

## 주택가격과 농지가격의 차별성 및 농지가격의 형성요인에 관한 연구\*

A Study on the Difference between Housing and Farmland Prices, and the Factors  
Affecting the Formation of Farmland Prices

임 대 봉 (Lim, Daebong)\*\*

### < Abstract >

This study is on the analysis of relationship between urban housing price and farmland price and of factors affecting formation of farmland price. For analytical data, housing and farmland prices (dry field and rice paddy prices), income of farming family, agricultural income and inflation rate were used. The analysis showed no relations between urban housing price and farmland price in most areas but correlation between upland and paddy field prices was very high. Though there was no cause and effect relationship between housing and farmland prices, paddy and upland fields showed causal relationship. According to the analysis on factors affecting farmland price, income of farming families had a relatively big impact, but no impact from agricultural income and inflation.

The result of this study is as follows: First, though housing and farmland prices are disparate, it is identified that, as for types of farmland, upland and paddy field prices are quite homogeneous. Second, as analysis showed nonfarm income had a big impact on farmland price, it will be limited for farmers to expand the farmland scale with their income from agricultural management activities. As this study demonstrated the disparate aspect between housing and farmland prices, it seems that the difference in asset price formation in urban and farming areas will get intensified. It is also identified that it will be very limited for farmers to expand the scale of farmland only with their agricultural income. Therefore, efforts will be needed for balanced growth in urban and agricultural areas.

주 제 어 : 주택가격, 농지가격, 농업소득, 농외소득

key word : Housing Prices, Farmland Prices, Agricultural Income, Nonfarm Income

\* 이 논문은 2012년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임  
(NRF-2012S1A3A2033821)

\*\* 영남대학교 경제금융학부 강사, 5632a@hanmail.net

## I. 서론

우리나라는 지난 반세기 동안 산업화가 급속히 진행되면서 경제성장과 도시화가 이루어짐에 따라 이 과정에서 경제 사회 문화 등 대부분이 도시로 집중되어 도·농간의 격차가 심화되어 왔다. 이러한 산업화로 농촌의 인구는 일자리를 찾아 제조업과 서비스산업으로 이동한 영향에 따라 도시의 주택수요는 증가하여 왔으며, 이 지역의 주택가격도 장기적으로 상승하여 왔다.

한편 우리나라의 경제가 고성장을 이룩하여 왔음에도 불구하고 오늘날 농업분야의 성장은 정체된 상황에 놓여 있으며, 또한 통계청이 발표한 ‘양곡소비량 조사 결과’에 따르면 국내 쌀 소비량이 생산량보다 감소하고 있는 것으로 나타났다. 이렇게 농업의 기반이 약한데도 농업을 둘러싼 대외적인 환경은 앞으로 농산물 시장의 개방이 가속화될 것이므로 농산물 가격은 더욱 불안정해 질 것으로 보이며, 더욱이 농산물의 공급은 공산품과 달리 계절성에 의해 생산량의 차이가 발생함에도 농산물의 수요는 비탄력적인 관계로 농산물 가격은 급등락을 하게 되는 구조인 관계로 농민들의 소득기반은 불안정하다.

우리나라 가계의 자산보유 형태에서 도시의 가계는 주택을 소유한 비중이 높고, 농촌가계는 농지소유의 비중이 높으므로 도시와 농촌 모두 자산으로서 부동산을 보유한 비중이 높다. 이렇게 도·농간의 자산보유 형태에 있어 자산 대비 부동산 보유의 비중이 높지만, 자산보유의 유형은 상이하다. 이에 따라 본 연구에서 도시의 주택가격과 농지가격의 관련성에 대해서 분석할 필요성이 있다고 본다. 이러한 측면에서 본 연구의 목적은 주택가격과 농지가격간의 관계를 분석하

여 도·농간의 자산 가격이 차별적으로 형성되는지를 규명하고, 또한 농지가격의 형성요인을 분석하는데 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어 제2장에서는 선행연구를 살펴 본 후에 제3장에서 도·농간의 자산구조 현황과 자산가격 추이를 살펴보고, 제4장에서 실증분석을 통해 농지가격과 주택가격의 관련성과 농지가격의 형성요인에 대해서 분석한다. 그리고 제5장에서 결론으로 정리를 한다. 이 연구를 통해 도시의 가계나 농가경제는 자산에서 부동산이 상당한 부분을 차지하고 있으므로 주택가격과 농지가격의 관련성, 그리고 농지가격의 형성요인을 파악하고자 한다.

## II. 선행연구와 연구방법

### 1. 선행연구

본 연구와 관련된 선행연구들은 다음과 같다. 먼저 농지가격과 관련된 주요 선행연구로 이정환·조재환(1996)은 농지가격의 결정요인에 있어 현재가치이론과 충격반응분석을 통해 농촌지역에서는 농업수익 요인이 농지가격 변동에 큰 영향을 미치는 반면에 대도시의 농업수익 요인은 상실했으며, 그리고 중소도시의 경우에도 농촌지역과 유사하게 농업수익 요인에 의해 영향을 크게 받기 때문에 농지가격이 자본이득에 의해 결정된다는 것은 아니라는 점을 밝혔다. 채광석 외(2005)은 도시근교지역과 평야지역의 농지가격, 임차료, 부채·자산비율 등의 자료에 대한 Granger 인과성 검정의 결과에 의하면 미국수입은 농지가격의 원인변수로 작용을 하고, 농지가격과 부채

· 자산비율과의 관계에서 평야지역의 경우에는 상호 인과관계가 존재하는 것으로 나타났으며, 또한 도시근교지역의 농지가격은 임차료에 영향을 미치는 반면에 평야지역은 임차료가 농지가격에 영향을 미친다고 밝혔다. 채광석(2007)은 금리가 상승할 경우 농지가격은 하락하게 되며, 농업진흥지역이 아닌 지역은 농지가격이 상대적으로 높게 나타나 농업진흥지역의 지정은 농지가격 상승을 억제하는 규제수단이라고 주장하였다.

권오상(2008)은 동일한 농지라도 농업 진흥지역 밖에 있는 농지가격과 개발예정지에 있는 농지가격이 더 높게 형성됨에 따라 농지의 유형별·지역별 격차를 더욱 확대하여 농촌지역의 자산가치 분포의 불평등을 더욱 악화시켰다고 분석하였다. 여창환·조덕호(2010)는 ARIMA 분석모형을 통해 전의 가격변동률은 답보다 높고, 농지가격의 변동률은 주택가격상승률보다도 낮은 수준이므로 농지연금의 경우에 농지가격에 자경이나 임대 등에 따른 소득의 발생을 감안한 연금모형의 구축이 필요하다고 주장하였다. Julian M. Alston,(1986)는 미국의 농지가격 분석에서 농지가격은 농지의 순임대소득에 의해 설명될 수 있지만, 기대된 인플레이션은 농지가격에 부정적인 영향을 미치는데도 불구하고 물가상승은 농지가격에 비교적 작은 영향을 미친다고 주장하였다. Barry Falk.(1991)도 현재가치모형으로 농지가격을 분석한 결과에서 농지가격과 임대료는 높은 관련성이 있다고 주장하였다.

그리고 주택가격과 관련된 연구는 그동안 많이 진행되어 왔으며, 그 가운데 주요 연구로는 이준희·송준혁(2007)은 주택시장의 장기균형모형, 현재가치모형 그리고 일반 균형자산 가격모형 등의 이론적 자산가격모형을 통해 주택가격을

분석한 결과에 의하면 우리나라의 주택가격이 균형가격보다 높게 나타나 주택가격의 연착륙이 필요하다고 주장하였다. 이영수(2012)는 주택가격이 물가 변화 요인으로 작용함과 아울러 물가상승도 주택가격 상승에 반영되는 인플레이션 헤징 효과를 동시에 보여주고 있다고 밝혔다. Fama and Schwert(1997)은 주거용 주택의 경우는 물가상승에 대한 헤징 효과가 주장한 반면, N. Apergis and A. Rezitis(2003)는 그리스의 경우 주택가격과 거시경제변수들 사이에 주택대출 금리는 주택가격의 변동에 큰 영향을 미치지만, 인플레이션과 고용 및 통화공급량 등은 주택가격에 대한 영향력이 없다고 주장하였다.

이와 같이 기존 연구들을 살펴봤을 때 도시의 주택가격과 농지가격 사이의 관련성, 그리고 농지가격의 형성요인에 대해 분석한 연구는 미미하다. 이에 따라 본 연구에서는 도·농간의 소득격차가 확대되어 온 상황에서 도시의 주택가격과 농지가격간의 관련성은 물론 농업소득과 농외소득, 물가 등이 농지가격에 어떤 영향을 미치는지 분석하고자 한다.

## 2. 연구방법

연구대상 지역은 경기 강원 충북 충남 전북 전남 경북 경남 등 8개의 지방자치도이며, 분석기간은 월간자료의 수집이 가능한 2005년 1월부터 2013년 11월까지의 전년 동월 대비 변동률로 변환한 자료를 바탕으로 분석하였다. 분석방법으로는 각 시계열에 대한 기초통계량을 살펴본 후에 각 지역별 주택가격과 농지가격간의 관련성을 파악하기 위해 상관관계분석을 실시한다. 또한 자료의 안정성 여부를 검정하기 위해 ADF단위

근 검정과 P-P단위근 검정을 실시한 다음 변수간의 Granger 인과관계검정을 실시한다. 그리고 농지가격의 형성요인을 파악하기 위해 농업소득, 농외소득, 소비자물가상승률 등이 농지가격에 미치는 영향에 대해 패널분석을 실시한다.

### III. 도·농간 자산구조 현황과 자산가격 추이

#### 1. 자산구조의 현황

우리나라의 가계가 보유한 자산 보유의 구성을 통계청이 발표한 ‘2010년 가계자산조사’ 자료를 <표 1>에 제시하였다. 이 자료를 통해 가계자산 보유현황을 살펴보면 총자산에 대한 비율로 부동산이 75.8%<sup>1)</sup>, 총저축이 21.4%, 기타자산이 2.9%로 부동산의 비중이 높게 나타났다. 세대별 총자산에 대한

보유 비율에 있어서도 베이비부머 세대(1955년~1963년생)는 물론이고 이전·이후 세대 모두 부동산의 보유비율이 높은 것으로 나타났으며, 이 가운데 거주주택의 비율이 비교적 높게 나타났다. 따라서 우리나라 가계는 자산의 상당한 부분 부동산을 보유하고 있으며, 부동산 가운데서도 특히 주택 보유가 큰 비중을 차지하고 있어 가계의 자산 형성에서 주택의 비중이 높은 것으로 나타났다.

그리고 <표 2>에 농가의 자산구조를 제시하였다. 농가의 자산구조를 살펴봤을 때 농가의 자산구조에서 2012년 말 현재 농가가 보유한 자산의 50% 이상은 토지이고, 건물은 15% 정도인 것으로 나타났다. 농가의 자산분포에 있어 토지자산의 평가액이 건물자산의 평가액에 비해 훨씬 높은데, 이러한 현상은 농촌의 경우에는 논·밭의 농지를 기반으로 하여 영농활동을 영위하고 있기 때문으로 보인다.

<표 1> 자산 보유 현황

(단위: 가구, 만원)

구분	전체	이전세대	베이비부머	이후 세대
		10,000.0	3,504.0	2,212.0
(가중치)	100.0	35.1	21.8	43.1
총자산	27,268	30,697	33,775	21,191
-부동산 자산	20,661	25,912	25,785	13,798
· 거주주택	11,564	13,803	13,738	8,644
· 거주주택 이외	8,917	12,033	11,725	4,962
-기타자산	779	523	948	902
· 자동차	587	354	740	699
-저축총액	5,828	4,262	7,042	6,491
· 저축액	4,089	3,614	5,387	3,821
· 전세보증금	1,846	559.4	1480.5	2381.7
· 월세보증금	193	88.4	174.0	287.9

자료: 2010년 가계자산조사, 통계청.

1) 자산보유에서 부동산 가운데 거주주택의 비율이 42.7%로 가장 높게 나타났다.

〈표 2〉 농가자산의 변동추이 및 구조

(단위: 천원)

	2008년		2009년		2010년		2011년		2012	
		구성비		구성비		구성비		구성비		구성비
농가자산	341,227	100.0	358,029	100.0	372,476	100.0	387,180	100.0	407,872	100.0
고정자산	283,826	83.2	289,539	80.9	289,435	77.7	295,637	76.4	310,016	76.0
토지	198,087	58.1	201,537	56.3	201,952	54.2	207,960	53.7	223,462	54.8
건물	62,961	18.5	62,946	17.6	63,560	17.1	62,884	16.2	63,368	15.5
기타고정자산	22,778	6.7	25,056	7.0	23,923	6.4	24,794	6.4	23,186	5.7
유동자산	57,401	16.8	68,490	19.1	83,041	22.3	91,542	23.6	97,856	24.0
당좌자산	52,118	15.3	63,493	17.8	77,668	20.9	85,848	22.2	92,215	22.6
금융자산	51,491	15.1	62,762	17.5	76,482	20.5	84,117	21.7	90,362	22.2
기타당좌자산	627	0.2	731	0.2	1,186	0.3	1,730	0.4	1,853	0.4
채고자산	5,283	1.5	4,997	1.4	5,373	1.4	5,695	1.5	5,641	1.4

자료: 농가 및 어가 경제조사, 통계청

## 2. 주택가격 및 농지가격의 추이

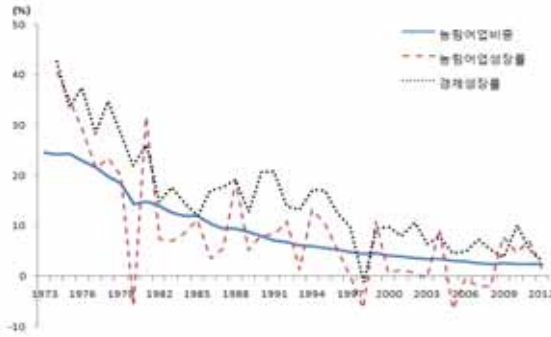
우리나라 경제는 지난 몇 십년간에 걸친 산업화의 영향으로 고성장을 이룩하여 왔지만, 농림어업은 1970년대에서 1980년대로 넘어서면서 산업화가 고도화되기 시작하면서 성장률 측면에서 크게 뒤쳐진 이후에도 <그림 1>에서와 같이 오늘날까지 농림어업의 성장률은 경제성장률에 훨씬 미치지 못하고 있다. 따라서 국내총생산(GDP)에서 농림어업이 차지하는 비중인 농림어업의 비중은 지속적으로 감소하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 현상이 앞으로도 지속된다고 볼 때 도·농간의 소득격차는 더욱 확대될 것으로 보인다.

주택가격과 전·답의 가격 변동률 추이를 2006년 이후부터 <그림 2>을 통해서 살펴보면 주택가격은 2006~2007년 동안에 급등세를 나타

낸 이후 글로벌 금융위기 때인 2008년 하반기~2009년 상반기에는 크게 하락하였는데 이는 글로벌 금융위기의 영향에 따라 자산가격도 하락한 것으로 보이며, 그 이후에는 자산가격이 안정세를 나타내고 있다. 전·답의 가격변동률 추이에서는 비슷한 움직임을 보이고 있는 가운데 농작물의 가격과 수요가 안정됐음에도 주택가격과 마찬가지로 글로벌 금융위기의 영향에 따라 농지가격은 2008년 하반기부터 2009년 상반기에는 하락폭이 컸으며, 그리고 농지가격은 주택가격보다 안정적인 형태를 하였던 것으로 나타났다. 그리고 <그림 3>에서 농가경제의 소득구조 추이를 살펴보면 농가소득)과 농외소득은 증가하고 있지만, 영농에 의한 소득원인 농업소득은 감소하고 있는 것으로 나타났다.

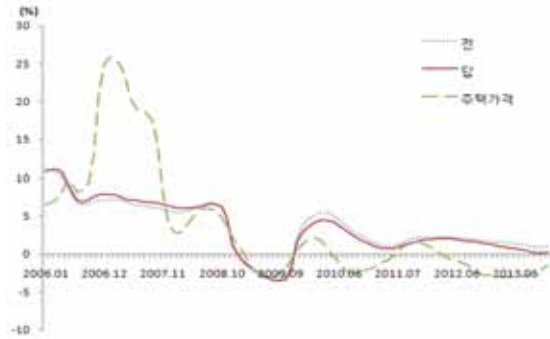
2) 농가소득은 농업소득과 농외소득으로 분류된다. 농업소득은 농가가 영농활동을 통하여 얻는 소득이며, 농외소득은 영농 외의 경제활동에 의해 얻게 되는 소득이다.

〈그림 1〉 경제성장률과 농림어업성장률 추이



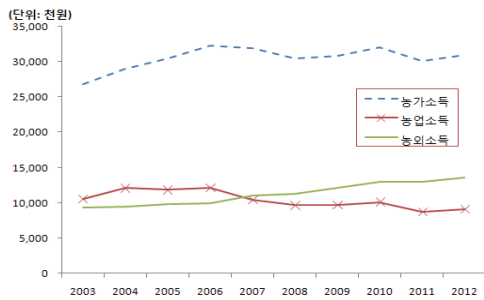
자료: 통계청

〈그림 2〉 주택가격과 농지가격의 변동추이



자료: 국민은행, 국토교통부

〈그림 3〉 농가소득 및 농업소득, 농외소득의 추이



자료: 통계청

이와 같이 도·농간 자산가격 추이를 살펴봤을 때 도시의 주택가격은 농지가격보다 큰 변동성을 보이고 있음에도 더욱 높게 상승한 것으로 나타났다. 이를 통해 3장에서 주택가격과 농지가격간의 인과관계 성립 여부를 검정하고, 또한 농가소득에서 농업소득은 감소하고 있는 반면에 농외소득은 증가하고 있음에 따라 패널분석을 통해 농업소득과 농외소득 그리고 물가가 농지가격에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

## IV. 실증분석

### 1. 기초통계량 및 자료의 검정

본 연구의 자료는 KB국민은행의 주택가격지수, 국토교통부의 시지역 농지가격지수(전·답) 자료를 사용하였다. 분석 지역은 경기 강원 충북 충남 전북 전남 경북 경남 등의 8개의 지방자치도를 대상으로 하였으며, 분석기간은 자료수집이 가능한 2005년 1월부터 2013년 11월까지이며, 분석 자료에 대해서는 전년 동월 대비 변동률로 변환하여 사용하였다. 분석대상 자료에 대한 기초통계량의 분석결과는 <표 3>에 제시하였다. 기초통계량의 분석결과에서 평균값은 주택가격이 농지가격(전·답)보다 대체적으로 높은 상승률을 기록하였으며, 또한 표준편차도 주택가격은 농지가격보다 높게 나타나 주택가격은 농지가격보다 변동성이 큰 것으로 분석되었다. 지역별 표준편차 값의 크기에 있어서는 경기도의 주택, 전북지역의 답, 경남지역의 주택가격 순으로 높게 나타났다.

〈표 3〉 기초통계량

변수	평균	중간값	최대값	최소값	표준편차	변이계수	Jarque-Bera	
경기	주택	3.59	0.98	25.88	-3.17	7.72	2.15	45.96(0.000)
	전	3.46	2.24	11.11	-3.43	3.33	0.96	0.41(0.811)
	답	3.33	1.98	11.09	-3.55	3.58	1.08	2.37(0.304)
강원	주택	2.86	1.77	15.06	-1.98	4.40	1.54	48.94(0.000)
	전	2.78	2.84	6.10	-0.80	1.92	0.69	2.69(0.259)
	답	2.86	3.04	6.57	-1.37	1.99	0.70	2.18(0.334)
충북	주택	4.37	3.10	16.15	-0.51	4.63	1.06	20.83(0.000)
	전	2.15	1.39	11.25	-1.26	2.68	1.25	128.51(0.000)
	답	1.80	1.24	9.86	-1.44	2.56	1.42	99.90(0.000)
충남	주택	2.37	0.97	8.90	-1.07	3.02	1.27	16.58(0.000)
	전	2.22	1.30	13.19	-3.27	3.42	1.54	57.96(0.000)
	답	2.08	1.26	13.04	-3.06	3.30	1.59	71.24(0.000)
전북	주택	4.53	3.67	13.91	-1.59	4.03	0.89	6.80(0.033)
	전	1.62	1.72	4.40	-2.25	1.53	0.94	5.49(0.064)
	답	3.17	1.75	25.61	-9.22	7.10	2.24	87.39(0.000)
전남	주택	2.79	2.28	10.46	-1.52	3.09	1.11	11.43(0.003)
	전	3.29	2.62	10.11	-1.47	2.75	0.84	9.76(0.007)
	답	2.86	2.40	8.40	-1.65	2.50	0.87	3.64(0.161)
경북	주택	2.98	3.28	8.73	-2.74	3.42	1.15	5.27(0.071)
	전	2.34	1.90	7.43	-2.39	2.31	0.99	2.36(0.306)
	답	2.44	1.76	7.15	-1.62	2.17	0.89	3.68(0.158)
경남	주택	4.35	0.89	22.10	-0.94	6.75	1.55	49.43(0.000)
	전	2.52	2.30	6.89	-1.50	1.80	0.71	0.47(0.788)
	답	3.27	2.31	7.80	-1.45	2.39	0.73	3.71(0.156)

주) ( )의 수치는 유의확률을 나타냄.

그리고 표준편차를 평균으로 나누어 계산한 변이계수는 전북지역의 답이 2.24, 경기지역의 주택가격이 2.15로 분석 대상 지역의 평균 1.17 보다 높게 나타났으며, 이들 지역은 자산가격의 변동성이 상대적으로 큰 것으로 파악되었다. 또한 정규분포의 여부를 파악할 수 있는 J-B (Jarque-Bera) 통계량을 살펴보면 주택가격의 경우는 정규분포를 한다는 귀무가설을 모두 기각하

여 정규분포를 취하지 않았으며, 경기 강원 경북 경남지역의 전답은 귀무가설을 기각하지 못해 정규분포를 하는 것으로 나타났다.

지역별 자산가격간의 관련성을 파악하기 위해 상관관계분석을 하였으며, 그 결과는 <표 4>에 제시하였다. 상관관계분석 결과에 의하면 각 지역별 전과 답은 상관관계가 높게 나타나 매우 밀접한 관련성이 있는 것으로 분석되었다. 한편 경

〈표 4〉 상관관계 분석

	경기				강원				충북				충남		
	주택	전	답		주택	전	답		주택	전	답		주택	전	답
경기	주택	1.00		강원	주택	1.00		충북	주택	1.00		충남	주택	1.00	
	전	0.67	1.00		전	-0.19	1.00		전	-0.02	1.00		전	-0.17	1.00
	답	0.73	0.99		1.00	답	-0.18		0.98	1.00	답		0.01	0.98	1.00
	전북				전남				경북				경남		
	주택	전	답		주택	전	답		주택	전	답		주택	전	답
전북	주택	1.00		전남	주택	1.00		경북	주택	1.00		경남	주택	1.00	
	전	-0.03	1.00		전	-0.25	1.00		전	0.25	1.00		전	-0.06	1.00
	답	0.01	0.74		1.00	답	-0.22		0.98	1.00	답		0.19	0.99	1.00

〈표 5〉 단위근 검정

변수	ADF		Phillips-Perron		
	수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수	
경기	주택	-2.57	-4.29	-2.25	-4.04
	전	-3.25	-3.74	-2.36	-3.91
	답	-2.96	-3.87	-2.16	-4.09
강원	주택	-3.19	-3.52	-1.38	-2.74
	전	-2.25	-3.70	-2.23	-6.44
	답	-2.77	-3.95	-2.41	-7.01
충북	주택	-2.79	-3.02	-1.12	-2.92
	전	-4.40	-4.15	-2.87	-4.84
	답	-3.64	-4.38	-2.33	-4.83
충남	주택	-2.62	-3.16	-1.88	-3.71
	전	-2.78	-3.88	-2.74	-5.12
	답	-3.00	-4.05	-2.83	-5.00
전북	주택	-2.45	-3.61	-1.12	-2.94
	전	-3.01	-3.31	-2.22	-5.46
	답	-3.37	-3.15	-2.33	-5.38
전남	주택	-1.81	-2.75	-0.75	-4.82
	전	-3.10	-4.46	-2.60	-7.97
	답	-3.03	-4.41	-2.51	-7.74
경북	주택	-2.05	-2.55	-1.30	-14.22
	전	-2.70	-3.80	-1.74	-4.37
	답	-2.54	-3.72	-1.73	-4.80
경남	주택	-2.30	-3.27	-2.52	-16.53
	전	-2.68	-3.93	-2.14	-6.58
	답	-2.62	-4.10	-2.14	-7.09

주) 검정식에는 절편과 추세치를 포함하였고, 1% 5%의 임계치는 각각 -3.50과 -2.89임



기지역의 경우에는 주택가격과 전·답 가격이 비교적 높은 상관관계가 있는 것으로 나타났지만, 다른 지역들에서는 주택가격과 전·답가격의 상관관계가 낮게 나타났을 뿐만 아니라 음(-)의 상관관계가 나타났다. 따라서 모든 지역에서 전·답 가격은 밀접한 관련이 있지만, 경기지역 외에는 주택가격과 전·답 가격은 관련성이 낮거나 없는 것으로 파악되었다.

그리고 분석 자료의 안정성에 대한 검정으로 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정<sup>3)</sup>과 PP(Phillips-Perron) 단위근 검정을 실시하였으며, 그 결과를 <표 5>에 제시하였다. 분석대상의 자료가 수준변수인 경우에는 단위근이 존재하여 불안정한 자료로 나타났지만 1차 차분한 자료는 안정적인 자료로 나타났다. 그리고 실증분석을 실시하기 전에 최적시차를 선정하기 위해 Akaike 정보기준(AIC)과 Schwarz 기준(SC)에 의해 최적시차는 2기로 선정하였다.

## 2. 인과관계 검정과 패널분석

### (1) 인과관계 검정

분석자료 간의 Granger 인과관계검정을 실시하였으며,<sup>4)</sup> Granger 인과관계 검정을 통한 인과관계의 존재 유무는 F=통계량의 값이 유의한 것으로 나타나면 두 변수 사이에 인과관계가 존재하는 것으로 판단하게 된다. Granger 인과관계검정은 식 (1)과 식 (2)에서와 같이 시계열 자료가 단위근이 존재하여 불안정한 자료로 밝혀짐에 따라 1차 차분을 하여 안정된 시계열 자료를 사용

하였다.

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_j \Delta X_{t-j} + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \mu_2 + \sum_{i=1}^p c_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^p d_j \Delta Y_{t-j} + \epsilon_{2t} \quad (2)$$

Granger 인과관계검정의 결과는 <표 6>에 제시하였다. 인과관계검정 결과를 살펴보면 경기지역과 강원지역과 전북지역은 전(밭)의 가격이 답(논)의 가격에 대해 일방향으로 인과관계가 존재하는 것으로 나타났으며, 충남지역의 경우에는 답이 전 가격에 대해 일방향으로 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 한편 경북지역의 경우는 주택가격과 답 가격 사이에 양방향으로 인과관계가 존재하였으며, 또한 전과 답 가격 사이에도 양방향으로 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 인과관계검정의 결과는 지역에 따라 전 가격이 답 가격에 대해서나 답 가격이 전 가격에 대해 서로 영향을 미치고 있지만, 주택가격과 농지가격(전·답 가격) 간에는 영향을 미치지 않는 것으로 파악된다.

이에 따라 앞의 상관관계 분석결과에서 주택가격과 농지가격(전·답 가격)은 일부지역을 제외한 대부분의 지역에서 상관관계가 낮거나 혹은 음(-)으로 나타난 것과 유사하게 인과관계검정의 결과에서도 경북지역 외의 다른 지역들에서는 주택가격과 농지가격(전·답 가격)은 인과관계가 존재하지 않았다. 그러므로 <표 3>의 기초통계량의 분석에서 주택가격과 농지가격의 평균값을 비

3) Dickey, D. A. and W. A. Fuller. "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a unit Root", Journal of the American Statistical Association, 74, 1979, pp.427-431.

4) C. Granger, "Investigating causal relations by economic models and cross spectral methods", Econometrica, 37, No. 3(July), 1969, pp.424-438.

〈표 6〉 Granger 인과관계 검정

귀무가설			시차(lags)=2	
			F-통계량	p-value
경 기	주택	↔ 전	0.6595	0.5196
	전	↔ 주택	1.0327	0.3604
	주택	↔ 답	0.2810	0.7556
	답	↔ 주택	0.9998	0.3721
	답	↔ 전	2.3283	0.1035
	전	↔ 답	3.0803***	0.0509
강 원	주택	↔ 전	0.2811	0.7555
	전	↔ 주택	0.3237	0.7243
	주택	↔ 답	0.0400	0.9607
	답	↔ 주택	0.2295	0.7953
	답	↔ 전	1.2476	0.2922
	전	↔ 답	3.2212**	0.0447
충 북	주택	↔ 전	0.0256	0.9747
	전	↔ 주택	1.0570	0.3519
	주택	↔ 답	0.1624	0.8503
	답	↔ 주택	0.6757	0.5114
	답	↔ 전	0.6689	0.5148
	전	↔ 답	0.8490	0.4313
충 남	주택	↔ 전	0.1224	0.8848
	전	↔ 주택	0.9125	0.1538
	주택	↔ 답	0.0073	0.9926
	답	↔ 주택	2.2460	0.1119
	답	↔ 전	4.1700**	0.0186
	전	↔ 답	1.8754	0.1594
전 북	주택	↔ 전	0.3702	0.6916
	전	↔ 주택	0.2171	0.8052
	주택	↔ 답	0.7713	0.4655
	답	↔ 주택	0.6867	0.5059
	답	↔ 전	0.0683	0.9339
	전	↔ 답	3.0065***	0.0546
전 남	주택	↔ 전	1.0290	0.3616
	전	↔ 주택	0.3358	0.7156
	주택	↔ 답	1.0635	0.3496
	답	↔ 주택	0.2685	0.7651
	답	↔ 전	0.0330	0.9675
	전	↔ 답	0.0272	0.9731

귀무가설			시차(lags)=2	
			F-통계량	p-value
경 북	주택	↔ 전	1.9855	0.1434
	전	↔ 주택	1.5163	0.2252
	주택	↔ 답	3.1450**	0.0480
	답	↔ 주택	2.5403***	0.0846
	답	↔ 전	2.5462***	0.0842
	전	↔ 답	4.4515**	0.0144
	주택	↔ 전	0.0627	0.9392
	전	↔ 주택	0.3686	0.6927
	주택	↔ 답	0.3406	0.7122
	답	↔ 주택	0.4588	0.6335
	답	↔ 전	0.1479	0.8627
	전	↔ 답	0.6696	0.5145

주) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 5% 10% 유의수준에서 귀무가설의 기각을 나타냄

교하였을 때 대부분의 지역은 주택가격이 농지가 격보다 높게 상승한 것을 감안할 때 주택가격과 농지가격은 이질적인 성격을 갖고 있으므로 자산 가격의 형성이 다르게 이루어지는 것으로 판단된다.

(2) 패널분석

패널분석은 분석 자료의 시계열이 짧기 때문에 시계열분석을 하는데 제한적인 경우에 표본의 크기를 늘려서 분석할 수 있다. 패널자료는 일정 시점의 표본값이라는 측면에서 횡단면 자료이나 시간에 따른 표본값의 변화를 고려할 수 있다는 점에서 시계열 자료의 특성도 갖고 있으므로 횡 단면 자료와 시계열 자료의 특성을 모두 가지고 있다. 농지가격을 분석하기 위해서는 농가소득과 관련한 자료가 연간 자료인 관계로 시계열분석을 하는데 짧지만, 지역별 패널자료를 구축하여 표 본의 크기를 늘리면 분석이 가능해 질 수 있다. 이에 따라 횡단면 자료와 시계열 자료를 결합 (pooling)한 형태로 패널분석을 실시하였다.

패널분석 자료의 기간은 2005~2012년이고, 자료의 대상은 8개 도의 농지(전·답)가격과 농업소득(농작물 재배로 얻어지는 소득), 농외소득(농산물가공업·농업서비스업 등의 겸업소득, 재산소득, 품삯, 연금 등), 물가상승률 등으로 구성된다. 자료의 출처는 국토해양부와 통계청에서 제공하는 자료이다. 본 연구에서의 표본은 패널 자료를 pooled data로 구성하면 표본의 크기가 64개로 늘어나게 됨에 따라 표본의 크기는 64개이다.

농지가격과 주요 경제변수들과의 관계를 분석하기 위해 횡단면 자료와 시계열 자료를 결합한 패널방정식은 식 (3)으로 표현된다.

$$Y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it} \quad (3)$$

여기서 Y와 X는 횡단면 자료와 시계열 자료가 결합된 종속변수와 독립변수이다. i는 지역별 패널개체를 나타내며, t는 시간을 나타낸다. 잔차항은  $u_{it} = u_i + v_{it}$ 인데  $u_i$ 가 확률분포를 하지 않고 고정된 모수값을 가지면 고정효과모형(fixed effect model)이며,  $u_i$ 가 IID(0,  $\sigma_u$ )의 분포를 갖는 임의변수이면 확률효과모형(random effect model)이 된다.

fixed effect model과 random effect model을 사용하여 추정한 후 어느 모형이 더 적합한지 Hausman 검정을 실시하여 판단하였다. Hausman 검정 결과, 전의 가격과 답의 가격을 종속변수로 설정한 모형에서 각각  $p>0.53$ ,  $p>0.31$ 로 나타나 귀무가설을 기각하지 못하여 확률효과 모형이 적합한 것으로 파악되었다.

전(밭)과 답(논)의 가격을 종속변수로 하고 농업소득, 농외소득, 물가를 설명변수로 한 농지가격의 형성 요인에 대한 패널분석 결과는 <표 7>과 <표

8>에 제시하였다. 패널분석 결과에서 농작물의 재배로 얻게 되는 농업소득은 전과 답의 가격에 미치는 추정계수의 값이 각각 -0.059, -0.048로 나타나 음(-)의 영향을 미치는 것으로 파악되었지만, 한편 농외소득은 전과 답의 가격에 미치는 추정계수의 값이 0.207과 0.243으로 나타나 농외소득은 농지가격에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 그리고 물가의 경우에는 전과 답의 가격에 미치는 추정계수의 값이 유의미한 것으로 나타나지 않아 물가는 농지가격에 대해 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 파악되었다.

이러한 분석결과는 농가소득에서 농업소득은 감소하고 있는 대신에 농외소득의 비중이 증가하고 있는 영향에 따른 것으로 파악됨에 따라 농민들이 농업경영활동을 통해 얻게 되는 농업소득을 기반으로 하여서는 농지매입을 통해 영농규모를 확대하는 것이 매우 제한적인 것으로 판단된다.

<표 7> 전(밭) 패널분석 결과

	전(밭) 가격	
	Random Effect	
	Parameter Estimate	t-value
상 수 항	3.155	9.72(0.00)
농업소득	-0.059	-3.47(0.00)
농외소득	0.207	8.15(0.00)
물 가	0.001	0.08(0.93)
R <sup>2</sup> =0.63		

<표 8> 답(논) 패널분석 결과

	답(논) 가격	
	Random Effect	
	Parameter Estimate	t-value
상 수 항	2.703	6.90(0.00)
농업소득	-0.048	-2.31(0.02)
농외소득	0.243	7.92(0.00)
물 가	0.015	1.00(0.32)
R <sup>2</sup> =0.60		

## V. 결과 및 시사점

본 연구는 우리나라의 경우에 도시와 농촌 주민들 모두 자산보유형태에서 부동산을 보유하고 있는 비중이 높지만, 도시민은 자산대비 주택의 비중이 높은 반면에 농민은 자산으로서 농지를 보유하고 있는 비중이 높으므로 도·농간의 자산 보유 유형이 상이한 관계로 주택가격과 농지가격의 차별성, 그리고 농지가격은 어떤 요인에 의해 영향을 받고 있는지 분석하였다.

채광석(2007), 권오상(2008) 등의 농지가격 결정요인에 관한 선행연구들은 농업 진흥지역과 개발예정지를 독립변수로 사용하여 분석 하였지만, 본 연구에서는 농지가격 형성요인의 독립변수로 농민의 소득을 농업소득과 농외소득으로 구분하여 농업소득이 농지가격에 영향을 미치는지 아니면 농외소득이 농지가격에 영향을 미치는지 분석하였으며, 그리고 경제변수로는 물가상승률을 사용하였다.

본 연구의 분석에 의하면 먼저 상관관계분석 결과에서 농지를 유형별로 구분한 전(밭)·답(논) 간에는 관련성이 아주 높지만, 전(밭)·답(논)과 주택가격은 관련성이 낮은 것으로 분석되었다. 또한 인과관계검정에서도 대부분의 지역에서 전(밭)이 답(논)의 가격에 영향을 미치거나 답(논)이 전(밭)의 가격에 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 그리고 농지가격의 형성요인에 대한 패널분석의 결과에 의하면 농외소득은 농지가격에 대해 비교적 큰 영향을 미치는 것으로 분석된 반면에 농업소득은 농지가격에 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었으며, 물가의 경우에도 농지가격에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다.

이에 따라 본 연구의 분석결과를 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, 주택가격과 농지가격은 차별적인 것으로 분석됨에 따라 주택가격과 농지가격은 달리 움직이는 것으로 파악된 반면에 농지를 유형별로 구분한 전(밭)·답(논)의 가격 간에는 동조화 현상이 뚜렷한 것으로 파악되었다. 둘째, 농지가격은 농외소득에 의해 비교적 큰 영향을 받고 있는 것으로 분석되었는데, 이는 농민들이 농업경영활동을 통해 얻게 되는 영농소득을 기반으로 해서 농지규모를 확대하는 것은 매우 제한적인 것으로 판단된다.

본 연구의 시사점으로 도시의 주택가격과 농지가격은 차별적인 것으로 분석됨에 따라 지금까지 도시의 주택가격이 농지가격보다 더 크게 상승한 점을 감안할 때 도시와 농촌간 자산가격의 격차는 더욱 심화될 것으로 판단되며, 또한 오늘날 농민들이 영농활동을 통해 얻게 되는 수익성이 떨어지고 있으므로 농업소득에 의해 농지를 매입하여 경작규모를 확대하는 것은 매우 제한적일 것으로 보인다. 그러므로 앞으로 도시와 농촌 주민들 사이에 자산가치의 격차가 확대될 것이므로 도·농간의 균형성장을 위한 노력이 필요할 것으로 판단된다.

논문접수일 : 2014년 2월 28일

논문심사일 : 2014년 3월 17일

게재확정일 : 2014년 5월 23일

## 참고문헌

1. 권오상, “농지가격의 지역별·농지유형별 변동형태 분석”, 「농업경제연구」, 49권 제3호, 한국농업경제학회, 2008, pp.53-76
2. 이영수, “주택가격과 물가의 동학: 한국의 경험”, 「부동산학연구」, 제18집 제4호, 한국부동산분석학회, 2012, pp.55-72
3. 이정환·조재환, “농지가격의 결정요인과 요인별 영향력-현재가치이론 검정과 충격 반응 분석”, 농촌경제, 제19권 제1호, 농촌 경제연구원, 1996, pp.1-15
4. 이준희·송준혁, “자산가격 결정모형을 이용한 우리나라 주택가격 분석”, 「한국개발연구」, 제29권 1호, 한국개발연구원, 2007, pp.113-136
5. 여창환·조덕호, “농지연금제도 정립을 위한 농지가격 장기예측 방안 연구”, 「한국지역개발학회지」, 제22권 제3호, 한국지역개발학회, 2010, pp.63-79
6. 채광석·이태호·김관수, “시대별 농지가격에 영향을 미치는 요인들의 인과성 분석-도시근교지역과 평야지역을 중심으로-” 「농업경제연구」, 제46권 제4호, 한국농업 경제학회, 2005, pp.47-66
7. 채광석, “농지가격 변동요인에 관한 실증연구”, 「농업경제연구」, 제48권 제3호, 한국농업 경제학회, 2007, pp.91-108
8. Barry Falk. “Formally Testing the Present Value Model of Farmland Prices”, American Journal of Agricultural Economics, vol.73, 1991, pp.1-10
9. C. Granger, “Investigating causal relations by economic models and cross spectral methods”, *Econometrica* 37, No. 3(July), 1969, pp.424-438
10. Dickey, D. A. and W. A. Fuller. “Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, pp.427-431.
11. Fama E. and G. Schwert, “Asset Returns and Inflation”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, 1977, pp.115-146
12. Julian M. Alston, “An Analysis of Growth of U.S. Farmland Prices”, 1963-82”, *American Journal of Agricultural Economics*, vol.68, 1986. pp.1-9