

농지의 비농업수익가치에 관한 연구*

채 광 석** · 김 관 수***

논문초록

본 연구의 목적은 단위근 검정, 공적분 검정 및 구조형 VAR(Vector Autoregressive)모형 추정을 통해 한국 농지의 비농업수익가치 존재 및 크기를 분석하는데 있다. 이에 대한 실증적 분석은 농지가격의 특성을 고려하여 도시근교지역과 평야지역으로 구분하여 이루어졌다. 분석결과 두 지역 모두 1983년~2002년 동안의 농지가격 변화에 있어 농업수익가치에 의해 농지가격이 결정된다는 가정이 기각되었다. 이 결과는 동기간동안 한국 농지가격의 변동에는 농업수익가치 뿐만 아니라 비농업수익가치가 일정 부분 기인한다는 것을 의미한다. 또한 본 연구에서는 3변량 VMA(Vector Moving Average)모형을 통해 지대별 농지가격을 영속적 농업수익가치, 일시적 농업수익가치, 비농업수익가치로 분해하였다. 분해결과 농지가격에서 비농업수익가치가 차지하는 비중은 평야지역보다 도시근교지역이 더 크게 나타났다. 또한 도시근교지역에서는 농지가격 변화에 있어서 일시적 농업수익가치보다는 비농업수익가치 충격이 더 크게 기여하지만, 평야지역에서는 반대로 농지가격 변화에 있어서 비농업수익가치 충격보다는 일시적 농업수익가치 충격이 더 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 농지가격, 농업수익가치, 비농업수익가치, 구조형 VAR

경제학문헌목록 주제분류: C22, Q11

* 이 논문은 2005년도 정부(교육인적자원부)의 재원으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 수행된 연구임(KRF-2005-079-BS0157). 연구과정에서 유익한 조언을 아끼지 않으신 서울대학교 농경제사회학부 이태호 교수, 임정빈 교수, 안동환 교수, 한국농촌경제연구원 김홍상 박사께 감사드립니다. 그리고 유익한 심사의견을 제시해 주신 두 명의 본 학회지 익명의 심사자께도 깊은 감사를 드립니다. 본 연구내용에 오류가 있다면 이는 전적으로 저자의 책임임을 밝혀둔다.

** 제1저자, 한국농촌경제연구원 위촉전문연구원, e-mail: ZOOM2311@snu.ac.kr

*** 교신저자, 서울대학교 농경제사회학부 부교수, e-mail: kimk@snu.ac.kr

I. 서론

부동산 가격은 일반적으로 토지수요와 공급, 투자가의 기대 및 경제정책에 따라 결정되며, 부동산 가격에 거품이 생성되었다가 소멸하는 경우도 종종 발생한다. 가격거품(price bubble)이란 시장기본가치와 자산의 실제가격 사이의 괴리를 나타내는 개념으로, 어떤 자산의 가격이 상승할 것이라고 예상된다는 이유만으로 그 자산의 현재가격이 높게 형성될 경우 가격거품이 존재한다고 볼 수 있다(Stiglitz, 1990). 일본의 경우, 1987년 도쿄 중심부로 시작된 부동산 가격 급등이 1991년 일본 전역으로 확산되었으며, 이후 부동산 가격거품 붕괴로 10년 이상의 장기침체를 경험하였다. 우리나라의 부동산 가격도 대체적으로 상승하는 추세를 보였지만, 1990년 들어 토지공개념제도 도입 등으로 인하여 하락세로 반전하기도 하였다. 1998년 외환위기 이후에는 부동산 가격이 급격하게 하락했는데 이후 경제회복과 함께 빠르게 다시 상승하였다. 최근에는 저금리 기조로 인해 아파트 가격을 중심으로 주택가격이 단기간에 급상승하여 주택가격에 거품이 발생되었을 것이라는 우려가 제기되고 있다. 일반적으로 부동산가격의 상승은 자산소득을 증가시키고, 이는 다시 소비증가를 유발하여 국민총생산 증가에 기여하는 순기능을 가진다. 그러나 부동산 가격의 급격한 상승으로 거품이 발생하게 되어 일시적으로 붕괴되면 경제에 부정적인 영향을 미치게 되는데, 부(負)의 자산효과, 소득 및 자산분배의 불균형 확대, 금융기관의 부실화 등의 부정적 효과가 발생하게 된다(김봉한, 2004).

이러한 논의는 농지 가격에 있어서도 마찬가지로 적용될 수 있다. 일반적으로 농지의 장기 균형가격은 농지의 보유로부터 발생하는 미래 수익의 현재가치, 즉 농업수익가치(market fundamentals)에 의해 결정된다(Burt, 1986). 그러나 현실에서는 농업수익가치의 변동만으로 농지가격의 변화를 설명할 수 없는 상황이 나타나기도 한다. WTO체제의 출범 이후 농산물분야의 무역 자유화가 진전되면서 국내농업의 수익성은 악화되고 있는 상황이다. 1990년대 초와 2003년을 비교했을 때 논농사에서 발생하는 미곡수입은 큰 차이를 보이지 않았지만, 생산비용 측면에서 중요한 농지(논)가격은 동일 기간을 비교하면 2배 이상 상승한 것으로 나타났다. 즉 동일 기간의 농지가격 변동에서는 농지가격과 미곡수입 사이에 뚜렷한 상관관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 농지가격이 미곡수입의 흐름이라는 농업수익가치보다는 다른 요인의 영향을 받아 상승하였다는 것을 의미한다. 본 연구에서 농업수익

가치란 기대 농업수익의 현재가치를 의미하고, 비농업수익가치는 농업수익가치와 실제 농지가격 사이의 괴리를 의미하며 정상적인 자본이득(전용가능성) 뿐만 아니라 비정상적인 기대자본이득(자산거품) 까지 포함한다.

만약 비농업수익가치에 의해 이와 같은 농지가격 상승이 이루어졌다면, 이는 국내 농업경쟁력의 악화뿐만 아니라 정부에서 추진하는 영농규모화 확대 사업에도 중요한 영향을 미칠 것이다. 왜냐하면 농지가격에 비농업수익가치의 비중이 높으면, 이는 농지의 구입을 통해 발생할 수 있는 수익보다 농지 구입에 따른 비용이 더 크게 되고, 이로 인해 농가의 영농규모화 확대와 농지 유통화를 어렵게 만들기 때문이다. 또한 이러한 농지의 비농업수익가치는 생산비 상승 요인으로 작용하여 농업경쟁력을 더욱 악화시킬 것이다. 아직까지도 농가자산에서 농지가 차지하는 비중은 50% 내외로 농지가격의 변화는 농가자산 가치의 변화뿐만 아니라 농가경제에도 큰 영향을 미치고 있다.¹⁾ 이는 농지가격의 변화가 농업생산비용 측면에서도 중요하지만, 농가의 자산가치 측면에서도 중요한 요인으로 인식되고 있다는 것을 의미한다. 만약 농지가격에 비농업수익가치가 존재한다면, 이는 농가의 자산가치 측면에서 자산의 불안정성을 야기할 수 있다. 따라서 농지의 비농업수익가치 존재 여부 및 크기에 대한 논의는 농업정책적 측면에서 중요한 시사점을 제공할 것이다.

본 논문은 먼저 농지가격에 비농업수익가치가 존재하는지 여부를 계량경제학적으로 검정하고, 만약 농지가격에 비농업수익가치가 존재할 경우에는 그 크기를 규명하고자 한다. 위에서 논의된 것처럼 농지가격에 있어 비농업수익가치의 존재 여부 검정은 농지정책, 나아가 농가경제 정책에 있어서 유용한 연구라고 생각된다. 그러나 아직까지 국내에서는 농지의 비농업수익가치 존재 및 크기에 대한 연구는 거의 이루어지지 않고 있으며, 농지전용에 따른 농지가격 변화의 서술적 연구가 주로 이루어졌다(주봉규, 1985; 김정부, 1990; 백선기, 1998). 유시용(1993)은 시장기본가치를 자산가격의 추세로 간주하고, 자산의 가격을 시간에 회귀분석 시켰을 때의 잔차항을 가격거품으로 정의하였지만, 이는 거품의 정확한 식별이라는 관점에서 문제점을 지니고 있다. 이정환·조재환(1996)의 연구는 농업수익요인과 자본이득요인을 동시에 고려하여 분석을 시도하였지만, 농지가격에 존재할 것으로 예상되는 비농업수익가치에 대해서는 논의하지 않았다. 이용만(1996)은 토지의 용도변경을

1) 우리나라 농가자산에서 토지자산(농지)이 차지하는 비중은 2002년 48.8%에서 계속 증가하여 2006년에는 58.4%를 차지하고 있다.

고려한 지가결정모형에서 가격거품²⁾이 존재하는지 여부를 검정하였다. 검증결과 토지 용도변경에 대한 기대를 고려한 지가결정모형에서는 가격거품이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 토지의 용도변경에 대한 기대를 고려하지 않는 지가결정모형에서는 가격거품이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 선행연구인 이용만(1996)의 연구결과를 반영하여 전용에 따른 기대자본이득을 농업수익 가치와 구별되는 비농업수익가치로 가정하고 분석하고자 한다.

외국에서는 농지의 비농업수익가치 존재 여부에 대하여 많은 연구가 이루어졌다(Tegene and Kuchler, 1993; Falk and Lee, 1998; Roche and McQuinn, 2001). Tegene and Kuchler(1993)와 Roche and McQuinn(2001)의 연구에서는 미국과 아일랜드 지역에 대한 비농업수익가치 존재 여부에 대해서 각기 다른 방법론을 통해 검정하였다. 그러나 이 연구들은 단순히 이들 지역에 비농업수익가치 존재 여부만 분석하였고, 농지가격 구성요소에 충격이 주어졌을 때 변화 분석과 크기에 대한 연구는 시도되지 않았다. Falk and Lee(1998)에서는 아이오와주의 농지가격을 실증 분석하였는데, 이들은 농지가격의 구성요소를 영속적인 시장기본가치, 일시적인 시장기본가치와 비시장기본가치 요인으로 구분하여 농지가격 구성요소에 충격이 주어졌을 때 농지가격에 얼마만큼의 영향을 미치는지 살펴보았다. 본 연구에서는 Falk and Lee(1998)의 분석방법을 이용하여 농지가격 내 농업수익가치와 비농업수익가치 크기를 각각 계측하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 다음 장에서는 연구자료 및 분석모형을 제시한다. 제 3장에서는 분석결과를 제시하고, 마지막으로 연구결과를 요약하고 정책적 함의를 논의한다.

II. 연구자료 및 분석모형

1. 농지가격 모형

본 연구에서는 농업수익요인뿐만 아니라 자본이득요인³⁾을 함께 고려한 농지가격

2) 비정상적 자본이득만을 의미한다.

3) 정상적인 자본이득뿐만 아니라 비정상적인 기대자본이득(전용가격, 자산거품 등)까지 포함한다.

모형을 개발하고자 한다. 위험 중립적 농업생산자는 소비와 농지구입에 대한 의사 결정에 관하여 다음의 동태적 효용극대화 문제를 고려한다. 이 농업생산자가 소비 행위로부터 획득할 수 있는 효용의 합을 극대화한다고 가정하면, 농지시장에 있어서 이러한 동태적 효용극대화 문제는 아래의 식과 같이 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} &Max_{c_t} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t c_t \\ &s. t., \quad P_t s_{t+1} + c_t = P_t s_t + R_{t-1} s_t + y_t. \end{aligned}$$

여기서 P_t 는 t 기가 시작될 때의 농지 단위당 가격, s_t 는 t 기가 시작될 때의 농지 보유량, R_t 는 t 기의 농지보유에서 발생하는 단위당 농업소득, y_t 는 t 기에 발생한 외생적 소득, 그리고 $\beta (= (1+r)^{-1})$ 는 할인율이다. 만약 r 이 실질 시장이자율을 나타내면, 위 식은 미래 소비 흐름에서 획득되는 효용의 현재가치를 최대화하는 것을 의미한다.

이제 P_t , R_t 와 y_t 가 t 기에서는 알려져 있고, $t+1$ 기에서는 알려져 있지 않다고 가정하면, 위의 최대화 문제에서 소비 c_t 를 선택변수로 규정하고 농지보유량 s_t 를 상태변수로 취급하여 다음과 같이 축약적 예산제약식을 상태방정식으로 재정리할 수 있다.

$$s_{t+1} = [s_t (P_t + R_{t-1}) + y_t - c_t] / P_t.$$

이 때 Bellman 방정식은 다음과 같이 표현된다.

$$V(s_t) = Max_{c_t} [c_t + \beta E_t V(s_{t+1})].$$

위 문제의 1계 필요조건을 정리하면

$$P_t = \beta E_t V'(s_{t+1}). \tag{1}$$

가치함수 $V(s_t)$ 를 s_t 에 대하여 미분한 후 정리하면

$$\beta E_t V'(s_{t+1}) = V'(s_t) \frac{P_t}{P_t + R_{t-1}}. \quad (2)$$

식 (1)과 식 (2)를 결합하여 다음의 식을 도출할 수 있다.

$$V'(s_t) = (P_t + R_{t-1}). \quad (3)$$

식 (3)을 (1)에 대입하면 다음과 같은 차익거래 방정식(arbitrage equation)을 도출할 수 있다.

$$P_t = \beta E_t (P_{t+1} + R_t). \quad (4)$$

식 (4)에 따르면 t 기 농지의 단위당 가격 P_t 는 $t+1$ 기의 할인된 농지가격과 농업소득의 합과 같아야 한다. 만약 좌변과 우변이 상이할 경우에는 t 기와 $t+1$ 기 사이의 차익거래가 발생하게 되며, 이러한 차익거래는 좌변과 우변이 일치될 때까지 지속됨을 의미한다.

시차연산자(lag operator)를 이용하여 식 (4)를 다시 정리하여 쓰면 다음과 같다.

$$(1 - \beta E_t L^{-1})P_t = \beta R_t. \quad (5)$$

식 (5)의 좌변의 연산자를 역 변환하여 P_t 에 대하여 풀면

$$P_t = \beta(1 - \beta E_t L^{-1})^{-1} R_t + b_t. \quad (6)$$

여기서 b_t 는 임의의 확률적 추세로 $(1 - \beta E_t L^{-1})b_t = 0$ 를 만족한다. $|\beta| < 1$ 이기 때문에 위 식 (6)은 다음과 같이 전개될 수 있다.

$$\begin{aligned}
 P_t &= \beta \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i (E_t L^{-1})^i R_t + b_t \\
 &= \beta \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i E_t (R_{t+i}) + b_t
 \end{aligned}
 \tag{7}$$

식 (7)에 따르면, t 기의 단위당 농지가격은 할인된 미래의 기대농업수익과 비농업수익으로 이루어진 것을 알 수 있다. 이 때 미래 기대농업수익의 현재가치를 나타내는 우변의 첫 번째 항목은 농업수익가치(market fundamentals)이며, 두 번째 항목은 돌발적인 개발이익(농지전용) 등으로 실현될 수 있는 비농업수익가치를 나타낸다. 이 경우 투기적 유인에 따른 기대수익은 존재하지 않는다는 의미에서 임의적인 것으로 해석할 수 있으며, $\beta E_t b_{t+1} = b_t$ 를 만족한다. 비농업수익가치의 발생과 성장은 효율적인 시장기능과 배치되지 않을 수 있다는 주장은 위의 항등식이 성립하는 경우를 의미한다. 왜냐하면 비농업수익의 현재 가치가 다음 기의 할인된 기대 비농업수익의 가치와 동일한 경우는 최적해의 집합에 포함되기 때문이다(식 (6) 참조).

다음은 앞에서 도출된 농지가격 결정모형을 이용하여 농지의 비농업수익가치 존재 여부의 검정 방법을 고려해 본다. 먼저, Campbell and Shiller (1987)의 논의를 참고하여 스프레드(S_t)를 다음과 같이 정의한다.⁴⁾

$$S_t = P_t - (1/r)R_t
 \tag{8}$$

농지가격(P_t)이 식 (7)의 우변 첫 번째 항과 같이 정의될 수 있다면, 식 (8)은 ΔP_t 와 ΔR_t 의 선형결합 형태로 나타낼 수 있다.

$$S_t = (1/r) \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E(\Delta R_{t+i}) \quad \text{또는}
 \tag{9}$$

$$S_t = (1/r)E(\Delta P_{t+1})
 \tag{10}$$

4) r 에 대하여 고정할인율(constant discount rate)을 가정한 Campbell and Shiller (1987)의 연구에 따라 본 연구에서도 r 이 고정되었다고 가정하였다.

만약 농지가격(P_t)에 비농업수익가치가 존재한다면, 다음의 식 (7a)과 (9a)와 같이 나타낼 수 있다.

$$P_t = \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E(R_{t+i}) + b_t \quad (7a)$$

$$S_t = (1/r) \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E(\Delta R_{t+i}) + b_t \quad (9a)$$

위의 식 (9a)는 농지의 비농업수익가치 존재 여부를 검정하는 기본모형이다. 앞의 식 (6)의 가정에 의해서 만약 비농업수익가치가 존재한다면, $E_t b_{t+1} = (1/\beta)b_t$, $(1/\beta) > 1$ 이기 때문에 b_t 는 단위근(unit root)을 가지는 불안정적(nonstationary)인 시계열 자료가 된다. 그러나 만약 ΔR_t 가 안정적(stationary)이고 비농업수익가치가 존재하지 않는다면, 식 (9)와 (9a)에 의해서 스프레드(S_t)는 안정적이 되고, 식 (10)에 의해서 ΔP_t 또한 안정적인 시계열 자료가 된다. 따라서 만약 농지의 비농업수익가치가 존재하지 않고 ΔR_t 가 안정적이면, (i) ΔP_t 는 안정적이 되고, (ii) 농지가격(P_t)과 임대료(R_t)는 (1, 1) 차수의 공적분관계가 존재하게 된다(Campbell and Shiller, 1987). 그러나 r 이 기간 변동할인율이고 불안정시계열이라면, 임대료의 차분시계열이 안정시계열이라 하더라도 S_t 와 ΔP_t 는 불안정시계열이 되기 때문에 Campbell and Shiller의 공적분 검정 방식은 성립하지 않는다(Craine, 1993). 고정할인율은 앞의 식 (4)의 차익거래방정식($P_t = \beta E_t(P_{t+1} + R_t)$)을 회귀모형으로 바꾸어 추정될 수 있다(West, 1987). 그러나 차익거래방정식의 P_t 와 P_{t+1} 사이에는 계열 상관성이 존재하게 되어 최소자승법(OLS)을 사용하게 되면 추정량의 편이(bias)가 발생하게 된다. 이를 보정하기 위해 도구변수추정법(instrumental variables estimation), 최우추정법(maximum likelihood estimation), 2단계 최소자승법(two stage least square estimation), 적률추정법(method of moments) 등의 방법이 이용될 수 있다(Anselin, 1988). 본 논문에서는 최우추정법을 사용하여 고정할인율을 추정하였다.⁵⁾

5) 도시근교지역과 평야지역의 고정할인율은 각각 2.51과 2.50으로 지역간 큰 차이가 발생하지 않았다.

이러한 논의를 바탕으로 본 연구에서는 농지의 비농업수익가치를 파악하는 방법으로 단위근 검정법을 사용하기로 한다.

2. 비농업수익가치 크기 추정

본 연구에서는 축약형 VAR (reduced-form VAR) 모형 추정결과를 이용하여 구조형 VAR (structural VAR) 모형의 외생적 확률오차항, 즉 구조형 충격항을 식별해 내는 Blanchard and Quah (1989) 분해 기법을 사용해서 구조형 충격이 농지가격, 임차료, 이자율 변화에 미치는 효과를 살펴보고, 이를 통해 농지의 비농업수익가치를 추정하려고 한다. 본 연구에서는 구조형 충격을 크게 세 가지로 구분하였다. 첫째, 영속적 농업수익가치 충격 (permanent fundamental shocks) 으로 임차료와 이자율에 영향을 미치며 기술발전, 지구 온난화와 같은 기후변화, 정부 정책변화 등을 예로 들 수 있다. 둘째, 일시적 농업수익가치 충격 (temporary fundamental shocks) 역시 임차료와 이자율에 영향을 미치지만 그 효과가 제한적인 것으로 일시적 농업생산성 증대, 기상재해, 예기치 못한 통화 공급량 변동 등이 그 예라 할 수 있다. 셋째, 비농업수익가치 충격 (non-fundamental shocks) 으로 농지가격에는 영향을 미치지 않지만 임차료와 이자율에는 영향을 미치지 않는 것을 의미한다.

먼저 다음과 같은 3-변량 VMA (Vector Moving Average) 모형을 고려하자. 첫째, ΔR_t 는 임차료 수입의 변화률, 둘째, $\Delta R_t - r_t$ 는 임차료 수입과 이자율간의 스프레드를, 마지막으로, $\Delta S_t^{(6)}$ 는 농지가격과 임차료간의 스프레드를 의미한다.

$$\begin{bmatrix} \Delta R_t \\ \Delta R_t - r_t \\ \Delta S_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) & C_{13}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) & C_{23}(L) \\ C_{31}(L) & C_{32}(L) & C_{33}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{bmatrix}, \quad (11)$$

$$X_t = C(L)\epsilon_t^{(7)}$$

여기서 $C(L) = [C_{ij}(L)] = c_{ij} + c_{ij,1}L + c_{ij,2}L^2 + \dots$ for $i, j = 1, 2, 3$. R_t 는 임차

6) 구조적 VAR모형을 적용하기 위해서는 시계열 변수들의 안정성이 검정되어야만 한다. 본 연구에서 S_t 가 정상성 조건을 충족하지 못하기 때문에 이를 차분한 ΔS_t 변수를 사용하기로 한다.

7) $E(\epsilon) = 0, E(\epsilon_t \epsilon_t') = I_3$

료, r_t 는 개인대출이자율, S_t 는 스프레드($P_t - (1/r)R_t$), r 는 고정이자율, $\epsilon_t = [\epsilon_{1t}, \epsilon_{2t}, \epsilon_{3t}]'$, ϵ_{1t} 는 영속적 농업수익가치 충격, ϵ_{2t} 는 일시적 농업수익가치 충격, ϵ_{3t} 비농업수익가치 충격, $X_t = [\Delta R_t, \Delta R_t - r_t, \Delta S_t]'$ 을 나타낸다.

그러나 ϵ_t 는 관측이 불가능하기 때문에 구조형 VAR모형은 직접 추정될 수 없다. 그렇기 때문에 축약형 VAR모형을 추정한 후, Blanchard and Quah 분해 기법을 이용하여 ϵ_t 를 계산해 낼 수 있다. 왜냐하면 축약형 VAR모형에서 식 (12)에서 보는 바와 같이 e_{1t} 는 ΔR_t 의 1단계 후 예측오차이고, 구조형 VAR에서는 $c_{11}(0)\epsilon_{1t} + c_{12}(0)\epsilon_{2t} + c_{13}(0)\epsilon_{3t}$ 가 1단계 예측오차이기 때문에, 축약형 VAR모형의 잔차항 e_t 는 구조모형의 잔차항 ϵ_t 들의 선형결합 관계로 표시될 수 있다(Hamilton, 1994).

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \\ e_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11}(0) & c_{12}(0) & c_{13}(0) \\ c_{21}(0) & c_{22}(0) & c_{23}(0) \\ c_{31}(0) & c_{32}(0) & c_{33}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{bmatrix}. \quad (12)$$

그리고 축약형 VAR모형은 다음 식 (13) 과 같이 나타낼 수 있다.

$$X_t = A(L)X_{t-1} + e_t \quad (13)$$

$$E(e_t e_t') = \Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \sigma_{23} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_{33} \end{bmatrix} \quad (14)$$

$$\Omega = \text{Var}[C(0)\epsilon_t] = C(0)C(0)' \quad (14-1)$$

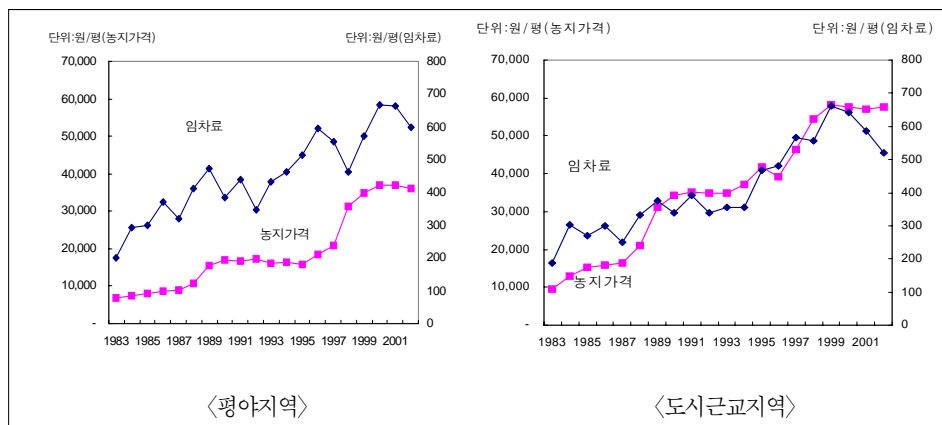
여기서, $A(L) = [A_{ij}(L)] = a_{ij} + a_{ij,1}L + a_{ij,2}L^2 + \dots$ for $i, j = 1, 2, 3$ 을 나타낸다. 그러므로 $\hat{c}(0)$ 을 추정하게 되면 구조모형의 잔차항 추정치는 $\hat{\epsilon}_t = \hat{c}(0)^{-1}e_t$ 을 이용하여 계산할 수 있다. 위의 식 (13)에 표시된 축약형 VAR 추정식과 식 (14)에 제시된 잔차항의 공분산 행렬이 대칭적($\sigma_{ij} = \sigma_{ji}, i, j = 1, 2, 3$)인 성질을 이용하여 구조모형 잔차항의 공분산에 대한 6개의 방정식을 도출 할 수 있다. 그러나 미지수가 9개인 $\hat{c}(0)$ 을 추정하기 위해서는 3개의 추가적인 제약조건이 부과되어야 한다. 본 연구에서는 Falk and Lee(1998)의 제약조건 가정에 기초하여 3개의 추가적인

계약조건을 부과하였다. 첫째 조건은 $C_{12}(1) = 0$. 이는 일시적 농업수익가치 충격은 임차료에 영속적인 효과(permanent effect)를 미치지 못함을 의미한다. 둘째와 셋째 조건은 $C_{13}(L) = C_{23}(L) = 0$. 이 조건은 비농업수익가치 충격이 임차료와 이자율에 아무런 영향을 미치지 못함을 의미한다. 즉 식 (14)의 $\hat{\Omega}$ 에서 도출된 6개의 식별제약식과 3개의 추가적인 제약조건 부과로 $\hat{c}(0)$ 은 완전히 식별 가능하다.

3. 분석자료

농지의 비농업수익가치 존재 여부 검정에 사용된 자료는 1983년부터 2002년까지 20년간 연도별 농지가격, 농지임차료 자료이며, 본 연구에서는 이를 지대별로 도시근교지역과 평야지역으로 구분하여 사용하였다.⁸⁾ 농지(답)가격은 농가경제통계연보와 농림업주요통계의 자료, 임차료는 농가경제통계연보의 토지용역비 자료, 개인대출이자율은 한국은행의 조사통계월보에서 시중은행 1년 만기 가중평균 대출금리 자료를 이용하였다.⁹⁾ 실제분석에서는 소비자물가지수(2000년 기준)로 디플레이트한 자료를 사용하였다.

〈그림 1〉 지대별(도시근교지역, 평야지역) 농지가격 및 임차료 변화



- 8) 도시근교지역은 시·군청 소재지 및 도시에 인접한 지역이고, 평야지역은 지역내의 들이 75%정도 또는 이상인 지역을 의미한다.
- 9) 본 모형에서 이자율 변수를 1년 만기 대출금리 자료로 사용한 이유는 농지구입의 대부분이 부채(은행대출)를 통해 이루어지기 때문에 기회비용을 고려한다는 측면에서 1년 만기 대출금리 자료를 사용하였다.

〈그림 1〉에서 보는 바와 같이 도시근교지역과 평야지역의 농지가격은 우리나라의 부동산가격과 마찬가지로 대체적으로 상승 추세를 보이고 있다. 특히 1980년대 말 대규모 국제수지 흑자 등에 힘입어 농지가격도 크게 상승하였다가 1990년 초에 토지공개념제도 도입으로 상승세가 감소하였다. 이후 1998년 외환위기 이후 경제가 회복되면서 농지가격은 다시 급상승하였다. 임차료는 도시근교지역과 평야지역 모두 증가하는 추세를 보이고 있었지만, 2000년 이후 국내농업의 수익성이 악화되면서 농지임차료가 하락하는 추세를 보이고 있다.

Ⅲ. 분석결과

1. 농지가격 내 비농업수익가치 존재 여부 검정

단위근 검정 방법으로는 DF검정법, ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정법, Phillips-Perron 검정법이 있으나, 본 연구에서는 ADF검정법을 실시하여 농지가격(P_t)과 임차료(R_t)의 단위근 보유 여부를 판단하였다.¹⁰⁾

DF검정모형에 차분추가항(augmented terms; Y_t 차분변수의 시차변수)을 추가시키면 $\epsilon_t \sim iid$ 가 된다는 원리를 이용한 기법으로, 검정에 사용되는 모형은 아래와 같다.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (15)$$

〈표 1〉에 단위근 검정 결과 도시근교지역과 평야지역의 모든 수준변수는 ADF 검정 통계량이 임계치보다 작기 때문에 단위근을 가지고 있다는 귀무가설($H_0 : \alpha = 1$)을 기각할 수 없다. 그러나 도시근교지역과 평야지역의 모든 1차 차분변수의 경우, 검정통계량이 각각 1%와 5% 유의수준에서의 임계치보다 크기 때문에 단위근을 가지고 있다는 귀무가설($H_0 : \alpha = 1$)을 기각하는 것으로 나타났다. 이 결과는 농지가격과 임차료 변수가 모두 1차 차분할 경우 안정적이라는 것을 의미한다.

10) 분석의 편의를 위해 농지가격과 임차료를 모두 자연로그로 변환하여 분석하였다.

다. 따라서 만약 농지의 비농업수익가치가 존재하지 않는다면, 식 (9)와 식 (10)에 의해서 농지가격과 임차료는 (1, 1) 차수의 공적분관계가 존재하게 된다. 그러나 비농업수익가치가 존재하게 될 경우, ΔR_t 와 ΔP_t 가 안정적이더라도 농지가격과 임차료간에 공적분 관계가 존재하지 않게 된다. 이러한 논의를 바탕으로 농지가격과 임차료간의 공적분 관계가 성립하는지를 살펴보았다.

〈표 1〉 단위근 검정결과

	평야지역		도시근교	
	수준변수	1차 차분	수준변수	1차 차분
농지가격	0.734	-2.207**	0.712	-3.005***
임차료	-0.100	-3.508***	-0.394	-2.750***

*** 유의수준 1%, ** 유의수준 5%, * 유의수준 10%

공적분 검정 방법으로는 크게 2가지 방법이 있다. 첫 번째는 회귀잔차 $\hat{\epsilon}_t$ 에 대한 단위근 검정을 통한 방법(ADF 검정법)과, 두 번째는 다변량 시계열분석에 의한 공적분 검정 방법으로 요한슨(Johansen) 검정법이 있다. 본 연구에서는 단위근 검정 방법(ADF 검정법)과 요한슨 공적분 검정 방법을 병행하였다. 요한슨 공적분 검정 결과는 아래의 〈표 2〉와 같다.

〈표 2〉 요한슨 공적분 검정 결과

	특성근	검정통계량(LR)	1% 임계치	5% 임계치	귀무가설
도시근교 (lag=1)	0.837	45.693	60.16	53.12	r=0
	0.341	11.146	41.07	34.91	r≤1
	0.156	3.215	24.60	19.96	r≤2
	0.000	0.001	12.97	9.24	r≤3
평야 (lag=1)	특성근	검정통계량(LR)	1% 임계치	5% 임계치	귀무가설
	0.857	30.527	60.16	53.12	r=0
	0.536	5.013	41.07	34.91	r≤1
	0.377	1.217	24.60	19.96	r≤2
	0.000	0.058	12.97	9.24	r≤3

〈표 2〉에 따르면, 모든 지역에서 농지가격과 임차료 간에 공적분 관계가 존재하

지 않는 것으로 나타났다¹¹⁾. 도시근교지역은 $\lambda_{trace}(0)=45.693$, 평야지역에서는 $\lambda_{trace}(0)=30.527$ 로 1%의 유의수준에서 귀무가설을 기각할 수 없음을 알 수 있다. $r \leq 1$, $r \leq 2$, $r \leq 3$ 의 경우에도 위의 두 지역은 귀무가설을 기각할 수 없으므로 각각 1% 유의수준에서 공적분 관계가 없다고 결론지을 수 있다. 이는 농지가격과 임차료의 1차 차분 변수가 모두 안정적이지만 스프레드(S_t)는 불안정적이기 때문에, 농지가격 내 비농업수익가치가 존재하는 식 (9a)가 성립하는 것을 의미한다. 즉, 평야지역과 도시근교지역 모두 농지의 비농업수익가치가 존재한다는 것이다. 이는 안정적인 임차료에서 불안정적인 스프레드(S_t)가 형성되기 위해서, 반드시 불안정한 비농업수익가치가 존재하여야만 형성될 수 있기 때문이다. 위 분석결과는 1983년~2002년 동안의 농지가격에 있어서 평야지역과 도시근교지역 모두 농지가격 내 비농업수익가치가 존재한다는 것을 의미한다. 이는 선행연구인 이용만(1996)의 연구결과와 일치한다.

2. 비농업수익가치 크기

지금까지 우리나라 지대별 농지의 비농업수익가치 존재 여부를 검정하였고, 도시근교지역과 평야지역 모두 농지의 비농업수익가치가 존재하는 것으로 나타났다. 다음으로는 비농업수익가치 크기를 추정하고자 한다. 일반적으로 농지의 비농업수익가치에 대한 정의는 명확하지만, 실제로 특정시기에 비농업수익가치의 존재 및 크기에 대한 검정은 사후적으로만 가능하고 표본기간을 어떻게 설정하는가에 따라 상이한 결과가 도출되는 문제점이 있다(김봉한, 2004).

구조형 VAR 모형을 통해 도시근교지역과 평야지역 농지의 비농업수익가치 크기를 분석하기 위해서는 시계열 변수(ΔR_t , $\Delta R_t - r_t$, ΔS_t)들의 안정성이 검정되어야만 한다. <표 3>에 의하면 위의 시계열 변수들은 모두 안정적인 시계열 변수임을 알 수 있다.

11) 도시근교지역 ADF 검정통계량은 -2.134, 평야지역 ADF 검정통계량은 -1.291로 두 지역 모두 유의수준 1% 하(1% 임계치는 -3.75)에서 농지가격과 임차료 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 VAR 분석을 위한 단위근 검정결과

	평야지역	도시근교
ΔR_t	-3.508***	-2.750***
$\Delta R_t - r_t$	-3.301**	-4.167***
ΔS_t	-2.638***	-6.245***

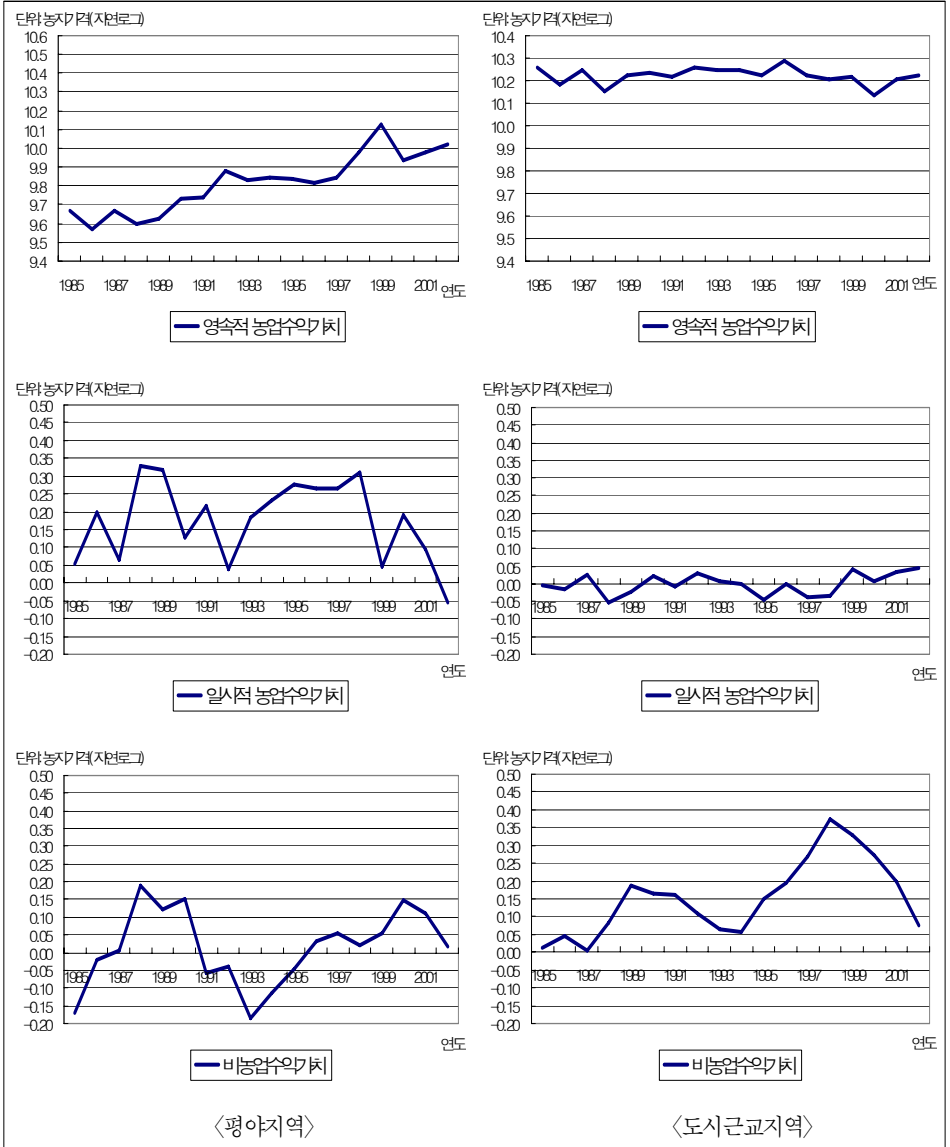
*** 유의수준 1%, ** 유의수준 5%, * 유의수준 10%

먼저 비농업수익가치 크기를 규명하기 위해서는 축약형 VAR 모형 추정결과를 이용하여 구조형 모형의 외생적 확률오차항, 즉 구조형 충격항(영속적 농업수익가치 충격, 일시적 농업수익가치 충격, 비농업수익가치 충격)을 분해하여야 한다. 추정된 VAR결과와 식 (12)에 나타난 e_t 와 ϵ_t 의 관계를 통해서, 각 시계열 변수의 영속적 농업수익가치 충격(ϵ_{1t}), 일시적 농업수익가치 충격(ϵ_{2t}), 비농업수익가치 충격(ϵ_{3t})의 효과를 분해할 수 있다. 그러나 위의 시계열 변수는 차분변수로 실제분석에 있어서 해석상 제약이 있기 때문에 실제 농지가격에 대한 구조형 충격항으로 분해할 필요가 있다. 실제 농지가격에 있어 각각의 구조형 충격항이 기여하는 부분으로 분해한 결과를 보여주는 역사적 분해(historical decomposition)는 다음의 〈그림 2〉와 같다(Lee, 1998; Falk and Lee, 1998).¹²⁾

〈그림 2〉에 의하면 평야지역에서는 역사적으로 일시적 농업수익가치 충격이 비농업수익가치 충격보다 농지가격에 더 많은 기여를 하는 것으로 나타났다. 또한 이를 도시근교지역의 일시적 농업수익가치 충격과 비교할 때에도 더 큰 것으로 나타났다. 이는 평야지역에서 일시적 농업생산성 증대, 기상재해 등과 같은 일시적 농업수익가치 충격부분이 도시근교지역과 비교하여 농지가격 변화에 더 큰 영향을 미친다는 것을 의미한다. 반대로 도시근교지역의 농지가격 분해결과는 비농업수익가치 충격이 일시적 농업수익가치 충격보다 크다는 것을 보여준다. 또한 도시근교지역의 비농업수익가치 충격이 평야지역의 비농업수익가치 충격보다 상대적으로 더

12) 먼저 임차료는 $\Delta R_t = R_t - R_{t-1} = C_{11}(L)\epsilon_{1t} + C_{12}(L)\epsilon_{2t}$ 의 관계가 성립되기 때문에, 만약 R_o 를 알 수 있다면 $R_t = R_{t-1} + C_{11}(L)\epsilon_{1t} + C_{12}(L)\epsilon_{2t}$ 를 추정할 수 있다. 다음으로 농지가격은 $\Delta S_t = (P_t - (1/r)R_t) - (P_{t-1} - (1/r)R_{t-1}) = C_{31}(L)\epsilon_{1t} + C_{32}(L)\epsilon_{2t} + C_{31}(L)\epsilon_{3t}$ 을 통해서, $P_t = P_{t-1} - R_{t-1} + R_t + C_{31}(L)\epsilon_{1t} + C_{32}(L)\epsilon_{2t} + C_{31}(L)\epsilon_{3t}$ 을 구성할 수 있다.

〈그림 2〉 농지가격(자연로그)의 각 구조별 충격항 분해



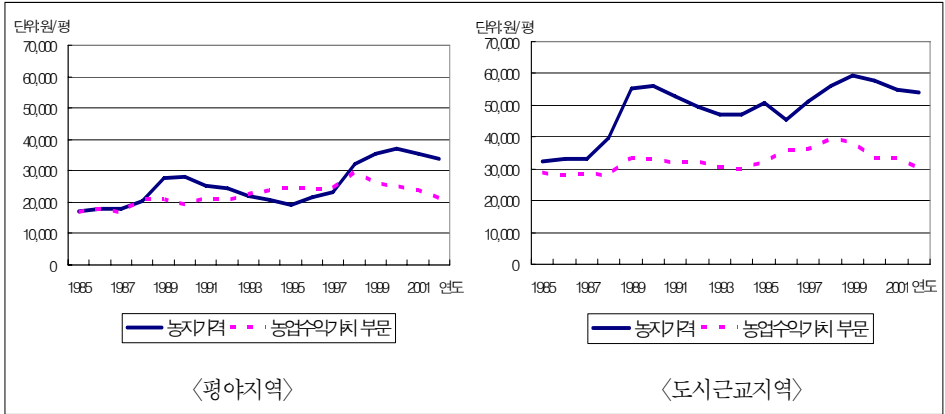
크게 나타났다. 이를 통하여 다른 지역보다 도시근교의 농지가격이 비농업수익가치 충격에 의해 더 많은 영향을 받는 것으로 유추해 볼 수 있다.

위의 결과를 종합하여 보면, 평야지역은 도시근교지역보다 일시적 농업수익가치 충격에 의한 농지가격 변화가 크게 나타났고, 도시근교지역에서는 평야지역과 달리 일시적 농업수익가치 충격보다는 비농업수익가치 충격에 의한 농지가격 변화가 크

게 나타난 것을 알 수 있다. 즉 도시근교지역에서는 토지전용과 같은 기대자본이득 요인에 의해 농지가격이 다른 지역보다 더 많이 상승하였다는 것을 의미한다. 그러나 평야지역에서 도시근교지역과 비교하여 일시적 농업수익가치 요인의 영향이 더 큰 이유는 농지가격 결정에 있어서 기대자본이득과 같은 비농업수익요인 보다는 농업수익요인(예, 일시적 농업생산성 증대, 기상재해 등)이 더 큰 영향을 미칠 수 있기 때문인 것으로 생각된다.

다음의 <그림 3>는 실제 농지가격과 농업수익가치 부문(영속적 농업수익가치와 일시적 농업수익가치의 합)을 비교한 것이다. 두 지역의 농지가격과 농업수익가치 부문이 비슷한 추세를 가지는 것을 알 수 있다. 평야지역과 도시근교지역 모두 1988년 이후 농지가격이 급상승하면서 농지가격과 농업수익가치 부문의 격차가 급격히 증가하는 것으로 나타났다. 이 시기에 농지가격은 농업수익가치 충격에 의해 상승하였다기 보다는 비농업수익가치 충격에 의해서 상승하였다는 것을 의미한다. 이는 앞에 <그림 2>에서 보는 바와 같이 두 지역 모두 이 시기에 비농업수익 충격이 급격히 증가하는 것을 통해서도 알 수 있다. 1991년 토지공개념 제도가 도입된 이후 도시근교지역과 평야지역의 실질농지가격이 하락하면서 농지가격과 농업수익가치 부문의 격차가 감소한 것으로 나타났다. 그러나 2000년 이후 경제회복과 농지의 거래규제를 완화하는 정책이 시행되면서 농지가격과 농업수익가치 부문의 격차가 급격히 확대되고 있는 추세이다. 2002년 기준으로 평야지역의 농지가격에서 농업수익가치 부문이 차지하는 비중이 약 65%내외로 나머지 35%는 비농업수익가치에 의한 농지가격 구성 비중으로 이해할 수 있다. 동 기간에 도시근교지역에서는 농지가격에서 농업수익가치 부문이 차지하는 비중이 평야지역보다 더 낮은 약 55% 정도로 평야지역보다 비농업수익가치의 비중이 더 높은 것으로 나타났다. 그러나 본 연구결과는 고정할인을 가정 하에서 도출되었기 때문에 최근의 시장이자율 하락 등과 같이 이자율이 변동될 경우에 그대로 적용되기에는 제약이 있다. 왜냐하면 시장이자율의 하락에 따른 요구수익률의 하락은 농업수익가치의 상대적인 크기를 증가시킬 것이기 때문이다. 따라서 본 연구에서 추정된 2000년 이후의 농업수익가치 크기는 과소추정 되었을 가능성이 있는 것으로 생각된다.

〈그림 3〉 실제 농지가격과 농업수익가치 충격부문 비교



IV. 요약 및 결론

농지가격에 비농업수익가치가 존재하게 되면 농지 유동화가 어렵고, 또한 생산비 상승 요인으로 작용하여 농업경쟁력을 더욱 악화시킬 수 있다. 따라서 농지의 비농업수익가치 존재 여부 및 크기에 대한 검정은 향후 쌀 가격과 같은 농업수익가치의 변화에 농지가격이 어떻게 변화하는지를 예측하는 것과 같은 우리나라 농업 정책수립에 있어서 적지 않은 시사점이 있을 것으로 생각된다. 본 연구에서는 농지가격을 농업수익가치와 비농업수익가치의 두 부분으로 구분하여 설명하는 동태적 농지가격 결정모형을 개발하고, 이를 이용하여 i) 한국농지가격에 존재할 것으로 예상되는 비농업수익가치의 존재 여부를 실증적으로 검증하고, ii) 만약 농지가격에 비농업수익가치가 존재한다면 크기가 어느 정도인지, 특히 지대별(도시근교지역, 평야지역)로 차이가 얼마만큼 존재하는지를 밝혀봄으로서 비농업수익가치의 상대적 크기를 실증적으로 규명하였다.

본 연구의 주요 실증분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 단위근과 공적분 검정결과 국내 평야지역과 도시근교지역 모두 농지의 비농업수익가치가 존재하는 것으로 나타났다. 둘째, 1988년 이후와 2000년 이후의 농지가격의 급격한 상승에는 비농업수익가치의 영향이 상대적으로 큰 것으로 분석되었다. 한편 평야지역과 비교하여 도시근교지역의 농지가격이 비농업수익가치에 의해서 더 많은 영향을 받은 것으로 나타났다. 따라서 향후 국내 쌀 가격 하락과 같은 영속적 농업수익가치 충격이 발생하였을 때 평야지역과 도시근교지역의 농지

가격 하락폭은 상대적으로 다르게 나타날 것으로 전망된다. 이는 앞에서 논의한 농지의 비농업수익가치와 관련이 있는데, 농지의 비농업수익가치의 비중이 높은 지역일수록 농업수익가치 요인의 변화에 따른 농지가격 변화 비율이 낮게 나타날 수 있기 때문이다. 셋째, 평야지역은 도시근교지역보다 상대적으로 일시적 농업수익가치 충격에 의한 농지가격 변화가 크게 나타났고, 반대로 도시근교지역에서는 평야지역과 달리 일시적 농업수익가치 충격보다는 비농업수익가치의 영향이 큰 것으로 나타났다. 이는 일시적 농업생산성 증대와 기상재해 등과 같은 일시적 농업수익가치 충격은 도시근교지역과 비교하여 평야지역 농지가격에 상대적으로 큰 영향을 미친다는 것을 의미한다. 반대로 도시근교지역에서는 비농업수익가치 충격이 일시적 농업수익가치 충격보다 크고 또한 평야지역의 비농업수익가치 충격보다 역사적으로 크게 나타났는데, 이는 도시근교지역의 농지는 평야지역보다 농지전용과 투기적 수요가 크기 때문인 것으로 보인다.

본 연구는 국내에서 최초로 지대별(평야지역, 도시근교지역) 농지가격을 이용하여 농지의 비농업수익가치 존재 여부 및 그 크기를 검증한 실증 연구로 그 의의가 있다고 할 수 있다. 본 연구의 한계와 향후과제는 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 할인요소가 고정되어 있다고 가정하고 비농업수익가치의 존재 여부에 대한 검정을 시도하였다. 고정할인율에 대한 가정은 농지투자자의 요구수익률이 일정하다는 것을 의미한다. 그러나 분석 기간 동안 관찰된 시장이자율의 지속적 하락을 고려할 경우, 고정할인율에 기초한 비농업수익가치의 존재 여부에 대한 검정결과는 어느 정도 현실과 거리가 있어 보인다(이용만, 2006). 따라서 향후 연구에서는 이러한 한계를 극복하기 위하여 고정할인율보다는 시장이자율의 변화를 감안할 수 있는 변동할인율 등을 도입한 분석모형을 이용하여 농지의 비농업수익가치 검정 분석을 시도할 필요가 있다. 둘째, 향후 연구에서는 개별농지 실거래가격 자료를 이용하여 쌀 가격하락과 같은 농업수익가치 충격에 의한 농지가격 변화의 크기를 분석하는 보다 시사성 높은 연구가 시도되어야 할 것으로 생각된다.

■ 참고 문헌

1. 김경환 · 이한식, 「부동산 가격 거품과 가격전망」 건국대학교 출판부, 2000.
2. 김봉환, “부동산가격 버블의 존재 검증: 상태전환회귀식의 활용,” 『주택연구』, 제12권 제1호, 2004, pp. 71-96.
3. 김정부 외, 「농지가격 변동과 파급효과 분석」, 한국농촌경제연구원, 1990.
4. 박재룡 · 박용규 · 박원석 · 유용주 · 김종년 · 조달호 · 서승환, 「IMF 충격에 따른 자산디플레이션 현상과 대책」, 삼성경제연구소, 1998.
5. 백선기, 「농지전용에 따른 가격변화에 관한 연구」, 한국농촌경제연구원, 1998.
6. 유시용, “우리나라 토지가격 거품현상에 대한 검증,” 서울대학교 경제학석사학위논문, 1993.
7. 이용만, “토지의 전용기대에 대한 기대와 거품검정,” 『경제학연구』, 제45집 1호, 1996, pp. 165-187.
8. _____, “서울 강남지역의 주택가격에 거품이 존재하는가?,” 『주택연구』, 제14권 1호, 2006, pp. 27-55.
9. 이정환 · 조재환, “농지가격의 결정요인과 요인별 영향력 분석,” 『농촌경제』, 제19권 1호, 1996, pp. 1-16.
10. 주봉규, “농지전용과 농지투기규제의 정책과제,” 『경제논집』, 제24권 제3호, 1985, pp. 311-321.
11. 채광석 · 이태호 · 김관수, “지대별 농지가격에 영향을 미치는 요인들의 인과성 분석 -도시근교 지역과 평야지역을 중심으로,” 『농업경제연구』, 제46권 제4호, 2005, pp. 47-66.
12. Blanchard, Q. and D. Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply Distribution,” *American Economic Review*, Vol. 79, No. 4, 1989, pp. 655-673.
13. Burt, O.R., “Econometric Modeling of the Capitalization Formula for Farmland Prices,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 68, No. 1, 1986, pp. 10-26.
14. Campbell, J. and R. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *Journal of Political Economy*, Vol. 95, No. 5, 1987, pp. 1062-1088.
15. Craine, R., “Rational Bubbles- a test,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 17, No. 5, 1993, pp. 829-846.
16. Dickey, D.A. and W.A. Fuller, “Distribution of the Estimators for AR Time series with a Unit Root,” *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, 1979, pp. 427-431.
17. _____, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, July, 1981, pp. 1057-1072.
18. Falk, B., and B.S. Lee, “Fads Versus Fundamentals in Farmland Prices,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 80, No. 4, 1998, pp. 696-707.
19. Hamilton, J.D., 「Time Series Analysis」, Princeton, 1994.
20. Lee, B.S. “Permanent, Temporary, and Nonfundamental Component of Stock Price,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 33, No. 1, 1998, pp. 1-32.
21. Phillips, P.C.B. and Perron, P., “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,”

- Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 1988, pp.335-346.
22. Roche, M.J. and K. McQuinn, "Testing for Speculation in Agricultural Land in Ireland," *European Review of Agricultural Economics*, Vol. 4, No. 1, 2001, pp.95-115.
 23. Stiglitz, J.E. , "Symposium on bubbles," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 4, No. 1, 1993, pp.13-18.
 24. Tegene, A. and F.R. , Kuchler, "Evidence on the Existence of Speculative Bubbles in Farmland Prices," *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 6, No. 3, 1993, pp.223-236.
 25. West, K. , "A Specification Test for Speculative Bubbles," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 102, No. 3, 1987, pp.553-580.

An Empirical Analysis on Non-fundamental Components of Farmland Prices in Korea

Kwangseok Chae* · Kwansoo Kim**

Abstract

The purpose of this paper is to analyze empirically the existence of non-fundamental components of farmland prices in Korea. We rely on unit root tests, cointegration tests and a structural VAR approach on farmland prices to test the hypothesis on the existence of non-fundamental components. The data is categorized by area: 'suburb area' and 'plain area'. In each area group, we found empirical evidence supporting the existence of non-fundamental components of farmland prices during 1983-2002. Thus, farmland prices in Korea can be explained by fundamental components and non-fundamental components (including price bubbles). Further, we estimated the magnitude of these non-fundamental components by utilizing the VMA (Vector Moving Average) model: farmland price series are decomposed into three uncorrelated components such as a permanent fundamental component, a temporary fundamental component and a non-fundamental component. The empirical evidence revealed that the ratio of non-fundamental components to farmland prices in the suburb area is bigger than that of the plain area. We also found that a non-fundamental component of farmland prices plays an important role in explaining farmland prices in the suburb area, while the movement of farmland prices of the plain area is dominated by a temporary fundamental component.

Key Words: Farmland prices, Non-fundamental Components, a Structural VAR

* Visiting researcher, Korea Rural Economic Institute

** Associate Professor, Department of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National University