

제주지역 주택 유형별 가격의 상호 연관성에 관한 연구*

A Study on the Interrelationship of Price by Type of Housing in Jeju

양 영 준 (Yang, Young-Jun)**

강 기 춘 (Kang, Gi-Choon)***

< Abstract >

This study examined the interrelationship of prices by housing type in Jeju using the sale price index of apartment, row and multi-household family house, and detached house from January 2012 to November 2022. In addition, the entire sample was analyzed and compared by dividing it into three periods: capital inflow period, population inflow period, and THAAD economic retaliation period.

The VAR model was used as an empirical analysis model to determine the optimal lag length based on the information criteria, to determine the order of variables using causality and exogeneity test, to examine the dynamic response of all variables to the impact in the model using impulse response function, and to measure the relative importance of shocks in explaining the variations of price through forecasting error variance decompositions.

In all sample, apartment price affect 21.59% and 4.78%, respectively, on the price of row and multi-household house and detached house while it was found to be affected by 9.3% and 11.85%. Comparing the interrelationship of housing price in three periods, it was found to be the strongest in the population inflow period (Sample 2), followed by the THAAD economic retaliation period (Sample 3) and the capital inflow period (Sample 1). Overall, it can be said that apartment price affect the price of row and multi-family house and detached house.

As implications of this study, Jeju Special Self-Governing Province should strive to stabilize housing prices in Jeju through appropriate demand and supply control policies at the time of changes in the housing business or when housing demand increases, and the central government needs more empowerment to the local government for implementing housing policies that meet the characteristics of the region.

Keyword : Jeju Special Self-Governing Province, Sale Price Index, Interrelationship, Impulse Responses, Forecasting Error Variance Decompositions

I. 서론

제주는 전국 및 다른 지역과는 다르게 단독주택, 아

파트, 연립·다세대주택이 고르게 분포하고 있는 지역이라고 할 수 있다¹⁾. 양영준(2022)에 따르면 제주지역은 다른 지역과는 다른 산업적·사회적 특성으로 인해 부동산가격의 움직임이 전국 또는 다른 지역과 다른

* 이 논문은 2023년도 제주대학교 교원성과지원사업에 의해 연구되었다.

** 본 학회 정회원, 제주대학교 미래융합대학 부동산관리학과 기금조교수, yjyang2026@jejunu.ac.kr, 주저자

*** 제주대학교 경상대학 경제학과 교수, kanggc@jejunu.ac.kr, 교신저자

양상을 보이고 있다. 또한 제주지역은 2012년, 2015년, 2021년에 주택가격이 큰 폭으로 상승하였으며 시간의 선후로 보았을 때 아파트 가격이 먼저 상승하고 뒤를 이어 연립·다세대주택과 단독주택 가격이 상승하는 양상을 보이고 있다. 따라서 제주지역의 주택시장 안정을 위해서는 주택 유형별 가격 간에 상호 연관성이 있는지에 대한 연구가 필요하다.

본 연구에서는 다른 지역과 다르게 여러 유형의 주택이 공존하고 있는 제주지역을 대상으로 지난 10여년 동안 주택 유형별 가격에 대한 상호 연관성을 살펴보고자 한다. 또한 분석시기를 구분하여 특정 시기에서도 주택 유형별 가격에 대한 상호 연관성이 있는지를 살펴볼 것이다. 주택 유형별 가격 간에 상호 연관성을 확인할 수 있다면 주택경기의 변곡점마다 특정 유형의 주택가격의 움직임에 대한 모니터링을 강화하고, 수요공급 조절정책을 통해 주택시장의 안정에 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어 II절에서는 주택가격의 지역 간 연관성에 관한 기존 연구를 살펴보고 본 연구와의 차별성을 검토한다. III절에서는 본 연구의 분석 목적에 적합한 제주지역 주택가격 변수 및 분석 모형을 선정한다. IV절에서는 단위근 검정, 공적분 검정, 인과성 및 외생성 검정, 충격반응, 예측오차 분산분해 등을 중심으로 실증분석을 하고, V절에서는 연구결과를 요약하고 제주지역 주택정책 수립에 대한 시사점을 도출하면서 결론을 맺는다.

II. 선행연구 검토 및 차별성

1. 선행연구 검토

우리나라의 주택 하위시장에 대한 연구는 주택가격의 지역 간 연관성, 거시경제변수와 주택가격의 영향관계, 동일지역 내 가격유형에 따른 영향관계 등으로 발전되어 왔다. 서기섭·김기홍·김재태(2019)에 따르면 우리나라의 주택 유형별 가격의 상호 연관성에

대한 연구는 주택 유형별 데이터 구축의 어려움으로 제대로 진행되지 않고 있다. 그러나 주택가격의 지역 간 연관성 및 거시경제변수와 주택가격의 영향관계에 관한 실증분석은 활발하게 이루어져 왔다.²⁾

서기섭·김기홍·김재태(2019)는 2006년 2분기부터 2018년 4분기까지 서울시 5개 권역의 4개 주택 유형별(아파트, 단독·다가구주택, 다세대·연립주택, 오피스텔) 가격으로 서울시 주택시장 내 주택 유형 간 가격변동 특성을 살펴보았다.

Homes(2018)은 런던 32개 자치구의 주택 유형(단독, 아파트, 세미단독, 테라스하우스)별 가격 자료를 이용하여 주택 유형별 가격의 장기적인 수렴에 대해 연구하였다. 런던의 주택 유형별 가격은 장기적으로 한 방향으로 움직이며, 장기적인 가격 수렴은 각각의 주택 유형별 가격뿐만 아니라 해당 지역의 환경(교육, 인구밀도, 교통, 편의시설 등)에 의해서도 영향을 받는다고 하였다.

김의준·김양수·신명수(2000)는 그랜저 인과관계 검정(Granger's Causality Test)과 벡터자기회귀(Vector Autoregressive : VAR)모형의 충격반응분석을 통해 수도권 8개 지역 아파트 가격의 지역 간 연관성을 분석하였다. 분석 결과 서울 강남권(강남구 및 강동구)의 주택가격이 서울 서남권(강서구, 양천구, 관악구)의 주택가격과 고양시의 주택가격에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

서승환(2007)은 그랜저 인과관계 검정과 벡터오차수정(Vector Error Correction : VEC)모형에 기초한 예측오차 분산분해를 통해 강남지역 아파트 가격이 서울과 수도권 인접지역의 아파트가격에는 영향을 주지만 전국적으로 파급되지는 않은 것으로 분석하였다.

김현학(2017)은 시간적·공간적 제약을 감안한 오차수정모형을 통해 아파트 가격 충격의 공간적·시간적 확산 효과를 분석하였다. 서울의 아파트 가격 변화는 수도권에 국한되어 영향을 미치는 것으로 나타나 확산 효과의 증거가 뚜렷하지 않지만, 서울 동남지역(강남3구 및 강동구)의 아파트 가격 변화는 거리에 상관없이 수도권 대부분의 지역에 영향을 미치고 충격반응 역시 거리에 상관없이 수도권 내에서 서울 동남지역의 가격 확산 효과는 뚜렷한 것으로 나타났다.

1) 통계청에 따르면 2021년을 기준으로 우리나라 단독주택의 비중은 20.6%, 아파트는 63.5%, 연립·다세대주택은 14.8%이다. 반면에 제주는 단독주택 비중이 38.8%, 아파트는 31.8%, 연립·다세대주택은 27.0%이다. 전국 17개 광역자치단체를 대상으로 주택 유형별 점유율에서 단독주택은 세 번째로 높고, 아파트는 제일 낮으며 연립·다세대주택은 가장 높다.

2) 김경민(2021)은 이에 대해 잘 정리하고 있다.

서울 및 수도권을 중심으로 지역 간 주택가격의 연관성과 파급효과를 분석한 기존 연구가 많이 있었는데 김경민(2021)은 기존 선행연구와 달리 대구를 중심으로 지역 간 아파트 가격의 상관관계를 살펴보았다. 대구의 아파트 가격은 수도권 아파트 가격의 영향을 상대적으로 더 받지만 그 영향력은 제한적이었으며, 대구 7개 자치구 간에는 연관성이 크지 않은 것으로 나타났다.

2. 선행연구와의 차별성

앞에서 살펴본 선행연구들은 특정 지역의 주택가격과 다른 지역의 주택가격과의 연관성에 대한 분석이 주를 이루고 있다. 반면에 본 연구는 다른 지역과는 다르게 주택의 유형이 고르게 분포하고 있고 주택 유형별 가격의 상호 연관성이 뚜렷하게 관찰되는 제주지역을 대상으로 주택 유형별 가격이 다른 유형의 주택 가격에 어떠한 영향을 미쳤는가를 살펴보았다는 점에서 기존 연구와 차별되며, 본 연구를 통해 우리나라의 다른 지역에까지 확대하여 분석할 수 있을 것으로 기대한다.

III. 변수 및 분석모형

1. 변수 선정

본 연구에서 사용된 자료는 한국부동산원의 2012년 1월부터 2022년 11월까지 제주지역의 아파트, 연립·다세대주택 및 단독주택의 매매가격지수(이하 가격)이다.

실증분석에서는 전체표본(2012년 1월~2022년 11월)을 활용하여 분석한 것은 물론이고 세 기간으로 구

분하여 분석하였다. 첫 번째 기간은 2012년 1월부터 2014년 6월까지 자본(특히 중국자본) 유입에 따른 토지 및 주택가격의 상승기이며, 두 번째 기간은 2014년 7월부터 2017년 9월까지 순유입인구 증가에 따른 주택수요 증가기이고, 세 번째 기간은 2017년 10월부터 2022년 11월까지 중국의 사드(THAAD) 경제보복에 따른 주택경기 침체 후 상승기이다³⁾.

2. 분석모형

VAR모형은 내생변수 및 외생변수의 자의적 구분을 없애고 데이터가 가지고 있는 정보를 최대한 활용하는 다변량시계열모형이다.⁴⁾ VAR모형을 이용하면 변수 간의 인과관계를 분석할 수 있는 인과성 검정(causality test), 충격에 대한 내생변수들의 동태적 반응을 분석할 수 있는 충격반응함수(impulse responses function), 충격의 중요도를 측정할 수 있는 예측오차 분산분해(forecasting error variance decompositions) 등의 분석도구로 모형의 동태적 구조 및 정책분석 등을 할 수 있다.

이와 같은 장점을 가지고 있음에도 불구하고 UVAR 모형은 몇 가지 문제점이 있는 것으로 제기되고 있다.⁵⁾ 첫째는 경제이론에 근거하지 않은 모형(atheoretical model)이라는 것이고, 둘째는 변수의 선정과 변수들 간의 동태적 관계를 나타내는 시차의 수(lag length)를 정하는 것이 자의적(ad hoc)이라는 것이며, 셋째는 충격반응함수를 이용하여 정책분석을 할 때 교란항을 직교화(orthogonalization)시키기 위해 변수들을 순차적으로 배열(recursive ordering)하는데 이러한 배열은 구조적인 의미를 갖기 어렵고 정책분석의 결과가 변수들을 어떻게 배열하느냐에 따라 달라진다는 것이다.⁶⁾

본 연구에서는 아파트 가격(x_{1t}), 연립·다세대주택 가격(x_{2t}), 단독주택 가격(x_{3t}) 등 세 변수로 식 (1~3)과

3) 2012년 이후 제주지역의 아파트 가격 동향을 살펴보면 2012년 상반기에 상승한 이후에 2014년 6월까지 보합세를 유지하였다. 2014년에 들어 제주지역으로의 순유입인구 증가 등으로 아파트 가격은 2014년 7월부터 다시 상승하기 시작하였으나 중국의 사드 경제보복 등의 영향으로 2017년 10월부터 2020년 11월까지 하락하다가 2021년에 크게 상승하였다. 따라서 본 연구에서는 가격의 변곡점을 기준으로 세 개의 기간으로 구분하였다. 전체표본을 세 개의 기간으로 구분하니 첫 번째 기간은 30개월, 두 번째는 39개월, 세 번째는 62개월이다. 특히 첫 번째 기간과 두 번째 기간의 관측치가 작음에도 불구하고 시계열 분석을 진행한 점은 연구의 한계로 남겨 놓는다.

4) 세 변수가 모두 단위근을 가지고 있는 불안정 시계열이고 세 변수 간에 공적분 관계가 존재할 경우 VEC모형을 설정해야 하는데 본 연구에서는 단위근 검정과 공적분 검정 결과 단위근을 가지고 있으나 공적분 관계는 없는 것으로 나타나 VAR모형을 분석모형으로 설정하였다.

5) 이러한 문제점은 구조 VAR모형을 통하여 일부 해소할 수 있는데(이에 대해서는 강기춘(1998)이 자세히 설명하고 있음) 본 연구에서는 교란항을 구조적 충격으로 해석하기에는 한계가 있어 제약이 가해지지 않은 VAR(Unrestricted VAR : UVAR)모형을 이용하였다.

6) UVAR모형은 교란항을 순차적으로 배열하는 홀레스키 직교화(Choleski orthogonalization)방법을 사용하고 있다.

같은 VAR모형을 설정하였다.⁷⁾

$$\Delta x_{1t} = \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} \Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} \Delta x_{2t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{1i} \Delta x_{3t-i} + u_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta x_{2t} = \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} \Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} \Delta x_{2t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta x_{3t-i} + u_{2t} \quad (2)$$

$$\Delta x_{3t} = \sum_{i=1}^p \alpha_{3i} \Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{3i} \Delta x_{2t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{3i} \Delta x_{3t-i} + u_{3t} \quad (3)$$

단, $u_t = (u_{1t}, u_{2t}, u_{3t})'$ 는 자기상관은 없으나 동시적 상관관계가 있는(serially uncorrelated but contemporaneously correlated) 3×1의 교란항 벡터이다.⁸⁾

한편, 충격반응함수와 예측오차 분산분해를 위해서는 서로 독립(직교)인 교란항으로 표시되어야 하므로 교란항의 동시적 상관관계를 명시적으로 나타내어야 한다. 가장 많이 사용되는 교란항의 분해방법은 교란항을 축차적으로 나열하여 서로 독립인 교란항으로 만드는 방법인데 이를 콜레스키 분해(Choleski decomposition)라고 한다.

IV. 실증분석

1. 단위근 검정

어떤 시계열에 단위근이 존재한다는 것은 그 시계열이 확률적 추세를 가지고 있다는 것이고 이 경우 t기에 발생한 충격의 영향이 시간이 흐름에 따라 소멸되지 않고 지속된다. 단위근 검정방법은 여러 가지가 있는데 본 연구에서는 Dickey-Fuller(1979)의 단위근 검정방법을 사용하였다.

Dickey-Fuller의 단위근 검정방법은 단위근 검정을 위한 3종류의 회귀방정식을 최소자승법(OLS)으로 추정하고 수준변수 y_t 의 시차변수(y_{t-1}) 추정계수가 0

이라는 귀무가설을 Fuller(1976, p.373)의 임계치를 이용하여 검정하는 것을 말한다.⁹⁾

한편, 교란항이 때때로 독립적이고 동일한 분포(i.i.d)의 가정을 충족시키지 못할 경우가 있는데 이 때에는 y_t 차분변수(Δy_t)의 시차변수를 설명변수로 포함시켜 백색잡음(white noise)인 교란항을 얻고 난 후 시차변수(y_{t-1}) 추정계수가 0이라는 귀무가설을 검정하는데 이를 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정방법이라 한다.

제주지역 아파트, 연립·다세대주택 및 단독주택 가격의 자연로그치에 대한 ADF 단위근 검정 결과가 <표 1>에 나타나 있다. 로그를 취한 수준변수의 경우 ADF

<표 1> 단위근 검정(수준변수)

변수	전체표본			표본1 (2012. 1~2014. 6)		
	$\hat{\tau}$	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_\tau$	$\hat{\tau}$	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_\tau$
아파트	1.38 ¹⁾	-0.80	-1.68	0.68	-3.52	-3.24
	1 ²⁾	1	1	1	1	1
연립· 다세대주택	0.28	-1.65	-1.41	0.20	-1.65	-1.98
	4	4	4	2	1	1
단독주택	1.32	-1.02	-1.62	0.71	-0.78	-2.18
	1	1	1	1	1	1
변수	표본2 (2014. 7~2017. 9)			표본3 (2017.10~2022.11)		
	$\hat{\tau}$	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_\tau$	$\hat{\tau}$	$\hat{\tau}_\mu$	$\hat{\tau}_\tau$
아파트	1.81	-1.82	-1.61	0.30	-1.73	-2.16
	2	2	1	1	2	2
연립· 다세대주택	1.26	-1.75	-1.64	-1.03	-2.09	-1.93
	4	4	4	2	1	1
단독주택	1.86	-0.69	-2.37	0.01	-2.53	-2.51
	1	1	1	1	1	1

주 : 5% 유의수준에서의 임계치는 $\tau = -1.95$, $\tau_\mu = -2.88$, $\tau_\tau = -3.43$ 임.

1) y_{t-1} 의 추정계수의 t-값을 나타냄.

2) AIC에 따른 최적 시차수를 나타냄.

7) 이 VAR모형을 구조 VAR모형, 베이저언 VAR모형 등과 구분하기 위하여 UVAR모형이라고 한다. $x, i = 1, 2, 3$ 에 단위근이 있을 경우 가격에 로그를 취하고 1차 차분하면($\Delta \ln x, i = 1, 2, 3$) 전월대비 변화율을 나타내므로 아파트, 연립·다세대주택 및 단독주택 가격 변화율의 3변수 VAR모형을 설정할 수 있다.

8) $E(u_i u_j') = \Omega$ 는 교란항의 분산-공분산 행렬로 동시적 상관관계(contemporaneous correlation)로 인한 비대각대칭행렬(non-diagonal symmetric matrix)이다.

9) 3종류의 회귀방정식은 상수항이 없는 경우, 상수항만 있는 경우, 상수항 및 추세항이 있는 경우를 말하는데 상수항이 없는 경우 y_{t-1} 추정계수의 t-값을 Fuller(1976, p.373)의 τ 임계치, 상수항만 있는 경우 τ_μ 임계치, 상수항 및 추세항이 있는 경우 τ_τ 임계치와 각각 비교한다.

검정에서는 모두 단위근이 있는 것으로 나타났다.

한편, 제주지역 아파트, 연립·다세대주택 및 단독주택 가격의 자연로그치의 1차 차분변수에 대한 ADF 단위근 검정 결과가 <표 2>에 나타나 있다.¹⁰⁾ 전체표본, 표본1 및 표본3의 경우 모두 단위근이 없는 것으로 나타났으나, 표본2에서는 단독주택만 단위근이 없는 것으로 나타났다.

<표 2> 단위근 검정(1차 차분변수)

변수	전체표본	표본1	표본2	표본3
아파트	-5.14 ¹⁾	-11.29	-1.51	-2.59
	0 ²⁾	3	0	0
연립·다세대주택	-3.04	-9.34	-1.39	-1.90*
	3	0	3	0
단독주택	-3.51	-3.78	-1.86*	-2.33
	0	0	0	0

주 : 표본 수에 따라 아주 작은 차이는 있으나 전체 표본의 경우 1%, 5% 및 10% 유의수준에서 τ 의 임계치는 각각 -2.58, -1.94, -1.62임.

- 1) $\hat{\tau}$ 의 t-값을 나타냄.
- 2) AIC에 따른 최적 시차수를 나타냄.
- 3) *는 10% 유의수준에서 단위근이 없음을 나타냄.

2. 공적분 검정

다변량시계열모형에서 반드시 고려해야 할 사항은 둘 또는 그 이상의 변수들 사이에 존재할 수 있는 공적분(cointegration)이다. Engle and Granger(1987)은 “개별적으로는 단위근을 갖는 불안정한 시계열이지만 그들 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재할 경우 이들 사이의 선형결합 관계를 공적분 관계”라고 정의하였다. 따라서 단위근을 가진 시계열들 사이에 공적분 관계를 검정한다는 것은 개별적으로 확률적 추세를 가진 시계열들이 공통적인 확률추세를 가지고 있는지를 검정하는 것이 된다.

이러한 공적분의 경제적인 의미는 변수사이에 장기적으로 안정적인 균형관계가 있다는 것이다. 다시 말해서 한 변수가 어떤 이유에서건 공적분 관계에 있는

다른 변수와의 안정적인 관계가 깨질 경우 이 상태가 장기간 지속되지는 않고 반드시 이전의 안정적인 관계로 회귀한다는 것이다.

공적분 검정방법 역시 여러 가지가 있는데 본 연구에서는 Johansen의 방법¹¹⁾을 이용하여 서로 독립적인 공적분 관계의 수를 살펴보았다. 전체표본을 대상으로 제주지역 아파트, 연립·다세대주택 및 단독주택 가격이 장기적인 균형관계를 유지하는지의 여부를 살펴보기 위해 공적분 검정을 실시한 결과가 <표 3>에 나타나 있다.¹²⁾

세 변수 간에는 공적분 관계가 없거나 공적분 관계가 있을 경우 독립적인 공적분 관계가 1개에서 최대 2개까지 있을 수 있는데 Trace 검정 및 Maximum Eigenvalue 검정 모두 세 변수 간에 5% 유의수준에서 공적분 관계가 없는 것으로 나타났다. 이는 세 변수에 장기적으로 영향을 주는 어떤 공통적인 충격은 존재하지 않는다는 것을 의미한다.¹³⁾

<표 3> 공적분 검정(2012. 1~2022.11)

귀무가설	Trace Test		
	Trace Statistic	임계치(5%)	유의확률
r=0	20.261	29.797	0.405
r≤1	8.463	15.494	0.417
r≤2	0.342	3.841	0.558
귀무가설	Maximum Eigenvalue Test		
	Max-Eigen Statistic	임계치(5%)	유의확률
r=0	11.798	21.131	0.567
r≤1	8.120	14.264	0.366
r≤2	0.342	3.841	0.558

주 : r은 공적분 수를 나타냄.
공적분 회귀식에 상수항만 포함시킴.
시차는 세 변수로 이루어진 VAR모형의 최적시차를 적용함.

공적분 검정의 결과에 따라 세 가지 모형을 이용할 수 있다. 첫째, 공적분 관계가 없는 경우(r=0) 아파트, 연립·다세대주택 및 단독주택 가격의 수준변수들이 단위근을 가지고 있는 불안정적인 시계열임과 동시에

10) 1차 차분변수는 증가율을 나타내므로 상수항과 추세가 없는 단위근 검정을 하였으므로 표의 값은 $\hat{\tau}$ 을 나타낸다.

11) Johansen 검정에 대한 자세한 설명은 Johansen and Juselius(1992)를 참조하기 바란다.

12) 공적분 검정에서는 데이터에 확정적 추세 여부 및 공적분 회귀식에 상수항 및 추세항의 포함 여부, VAR모형에 상수항 포함 여부에 따라 다양한 가정을 할 수 있는데 본 연구에서는 단위근 검정 결과에 따라 세 변수 모두 확률적 추세만 가지고 있는 것으로 가정하였다.

13) 표본1(2012. 1~2014. 6), 표본2(2014. 7~2017. 9), 표본3(2017.10~2022.11)을 이용하여 공적분 회귀식에 상수항만 포함시키고, VAR 모형의 최적시차(각주 14를 참조)를 적용하였는데 세 표본 모두 공적분 관계가 없는 것으로 나타났다.

수준변수 간에 장기적인 공적분 관계가 존재하지 않으므로 차분변수로 구성된 VAR모형을 설정하여야 한다. 둘째, 공적분 관계가 하나 있을 경우($r=1$) 각 수준변수들이 단위근을 가지고 있는 불안정적인 시계열이면서 수준변수 간에 1개의 공적분 관계가 존재하므로 VEC모형을 설정해야 한다. 셋째, 독립적인 공적분 관계가 두 개 있을 경우($r=2$) 각 수준변수들이 단위근을 가지고 있지 않은 안정적 시계열임을 뜻하므로 수준변수로써 VAR모형을 설정해야 한다.

본 연구에서는 공적분 검정 및 검정 결과에 따른 모형 설정에 따라 차분변수로 구성된 VAR모형을 실증 분석 모형으로 설정하였다.

3. 최적시차

VAR모형의 문제점 중의 하나는 변수들 간의 동태적 관계를 나타내는 시차의 수를 정하는 것이 자의적(ad hoc)이라는 것인데 이에 대해서는 데이터가 가지고 있는 최적시차를 결정해 주는 정보기준을 이용할 수 있다.

다양한 정보기준이 있지만 AIC(Akaike Information Criterion) 및 SC(Schwarz Criterion)을 살펴보았는데 AIC 및 SC의 가장 작은 값의 시차가 최적시차를 나타낸다. 전체표본의 경우 AIC는 최적시차가 2인 반면에 SC는 최적시차가 1인 것으로 나타났는데 변수 간 단기적 동태관계를 잘 포착하기 위해 최적시차를 2로 정하였다.¹⁴⁾

<표 4> 최적시차(전체표본)

시차 수	AIC	SC
시차 = 1	-0.36370	-0.36088
시차 = 2	-0.36405	-0.35812
시차 = 3	-0.36385	-0.35681
시차 = 4	-0.36118	-0.35396
시차 = 5	-0.36224	-0.35097
시차 = 6	-0.36138	-0.34799

4. 인과성 및 외생성 검정

Granger(1969)는 예측오차를 이용하여 인과(causality)라는 개념을 제시하였다. 만약 Y의 과거정

보만 가지고 Y를 예측할 때 보다 X와 Y의 과거정보를 이용하여 Y에 대한 예측을 더욱 잘 할 수 있으면 X는 Y의 원인변수가 된다고 본다. 그랜저 인과검정 방법은 Y를 Y의 시차변수 및 X의 시차변수로 회귀식을 추정하여 X 시차변수들의 회귀계수의 통계적 유의성에 대한 결합검정(joint test)을 한다.

<표 5> 그랜저 인과성 검정

귀무가설	전체표본		표본1	
	F값	p-value	F값	p-value
H1:DM은 DA의 그랜저 인과변수가 아님	8.265	0.0004	2.573	0.1213
H2:DH는 DA의 그랜저 인과변수가 아님	4.149	0.0180	2.233	0.1476
H3:DA는 DM의 그랜저 인과변수가 아님	3.169	0.0455	0.277	0.6027
H4:DH는 DM의 그랜저 인과변수가 아님	7.478	0.0009	13.619	0.0011
H5:DA는 DH의 그랜저 인과변수가 아님	1.454	0.2374	1.535	0.2268
H6:DM은 DH의 그랜저 인과변수가 아님	0.149	0.8615	2.702	0.1127
귀무가설	표본2		표본3	
	F값	p-value	F값	p-value
H1:DM은 DA의 그랜저 인과변수가 아님	4.107	0.0252	0.158	0.9238
H2:DH는 DA의 그랜저 인과변수가 아님	1.906	0.1642	0.722	0.5426
H3:DA는 DM의 그랜저 인과변수가 아님	4.826	0.0143	16.366	0.0000
H4:DH는 DM의 그랜저 인과변수가 아님	2.444	0.1019	3.398	0.0240
H5:DA는 DH의 그랜저 인과변수가 아님	7.236	0.0024	1.511	0.2217
H6:DM은 DH의 그랜저 인과변수가 아님	0.581	0.5646	0.138	0.9367

주 : DA, DM, DH는 각각 아파트, 연립·다세대주택, 단독주택 가격의 전월대비 증가율을 나타냄. 시차는 세 변수로 이루어진 VAR모형의 최적시차를 적용함.

전체표본, 표본1, 표본2 및 표본3의 차분된 변수를 이용한 그랜저 인과성 검정의 결과는 <표 5>와 같다.

전체표본의 경우 아파트 가격은 연립·다세대주택 가격에는 영향을 주지만 단독주택 가격에는 영향을 주

14) 표본1의 경우 최적시차는 1, 표본2의 경우 최적시차는 2, 표본3의 경우 최적시차는 3인 것으로 나타났다.

지 않으며, 연립·다세대주택 가격은 아파트 가격에 영향을 주지만 단독주택 가격에는 영향을 주지 않으며, 단독주택 가격은 아파트 가격과 연립·다세대주택 가격에 영향을 주는 것으로 나타났다.

표본1의 경우 아파트 가격은 연립·다세대주택 가격과 단독주택 가격에는 영향을 주지 않으며, 연립·다세대주택 가격은 아파트 가격과 단독주택 가격에는 영향을 주지 않으며, 단독주택 가격은 연립·다세대주택 가격에 영향을 주지만 아파트 가격에는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

표본2의 경우 아파트 가격은 연립·다세대주택 가격과 단독주택 가격에는 영향을 주는 것으로 나타났다. 연립·다세대주택 가격은 아파트 가격에는 영향을 주지만 단독주택 가격에는 영향을 주지 않으며, 단독주택 가격은 아파트 가격과 연립·다세대주택 가격에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

표본3의 경우 아파트 가격은 연립·다세대주택 가격에는 영향을 주지만 단독주택 가격에는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 연립·다세대주택 가격은 아파트 가격과 단독주택 가격에 영향을 주지 않으며, 단독주택 가격은 연립·다세대주택 가격에 영향을 주지만 아파트 가격에는 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

한편, VAR모형에서 어느 변수에게도 영향을 받지 않는 변수를 블록 외생성(Block Exogeneity)이 있다고 하는데 외생성 검정을 위한 귀무가설은 식 (1~3)에서 도출되며 다음과 같다.

Ha:연립·다세대주택 가격과 단독주택 가격은 아파트 가격에 영향을 주지 않는다.

$$:H_0 : \beta_{11} = \dots = \beta_{1p} = \gamma_{11} = \dots = \gamma_{1p} = 0$$

Hb:아파트 가격과 단독주택 가격은 연립·다세대주택 가격에 영향을 주지 않는다.

$$:H_0 : \alpha_{11} = \dots = \alpha_{1p} = \gamma_{11} = \dots = \gamma_{1p} = 0$$

Hc:아파트 가격과 연립·다세대주택 가격은 단독주택 가격에 영향을 주지 않는다.

$$:H_0 : \alpha_{11} = \dots = \alpha_{1p} = \beta_{11} = \dots = \beta_{1p} = 0$$

전체표본, 표본1, 표본2 및 표본3의 차분된 변수를 이용한 블록 외생성 검정의 결과는 <표 6>과 같다.

전체표본의 경우 아파트 가격과 연립·다세대주택 가격은 동시에 단독주택 가격에 영향을 주지 않는 것으로 나타나 단독주택 가격의 블록 외생성이 성립하는

것으로 나타났다. 표본1의 경우 연립·다세대주택 가격과 단독주택 가격은 동시에 아파트 가격에 영향을 주지 않는 것으로 나타났고, 아파트 가격과 연립·다세대주택 가격은 동시에 단독주택 가격에 영향을 주지 않는 것으로 나타나 아파트 가격과 단독주택 가격의 블록 외생성이 성립하는 것으로 나타났다. 표본2의 경우 블록 외생성이 성립하는 변수는 없는 것으로 나타났고, 표본3의 경우 연립·다세대주택 가격과 단독주택 가격은 동시에 아파트 가격에 영향을 주지 않는 것으로 나타났고, 아파트 가격과 연립·다세대주택 가격은 동시에 단독주택 가격에 영향을 주지 않는 것으로 나타나 아파트 가격과 단독주택 가격의 블록 외생성이 성립하는 것으로 나타났다.

<표 6> 블록 외생성 검정

귀무가설	전체표본		표본1	
	χ^2 값	p-value	χ^2 값	p-value
Ha:DM 및 DH는 DA에 영향을 주지 않음	19.40	0.0007	2.848	0.2507
Hb:DA 및 DH는 DM에 영향을 주지 않음	21.00	0.0003	13.40	0.0012
Hc:DA 및 DM은 DH에 영향을 주지 않음	3.041	0.5509	2.905	0.2339
귀무가설	표본2		표본3	
	χ^2 값	p-value	χ^2 값	p-value
Ha:DM 및 DH는 DA에 영향을 주지 않음	10.01	0.0402	2.316	0.8884
Hb:DA 및 DH는 DM에 영향을 주지 않음	11.39	0.0224	66.79	0.0000
Hc:DA 및 DM은 DH에 영향을 주지 않음	14.35	0.0062	7.577	0.2702

주 : DA, DM, DH는 각각 아파트, 연립·다세대주택, 단독주택 가격의 전월대비 증가율을 나타냄.
시차는 세 변수로 이루어진 VAR모형의 최적시차를 적용함.

5. 충격반응

VAR모형의 중요한 분석도구 중의 하나인 충격반응 함수(impulse responses function)는 모형 내 특정 변수에 예상치 못한 변화(충격)가 주어졌을 때, 모형 내의 모든 변수들이 시간이 흐름에 따라 각 충격에 어떻게 반응하는 가를 나타내 주는 것이다.

VAR모형을 이용한 분석에서는 변수의 순서가 중요한데 변수의 순서를 정하는 단서로 인과성 검정 및 외

생성 검정 결과를 이용할 수 있다. 전체표본의 경우 단독주택 가격의 외생성이 성립하므로 첫 번째로 하였고, 아파트 가격과 연립·다세대주택 가격은 서로 영향을 주고받는 쌍방향 인과(bilateral causality) 관계가 있으므로 단독주택 가격, 아파트 가격, 연립·다세대주택 가격의 순서로 하였다¹⁵⁾. 표본1의 경우 아파트 가격과 단독주택 가격의 외생성이 성립하므로 아파트 가격, 단독주택 가격, 연립·다세대주택 가격의 순서로 하였다¹⁶⁾. 한편, 표본2의 경우 외생성이 성립하는 변수는 없으나 아파트 가격이 연립·다주택 가격 및 단독주택 가격에 영향을 주므로 아파트 가격, 연립·다세대주택 가격, 단독주택 가격의 순서로 하였으며¹⁷⁾, 표본3의 경우 아파트 가격과 단독주택 가격의 외생성이 성립하고 단독주택 가격에서 연립·다세대주택 가격으로 일방적 인과(unidirectional causality) 관계가 있으므로 아파트 가격, 단독주택 가격, 연립·다세대주택 가격의 순서로 하였다.

전체표본, 표본1, 표본2 및 표본3의 충격반응은 <그림 1~4>와 같다.

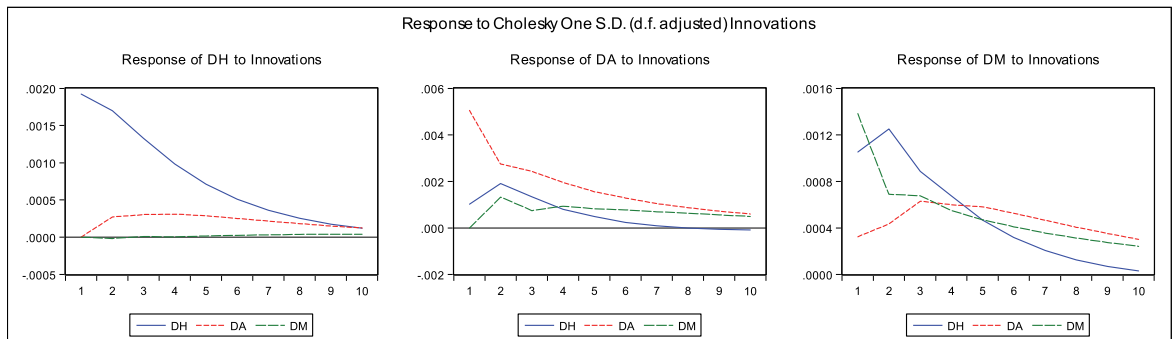
전체표본의 충격반응함수(<그림 1>)에 따르면 단독주택 가격변화에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화는 1개월 후에 표준편차 0.0019 크기만큼 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 10개월 후에 표준편차 0.0001 크기만큼 상승하고, 아파트 가격변화에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화는 4개월 후에 표준편차 0.0003 크기만큼 최대로 상승한 후 서서히 하락하여 10개월 후에 표준편차 0.00001 크기만큼 상승하며,

연립·다세대주택 가격변화에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화는 거의 변화가 없는 것으로 나타났다.

단독주택 가격변화에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 아파트 가격변화는 2개월 후에 표준편차 0.0019 크기만큼 최대로 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 7개월 후에 정상 상태(steady state)에 도달하고, 아파트 가격변화에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 아파트 가격변화는 1개월 후에 표준편차 0.005 크기만큼 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 10개월 후에 표준편차 0.00059 크기만큼 상승하며, 연립·다세대주택 가격변화에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 아파트 가격변화는 2개월 후에 표준편차 0.0013 크기만큼 최대로 상승한 후 서서히 하락하여 10개월 후에 표준편차 0.00048 크기만큼 상승하는 것으로 나타났다.

단독주택 가격변화에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화는 2개월 후에 표준편차 0.0012 크기만큼 최대로 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 9개월 후에 정상 상태에 도달하고, 아파트 가격변화에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화는 3개월 후에 표준편차 0.0006 크기만큼 최대로 상승한 후 서서히 하락하여 10개월 후에 표준편차 0.0003 크기만큼 상승하며, 연립·다세대주택 가격변화에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화는 1개월 후에 표준편차 0.0013 크기만큼 최대로 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 10개월 후에 표준편

<그림 1> 충격반응함수 (전체표본)



15) 단독주택 가격, 연립·다세대주택 가격, 아파트 가격의 순서도 가능하다.
 16) 단독주택 가격, 아파트 가격, 연립·다세대주택 가격의 순서도 가능하다.
 17) 아파트 가격, 단독주택 가격, 연립·다세대주택 가격의 순서도 가능하다.

차 0.00024 크기만큼 상승하는 것으로 나타났다.

표본1의 충격반응함수(<그림 2>)에 따르면 아파트 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 아파트 가격변화율은 1개월 후에 표준편차 0.0068 크기만큼 상승한 후 급격하게 하락하여 3개월 후에 정상 상태에 도달하고, 단독주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 아파트 가격변화율은 2개월 후에 표준편차 0.0006 크기만큼 최대로 상승한 후 5개월 후에 정상 상태에 도달하는 것으로 나타났다.

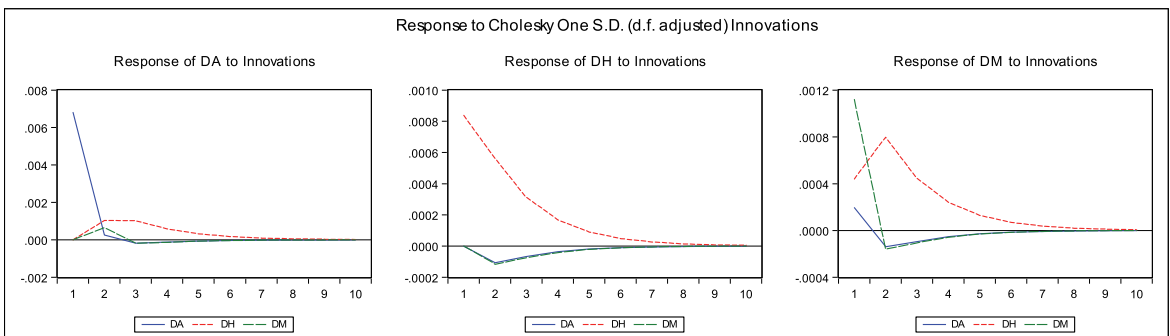
아파트 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화율은 2개월 후에 표준편차 0.0001 크기만큼 최대로 하락한 후 4개월 이후부터 정상 상태에 도달하고, 단독주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화율은 1개월 후에 표준편차 0.0008 크기만큼 상승한 후 6개월 후에 정상 상태에 도달하며, 연립·다세대주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화율은 2개월 후에 표준편차 0.0001

크기만큼 최대로 하락한 후 6개월 후에 정상 상태에 도달하는 것으로 나타났다.

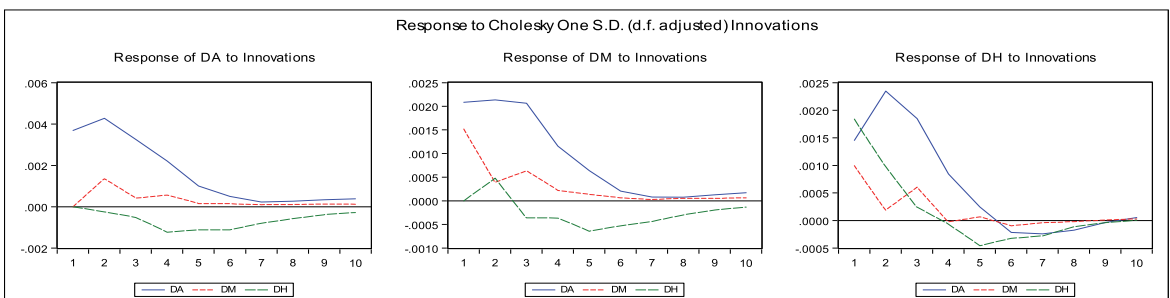
아파트 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화율은 2개월 후에 표준편차 0.0001 크기만큼 최대로 하락한 후 6개월 후에 정상 상태에 도달하고, 단독주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화율은 2개월 후에 표준편차 0.0007 크기만큼 최대로 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 7개월 후에 정상 상태에 도달하며, 연립·다세대주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화율은 1개월 후에 표준편차 0.0011 크기만큼 최대로 상승한 후 급속히 하락하여 6개월 후에 정상 상태에 도달하는 것으로 나타났다.

표본2의 충격반응함수(<그림 3>)에 따르면 아파트 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 아파트 가격변화율은 2개월 후에 표준편차 0.0042 크기만큼 최대로 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 10개월 후에 표준편차 0.00037 크기만큼 상승하고, 연립·다세대주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 아파트 가격변화율은 2개월 후에 표준편차 0.0013 크기만큼 최대로 상승한 후 7개월 후에 정

<그림 2> 충격반응함수 (표본1)



<그림 3> 충격반응함수 (표본2)



상 상태에 도달하며, 단독주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 아파트 가격변화율은 4개월 후에 표준편차 0.0012 크기만큼 최대로 하락한 후 10개월 후에 표준편차 0.00028 크기만큼 하락하는 것으로 나타났다.

아파트 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화율은 3개월 후에 표준편차 0.002 크기만큼 최대로 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 10개월 후에 부터 표준편차 0.0001 크기만큼 상승하고, 연립·다세대주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화율은 1개월 후에 표준편차 0.0015 크기만큼 상승하고 7개월 후에 정상 상태에 도달하며, 단독주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화율은 2개월 후에 표준편차 0.0004 크기만큼 상승하고 5개월 후에 표준편차 0.0006 크기만큼 하락한 후 10개월 후에 표준편차 0.0001 크기만큼 하락하는 것으로 나타났다.

아파트 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화율은 2개월 후에 표준편차 0.0023 크기만큼 최대로 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 9개월 후에 정상 상태에 도달하고, 연립·다세대주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화율은 1개월 후에 표준편차 0.0009 크기만큼 최대로 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 7개월 후에 정상 상태에 도달하며, 단독주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화율은 1개월 후에 표준편차 0.0018 크기만큼 최대로 상승하고 5개월 후에 표준편차 0.00045 크기만큼 하락한 후 9개월 후에 정상 상태에 도달하는 것으로 나타났다.

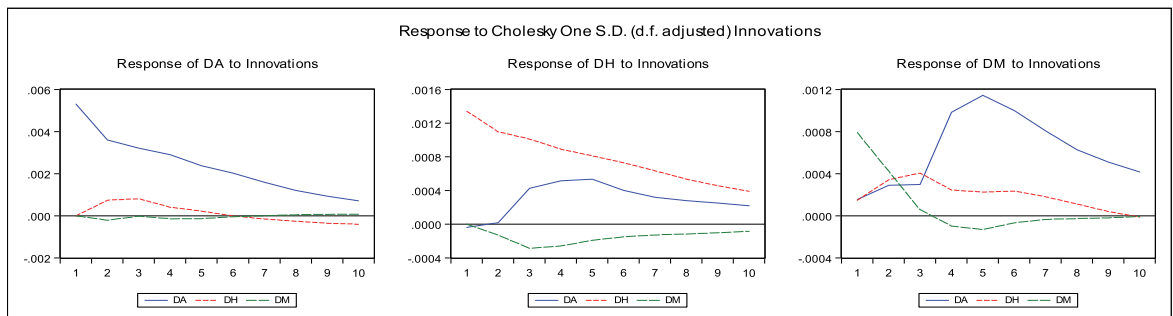
표본3의 충격반응함수(<그림 4>)에 따르면 아파트

가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 아파트 가격변화율은 1개월 후에 표준편차 0.0053 크기만큼 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 10개월 후에 표준편차 0.0007 크기만큼 상승하고, 단독주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 아파트 가격변화율은 3개월 후에 표준편차 0.0008 크기만큼 최대로 상승한 후 10개월 후에 표준편차 0.0004 크기만큼 하락하며, 연립·다세대주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 아파트 가격변화율은 거의 변화가 없는 것으로 나타났다.

아파트 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화율은 5개월 후에 표준편차 0.0005 크기만큼 상승한 후 하락하여 10개월 후에 표준편차 0.0002 크기만큼 상승하고, 단독주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화율은 1개월 후에 표준편차 0.0013 크기만큼 상승한 후 빠른 속도로 하락하여 10개월 후에 표준편차 0.0003 크기만큼 상승하며, 연립·다세대주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 단독주택 가격변화율은 3개월 후에 표준편차 0.00028 크기만큼 최대로 하락한 후 10개월 후에 표준편차 0.0008 크기만큼 하락하는 것으로 나타났다.

아파트 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화율은 5개월 후에 표준편차 0.0011 크기만큼 최대로 상승한 후 10개월 후에 표준편차 0.0004 크기만큼 상승하고, 단독주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화율은 3개월 후에 표준편차 0.0004 크기만큼 최대로 상승한 후 서서히 하락하여 10개월 후에 정상 상태에 도달하며, 연립·다세대주택 가격변화율에 표준편차 1 크기만큼 충격이 발생하면 연립·다세대주택 가격변화율은 1개월 후에 표준편차

<그림 4> 충격반응함수 (표본3)



0.0007 크기만큼 최대로 상승한 후 9개월 후에 정상 상태에 도달하는 것으로 나타났다.

6. 예측오차 분산분해

예측오차 분산분해(forecasting error variance decompositions)란 모형 내 각 변수의 변동을 모형 내 각 충격이 설명하는 비율로 표시한 것으로 모형 내 각 충격의 상대적 중요도를 측정할 수 있다.

전체표본, 표본1, 표본2 및 표본3의 예측오차 분산 분해를 <표 7~10>에서 나타내 주고 있다.

전체표본의 예측오차 분산분해에¹⁸⁾ 따르면(<표 7>)

단독주택 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 단독주택 가격에 의해 설명되는 비율은 95.15%, 아파트 가격은 4.78%, 연립·다세대주택 가격은 0.057%이며, 아파트 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 단독주택 가격에 의해 설명되는 비율은 11.85%, 아파트 가격은 78.84%, 연립·다세대주택 가격은 9.3%이며, 연립·다세대주택 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 단독주택 가격에 의해 설명되는 비율은 41.17%, 아파트 가격은 21.59%, 연립·다세대주택 가격은 37.23%인 것으로 나타났다.

표본1의 예측오차 분산분해에 따르면(<표 8>) 아파트 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 아파트 가격에

<표 7> 예측오차 분산분해(전체표본)

	DH			DA			DM		
	DH	DA	DM	DH	DA	DM	DH	DA	DM
1개월	100.00	0.00	0.00	3.93	96.06	0.00	35.46	3.36	61.17
2개월	98.88	1.10	0.004	11.86	83.71	4.42	49.93	5.46	44.60
3개월	98.06	1.93	0.004	13.60	81.57	4.81	49.45	9.85	40.69
4개월	97.28	2.71	0.004	13.43	80.57	5.99	48.28	12.92	38.79
5개월	96.63	3.35	0.006	13.06	80.12	6.81	46.53	15.59	37.87
6개월	96.13	3.85	0.011	12.65	79.79	7.55	44.92	17.61	37.45
7개월	95.76	4.21	0.019	12.33	79.51	8.14	43.59	19.13	37.26
8개월	95.48	4.47	0.031	12.10	79.26	8.62	42.55	20.23	37.20
9개월	95.29	4.66	0.044	11.95	79.04	9.00	41.76	21.03	37.20
10개월	95.15	4.78	0.057	11.85	78.84	9.30	41.17	21.59	37.23

주 : 단독주택(DH), 아파트(DA) 및 연립·다세대주택(DM) 가격의 전월대비 증가율 순서로 함.

<표 8> 예측오차 분산분해(표본1)

	DH			DA			DM		
	DH	DA	DM	DH	DA	DM	DH	DA	DM
1개월	100.00	0.00	0.00	0.0003	99.99	0.00	2.57	13.03	84.39
2개월	96.85	2.25	0.89	1.10	97.59	1.30	2.64	38.26	59.08
3개월	94.75	4.29	0.94	1.39	96.92	1.68	2.78	43.07	54.14
4개월	94.09	4.92	0.97	1.46	96.74	1.78	2.81	44.29	52.88
5개월	93.90	5.10	0.98	1.49	96.69	1.81	2.83	44.62	52.54
6개월	93.85	5.15	0.99	1.49	96.68	1.81	2.83	44.72	52.44
7개월	93.83	5.17	0.99	1.49	96.67	1.82	2.83	44.74	52.41
8개월	93.83	5.17	0.99	1.49	96.67	1.82	2.83	44.75	52.40
9개월	93.83	5.17	0.99	1.49	96.67	1.82	2.83	44.75	52.40
10개월	93.83	5.17	0.99	1.49	96.67	1.82	2.83	44.75	52.40

주 : 단독주택(DH), 아파트(DA), 연립·다세대주택(DM) 가격의 전월대비 증가율 순서로 함.

18) 10개월 후를 정상 상태로 보고 설명한다.

의해 설명되는 비율은 93.83%, 단독주택 가격은 주택 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 아파트 가격에 의해 설명되는 비율은 1.49%, 단독주택 가격은 96.67%, 연립·다세대주택 가격은 1.82%이며, 연립·다세대주택 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 아파트 가격에 의해 설명되는 비율은 2.83%, 단독주택 가격은 44.75%, 연립·다세대주택 가격은 52.4%인 것으로 나타났다.

표본2의 예측오차 분산분해에 따르면(<표 9>) 아파트 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 아파트 가격에 의해 설명되는 비율은 85.94%, 연립·다세대주택 가격은 4.2%, 단독주택 가격은 9.84%이며, 연립·다세대주택 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 아파트 가

격에 의해 설명되는 비율은 77.09%, 연립·다세대주택 가격은 15.06%, 단독주택 가격은 7.83%이며, 단독주택 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 아파트 가격에 의해 설명되는 비율은 65.78%, 연립·다세대주택 가격은 7.75%, 단독주택 가격은 26.45%인 것으로 나타났다.

표본3의 예측오차 분산분해에 따르면(<표 10>) 아파트 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 아파트 가격에 의해 설명되는 비율은 97.54%, 단독주택 가격은 2.32%, 연립·다세대주택 가격은 0.13%이며, 단독주택 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 아파트 가격에 의해 설명되는 비율은 13.93%, 단독주택 가격은 82.8%, 연립·다세대주택 가격은 3.25%이며, 연립·

<표 9> 예측오차 분산분해(표본2)

	DH			DA			DM		
	DH	DA	DM	DH	DA	DM	DH	DA	DM
1개월	100.00	0.00	0.00	65.39	34.60	0.00	32.59	15.27	52.13
2개월	94.42	5.38	0.18	76.88	21.14	1.96	58.71	7.89	33.38
3개월	94.80	4.43	0.75	80.38	17.43	2.18	65.62	8.27	26.10
4개월	91.89	4.47	3.63	81.03	16.22	2.74	67.00	7.93	25.06
5개월	89.85	4.32	5.82	79.57	15.58	4.84	66.30	7.83	25.85
6개월	87.82	4.24	7.93	78.41	15.33	6.24	65.96	7.81	26.21
7개월	86.81	4.20	8.98	77.64	15.18	7.17	65.78	7.76	26.45
8개월	86.28	4.19	9.52	77.28	15.11	7.59	65.79	7.75	26.45
9개월	86.05	4.20	9.74	77.14	15.08	7.76	65.78	7.75	26.46
10개월	85.94	4.20	9.84	77.09	15.06	7.83	65.78	7.75	26.45

주 : 단독주택(DH), 아파트(DA) 및 연립·다세대주택(DM) 가격의 전월대비 증가율 순서로 함.

<표 10> 예측오차 분산분해(표본3)

	DH			DA			DM		
	DH	DA	DM	DH	DA	DM	DH	DA	DM
1개월	100.00	0.00	0.00	0.08	99.91	0.00	3.54	3.21	93.24
2개월	98.57	1.31	0.11	0.05	99.37	0.56	10.22	13.07	76.69
3개월	97.65	2.25	0.09	4.24	93.40	2.34	14.96	23.07	61.96
4개월	97.68	2.19	0.11	8.25	88.63	3.10	49.59	15.40	35.00
5개월	97.78	2.07	0.13	11.45	85.33	3.21	66.42	11.04	22.52
6개월	97.91	1.95	0.13	12.55	84.22	3.21	72.64	9.73	17.62
7개월	97.95	1.92	0.12	13.04	83.74	3.21	75.45	9.10	15.44
8개월	97.89	1.97	0.12	13.40	83.36	3.23	76.92	8.68	14.38
9개월	97.75	2.11	0.13	13.70	83.04	3.25	77.88	8.33	13.77
10개월	97.54	2.32	0.13	13.93	82.80	3.25	78.48	8.11	13.39

주 : 단독주택(DH), 아파트(DA) 및 연립·다세대주택(DM) 가격의 전월대비 증가율 순서로 함.

다세대주택 가격변화율에 대한 예측오차 분산이 아파트 가격에 의해 설명되는 비율은 78.48%, 단독주택 가격은 8.11%, 연립·다세대주택 가격은 13.39%인 것으로 나타났다.

예측오차 분산분해는 가격의 변화를 모형 내 세 개 가격충격의 상대적 중요도를 측정해 주기 때문에 비교 분석이 용이하다. <표 11>은 가격의 변화를 주도하는 것으로 볼 수 있는 아파트 가격이 연립·다세대주택 가격과 단독주택 가격에 영향을 주는 정도와 아파트 가격이 연립·다세대주택 가격과 단독주택 가격으로부터 영향을 받는 정도를 전체표본, 표본1, 표본2 및 표본3으로 구분하여 비교한 것을 나타내고 있다.

전체표본의 경우 아파트 가격이 연립·다세대주택 가격에 영향을 주는 정도는 21.59%이며, 아파트 가격이 연립·다세대주택 가격으로부터 영향을 받는 정도는 9.3%인 것으로 나타났고, 아파트 가격이 단독주택 가격에 영향을 주는 정도는 4.78%이며, 아파트 가격이 단독주택 가격으로부터 영향을 받는 정도는 11.85%인 것으로 나타났다.

표본1의 경우 아파트 가격이 연립·다세대주택 가격에 영향을 주는 정도는 2.83%이며, 아파트 가격이 연립·다세대주택 가격으로부터 영향을 받는 정도는 0.99%인 것으로 나타났고, 아파트 가격이 단독주택 가격에 영향을 주는 정도는 1.49%이며, 아파트 가격이 단독주택 가격으로부터 영향을 받는 정도는 5.17%인 것으로 나타났다. 이 기간은 비교적 주택가격이 안정적이었던 시기였기 때문에 주택 유형별 가격변동의 상호 연관성이 낮았던 것으로 추론해 볼 수 있다.

표본2의 경우 아파트 가격이 연립·다세대주택 가격에 영향을 주는 정도는 77.09%이며, 아파트 가격이 연립·다세대주택 가격으로부터 영향을 받는 정도는 4.2%인 것으로 나타났고, 아파트 가격이 단독주택 가격에 영향을 주는 정도는 65.78%이며, 아파트 가격이 단독주택 가격으로부터 영향을 받는 정도는 9.85%인

것으로 나타났다. 2014년부터 2017년까지 년 평균 13천여 명이 제주지역으로 순유입되었고 년 평균 2.93%의 인구 증가율을 나타냈다. 인구 증가에 따른 주택 수요 증가로 주택 유형별 가격변동의 상호 연관성이 높게 나타난 것으로 해석할 수 있다.

표본3의 경우 아파트 가격이 연립·다세대주택 가격에 영향을 주는 정도는 77.48%이며, 아파트 가격이 연립·다세대주택 가격으로부터 영향을 받는 정도는 0.13%인 것으로 나타났고, 아파트 가격이 단독주택 가격에 영향을 주는 정도는 8.11%이며, 아파트 가격이 단독주택 가격으로부터 영향을 받는 정도는 2.32%인 것으로 나타났다. 이 기간은 아파트 가격을 중심으로 2017년 10월부터 2020년 11월까지를 가격 하락기, 2020년 12월부터를 가격 회복기로 구분할 수 있다. 비슷한 가격 동향을 보였던 아파트와 연립·다세대주택의 가격변동 간에는 상호 연관성이 높았다. 반면에 아파트 가격이 하락함에도 불구하고 단독주택 가격은 2019년 5월까지 상승세를 보였다. 가격의 움직임이 달랐기 때문에 아파트와 단독주택의 가격변동 간에는 상호 연관성이 낮았던 것으로 해석할 수 있다.

V. 결론

본 연구는 제주지역의 주택 유형별 가격의 상호 연관성을 2012년 1월부터 2022년 11월까지 아파트, 연립·다세대주택 및 단독주택의 매매가격지수를 이용하여 살펴보았다. 또한 전체표본을 자본 유입기, 인구 유입기 및 사드 경제보복기 등 세 기간으로 구분하여 분석하고 비교하였다.

<표 11> 주택 유형별 가격의 상호 연관성

	아파트 가격이 다음 변수에 영향을 줌		아파트 가격이 다음 변수로부터 영향을 받음	
	연립·다세대주택	단독주택	연립·다세대주택	단독주택
전체표본	21.59%	4.78%	9.3%	11.85%
표본1	2.83%	1.49%	0.99%	5.17%
표본2	77.09%	65.78%	4.20%	9.84%
표본3	77.48%	8.11%	0.13%	2.32%

주 : 예측오차 분산분해의 정상상태(10개월 후) 값을 나타냄.

분석모형으로는 단위근 검정 및 공적분 검정 결과 세 변수 모두 단위근을 가지고 있으나 공적분 관계는 없는 것으로 나타나 VAR모형을 사용하였으며, 정보 기준에 따라 VAR모형의 최적시차를 결정하고, 인과성 및 외생성 검정 결과를 이용하여 VAR모형의 변수 순서를 정한 후 충격반응함수를 통해 모형 내 충격에 대한 모든 변수들의 동태적 반응을 살펴보고, 예측오차 분산분해를 통해 모형 내 충격이 모형 내 가격 변수의 변화를 설명하는 상대적 중요도를 살펴보았다.

주택가격의 변화를 주도하는 것으로 볼 수 있는 아파트 가격이 전체표본에서는 연립·다세대주택 및 단독주택 가격에 각각 21.59% 및 4.78% 정도 영향을 주는 반면에 9.3% 및 11.85% 정도 영향을 받는 것으로 나타났다. 한편 세 시기로 구분하여 주택 가격변동의 상호 연관성을 비교해 보면 인구 유입기(표본2)에 가장 강한 것으로 나타났고, 사드 경제보복기(표본3), 자본 유입기(표본1)의 순으로 나타났다. 전반적으로 아파트 가격이 연립·다세대주택과 단독주택의 가격에 영향을 미친다고 할 수 있다.

서론에서도 언급하였지만 제주지역은 다른 지역과 달리 여러 유형의 주택의 고르게 분포되어 있고, 여러 이유로 제주지역으로 유입되는 인구도 많은 편이다. 지난 10여 년간 제주지역에는 세 차례의 주택가격 상승이 있었는데, 시간적으로나 논리적으로 아파트 가격이 크게 상승하고 상승한 아파트 가격은 다른 유형의 주택가격 상승을 견인하였다.

본 연구 결과를 토대로 제주지역 주택정책 수립에 대한 시사점을 도출해 보면 다음과 같다. 첫째, 제주 지방정부에서는 주택 유형별 가격 동향에 대한 모니터링을 강화해야 할 뿐만 아니라 주택경기의 변화시점 또는 주택수요가 증가하는 시점에서는 적절한 수요공급 조절정책을 통해 아파트 가격 상승을 통제하고 궁극적으로 제주지역의 주택가격의 안정화를 위해 노력하여야 할 것이다. 둘째, 중앙정부에서는 지역별로 다른 양상을 보이고 있는 주택시장에 대해 특정지역의 동향에 대응할 수 있는 즉각적이고 세밀한 정책을 집행하기가 쉽지 않기 때문에 지방정부에서 해당 지역의 특성에 부합하는 주택정책을 집행할 수 있도록 많은 권한 이양이 필요하다.

이러한 시사점에도 불구하고 본 연구에서 시기별로 주택 유형별 가격의 상호 연관성의 차이에 대한 추가적인 분석이 이루어지지 않았음은 본 연구의 한계로

생각한다. 향후 제주지역과 유사한 주택시장을 갖고 있는 다른 지역의 주택시장으로 연구가 확대되면서 본 연구의 한계가 극복되기를 기대한다.

논문접수일 : 2023년 2월 17일

논문심사일 : 2023년 2월 22일

게재확정일 : 2023년 3월 20일

참고문헌

1. 강기춘, “구조VAR모형을 이용한 고전적 이분법에 대한 실증 분석”, 「사회발전연구」 제12집, 제주대학교 사회발전연구소, 1996, pp. 419-442
2. 김경민, “아파트 매매가격의 지역 간 연관성 분석:대구지역을 중심으로”, 「산업경제연구」 제34권 제1호, 한국산업경제학회, 2021, pp. 171-189
3. 김익준·김양수·신명수, “수도권 아파트 가격의 지역간 인과성 분석”, 「국토계획」 제35권 제4호, 대한국토·도시계획학회, 2000, pp. 109-117
4. 김현학, “아파트 가격의 시공간 확산 효과 분석”, 「한국경제의 패널분석」 제23권 제2호, 2017, 한국경제의 분석, 2017, pp. 89-135
5. 서기섭·김기홍·김재태, “주택유형별 매매가격 변동의 상호관계에 관한 실증연구-서울지역을 중심으로”, 「부동산경영」 제19집, 한국부동산경영학회, 2019, pp. 275-296
6. 서승환, “주택가격 변화의 지역연관성에 관한 연구: 강남구 물결효과를 중심으로”, 「서울도시연구」 제8권 제4호, 서울연구원, 2007, pp. 1-13
7. 양영준, “제주특별자치도 아파트 가격 결정요인 분석”, 「대한부동산학회지」 제40권 제1호, 대한부동산학회, 2022, pp. 5-23
8. Dickey, D. A., W. A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427-431
9. Engle, R. F., C. W. J. Granger, “Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55 No. 2, 1987, pp. 251-276
10. Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, New York: John Wiley and sons, 1976
11. Granger, C. W. J., “Investing Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Models,” *Econometrica*, Vol. 37 No. 3, 1969, pp. 424-438
12. Holmes Mark J., Jesus Otero and Theodore Panagiotidis, “Climbing the property ladder: Ananalysis of market integration in London property prices,” *Urban Studies* Vol. 55 No. 12, 2018, pp. 2660-2681
13. Stock, J. H., M. W. Watson, “Vector Autoregressions,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15 No. 4, 2001, pp. 101-115
14. Johansen, S., K. Juselius, “Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK,” *Journal of Econometrics*, Vol. 53 No. 1, 1992, pp. 211-244
15. Luetkepohl, H., *Vector Autoregressive Models*, EUI Working Papers, 2011

<국문요약>

제주지역 주택 유형별 가격의 상호 연관성에 관한 연구

양 영 준 (Yang, Young-Jun)
강 기 춘 (Kang, Gi-Choon)

본 연구는 제주지역의 주택 유형별 가격의 상호 연관성을 2012년 1월부터 2022년 11월까지 아파트, 연립·다세대주택 및 단독주택의 매매가격지수를 이용하여 살펴보았다. 또한 전체표본을 자본 유입기, 인구 유입기 및 사드 경제보복기 등 세 기간으로 구분하여 분석하고 비교하였다.

분석모형으로는 VAR모형을 사용하였으며, 정보기준에 따라 VAR모형의 최적시차를 결정하고, 인과성 및 외생성 검정 결과를 이용하여 VAR모형의 변수 순서를 정한 후 충격반응함수를 통해 모형 내 충격에 대한 모든 변수들의 동태적 반응을 살펴보고, 예측오차 분산분해를 통해 모형 내 충격이 모형 내 가격 변수의 변화를 설명하는 상대적 중요도를 살펴보았다.

아파트 가격이 전체표본에서는 연립·다세대주택 및 단독주택 가격에 각각 21.59% 및 4.78% 정도 영향을 주는 반면에 9.3% 및 11.85% 정도 영향을 받는 것으로 나타났다. 한편 세 시기로 구분하여 주택가격의 상호 연관성을 비교해 보면 인구 유입기(표본2)에 가장 강한 것으로 나타났고, 사드 경제보복기(표본3), 자본 유입기(표본1)의 순으로 나타났다. 전반적으로 아파트 가격이 연립·다세대주택과 단독주택의 가격에 영향을 미친다고 할 수 있다.

본 연구 결과를 통한 시사점으로 제주 지방정부에서는 주택경기의 변화시점 또는 주택수요가 증가하는 시점에 적절한 수요공급 조절정책을 통해 제주지역의 주택가격의 안정화를 위해 노력하여야 하며, 중앙정부에서는 지방정부에서 해당 지역의 특성에 부합하는 주택정책을 집행할 수 있도록 많은 권한 이양이 필요하다.

주 제 어 : 제주특별자치도, 매매가격지수, 상호 연관성, 충격반응, 예측오차 분산분해