



가계 저축률과 주택 투자율 간의 인과관계*

Causal Relationship between Household Savings and Housing Investment

조성원**
Sungwon Cho

Abstract

This paper studies the relationship between household savings and housing investment using the time-series data of Korea. The time-series methodology of cointegration and Granger causality test are used to study the causal relationship between the two variables. As the unit root test results show that the variables are first-order integrated, a cointegration test is performed to analyze the relationship between household savings and housing investment. Cointegration test result shows that there is a significant and positive long-run relationship between the two variables. Based on these results, an error correction model is setup to test causality. The Granger causality test based on an error correction model finds that there is a unidirectional causality running from household savings to housing investment in the long-run. Empirical result of this paper suggests that a decrease in household savings due to aging population could lead to a decrease in housing investment demand by households.

Keywords: Housing investment, Household saving, Cointegration test, Granger causality

* 본 논문은 2019학년도 조선대학교 학술연구비의 지원을 받아 연구되었음.

** 조선대학교 경제학과 부교수 | Associate Professor, Department of Economics, Chosun University | chos@chosun.ac.kr |

1. 서론

우리나라는 인구 구조의 고령화로 인해 잠재성장률이 하락하고 경제 활력이 저하될 것으로 우려되고 있다. 이러한 인구 구조의 변화는 주택시장에도 적지 않은 영향을 미칠 것으로 예상된다. 인구 고령화로 인해 주택을 구입하는 주 연령층인 중장년 인구가 감소할 경우, 주택에 대한 투자 수요가 감소하고 장기적으로 주택시장이 침체될 수 있기 때문이다.

이론적으로 인구 구조의 변화가 주택 수요에 미치는 영향은 생애주기가설(Ando and Modigliani, 1963)로 설명된다. 전 생애에 걸쳐 소비효용의 극대화를 추구하는 개인은 청·장년기에는 일해서 번 소득을 저축하고 주택을 구입하는 등 자산을 축적하는 반면, 은퇴 후 노년기에는 저축한 돈을 소비하고 주택자산을 매각함으로써 부족한 소비재원을 충당한다. 따라서 인구가 고령화되면 주택을 주로 구입하는 연령층인 중장년 인구는 줄고 주택을 매각하는 노령층 인구는 늘어나 주택 수요가 감소하게 된다.

인구 구조의 변화가 주택 수요와 가격에 미치는 영향에 관한 논문들이 다수 발표되었지만 일관성 있는 연구결과를 보여주지 못하고 있다. Mankiw and Weil(1989)은 미국의 베이비붐 세대의 은퇴시기에 주택 수요가 감소하고 주택 가격이 하락하였다는 분석 결과를 제시하였다. 국내 자료를 활용한 김경환(1999)의 연구에서도 인구 고령화가 심화됨에 따라 주택 수요가 감소하는 것으로 나타났다. 한편, 캐나다의 자료를 분석한 Engelhardt and Poterba(1991)는 인구 구조의

변화와 주택 가격 간에 유의한 상관관계가 존재하지 않는다고 주장하였다.

주택 수요의 감소 시점이 은퇴 시기와 일치하지 않는다는 연구들도 제시되고 있다. Chiuri and Jappelli(2010)는 OECD 국가들의 서베이 자료에 대한 분석을 통해 주택보유율(home-ownership)이 75세 이후 매년 1%씩 하락한다는 연구결과를 제시하였다. 김준형·김경환(2011)은 대형주택 거주자 가구를 대상으로 한 분석에서 은퇴 시점 전후로 주택 수요가 감소하지만 중소형 주택으로의 수요 전환은 은퇴 후 10년 정도 경과한 시점부터 본격화한다고 예상하였다. 채미옥·박진백(2018)은 국내 주택시장에 대한 분석에서 70대 고령층의 주택보유율이 40대와 50대보다 높으며, 80세 이상 연령층에서 주택보유율이 급격히 감소한다는 분석 결과를 제시하였다.

이와 같이 생애주기가설에 근거하여 인구 구조의 변화가 주택 수요에 미치는 영향을 분석한 연구들은 일관성 있는 분석결과를 제시하지 못하고 있다. 인구 고령화로 주택 수요가 감소한다는 연구들이 있는 반면에 주택 수요가 감소하지 않거나 수요 감소 시점이 은퇴 시점보다 10년 정도 뒤로 늦춰진다는 결과들도 제시되고 있다.

한편, 생애주기가설에서 인구 고령화가 주택 수요의 감소로 이어지는 파급 경로는 다음과 같이 두 가지 경로로 작동된다고 볼 수 있다. 우선 인구 고령화로 인해 주택자산에 대한 수요가 감소하는 직접적인 경로가 있고, 인구 고령화로 가계 저축률이 하락하여 가계의 주택 수요가 감소하는 간접적인 경로가 있다. 간접적인 경로는 다음과 같이 작동한다. 우선, 청·장년기에는 노후를 대비하여

소득의 일부를 저축하지만 노년기에는 저축한 돈을 소비하게 되므로 인구가 고령화되면 가계 저축률은 하락하게 된다. 이렇게 인구 고령화로 가계 저축률이 하락하면 가계가 실물자산에 투자할 수 있는 재원이 줄어들어 가계의 주택 수요는 감소한다.

간접적인 경로에서 인구 고령화가 가계 저축률을 하락시키는 첫 번째 파급 경로는 선행연구들에서 비교적 잘 검증되고 있다. 선행연구들은 가계 저축률이 하락한 요인으로 사회보장제도의 도입과 가계소득 감소, 그리고 인구 구조의 고령화를 들고 있다. De Serres and Pelgrin(2003)은 OECD 국가들의 가계저축률 하락이 인구 구조의 변화에 기인하였다고 주장하였다. Kwack and Lee(2005)도 인구 고령화로 인한 노년부양비용의 상승이 가계 저축률을 감소시킨 것으로 분석하였다. 유재원·유병하(2014)는 가계소득의 감소와 더불어 인구 구조의 고령화가 한국의 가계 저축률을 하락시키는 요인으로 작용하였다고 분석한 바 있다.

이와 같이 인구 고령화가 가계 저축률의 하락으로 이어지는 첫 번째 파급 경로는 실증적으로 잘 검증되고 있는 반면, 간접적인 경로의 그 다음 단계에서 가계 저축률의 하락이 가계의 주택 수요의 감소로 이어지는 파급 경로에 대한 연구는 찾아보기 어려운 실정이다. 이러한 배경 하에서 본 연구는 가계 저축과 주택 투자 사이의 관계를 실증적으로 분석하는데 초점을 맞춰 연구를 진행하였다. 그런데 이론적으로 가계 저축률이 하락하여 주택에 대한 투자 수요가 감소할 수도 있지만, 역으로 주택 투자의 증가가 가계 저축률의 상승을

유발할 수도 있다. 가계가 주택에 투자할 때는 금융기관으로부터 대출을 받는 경우가 많은데, 이로 인해 가계부채가 증가하면 부채상환부담으로 인해 소비는 줄고 저축은 증가할 수 있기 때문이다. 이러한 관점에서 본 연구는 시계열 분석기법인 Granger 인과성 검정을 활용하여 가계 저축률과 주택 투자율 사이의 인과관계를 분석하였다. Granger 인과성 검정을 적용하기에 앞서 단위근 검정과 공적분 검정을 통해 시계열 자료의 특성을 분석하였고, 이를 바탕으로 오차수정모형을 설정하여 두 변수 사이의 장단기 인과관계를 검증하였다.

변수들 간에 공적분 관계가 존재한다고 해서 이것이 반드시 양방향 인과관계가 성립한다는 것을 의미하지는 않는다. 양방향 인과관계가 성립할 수도 있고, 어느 한 방향으로의 단방향 인과관계만 성립하는 경우도 있을 수 있다. 본 논문에서는 Granger 인과관계 검정을 통해 가계 저축의 변화가 주택 투자의 변화를 유발하는지, 아니면 역으로 주택 투자의 변화가 가계 저축의 변화를 유발하는지를 실증적으로 검증하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어, 제2장에서는 실증분석에 사용한 자료에 대한 설명과 분석 방법에 대하여 논의한다. 제3장에서는 시계열 데이터에 대한 단위근 검정과 공적분 검정을 통해 가계 저축률과 주택 투자율 간의 장기 균형관계를 분석하고, 공적분 검정결과를 바탕으로 두 변수 간의 Granger 인과관계를 검증한다. 제4장 결론 부분에서는 본 논문의 결론과 시사점을 제시하는 것으로 마무리한다.

II. 자료 및 분석방법

1. 자료

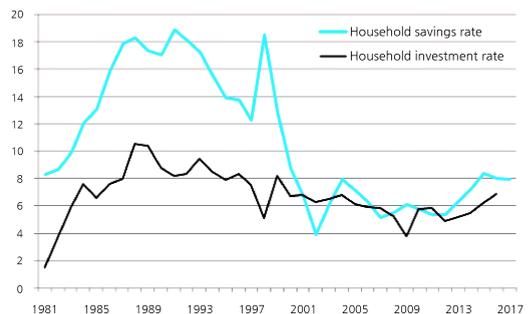
국민소득계정에서 총저축은 민간 저축과 일반 정부 저축으로 분류되며, 민간 저축은 다시 비금융 법인기업, 금융기관, 그리고 가계 및 비영리단체 저축으로 구분된다. 본 연구에서는 국민소득계정(2010년 기준년) 상의 가계 및 비영리단체의 총저축을 총처분가능소득으로 나눠서 산출한 가계 및 비영리단체의 총저축률 자료를 가계 저축률(S_t) 변수로 사용하였다.

가계의 주택 투자율(I_t) 변수로는 국민소득계정 상의 가계 및 비영리단체의 총자본형성(총투자)을 총처분가능소득으로 나눠서 산출한 가계 및 비영리단체의 총투자율 자료를 사용하였다. 국민소득계정에서 총투자는 국내총자본형성과 국외투자로 구분되는데, 국내총자본형성은 다시 민간과 일반정부 총자본형성으로 구분된다. 민간 총자본형성은 비금융 법인기업, 금융기관, 그리고 가계 및 비영리단체의 총자본형성으로 다시 나뉜다. 기업의 건설투자와 설비투자는 비금융 법인기업의 총자본형성에 포함된다.

가계 및 비영리단체의 총자본형성은 주로 가계가 주거 또는 임대 목적으로 신규 주택에 투자(지출)하는 것을 말한다. 가계가 주택을 구입하는 것은 가계의 내구재 소비에 해당된다고 볼 수 있으나, 국민소득계정 상에서는 주택에 대한 가계의 지출을 투자로 분류한다. 가계가 주거 목적으로 신규 주택에 지출할 경우, 주택에 대한 소유권이

가계에 있으므로 주택 투자는 비금융 법인기업(건설회사)의 총자본형성이 아닌 가계의 총자본형성으로 분류한다. 즉, 가계의 총자본형성은 결국 신규 주택에 대한 가계의 투자를 의미하므로 국민소득계정상의 가계 및 비영리단체의 총자본형성을 가계 주택 투자의 대응 변수로 사용할 수 있다. 이에 본 논문에서는 가계의 주택 투자율(I_t) 변수로 국민소득계정상의 가계 및 비영리단체의 국내총자본형성을 총처분가능소득으로 나눠서 산출한 가계 및 비영리단체의 총투자율 자료를 활용하였다.

본 연구에서 사용된 자료는 국내 연간 자료이며, 실증분석에 사용된 자료 표본의 분석 기간은 1981년부터 2016년까지다. 국민소득계정(2010년 기준년) 상의 가계 및 비영리단체의 총저축은 2017년까지 자료가 제공되지만, 가계 및 비영리단체의 총자본형성은 2016년까지 자료가 제공되어 분석기간을 2016년까지로 정하였다. <그림 1>은 1980년대 이후 우리나라 가계의 저축률(S_t)과 주택 투자율(I_t)의 추이를 나타내고 있다. 가계 저축률과 주택 투자율은 대체로 같은 방향으로 변동하고 있으며, 비교적 높은 상관관계(상관



<그림 1> 가계 저축률과 주택 투자율 추이

계수: 0.684)를 나타내고 있다. <표 1>은 가계 저축률과 주택 투자율에 대한 기본 통계량을 제시하고 있다. Jarque-Bera 통계량은 두 변수 모두 정규분포를 따르고 있음을 보여준다.

<표 1> 기본 통계량 (Descriptive statistics)

	평균	표준편차	Jarque-bera
가계 저축률	10.799	4.899	3.673 (0.159)
주택 투자율	6.737	1.863	1.041 (0.594)

주 : 괄호안은 Jarque-Bera 통계량의 p-값임.

2. 분석방법

시계열 자료를 활용한 계량분석에서는 시계열의 정상성(stationarity)을 우선적으로 검정해야 한다. 시계열 변수들이 안정적이지 않을 경우, 변수들 간에 상관관계가 존재하지 않더라도 표본의 크기가 증가함에 따라 t-통계량이 커지는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생할 수 있기 때문이다. 따라서 시계열 자료를 활용한 대다수 논문들은 시계열의 정상성을 확인하기 위해 단위근 검정을 시행한다. 본 논문에서는 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정법을 사용하여 가계 저축률(S_t)과 주택 투자율(I_t) 변수들에 대한 단위근 검정을 시행한다.

분석모형에 포함된 시계열 변수들이 비정상(non-stationary) 시계열인 경우, 변수들을 차분하여 정상 시계열로 전환한 후 회귀분석하는 방법이 있으나, 시계열을 차분하면 시계열 자료가

지닌 변수들 사이에 존재하는 장기적 관계에 대한 중요한 정보가 유실되는 문제가 발생한다. 따라서 시계열 변수들 간의 장기적 관계를 분석하기 위해서는 변수들을 차분하여 분석하는 것보다 변수들 간의 공적분 관계를 검정하는 것이 보다 적절한 분석방법이 될 수 있다.

모형에 포함된 개별 변수들이 비정상 시계열이더라도 이들 변수들 간의 선형결합(linear combination)이 정상 시계열이면 공적분 관계가 성립하고, 변수들 간에 안정적인 장기 균형관계가 존재한다고 말한다. 따라서 시계열 변수들이 개별적으로 비정상 시계열인 경우, 이들 변수들의 선형결합이 안정적인지 여부를 검정하기 위해 공적분 검정을 시행한다. 공적분 관계가 성립하는 경우, 전통적인 회귀분석을 적용하여 시계열 자료를 분석할 수 있는 근거를 제공한다. 공적분 검정법에는 Engle and Granger(1987) 2단계 검정법과 Johansen(1991) 공적분 검정법이 주로 사용되는데, 본 논문에서는 상대적으로 우수한 것으로 평가받는 Johansen 공적분 검정법을 사용하여 가계 저축률(S_t)과 주택 투자율(I_t) 간의 공적분 관계를 검정한다.

개별 변수들이 각각 비정상 시계열이고 공적분 관계가 존재하지 않을 경우, 표준적인 Granger 인과성 검정을 적용할 수 있다. 반면, 공적분 관계가 존재할 경우에는 오차수정모형에 근거한 Granger 인과성 검정을 적용해야 한다(Engle and Granger, 1987; Toda and Phillips, 1993). 오차수정모형에 근거한 Granger 인과성 검정은 (식 1)과 (식 2)을 사용하여 검정한다.

$$\Delta S_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta S_{t-i} + \sum_{j=1}^n \alpha_{2j} \Delta I_{t-j} + \gamma \epsilon_{t-1} + \mu_t \quad (\text{식 1})$$

$$\Delta I_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta I_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_{2j} \Delta S_{t-j} + \delta \epsilon_{t-1} + \mu_t \quad (\text{식 2})$$

우선 (식 1)은 주택 투자율(I_t)에서 가계 저축률(S_t)로의 인과성을 검정한다. 즉, 가계의 주택 투자자가 가계 저축률을 Granger 인과하는지 여부를 검정한다. 만약 ΔI_{t-j} 항의 추정계수들이 통계적으로 유의하면 단기적으로 주택 투자율이 가계 저축률을 Granger 인과한다고 말한다. 만약 (식 1)의 오차수정항(ϵ_{t-1})의 추정계수가 유의하면 장기적으로 주택 투자율이 가계 저축률을 Granger 인과한다고 해석한다.

역으로 (식 2)는 가계 저축률(S_t)에서 주택 투자율(I_t)로의 인과성을 검정한다. 만약 ΔS_{t-j} 항의 추정계수들이 통계적으로 유의하면 가계 저축률이 주택 투자율을 단기적으로 Granger 인과한다고 볼 수 있다. 만약 (식 2)의 오차수정항(ϵ_{t-1})이 통계적으로 유의하면 가계 저축률이 주택 투자율을 장기적으로 Granger 인과한다고 해석한다. (식 1)과 (식 2)에서 적정 시차는 주로 AIC(Akaike Information Criterion) 또는 SIC(Schwarz Information Criterion) 값이 최소가 되는 시차로 결정한다.

표준적인 Granger 인과성 검정에서는 오차수정항을 제외한 ΔI_{t-j} 와 ΔS_{t-j} 항의 추정계수들(F-통계량)이 통계적으로 유의한지 여부로 단기적 인과관계를 검정하지만, 오차수정모형에 근

거한 Granger 인과성 검정에서는 단기적 인과관계뿐만 아니라 장기적 인과관계도 동시에 검정할 수 있는 장점이 있다.

III. 실증분석 결과

1. 단위근 검정

일반적으로 시계열 자료를 활용한 분석의 첫 번째 단계는 단위근 검정을 통해 변수 시계열의 정상성(stationarity)을 확인하는 것이다. 시계열모형에서 시계열은 정상성을 유지한다고 암묵적으로 가정한다. 시계열이 안정적이지 않을 경우, 이러한 시계열을 활용한 분석은 신뢰할 수 없는 분석결과로 이어질 수 있다. 본 논문에서는 ADF 검정법을 사용하여 변수들에 대한 단위근 검정을 시행하였다. 단위근 검정의 적정 시차는 SIC 기준을 적용하여 선정하였다.

〈표 2〉는 가계 저축률(S_t)과 주택 투자율(I_t) 변수들에 대한 단위근 검정 결과를 제시하고 있다. 우선 수준(level) 변수들에 대한 단위근 검정에서는 통상적인 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 단위근이 존재한다는 것은 시계열 변수들이 비정상적(non-stationary), 즉, 불안정한 시계열이라는 것을 의미한다. 한편, 변수들을 차분한 후 차분(differenced) 변수들에 대한 단위근 검정을 시행한 결과, 통상적인 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났

다. 따라서 가계 저축률(S_t)과 주택 투자율(I_t)은 모두 차분 안정적(difference stationary)이며, 1차 적분 과정(first-order integrated process)을 따르는 것으로 분석되었다.

〈표 2〉 단위원 검정 결과

	수준		차분	
	t-value	p-value	t-value	p-value
S_t	-1.268	0.633	-6.259	0.000
I_t	-2.490	0.126	-6.545	0.000

주 : P-value는 MacKinnon one-sided p-값임.

2. 공적분 검정

본 논문에서는 가계 저축률(S_t)과 주택 투자율(I_t) 간에 안정적인 장기 균형관계가 존재하는지 여부를 검정하기 위해 공적분 검정을 시행하였다. 시계열 변수들이 개별적으로 비정상 시계열로 판명된 경우, 변수들을 차분하여 정상 시계열로 전환한 후에 회귀분석 하는 방법이 있으나, 이럴 경우 변수들 사이에 존재하는 장기적 균형관계에 대한 중요한 정보가 유실될 수 있다. 따라서 시계열 변수들 간의 장기적인 관계를 분석하기 위해서는 변수들을 차분하는 것보다 공적분 관계를 검정하는 것이 보다 적절한 분석방법이 될 수 있다.

모형에 포함된 개별 변수들이 비정상 시계열이더라도 이들 변수들 간의 선형결합이 정상 시계열이면 공적분 관계가 존재한다고 말한다. 공적분 관계가 존재하면 변수들 간에 안정적인 장기 균형 관계가 성립한다는 것을 의미한다. 따라서 변수들이 비정상 시계열인 경우, 이들 변수들의 선형결합이 안정적인지 여부를 검정하기 위해 일반

적으로 공적분 검정을 시행한다. 본 논문에서는 Johansen 공적분 검정법을 활용하여 가계 저축률(S_t)과 주택 투자율(I_t) 간의 공적분 관계를 검정하였다.

〈표 3〉은 Johansen 공적분 검정법을 활용한 검정 결과를 제시하고 있다. 검정 결과, 공적분 관계식이 0개 존재($R=0$)한다는 귀무가설에 대해 Trace통계량과 임계치를 비교해 본 결과, 공적분 관계식이 0개 존재한다는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타났다. 한편, 공적분 관계식이 1개 존재($R \leq 1$)한다는 귀무가설은 5% 유의수준에서 기각되지 않는 것으로 분석되었다. 즉, Johansen 공적분 검정법으로 분석한 결과, 5% 유의수준에서 1개의 공적분 관계식이 존재한다는 결과가 제시되었다. 따라서 가계 저축률(S_t)과 주택 투자율(I_t) 사이에 공적분 관계가 존재한다는 것을 확인할 수 있으며, 이는 가계 저축률과 주택 투자율 사이에 안정적인 장기 균형관계가 성립한다는 것을 의미한다. 또한 공적분 관계식을 추정해 본 결과, 가계 저축률과 주택 투자율은 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 나타냈다.

〈표 3〉 공적분 검정 결과

Null hypothesis	Eigen value	Trace statistics	Critical value (5%)	Prob.
$R=0$	0.309	15.500	15.494	0.049
$R \leq 1$	0.058	2.153	3.841	0.142

주 : Prob.는 MacKinnon-Haug-Michelis p-값임.

3. Granger 인과성 검정

가계 저축률과 주택 투자율 사이에 공적분 관

계가 존재하는 것으로 분석됨에 따라 본 논문에서는 (식 1)과 (식 2)에 제시된 오차수정모형에 근거하여 두 변수들 간에 Granger 인과관계를 검정하였다. 변수들 간에 공적분 관계가 존재한다고 해서 반드시 인과관계가 성립하는 것은 아니다. 양방향 인과관계가 존재할 수도 있고, 어느 한 방향으로 단방향 인과관계만 성립할 수도 있다. 본 논문에서는 가계 저축률과 주택 투자율 사이의 인과관계 검정을 통해 가계 저축의 변화가 주택 투자의 변화를 유발하는지, 아니면 역으로 주택 투자의 변화가 가계 저축의 변화를 유발하는지 여부를 검정하였다. 오차수정모형의 적정 시차는 SIC 기준에 의거하여 결정하였으며, SIC가 최소가 되는 시차는 2인 것으로 분석되었다.

〈표 4〉는 주택 투자율(I_t)에서 가계 저축률(S_t)로의 Granger 인과관계를 검정한 결과를 제시하였다. 우선 단기적 인과성(short-run causality) 검정에서 주택 투자율(I_t)이 가계 저축률(S_t)을 인과하지 않는다는 귀무가설(F-통계량)은 5% 유의수준에서 기각되지 않는 것으로 나타났다. 장기적 인과성(long-run causality) 검정에서도 주택 투자율(I_t)이 가계 저축률(S_t)을 인과하지 않는다는 귀무가설(t-통계량)이 기각되지 않았다. 따라서 주택 투자율에서 가계 저축률로의 인과성은 장단기 모두에서 성립하지 않는 것으로 분

〈표 4〉 Granger 인과성 검정 결과(식 1)

Causality running from housing investment to household savings (Equation 1)		
단기 인과성 ($\alpha_{21} = \alpha_{22} = 0$)	F-통계량 (p-값)	0.326 (0.725)
장기 인과성 ($\gamma = 0$)	t-통계량 (p-값)	-1.329 (0.194)

〈표 5〉 Granger 인과성 검정 결과(식 2)

Causality running from household savings to housing investment (Equation 2)		
단기 인과성 ($\beta_{21} = \beta_{22} = 0$)	F-통계량 (p-값)	0.686 (0.512)
장기 인과성 ($\delta = 0$)	t-통계량 (p-값)	-4.614* (0.000)

* p<.05.

석되었다.

〈표 5〉는 역으로 가계 저축률(S_t)에서 주택 투자율(I_t)로의 Granger 인과관계를 검정한 결과를 제시하고 있다. 우선 단기적 인과성(short-run causality) 검정에서는 가계 저축률(S_t)이 주택 투자율(I_t)을 인과하지 않는다는 귀무가설(F-통계량)이 5% 유의수준에서 기각되지 않았다. 반면, 장기적 인과성(long-run causality) 검정에서는 가계 저축률(S_t)이 주택 투자율(I_t)을 인과하지 않는다는 귀무가설(t-통계량)이 5% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타났다. 따라서 가계 저축률에서 주택 투자율로의 장기적 인과관계가 성립한다는 것을 알 수 있다. Granger 인과관계 검정 결과를 정리하면, 주택 투자율에서 가계 저축률로의 인과성은 장단기 모두에서 성립하지 않지만, 가계 저축률에서 주택 투자율로의 인과성은 장기적으로 성립한다는 결과가 도출되었다.

IV. 결론

본 논문은 국내 시계열 자료를 활용하여 가계 저축률과 주택 투자율 사이의 인과관계를 분석하

였다. 인구 고령화와 주택 수요 간의 관계를 설명하는 생애주기가설에 따르면 인구가 고령화되면 가계 저축률이 하락하고, 이러한 가계 저축률의 하락은 가계가 실물자산에 투자할 수 있는 여력(재원)을 감소시켜 가계의 주택 투자 수요가 감소하게 된다. 본 연구는 이러한 생애주기가설의 파급경로를 실증적으로 검증하는 데 초점을 맞춰 가계 저축률과 가계의 주택 투자율 사이의 관계를 분석하였다. 이론적으로 가계 저축률이 하락하여 주택 투자가 감소할 수도 있지만, 역으로 주택 투자의 증가가 가계 저축률의 상승을 유발할 수도 있다는 점에 착안하여 Granger 인과성 검정법을 활용하여 가계 저축률과 주택 투자율 사이에 인과관계를 분석하였다. Granger 인과성 검정을 적용하기에 앞서 시계열 변수들에 대한 단위근 검정과 공적분 검정을 통하여 시계열 자료의 특성을 분석하였고, 이를 바탕으로 오차수정모형을 설정하여 두 변수 사이의 장단기 인과관계를 검정하였다.

실증분석 결과, 비정상 시계열인 가계 저축률과 주택 투자율 사이에 통계적으로 유의한 공적분 관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 이를 바탕으로 오차수정모형을 설정하여 Granger 인과관계를 검정한 결과, 주택 투자율에서 가계 저축률로의 인과성은 성립하지 않았지만, 장기적으로 가계 저축률에서 주택 투자율로의 단방향 인과성은 성립하는 것으로 나타났다. 본 논문의 이와 같은 분석결과는 가계 저축률과 주택 투자율 사이에 안정적인 장기적 균형관계가 존재하며, 가계 저축률의 하락이 장기적으로 가계의 주택 투자 수요를 감소시키는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다.

본 연구를 통해 다음과 같은 시사점을 제시할

수 있다. 장기적으로 가계 저축률의 하락이 가계의 주택 수요를 감소시키는 방향으로 작용하는 것으로 분석됨에 따라 향후 인구 고령화가 심화되어 가계 저축률이 하락할 경우, 가계의 주택 투자 수요가 감소할 것으로 예상된다. 따라서 정책당국은 향후 가계의 주택 수요가 감소할 가능성에 대비할 필요가 있다. 물론 선행연구들에서 주택 수요의 감소 시점이 가구주의 은퇴 시점이 아니라 은퇴 시점보다 10년 정도 뒤로 더 늦춰진다는 연구결과가 제시되고 있는 점을 감안하면 주택보유자의 은퇴 시점에서 주택 수요가 갑자기 감소하지는 않을 것으로 예상된다. 그렇지만 우리나라의 경우, 인구 고령화 추세가 상대적으로 빠르게 진행되고 있는데다 잠재 경제성장률이 하락할 것으로 전망되고 있어 정책당국은 이러한 인구 구조의 변화가 주택시장에 미치는 영향을 면밀히 검토하여 주택수급계획을 비롯한 주택정책을 체계적으로 수립해 나가야 할 것으로 보인다.

본 연구는 가계 저축률과 주택 투자율 사이의 장단기 인과관계를 검정하고 시사점을 제시하였으나, 분석 방법 및 자료 사용과 관련하여 다음과 같은 한계가 있다. 우선 본 연구에서 활용한 Granger 인과성 검정은 두 변수 사이의 예측성 인과관계(predictive causality)를 검정하는 유용한 분석기법이지만, 사실적 인과관계(true causality)를 검증한 것은 아니므로 결과 해석에 유의할 필요가 있다. 또한 본 연구에서 가계의 주택 투자 변수로 사용한 가계 및 비영리단체의 총 자본형성은 가계의 신규 주택에 대한 투자만 포함되어 있어 기존 주택에 대한 투자 수요는 반영하지 못하는 한계가 있다. 아울러 향후 과제로는 가

계 및 비영리단체의 총자본형성 항목을 세부적으로 구분한 자료를 확보하여 주거용 주택에 대한 가계의 투자 수요를 보다 정확히 반영한 주택 투자율 변수를 사용하여 가계 저축률과의 관계를 검증할 필요가 있다.

ORCID

조성원 <https://orcid.org/0000-0002-5110-9730>

참고문헌

1. 김경환, 1999, 「인구의 연령구조 변화와 주택 수요 및 주택 가격」, 『대한부동산학회지』, 17: 69-84.
2. 김준형 · 김경환, 2011, 「고령화와 주택시장: 은퇴 전후 주택소비 변화를 중심으로」, 『부동산학연구』, 17(4): 59-71.
3. 유재원 · 유병하, 2014, 「한국의 가계저축률 하락 원인에 대한 분석」, 『한국경제연구』, 32(4): 5-44.
4. 채미옥 · 박진백, 2018, 「고령화 추세가 주택시장에 미치는 영향」, 『부동산분석』, 4(1): 33-54.
5. Ando, A. and F. Modigliani, 1963, "The "life-cycle" hypothesis of savings: Aggregate implications and tests," *The American Economic Review*, 53(1): 55-84.
6. Chiuri, M. C. and T. Jappelli, 2010, "Do the elderly reduce housing equity? An international comparison," *Journal of Population Economics*, 23(2): 643-663.
7. De Serres, A. and F. Pelgrin, 2003, "The decline in private savings rate in the 1990s in the OECD countries: How much can be explained by non-wealth determinants," OECD Economics Department, Working Papers, No.344.
8. Engelhardt, G. V. and J. M. Poterba, 1991, "House prices and demographic change: Canadian evidence," *Regional Science and Urban Economics*, 21(4): 539-546.
9. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing," *Econometrica*, 55(2): 251-276.
10. Johansen, S., 1991, "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models," *Econometrica*, 59(6): 1551-1580.
11. Kwack, S. Y. and Y. S. Lee, 2005, "What determines savings rate in Korea?: The role of demography," *Journal of Asian Economics*, 16(5): 861-873.
12. Mankiw, N. G. and D. N. Weil, 1989, "The baby boom, the baby bust, and the housing market," *Regional Science and Urban Economics*, 19(2): 235-258.
13. Toda, H. Y. and P. C. B. Phillips, 1993, "Vector autoregressions and causality," *Econometrica*, 61(6): 1367-1393.

논문접수일: 2019년 8월 14일

심사(수정)일: 2019년 11월 7일

게재확정일: 2019년 11월 22일

국문초록

본 논문은 가계 저축과 주택 투자 사이의 관계를 한국의 시계열 자료를 활용하여 분석하였다. 시계열 분석방법인 공적분 검정과 Granger 인과성 검정을 통해 가계 저축률과 주택 투자율 사이의 장단기 인과관계를 분석하였다. 단위근 검정 결과, 변수 시계열이 1차 적분 과정을 따르는 것으로 나타나 공적분 관계를 검정하였으며, 공적분 검정 결과, 장기적으로 두 변수 사이에 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이를 바탕으로 오차수정모형을 설정하여 Granger 인과관계를 검정한 결과, 장기적으로 가계 저축률에서 주택 투자율로의 단방향 인과성이 존재하는 것으로 분석되었다. 본 논문의 이와 같은 분석결과는 가계 저축률과 주택 투자율 사이에 안정적인 장기적 균형관계가 성립하며, 인구 고령화로 인한 가계 저축률의 하락이 장기적으로 가계의 주택 투자 수요를 감소시키는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다.

주제어 : 주택 투자, 가계 저축, 공적분 검정, Granger 인과성 검정

