

## 시공간자기회귀모형을 이용한 농지가격 결정요인 분석

이경옥 · 이향미\* · 김윤식\*\* · 김태영\*\*

경상국립대학교 행정학과 박사과정

\*한국농어촌공사 농어촌연구원, 책임연구원

\*\*경상국립대학교 식품자원경제학과 교수 (농업생명과학연구원 책임연구원)

## Analysis of Determinants of Farmland Price Using Spatio-temporal Autoregressive Model

Lee Kyeongok · Yi, Hyangmi\* · Kim, Yunsik\*\* · Kim Taeyoung\*\*

Graduate Student, Dept. of Public Administration, Gyeongsang National University

\*Junior Researcher, Rural Research Institute, Korea Rural Community Corporation

\*\*Professor, Dept. of Food and Resource Economics, Gyeongsang National University  
(Inst. of Agri. & Life Sci.)

**ABSTRACT** : Farmland transaction prices are affected by various factors such as politics, society, and the economy. The purpose of this study is to identify multiple factors that affect the farmland transaction price due to changes in the actual transaction price of farmland by farmland unit from 2016 to 2020. There are several previous studies analyzed the determinants of farmland transaction prices by considering spatial dependency. However, in the case of land transactions where the time and space of the transaction affect simultaneously, if only spatial dependence is considered, there is a limitation in that it cannot reflect spatial dependence that occurs over time. In order to solve these limitations, To address these limitations, this study builds a spatio-temporal autoregressive model that simultaneously considers spatial and temporal dependencies using farmland transactions in Jinju City as an example. As a result of the analysis, it was confirmed that there was significant spatio-temporal dependence in farmland transactions within the previous 30 days. This means that if the previous farmland transaction was carried out at a high price, it has a spatio-temporal spillover effect that indirectly affects the increase in the price of other nearby farmland transactions. The study also found that various location attributes and socioeconomic attributes have a significant impact on farmland transaction prices. The spatio-temporal autoregressive model of farmland prices constructed in this study can be used to improve the prediction accuracy of farmland prices in the farmland transaction market in the future, and it is expected to be useful in drawing policy implications for stabilizing farmland prices

**Key words** : Farmland Transaction Price, Hedonic Price Model, Spatio-temporal dependency, Spatio-temporal Autoregressive Model

### I. 서 론

농지가격에 영향을 미치는 요인은 시대적 흐름에 따라 달라진다. 즉, 산업화, 도시화 그리고 정치, 사회, 경제적 상황 등 여러 요인에 의해 수요와 공급이 변화하면서 가격

도 변한다. 시대적 흐름 이외에도 농지가격 변화에 영향을 미치는 요인이 있다. 공간적 측면에서는 Kim et al.(2021)의 선행연구를 통해 지역적 특성에 따라 농지가격이 달라지는 것을 알 수 있다. 농지실거래가격지수 추이는 전국도 단위로 지난 2010년부터 2020년까지 11년간 지속적인 증가 추세를 보인다. 2015년을 기준으로 2020년까지의 농지실거래가격지수 추이를 살펴보면, 전남, 전북, 제주의 지역의 농지가격 증가 폭이 각각 2.18%, 2.17%, 2.04%로 전

Corresponding author : Kim Taeyoung

Tel : 055-772-1847

E-mail : taeyoung.kim@gnu.ac.kr

국 평균 1.76%보다 다소 높게 나타났다. 그에 반해 경남, 강원, 충남, 충북은 각각 1.45%, 1.29%, 1.65, 1.66%로 낮은 가격 변화폭을 보였다. 이는 공간적 특성에 따라서 농지가격의 변동이 상이하게 나타날 수 있다는 것을 시사한다. 정보제공 측면에서도 적절한 농지가격 모형을 구축하는 것이 중요하다.<sup>1)</sup> 농지은행에서 발간하는 농지은행사업 분석자료가 사업의 성과나 효과를 판단하기에 어려운 점이 있다(Kim et al., 2021). 농지은행이 농지가격 변동을 잘못 파악하여 정책사업이 추진되면 농업인 및 농지가격 및 각종 사업 지원에 대한 잘못된 정보를 획득할 수 있다. 게다가 최근 농업 부문에 관심이 더 높아지면서 농지가격 관련 정보 수요자들은 일관적이고 정확한 정보제공이 필요하다. 농지가격은 공시가격과 실거래가로 구분하는데, 실거래가는 신고 대상이 아니어서 공시지와 실제 가격 간의 괴리가 있다. 감정평가사가 제공하는 농지가격은 공시가격을 이용한 지수 산정을 인지적 편의(bias)<sup>2)</sup> 또는 가격 평활화(smoothing) 문제로 실제 농지가격 변화를 정확히 반영하는 데 한계가 있다(Kim et al., 2021). 그래서 감정평가사에 의한 농지가격 진단과 평가 방법으로 농지가격에 영향을 미치는 요인의 인과관계를 분석하기에는 적합하지 않다. 또한 농어촌공사는 「한국농어촌공사 및 농지관리기금법」 제10조 제5호 나목에 따라 영농규모의 적정화, 농지의 효율적 이용, 농업구조개선 및 농지시장과 농업인의 소득 안정 등을 위한 농지의 가격, 거래 동향 등에 관한 정보를 제공할 수 있는 권한이 있다. 농어촌공사의 주어진 기능 및 역할을 강화한다는 측면에서 농지가격 변동모형을 구축하고 농지가격 변동요인에 관한 정보를 제공하여 정책 방안을 도출할 필요가 있다. 따라서 농지가격에 영향을 미치는 다양한 요인을 정량적이고 객관적으로 파악하기 위해 모형을 구축할 필요성이 있다.

이런 한계점을 보완하기 위해 농지가격 결정요인과 모

형 설정 방법을 토대로 농지가격 결정요인 분석에 관한 선행연구를 살펴보았다. Kwon(2008)은 농지가격 결정요인에 대해 분석하고자 2005년 전국농지를 대상으로 각 분기별 평당 농지가격을 연구자료로 사용하였다. 농지가격 결정요인으로 농지의 필지별 특성과 지역적 특성, 농지의 농업수익 전용에 따른 비농업수익에 영향을 주는 요인을 헤도닉 가격모형에 다단계모형의 일종인 확률효과와 패널추정법을 사용하여 농지가격 결정요인을 분석하였다. Song and Park(2012)는 전통적 회귀모형의 한계를 극복하고자 공간적 의존성과 이질성을 고려한 농지가격 결정요인 식별과 필지 단위별 농지특성가격모형을 도출하고자 하였다. 헤도닉 가격모형에 공간효과를 반영하기 위해 공간자기회귀모형(SAR), 공간오차모형(SEM), 일반공간모형(SAC), 공간가중회귀모형(GWR)을 적용하여 추정하였다. Kim and Kim(2016)은 지가 분석을 OLS로 분석하게 되면 공간적 효과를 고려하지 못한다는 한계점이 있다고 보았다. 이를 극복하기 위해 공간계량모형인 SLM, SEM, OLS를 비교하고 그에 따른 적절한 회귀모형을 개발하여 서울시의 실거래가격을 이용하여 분석한 결과, 전통적인 회귀모형보다 SEM이 공간의존성과 이질성을 더 잘 반영하였다. Sohn and Lee(2016)는 선행연구들이 수익적 접근법에 편향되어 있어 필지 단위의 개별적 특성을 반영에 어려움이 있어 이를 보완하고자 그동안 농지가격을 추정하는 데 관심이 적었던 시장접근법을 사용하고 공간의존성의 미반영을 극복하기 위해 회귀-크로깅 모형을 활용하였다. Jeon et al.(2022)은 농지 실거래가격 변동에 따라 농지가격에 영향을 주는 다양한 요인을 파악하고자 하였다. 이러한 분석을 위해 전북 남원시, 경남 진주시를 대상으로 2010년부터 2019년까지의 필지별 농지 실거래가격 자료를 사용하였다. 독립변수는 물리적 특성 변수, 농지 구분 속성변수, 위치 속성변수 등이고, 종속변수는 농지가격으로 설정하여 헤도닉가격모형과 분위수 회귀모형을 활용하여 분석하였다. 특히 농지의 위치 속성변수 사용하여 농지가격 변동요인을 파악의 정교화를 시도하였다. 선행연구 검토 결과를 요약하면, 헤도닉가격모형을 바탕으로 패널모형이나 분위수 모형을 구축하거나, 공간자기회귀모형을 구축하여 공간적 특성이 농지가격결정에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 그러나 농지거래 시 가격의 형성은 주로 공간적으로 가까운 지역에서 시기적으로 가까운 농지의 거래가 해당 농지가격에 영향을 미칠 가능성이 있는데, 이러한 시공간적 종속성을 고려하지 않고 공간적 종속성만 고려하면 농지거래가 동일 시점에 이루어졌다고 가정을 하는 문제가 있을 수 있다. 즉, 다른 시점에서 이루어진 농지거래에서 시간적 자기상관을 무시한 공간적 종속성만을 고려하면 미래의

- 1) Kim et al.(2021)은 농지시장 변화 전망 및 농지은행사업 성과분석을 하였다. 농지가격 지수 개발을 하여 농지가격 변동을 파악해 농지은행 사업의 적절한 대응 방안을 찾아 농지은행이 농지 거래정보에 대한 지속적인 모니터링으로 농지가격 변동의 징후를 파악하고 필요한 조치하여 농지시장의 안정에 기여와. 농지은행 사업의 성과 분석을 통해 농지은행 사업이 수행하고 있는 주요 사업에 대한 정량평가 결과와 정성평가 결과를 비교 분석하고, 농지은행 사업 성과평가 체계 개선을 위한 시사점을 도출하였다(Kim et al., 2021).
- 2) 인지적 편의는 현상 유지 편의, 신호와 잡음 분리 편의, 앵커리 편의가 있다. 실제 가격이 상승 추세에 있을 때 이를 적게 반영하는 방식으로 상승 폭을 축소하고, 하락하는 경우에도 적게 반영하는 방식으로 상승 폭을 축소하는 경향을 보인다. 또한 가격 변화폭을 반영하더라도 바로 반영하기보다는 일정한 시차를 두고 반영하는 경향이 있어 가격 평활화에도 영향을 미친다(Kim et al., 2021).

거래가 과거의 농지가격에 상관되는 문제를 야기할 수 있다는 점이다. 이는 시간을 고려하지 않은 공간적 종속성 모형은 정확한 농지가격 예측을 어렵게 할 수 있다는 한계점이 있다.

따라서 농지가격에 영향을 미치는 요인을 분석한 선행 연구의 한계점을 보완하기 위해 시간적, 공간적 특성을 고려하여 구축된 모형의 선행연구를 살펴보았다. 시간과 공간 특성을 고려할 수 있는 시공간자기회귀모형을 사용한 Park and Kim(2004)의 주택의 여러 특성과 시간, 장소에 따라 변화가격을 분석한 사례가 있다. 이 연구는 대부분 선행연구가 헤도닉가격모형으로 주택가격변동을 추정하는 것이 적합하지 않은 것을 한계점으로 보고 있다. 또한 Hyun(2018)도 시간적 인과관계를 고려하지 않은 채 주택 거래 가격 간 공간 의존성 측정은 위험성이 있다는 것을 밝혔다. 주택거래가격 간의 시간과 공간효과에 따라 주택 가격변동을 정밀하게 추정할 수 있는 시공간자기회귀모형을 이용해 주택가격지수를 나타내고자 하였다. 시간적 범위는 1995년부터 2003년까지이고 공간적 범위는 한강 이남 11개 구 지역을 설정하고 최소자승법(OLS), 시간자기회귀모형(TAR), 공간자기회귀모형(SAR), 시공간자기회귀모형(STAR)을 비교를 통해 아파트가격지수와 아파트가격지수 변동률을 추정하였다. 그 결과는 시공간자기회귀모형이 타 모형에 비해 시간과 공간적 효과를 정교하게 파악하고 실제 변동률과의 오차가 적어 아파트가격지수의 정확성이 높다고 나타났다.

농지실거래가격변동에 대해 시공간자기회귀모형을 사용한 분석 사례가 없는 관계로 서울 아파트가격지수 연구(Park and Kim, 2004)와 주택 가격 연구(Hyun, 2018)에서 사용한 시공간자기회귀모형을 사용하였다. Park and Kim(2004)는 주택가격변동 추정을 파악하기 위해 연구대상을 아파트 매매가격으로 설정하고 아파트 매매가격의 호가를 사용하였는데 아파트 매매 실거래가 대신 아파트 매도자가 받기를 희망하는 호가(asking price)인 점을 한계점이라고 하였다. 따라서 선행연구와 본 연구의 차별점은 농지 실거래가격 자료를 활용한 점과 농지 실거래가격 분석에서 사용하지 않은 시공간자기회귀모형을 사용한 점이다.

정리하면, 본 연구는 기존의 선행연구에서는 시간적 종속성을 고려하지 않은 점을 한계점을 보완하고자 시간적 속성을 고려한 시공간자기회귀모형을 구축하고 최근 5년간의 농지 단위 농지 실거래가격 변동으로 인해 농지 실거래가격에 영향을 주는 다양한 요인을 파악하는 것이다. 이를 위해 경상남도 진주시의 농지 실거래가격 자료를 이용하였다. 주요 농지가격 결정요인 변수는 농지 단위 농지가격 추정모형의 선행연구를 종합적으로 참고하여 설정하였

으며, 농지거래의 특성과 관련된 변수, 공간적 위치 속성변수와 물리적 속성변수, 사회경제적 속성과 관련된 변수 등으로 구성하였다.

본 연구의 구성은 I장의 서론은 연구 목적을 서술하였고, II장의 분석자료 및 방법에서는 분석자료를 설명하고, 농지가격의 시공간자기회귀모형을 구축하였다. III장에서는 분석 결과를 제공하고, IV장에서는 분석 결론 요약과 정책적 시사점을 제시하였다.

## II. 분석자료 및 모형구축

### 1. 분석개요

본 연구는 농지실거래가격에 영향을 미치는 요인 분석하기 위해 경상남도 진주시를 중심으로 농지 단위 농지가격 모형을 구축하였다. 사례지역을 진주시로 선택한 이유는 공공기관 이전을 위한 혁신도시 건설 및 국가항공산업단지 지정 등 공공개발 수요의 외부적인 요인에 의해 농지가격이 상대적으로 많이 오른 지역(2020년 기준 경남 평균 농지가격 지수의 약 1.7배, 경남 기초지자체 중 최고)로서, 혁신도시 형성 이후 농지거래가 비교적 활발하게 이루어진 지역이기 때문이다. 따라서, 본 연구에서 의도하는 농지가격의 시공간적 영향을 분석하는데 적합한 지역으로 판단된다.

### 2. 분석자료

농지 단위 농지가격 결정 모형구축을 위해 경상남도 진주시의 2016년부터 2020년까지의 필지별 농지 실거래가격 자료를 사용하였다. 물가 반영을 위해 농지가격을 해당 연도의 소비자물가지수로 나누어 실질 변수화하여 사용하였다. Table 1에 분석에 사용한 변수와 설명 및 요약통계를 등을 제시하였다.

Jeon et al.(2022)의 선행연구에 기초를 두고 변수를 설정하였다. 필지 면적에 따른 농지 실거래가격에 영향을 주어서 농지 속성과 관련된 물리적 특성 변수로 필지 면적을 선정하였다. 농지 구분 속성변수로는 지목 및 용도지역·지구·구역 등의 변수로 설정하였다. 도로는 농지부터의 도로 접근성 측면에서 운송 및 직거래 등에 영향을 주고 하천은 농업에 직결된 중요한 자원이며, 골프장, 취락지구 등은 농지의 주변 환경이 농지거래 가격에 영향을 줄 것으로 판단하였다. 따라서 위치 속성변수로는 도로, 하천, 골프장, 취락지구, 고도, 인근 도로의 폭 등의 변수로 설정하였다. 위치

Table 1. Variable Descriptions of Parcel Level Farmland Price Model

Variables <sup>3)</sup>		Jinju-si		
		Mean	Std. dev	
Farmland price* (₩1,000)		86539.260	132227.600	
Physical property (1,000m <sup>2</sup> )		1322.583	1712.332	
Farmland classification attributes (%)	Farmland use (Field=1, paddy=2, Orchard=3)	Field	0.350	0.477
		Paddy	0.622	0.485
		Orchard	0.028	0.165
	Ag. promotion area (1=Inside, 2=Outside, Protected=3)	Inside	0.274	0.446
		Outside	0.699	0.459
		Protected area	0.028	0.164
	Special purpose area (1=Inside, 0=Outside)	Program management area	0.168	0.374
		Control area	0.000	0.010
		Ag&Forestry area	0.237	0.425
		Conservation area	0.099	0.299
		Green area for conservation	0.135	0.342
		Production area	0.102	0.302
		Green production area	0.137	0.344
		Green natural area	0.120	0.325
Location attributes** (m)	Natural environment conservation area	0.001	0.027	
	Unassigned	0.000	0.018	
	Distance to city	1347.594	1635.541	
	Distance to golf place	8800.506	4449.964	
	Distance to industrial complex	4002.949	3182.105	
	Distance to development promotion district	2713.088	1880.088	
	Distance to river	491.145	392.477	
	Distance to road	389.258	366.253	
	Distance to settlement district	1717.896	1521.277	
	Width of adjacent road	6.495	5.529	
Socio-economic attributes	Elevation	52.725	33.310	
	Unfavorable farmland (1=inside, 0=outside)	0.063	0.243	
	Land price fluctuation rate***	0.304	0.050	
	GDP****	1858575	72249.920	
Total saving rate (by year, %)**		36.191	0.837	

Sources: \*) Internal data of Rural Community Corporation

\*\*) Extracted through QGIS using the subject map of the Geospatial Information Open Platform

\*\*\*) ecos.bok.or.kr

\*\*\*\*) KOSIS.kr

3) 2016년부터 2020년까지의 필지별 농지 실거래가격 자료의 관측치(Number of Observations)는 9,263개이다.

속성변수 같은 경우는 필지 주소 Geocoding을 이용하여 TM 좌표를 추출하고, 추출한 정보는 QGIS를 통해 농지별 속성변수로 생성하였다. 그리고 시공간적 속성에 따른 농지가격변수는 시공간적 요소가 농지실거래가격에 영향을 주는지를 분석할 수 있게 하는 중요한 변수이다. 농지가 거래된 시점의 일자순으로 Matlab을 이용하여 변수를 생성하여 월별로 시간적 속성변수를 구성하였다.

사회경제적 속성변수로 지가변동률, GDP, 총저축률을 변수와 연도를 사용했다.

### 3. 모형구축

농지 단위 농지가격 결정모형은 헤도닉가격함수를 기반으로 농지의 다양한 속성이 농지가격에 영향을 미치는 정도를 객관적이고 정량적으로 분석하고자 하였다. 농지 단위 농지가격 실증분석모형은 진주 지역 내에서 농지 실거래가격 변동요인을 파악하기에 적합한 일반회귀 헤도닉가격모형을 사용하였다. 실증모형은 식 (1)과 같다.

$$P_i = \beta A_i + \eta Y_i + \gamma Class_i + \delta Location_i + \zeta SocioEcon_i + e_i \quad (1)$$

헤도닉가격모형의 추정법은 전통적인 최소자승법 (Ordinary least square, OLS)을 사용한다. 식 (1)의  $i$ 는 개별 농지를 의미하고,  $P$ 는 농지가격(단가) 벡터를 의미한다. 농지 단위 농지가격에 영향을 미치는 속성 벡터로서  $A$ 는 농지면적이며,  $Y$ 는 연도,  $Class$ 는 농업 관련 속성,  $Location$ 은 위치 관련 속성,  $Socio-econ$ 은 일반 경제적 속성 벡터를 의미한다.  $\beta, \eta, \gamma, \delta, \zeta$ 은 농지가격에 영향을 미치는 속성 변수의 회귀계수 벡터를 의미한다.

일반적인 공간모형은 거리 속성변수에 따른 농지 실거래가격의 변동 정도를 파악할 수 있으나 공간적 종속성으로 그 주변 농지거래 가격에 영향을 주는 시공간적 파급효과(Spillover Effect)를 파악하기 어렵다. 예를 들어,  $a$  농지의 농지가 높은 가격에 거래되면 그 주변에 있는  $B$  농지 또는  $C$  농지 혹은 두 농지거래 가격에 영향을 줄 수 있다. 일반적인 공간모형으로는 이러한 공간적 의존성을 고려할 수 없다. 만약 농지거래 가격 간의 공간적 종속성 또는 공간적 자기상관이 존재함에도 불구하고 이를 고려하지 않으면, 추정량의 편의(bias)가 발생할 수 있다는 점이다 (Anselin, 1988; Griffith, 2007; LeSage and Pace, 2008). 이처럼 관측치 간의 공간적 종속성 문제를 해결하기 위한 방

법으로 공간계량모형(Spatial Econometrics Model)이 도입되었다. 공간계량모형을 크게 세 가지 모형으로 구분할 수 있다. 식 (2)는 종속변수 간의 공간적 종속성으로 공간적 파급효과 변수 전체에 미치는 모형인 공간시차모형(Spatial Lag Model, SLM)과 식 (3)은 공간적 파급효과가 오차항에만 영향을 미치는 모형인 공간오차모형(Spatial Error Model, SEM), 그리고 이들 두 모형을 조합하여 종속변수와 오차항 모두에서 공간적 종속성을 통제한 모형으로 식 (4)의 일반공간모형(General Spatial Model, SAC)이 있다 (Anselin, 1988; LeSage and Pace, 2009). 여기서  $WP$ 는 공간시차종속변수,  $\rho$ 는 공간시차종속변수의 회귀계수,  $We$ 는 공간오차변수,  $\lambda$ 는 공간시차종속변수의 회귀계수를 의미한다.

공간시차모형(Spatial Lag Model):

$$P_i = \rho WP_i + \beta A_i + \eta Y_i + \gamma Class_i + \delta Location_i + \zeta SocioEcon_i + e_i \quad (2)$$

공간오차모형(Spatial Error Model):

$$P_i = \beta A_i + \eta Y_i + \gamma Class_i + \delta Location_i + \zeta SocioEcon_i + e_i \quad (3)$$

$$e_i = \lambda We_i + v_i$$

일반공간모형(General Spatial Model):

$$P_i = \rho WP_i + \beta A_i + \eta Y_i + \gamma Class_i + \delta Location_i + \zeta SocioEcon_i + e_i \quad (4)$$

$$e_i = \lambda We_i + v_i$$

일반공간모형은  $W$ 는 공간가중행렬로 개별 관측치 간의 공간적 종속성의 구조를 정의하는 역할을 하고 역거리 행렬을 사용하나, 본 연구에서는  $W$ 는 시공간적 종속성을 모두 반영하기 위해 시공간가중행렬과 시간 역거리 행렬을 사용하였다. 시간적 종속성을 반영하기 위해서는 공간적 관계는 각 농지 단위 사이의 공간 및 시간적 거리에 기초하여 추정하였다. 측정값은 일반적으로  $n \times n$  이 음이 아닌 행렬로 표시되면 본 연구에서  $n$ 은 거리 단위의 수를 나타낸다. 행렬은 첫 번째 행, 첫 번째 열이 가장 오래된 농지 거래와의 관계를 나타내며 순서대로 정렬된다. 시공간 가중행렬  $W$ 는 다음과 같이 Hadamard product 곱<sup>4)</sup>(두 행렬의 단순 성분별 곱)을 기준으로 공간적 가중행렬  $S$ 와 시간적 가중행렬  $T$ 를 곱하여 행렬을 만든다. 시공간 가중행렬  $W$ 는 식 (5)와 같이 재구성한다.

4) Million, Elizabeth, (2007) The Hadamard Product

$$W = S \circ T = \begin{bmatrix} 0 & W_{12} & W_{13} & \dots & W_{1N} \\ W_{21} & 0 & W_{23} & \dots & W_{2N} \\ W_{31} & W_{32} & 0 & \dots & W_{3N} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{N1} & W_{N2} & W_{N3} & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$= \begin{bmatrix} 0 & S_{12} \times T_{12} & S_{13} \times T_{13} & \dots & S_{1N} \times T_{1N} \\ S_{21} \times T_{21} & 0 & S_{23} \times T_{23} & \dots & S_{2N} \times T_{2N} \\ S_{31} \times T_{31} & S_{32} \times T_{32} & 0 & \dots & S_{3N} \times T_{3N} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{N1} \times T_{N1} & S_{N2} \times T_{N2} & S_{N3} \times T_{N3} & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

여기서  $S_{ij}$ 와  $T_{ij}$ 는 각각 농지 단위  $i$ 와  $j$  사이의 공간적 가중치와 시간적 가중치이다. 따라서  $W_{ij}$ 는 어떤  $j$ 가 시간 뿐만 아니라 공간적으로 '근접'으로 보는지 그리고 주어진 농지 단위  $i$ 에 미치는 영향의 정도를 결정한다. 공간적 가중치  $S_{ij}$ 의 값은 식 (6)과 같이 정의한다.

$$S_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}, & \text{if } d_{ij} \leq \bar{d} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad (6)$$

여기서  $d_{ij}$ 는 각 농지 단위의 Geocoding를 사용하는 농지 단위  $i$ 와  $j$  사이의 Euclidean distance이고  $\bar{d}$ 는 공간 관계의 임계값이며, 그 이상의 다른 농지에 직접적인 공간 영향이 없는 것으로 가정한다. 시간적 거리  $T_{ij}$ 의 값은 식 (7)과 같이 정의한다.

$$T_{ij} = \begin{cases} (v_i - v_j)^{-1}, & \text{if } |v_i - v_j| \leq \bar{v} \\ 0, & \text{otherwise (including if } v_i = v_j, \forall i \neq j) \end{cases} \quad (7)$$

여기서  $v_i$ 는 주어진 시간 동안 농지 단위  $i$ 의 거래의 시간 값이고  $\bar{v}$ 는 시간적 관계에 대한 임계값이며, 이를 넘어서 다른 농지에는 직접적인 시간적 영향이 없는 것으로 가정한다.  $v_i - v_j$ 의 값은 농지거래 단위  $i$ 와  $j$ 의 거래 사이에 경과된 시간을 나타낸다. 식 (7)의 일반 함수는 Smith and Wu(2009), Dube and Legros(2014b), Tanos et al.(2016)에 의해 (8)과 같이 정의된다.

$$v_i = 12 \times (yyyy_i - yyyy_{\min}) + mm_i \forall i \quad (8)$$

여기서  $yyyy_i$ 와  $mm_i$ 는 각각 거래  $i$ 의 거래 연도와 월에 해당하고  $yyyy_{\min}$ 은 데이터의 첫 해이다. 식 (6)과 식 (7)의 가중치의 역함수는 시공간적으로 더 가까운 농지 단위가 각각 더 큰 값을 갖도록 한다. 이는 시공간적으로 가까울 수록 더 강한 영향을 받는 것을 의미한다. 행렬의 모든 대각선 원소는 그 자체에 대한 관측치의 관계이므로 0의 값을 갖는다. 모든 원소의 시간순으로 주어지면, 대각선 원소에 기초하여 행렬의 상위 삼각 원소는 존재하지 않는 미래

의 거래와 과거의 거래 또는 같은 달의 거래 사이의 공간적 관계를 설명한다. 즉, 미래의 거래가 과거에 영향을 주는 부적절한 시공간적 관계를 제어하기 위해 모든 상위 삼각 원소에 0의 값을 부여한다. 시공간 가중행렬은 식 (9)와 같이 재구성한다.

$$W = S \circ T = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ W_{21} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ W_{31} & W_{32} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{N1} & W_{N2} & W_{N3} & \dots & 0 \end{bmatrix} \quad (9)$$

$$= \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ S_{21} \times T_{21} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ S_{31} \times T_{31} & S_{32} \times T_{32} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{N1} \times T_{N1} & S_{N2} \times T_{N2} & S_{N3} \times T_{N3} & \dots & 0 \end{bmatrix}$$

공간 모델링의 일반적인 관례에 따라, 각 가중치 행렬은 인접 관측값의 선형 조합의 공간적 시차를 형성하기 위해 행의 일치도를 갖도록 정규화한다(Can and Megbolugbe, 1997; Kim et al, 2003; Seya et al, 2013; Jeanty et al, 2010; Dube and Legros, 2014a). 본 연구에서는 직전 거래의 기준이 되는 시간적 거리의 범위를 30~360일까지 30일 간격으로 설정하여 총 12개의 시공간 가중행렬을 구성하였다.

시공간 가중행렬의 시공간적 종속성 여부를 검정하기 위해 LM(Lagrange Multiplier) 검정을 실시하였다(Table 2). 각 시공간 가중행렬  $W$ 에 시공간적 자기상관 검정 결과는 Spatial LM-lag 검정 통계량이 717.732~1236.460으로 Spatial LM-error 검정 통계량이 939.343~1694.226으로 모든 시공간 가중행렬에서 공간시차변수( $WP$ ) 및 공간오차항( $WE$ )에 대한 시공간적 종속성이 유의하게 존재( $p=0.000$ )하는 것으로 나타났다. 따라서 공간시차와 공간오차 모두에 시공간적 종속성을 반영하는 일반시공간모형을 사용하는 것이 더 적합한 것을 의미한다. 따라서 본 연구에서는 식 (4)의 일반시공간모형을 실증분석 모형으로 채택하였다.

다음으로, 총 12개의 시공간 가중행렬 중에서 가장 적합한 행렬을 선택하기 위해 일반시공간모형의 적합도(Pseudo  $R^2$  기준)를 추정한 결과, 직전 거래 30일( $W_{30}$ ) 기준의 시공간가중행렬을 사용했을 때 적합도가 가장 높은 것으로 추정되어(Table 3), 이를 최종 실증모형에 사용하였다.

각 관측치가 서로 독립인 선형회귀모형과 달리 시공간 자기회귀모형은 각 관측치가 시공간적으로 종속되어 있어 이를 고려한 평균 한계효과를 식 (10)과 같이 추정한다.

$$\frac{\partial P_i}{\partial X_i} = \frac{1}{n} l_n' [\theta (I - \rho W)^{-1}] l_n = \frac{1}{n} \left[ \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n v_{i,j} \theta \right] \quad (10)$$

Table 2. Spatial auto-correlation test scores across spatio-temporal weight matrices

Weight matrices	Spatial Error		Spatial Lag	
	Lagrange Multiplier		Lagrange Multiplier	
	Statistic	P-value	Statistic	P-value
w_30	939.343	0.000	717.732	0.000
W_60	1074.968	0.000	827.181	0.000
W_90	1257.445	0.000	903.814	0.000
W_120	1341.041	0.000	977.428	0.000
W_150	1416.092	0.000	1046.518	0.000
W_180	1438.238	0.000	1065.470	0.000
W_210	1476.412	0.000	1096.852	0.000
W_240	1501.422	0.000	1114.473	0.000
W_270	1530.483	0.000	1141.933	0.000
W_300	1575.119	0.000	1177.870	0.000
W_330	1623.056	0.000	1220.680	0.000
W_360	1694.226	0.000	1236.460	0.000

Table 3. Pseudo  $R^2$  scores across spatio-temporal weight matrices

W matrices	W_30	W_60	w_90	W_120	W_150	W_180
Pseudo $R^2$	0.3704	0.3697	0.3687	0.3684	0.3684	0.3682
W matrices	w_210	W_240	W_270	W_300	W_330	W_360
Pseudo $R^2$	0.3680	0.3679	0.3681	0.3680	0.3678	0.3669

여기서  $X$ 는 농지가격에 영향을 미치는 속성변수 벡터를 의미하며,  $\theta$ 는 각 속성변수의 회귀계수 벡터를 의미한다. 식 (10)의 한계효과는 각 속성변수의 한 단위 변화에 따른 농지가격 변화의 평균으로서 전체효과(Total effect)를 의미한다. 이는 특정 지점의 속성변수의 변화가 해당 농지가격에 직접적으로 영향을 주는 직접효과(Direct effect)와 특정 지점의 속성변수의 변화가 주변 농지가격의 변화에 영향을 줌으로써 간접적으로 해당 지점의 농지가격 변화에 영향을 미치는 간접효과(Indirect effect)로 구분된다. 여기서 간접효과를 공간적 파급효과(spatial spillover effect)라고 한다. 평균 직접효과는 식 (10)의 각 대각행렬 회귀계수의 평균이며, 식 (11)로 정의된다. 평균 간접효과는 식 (10)의 평균 전체효과에서 식 (11)의 평균 직접효과를 뺀 것으로 정의한다(LeSage and Pace, 2009).

$$\frac{1}{n} \text{tr}[\theta (I - \rho W)^{-1}] = \frac{1}{n} \left[ \sum_{i=1}^n v_{i,j} \theta \right] \quad (11)$$

시공간적 종속성을 고려한 모형은 관측치 간의 서로 독립을 가정한 선형회귀 모형과는 다르게 시공간적 파급효과를 대변하는 간접효과를 추정할 수 있으므로 특정 지역의 농지가격 변화로 인해 주변 농지가격에 영향을 주는 파급효과를 시나리오 설정을 통해서 분석할 수 있다.

### III. 분석결과

본 연구의 실증모형 분석 결과로서, 일반시공간모형을 활용하여 직전 거래 30일(W\_30) 기준으로 농지가격에 영향을 미치는 요인을 분석한 결과를 Table 4에 제시하였다. 우선 시공간 종속성을 의미하는  $\rho$ 와  $\lambda$ 는 유의수준 5%에서 유의하게 나타났다, 여기서  $\rho$ 는 직전 농지거래에 의한 시공간적 종속성에 의한 양의 파급효과(positive spillover effect)가 존재함을 의미하며,  $\rho$ 가 0보다 크므로 최근 30일 이내에 발생한 농지거래의 가격 증가가 주변의 농지가격을

Table 4. Estimation of Spatio-temporal effect of Farmland Price Model for Jinju-si

Variables		Marginal effect			
		Total	Direct	Indirect	
Physical property (1,000m <sup>2</sup> )		Parcel area	37.348*** (1.415)	33.980*** (0.691)	3.367** (1.160)
Farmland classification attributes (%)	Farmland use (base=Field)	Paddy	23,091.330*** (3,001.204)	21,009.510*** (2,642.467)	2,081.828** (763.987)
		Orchard	-28,300.970*** (8,576.313)	-25,749.460*** (7,752.488)	-2,551.509** (1,171.385)
	Ag. promotion area (base=Inside)	Outside	40,588.950*** (6,103.619)	36,929.600*** (5,525.986)	3,659.347** (1,328.532)
		Protected area	18,383.260* (8,426.425)	16,725.890* (7,650.844)	1,657.366 (946.059)
	Special purpose area (1=inside, 0=outside)	Control area	-26,800.460 (108,477.700)	-24,384.230 (98,694.790)	-2,416.229 (9,814.784)
		Ag&Forestry area	6,725.091 (7,099.130)	6,118.782 (6,469.809)	606.309 (659.723)
		Conservation area	-9,191.373 (5,295.603)	-8,362.713 (4,811.009)	-828.660 (555.172)
		Green area for conservation	778.742 (6,388.580)	708.533 (5,814.771)	70.208 (574.263)
		Production area	-5,507.519 (5,308.633)	-5,010.982 (4,826.134)	-496.537 (509.075)
		Green production area	58,438.270*** (7,181.279)	53,169.690*** (6,606.752)	5,268.575** (1,814.654)
		Green natural area	58,701.260*** (6,652.994)	53,408.980*** (6,026.049)	5,292.285** (1,840.587)
		Natural environment conservation area	20,837.660 (48,442.390)	18,959.020 (44,072.090)	1,878.645 (4,413.272)
	Unassigned	1,013.356 (59,136.360)	921.995 (53,805.010)	91.360 (5,331.430)	
	Location attributes (m)	Distance to city	-4.763** (1.506)	-4.334** (1.378)	-0.429* (0.190)
Distance to golf place		-0.770 (0.554)	-0.701 (0.504)	-0.069 (0.055)	
Distance to industrial complex		-2.281** (0.721)	-2.075** (0.656)	-0.206* (0.093)	
Distance to development promotion district		16.216*** (1.079)	14.754*** (0.964)	1.462** (0.491)	
Distance to river		-5.742 (3.944)	-5.224 (3.590)	-0.518 (0.392)	
Distance to road		-28.611*** (4.252)	-26.031*** (3.843)	-2.579** (0.937)	
Distance to settlement district		2.681 (1.651)	2.439 (1.499)	0.242 (0.172)	
Width of adjacent road		839.919*** (243.427)	764.195*** (219.761)	75.724* (34.206)	
Elevation		-629.871*** (63.467)	-573.084*** (55.331)	-56.787** (20.116)	
Unfavorable farmland		-3,212.504 (5,361.965)	-2,922.877 (4,880.172)	-289.627 (491.012)	
Socio-economic attributes	Land price fluctuation rate	395,104.900 (235,753.200)	359,483.800 (214,528.300)	35,621.180 (24,211.610)	
	GDP	-0.635 (0.417)	-0.578 (0.380)	-0.057 (0.042)	
	Total saving rate	-1,750.792 (4,444.442)	-1,592.947 (4,041.920)	-157.845 (405.814)	
year		26,561.900 (14,947.110)	24,167.180 (13,617.640)	2,394.721 (1,542.875)	
W_30	price = $\rho$		0.080** (0.025)		
	e.price = $\lambda$		0.384*** (0.027)		

\* p<0.05, \*\* p<0.01, \*\*\* p<0.001  
( ) indicates standard error.

증가시키는 효과로 작용함을 의미한다.  $\lambda$ 는 관측되지 않은 무작위 오차항의 시공간 종속성이 유의하게 존재함을 의미하며, 이 또한 0보다 크므로 최근 30일 이내 주변의 농지거래가 무작위 오차항에 양의 영향을 미치고 있음을 의미한다.<sup>5)</sup>

모형 추정 결과는 한계효과를 이용해서 설명하며, 시공간차분종속변수(WP)의 존재로 한계효과를 식 (10)과 식 (11)을 이용하여, 전체효과, 직접효과, 간접효과로 제시하였다(Table 4). 예를 들어, 특정 필지의 농지면적이 한 단위 증가할 때 농지가격은 전체평균 37.35천원이 증가하는데, 이는 해당 필지의 경지면적 한 단위 증가에 따른 직접효과로 평균 33.98천원이 증가하고, 주변 지역의 경지면적 증가에 따른 농지가격 상승으로 인한 간접효과로 평균 3.37천원이 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 이는 농지의 용도에 상관없이 순수하게 농지면적이 증가함으로써 평균적으로 농지가격이 상승하는 효과를 의미한다. 앞서 밝혔듯이 시공간차분종속변수(WP)의 계수  $\rho$ 가 0보다 크고 유의하기 때문에, 간접효과는 양의 값을 갖게 된다. 즉, 최근 30일 이내에 거래된 농지 속성변수의 한 단위 변화는 주변 농지의 실거래가격에 양(+의 시공간적 파급효과(Positive Spillover Effect)를 미침을 알 수 있다.

주요 속성변수가 농지가격에 미치는 영향을 요약하면 다음과 같다. 우선 농지면적이 넓을수록 농지가격이 높게 나타났다. 용지 사용에 따른 추정 결과로 논은 밭에 비해 높게 추정되었으나 과수원의 가격은 낮게 추정되었다. 농업진흥지역 여부에 따른 결과는 농업진흥지역 안에 비해 농업진흥지역 밖과 농업보호 구역의 농지가격이 높게 추정되었다. 용도지역별로는 생산녹지지역과 자연녹지지역에 속해있는 농지가 그렇지 않은 농지보다 가격이 유의하게 높게 나타났다.

위치 속성에 따라 변수를 추정한 결과로 도시지역 거리, 산업단지거리, 도로 거리가 농지에 가까울수록 농지가격이 높게 나타났고, 도로 폭이 클수록 농지가격이 높게 나타났다. 이는 농지와 도로가 가까울수록 유통에 유리하며, 도시와 산업단지는 시장이 형성되어 있어 유동 인구가 많아 농지가 도시, 산업단지 지역에 근접할수록 농지가격에 높게 나오는 것으로 보인다. 이때 도로 폭이 크면 접근성이나 유통과정의 편리성이 높아 농지가격이 높게 추정

된 것으로 보인다. 또한, 고도가 낮을수록 농지가격이 높게 나타났다. 이는 진주의 지리적 특성상 분지 지역이기 때문에 고도가 높은 지역보다는 고도가 낮은 지역이 농사에 적합하므로 농지가격이 높게 나타났다. 개발진흥지구 지역이 농지에 가까울수록 농지가격이 낮게 나타났다. 개발진흥구역은 주거·공업·유통물류·관광·휴양기능을 위해 개발·정비가 필요한 지역으로 지정한 구역을 의미하는데, 그 주변에 농업지구를 형성하기에는 어려움이 있어 농지가격이 낮게 추정된 것으로 보인다.

사회경제적 속성변수 및 연도에서 지가변동률, GDP, 총저축률, 연도는 유의한 영향을 미치지 않는다고 나타났다. 지가변동률, GDP, 총저축률은 농지의 면적, 농지의 주변환경 내지 위치에 따른 속성보다 농지 거래하는 사람들에게는 농지가격에 영향을 줄 정도의 요인이 아니기 때문에 사회경제적 속성변수가 유의하지 않게 나타난 것으로 보인다. 연도는 시공간적 변수가 아닌 단순한 시간적 변수에 불과하므로 농지가격에 영향을 주지 않는 것으로 보인다.

#### IV. 결론 및 정책 시사점

본 연구에서는 혁신도시 형성 이후 농지거래가 비교적 활발하게 이루어진 지역을 통해 시공간적 영향을 분석에 적합한 사례 도시로 진주시를 선정하였다. 진주시를 대상으로 농지가격 변동에 영향을 미치는 요인을 계량적으로 분석하였다.

Park and Kim(2004)는 시공간자기회귀모형을 사용했을 때 아파트 가격에 영향을 주는 요인을 정교한 분석이 가능하였고, Hyun(2018)는 공간적 모델링을 할 때 시간적 특성을 고려하지 않으면 공간 의존성이 과대평가될 우려가 있으므로 시공간적 특성을 모두 고려한 모형을 구축하였다. 따라서 본 연구에서 농지 단위 농지 실거래가격 자료를 분석하기 위해 헤도닉가격함수에 시공간자기회귀모형을 구축하고 농지가격에 영향을 미치는 요인을 추정함으로써, 기존의 선형회귀모형이나 공간자기회귀모형에 비해 농지거래의 현실을 더 잘 반영하여 추정 결과의 편이를 줄였다 는 장점이 있다.

사례지역인 진주시의 농지별 농지가격 결정에 대해 시공간자기회귀모형으로 직전 거래 30일 단위로 추정한 결과, 직전 거래 30일(W<sub>30</sub>)이 가장 적합도가 높았고 이를 분석한 결과, 농지 면적이 넓을수록 농지가격이 높게 나타났다. 농지 사용에 따라 논은 밭에 비해 높게 추정되었으나 과수원의 가격은 낮게 추정되었다. 농업진흥지역에 따라 농업진흥지역 안 보다 농업진흥지역 밖과 농업보호 구

5) 시공간종속변수(WP)의 회귀계수( $\rho$ )가 유의하다는 것은, 만약 이를 고려하지 않은 전통적 최소제곱추정량은 불편추정량이 되지 못함을 의미하며, 시공간오차항( $W_e$ )의 회귀계수( $\lambda$ )가 유의하다는 것은, 만약 이를 고려하지 않은 전통적 최소제곱추정량의 효율성이 떨어짐을 의미한다. 두 가지 시공간 종속성을 고려해줌으로써 본 연구의 일반시공간모형의 추정량은 불편성과 효율성을 담보할 수 있다.

역이 농지가격이 높게 추정되었다. 용도지역에 따라 생산 녹지지역, 자연녹지지역에서 농지가격이 높게 나타났다. 위치 속성에서는 도시지역 거리, 산업단지지정 거리, 도로 거리가 농지에 가까울수록 농지가격이 높게 나타났고, 도로 폭이 넓을수록, 고도는 낮을수록 농지가격이 높게 나타났다. 개발진흥지구 지역이 농지에 가까울수록 농지가격이 낮게 나타났다. 사회경제적 속성변수 및 연도에서 지가변동률, GDP, 총저축률, 연도는 유의하지 않다고 나타났다. 또한, 시공간자기회귀모형의 추정 결과에서 유의한 변수의 간접효과와 직접효과가 서로 동일한 부호를 가져 시공간적 양(+)의 파급효과를 가진다.

이 연구에서 농지실거래가격결정을 예측에 있어서 시공간효과를 모형으로 구축함으로써 기대되는 시사점은 다음과 같다.

첫째, 농지가격결정에 영향을 미치는 요인을 실증적으로 추정할 수 있는 방법인 시공간자기회귀모형은 직전 거래가 농지가격에 영향을 미치는 시공간적 범위를 예측할 수 있기 때문에, 이를 농지가격의 안정화를 위한 전략을 수립하는 데 활용할 수 있을 것으로 기대된다. 농지가격의 안정화는 주변에서 벌어지는 직전 거래의 빈도나 가격을 얼마나 잘 통제하느냐가 중요하다. 예를 들어, 진주시는 농지법 개정으로 2022년 8월 18일부터 농지 투기 근절과 가격 안정화를 위해 농지위원회를 설치하였는데, 농지거래가 빈번해지는 시점을 초기에 탐지하여 농지 투기 근절 대안 설정을 적기에 할 수 있도록 도움을 줄 수 있을 것이다. 또한, 농지은행과 연계하여 시장에 나오는 농지를 농지은행에서 선점하여 매입 또는 임대 수탁을 함으로써 농지 거래 가격 안정화를 도모할 수도 있을 것으로 판단된다.

둘째, 현재 감정평가사에 의한 농지가격 진단과 평가 방법으로 농지가격에 영향을 미치는 요인을 분석하기에는 적합하지 않으므로 공간적 요소에 시간적 요소를 추가한 시공간자기회귀모형을 이용함으로써 농지가격 분석을 기존의 분석 방법보다 적합하게 사용될 수 있을 것으로 기대된다.

셋째, 본 연구에서 추정된 시공간자기회귀모형으로 특정 시점, 특정 위치에 대한 농지매매 가격지수를 추정할 수 있어 실제 농지가격을 추정이 용이할 수 있다. 현재 농지시장에서는 농지실거래가격 정보가 부족하고 정확하지 않아 정보 수요자들에게는 적합성이 부족하다. 시공간자기회귀모형으로 추정하게 되면 정확한 정보를 수요자들이 이용할 수 있을 것으로 기대된다.

넷째, 시공간자기회귀모형을 사용으로 공간 의존성이 과대평가되는 것을 방지함으로써 농지시장에 합리적인 투자지표를 제시할 수 있다. 공간적 특성으로만 농지가격을

추정하면 공간 의존성이 커지는데 공간적, 시간적 특성을 같이 반영하게 되면 편향되지 않은 결과를 구할 수 있어 좀 더 정확한 농지가격을 추정할 수 있다. 따라서 인터넷 부동산정보제공사이트에서 제시하는 가격과 실제 거래되는 농지가격이 차이가 있을 수 있는데, 시공간자기회귀모형을 통해 얻어진 농지실거래가격을 이용하면 합리적 투자가 가능하도록 도움을 줄 것이라고 예상한다.

다만, 본 연구는 진주시를 대표적인 혁신도시 사례지역으로 선정해서 분석했다는 점에서, 해당 모형을 모든 지역에 일반화시키기에는 한계가 있다. 따라서, 농지거래 모형의 설계는 지역의 특성이나 농지거래 건수, 농지의 특수한 조건, 주변 상황을 고려하여 유연하게 설계될 필요가 있음을 밝힌다.

이 연구는 2021년 한국농어촌공사 농어촌연구원의 기본연구로 수행된 것임(과제명: 농지시장 변화 모니터링 체계 구축과 농지은행 성과분석)

## References

1. Anselin, L., (1988), Spatial Econometrics: Methods and Models, Kluwer, Dordrech.
2. Can, A. and Megbolugbe, I., (1997), Spatial dependence and house price index construction, Journal of Real Estate Finance and Economics, 1(2): 203-222.
3. Dube, J. and Legros, D., (2014a), spatial peconometrics and the hedonic pricing model: what about the temoral dimension?." Journal of Property Research, 31(4): 333-359.
4. Dube, J. and Legreos, D., (2014b), spatial Econometrics Using Microdata: John wiley & Sons.
5. Griffith, D., (2007), Spatial Structure and spatial Interaction: 25 years later, The Review of Regional Studies, 37(1): 28-38.
6. Hyun Dong-Woo, (2018), Spatio-temporal dependence in a hedonic house price model, Journal of the Korea Real Estate Analysts Association, 24(1): 51-68.
7. Jeanty, P. W., Partridge, M. and Irwin, E., (2010), Estimation of a spatial simultaneous equation model of population migration and housing price dynamics, Regional Science and Urban Economics, 40 (5): 343-352.
8. Jeon Mu-gyeong, Yi Hyang-mi, Kim Yuns-ik, Kim

- Tae-young, (2022), Analysis of Farmland Price Determinants in Parcel-level Using Real Transaction Price of Farmland, *Journal of Korean Society of Rural Planning*, 28(2): 41-50.
9. Kwon Oh-sang, (2008), Determinants of Farmland Prices: A Bayesian Multilevel/Hierarchical Hedonic price Model, *The Korean Journal of Agricultural Economics*, 49(1): 113-139.
  10. Kim Bong-joon, Kim Tae-young, (2016), A Study on Estimation of Land Value sing Spatial Statistics: Focusing on real Transaction Land Prices in Korea, 8(3).
  11. Kim, C.W., Phipps, T.T. and Ansilin,, L, (2003), measuring the benefits of air quality improvement: a spatial hedonic approach, *Journal of Environmental Economics and Management*, 45(1): 4-39.
  12. Kim Yun-Shik, Kim Tae-young, Han Donggeun , Jeon Mu-gyeong, (2021), Prospect of Changes in Farmland Market and Analysis of Performance of farmland Bank Projects.
  13. KOSIS <https://kosis.kr/index/index.do>
  14. LeSage, J. P., R. K. Pace, (2008), Spatial Econometric Modeling of Origin-Destination Flows, *Journal of Regional Science*, 48(5): 941-967.
  15. LeSage, J. P., R. K. Pace, (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman & Hall/CRC.
  16. Park Heon-soo, Kim Jung-hoon, (2004), A study on the estimation of the price index of apartments in Seoul using the spatio-temporal autoregressive model, *The Korea Spatial Planning Review*, 42(0): 126-140.
  17. Sohn Ha-ki, Lee Chang-ro, (2016), Estimating farmland Prices Using a Regression-Kriging Model.
  18. Seya, H., Yamagata, Y. and Tsutsumi, M.,(2013), Automatic selection of a spatial weight matrix in spatial econometrics: Application to a spatial hedonic approach, *Regional Science and Urban Economics*, 43: 429-444.
  19. Smith, T. E. and Wu, P., (2009), A spatio-temporal model of hosing prices based on individual sales transactions over time. *Journal of Geographical Systems*, 11(4): 333-355.
  20. Song Yong-cheol, Park Heon-soo, (2012), A Study on the Estimation of Farmland Price Using Spatial Econometrics Approach: Focused on Urban Fringe in Seoul Metropolitan Area, *The Korea Spatial Planning Review*, 72(0): 39-53.
  21. Thanos, S., Dub, J. and Legros, D., (2016), putting time into space: the temporal coherence of spatial applications in the hosing market, *Regional Science and Urban Economics*, 58: 78-88.
  22. The Bank of Korea <https://ecos.bok.or.kr/>
- 
- Received 28 February 2024
  - First Revised 9 May 2024
  - Finally Revised 21 May 2024
  - Accepted 21 May 2024