

표본외 검정을 통한 주택 매매가와 전세가의 그랜저 인과관계 분석

이영수*, 이완석**

<요약>

그랜저 인과검정에서 통상적으로 사용되는 방식은 표본내 F 검정이다. 본 연구에서는 표본외 예측력 비교를 이용한 표본외 그랜저 인과검정을 통해 주택의 매매가격과 전세가격간의 인과관계를 살펴보았다. 데이터 기간은 1999년 1월부터 2016년 12월까지이며, 예측에 사용된 기간은 2004년 1월부터 2016년 12월까지이다. 예측 모형의 계수추정은 축차적 추정을 이용하였으며, 평균제곱예측오차를 사용하여 비제약모형인 VAR 모형과 제약모형인 AR 모형의 예측력을 비교하였다. 표본외 검정을 위한 예측력 차이 검정은 Clark and McCracken(2001)의 MSE-F 통계량을 이용하였으며, 검정을 위한 임계치(critical value)는 McCracken (2007)의 시뮬레이션 값을 사용하였다.

표본외 그랜저 인과검정 결과는 전체 예측기간 및 금융위기 이전의 기간에서 전세가격 \Rightarrow 매매가격의 일방적인 인과관계가 성립하며, 금융위기 이후의 기간에서는 전세가격과 매매가격간의 어떠한 인과관계도 성립하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 검정 결과는 표본내 검정의 형태로 이루어지는 통상적인 그랜저 인과검정 결과와 크게 다른 결과이다.

핵심주제어: 주택가격, 전세가격, 예측력 비교, 그랜저 인과, 표본외 검정

* (제1저자) 영산대학교 부동산학과 교수, email : yslee@ysu.ac.kr

** (공동저자) 진석건설 대표이사(부동산학박사), email : mandy0320@empas.com

I. 서론

전세제도는 우리나라에만 존재하는 독특한 제도로서 매우 중요한 주거 형태의 하나이다. 국토교통부의 주거실태조사에 의하면, 전체 주거형태에서 차지하는 순수 전세 비율은 2016년 현재 15.5%이며, 보증부 월세까지 전세에 포함시킬 경우 그 비율이 35.8%에 이르고 있다.

주택의 전세가격은 매매가격과 깊은 상관성을 갖고 있다. 1986년부터 2016년까지 전세가격 증가율과 매매가격 증가율의 상관계수는 0.63이며, 금융위기 이후인 2009년부터 2016년까지의 상관계수 역시 0.82로 매우 높은 수치이다.¹⁾ 이러한 높은 상관성을 보이는 주택의 매매가격과 전세가격이 구체적으로 어떠한 연관성을 갖는가에 대한 분석은 우리나라 주택시장의 구조를 이해하고, 나아가 주거선택 및 주택투자 그리고 정부의 주택관련 정책 수립에 효율적인 방향을 제시하는 데 있어 꼭 필요한 기초연구작업이라고 할 수 있다.

주택의 매매가격과 전세가격의 관련성에 대한 실증적 논의 중의 하나는 두 가격간의 인과관계를 분석하는 것이다. 통상적으로 널리 사용되는 인과관계 분석 방식은 표본내 그랜저 인과검정이다. 표본내(in-sample) 그랜저 인과검정은 모형의 계수들을 추정하고 추정된 일부 계수들의 통계적 유의성을 검정하는 형태로 이루어진다. 그러나 Ashley et al.(1980)은 표본내 검정보다는 예측력 비교를 이용한 표본외(out-of-sample) 검정이 그랜저 인과관계의 본질에 더 적합할 수 있다고 지적한 바 있으며,²⁾ Chen(2005)은 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 표본외 검정이 표본내 검정보다 검정력이 우수함을 밝히고 있다. 이에 따라 최근 들어 표본외 검정을 통해 변수들간의 인과관계를 검정하는 많은 논문들이 발표되고 있다(e.g., Amato and Swanson, 2001; Chao et al., 2001; Corradi and Swanson, 2002; Chen, 2005; Wang et al., 2007; McCracken, 2007; Ashley and Ye, 2012; Ashley and Tsang, 2014; Ye et al., 2015; Kyriazakou and Panagiotidis, 2017).³⁾

1) 국민은행이 발표하는 월간 아파트 매매가격지수와 전세가격지수를 이용하여 계산한 수치이다.

2) “Ashley et al.(1980) suggest that out-of-sample methods are more closely aligned with the spirit of the original concept of Granger causality” (McCracken, 2007)

3) 표본외 검정을 통한 그랜저 인과검정과 관련된 구체적인 내용에 대해서는 McCracken(2007)과

지금까지 주택의 매매가격과 전세가격의 인과관계에 대하여 국내에서 많은 연구가 이루어져 왔으나, 모든 연구는 표본내 그랜저 인과검정을 이용하고 있다. 본 연구에서는 표본외 검정을 이용하여 주택의 매매가격과 전세가격의 인과관계를 재검토하고자 한다. 분석의 초점은 두 가지이다. 첫째, 표본외 검정 결과와 표본내 검정 결과가 차이를 갖는지 살펴본다. 검정기간은 외환위기로부터 벗어난 1999년 1월부터 2016년 12월까지이다. 둘째, 2009년 이후의 기간에서 인과검정 결과가 어떻게 나타나는지 살펴본다. 2009년 이후는 금융위기가 끝난 기간이면서 동시에 우리나라 전세가격이 급격하게 상승한 시기이기도 하다. 이 기간의 전세가격 상승이 주택가격 상승과 인과관계를 갖는지 검토하는 것도 의미 있는 작업이라고 여겨진다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. I장의 서론에 이어 II장에서는 주택의 매매가격과 전세가격의 인과관계를 실증분석한 국내의 선행연구들을 살펴보았다. III장은 모형 및 분석방법으로 표본외 검정으로 사용되는 예측력 비교 검정의 의미 및 방법에 대하여 서술하였다. IV장은 실증분석 결과로서 그랜저 인과검정 결과와 표본외 예측력 비교 검정 결과를 비교한다. V장은 결론이다.

II. 선행연구

주택의 매매가격과 전세가격간의 인과관계⁴⁾에 대한 국내의 실증분석 연구는 표본내 그랜저 인과검정을 중심으로 활발히 이루어져왔다. 주요 연구로는 임규채·기석도(2006), 임정호(2006), 박동국·천인호(2006), 박

Ashley and Tsang(2014)을 참조할 수 있다.

4) 전세제도가 없는 외국의 경우에는 주택가격과 임대료와의 관계에 대한 논의가 이루어지고 있다. Cutts et al.(2005)은 헤도닉 모형을 사용하여 90년대의 미국 주택가격 상승이 대체로 임대료 변화에 기인하고 있음을 보고하였으며, Campbell et.al.(2006)은 고든의 성장모형을 이용하여 분석한 결과, 1997-2005년의 미국 임대료-주택가격 비율의 변화가 임대료상승보다는 주로 주택 프리미엄 변동에 기인하고 있는 것으로 나타났다. Gallin(2008)은 오차수정모형을 이용하여 미국의 1970-2005년의 임대료와 주택가격의 관계를 분석하였는데, 분석결과는 임대료-주택가격 비율의 변화가 주택가격 변화에는 큰 영향을 미치지 않지만, 임대료 변화에는 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 분석하고 있다.

현수·안지아(2009), 문규현(2010), 이영수(2010), 전해정·박현수(2012), 김주일·문규현(2012), 전해정(2015), 김현우·이두현(2015), 이충한·이상엽(2015), 김경민(2017) 등이 있으며⁵⁾ 이들은 모두 표본내 검정을 이용하고 있다.

임규채·기석도(2006)는 1987년부터 2005년까지의 전국 아파트 가격지수를 이용하여 그랜저 인과검정을 하였다. 분석결과 아파트 매매가격과 전세가격사이에는 그랜저 인과관계가 없는 것으로 나타났다. 임정호(2006)는 1986년부터 2004년까지의 주택의 매매가격지수와 전세가격지수를 이용하여 인과검정을 하였다. 분석 결과는 매매가격이 전세가격에 영향을 미치나 반대는 성립하지 않는 것으로 보고하고 있다. 반면, 문규현(2010)은 1986년 1월부터 2009년 3월까지의 주택의 매매가격과 전세가격의 차분변수와 변동성변수⁶⁾의 두 가지 변수를 이용하였는데, 두 가지 변수 모두에서 전세가격이 매매가격에 일방적인 영향을 주는 것으로 나타났다.⁷⁾ 김경민(2017) 역시 2005년 1월부터 2016년 10월까지의 전국 주택 매매가격 및 전세가격을 이용한 분석결과에서 전세가격이 매매가격을 일방적으로 그랜저 코즈하는 것으로 보고하고 있다. 임규채·기석도(2006), 임정호(2006), 문규현(2010), 김경민(2017)은 모두 VAR 모형을 이용하였다.

이영수(2010)는 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 주택가격과 전세가격의 인과관계를 검정하였다. 이자율, 아파트 매매가격 및 전세가격의 3변수 모형에서 외환위기 이전에는 공적분관계가 발견되지 않으나 외환위기 이후에는 공적분관계가 존재한다는 실증분석 결과와 함께, 외환위기 이후 전세가격이 매매가격에 일방적인 영향을 미치는 인과관계가 나타나고 있다는 결과를 보고하고 있다. 전해정(2015)은 16개 광역시·도의 자료를 이용한 패널 VAR 모형 분석을 시도하였다. 분석결과 글로벌 금융위기 이전에는 인과관계가 나타나지 않으나 금융위기 이후에는 아파

5) 2005년 이전의 연구로는 김정호·이명재(1989), 임승직(1995), 손재영(2000), 이용만·이상한(2004), 임재만(2004), 김성제·조주현(2005) 등이 있다.

6) 문규현(2010)에서 변동성변수는 차분변수의 제곱으로 정의되고 있다.

7) 문규현(2017)은 GARCH 모형을 이용한 분석에서도 주택전세가격지수변화량과 변동성은 매매가격지수변화량과 변동성에 영향을 주고 있으나, 주택매매가격지수변화량과 변동성은 전세가격지수변화량과 변동성에 어떠한 영향도 주지 못하는 것으로 보고하고 있다. 분석기간은 1986년 1월부터 2016년 5월까지이다.

트 전세가격이 아파트 매매가격을 그랜저 인과하는 것으로 나타났다.

박동국·천인호(2006), 박헌수·안지아(2009), 전해정·박헌수(2012), 김현우·이두헌(2015), 이충한·이상엽(2015)은 서울의 데이터를 이용하여 인과관계를 살펴보았다. 분석모형은 모두 2변수 VAR 모형이다. 박동국·천인호(2006)는 1986년 1월부터 2006년 6월까지의 서울, 강남, 강북의 데이터를 이용한 분석에서 서울 및 강남에서는 전세가격이 매매가격을 일방적으로 그랜저 인과하며, 강북에서는 양방향의 인과관계가 나타나는 것으로 보고하였다. 박헌수·안지아(2009)는 2002년 12월부터 2009년 5월까지의 서울의 25개 구의 시계열자료를 이용하였다. VAR 모형을 이용한 분석결과 5개 구에서 매매가격이 전세가격에 그리고 12개 구에서는 전세가격이 매매가격에 영향을 주는 것으로 나타났다. 전해정·박헌수(2012)는 서울, 강북, 강남의 데이터를 이용하였다. VAR 모형을 이용한 분석결과, 이자율이 증가하는 시기였던 2005년 1월부터 2008년 11월까지의 서울과 강남에서 양방향의 인과관계가 나타나고 있으나, 이자율이 하락한 2008년 12월부터 2011년 11월까지의 기간에서는 서울, 강남, 강북 모두에서 전세가격이 매매가격을 일방적으로 그랜저 인과하고 있음을 보고하고 있다. 김현우·이두헌(2015)은 금융위기 이후인 2009년 1월부터 2013년 12월까지의 서울 아파트의 매매가격과 전세가격의 데이터를 이용하였다. 분석결과는 매매가격과 전세가격간에 어떠한 인과관계도 나타나지 않았다. 이충한·이상엽(2015)은 1999년 1월부터 2014년 9월까지의 데이터를 이용하였으며, 강남에서는 매매가격과 전세가격의 양방향의 인과관계가 나타나는 반면, 강북에서는 인과관계가 나타나지 않는 것으로 보고하고 있다.

김주일·문규현(2012)은 오차수정모형(VECM)을 이용하여 6개 광역시에 대한 인과관계를 검토하였다. 1986년부터 2010년까지의 아파트 매매가격 및 전세가격의 데이터를 이용한 분석결과, 광주와 울산에서는 양방향의 인과관계가 검정되었으며, 대전과 대구에서는 전세가격이 매매가격을 그리고 부산에서는 매매가격이 전세가격을 그랜저 인과하는 것으로 검정되었다. 인천의 경우에는 그랜저 인과관계가 나타나지 않는 것으로 보고하고 있다.

<표 1> 그랜저 인과검정 결과 비교

구분	모형	지역	기간	결과
임규채·기석도(2006)	VAR	전국	87.1-05.12	매매↔전세
임정호(2006)	VAR	전국	86.1-04.6	전세→매매
문규현(2010)	VAR	전국	86.1-09.3	전세→매매
이영수(2010)	VECM	전국	99.1-09.12	전세→매매
전해정(2015)	PVAR	전국	06.1-08.12	매매↔전세
		전국	09.1-14.9	전세→매매
김경민(2017)	VAR	전국	05.1-16.10	전세→매매
문규현(2017)	GARCH	전국	86.1-16.5	전세→매매
박동국·천인호(2006)	VAR	서울,강남	86.1-06.6	전세→매매
		강북		매매↔전세
박헌수·안지아(2009)	VAR	서울 12개구	02.12-09.5	전세→매매
		서울 5개구		매매→전세
		서울 8개구		매매↔전세
전해정·박헌수(2012)	VAR	서울,강남	05.1-08.11	매매→전세
		강북		매매↔전세
		서울,강남,강북	08.12-11.11	전세→매매
김현우·이두헌(2015)	VAR	서울	09.1-13.12	매매↔전세
이충한·이상엽(2015)	VAR	강남	99.1-14. 9	매매↔전세
		강북		매매↔전세
김주일·문규현(2012)	VECM	광주,울산	86.1-10.12	매매↔전세
		대전,대구		전세→매매
		부산		매매→전세

III. 모형 및 분석방법

주택가격과 전세가격의 두 변수로 구성된 다음과 같은 2변수 VAR 모형을 설정한다.

$$\Delta hp_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} * \Delta hp_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} * \Delta cp_{t-i} + e_{ht} \quad \text{<식 1>}$$

$$\Delta cp_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} * \Delta cp_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} * \Delta hp_{t-i} + e_{ct} \quad \text{<식 2>}$$

위에서 Δhp_t 와 Δcp_t 는 로그차분된 매매가격과 전세가격을 표시하며, e_{ct} 는 오차항이다.

주택가격과 전세가격의 그랜저인과검정을 위한 귀무가설은 다음과 같다.

$$H_0^A : \alpha_{21} = \alpha_{22} = \dots = \alpha_{2p} = 0 \quad \text{<식 3>}$$

$$H_0^B : \beta_{21} = \beta_{22} = \dots = \beta_{2p} = 0 \quad \text{<식 4>}$$

식 (3)은 전세가격이 매매가격을 그리고 식 (4)는 매매가격이 전세가격을 그랜저인과(Granger-cause)하지 않는다는 귀무가설이며, 귀무가설이 기각되면 인과성이 있는 것으로 판단한다.

귀무가설이 채택되는 경우, 식(1)과 (2)는 다음과 같은 AR 모형으로 귀결된다.

$$\Delta hp_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} * \Delta hp_{t-i} + e_{ht} \quad \text{<식 5>}$$

$$\Delta cp_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} * \Delta cp_{t-i} + e_{ct} \quad \text{<식 6>}$$

표본외 인과검정은 예측력 비교 검정으로서, 식 (1)과 (2)의 비제약(unrestricted) 모형에서의 예측력과 식 (5)와 (6)의 제약(restricted) 모형에서의 예측력을 비교한다. 예컨대, 매매가격의 예측에서 식 (1)에서처럼 전세가격을 포함하는 것이 매매가격만으로 예측하는 식 (5)보다 예측력이 우월하고, 그러한 예측력 차이가 통계적 유의성을 갖는다면, 식 (3)의 귀무가설이 기각되면서 전세가격이 매매가격을 그랜저인과하는 것으로 검정하게 된다. 본 연구에서 예측력은 예측시계(forecasting horizon) 1개월의 예측치들에 대한 평균제곱예측오차(mean squared forecast error, MSFE)로 계산하였다.

예측모형의 추정 및 예측은 축차적(recursive) 방식을 이용한다. 첫 번째 추정기간은 1999년 1월부터 2003년 12월까지의 5년간이며, 추정된 모형을 이용하여 2004년 1월의 주택 매매가격 및 전세가격을 예측한다. 이후 마지막 추정시점을 1개월씩 늘려가면서 추정과 예측을 반복한다. 예측의 마지막 시점은 2016년 12월이다.

예측력 차이에 대한 검정은 Clark-McCracken (2001)의 MSE-F 검정을 이용한다.⁸⁾ MSE-F 통계량은 다음과 같다.

$$\text{MSE-F} = n * \frac{n^{-1} \sum_t \hat{u}_{1,t+1}^2 - n^{-1} \sum_t \hat{u}_{2,t+1}^2}{n^{-1} \sum_t \hat{u}_{2,t+1}^2} \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

위에서 \hat{u}_1 은 제약모형의 예측오차 그리고 \hat{u}_2 은 비제약모형의 예측오차를 표시하며, n은 예측치의 개수(number)이다. MSE-F 검정을 위한 임계치는 McCracken (2007)의 시뮬레이션 값을 사용하였다.

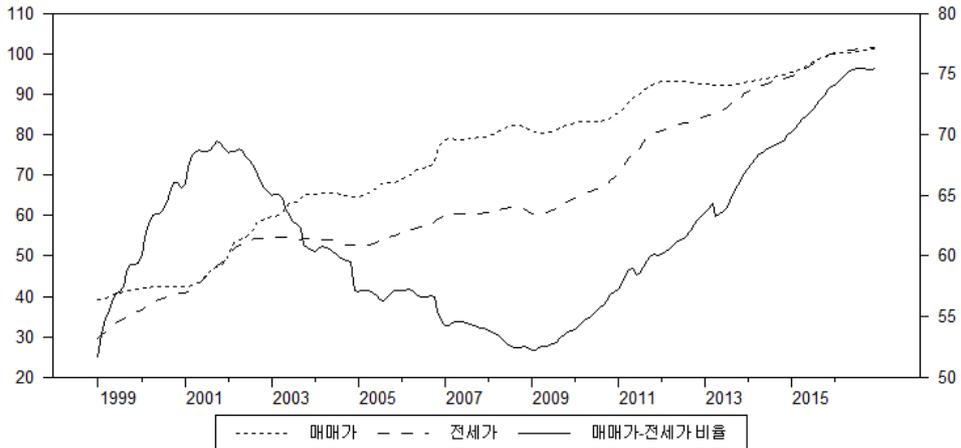
IV. 실증분석

1. 데이터 및 모형추정

본 연구에서 사용되는 변수는 주택의 매매가격과 전세가격이다. 데이터는 국민은행에서 발표하는 아파트 매매가격지수와 전세가격지수를 이용하였으며, 계절조정된 월간 데이터이다. 변수는 모두 로그변환하여 사용하며, 데이터 기간은 외환위기 이후인 1999년 1월부터 2016년 12월까지이다.

8) 예측력 비교에서 널리 사용되는 검정은 Diebold-Mariano(1995) 검정이다. 그러나 본 연구에서와 같이 예측모형이 비제약-제약모형의 형태를 갖는 내포 모형(nested model)의 경우, Diebold-Mariano 검정은 적절하지 않다. 이와 관련된 구체적인 내용은 Clark-McCracken (2001) 참조.

<그림 1> 아파트 매매가, 전세가, 전세가-매매가 비율 추이



주: 왼편 축은 매매가 및 전세가 지수, 오른편 축은 전세가-매매가 비율(%)을 표시함.

<그림 1>은 아파트 매매가격지수, 전세가격지수, 그리고 전세가-매매가 비율의 추이를 보여준다. 눈에 띄는 특징 중의 하나는 2009년 이후 전세가격이 급격히 상승하면서 전세가-매매가 비율이 크게 높아지고 있다는 점이다. 2009년 1월부터 2016년 12월까지 매매가격의 전월대비 평균상승률은 0.23%에 그치는 반면, 전세가격의 전월대비 평균상승률은 0.53%로 매매가격의 상승률을 크게 웃돌면서,⁹⁾ 동기간 중 매매가에 대한 전세가의 비율은 52.2%에서 75.4%로 크게 높아지고 있다.

<표 2> 단위근 검정 결과

	수준변수			차분변수		
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS
매매가(hp)	-2.285	-1.544	5.110***	-3.557***	-7.701***	0.202
전세가(cp)	-2.026	-2.474	5.265***	-3.802***	-8.240***	0.402

주: ***는 1%의 유의수준 하에서 귀무가설이 기각됨을 표시한다.

9) 1999년 1월부터 2008년 12월까지 매매가격과 전세가격의 평균 상승률은 0.63%로 거의 같은 수준을 보였다.

<표 2>는 데이터에 대한 단위근 검정결과이다. 단위근 검정은 ADF검정, PP검정, KPSS검정을 이용하였다.¹⁰⁾ 검정식에서 차수(lag)는 데이터가 월간자료임을 감안하여 12로 설정하였으며, 추세항은 고려하지 않았다. 단위근 검정 결과, 주택가격과 전세가격은 모두 I(1)으로 확인된다.

<표 3> 공적분 검정 결과

귀무가설	trace 통계량	p-값
r<1	16.659	0.449
r<2	6.755	0.381

주: r은 공적분 수를 표시한다.

<표 3>은 공적분 검정 결과이다. 공적분 검정은 요한슨 검정을 이용하였다. 공적분 검정 역시 모형의 차수(lag) 설정이 필요하다. 본 검정에서는 AIC 기준에 의한 VAR 모형의 적정 차수인 8로 차수를 설정하였다. 검정 결과는 매매가격과 전세가격 사이에 공적분이 존재하지 않는 것으로 나타나고 있다. 이러한 검정결과는 데이터 기간 내에서 매매가와 전세가 사이에 장기균형관계가 존재하지 않음을 의미한다.

<표 4> 모형 추정결과

	VAR 모형		AR 모형	
	Δhp	Δcp	Δhp	Δcp
상수항	0.017 (0.044)	0.105*** (0.031)	0.085** (0.040)	0.080*** (0.030)
Δhp_{t-1}	0.682*** (0.076)	0.116** (0.054)	0.821*** (0.068)	-
Δhp_{t-2}	-0.103 (0.091)	-0.140** (0.064)	-0.063 (0.088)	-
Δhp_{t-3}	-0.130 (0.090)	0.014 (0.064)	-0.159* (0.088)	-
Δhp_{t-4}	0.040 (0.090)	-0.051 (0.064)	0.031 (0.087)	-
Δhp_{t-5}	0.126 (0.090)	0.097 (0.064)	0.145* (0.086)	-
Δhp_{t-6}	0.076 (0.090)	-0.110* (0.064)	0.060 (0.085)	-
Δhp_{t-7}	-0.113(0.091)	-0.053 (0.064)	-0.146* (0.085)	-
Δhp_{t-8}	0.252* (0.078)	0.005 (0.055)	0.120* (0.063)	-

10) ADF(Augmented Dickdy-Fuller) 검정과 PP(Phillipse-Perron) 검정은 단위근이 존재한다는 것이 귀무가설이며, KPSS(Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 검정은 단위근이 존재하지 않는다는 것이 귀무가설이다.

	VAR 모형		AR 모형	
	Δhp	Δcp	Δhp	Δcp
Δcp_{t-1}	0.313*** (0.108)	0.885*** (0.077)	-	0.970*** (0.068)
Δcp_{t-2}	-0.031 (0.141)	-0.052 (0.100)	-	-0.110 (0.095)
Δcp_{t-3}	-0.087 (0.140)	-0.034 (0.099)	-	-0.055 (0.095)
Δcp_{t-4}	0.012 (0.138)	0.044 (0.098)	-	0.042 (0.094)
Δcp_{t-5}	0.140 (0.131)	0.061 (0.093)	-	0.107 (0.089)
Δcp_{t-6}	-0.182 (0.131)	0.023 (0.093)	-	-0.026 (0.089)
Δcp_{t-7}	0.038 (0.130)	0.062 (0.092)	-	0.003 (0.087)
Δcp_{t-8}	-0.104 (0.089)	-0.093 (0.063)	-	-0.084 (0.056)
\bar{R}^2	0.601	0.808	0.576	0.799
DW	1.937	2.049	1.963	2.041

주: ()안은 표준오차이며, *,**,***는 10%, 5%, 1%의 유의수준을 표시한다.

<표 4>는 데이터 전체기간에 대한 모형추정 결과이다. 모형의 차수(lag)는 VAR 모형의 AIC(Akaike information criterion) 적정차수인 8로 설정하였으며, 모형 추정은 통상최소자승법(OLS)을 이용하였다. 표에서 보는 바와 같이, 매매가격(Δhp) 방정식의 경우 Δcp_{t-1} 의 계수는 통계적으로 유의한 양(+)의 부호를 가짐으로써 전세가격 상승이 매매가격의 상승으로 이어지는 효과를 갖는 것으로 판단할 수 있다. 반면, 전세가격(Δcp) 방정식에서는 Δhp_{t-1} 의 계수는 양(+)의 부호를 가지나 Δhp_{t-2} 의 계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 가지며 그 절대적인 크기도 Δhp_{t-1} 의 계수에 비해 큰 값을 갖는다. 이러한 추정결과는 주택가격 상승이 전세가격에 미치는 효과에서 일정한 방향성을 갖지 않을 수 있음을 시사한다.

2. 그랜저 인과검정

본 절에서는 그랜저 인과검정에서 표본내 검정결과와 표본외 검정결과가 어떠한 차이를 보이는지 살펴본다. 검정기간은 전체기간(1999.1~2016.12), 기간A(1999.1~2008.12), 기간B(2009.1~2016.12)로 구분하였다. 기간A와 기간B의 구분은 첫째, 금융위기 전후에 대한 기간구분이라는

점과, 둘째, 2009년 1월 이후 전세가격이 급등하면서 기간B에서는 매매가-전세가 비율이 지속적으로 증가하는 특징을 보였다는 점을 고려하였다. 각 검정기간에서의 VAR 모형 추정에서 차수는 AIC 기준을 따랐다.

<표 5> 표본내 그랜저 인과검정 결과: F 검정

	차수	cp ⇒ hp		hp ⇒ cp	
		F	p-value	F	p-value
전체기간	8	2.546**	0.011	2.226**	0.026
기간 A	2	2.062	0.131	3.466**	0.034
기간 B	4	1.414	0.235	2.664**	0.037

주: 차수는 모형 추정에서 AIC 기준에 의한 적정차수이며, **, ***, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준을 표시한다.

<표 5>는 F 검정을 이용한 통상적인 표본내 그랜저 인과검정 결과이다. 표에서 보는 바와 같이, 전체기간에서는 주택의 매매가격과 전세가격이 양방향으로 그랜저인과하고 있으나, 기간A와 기간B로 구분하는 경우, 주택의 매매가격이 전세가격을 일방적으로 그랜저인과하는 것으로 검정되고 있다.

표본외 그랜저 인과검정은 비제약모형인 VAR 모형에서의 표본외 예측력과 제약모형인 AR 모형에서의 표본외 예측력 비교를 통해 이루어진다. 검정기간은 표본내 검정에서와 마찬가지로 전체기간과 2009년 1월 이전, 이후의 기간으로 구분하였다. 다만 표본외 검정에서는 표본외 예측을 위한 최초의 추정기간(1999.1~2003.12)에 대한 예측치가 없기 때문에, 전체기간과 기간A에서의 예측력 비교에서 최초의 모형 추정기간은 포함되지 않는다. 예측모형의 추정은 III장에서 설명한 바와 같이 축차적(recursive) 방식을 이용하였으며, 매 추정마다 모형의 차수는 AIC 기준에 따랐다.¹¹⁾

11) AIC 기준에 의한 모형의 차수는 2014년 12월까지의 축차적 추정에서는 2로, 그리고 2015년 1월부터 마지막 시점인 2016년 12월까지의 축차적 추정에서는 8로 동일하게 나타나고 있다.

<표 6> 모형의 예측력 비교: MSFE

	Δhp			Δcp		
	AR	VAR	ratio	AR	VAR	ratio
전체기간	0.309	0.300	0.940	0.233	0.238	1.044
기간A	0.458	0.442	0.929	0.257	0.269	1.093
기간B	0.156	0.156	0.999	0.216	0.216	1.000

주 1) (예측)전체기간: 2004:1~2016:12, 기간A': 2004:1~2008:12, 기간B: 2009:1~2016:12

2) ratio = VAR모형에서의 MSFE/ AR모형에서의 MSFE

<표 6>은 주택의 매매가격(Δhp)과 전세가격(Δcp)에 대한 VAR 모형과 AR 모형에서의 표본외 예측력을 비교한 결과이다. 예측력은 평균제곱예측오차(MSFE)로 계산하였다. 먼저 주택의 매매가격에 대한 예측의 경우, 모든 기간에서 전세가격을 포함한 VAR 모형이 주택가격만으로 이루어진 AR 모형보다 작은 MSFE 즉, 우수한 예측력을 갖는 것으로 나타나고 있다. 다만 기간 B에서는 그러한 예측력 차이가 매우 미미한 차이에 그치고 있다. 반면에 주택의 전세가격에 대한 예측의 경우에는 예측기간에 상관없이 VAR 모형을 이용한 예측보다 AR 모형을 이용한 예측이 보다 우월한 예측력을 갖는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과들은 주택의 매매가격 예측에서 전세가격의 과거 정보가 예측력을 높이는 데 도움이 될 수 있으나, 전세가격 예측에서 매매가격의 과거 정보는 전혀 도움이 되지 않음을 의미한다.

<표 7> 그랜저 인과검정 결과 비교: 표본내 검정과 표본외 검정

		표본외 검정:MSE-F	표본내 검정: F
cp \Rightarrow hp	전체기간	9.858***	2.546**
	기간A	4.537***	2.062
	기간B	0.080	1.414
hp \Rightarrow cp	전체기간	-6.618	2.226**
	기간A	-5.154	3.466**
	기간B	-0.024	2.664**

주: **와 ***는 각각 5%와 1%의 유의수준을 표시한다.

<표 7>은 VAR 모형에서의 예측력이 AR 모형에서의 예측력보다 우월할 경우, 그러한 예측력 차이가 통계적 유의성을 갖는가를 검정한 결과로서, 표본외 그랜저 인과검정의 결과와 표본내 그랜저 인과검정의 결과를 비교하고 있다. 표본외 검정을 위한 예측력 차이 검정은 Clark and McCracken(2001)의 MSE-F 통계량을 이용하고 있다. 표에서 MSE-F 통계량의 부호가 양(+)^인 경우 VAR 모형에서의 예측력이 우월한 경우를 표시한다. 또한 표에서 $cp \Rightarrow hp$ 는 주택의 매매가격(Δhp)에 대한 예측력 비교 검정을 표시하며, 귀무가설은 ‘VAR 모형에서의 예측력이 AR모형에서의 예측력보다 우월하지 않다’이다. 귀무가설이 기각되는 경우, VAR 모형에서의 예측력의 우월성이 통계적으로 유의하다는 것을 의미하며, 이는 결국 $cp \Rightarrow hp$ 의 인과관계가 존재하는 것으로 해석한다. <표 7>에 제시된 표본외 그랜저 인과검정 결과를 살펴 보면, 전체기간과 기간A에서 $cp \Rightarrow hp$ 의 인과관계가 존재하는 반면, 기간 B에서는 그러한 인과관계가 나타나지 않고 있으며, $hp \Rightarrow cp$ 의 인과관계는 모든 기간에서 나타나지 않는 것으로 검정되고 있다. 이러한 검정 결과는 주택의 매매가격과 전세가격의 인과관계가 주로 $hp \Rightarrow cp$ 의 방향으로 나타나는 통상적인 표본내 그랜저 인과검정의 결과와 크게 배치되고 있다.

V. 결론

Ashley et al.(1980)이 표본내 검정보다는 예측력 비교를 이용한 표본외 검정이 그랜저 인과관계의 본질에 더 적합할 수 있다고 지적한 이후, 2000년대 들어 외국의 경우 많은 논문들은 표본외 검정을 통해 변수들간의 인과관계를 검정하고 있다. 이러한 흐름과는 달리 우리나라에서는 표본외 검정을 이용한 그랜저 인과관계 검정 논문은 찾아보기 어렵다. 본 연구에서는 주택의 매매가격과 전세가격간의 인과관계를 표본외 예측력 비교를 통해 검정하고, 이러한 검정 결과가 표본내 F 검정 결과와 어떠한 차이를 보이는지 살펴보았다.

데이터 기간은 1999년 1월부터 2016년 12월까지이며, 표본외 예측에 사용된 기간은 2004년 1월부터 2016년 12월까지이다. 예측 모형의 계수 추정은 축차적 추정을 이용하였으며, 평균제곱예측오차를 사용하여 비제약모형인 VAR 모형과 제약모형인 AR 모형의 예측력을 비교하였다. 표본외 검정을 위한 예측력 차이 검정은 Clark and McCracken(2001)의 MSE-F 통계량을 이용하였다.

검정결과는 표본내 F 검정을 이용하는 경우와 표본외 예측력 검정을 이용하는 경우가 다르게 나타나고 있다. 표본내 F 검정을 이용하는 경우, 데이터 전체기간에서는 전세가격과 매매가격간의 양방향의 인과관계가 그리고 금융위기 이전과 이후의 2개의 기간에서는 각각 매매가격 \Rightarrow 전세가격의 일방적인 인과관계가 성립하는 것으로 검정되고 있다. 반면에 표본외 예측력 검정을 이용하는 경우, 전체 예측기간 및 금융위기 이전의 기간에서 전세가격 \Rightarrow 매매가격의 일방적인 인과관계가 성립하며, 금융위기 이후의 기간에서는 전세가격과 매매가격간의 어떠한 인과관계도 성립하지 않는 것으로 검정되었다.

전세가격은 주택의 사용가치를 반영하며 임대료의 변형된 형태로 생각할 수 있다. 주택가격의 현재가치 이론에 의하면, 전세가격의 상승 즉 임대료 상승은 매매가격의 상승으로 이어질 것이며, 따라서 전세가격이 매매가격에 영향을 주는 인과관계가 발견되는 것은 현실에 부합하는 것으로 여겨진다. 반면 주택가격이 전세가격에 미치는 영향은 다소 불분명하다. 주택가격의 상승으로 주택소유자가 전세가격을 올릴 수도 있으나, 사용가치의 변화가 수반되지 않는 주택소유자의 이러한 의도가 전세시장에서 그대로 반영되기는 쉽지 않을 것이며, 또한 주택 매매가의 상승이 지속될 것으로 예상되는 경우 전세 수요가 줄면서 오히려 전세가격의 하락요인으로 작용할 수도 있을 것이다.¹²⁾ 이러한 점들을 고려하면, 전세가격 \Rightarrow 매매가격의 일방적인 인과관계가 성립하는 것으로 검정되는 표본외 그랜저 인과검정이 매매가격 \Rightarrow 전세가격의 일방적인 인과관계가 성립하는

12) 이러한 분석은 <표 4>의 모형추정 결과에서 전세가격(Δcp_t) 방정식의 경우, Δhp_{t-2} 의 계수가 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 가지며, 양(+)의 부호를 갖는 Δhp_{t-1} 의 계수에 비해 그 절대적인 크기가 큰 값을 갖는 추정결과와 맥을 같이 하고 있다.

표본내 그랜저 인과검정 결과보다 현실적 타당성이 높은 것으로 판단된다.¹³⁾

본 연구에서 또 하나의 초점은 전세가격이 급격히 상승한 2009년 이후, 이 기간의 전세가격 상승이 주택가격 상승과 인과관계를 갖는지 검토하는 것이다. 표본외 인과검정 결과에 의하면, 금융위기 이후인 2009.1~2016.12의 기간에서 전세가격⇒매매가격의 인과관계가 나타나지 않는다. 동 기간에서 발생한 전세가격의 급상승은, 인구구조 변화와 같은 주택시장의 여건 변화로 주택가격 상승에 대한 기대감이 크게 사라지면서 주택투자자들에 의한 전세공급은 줄고 전세수요는 크게 늘었기 때문인 것으로 여겨진다. 즉 전세가격의 상승은 매매가격의 정체와 연결되어 있으며, 이러한 연결구조속에서 전세가격⇒매매가격의 인과관계가 성립하지 않은 것으로 해석될 수 있을 것이다.

Ashley et al.(1980)과 Fair and Shiller(1990)는 표본내 검정을 이용한 그랜저 인과검정의 검정력이 약한 이유의 하나로 모형에 따라 분석 결과가 크게 변하는 모형선택편의(model selection bias)를 들고 있다. 표본내 그랜저 인과검정을 사용하는 경우 검정 결과의 신뢰성을 높이기 위해서는, 모형을 구성하는 변수들의 적절한 선택 및 추정계수의 안정성 등을 충분히 고려한 보다 세심한 모형설정이 필요할 것이다. 향후 표본내 검정과 표본외 검정 결과의 차이와 관련하여 보다 많은 국내 연구가 활성화되길 기대한다.

논문접수일	2018.05.21
논문심사일	2018.06.05
게재확정일	2018.06.26

13) II장의 선행연구에서도 전국을 대상으로 하는 경우, 전세가격⇒매매가격의 일방적인 인과관계를 보고하고 있는 논문이 대다수이다.

참고문헌

- 김경민, 2017, “통화정책 및 실물금융변수와 주택가격간 동학적 상관관계 분석,” 『부동산학보』 70, pp. 206-220.
- 김성제·조주현, 2005, “주택시장의 인과관계에 대한 시장상황분석,” 『부동산학연구』 11(2), pp. 87-96.
- 김정호·이명재, 1989, “자산시장개념을 이용한 서울지역 아파트 전세 및 매매가격간의 관계분석,” 『지역연구』 5(1), pp. 13-26.
- 김주일·문규현, 2012, “국내 광역시 주택시장의 매매가격과 전세가격의 정보이전 메카니즘에 관한 연구,” 『산업경제연구』 25(1), pp. 1-18
- 김현우·이두현, 2015, “VAR분석을 활용한 금융위기 이후 서울 아파트 전세가격 변화,” 『한국산학기술학회논문지』 16(9), pp. 6315-6324.
- 문규현, 2010, “국내 주택시장의 가격발견 - 매매가격/전세가격을 중심으로,” 『산업경제연구』 23(2), pp. 797-811.
- 문규현, 2017, “성수기 국내주택시장의 정보비대칭성에 관한 연구,” 『금융공학연구』 16(1), pp. 29-47.
- 박동국·천인호, 2006, “구조적 벡터자기회귀(SVAR)를 이용한 서울지역 아파트 매매-전세가격의 상관관계,” 『한일경상논집』 35, pp. 149-174.
- 박현수·안지아, 2009, “VAR 모형을 이용한 부동산가격 변동요인에 관한 연구,” 『부동산연구』 19(1), pp. 27-49.
- 손재영, 2000, “주택매매가격과 전세가격의 상관관계,” 『사회과학논총』 24, 건국대 사회과학연구소.
- 이영수, 2010, “주택가격과 전세가격: VECM 분석,” 『부동산학연구』 16(4), pp. 21-32.
- 이용만·이상한, 2004, “강남지역의 주택가격이 주변지역의 주택가격을 결정하는가?” 『국토계획』 39(1), pp. 73-92.
- 이충한·이상엽, 2015, “서울시 아파트의 매매가와 전세가 사이의 스프레드값 분석에 관한 연구,” 『서울도시연구』 16(3), pp. 69-89.
- 임규채·기석도, 2006, “주택시장의 전세가격과 매매가격간의 상호관계에 관한 연구,” 『산업경제연구』 19(3), pp. 1203-1223.

- 임승직, 1995, “주택건설과 주택매매가격 및 여타 주택관계 변수들의 인과관계분석,” 『국토계획』 30(4), pp. 111-125
- 임재만, 2004, “서울지역 아파트 매매시장과 전세시장의 관계에 관한 연구,” 『감정평가연구』 14(2), pp. 163-177.
- 임정호, 2006, “주택매매시장, 전세시장 및 월세시장간의 상호연관성에 관한 연구,” 『주택연구』 14(1), pp. 165-193.
- 전해정, 2015, “패널 VAR모형을 이용한 한국 주택 매매, 전세시장에 관한 연구,” 『주거환경』 13(2), pp. 1-12.
- 전해정·박헌수, 2012, “거시경제 요인을 고려한 주택 매매·전세시장의 동학적 상관관계 분석,” 『서울도시연구』 13(3), pp. 99-114.
- Amato, J.D. and N.R.Swanson, 2001, “The real-time predictive content of money,” *Journal of Monetary Economics* 48(1), pp. 3-24.
- Ashley,R., C.W.J. Granger, R. Schmalensee, 1980, “Advertising and aggregate consumption: an anlysis of causality,” *Econometrica* 48, pp. 1149-1167
- Ashley,R and H.Ye, 2012, “On the Granger causality between median inflation and price dispersion,” *Applied Economics* 44, pp. 4221-4238.
- Ashley,R and K.P.Tsang, 2014, “Credible Granger-Causality Inference with Modest Sample Lengths: A Cross-Sample Validation Approach,” *Econometrics* 2(1), pp. 72-91.
- Campbell,S.D. M.A.Davis, J.Gallin and R.F.Martin, 2006, “A Trend and Variance Decomposition of the Rent-Price Ratio in Housing Markets,” Federal Reserve Board FEDS Paper 2006-29.
- Chao, J., V.Corradi, and N.R.Swanson, 2001, “Out-of-sample tests for Granger causality,” *Macroeconomic Dynamics* 5(4), pp. 598-620
- Chen, S., 2005, “A Note on In-Sample and Out-of-Sample Tests for Granger Causality,” *Journal of Forecasting* 24, pp. 453-464
- Clark, T.E. and M.W.McCracken, 2001, “Tests of Equal Forecast Accuracy and Encompassing for Nested Models,” *Journal of Econometrics* 105, pp. 85-110

- Corradi, V. and N.R. Swanson, 2001, "A consistent test for nonlinear out of sample predictive accuracy," *Journal of Econometrics* 110(2), pp. 353-381
- Cutts, A., R. Green, and Y. Chang, 2005, "Did Changing Rents Explain Changing House Prices During the 1990s," American Real Estate and Urban Economics Association 2004 Annual Meetings.
- Diebold, F. X. and R. S. Mariano, 1995, "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business and Economic Statistics*, vol 13, no.3, pp. 253-63.
- Fair, R.C. and R. Shiller, 1990, "Comparing information in forecasts from econometric models," *American Economic Review* 80, pp. 375-389.
- Gallin, J., 2008, "The Long-run Relationship between House Prices and Rents," *Real Estate Economics* 36-4, pp. 635-658.
- Kyriazakou, E. and T. Panagiotidis, 2017, "Causality analysis of the Canadian city house price indices: A cross-sample validation approach," *Journal of Economic Asymmetries* 16, pp. 42-52.
- McCracken, M.W., 2007, "Asymptotics for out of sample tests of Granger causality," *Journal of Econometrics* 140, pp. 719-752.
- Wang, Z., J. Yang, and Q. Li, 2007, "Interest rate linkages in the Eurocurrency market: Contemporaneous and out-of-sample Granger causality tests," *Journal of International Money and Finance* 26, pp. 86-103.
- Ye, H., R. Ashley, J. Gueranr, 2015, "Comparing the effectiveness of traditional vs. mechanized identification methods in post-sample forecasting for a macroeconomic Granger causality analysis," *International Journal of Forecasting* 31(2), pp. 488-500.

Granger Causality between Housing Price and Chonseil Price: Out of Sample Test

Youngsoo Lee*, Wanseok Lee**

<Abstract>

This paper investigates the empirical relation between housing price and chonseil price in Korea concerning out-of-sample tests of Granger causality. Data covers Jan. 1999 to Dec. 2016 with the prediction period of Jan. 2004 to Dec. 2016. Out-of-sample forecasting exercises are carried out in a recursive regression scheme. For the comparison of forecast performances, we compute root mean squared errors and test the statistical significance of the forecast comparison results applying a MSE-F test developed by Clark and McCracken(2001).

Test results show that chonseil price Granger-causes housing price under 1% significance level for the whole period and the period before the financial crisis. These results can be supported by the present value theory of housing price. For the period after the financial crisis, however, we can not find any causality evidence between housing price and chonseil price. These results are greatly different from those of conventional in-sample Granger causality test.

Key Words: Housing Price, Chonseil Price, Predictive Ability, Granger Causality, Out-of-sample Test

* (First Author) Department of Real Estate, Youngsan Univ., Professor, email : yslee@ysu.ac.kr

** (Co-Author) Jinseok Construction Co., President, email : mandy0320@empass.com