

농지연금 도입에 따른 지역별 농지가격의 변동형태 분석 -경기도와 경상북도 지역을 대상으로-

임대봉* · 조덕호**

요약: 본 연구의 목적은 경제변수가 경기도와 경상북도 지역의 농지가격에 어떤 영향을 미치는지 분석하며, 이를 통해 지역별 농지가격의 변동형태를 분석하여 농지연금 가입에 대한 시사점을 제시한다. 농지연금은 농촌의 고령농이 소유한 농지를 담보로 하여 연금형식으로 수령하는 제도로서 연금의 수령액은 농지의 담보가치가 높을수록 더 많이 받게 된다. 분석방법으로는 기초통계량, 그랜저 인과관계검정, 충격반응분석, GARCH 모형 등의 순으로 살펴보았다. 분석결과에 의하면 Granger 인과관계와 충격반응분석 및 GARCH 모형을 통한 분석에서 실물경기 지표인 산업생산지수의 동향이 농지가격의 변동에 직접적으로 가장 유의한 영향을 미치는 반면, 금리와 물가 등의 영향은 미미한 것으로 나타났다. 또한 경기도 지역의 농지가격은 산업생산지수에 의한 영향이 경상북도 지역보다 큰 것으로 분석되었다. 이에 따라 경기도의 농지가격은 향후 경상북도 보다 높게 상승할 것으로 예측되어 경기도의 농지연금 가입률은 경상북도 지역보다 낮을 것으로 보이며, 반면에 경상북도 지역의 농지연금 가입률은 경기도 보다 높을 것으로 판단된다.

주요어: 농지연금, 농지가격, 산업생산지수, 경제변수

1. 서론

오늘날 우리나라 농촌은 영농인구의 노령화로 인해 영농을 통한 생산성이 저하되고 있다. 이에 따라 농촌의 고령농들이 안정적인 노후생활을 영위할 수 있도록 농촌형 역모기지(farmland reverse mortgage)인 농지연금제도를 2011년에 시행한다. 농지연금은 65세 이상의 고령농이 소유하고 있는 농지를 담보로 하여 노후 생활자금을 사망시점까지 일정 기간 마다 연금형식으로 지급받아 안정적인 노후생

활을 영위할 수 있는 제도이다. 이 제도는 영농의 의사가 있는 경우에 자경을 할 수 있을 뿐만 아니라 영농의 의사가 없는 경우에도 소유권을 유지하면서 농지를 임대할 수 있어 고령농에게 긍정적인 측면이 있다. 농지연금을 제공한 금융기관은 농지연금에 가입한 고령농과 그 배우자가 사망 시 농지를 처분하여 이자와 원금을 고려한 연금액을 상환 받는 방식이며, 공적기관이 농지연금의 손실금에 대해 보증을 서게 된다.

우리나라는 지난 1960년대 이후부터 약 40년 동안 농업중심에서 산업사회로 급변하는 과정 속에 도시

이 논문은 2008년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(KRF-2008-322-B00034).

* 대구대학교 연구원

** 대구대학교 행정학과 교수

화가 진행되면서 인구의 도시집중화 현상을 초래하여 농지가격이 수도권과 비수도권 지역 간에 상이하게 상승하였다. 이러한 현상은 수도권의 농지는 도시로의 인구유입에 따른 과밀화로 개발수요에 대한 기대감이 높았던 반면, 비수도권 지역의 농지는 영농외에 비교적 사용이 제한적인 영향 때문으로 보인다. 이에 따라 본 연구에서는 경제변수들과 지역별 농지가격의 관련성에 대한 분석결과를 바탕으로 농지연금 가입에 대한 시사점을 제시하고자 한다.

농지가격에 관련한 주요 선행연구를 살펴보면, 이상경(2003)은 서울의 주택시장이 지방의 주택시장에 대한 가격과 변동성의 이전효과(spillover effect)를 규명하기 위해 GARCH(1,1)모형과 EGARCH(1,1)모형을 활용하여 분석한 결과에 의하면 서울 강남지역의 주택가격이 1% 상승하면 수도권인 수원과 부산지역은 각각 0.43%와 0.36% 상승한다고 밝혔다. 채광석외 3인(2005)은 Granger 인과성 검정결과를 통해 도시근교지역과 평야지역 모두 농업수익인 미곡수입이 농지가격 변화의 원인변수가 된다고 밝혔으며, 또한 농지가격과 임차료의 관계에서 도시근교지역의 경우에는 농지가격이 임차료의 원인변수인 반면, 평야지역은 임차료가 농지가격의 원인변수로 작용한다고 주장하였다. 이희숙(2007)은 농촌형 역모기지제도는 농촌노인의 경제적 향상은 물론 농업구조 개선에도 공헌할 수 있는 관계로 이 제도에 대한 홍보의 강화, 그리고 농지와 주택을 결합한 농지연금의 필요성을 제시하였다. 채광석(2007)은 농지의 생산성과 사회경제적 요인 및 행정적 요인 등을 고려하여 농지가격을 분석한 결과에서 비농업수익가치가 높은 지역은 농업수익 요인에 의한 농지가격변화율이 낮고, 또한 금리상승은 농지가격의 하락요인으로 작용하게 되며, 그리고 농업진흥지역 밖이나 개발예정지와 같은 개발가능성이 높은 지역은 상대적으로 농지가격이 높게 나타났다고 밝혔다. 권오상(2008)은 농업 외적요인인 환경변화에 따라 농지의 전용수요가 높은 지역은 농지가격이 크게 상승하였다고 주장하였는데, 이는 개발기회에 대한 기대감의 영향으로 인해

농지가격이 상승하기 때문에 지역 간의 농가자산 가치가 커진다고 강조하였다.

국외연구로 Belongia(1985)는 농지가격은 경제변수 가운데 이자율에 영향 받는 것이 아니라 물가상승률에 의해 영향을 받는다고 분석하였으며, 또한 Just and Miranowski(1993)는 농지가격의 주요 변동요인으로 물가상승률, 저축률, 거래비용, 세금 등이 작용한다고 강조하였다. Barry Falk and Bong-Soo Lee(1998)는 벡터자기회귀모형을 통해 농지의 시계열 자료를 분석한 결과, 단기에서는 수익의 현재가치와 농지가격 간에 괴리가 존재하지만, 장기에서는 두 가격 간에 수렴한다고 분석하였다. 한편 Jason Henderson(2008)은 미국의 농지가격은 2007년도에 생산비용과 농작물가치가 안정되었음에도 불구하고 급등하였는데 이러한 농지가격의 상승요인은 세계 경제성장률과 달러화의 약세라고 밝혔으며, 또한 농지가격 상승은 농가 자산가치의 상승요인으로 작용한다고 주장하였다.

이와 같이 농지가격과 관련한 기존 국내연구의 대부분은 개발수요, 도시지역과의 접근성, 용도지역, 농업수익 등이 농지가격에 미치는 분석으로 이루어져 왔다. 본 연구에서는 농지의 수요측 요인인 경제변수들도 농지가격의 변동요인으로 작용할 것으로 보임에 따라 경제변수가 농지가격에 어느 정도 설명력을 가지는지 분석할 필요성이 있다고 판단된다. 이러한 분석을 통해 농지가격과 경제변수들의 관련성을 파악할 수 있는 것은 물론 경제변수들이 농지가격에 미치는 영향을 파악할 수도 있다.

이에 따라 본 연구에서는 수도권인 경기도 지역과 상대적으로 영농규모가 컸고 농사 외에는 사용이 제한적인 경상북도 지역의 전·답 가격지수와 주요 경제변수가 어떤 구조를 갖고 있는가에 대해서 분석하고자 한다. 이러한 연구결과를 바탕으로 향후에 농지연금에서 요구되는 농지가격의 계량적 전망과 농지연금의 지역별 가입률에 대한 예측이 가능할 것으로 판단한다. 본 연구의 구성은 제1장 서론에 이어 제2장에서는 농지연금과 농지가격의 추이를 살펴 본 후

에 제3장에서 인과관계분석, 충격반응분석, GARCH 모형 등을 통해 농지가격과 경제변수들의 관련성과 영향에 대한 실증분석을 하여 농지가격의 변동요인을 밝혀보고자 하며, 그리고 마지막으로 제4장에서 분석결과들을 통해 농지연금 가입에 대한 시사점을 제시하고자 한다.

2. 농지연금과 농지가격

1) 농지연금제도

농지연금제도는 농촌의 고령농이 소유하고 있는 농지를 담보로 하여 매월 일정금액씩 평생 동안 연금 형태로 지급하므로 농촌 노인들은 부족한 소득을 메울 수 있어 생활안정을 도모할 수 있다. 농지연금의 가입자격은 부부 모두 만 65세 이상의 노인이 신청할 수 있고, 영농경력도 5년 이상이어야 한다. 그리고 소유하고 있는 농지의 총 면적도 3만²m²(9,090평) 이하로 제약하고 있다. 농지연금은 주택연금과 달리 담보 농지를 경작하거나 임대도 할 수 있어 고령농에게 긍정적인 측면이 있으며, 그리고 농지연금에 가입한 고령농이 사망하면 그 배우자에게 연금이 지급된다. 농

지연금의 상환액은 부부 모두 사망한 후에 담보농지를 처분하여 농지연금을 회수하고도 남는 금액이 있게 되면 상속인에게 돌려주고, 연금 상환액이 부족한 경우에는 보증을 선 정부기관에서 손실을 떠안게 된다.

농지연금의 수령액은 가입시점의 농지의 담보가치에 상응하는 금액에 의해 결정되기 때문에 농지가격이 높을수록 많은 연금을 받고, 농지가격이 낮으면 적은 금액을 받게 됨으로 농지가격은 농지연금에서 중요한 변수로 작용한다. 이를 구체적으로 살펴보면 농지연금 대출액과 이자를 합한 대출잔액은 시간이 지나면서 증가하게 되고, 농지가격도 상승하는 것으로 고려한다. 하지만 농지연금이 종료되는 시점에서의 대출잔액인 연금의 미래가치가 농지가격을 상회하여 연금의 미래가치가 농지가격보다 클 위험성이 있다. 이러한 위험성은 취급시점(현재)에 예상한 미래시점의 실제 농지가격이 낮아져 농지연금의 대출잔액이 농지가치를 초과하여 손실을 보게 되는데, 이 손실액에 대해서는 농지연금의 대출보증기관이 손실을 보전하게 된다. 이를 그림 1을 통해서 보면 대출잔액이 농지가격을 초과하는 Cross over시점이 A점에서 B점으로 이동하게 된다.

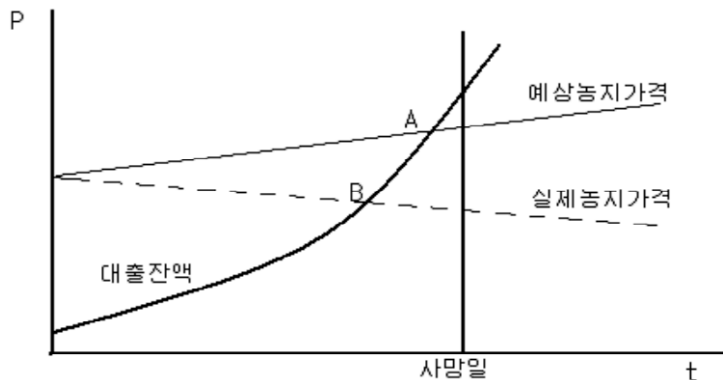


그림 1. 농지연금 리스크

2) 농지가격 및 경제변수 추이

(1) 농지가격 추이

농지가격의 자료수집이 가능한 2005년 1월부터 2010년 2월까지 경기도와 경상북도의 농지가격지수 추이를 그림 2에 제시하였다. 경기도와 경상북도의 농지가격지수 추이는 글로벌 금융위기 시에 경기침체의 영향으로 2008년 하반기부터 2009년 상반기에 하락세를 나타낸 기간을 제외하면 지속적으로 상승

하였다. 지역별로는 경기도와 경상북도 전·답 모두 아주 유사한 변동형태를 보여 왔으나, 수도권인 경기도의 농지가격은 경상북도 지역보다 가파르게 상승세를 나타낸 것이 특징적인 현상이다. 표 2에서 수도권인 경기도와 비수도권인 경상북도의 농지면적 추이를 보면 경기도와 경상북도 모두 해마다 농지면적이 감소하고 있다. 경상북도 지역의 농지면적은 2006년 대비 2009년 -2.6% 감소하였지만, 경기도 지역은 -5.2% 감소하여 경상북도에 비해 배 이상 감소한 것

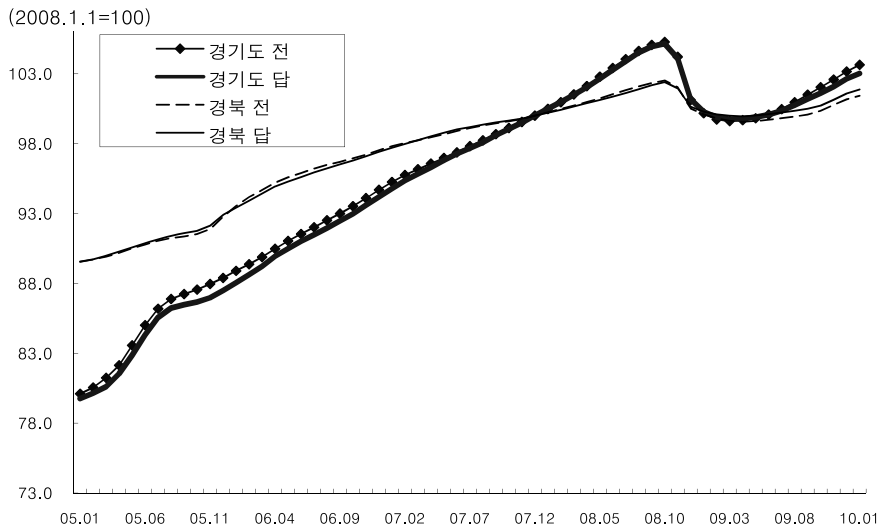


그림 2. 농지가격지수 추이

자료: 국토해양부

표 2. 농지면적 추이

(단위: ha)

년도	경기도			경상북도		
	답(논)	전(밭)	계	답(논)	전(밭)	계
2006	111,004	82,624	193,628	151,855	134,379	286,234
2007	108,334	82,174	190,508(-1.6%)	150,028	134,208	284,236(-0.7%)
2008	105,936	81,915	187,851(-1.4%)	146,486	134,082	280,568(-1.3%)
2009	103,939	79,527	183,466(-2.3%)	144,150	134,515	278,665(-0.7%)

주: ()는 전년대비 변화율임.

자료: 농림수산물부

으로 나타났다. 이와 같은 현상은 수도권외의 경우 인구교외화로 인한 신도시개발, 대규모 주택단지 조성 등에 따른 영향으로 보인다.

(2) 경제변수 추이

농지는 공급이 극히 제한적인 불증성의 특징을 가지고 있기 때문에 희소성이 있는 자산이다. 따라서 농지가격은 농지의 수요측 요인인 금리, 통화량, 물가상승률, 산업생산지수 등의 경제변수들에 의해 영향을 받게 될 것으로 보인다. 먼저 금리의 경우는 차입(leverage)을 통해 농지를 매입하는 경우에 자금조달비용의 기능을 하게 되는데, 금리가 하락하면 농지매입에 따른 금융비용이 줄어들어 농지매입을 보다 용이하게 한다. 통화량은 금융의 양적완화정책에 따라 과잉유동성 현상이 발생하면 부동산가격이 증가하게 되고, 이 부동산가격이 농지시장으로 유입되어 농지가격 상승을 초래하게 된다. 또한 물가의 경우에도 물가가 상승하면 화폐의 구매력 저하를 야기하므로 금융자산의 보유보다 상대적으로 안전한 실물자산인 농지소유를 선호하게 됨에 따라 농지가격이 상승하

게 된다. 그리고 경제성장의 대응변수로 사용한 산업생산지수는 동 지수가 개선되면 유동성이 증가하게 되고, 이렇게 증가한 유동성이 농지시장으로 유입되면 농지가격에 영향을 미치기 때문에 산업생산지수와 농지가격은 밀접한 관련이 있게 된다.

그림 3에서 경제변수들의 추이를 보면 CD금리의 경우에 2000년대부터 비교적 장기간에 걸쳐 저금리 상태를 유지해 왔지만, 2008년 하반기부터 글로벌 금융위기의 영향으로 경기침체를 겪게 되어 통화당국은 경기부양을 위해 정책금리인 기준금리 인하조치를 취하면서 CD금리가 급격히 하락하였다. 이러한 저금리는 차입을 통해 농지를 매입하는데 있어 금융비용이 줄어들게 되기 때문에 금리와 농지가격은 관계가 있게 된다. 또한 화폐의 구매력에 영향을 미치는 소비자물가는 2005년부터 2007년 중반까지 안정세를 나타낸 이후, 2007년 하반기에 상승세를 나타냈으나 2008년 하반기부터는 다시 하향 안정세를 유지하였다. 그리고 통화량(M2: 광의통화)의 추이는 2005년 이후 완만한 증가세를 나타낸 가운데, 글로벌 금융위기 시에는 제한적으로 하락한 이후 다시 증가세

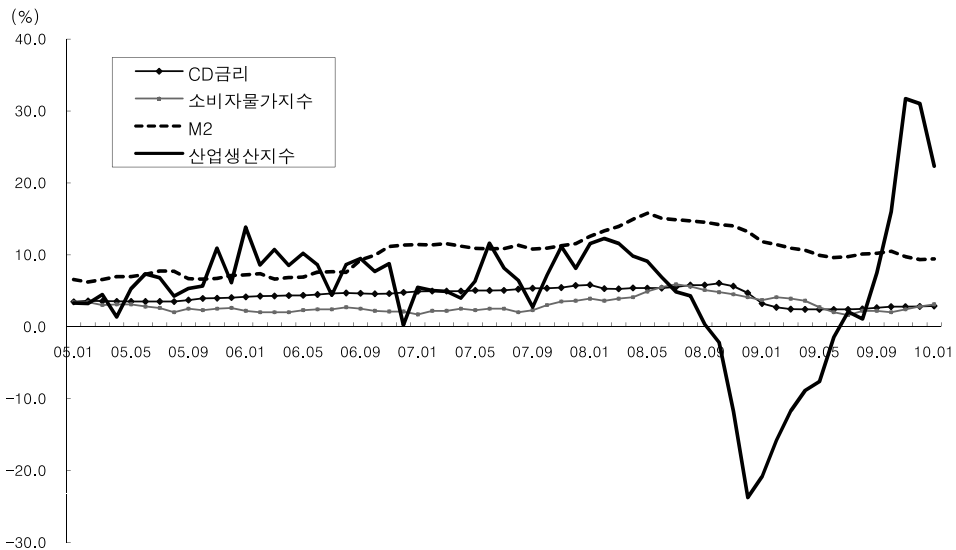


그림 3. 경제변수의 추이

자료: 한국은행

가 지속되었다. 산업생산지수는 2005년부터 비교적 꾸준한 성장세를 나타냈으나 2008년 하반기부터는 글로벌 금융위기의 영향으로 급격히 경기가 침체한 후 2009년 중반부터 기저효과의 영향으로 V자 형태로 급속히 회복세를 나타냈다.

3. 실증분석

1) 기초통계량 및 자료의 검정

농지가격과 경제변수의 관계를 통해 농지가격의 변동형태를 분석하기 위해 농지가격은 국토해양부에서 발표하는 농지 가격지수를 사용하였으며, 분석대상으로는 수도권인 경기도 지역과 비수도권이면서 농지면적이 상대적으로 넓은 경상북도 지역을 대상으로 하였다. 주요 경제변수로는 주택담보대출의 기준금리로 작용하는 CD금리, 소비자물가지수(CPI), 유동성 지표인 M2(광의통화 평잔), 경기지표인 산업생산지수(IPI) 등의 자료를 사용하였으며, 이 자료들에 대해 로그(log)값을 취해 사용하였다. 분석기간은 농지 가격지수의 자료수집이 가능한 2005년 1월 ~2010년 2월까지로 하였다.

먼저 분석 자료에 대한 기초통계량을 분석한 결과는 표 3에 제시하였다. 기초통계량 분석결과에 의하면 표준편차는 경기도 지역의 농지가격이 경상북도 지역보다 높은 것으로 분석되어 경기도의 농지가격은 과거 시계열 추이의 편차가 큰 것으로 밝혀졌고, 경제변수 가운데에는 CD금리와 소비자물가지수(CPI)의 표준편차가 큰 것으로 나타났다. 그리고 각 시계열에 대한 정규성을 검정하기 위한 Jarque-Bera test¹⁾ 결과에 의하면 경기도와 경상북도 지역의 농지가격은 5% 유의수준에서 정규분포 한다는 가설을 기각하여 정규분포 하지 않는 반면, 경제변수인 CD금리, 소비자물가, 광의통화(M2), 산업생산지수 등은 5% 유의수준에서 정규분포 하는 것으로 분석되었다.

분석 자료의 안정성(stationary) 유무를 검정하기 위하여 ADF(augmented Dickey-Fuller)단위근검정과 PP(Phillips-Perron)단위근검정을 실시하였으며, 이 검정에 사용한 검정 식은 아래의 (1)식 (2)식과 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{1}$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_t + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

위의 ADF 검정식은 설명변수에 차분변수의 과거 시차항(lagged differences)을 회귀식에 포함함으로

표 3. 기초통계량

변수		평균	중간값	최대값	최소값	표준편차	Jarque-Bera
경기	전	4.5600	4.5852	4.6566	4.3832	0.0749	6.4470(0.0398)
	답	4.5562	4.5836	4.6554	4.3789	0.0774	6.5120(0.0385)
경북	전	4.5795	4.5971	4.6300	4.4946	0.0404	8.1657(0.0168)
	답	4.5801	4.5979	4.6289	4.4949	0.0407	7.8532(0.0197)
CD금리		1.4071	1.4849	1.7967	0.8796	0.2798	5.6194(0.0602)
CPI		1.0439	0.9555	1.7749	0.4700	0.3150	4.0717(0.1305)
M2		14.0181	14.0005	14.2807	13.7749	0.1610	5.0161(0.0814)
IPI		4.7239	4.7265	4.8970	4.5633	0.0922	3.4736(0.1760)

주: 각 자료에 대해 로그(log)값을 취해 사용한 결과임.

()의 수치는 유의확률을 나타냄.

표 4. 단위근 검정

변수		ADF		Phillips-Perron	
		수준변수	1차 차분변수	수준변수	1차 차분변수
경기	전	-2.2584	-3.3307**	-1.8486	-3.3984*
	답	-2.0500	-3.4885**	-1.5288	-3.4947*
경북	전	-1.6314	-3.6110**	-1.1249	-3.4781*
	답	-1.8073	-3.7174**	-1.0867	-3.5606*
CD금리		-1.6542	-3.7938**	-1.4141	-3.7050*
CPI		-1.9629	-4.2758*	-1.8304	-5.6740**
M2		-2.2940	-5.0832*	-2.3461	-5.0873**
IPI		-1.8483	-6.2017*	-2.1769	-6.2017**

주: 검정식에는 절편과 추세치를 포함하였고, *, **는 각각 5% 1%임계치를 나타냄.

오차항의 계열상관(serial correlation)을 제거한 검정이며, Phillips-Perron 검정은 시차를 갖는 차분값을 포함하지 않고 계열상관을 고려한 검정 방법이다. 표 4에서 분석변수들의 단위근 검정결과에 의하면 단위근이 존재하여 불안정한 시계열로 나타났다.

분석 시계열이 단위근을 갖는 불안정한 자료로 나타났지만, 변수들 간 장기 안정적인 관계의 유무를 검정하기 위해서 Johansen 공적분검정을 시행하였다.²⁾ Johansen 공적분검정(1988)은 개별 변수들은 불안정하지만 불안정한 두개 이상의 시계열 간에 장기적인 균형관계 존재 여부를 검정하는 방법이다. Johansen검정은 먼저 I(1)변수들이 k차의 벡터자기회귀과정(vector autoregressive process)을 기초로 하여 공적분관계를 검정하며, 아래 식 (3)으로 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \Pi_2 Y_{t-2} + \dots + \Pi_k Y_{t-k} + \mu + \varepsilon_t, (t=1, \dots, T) \quad (3)$$

여기서 $\varepsilon_t, \dots, \varepsilon_T$ 는 $IN_p(0, \Lambda)$ 으로 평균이 0이고 분산이 Λ 인 정규분포를 한다. 단위근 검정에서 불안정한 자료로 밝혀져 1차 차분 형태로 변환시켜 오차수정항(ΠY_{t-k})이 포함된 벡터오차수정모형(VECM)방정식 식 (4)가 도출된다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta Y_{t-k} + \Pi Y_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \\ &= \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-k} + \mu + \varepsilon_t, (t=1, \dots, T) \\ \Gamma_i &= -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i), (i=1, \dots, k-1) \\ \Pi &= -(I - \Pi_1 - \Pi_k) \end{aligned} \quad (4)$$

공적분 검정은 위의 식 (5)에서 ΠX_{t-k} 의 Π 를 통해 변수들 간의 장기 안정적인 관계를 분석할 수 있으며, 행렬 Π 의 계수(rank)는 알려진 값이 아니므로 특성근(eigenvalue)의 값을 기초로 하여 식 (5)의 검정 통계량을 이용한다.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

공적분검정 결과는 표 5에 제시하였다. 공적분 검정결과에 의하면 경기도 및 경상북도의 농지가격지수와 CD금리, M2, CPI, IPI지수는 5% 유의수준에서 공적분관계가 존재하여 장기 안정적인 관계가 있는 것으로 분석되었다. 그리고 표 6의 경제변수 시계열들 간 공적분 검정결과에서도 5% 유의수준에서 공적분관계가 있는 것으로 밝혀졌다.

표 5. Johansen 공적분 검정

구분	특성근	우도비	5%임계치	1%임계치	Hypothesized No. of CE(s)
경기도 전	0.44	93.28	68.52	76.07	None**
CD	0.37	59.55	47.21	54.46	At most 1**
M2	0.28	31.94	29.68	35.65	At most 2*
CPI	0.18	12.28	15.41	20.04	At most 3
IPI	0.00	0.16	3.76	6.65	At most 4
경기도 답	0.44	95.91	68.52	76.07	None **
CD	0.41	61.77	47.21	54.46	At most 1**
M2	0.27	30.98	29.68	35.65	At most 2*
CPI	0.18	12.37	15.41	20.04	At most 3
IPI	0.01	0.61	3.76	6.65	At most 4
경북 전	0.51	88.93	68.52	76.07	None**
CD	0.31	47.34	47.21	54.46	At most 1*
M2	0.23	25.36	29.68	35.65	At most 2
CPI	0.15	9.77	15.41	20.04	At most 3
IPI	0.00	0.19	3.76	6.65	At most 4
경북 답	0.54	95.48	68.52	76.07	None**
CD	0.35	50.12	47.21	54.46	At most 1*
M2	0.23	24.67	29.68	35.65	At most 2
CPI	0.14	9.31	15.41	20.04	At most 3
IPI	0.00	0.36	3.76	6.65	At most 4

주: *, **는 각각 5%, 1% 임계치를 나타냄.

표 6. 주요 경제 변수의 Johansen 공적분 검정

구분	특성근	우도비	5%임계치	1%임계치	Hypothesized No. of CE(s)
M2	0.14	13.09	15.41	20.04	None
CPI	0.07	4.33	3.76	6.65	At most 1*
KJ	0.28	22.25	15.41	20.04	None **
IPI	0.05	3.13	3.76	6.65	At most 1
CPI	0.15	23.30	29.68	35.65	None
M2	0.14	13.24	15.41	20.04	At most 1
IPI	0.07	4.40	3.76	6.65	At most 2*
CD	0.47	61.89	47.21	54.46	None **
CPI	0.28	25.52	29.68	35.65	At most
M2	0.10	6.42	15.41	20.04	At most
IPI	0.00	0.00	3.76	6.65	At most

주: *, **는 각각 5%, 1% 임계치를 나타냄.

2) 인과관계 검정

경기도와 경상북도 전·답의 농지가격지수와 CD 금리, 소비자물가지수, 통화량, 산업생산지수 간의 그랜저 인과관계검정(Granger causality test)³⁾을 실

시하였다. 그랜저 인과관계검정은 두 변수 x_t 와 y_t 가 0 차로 적분되어 있는 경우 변수 x_t 가 y_t 에 대하여 원인과 결과로 작용하는 인과관계가 존재하는지의 여부를 검정하기 위하여 회귀방정식을 추정하는 것이다, 각 변수가 단위근 검정에서 1차 차분 안정화되는 시

표 7. Granger 인과관계 검정

귀무가설			시차(lags)=1		시차(lags)=2		시차(lags)=3		적정시차
			F-통계량	p-value	F-통계량	p-value	F-통계량	p-value	
경기도	전	금리 → 전	0.5252	0.4715	1.1809	0.3146	0.4685	0.7054	3
		전 → 금리	2.2135	0.1422	27.1780	0.0000	21.8976	0.0000	
		물가 → 전	1.2326	0.2714	0.5355	0.5883	0.6823	0.5668	
		전 → 물가	2.2039	0.1430	1.4138	0.2519	0.8194	0.4890	
		통화량 → 전	0.0042	0.9482	1.1185	0.3340	0.4479	0.7197	
		전 → 통화량	0.0076	0.9307	2.7929	0.0699	2.1816	0.1012	
	산업생산지수 → 전	44.2711	0.0000	5.0753	0.0094	3.6558	0.0183	2	
	전 → 산업생산지수	0.1622	0.6886	0.5880	0.5588	2.6435	0.0590		
	금리 → 답	0.0434	0.8355	0.9318	0.3999	0.3131	0.8157		2
	답 → 금리	2.4130	0.1257	25.3220	0.0000	19.0235	0.0000		
	물가 → 답	1.3020	0.2585	0.5253	0.5943	0.7824	0.5091		
	답 → 물가	2.2017	0.1432	1.3974	0.2558	0.8462	0.4748		
통화량 → 답	0.0617	0.8046	0.6842	0.5086	0.6727	0.5726			
답 → 통화량	0.0114	0.9153	3.0192	0.0570	1.8044	0.1578			
산업생산지수 → 답	39.8996	0.0000	4.7961	0.0120	4.0221	0.0120	2		
답 → 산업생산지수	0.2074	0.6504	0.5679	0.5699	2.7371	0.0529			
경북	전	금리 → 전	0.0357	0.8506	0.4795	0.6216	0.4513	0.7174	2
		전 → 금리	2.4830	0.1205	21.9719	0.0000	19.3713	0.0000	
		물가 → 전	4.7100	0.0340	1.1940	0.3107	1.7006	0.1782	
		전 → 물가	2.3263	0.1326	1.3212	0.2751	0.7427	0.5314	
		통화량 → 전	2.5359	0.1167	0.5677	0.5701	0.5107	0.6766	
		전 → 통화량	0.3212	0.5730	3.2336	0.0470	1.5302	0.2176	
	산업생산지수 → 전	45.5490	0.0000	5.0044	0.0100	3.5527	0.0206	2	
	전 → 산업생산지수	0.1044	0.7476	0.3843	0.6827	3.9812	0.0126		
	금리 → 답	0.0033	0.9543	0.6069	0.5486	0.7013	0.5555		2
	답 → 금리	2.5378	0.1165	26.5157	0.0000	21.6668	0.0000		
	물가 → 답	5.8342	0.0188	1.2971	0.2815	1.8082	0.1571		
	답 → 물가	2.1017	0.1525	1.2335	0.2991	0.8786	0.4582		
통화량 → 답	2.6013	0.1122	0.5879	0.5589	0.7522	0.5260			
답 → 통화량	0.0944	0.7596	3.2623	0.0458	1.1476	0.3386			
산업생산지수 → 답	43.7404	0.0000	5.8407	0.0050	4.4544	0.0074	2		
답 → 산업생산지수	0.3047	0.5830	0.5493	0.5804	4.1158	0.0108			

주: 수치는 귀무가설의 F-통계량이며, 확률(p-value)은 그랜저 인과관계가 성립하지 않을 확률임.

계열로 분석되어 1차 차분한 변수를 사용하여 (6)식의 VAR모형에 의해 인과관계검정을 시행하였다.

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

인과관계 분석결과는 표 7에 제시하였다. 적정시차는 AIC 기준에 의해 경기도의 전과 경제변수들 간의 인과관계에서는 3기, 경기도의 답과 경상북도의 전·답은 2기로 나타났다. 분석결과에 의하면 경제변수 가운데 경기지표의 대응변수로 사용한 산업생산지수는 경기도와 경상북도 지역의 농지가격에 대해 한 방향으로만 인과관계가 존재하는 것으로 나타나 경기의 호전은 농지가격 변화를 야기하는 요인으로 작용하는 것으로 파악된 반면, 금리와 물가 및 통화량은 농지가격에 대해 인과관계가 성립하지 않았다. 그리고 경기도와 경상북도의 농지가격은 금리와 통화량에 대해 한 방향으로만 인과관계가 존재하여 농지가격의 변동은 금리와 통화량의 변동을 초래하는 원인으로 작용하게 됨을 알 수 있다. 이러한 인과관계 분석결과에 의하면 경기상황은 경기도와 경상북도 지역의 농지가격에 영향을 미치는 주된 원인으로 작용하여 경기가 좋으면 농지가격은 상승하고, 경기침체 시에는 농지가격의 하락을 초래하는 원인으로 작용하는 것으로 판단된다.

3) 충격반응 및 분산분해 분석

주요 경제변수가 지역별 농지가격에 어느 정도 영향을 미치는지 분석하기 위하여 벡터오차수정모형(VECM: Vector Error-Correction Model)을 바탕으로 충격반응분석(impulse response analysis)을 하였다. 벡터오차수정모형은 시계열자료가 불안정하지만 공적분관계가 존재할 경우에 수준변수와 차분변수를 회귀식에 포함하여 장단기 동태적 조정과정을 동시에 고려하는 모형으로서 VECM의 일반식은 (8)식과 같이 나타난다.

$$\Delta Y_t = c + \delta \varepsilon_{t-1} + \sum_{j=1}^n \theta_j \Delta X_{t-j} + \sum_{j=1}^n \gamma_j \Delta Y_{t-j} + \mu \quad (8)$$

ε_{t-1} : 오차수정항, δ : 조정계수

충격반응분석은 어떤 한 변수에 충격이 가해졌을 때 다른 변수에 어떠한 영향을 미치는지 파악할 수 있으며, VECM모형을 이용하여 오차항의 계수를 통해 충격반응을 얻어 낼 수 있는데 이를 충격반응함수라 한다. 경제변수의 배열순서는 외생성이 높은 변수부터 낮은 순서인 금리, 물가, 산업생산지수 순으로 결정하였으며, 적정시차는 AIC와 SIC를 기준에 따라 1기를 선택하였다. 이는 외생변수인 정책금리의 변화가 시중금리에 영향을 주고 이를 통해 물가와 실물경기지표인 산업생산지수에 영향을 미치는 파급경로에 부합하기 때문이다.

경제변수의 충격에 따른 경기도 및 경상북도 지역의 농지가격에 대한 충격반응분석 결과는 그림 4와 그림 5에 제시하였다. 먼저 경기도 지역의 농지가격 충격반응 결과를 보면 금리, 물가, 통화량의 충격에 따른 경기도 지역의 전·답 반응은 거의 없는 것으로 나타났으며, 반면에 산업생산지수의 충격으로 인한 전·답의 반응은 1개월부터 영향을 미치기 시작해 장기적으로 영향력이 소멸되지 않고 지속적으로 큰 영향을 미치는 경제변수인 것으로 분석되었다. 그리고 경상북도 지역에서도 경기도 지역에서의 유사하게 금리, 물가, 통화량의 충격에 따른 전·답의 반응은 아주 미미한 수준인 것으로 나타난 반면, 산업생산지수의 충격으로 인한 경상북도 지역의 농지가격은 1개월부터 정(+)의 반응을 나타내기 시작해 장기적으로 영향을 받는 것으로 나타났다. 그리고 경기도와 경상북도 지역을 비교해서 살펴보면 수도권인 경기도 지역의 농지가격은 산업생산지수에 의한 영향력에서 경상북도의 농지가격보다 더욱 큰 것으로 분석되었다. 이에 따라 경기지표인 산업생산지수의 개선은 경기도의 농지가격을 더욱 크게 상승하는 요인으로 작용하는 경제변수인 것으로 판단된다.

오차수정조정계수는 경기도의 전과 답은 각각 -

0.065와 0.064로 나타났으며, 경북의 전과 답은 각각 -0.019와 -0.023으로 나타났다. 오차수정조정계수(θ)는 균형관계로 부터의 이탈이 얼마나 빨리 장기 균형 수준으로 조정되는 되는가를 측정하는 파라미터로서 계수의 부호가 음(-)으로 나타난 경우, 이것이 의미하는 것은 농지가격이 장기수준보다 커지면(작아지면) 다음 기에는 작아지는(커지는) 방향으로 조정되고자 하는 힘이 작용하는 것이다. 따라서 장기 균형 수준과 괴리가 있을 때에는 경기도의 농지가격이 경북의 농지가격보다 빠른 속도로 조정됨을 알 수 있다.

농지가격의 분산에 대한 요인별 기여도를 분석하기 위해 분산분해를 하였다. 분산분해분석(Variance Decomposition Analysis)는 모형 내 각 변수들의 충격이 특정 내생변수의 예측오차분산에서 차지하는 비중을 나타내는 것으로 특정 내생변수의 변화가 무엇 때문에 나타났는지를 살펴보기 위해 실시한다. 즉 특정 내생변수의 변화 형태를 설명하는데 다른 경제 변수들이 기여하는 바를 백분율로 나타낸 것이다. 농지가격의 분산에 대하여 각 경제변수들이 얼마만큼 기여하는지를 분석한 결과는 표 8에 제시하였다. 충격반응분석에서와 같이 경기도 지역 전·답의 변화에 대해서는 시간이 경과하면서 경기지표의 대응변수로 사용한 산업생산지수에 의한 기여율이 압도적으로 높아지는 현상을 나타냈으며, 한편 금리, 물가, 통화량은 미미한 기여율을 기록하였다. 경상북도 지역의 농지가격에서도 경기도 지역의 경우에서와 유사하게 산업생산지수에 의한 기여율이 높게 나타났고, 금리와 소비자물가, 통화량에 의한 기여율은 아주 낮게 나타났다. 그러나 경기도 지역의 농지가격은 산업생산지수에 의한 기여율에서 경상북도 지역보다 높게 나타났다.

4) GARCH 모형 분석

전통적인 선형회귀분석에서는 오차항의 분산이 동일한 것으로 가정하여 분석을 실시하지만, 부동산 가

격과 같은 시계열은 시간이 경과하면서 가격이 변동하는 현상을 나타내므로 이분산의 성격을 가지고 있다. 따라서 지역별 농지가격의 변동형태를 분석하기 위해 Bollerslev(1986)가 제시한 GARCH(1, 1)모형을 적용하여 경제변수의 변화에 따른 지역별 농지가격 변동성의 이전효과(spill-over effect)를 분석하였다. 이를 위하여 시간 가변적 농지가격의 변동성을 고려한 일반 자기회귀 조건부 이분산(Generalized ARCH: GARCH)모형에 농지가격의 자기상관관계를 고려한 GARCH(1,1) 모형은 식 (8)의 평균방정식(Mean equation)과 식 (9)의 분산방정식(Variance equation)으로 구성된다.

$$FL_t = \beta_0 + \beta_1 CD_t + \beta_2 CPI_t + \beta_3 M2_t + \beta_4 IPI_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha \sigma_{t-1}^2 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 \quad (9)$$

이를 통해 농지가격과 경제변수의 상호관계를 추정 후 경제변수가 지역별 농지가격에 대해 어느 정도 설명력이 존재하는지 판단할 수 있다. 즉 농지시장에 새로이 도래한 정보가 지역별 농지가격에 얼마나 반영되는 가를 파악할 수 있다. 경제변수와 농지가격 변동성의 특성을 살펴보기 위한 GARCH 모형에 의한 추정결과는 표 9에 제시하였다. 모형의 안정성을 확인하기 위한 ARCH와 GARCH의 추정계수를 합한 값이 경기도의 경우 전과 답은 각각 0.8340, 0.7739로 나타났으며, 그리고 경상북도의 경우에서도 전과 답은 0.6782와 0.8559로 1보다 작은 값으로 나타나 통계적으로 유의한 값을 보였다. 농지가격을 종속변수로 경제변수들을 설명변수로 하여 추정한 결과에 의하면 경기도의 전과 답은 산업생산지수(IPI)의 추정계수 값(β_4)가 각각 0.3424, 0.3072로 가장 높게 나타나 산업생산지수가 경기도의 농지가격에 대한 설명력이 높은 것으로 분석되었다. 또한 경상북도의 경우에서도 경기도에서와 유사하게 산업생산지수의 전과 답 추정계수 값이 0.1933, 0.1660으로 높게 나타났다. 그리고 경기도와 경상북도를 비교해서 살펴보면 경기도의 산업생산지수 추정계수 값(β_4)

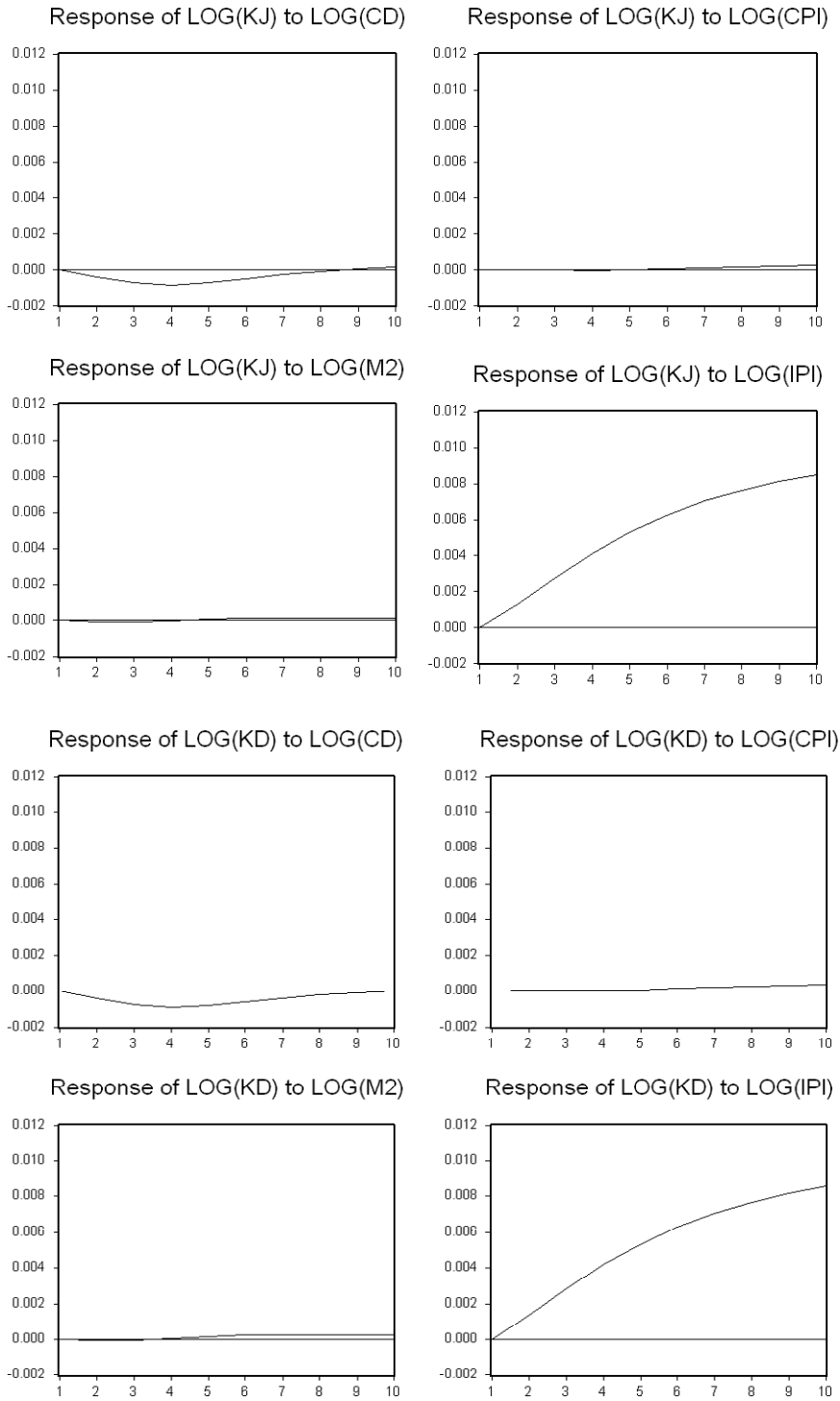


그림 4. 경기도 전·답 충격반응

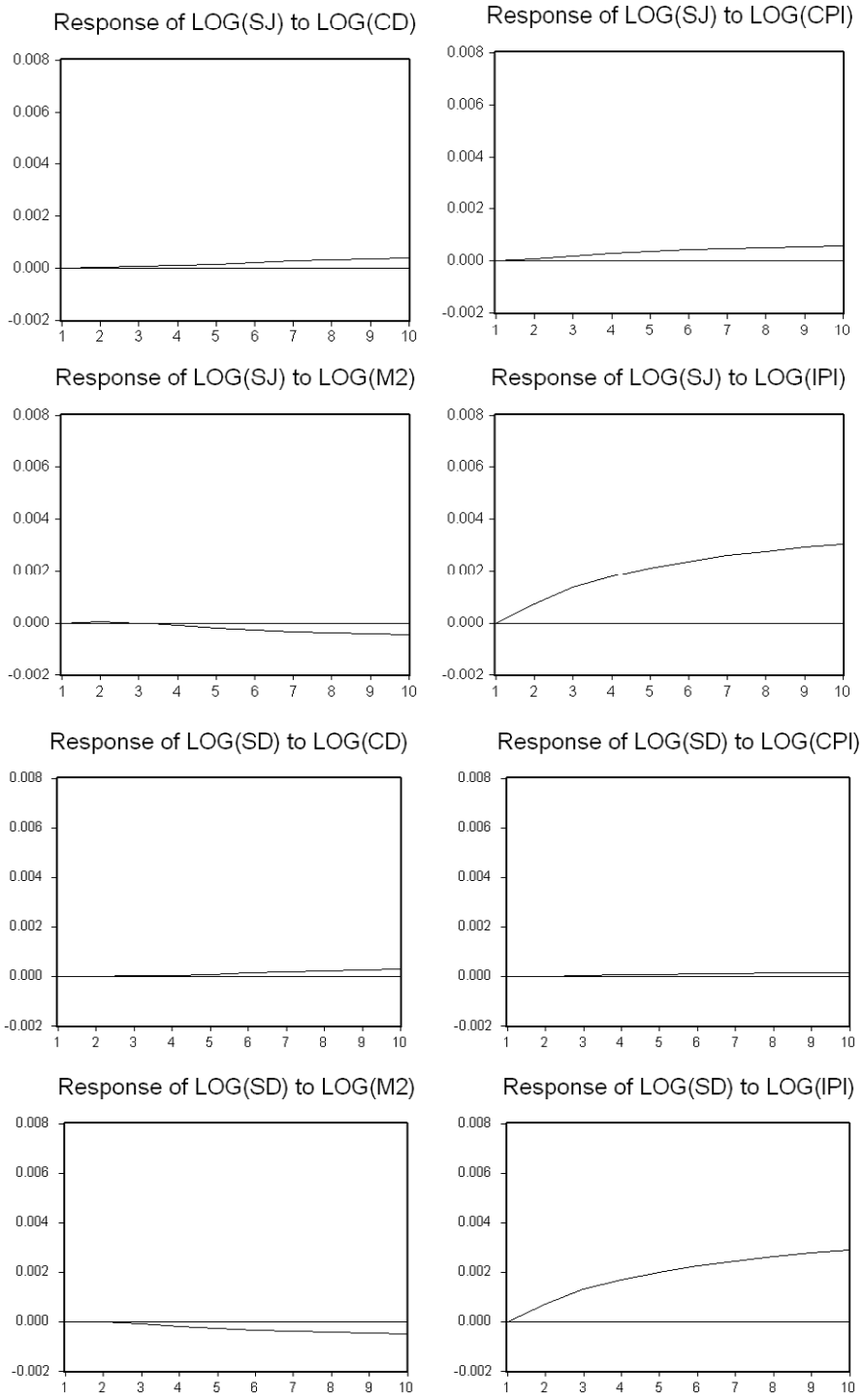


그림 5. 경상북도 전·답 충격반응

표 8. 분산분해 분석

기간	LOG(KJ)	LOG(CD)	LOG(CPI)	LOG(M2)	LOG(IPD)
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	97.02108	0.230758	0.001762	0.010337	2.736063
3	92.94218	0.479785	0.000884	0.009868	6.567283
4	88.75798	0.560211	0.000514	0.005762	10.67554
5	84.80105	0.510528	0.000501	0.005084	14.68284
6	81.28007	0.416805	0.001672	0.006378	18.29507
7	78.28536	0.329260	0.004356	0.007569	21.37346
8	75.80242	0.262460	0.007982	0.008125	23.91901
9	73.76018	0.215139	0.011860	0.008220	26.00460
10	72.07417	0.182362	0.015574	0.008092	27.71980
기간	LOG(KD)	LOG(CD)	LOG(CPI)	LOG(M2)	LOG(IPD)
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	96.37274	0.274983	0.001272	0.006253	3.344750
3	91.82363	0.590953	0.000942	0.003818	7.580652
4	87.39266	0.717005	0.000779	0.003760	11.88580
5	83.32128	0.678691	0.001720	0.010151	15.98815
6	79.75261	0.572440	0.004982	0.018132	19.65184
7	76.74309	0.462773	0.010580	0.024127	22.75943
8	74.26290	0.372935	0.017419	0.027644	25.31910
9	72.23274	0.305019	0.024401	0.029433	27.40840
10	70.56265	0.254765	0.030912	0.030268	29.12140
기간	LOG(SJ)	LOG(CD)	LOG(CPI)	LOG(M2)	LOG(IPD)
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	96.75241	0.010408	0.029020	0.020625	3.187532
3	93.76615	0.017621	0.123542	0.009118	6.083568
4	91.68369	0.024403	0.202909	0.025367	8.063631
5	90.18407	0.037078	0.258714	0.060322	9.459815
6	89.04477	0.057178	0.300388	0.099664	10.49800
7	88.15051	0.082264	0.333995	0.136503	11.29673
8	87.43587	0.108666	0.362118	0.168739	11.92460
9	86.85725	0.133713	0.385886	0.196327	12.42683
10	86.38290	0.156189	0.405998	0.219876	12.83504
기간	LOG(SD)	LOG(CD)	LOG(CPI)	LOG(M2)	LOG(IPD)
1	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	95.93581	0.002012	0.000261	0.001153	4.060766
3	92.48948	0.003368	0.009246	0.019315	7.478595
4	90.10021	0.006207	0.018590	0.072414	9.802573
5	88.35728	0.014341	0.024656	0.134996	11.46873
6	87.02117	0.029166	0.029377	0.192985	12.72730
7	85.96812	0.048543	0.033697	0.242666	13.70697
8	85.12398	0.069279	0.037747	0.284375	14.48462
9	84.43776	0.089161	0.041438	0.319446	15.11220
10	83.87247	0.107232	0.044707	0.349179	15.62641

표 9. GARCH모형 추정결과

	경기도		경상북도	
	전(KJ)	답(KD)	전(SJ)	답(SD)
β_1	2.6958(0.0000)	2.8053(0.0000)	3.4728(0.0000)	3.6908(0.0000)
β_2	-0.0458(0.0000)	-0.0501(0.0000)	-0.0273(0.0000)	-0.0204(0.0000)
β_3	0.0208(0.0016)	0.0151(0.0723)	0.0075(0.0370)	0.0085(0.0100)
β_4	0.1281(0.0000)	0.1570(0.0000)	0.0971(0.0000)	0.0574(0.0000)
β_5	0.3424(0.0000)	0.3072(0.0000)	0.1933(0.0000)	0.1660(0.0000)
R^2	0.8475	0.8608	0.8616	0.7711

주: ()의 수치는 유의수준을 나타냄.

이 경상북도 지역보다 높은 것으로 분석되었다.

4. 결론

본 연구는 농지연금제도에서 농지가격이 중요한 요인으로 작용함에 따라 역사적 시계열 자료를 이용하여 주요 경제변수들이 경기도와 경상북도의 농지가격에 미치는 영향을 분석하였으며, 이를 바탕으로 지역별 농지연금 가입에 대한 시사점을 제시하고자 한다. 농지는 인위적으로 그 양을 증가시킬 수 없는 공급의 제한성이 있어 희소 가치가 있는 것은 물론 시간이 지나더라도 감가상각이 이루어지지 않는 영속성을 가진 자산의 특성을 가지고 있다. 이러한 농지의 특성으로 인해 농지는 영농을 통한 수입 뿐 만 아니라 시간이 지나면서 자본이득이 발생하게 되어 투자수익도 기대할 수 있는 자산이다. 이에 따라 본 연구에서는 수도권인 경기도와 영농면적이 상대적으로 넓은 경상북도 지역의 농지가격과 경제변수가 어떠한 관련성이 있는지 비교분석을 하였다. 이를 통해 지역별 농지가격에 대한 전망이 가능함에 따라 농지연금 가입에 대한 시사점을 제시한다.

지역별 농지가격과 경제변수의 Granger 인과관계와 충격반응분석 및 GARCH 모형 등의 분석에서 실

물경기지표인 산업생산지수의 동향이 농지가격의 변동에 직접적으로 가장 유의한 영향을 미치는 경제변수인 것으로 분석된 반면, 금리와 물가 등의 영향은 미미한 것으로 나타났다. 이러한 분석결과에 의하면 농지가격은 경기가 좋을 때는 오르고, 경기침체 시에는 정체상태나 하락의 변동성을 나타내 실물경기과 농지가격은 밀접한 관계가 있는 것으로 판단된다. 또한 경기도 지역의 농지가격은 충격반응분석과 GARCH 모형의 분석결과에서 산업생산지수에 의한 영향력이 경상북도 지역보다 높은 것으로 밝혀져 향후에 경기도 지역의 농지가격은 경상북도 지역보다 높은 상승세를 나타낼 것으로 판단된다. 이러한 현상은 경제가 성장하면 소득증가에 따른 유동성의 증가를 초래하는데, 이렇게 증가한 유동성은 도시의 팽창에 따른 영향으로 개발 가능성이 높고, 교통의 발달로 도시와의 접근성이 뛰어난 경기도 지역의 농지시장으로 유입되어 경상북도 지역의 농지가격 보다 높은 상승세를 나타낼 것으로 보인다.

농지연금은 노후에 대한 대비책이 취약한 농촌의 고령농이 소유한 농지를 담보로 하여 노후 소득보장을 위해 주기적으로 일정금액씩 평생 동안 연금형식으로 수령하는 제도로서 연금의 수령액은 농지의 담보가치가 높을수록 더 많은 연금을 받게 되고, 농지연금 가입 이후 농지가격이 농지연금모형에서 고려한 농지가격상승률보다 하락하면 농지연금 가입자는

이득을 보게 되는 구조로 설계되어 있다. 따라서 경기도 지역의 농지가격은 산업생산지수에 의한 영향이 경상북도 지역보다 큰 것으로 분석되어 향후에도 경기도의 농지가격은 경상북도 보다 높게 상승할 것으로 예측됨에 따라 경기도의 농지연금 가입률은 경상북도 지역보다 낮게 나타날 것으로 보이며, 반면에 경상북도 지역의 농지연금 가입률은 경기도 보다 높을 것으로 판단된다.

주

- 1) Jarque-Bera 통계량 = $\frac{N-k}{6} (S^2 + \frac{(K-3)^2}{4})$ 여기서 N 는 표본수, S 는 왜도, K 는 첨도, k 는 시계열을 생성하기 위해 사용된 추정계수(estimated coefficients)의 수를 나타낸다. 정규분포의 귀무가설 하에서 Jarque-Bera 통계량은 자유도 2를 가지는 X^2 분포를 하며, 분석을 통해 계산된 확률은 Jarque-Bera 통계량이 귀무가설 하에서의 관측치를 절대치로 초과하는 확률이다. 이 확률이 유의수준보다 작으면 자료가 정규분포 한다는 귀무가설을 기각한다.
- 2) Johansen, S. "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, 12, pp.231-254.
- 3) C. Granger, "Investigating causal relations by economic models and cross spectral methods," *Econometrica*, 1969, 37, No. 3 (July), pp.424-438.

참고문헌

권오상, 2008, "농지가격의 지역별·농지유형별 변동형태 분석," *농업경제연구* 49(3): pp.53-75.
 권은경, 1998, "통화정책 파급경로에서 토지가격의 역할," *건설경제* 21, pp.68-77.
 김봉호, 2008, "주택가격 결정요인에 관한 연구," *부동산학보* 32, pp.235-244.

마승렬·조덕호, 2003, "역저당연금제도를 위한 부동산가격의 장기예측방법," *보험학회지* 66, pp.55-83.
 박재룡 외 6인, 1998, "IMF 충격에 따른 자산디플레이션 현상과 대책," *삼성경제연구소*.
 이상경, 2003, "서울 주택시장으로부터 지방 주택시장으로의 가격 및 변동성 이전효과 연구," *국토계획* 38(7), pp.81-90.
 이용만, 1998, "금융위기와 토지시장," *토지연구* 9(1), pp.24-40.
 이용하, 2001, "농어촌 지역연금의 평가와 개선방안," *농촌사회* 11(1), pp.143-173.
 이희숙, 2007, "농지를 포함한 농촌형 역모기지 효과," *대한가정학회지* 49(9), pp.99-111.
 임경수·조덕호, 1999, "노인주거안정을 위한 역저당(Reverse Mortgage)제도 도입 가능성," *한국노년학연구* 19(1), pp.1-13.
 임대봉, 2009, "주택가격과 경제변수의 관계분석," *부동산학보* 39, pp.288-301.
 조덕호·하성규, 1997, "평생주택모형개발에 관한 연구," *국토계획학회지* 87, pp.1143-1161.
 정규일, 2006, "자산가격과 유동성간의 관계분석," *금융경제연구* 255, pp.1-46.
 황의식·채광석, 2008, "농촌형 역모기지론 도입효과 분석," *농촌경제* 31(4), pp.17-22.
 채광석 외 2인, 2005, "시대별 농지가격에 영향을 미치는 요인들의 인과성 분석-도시근교지역 과 평야지역을 중심으로-", *농업경제연구* 46(4), pp.47-66.
 채광석, 2007, "농지가격의 변동요인에 관한 연구," *농업경제연구*, 48(3), pp.91-108.
 Ali Anari and James Kolari., 2002, "House Prices and Inflation," *Real Estate Economics* 30, pp.67-84.
 Andrew C. Harvey., 1993, "Time Series Model," *MIT Press*, pp.257-258.
 C. Granger., 1969, "Investigating causal relations by economic models and cross spectral methods," *Econometrica* 37(3), pp.424-438.
 Campbell, J. and Shiller, R. J., 1987, "Cointegration and Tests of Present Value Models," *The Journal of Political Economy* 95(5), pp.1062-1088.
 Dickey, D. A. and W. A. Fuller., 1979, "Distribution of the

- Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association* 74, pp.427-431.
- Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, 1987, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55(2), pp.251-276.
- Barry Falk and Bong-Soo Lee, 1998, "Fads Versus Fundamentals in Farmland Prices," *American Agricultural Economics Association* 88(4), pp.696-707.
- Gilchrist, Simon and Leahy John V., 2002, "Monetary Policy and Asset Prices," *Journal of Monetary Economics* 49, pp.75-97.
- Jason Henderson, 2008, "Will Farmland Values Keep Booming?" *Federal Reserve Bank of Kansas City*, pp.81-104.
- Johansen, S., 1998, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, pp.231-2554.
- Just, R. E., and J. A. Miranowski. "Understanding Farmland Price Changes." *American Journal of Agricultural Economics* 75(1993) pp.156-168.
- Lastrapes, William D., 2002, "The Real Price of Housing and Money Supply Shocks: Time Series Evidence and Theoretical Simulations," *Journal of Housing Economics* 11, pp.40-74.
- Belongia, 1985, "Factors Behind the Rise and Fall of Farmland Prices: A Preliminary Assessment," Federal Reserve Bank of St. Louis. *August September*, pp.18-24.
- Phillips, 1987, "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica* 55, pp.277-301.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron., 1998, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75, pp.335-346.
- Sato, K., 1995, "Bubbles in Japan's urban land market: an analysis," *Journal of Asian Economics* 6, pp.153-175.
- Szymanoski, Jr. Edward J, 1994, "Risk and the Home Equity Conversion Mortgage," *Journal of the American Real Estate and Urban Economics Association* 22(2), pp. 347-366.
- 교신: 조덕호, 712-714, 경상북도 경산시 진량읍 대구대로 201 대구대학교 행정대학 행정학과, 전화: 053-850-6167, Fax: 053-850-6159, 이메일: chodh@daegu.ac.kr
- Correspondence: Deokho Cho, Department of Public Administration Daegu University, Korea, Tel: +82-53-850-6167, Fax: +82-53-850-6159, e-mail: chodh@daegu.ac.kr

최초투고일 2010년 8월 5일
최종접수일 2010년 11월 20일

Regional Patterns of Farmland Price Changes for the Farmland Reverse Mortgage System

Lim, Dae-Bong* · Cho, Deok-Ho**

Abstract : This paper aims at analysing Regional Patterns of Farmland Price Changes for the Farmland Reverse Mortgage System. Farmland Reverse Mortgage(FRM) is a system in which the aged farmers in the rural areas receive certain amount of money monthly through the liquidation of their own farmlands for the life time. Farmland price affects the farmland annuity considerably. In the future, if the farmland price goes down than the price when the borrower joined FRM, the borrower can get profits from the pension. Based on the results, the farmland price of Gyeonggi-do is strongly related to economic growth rates(index of industrial product). while that of Gyeongsangbuk-do is weakly related to economic variables including economic growth rates. Therefore, the expectation of farmland value rising rate will be higher in Gyeonggi-do than in Gyeongsangbuk-do. Thus the number of borrowers who want to join FRM in Gyeongsangbuk-do will be more than those in Gyeonggi-do.

Keywords : Farmland Reverse Mortgage System, Farmland price, Index of industrial product, Economic variable

* Researcher, Daegu University

** Department of Administration, Daegu University