먼저 산출격차(*OG*, Output Gap)<sup>2)</sup>는 실제산출과 잠재산출 간의 차이로 정의되고, 잠재산출은 자원이 완전하게 이용되는 상황에서 경제가 지속적으로 실현할 수 있는 장기균형수준을 의미하며, 실제산출은 경제의 실제 생산능력을 의미한다. 산출격차의 값이 0보다 큰 경우는 실제산출이 잠재산출을 초과하여 경제가 과열임을 의미하며, 이는 수요과잉으로 인해 인플레이션의 상승을 유발한다. 반면, 산출격차의 값이 0보다 작은 경우는 경제침체, 수요부족 등의 문제로 인해 디플레이션을 초래하게 된다. 본 연구는 1997년을 기준년으로 한 1998-2023년의 실질 GDP에 대해 Hodrick-Prescott(HP) filter를 적용하여 Ravn & Uhlig(2002)의 방법에 따라 중국 각 지역의 잠재 GDP를 구하고<sup>3)</sup>, 이를 활용하여 산출격차를 도출한다.

1인당 소득 요인(*RGDPpg*)은 물가와 인구 변동의 영향을 제거한 1인당

1) 중국의 지역별 고령화 통계 중 2000, 2001, 2010, 2020년 데이터는 제공되지 않음.

2) 산출격차의 계산은  $\frac{\text{실질 GDP} - \text{잠재 GDP}}{\text{잠재 GDP}}$  가 됨.

실질 GDP 성장률을 활용하며 1997년을 기준년으로 한 1998-2023년의 자료이다.

재정적 물가이론(Fiscal Theory of the Price Level, FTPL)에 따르면 물가변동은 화폐정책이 아닌 재정정책의 영향을 받을 수 있으며, 이에 따라 통제변수로 정부재정 지출금액이 GDP에서 차지하는 비중을 활용하여 2000-2023년의 정부지출(*Gov*) 변수를 포함한다.

고정자산투자(*RFAI<sub>g</sub>*)는 총수요 변동에 영향을 미치는 중요한 요소로서 기초시설, 제조업, 부동산 등 자본적 지출을 포함한다. 본 연구에서는 Chen & Zhang(2013)을 참고하여 2000년을 기준년으로 한 2001-2023년 실질고정자산투자 증가율을 사용한다.

Yang et al.(2017)은 도시화 과정은 일반적으로 수요확장을 동반하며, 도시와 농촌 인구의 소비능력 차이로 인해 소비 구조 및 가격의 변화를 일으킬 수 있다고 주장하였다. 이에 반영하여 2000-2023년의 총인구수 대비 도시 상주인구수의 비율인 도시화율(*Urb*)을 통제변수로 포함한다.

무역 개방도(*Open*)의 확대는 국제시장에 대한 국내경제 의존도를 증가시켜 수입 상품 및 서비스의 가격 변동이 국내물가에 영향을 미칠 가능성이 높아지므로 Rai & Garg(2024)의 연구를 참고하고 1998-2023년의 GDP 대비 수출입액 비중을 사용한다.

<표 1>은 모든 변수 기초통계량을 나타낸다.

<표 1> 기초통계량

변수	기호	단위	평균	표준편차	최소값	최대값	관측수
인플레이션율	$\pi$	%	1.89	1.97	-3.60	10.10	806
노년인구 비중	Old1	%	9.95	3.02	4.05	21.06	682
노인부양 비율	Old2	%	13.90	4.41	6.13	30.60	682
산출격차	OG	%	0.04	1.08	-6.26	6.28	806

3) HP filter의 공식은  $\min_{\{g_t\}} \left\{ \sum_{t=1}^T (y_t - g_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(g_{t+1} - g_t) - (g_t - g_{t-1})]^2 \right\}$ 이며,

여기서  $y$ 는 실질 GDP,  $g$ 는 추세항,  $\lambda$ 는 평활 파라미터(smoothing parameter),  $t$ 는 연도를 의미함.

변수	기호	단위	평균	표준편차	최소값	최대값	관측수
1인당 실질GDP 성장률	RGDPpg	%	10.91	5.80	-3.94	28.55	806
정부재정지출 비중	Gov	%	23.66	17.97	5.66	135.38	806
실질고정자산투자 증가율	RFAIg	%	13.87	12.86	-63.20	62.40	682
도시화율	Urb	%	51.35	17.56	15.66	91.86	744
무역 개방도	Open	%	28.85	34.61	0.28	171.13	806

· 주: 횡단면 수는 31개입. (n=31)

회귀추정을 실시하기 전에 분산팽창인자(Variance Inflation Factor, VIF) 검정을 활용하여 다중공선성이 있는지 여부를 확인한다. 설명변수 간의 상관관계가 존재한다면 추정된 회귀계수가 불안정을 초래할 수 있으며, 각 변수의 독립적인 영향을 식별하지 못 할 가능성이 있다. <표 2>의 VIF 검정 결과에 따르면 고령화 변수인 노년인구 비중(Old\_1) 및 노인부양 비율(Old\_2)은 각 통제변수들 간에 다중공선성이 없는 것으로 나타났다.

<표 2> 분산팽창인자(VIF) 검정

고령화 변수: 노년인구 비중			고령화 변수: 노인 부양비율		
변수	VIF	1/VIF	변수	VIF	1/VIF
Old_1	1.69	0.590	Old_2	1.49	0.672
OG	1.17	0.856	OG	1.17	0.856
RGDPpg	1.35	0.741	RGDPpg	1.35	0.741
Gov	1.29	0.774	Gov	1.28	0.780
RFAIg	1.52	0.657	RFAIg	1.53	0.653
Urb	2.70	0.370	Urb	2.49	0.401
Open	1.17	0.586	Open	1.73	0.579

## IV. 실증분석

### 1. 검정방법론 및 검정결과

#### 1) 횡단면 의존성 검정 (Cross-sectional Dependence Test)

일반적인 패널추정방법은 개체 간의 오차항이 서로 독립적이라고 가정하지만, 실질적인 경제발전과정에서는 공통적 충격, 시장의 연계성, 공간과급 효과, 유사한 제도의 시행 등의 요인으로 인해 지역 간에 횡단면 의존성 (Cross-sectional Dependence, CD)이라는 일정한 상관관계가 존재하게 된다. 개체 간에 존재할 수 있는 횡단면 의존성을 고려하지 않는 전통적인 패널추정방법으로 계수를 도출하게 되면 결과편의(outcome bias) 및 가성회귀 (spurious regression)의 문제를 초래하게 된다. 이를 위해 Pesaran(2004)은 개체 간 잔차의 평균상관계수를 이용한 횡단면 의존성 검정법인 CD test<sup>4)</sup>를 제시하였으며, Fan et al.(2015)은 횡단면 의존성에 대한 식별능력을 향상시켜 Power Enhanced CD test(CD<sup>w+</sup> test)를 제시하였다. 또한 Chudik et al.(2011)은 횡단면 의존성의 정도를 평가하기 위해 상관계수를 산출을 시도하였다.

본 연구는 패널분석을 위해 지역 간 변수에 횡단면 의존성이 존재하는지 검정을 실시하였고, <표 3>의 결과에 따르면 두 검정방법에서 모든 변수는 1%의 유의수준에서 횡단면 독립의 귀무가설을 기각하여 횡단면 의존성이 존재하는 것을 확인하였다. 무역 개방도(Open)를 제외한 모든 변수의 상관계수는 1.00에 근접하여 강한 횡단면 의존성을 나타냈고, 무역 개방도의 상관계수는 0.63으로 다른 변수에 비해 낮게 도출되어 중국의 무역활동이 주로 선진(고소득 또는 고성장)지역에 집중되어 전체 지역 간의 의존성이 상대적으로 약한 것으로 나타났다.

4) CD test 통계량은  $CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{i,j} \right)$  가 되며, 여기서,  $N$ 는 횡단면 수,  $T$ 는 연도 수,  $\hat{\rho}_{i,j}$ 는 지역  $i$ 와 지역  $j$  간에 상관되는 정도를 나타내는 계수임.

<표 3> 횡단면 의존성 검정

변수	Corr	CD test	CD <sup>w+</sup> test
		Statistic	Statistic
π	1.01	95.01 ***	2046.31 ***
Old_1	1.00	92.09 ***	1975.56 ***
Old_2	1.00	89.51 ***	1929.17 ***
OG	1.01	70.88 ***	1526.59 ***
RGDPpg	1.01	81.64 ***	1758.60 ***
Gov	1.01	100.27 ***	2159.68 ***
RFAIg	1.01	61.52 ***	1324.74 ***
Urb	1.01	100.29 ***	2160.09 ***
Open	0.63	31.90 ***	1122.16 ***

▪ 주: \*\*\*은 1% 수준에서 유의성을 나타냈다.

2) 계수 동질성 검정 (Slope Homogeneity Test)

개체 간 경제구조, 시장 연계성, 정책효과 등의 차이로 인해 횡단면 의존성이 존재하는 패널모형에서 주로 이질적인 추정계수를 수반하게 된다. 그러나 일반적인 패널추정방법은 모든 개체가 동일한 추정계수를 갖는다고 가정하므로 지역별로 이질적인 영향을 고려하지 못하기 때문에 모형에 대한 추정결과와 유효성이 떨어지게 된다. Pesaran & Yamagata(2008)는 모형의 추정계수가 동질성을 갖는지 검토하기 위해 Slope Homogeneity test<sup>5)</sup>을 제안하였다. 계수 동질성 검정을 실시한 결과 <표 4>와 같이  $\tilde{\Delta}$ 와  $\tilde{\Delta}_{adj}$  통계량은 1%의 유의수준에서 계수 동질성 귀무가설이 기각되어, 노년인구 비중

5) Slope homogeneity test 통계량은  $\tilde{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1}S - k}{\sqrt{2k}} \right)$ ,  $\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1}S - k}{\sqrt{\frac{2k(T-k-1)}{T+1}}} \right)$ ,

$S = \sum_{i=1}^N (\beta_i - \beta_{WFE})' \frac{X_i' M_T X_i}{\sigma_i^2} (\beta_i - \beta_{WFE})$ 가 되며, 여기서  $X_i$ 는 설명변수 행렬,  $M_T$ 는 항등 행렬,  $\sigma_i^2$ 는 오차분산,  $k$ 는 회귀변수의 개수이고,  $\beta_i$ 는 통합 OLS 추정치로,  $\beta_{WFE}$ 는 가중고정효과(weighted fixed effect) 추정치임.  $\tilde{\Delta}$ 는 Yamagata(2008)의 기울기 동질성 검정 통계량,  $\tilde{\Delta}_{adj}$ 는 편의조정(biased-adjusted) 후의  $\tilde{\Delta}$ 통계량,  $S$ 는  $\beta_i$ 계수와  $\beta_{WFE}$ 계수 간에 차이를 반영한 통계량임.

(Old\_1)과 노인부양 비율(Old\_2)로 구축한 모형 모두에서 계수 이질성을 갖는 것을 확인하였다.

<표 4> 계수 동질성 검정

고령화 변수	$\bar{\Delta}$	$\bar{\Delta}_{adj}$
노년인구 비중 (Old_1)	2.969 ***	4.093 ***
노인부양 비율 (Old_2)	2.832 ***	3.903 ***

▪ 주: \*\*\* 은 1% 수준에서 유의성을 나타냈다.

### 3) 패널 단위근 검정 (Panel Unit Root Test)

불안정적인 시계열은 추세적 변동 또는 단위근 특성을 가지며, 오차가 시간의 증가에 따라 누적되어 모형의 설명력을 약화시키고 예측의 정확성을 감소시킨다. 불균형 패널데이터(unbalanced panel data)에 대한 1세대 단위근 검정은 Choi(2001)의 Fisher-type 단위근 검정법인 ADF 검정법과 PP 검정법이 있으며<sup>6)</sup>, 이는 개체 시계열의 독립성을 바탕으로 시점이 누락된 데이터에도 효과적으로 검정할 수 있다.

그러나 Pesaran(2007)는 횡단면 의존성과 계수 이질성이 존재하는 모형에 대하여 1세대 단위근 검정은 유효하지 않다고 주장하였으며, ADF 검정 및 IPS 검정을 바탕으로 차분항과 횡단면 평균치를 도입한 2세대 단위근 검정인 CADF test<sup>7)</sup> 및 CIPS test<sup>8)</sup>를 제시하였다.

6) Choi(2001)의 Fisher-type 단위근 검정 통계량은  $Z = \frac{1}{\sqrt{N}} \sum_{i=1}^N \phi^{-1}(p_i)$ 가 되며, 여기서

$\phi^{-1}$ 는 표준정규분포가 된 역누적분포함수(inverse cumulative distribution function),  $p_i$ 는 개체  $i$ 에 대한 ADF 또는 PP 검정의 p값,  $N$ 는 개체의 개수가 됨.

7) CADF 검정의 공식은  $\Delta y_{i,t} = \alpha + \beta_i y_{i,t-1} + \eta_i \bar{y}_{i,t-1} + \lambda_i \Delta \bar{y}_t + \epsilon_{i,t}$ 가 됨. CADF의

횡단면별  $t$ 통계량은  $t_{CADF,i} = \frac{\hat{\beta}_i}{se(\hat{\beta})}$ 가 되며 여기서,  $\hat{\beta}_i$ 는 계수  $\beta_i$ 의 추정치이며,  $se(\hat{\beta})$

는  $\beta_i$ 의 표준오차임.  $t_{CADF,i}$ 에 대해 평균으로 한 후, 받은 패널 CADF 통계량은

$\bar{t}_{CADF} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{CADF,i}$ 가 됨.

8) CIPS 통계량은 CADF 통계량을 의해 모든 횡단면 단위의 CADF 통계량을 평균으로

<표 5>는 패널 단위근 검정 결과를 나타낸다. 불균형 패널에 대한 1세대 단위근 검정을 실시한 결과,  $\pi$ , OG, RGDPpg, RFAIg 변수는 I(0)에서 안정적인 시계열로 나타나며, Old\_1, Old\_2, Gov, Urb, Open 변수는 I(1)에서 안정적인 시계열로 나타났다. 횡단면 의존성과 계수 이질성을 고려한 2세대 단위근 검정법은 누락된 자료가 존재하는 고정화 변수를 제외한 패널데이터만 실시하였고, 그 결과는 1세대 단위근 검정의 결과와 일치한 것으로 나타났다. 따라서 패널모형은 I(0)와 I(1) 변수를 포함한다는 것을 확인하였다.

<표 5> 패널 단위근 검정

변수	1세대 단위근 검정 (Fisher-type)				2세대 단위근 검정			
	ADF		PP		CADF		CIPS	
	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
$\pi$	-13.842 ***	-	-19.606 ***	-	-4.345 ***	-	-4.300 ***	-
Old_1	2.884	-11.666 ***	2.979	-21.447 ***				
Old_2	3.250	-11.858 ***	3.763	-20.694 ***				
OG	-15.115 ***	-	-15.607 ***	-	-3.313 ***	-	-3.480 ***	-
RGDPpg	-8.988 ***	-	-12.823 ***	-	-3.591 ***	-	-3.591 ***	-
Gov	-0.644	-13.255 ***	-0.095	-18.947 ***	-1.929	-4.626 ***	-2.031	-4.626 ***
RFAIg	-7.268 ***	-	-9.470 ***	-	-2.850 ***	-	-2.892 ***	-
Urb	0.327	-13.390 ***	-0.170	-28.238 ***	-2.529 ***	-	-2.604 ***	-
Open	-0.012	-10.161 ***	1.304	-14.691 ***	-1.297	-4.051 ***	-1.334	-3.953 ***

▪ 주: \*\*\*은 각각 1% 수준에서 유의성을 나타냄.  
I(0)와 I(1)는 각각 수준변수와 1차 차분변수임을 의미함.

하며, 공식은  $CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i$  가 됨.

4) 패널 공적분 검정 (Panel Cointegration Test)

I(0)와 I(1) 변수를 이용하여 패널회귀모형을 추정할 때에는 불안정적 시계열로 인한 가성회귀 문제가 초래될 수 있으므로, 공적분 검정을 통해 변수 간에 장기균형관계가 존재하는지 확인할 필요가 있다. 패널모형에 횡단면 의존성과 계수 이질성이 있는 경우에 Pedroni 공적분 검정과 Kao 공적분 검정을 실시할 수 있다.

<표 6>의 공적분 검정 결과를 살펴보면 Pedroni 검정과 Kao 검정에는 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 1%의 유의수준에서 기각하였다. 이는 노년 인구 비중 또는 노인부양 비율로 구축한 모형의 변수들 간에 장기균형적인 공적분 관계가 존재하는 것을 의미하며, 다음으로 모형에 대해 장기적 계수를 추정한다.

<표 6> 패널 공적분 검정

Test		노년인구 비중 모형 (Old_1)	노인부양 비율 모형 (Old_2)
Pedroni	Modified PP	7.072 ***	7.097 ***
	PP	-13.652 ***	-14.022 ***
	ADF	-8.545 ***	-8.055 ***
Kao	Modified DF	-13.039 ***	-12.980 ***
	DF	-9.505 ***	-9.491 ***
	ADF	-6.893 ***	-6.893 ***

▪ 주: \*\*\*은 1% 수준에서 유의성을 나타냄.

2. 추정방법론 및 추정결과

패널회귀분석에서 계수 이질성을 통제하기 위한 추정방법으로 Pesaran & Smith(1995)는 MG(Mean Group) 추정법<sup>9)</sup>을 제안하였다. MG 추정법은 각 횡단면에서 독립된 계수가 존재하는 것을 가정하여 개체별 계수를 추정

9) MG 추정은 식으로  $y = a + b_i'X_{i,t} + c_it + \epsilon_{i,t}$ ,  $b_{MG} = N^{-1} \sum \hat{b}_i$ 가 되며, 여기서  $\hat{b}_i$ 는 그룹 추정치이며,  $b_i$ 는 그룹평균 추정치  $\hat{b}_{MG}$ 로 추정되어, 횡단면별 추계 계수는  $c_t$ 로 표시함.

하고 이들의 평균을 구하여 계수 이질성을 통제한다.

이후 Pesaran(2006)은 변수의 횡단면 평균치를 변수로 도입하고 MG 추정치와 결합하여 횡단면 의존성과 계수 이질성을 통제하는 CCEMG(Common Correlated Effects Mean Group) 추정법<sup>10)</sup>을 제안하였다. 또한 Chudik and Pesaran(2015)은 동적패널에 대해 CCEMG를 적용한 DCCEMG(Dynamic Common Correlated Effects Mean Group) 추정법<sup>11)</sup>을 제시하였다.

Eberhardt & Teal(2010)의 AMG 추정법은 동태적 공통과정(dynamic common process)과 MG 추정치를 활용하여 횡단면 의존성과 계수 이질성 문제를 대응할 수 있으며 횡단면별 장기적 변화인 시간추세의 영향을 고려할 수 있다. 또한 공적분 관계가 존재하는 I(0) 및 I(1) 혼합 데이터에 대해 추정결과의 견고성을 확보할 수 있으며, 동적패널에 대해 안정적인 추정치를 제공할 수 있다.

AMG 추정법은 1단계에서 불안정적인 변수와 관측할 수 없는 무작위적인 변수로 인한 추정편의를 감소시키기 위해 1차 차분하는 통합 OLS 모형을 사용하며, 동태적 공통과정항을 도출한다. 1단계의 공식은 다음과 같다.

$$\text{AMG 1단계 : } \Delta y_{i,t} = b' \Delta x_{i,t} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + \epsilon_{i,t}, \quad c_t \equiv \hat{\mu}_t \quad \dots\dots\dots \text{식(2)}$$

여기서,  $\Delta y_{i,t}$ 와  $\Delta x_{i,t}$ 는 종속변수와 설명변수의 1차 차분항,  $b'$ 와  $\epsilon_{i,t}$ 는 기울기 계수와 오차항이며, 시계열 더미변수  $D_t$ 를 도입하고 동태적 공통과정  $c_t$  계수에 대해 추정한다. 동태적 공통과정  $c_t$ 는 2단계에서  $\hat{\mu}_t$ 로 표시하고 활용한다. 2단계의 공식은 다음과 같다.

---

10) CCEMG 추정법이 식으로  $y_{i,t} = a + b'x_{i,t} + d_{1i}\bar{y}_t + d_{2i}\bar{x}_t + \epsilon_{i,t}$ ,  $\hat{b}_{CCEMG} = N^{-1} \sum \hat{b}_i$ 가 되며, 여기서  $\bar{y}_t$ 와  $\bar{x}_t$ 는 종속변수와 설명변수의 시점  $t$ 에서 횡단면 평균치이고, 그들의 추정계수  $d_i$ 는 비관찰 공통요인이 종속변수와 설명변수에 미치는 영향을 반응함.  
 11) CCEMG 모형에서 종속변수의 시차항을 도입한 후 동기간의 횡단면 평균항을 포함하는 것은 추정결과의 정확성을 확보할 수 없음. DCCEMG는 동적 모형에서 횡단면 의존성과 내생성 문제를 통제하기 위해 횡단면 평균에 더욱 높은 차의 시차항을 도입함. 그러나 중국의 지역별 자료는 DCCEMG 방법이 요구하는 충분한 시계열 길이를 만족하지 못하므로 본 연구는 CCEMG의 추정법을 사용함.

$$\text{AMG 2단계 : } y_{i,t} = \alpha + b'_i x_{i,t} + c_i t + d_i \hat{\mu}_t + \epsilon_{i,t}, \hat{b}_{AMG} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{b}_i \quad \dots \text{식(3)}$$

여기서,  $c_i$ 는 횡단면  $i$ 의 선형 추세항  $t$ 의 계수이고,  $d_i$ 는 그룹별 동태적 공통과정항  $\hat{\mu}_t$ 에 대한 추정계수이며, 개체  $i$ 의 동태적 공통과정으로 인한 영향을 의미한다. 설명변수  $x_{i,t}$ 의 회귀계수  $b'_i$ 를 평균화함으로써 계수 이질성 문제를 통제하며, AMG 추정치는  $\hat{b}_{AMG}$ 로 표시한다.

#### (1) 노년인구 비중 모형의 추정결과

<표 7>은 노년인구 비중을 주요 설명변수인 고령화 변수로 활용한 모형의 결과를 보여준다. MG 추정법과 CCEMG 추정법을 이용한 추정결과를 제시함으로써 AMG 추정법의 추정결과와 비교한다. 그러나 MG 추정법은 패널모형의 횡단면 의존성을 통제하지 못하고, CCEMG 추정법은 동적패널에서 발생할 수 있는 내생성 문제를 통제하지 못한다는 한계점이 있기 때문에 횡단면 의존성과 계수 이질성을 모두 통제하고 상대적으로 내생성 문제를 완화할 수 있는 추정방법인 AMG 추정법의 추정결과를 중심으로 결과를 살펴보고자 한다.

AMG 추정법을 활용한 모형 7-1의 결과에 따르면  $\pi(t-1)$ , Old\_1, RFAIg 변수는 1% 유의수준에서 음(-)의 부호로 나타났으며, OG, RGDPpg, Gov의 변수는 1% 유의수준에서 양(+)의 부호로 나타났다.

$\pi(t-1)$ 는 인플레이션율의 시차항이고, 추정계수가 음(-)의 부호로 나타났다는 것은 과거의 인플레이션율과 현재의 인플레이션율이 역상관(negative correlation)으로 나타났음을 의미한다. 이는 Yang et al.(2017)의 연구결과와 일치하여 중국 각 지역에서 인플레이션은 장기적으로 평균회귀(mean reversion)의 특징을 갖는다고 이해할 수 있다. 즉, 단기에 산업구조, 소비수요와 공급충격 등의 영향으로 인해 지역별 인플레이션 수준에 차이가 있지만, 장기에는 전국의 동일한 통화정책, 지역의 경제통합 및 가격과 노동력의 이동 메커니즘을 통해 인플레이션이 높은 지역의 물가를 하락시키고, 인플레이션이 낮은 지역의 물가를 상승시켜 전국 평균수준에 도달하게 된다. 이

는 인플레이션 수렴 가설(Inflation Convergence Hypothesis)과 부합하여 중국 지역 간의 인플레이션 차이가 장기적으로 전국 경제여건과 정책조정의 영향을 받았음을 보여준다.

Old<sub>1</sub>의 계수는 -0.2017로 추정되어 노령인구 비중이 1%p를 증가하면 인플레이션율이 0.2017%p 감소하는 것으로 나타났다. 이는 Anderson et al.(2014), Gajewsk(2015), Broniatowska(2019) 등의 결론과 유사하며, 고령화가 인플레이션을 억제하는 영향을 미친다는 것으로 이해할 수 있다. 생애주기 가설(Life-Cycle Hypothesis)에 따르면 노년층은 퇴직 후 소득감소로 인해 소비수요가 낮아지며, 전반적으로 젊거나 중년 시기처럼 지속적으로 지출을 증가시키기보다는 안정적인 소비수준을 유지하는 경향을 보인다. 또한 노년인구는 가격변동에 민감하여 가격이 안정적인 재화나 서비스를 선호하는 경향이 있으며, 이러한 소비성향은 수요의 탄력성을 감소시킨다. 이는 노인인구 비중이 상승함에 따라 인플레이션이 하락하는 요인으로 작용한다.

뿐만 아니라 중국의 사회보장제도는 충분히 마련되어 있지 못하기 때문에 노후의 생활비 및 의료비 지출에 대비하기 위해 예방적 저축을 증가시키는 경향이 있다. 높은 저축률은 소비수요를 위축시키고 국내시장의 활력을 저하시켜 소비부진(consumer resistance)이 야기되고, 이는 물가상승의 압력을 약화시키게 된다.

OG의 계수는 양(+)의 부호로 추정되어 산출격차와 인플레이션 간에 긍정적 관계가 있는 것으로 나타났으며, 이는 중국에서 뉴케인즈 필립스 곡선(NKPC)의 유효성을 검증한 것이라 할 수 있다. 즉, 산출격차가 인플레이션율에 유의미한 영향을 미치며, 산출격차가 증가할수록 인플레이션율이 상승하는 것으로 나타났다. 산출격차가 커지면 실제산출이 잠재산출을 초과하여 총수요 증가와 노동시장 과열이 발생하고, 이로 인해 임금 및 생산비용이 상승하여 물가가 인상되는 것으로 해석할 수 있다.

RGDP<sub>pg</sub>의 계수는 0.0820로 추정되어 1인당 실질GDP 성장률이 1%p 증가하면 인플레이션율이 0.0820%p 증가하는 것으로 나타났다. 소득 증가로 인해 실질 구매력이 향상되면 재화 및 서비스에 대한 수요가 확대되어 물가상승을 야기하게 된다. 케인스 소비 이론(Keynesian Consumption Theory)에 따르면 한계소비성향(Marginal Propensity to Consume, MPC)이 높은

소득 계층은 소득이 증가한 후 소비지출을 더욱 빠르게 증가시키며, 이에 따라 물가상승 효과가 더욱 뚜렷하게 나타난다. 또한 소득 증가는 일반적으로 임금 상승을 동반하며, 이는 생산비용 증가로 이어지고, 기업은 이윤을 유지하기 위해 판매가격을 인상하여 생산비용을 전가하는 경향이 있으며 궁극적으로 인플레이션이 심화된다.

Gov의 계수는 0.3697로 추정되어 정부재정지출 비중이 1%p 증가하면 인플레이션율이 0.3697%p 증가하는 것으로 나타났다. 정부지출의 증가는 총수요를 확대시킬 뿐만 아니라 재정의 지속가능성에 대한 시장의 기대를 통해 가격에 영향을 미친다. 또한 재정적 물가이론(Fiscal Theory of the Price Level, FTPL)에 따르면, 재정지출이 증가하는 만큼 재정수입이 대응하여 증가하지 않을 경우, 정부는 채권금융(debt financing)이나 조세조정을 통해 재정균형을 유지해야 하며 이 과정에서 시장의 정부 채무상환능력에 대한 기대가 가격형성의 요인으로 작용할 수 있다. 특히 재정지출이 사회복지, 정부소비 등의 분야에 투입할 경우에 단기적으로 재정수입을 견인하기 어려우며, 정부는 물가상승을 통해 재정부담을 줄이게 되고, 장기적으로는 인플레이션을 초래하게 된다.

RFAIg의 계수는 -0.0432로 추정되어 실질고정자산투자 증가율이 1%p 증가하면 인플레이션율은 0.0432%p 감소하는 것을 나타냈으며, 이는 Li & Ping(2017)의 연구결과와 유사하다. 실질고정자산투자 증가는 생산능력을 향상시켜 생산비용을 낮추고 상품의 가격안정을 유지할 수 있다. 그리고 실질고정자산투자는 일반적으로 기술혁신과 산업 고도화를 동반하고 노동생산성의 제고를 추진하여, 기업은 임금이 상승하는 상황에서도 비교적 낮은 한계원가를 유지함으로써 인플레이션을 억제한다. 또한 교통, 에너지, 물류와 같은 기초시설 건설에 대한 투자는 유통비용을 낮추고 시장공급의 효율성을 높여 물가를 안정시킬 수 있다.

모형 7-2, 7-3 및 7-4는 모형 7-1을 바탕으로 도시화율과 무역 개방도 변수를 도입한 것이고, 추정계수의 유의성과 부호는 모형 7-1과 일치하는 것을 나타냈다.

모형 7-2에서 Urb의 계수는 0.0542로 5%의 통계수준에서 유의한 것으로 나타났으며, 도시화율이 1%p 증가하면 인플레이션율이 0.0542%p 증가하는

것으로 나타났다. 도시화의 진행에 따라 인구가 도시로 집중되고 재화와 서비스에 대한 수요가 확대하며, 특히 주택, 교통, 의료와 교육 등 기본적 생활 소비에서 가격을 더욱 상승시키고 인플레이션을 야기하게 된다. 도시화 과정을 통해 다량의 토지와 부동산 개발이 실시되고, 토지자원의 희소성과 토지수요의 지속적인 증가로 인해 주택가격과 임대료의 상승을 야기하고 인플레이션을 심화시킨다.

모형 7-3에서 Open의 계수는 10%의 통계수준에서 유의미하게 나타났으며 무역 개방도가 1%p 증가하면 인플레이션율은 0.0707%p 증가하는 것을 의미하고, 이는 Rai & Garg(2024)의 연구결과와 유사한 것으로 나타났다. 무역개방이 지속됨에 따라 수입 원자재와 재화에 의존하는 지역은 글로벌 공급사슬과 더욱 긴밀해지고, 국제상품의 가격 파동은 수입 원가를 상승시키고 생산비용을 증가시켜 해당 지역의 가격수준에 영향을 미치게 된다. 이와 동시에 세계시장의 공급중단, 운송비용의 상승 등 요인은 개방도가 높은 지역의 물가를 상승시키고, 시장 전도효과를 통해 전국적 인플레이션 압력을 초래시킨다.

그러나 Urb와 Open의 인플레이션에 대한 유의성이 상대적으로 약하여 두 변수를 동시에 포함하는 모형 7-4에서는 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났다.

**<표 7> MG, CCEMG 및 AMG 추정결과(노년인구 비중)**

변수	MG	CCEMG	AMG			
			모형 7-1	모형 7-2	모형 7-3	모형 7-4
$\pi(t-1)$	-0.0088 (0.849)	-0.1726 (0.646)	-0.2943*** (0.000)	-0.3085*** (0.000)	-0.2977*** (0.000)	-0.3139*** (0.000)
Old_1	-0.0373 (0.758)	-0.1029 (0.853)	-0.2017*** (0.000)	-0.3675*** (0.000)	-0.1946*** (0.002)	-0.2919*** (0.001)
OG	0.0250 (0.852)	-0.8031 (0.144)	0.1876*** (0.002)	0.1619*** (0.010)	0.2193*** (0.004)	0.2443*** (0.001)
RGDPpg	0.2145*** (0.000)	-0.0125 (0.835)	0.0820*** (0.000)	0.0708*** (0.000)	0.0762*** (0.000)	0.0536*** (0.000)
Gov	0.3185*** (0.000)	-0.1354 (0.486)	0.3697*** (0.000)	0.3253*** (0.000)	0.4004*** (0.000)	0.3777*** (0.000)

변수	MG	CCEMG	AMG			
			모형 7-1	모형 7-2	모형 7-3	모형 7-4
RFAIg	-0.0719*** (0.000)	0.0394 (0.138)	-0.0432*** (0.000)	-0.0387*** (0.000)	-0.0461*** (0.000)	-0.0422*** (0.000)
Urb	-0.0529** (0.033)	-0.8171* (0.077)		0.0542** (0.016)		0.0171 (0.566)
Open	0.2812*** (0.000)	-0.0906 (0.647)			0.0707* (0.061)	0.0637 (0.246)
Constant	-0.0686***	0.0484	-0.0354***	-0.0390***	-0.0521***	-0.0459***

▪ 주: \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의성을 나타내며, 괄호( ) 안은 p값을 보여줌.

(2) 노인부양 비율 모형의 추정결과

<표 8>은 노인부양 비율을 주요 설명변수인 고령화 변수로 활용한 모형의 결과를 보여준다. 변수별 추정계수의 유의성 및 부호와 계수의 크기는 <표 7>의 결과와 대부분 일치하고, Old\_2 추정계수가 <표 7>의 Old\_1 계수보다 크게 나타나는 차이가 있다.

노인부양 비율은 노년인구 비중과 비교하여 생산가능인구의 변화를 직접적으로 고려하며, 노동력 공급의 변화를 더욱 정확하게 반영할 수 있다. 생산가능인구의 감소는 노동시장에서 공급부족을 초래하고, 노동공급 부족으로 인한 임금 상승은 인건비 및 공급 측면의 인플레이션을 야기한다(Broniatowska, 2019). 이러한 노동공급 부족으로 인한 인플레이션 효과는 노년인구의 증가로 인한 디플레이션 압력을 약화시킬 수 있다.

그러나 결과적으로 중국의 고령화는 인플레이션에 음(-)의 영향을 미치게 되는데, 중국의 현황을 살펴보면 사회보장 제도가 완비되어 있지 않고 대부분 노년인구는 제한된 퇴직금이나 지원에 의존하고 있으며, 소비력이 비교적 낮은 수준에 처해 있다. 또한, 중국에서는 개인의 소비보다 후대의 교육 및 생활비 지출을 우선시 하는 경향이 있다(Mao et al., 2013). 이에 따라 노년층의 경제적 독립성과 활동성이 부족하여 시장의 수요창출을 효과적으로 이끌어내지 못하여 수요위축이 초래되고 디플레이션 위험을 유발할 수 있다.

<표 8> MG, CCEMG 및 AMG 추정결과(노인부양 비율)

변수	MG	CCEMG	AMG			
			모형 8-1	모형 8-2	모형 8-3	모형 8-4
$\pi(t-1)$	-0.0144 (0.758)	-0.3830 (0.230)	-0.2982*** (0.000)	-0.3081*** (0.000)	-0.2994*** (0.000)	-0.3159*** (0.000)
Old_2	-0.5700 (0.420)	0.2088 (0.507)	-0.1298*** (0.000)	-0.2263*** (0.000)	-0.1250*** (0.001)	-0.1807*** (0.000)
OG	0.03588 (0.783)	-0.4338 (0.386)	0.1858*** (0.002)	0.1692*** (0.004)	0.2215*** (0.003)	0.2580*** (0.000)
RGDPpg	0.2126*** (0.000)	-0.0624 (0.343)	0.0804*** (0.000)	0.0689*** (0.000)	0.0743*** (0.000)	0.0501*** (0.001)
Gov	0.3004*** (0.000)	-0.0879 (0.531)	0.3629*** (0.000)	0.3166*** (0.000)	0.3947*** (0.000)	0.3728*** (0.000)
RFAIg	-0.0717*** (0.000)	0.0902 (0.141)	-0.0437*** (0.000)	-0.0396*** (0.000)	-0.0466*** (0.000)	-0.0428*** (0.000)
Urb	-0.0416* (0.078)	-0.5875 (0.236)		0.0489** (0.017)		0.0136 (0.624)
Open	0.2837*** (0.000)	0.0397 (0.761)			0.0706* (0.062)	0.0644 (0.233)
Constant	-0.0664***	-0.2649	-0.0361***	-0.0388***	-0.0526***	-0.0453***

▪ 주: \*\*\*, \*\*, \* 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의성을 나타내며, 괄호( ) 안은 p값을 보여줌.

(3) 도시/농촌 구분한 추정결과

모형 및 추정결과의 견고성(robustness)을 확보하기 위하여, 종속변수인 인플레이션율에 대해 도시 및 농촌으로 나누어 AMG 추정을 추가로 실시하였다.

<표 9>의 결과에 따르면, 고령화가 농촌의 인플레이션에 미치는 부정적 영향이 도시의 인플레이션에 미치는 영향보다 더 큰 것으로 나타났다. 이는 다수의 청년 노동력이 도시로 이동함에 따라 농촌지역의 노동공급이 감소하고, 이에 따라 농업 및 수공업 등 노동집약적 산업에서 노동력 부족이 발생하여 생산 비용이 상승하고 물가가 더욱 뚜렷하게 인상되는 것으로 이해할 수 있다.

또한, 중국 농촌지역의 소비 구조는 비교적 단순하며 이는 노년층의 소비 수요와 높은 연관성을 갖는데, 주로 식품, 의료 등 기초 생활필수품에 집중되어 있다. 고령화가 심화됨에 따라 이러한 필수품에 대한 수요가 지속적으로 증가하고, 이는 관련 재화 및 서비스의 가격 상승을 유도하여 농촌지역의 전반적인 인플레이션 압력을 더욱 가중시킨다.

반면 도시의 공급망 체계와 높은 상품유통의 효율성, 젊은 노동력의 유입 등의 요인으로 인해 노동력 부족을 완화시키며, 이를 통해 생산비용의 상승을 억제할 수 있다. 뿐만 아니라 도시의 산업구조는 다양성을 갖으며, 기술 및 기계설비의 활용을 통해 생산성이 제고되고, 이에 따라 노동력에 대한 의존도가 상대적으로 낮아 공급측면의 비용 상승을 효과적으로 억제할 수 있다.

<표 9> 인플레이션율에 대해 도시와 농촌으로 분류한 AMG 추정결과

변수	노인인구 비중 (Old_1)		노년부양 비율 (Old_2)	
	도시	농촌	도시	농촌
$\pi(t-1)$	-0.3155*** (0.000)	-0.3865*** (0.000)	-0.3166*** (0.000)	-0.3853*** (0.000)
Old	-0.2736*** (0.002)	-0.3490*** (0.000)	-0.1679*** (0.001)	-0.2191*** (0.000)
OG	0.2356*** (0.000)	0.2238 (0.004)	0.2474*** (0.000)	0.2400*** (0.002)
RGDPpg	0.0530*** (0.000)	0.0455*** (0.005)	0.0492*** (0.001)	0.0426*** (0.009)
Gov	0.3628*** (0.000)	0.3845*** (0.000)	0.3558*** (0.000)	0.3804*** (0.000)
RFAIg	-0.0372*** (0.000)	-0.0486*** (0.000)	-0.0374*** (0.000)	-0.0497*** (0.000)
Urb	0.0259 (0.430)	0.2449 (0.327)	0.0238 (0.431)	0.0187 (0.420)
Open	0.0621 (0.261)	0.0509 (0.270)	0.0624 (0.238)	0.0513 (0.277)
Constant	-0.0495***	-0.0409***	-0.0493***	-0.0397***

▪ 주: \*\*\*은 각각 1% 수준에서 유의성을 나타내며, 괄호( ) 안은 p값을 보여줌.

## V. 결론

본 연구는 1998년부터 2023년까지 중국 31개 성 지역의 불균형 패널데이터를 활용하여 동적패널모형을 구축하고, 횡단면 의존성과 계수 이질성을 통제할 수 있는 AMG(Augmented Mean Group) 추정법을 통해 고령화가 인플레이션에 미치는 영향을 분석하였다. 특히 패널모형은 뉴케인즈 필립스 곡선(New Keynesian Phillips Curve) 모형을 바탕으로 구축하였다.

분석 결과, 인플레이션을 시차항의 추정계수는 음(-)의 부호로 유의미하게 나타났으며, 이는 중국 각 지역에서 인플레이션율이 장기적으로 평균회귀(mean reversion)의 특징을 갖는 것으로 이해할 수 있다.

노년인구 비중과 노인부양 비율의 부호는 음(-)으로 1%의 통계수준에서 유의한 것으로 나타났으며, 이는 고령화가 인플레이션에 대해 억제효과를 미친다고 할 수 있다. 특히 고령화의 인플레이션을 대한 억제효과는 도시보다 농촌지역에서 더욱 강하게 나타났다.

산출격차(Output Gap), 1인당 실질GDP 성장률, 정부재정지출 비중, 무역 개방도와 도시화는 양(+)의 효과를 미치고, 실질고정자산투자 증가율은 음(-)의 효과를 미치는 것으로 나타났다.

이에 따라 본 연구는 급속도로 증가하는 중국의 고령화 현상을 배경으로 노동력 공급의 감소, 소비성향의 저하, 저축률의 상승 등의 요인이 향후 장기적으로 낮은 인플레이션율을 야기하고, 나아가 디플레이션의 위험에 직면할 수도 있음을 강조한다. 효과적인 정책수단을 제시하지 못한다면 이러한 경향은 경제성장, 고용시장과 재정 안정성에 대해 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서 재정정책, 통화정책, 사회보장제도 최적화 등의 수단을 통해 고령화가 인플레이션에 대한 억제효과를 완화하며, 경제성장의 동력을 확대하고 안정적인 거시경제발전을 도모할 필요가 있다.

중앙정부는 통화정책 수단을 최적화하여 저인플레이션 상황에서 금리를 적절히 인하하고, 통화공급을 확대하여 시장 유동성을 확보함으로써 디플레이션 위험을 방지해야 한다. 지방정부는 통화정책과 보조를 맞추어 신용자원 배분을 최적화하고 자금이 신흥산업, 기술혁신, 노인복지 서비스 분야로 흘러가도록 촉진한다. 또한 보조금, 산업펀드 등 수단을 통해 금융기관의 실

물경제 지원을 강화함으로써, 인플레이션 기대를 안정시키고 지역 경제의 회복력과 성장 동력을 제고할 수 있다.

노년인구의 소비력을 높이기 위해 각 지역에서 실버경제(silver economy)와 관련된 의료관광, 문화체험, 건강관리 등의 고부가가치 산업을 발전시키고 노인층의 소비 잠재력을 자극하고, 노인층을 대상으로 세금혜택 정책을 시행하여 연금 금액을 높이고, 노인 의료 및 간호 지출의 세금 부담을 줄여 노인층의 소비능력을 향상시킬 필요가 있다.

사회보장 측면에서는 연금기금의 투자 경로를 다양화하여 수익률을 제고함으로써 고령층이 높은 연금을 받을 수 있는지를 확보하고 소비 능력을 제고한다. 건강보험의 지원금 수준을 확대하고 본인이 부담하는 의료비용을 낮추며, 장기요양보험 제도의 구축을 추진함으로써 노년인구가 의료지출에서 겪는 경제적 부담을 감소시켜, 이를 통해 더 많은 가치분소득을 다른 소비로 전환할 수 있다. 이러한 일련의 조치는 사회보장체계의 지속가능한 운영을 확보하는 동시에, 특히 고령층의 소비성향을 효과적으로 확대하여 내수 성장을 견인하고, 적절한 물가수준과 경제 활력을 유지하는 데 기여할 수 있다.

고령화는 생산가능 인구의 감소를 동반하므로 장기적으로 생산능력과 경제성장의 잠재력에 부정적 영향을 미치게 될 것이다. 따라서 중앙정부는 노동시장 개혁을 통해 노동공급 감소의 부정적인 영향을 완화하고 노동자원 배분의 효율성을 높이고 인구구조 변화에 따른 노동력 부족의 문제를 완화할 방안을 강구하고, 지방정부는 훈련, 세금혜택 등의 제도를 통해 노인 재취업을 장려하여 경제적 기여도를 제고할 방안을 마련할 필요가 있다.

한편, 중국은 특히 사회보장 제도가 아직 충분히 보완되지 않은 상황에서 고령화가 노인층의 소비 능력을 크게 제약하여 총수요 부족을 심화시키고 더 강한 인플레이션 억제효과를 초래한다. 이에 비해 한국은 상대적으로 사회보장 제도를 갖추고 있어 고령층의 소득과 소비를 보다 높은 수준에서 차지하고 있지만, 여전히 고령화로 인한 소비위축 위험에 주목할 필요가 있다. 향후 한국은 노인층의 소비를 촉진하고 소비 구조를 개선하는 것을 과제로 삼아야 하며, 적극적인 재정·통화정책과 결합하여 내수가 경제와 물가 안정을 떠받치는 역할을 강화해야 한다. 또한 고령화 사회는 생산성 저하의 위

힘을 발생할 수 있으며, 기술 혁신을 제고하는 것을 통해 인구구조 변화로 인한 부정적 영향을 완화할 수 있다.

본 연구는 통제변수 중 도시화율과 무역 개방도는 각각 모형에 포함될 때 통계적 유의성을 보였으나, 동시에 포함될 경우 그 유의성을 나타나지 못하였다. 이 두 변수 간에 일정한 상호작용 관계가 존재할 가능성을 시사하지만 구체적인 메커니즘은 아직 충분히 규명되지 않았으며 향후 연구에서 추가적인 탐구가 필요하다. 또한, 인플레이션율의 측정은 총 인플레이션율을 이용하여 식품, 의료, 주거 등 소비구조의 가격에 대한 실질적 영향을 충분히 구분하지 못하였으며, 향후 연구에서 더욱 세분한 자료를 활용하여, 고령화가 다양한 분야의 물가변동에 미치는 영향을 규명할 필요가 있다.

| 참고문헌 |

- Aksoy, Y., Basso, H. S., Smith, R. P. and Grasl, T (2019). “Demographic structure and macroeconomic trends.” *American Economic Journal: Macroeconomics*. Vol. 11. No. 1, pp. 193-222.
- Anderson, M. D., Botman, M. D. P. and Hunt, M. B (2014). *Is Japan’s population aging deflationary?*. International Monetary Fund.
- Broniatowska, P (2019). “Population ageing and inflation.” *Journal of Population Ageing*. Vol. 12. No. 2, pp. 179-193.
- Bruér, M (2002). *Can demography improve inflation forecasts?: the case of Sweden*. Nationalekonomiska institutionen.
- Chen, W. and Zhang, P (2013). “How Can Changes in Demographic Age Structure Affect the Inflation? – Theoretical Explanation and Empirical Evidence.” *Nankai Economic Studies*. Vol. 2, No. 2, pp. 77-93.
- Choi, I (2001). “Unit root tests for panel data.” *Journal of international money and Finance*. Vol. 20. No. 2, pp. 249-272.
- Chudik, A. and Pesaran, M. H (2015). “Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors.” *Journal of econometrics*. Vol. 188. No. 2, pp. 393-420.
- Chudik, A., Pesaran, M. H. and Tosetti, E (2011). “Weak and Strong Cross section Dependence and Estimation of Large Panels.” *The Econometrics Journal*. Vol. 14. No. 1, pp. 45-90.
- Church, J. D (2016). “Comparing the Consumer Price Index with the gross domestic product price index and gross domestic product implicit price deflator.” *Monthly Lab. Rev.* Vol. 139. pp. 1-7.
- de Albuquerque, P. C., Caiado, J. and Pereira, A (2020). “Population aging and inflation: Evidence from panel cointegration.” *Journal of Applied Economics*, Vol. 23. No. 1, pp. 469-484.
- Eberhardt, M. and Teal, F (2010). *Productivity Analysis in Global Manufacturing Production*. Department of Economics Discussion Paper Series. University of Oxford, Paper No. 515.
- Faik, J (2012). *Impacts of an ageing society on macroeconomics and income inequality: the case of Germany since the 1980s*. SOEPpaper No. 518.
- Fan, J., Liao, Y. and Yao, J (2015). “Power Enhancement in High dimensional

- Cross sectional Tests.” *Econometrica* Vol. 83. No. 4, pp. 1497-1541.
- Farvaque, E., Héricourt, J. and Lagadec, G (2010). “Central bank independence and ageing.” *Applied Economics Letters*. Vol. 17. No. 12, pp. 1167-1171.
- Gajewski, P (2015). “Is ageing deflationary? Some evidence from OECD countries.” *Applied Economics Letters*. Vol. 22. No. 11, pp. 916-919.
- Goodhart, C. and Pradhan, M (2017). *Demographics will reverse three multi-decade global trends*. BIS Working Paper No. 656.
- Juselius, M. and Takáts, E (2015). *Can Demography Affect Inflation and Monetary Policy?*. BIS Working Papers No. 485.
- Lee, J., Lee, J. and Miyamoto, H (2024). “Aging and Inflation - Regional evidence from Japan and the US.” *Economics Letters*, Vol. 235. Article. 111569, pp. 1-6.
- Li, X. and Ping, Y (2017). “An Empirical Analysis of the Impact of Changes in Population Age Structure on Inflation.” *Statistics & Decision*. No. 15, pp. 112-116.
- Liang, J., Ren, Z., Huang, W. and He, Y (2023). *China Population Projection Report 2023*. YuWa Population Research.
- Lindh, T (2004). “Medium term forecasts of potential GDP and inflation using age structure information.” *Journal of Forecasting*, Vol. 23. No. 1, pp. 19-49.
- Lindh, T. and Malmberg, B (1998). “Age structure and inflation - a Wicksellian interpretation of the OECD data.” *Journal of Economic Behavior & Organization*. Vol. 36. No. 1, pp. 19-37.
- Liu, H. and Chen, X (2024). “How Did the Low Fertility Dilemma Come About? – A Qualitative Analysis of Chinese Youth’s Fertility Intentions.” *Journal of Home Economics*. No. 1, pp. 66-74.
- Mao, Z., Sun, W. and Hong, T (2013). “Comparative Analysis on the Relationship between Population Age Structure and Household Consumption in China.” *Population Research* No. 3, pp. 82-92.
- Pesaran, M. H (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*. Cambridge Working Papers.
- Pesaran, M. H (2006). “Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure.” *Econometrica*, Vol. 74. No. 4, pp. 967-1012.

- Pesaran, M. H (2007). “A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence.” *Journal of applied econometrics*, Vol. 22. No. 2, pp. 265-312.
- Pesaran, M. H. and Smith, R (1995). “Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels.” *Journal of econometrics*, Vol. 68. No. 1, pp. 79-113.
- Pesaran, M. H. and Yamagata, T (2008). “Testing slope homogeneity in large panels.” *Journal of econometrics*, Vol. 142. No. 1, pp. 50-93.
- Rai, K. and Garg, B (2024). “Demographic transition and inflation.” *Economic Systems*, Vol. 48. No. 4, pp. 1-28.
- Ravn, M. O. and Uhlig, H (2002). “On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations.” *Review of economics and statistics*, Vol. 84. No. 2, pp. 371-376.
- Wu, C., Wang, L. and Miao, R (2004). “Process, Prospects and Countermeasures of Population Aging with Chinese Characteristics.” *Population Research*, No. 1, pp. 8-15.
- Yang, B., Yang, Y. and Wang, Y (2017). “Population Mix, Social Security and Inflation: a Study Based on Panel Data from 31 Provinces and Cities.” *Journal of Southeast University(Philosophy and Social Science)*, No. 3, pp. 121-129.
- Yang, Y. and Guan, B (2017). “Risk Prevention and Weak-links Improvement of Social Security System in the Background of Aging Population – International Experience and China’s Reform Path.” *Research on Economics and Management*, No. 6, pp. 44-53.
- Yoon, M. J. W., Kim, M. J. and Lee, J (2014). *Impact of demographic changes on inflation and the macroeconomy*. International Monetary Fund.

| 논문투고일 : 2025년 07월 16일 |

| 논문심사일 : 2025년 08월 20일 |

| 게재확정일 : 2025년 09월 11일 |

| ABSTRACT |

**The impact of China's Population Aging on Inflation  
using an Unbalanced Dynamic Panel Model:  
Using the AMG Estimation Method**

**XU Chongyan**

(Department of Economics, Gyeongbuk National University)

**KIM Soyoun**

(Department of Economics, Gyeongbuk National University)

**RYU Suyeol**

(Department of Economics, Gyeongbuk National University)

China's aging population, accelerated by an increase in the elderly population and a decrease in the working-age population, affects economic growth, market supply and demand structure, and industrial structure changes, especially by shrinking the demand base, can curb inflationary pressure.

This study constructed a dynamic panel based on the New Keynes Phillips curve model using unbalanced panel data from 31 Chinese provinces from 1998-2023, and applied the AMG estimation method to analyze the effect of aging on inflation.

As a result of the analysis, it was found that the inflation lag term was estimated to be a negative sign, which has the characteristic of mean regression, and that the proportion of the elderly population and the elderly support ratio, which are aging variables, suppress inflation. In particular, the suppressing effect was stronger in rural areas than in cities. In addition, the output gap, real GDP growth rate per capita, fiscal expenditure, urbanization, and trade openness caused inflation, and real fixed asset

investment suppressed it.

Therefore, China needs fiscal and monetary policy, expansion of labor participation for the elderly, and social security system reform to cope with the risk of deflation caused by aging. This study provides implications for price stability and macro-policy establishment in an aging society.

- Key Woreds: China's Population Aging, Inflation, Cross-sectional Dependence, AMG Estimation Method, New Keynesian Phillips Curve