농지가격의 결정요인과 요인별 영향력

현재가치이론 검정과 충격반응분석

이 정 환* 조 재 환**

1. 서 론
2. 농지가격 결정이론과 검정방법
3. 농지의 현재가치이론 검정
4. 농지가격 결정의 요인별 영향력
5. 결 론

1. 서 론

이제까지 우리 나라 농지는 高地價라고 인식되어 왔고, 특히 1980년대 중반 이후 농업수익성이 정체된 가운데 농지가격이 급격히 상승하였다. 이같은 高地價현상은 농업수익성과 관계없이 자본이득을 기대하는 투기적 요인에 의한 결과라고 일반적으로 주장되어 왔다.

이같은 주장은 대부분 단순현재가치모형(Simple Present Value Model)에 의하여 이른바 농업수익지가를 산출한 후, 이를 현실지가와 비교하여 현실지가가 농업수익지가를 현저하게 상회하고 있다는 분석결과에 근거하여 왔다(김성호 1989, pp. 1101~1112; 김정부 1991, pp.57~64). 그러나 이러한 검정방법은 다음과 같은 문제점을 가지고 있다. 첫째, 농업수익에 대한 기대형성 요인을 무시하거나 극히 단순한 기대형성 구조를 가정하고 있다는 것이다. 다시 말하면 현재의 농업수익이 미래에도 변함없이 계속되거나, 계속될 것으로 기대한다는 것을 가정하고 있다(이에 대해서는 다음 장에서 상세히 논의될 것이다). 그러나 농업수익은 장기적으로 그리고 단기적으로 끊임없이 변화되고 있으므로 이러한 가정은 비현실적이고 따라서 그러한 가정에 기초한 검정은 잘못된 결론을 도출할 수 있다.

둘째, 농업수익 요인과 자본이득 요인이 농지가격에 미치는 영향이 계량적으로 분리되지 못한 채 자본이득 요인만을 강조함으로써, 비록 자본이득 요인이 高地價형성에 중요한 요인이 되었다고 하더라도 농업수익이 지가에 미칠 수 있는 영향력이 충분히 인식되지 못하는 결과를 초래하였다.

* 수석연구위원
** 책임연구원

이정환(1993)은 이와 같은 한계를 극복하기 위하여 농업수익 이외에 비농지가격과 전용확률을 고려한 현재가치모형을 유도하고, OLS분석을 통해 농업수익 요인과 자본이득 요인을 동시에 고려하는 계량적 분석을 시도하여, 농지가격이 농업수익보다 비농지가격에 더 민감하게 반응한다는 결론을 제시하였다. 그러나 시계열자료의 정상성(Stationarity)에 대한 검정없이 OLS 분석방법을 적용하였으므로 허구적 회귀(Spurious Regression)를 초래하였을 가능성이 높다.

최근 이용만(1995)은 허구적 회귀(Spurious Regression) 문제를 극복하기 위하여 현재가치모형에 대한 공적분 검정(Cointegration Test), 충격반응 분석법, 분산분해 분석법을 적용하여 농지임대차료가 지가에 영향을 미치지만 그 영향력은 대단히 미약하다는 사실을 밝혔다. 그러나 지주적 토지소유가 일반적이지 아니한 상황에서는 임대차료보다 토지순수익을 농지의 농업수익이라고 보는 것이 합당하다고 생각된다.[1] 또한 임대차료의 영향력이 미약하다면 어떤 다른 요인에 의하여 농지가격이 크게 영향을 받는지가 밝혀지지 않았다.

끝으로 이제까지의 농지가격 분석은 대부분 전국 평균자료에 의존함으로써, 지역적 특성에 따라 농지가격 결정요인과 요인별 영향력에 현저한 차이가 나타날 수 있다는 사실이 간과되어 왔다. 이와 같이 지역적 차이가 간과되었기 때문에 분석결과가 현실을 왜곡하거나 현실을 충분하게 설명하지 못할 가능성이 있다.

이 연구에서는 농업수익요인과 자본이득요인을 동시에 고려하는 현재가치모형을 이용하여 현재가치이론을 검정하고 나아가서 농업수익과 자본이득 요인이 농지가격에 미치는 영향력을 동태적으로 파악하려는 것이다.

2. 농지가격 결정이론과 검정방법

2.1. 현재가치이론

농지가격이 농업수익만에 의하여 결정된다면 t기의 농지가격은 다음과 같이 농업수익의 현재가치로 나타낼 수 있다.

$$(1)\ PA_t = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{E_t(R_{t+i})}{(1+\gamma)^{i+1}}$$

단, PA_t는 t기의 농지가격, R_{t+i}는 t+i기의 농업수익, γ는 할인율을 나타내고, E_t는 t기의 기대치를 나타낸다. 농업수익이 AR(1) 과정에 따라 변동한다면, 농업수익 기대치는 다음과 같이 나타낼 수 있다(Pindick, pp. 519-524).

$$(2)\ E_t(R_{t+1}) = \alpha + (1+\rho)\ R_t$$

여기서 ρ는 농업수익의 상승률을 의미한다.

(2)를 (1)에 대입하여 정돈하면 다음을 얻는다.

[1] 물론 이용만(1995)은 이 연구와 달리 농지임대차료와 농지가격 사이의 상호관계를 분석하는 것이 목적이었기 때문에 임대차료가 농지가격에 미치는 영향력을 검정하려고 하였다.

$$(3)\ PA_t = \frac{\alpha}{\gamma(\gamma-\rho)} + \frac{R_t}{(\gamma-\rho)}$$

여기서 $\alpha=0$, $\rho=0$ 이면 일반적으로 잘 알려진 식(4)와 같은 단순 농업수익 현재가치모형(Simple Present Value Model)을 얻는다. 즉, 이제까지 대부분의 연구에서 수익지가를 산출하기 위하여 사용하여 온 계산식은 $E_t(R_{t+1}) = R_t$라는 극히 단순한 기대형성구조를 가정하는 것이 된다.

$$(4)\ PA_t = \frac{R_t}{\gamma}$$

이상의 결과에서 알 수 있듯이 단순 농업수익 현재가치모형은 $\rho=0$라는 특수한 상황을 가정하고 있으므로 이러한 가정위에서 산출된 수익지가는 현실에 맞지 않을 가능성이 높다. 왜냐하면 농업수익이 상승하는 시기에는 $\rho>0$가 될 것이므로 식(4)는 수익지가를 과소 평가하게 되고, 농업수익이 감소하는 시기($\rho<0$)에는 식 (4)가 수익지가를 과대평가하게 되기 때문이다.

농지를 매입하거나 매각하려는 사람이 농업수익뿐만 아니라 판매할 때 획득할 수 있는 자본이득을 고려하여 가격을 결정한다면 농지가격은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(5)\ PA_t = \frac{R_t}{1+\gamma} + \frac{E_t(P_{t+1})}{1+\gamma}$$

단, $E_t(P_{t+1})$은 t기에 형성되는 t+1기의 기대판매가격을 의미한다.

기대판매가격은 전용확률과 전용가격에 의하여 다음과 같이 결정된다.

$$(6)\ E_t(P_{t+1}) = PR_t\, E_t(PA_{t+1}) + (1-PR_t)\, E_t(PN_{t+1})$$

여기서, PR_t는 농지로 잔존할 확률을 나타내고, PN_t는 전용가격을 나타낸다. 전용가격이 토지순수익과 같이 AR(1) 과정에 따라 변동한다면 각각의 기대치는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(7)\ E(PN_{t+1}) = \beta + (1+\mu)\, PN_t$$

$$(8)\ E(R_{t+1}) = \alpha + (1+\rho)\, R_t$$

단, μ는 전용가격의 상승률을 나타낸다.

여기서 농지로 잔존할 확률 PR_t가 일정하다면 (7), (8)의 관계를 (6)에 축차 대입하여 다음과 같은 전용수익 현재가치모형을 얻을 수 있다.

즉, 농지가격 PA_t와 농업수익 R_t 그리고 전용가격 PN_t는 선형관계를 나타내게 된다는 것을 알 수 있다.

$$(9)\ PA_t = \left\{\frac{\alpha PR}{(1+\gamma-PR-\rho PR)\,(1+\gamma-PR)} + \frac{\beta(1-PR)}{(1+\gamma-PR-\mu PR)\,(1+\gamma-PR)}\right\} + \frac{R_t}{(1-PR)+(\gamma-\rho PR)} + \frac{(1+\mu)\,(1-PR)PN_t}{(1-PR)+(\gamma-\mu PR)}$$

여기서 PR=1, 즉 전용될 확률이 전혀 없다면 식(9)는 다음과 같이 단순화된다.

$$(10)\ PA_t = \frac{\alpha}{\gamma(\gamma-\rho)} + \frac{R_t}{\gamma-\rho}$$

식 (10)은 앞의 식(3)과 정확히 일치한다는 것을 알 수 있다. 이것은 PR=1이면 전용확률이 전혀 없고 따라서 자본이득의 가능성이 없기 때문에 나타난 당연한 결과이다.

2.2. 분석방법

이제까지 농업수익 현재가치 이론을 검정한 대부분의 연구는 식(4)에 의하여 이른바 수익지가를 산출하고, 그 결과와 실제지가를 비교하여 두 가지 지가가 일치하는가를 검정하는 방법을 채택하였다. 그러나 앞절의 분석으로부터 이 방법은 다음과 같은 한계를 가지고 있다는 것을 알 수 있다.

첫째, γ의 값을 측정하는 것이 어렵기 때문에 타당한 수익지가를 산출한다는 것이 용이하지 않다. 둘째, 수익지가는 농업수익을 γ이 아닌 $\gamma-\rho$로 할인하여 현재가치를 산출해내야 하므로 식 (4)에 의하여 수익지가를 산출하면 $\rho \neq 0$인 경우 수익지가가 과소 혹은 과대 평가되기 쉽다. 실제로 우리 나라에서 농업수익은 지속적으로 상승하여 왔으므로 $\rho=0$ 라는 가정아래 식 (4)에 의하여 수익지가를 산출하면 수익지가가 과소평가 될 것이다. 따라서 농업수익 현재가치 이론이 성립한다고 하더라도 이와 같이 계산된 수익지가는 실제지가보다 낮게 나타날 가능성이 대단히 높다.

따라서 이 연구에서는 농업수익 현재가치 이론이 성립한다면 식(3)에 나타난 바와 같이 농지가격과 농업수익 사이에는 선형관계가 성립하게 된다는 사실에 주목하여 양변수 사이에 선형관계가 존재하는가를 통계적으로 검정하는 방법을 채택하려고 한다. 만일 전용수익 현재가치 이론이 성립한다면 식(9)에 나타난 바와 같이 농지가격, 전용지가격, 농업수익 사이에 선형관계가 존재해야 하므로 역시 이들 세 변수 사이에 선형관계가 존재하는가를 검정하려고 한다.[2]

이 방법은 할인율 γ과 농업수익 및 전용지가의 상승률 ρ와 μ를 추정할 필요가 없다는 점에서 대단히 편리하다. 그러나 PA_t를 R_t 혹은 PN_t에 회귀시킨 후 R^2 혹은 t-값에 의하여 선형관계를 검정하면, PA_t와 R_t, PN_t가 비정상계열(Non-Stationary Process)인 경우 허구적 회귀(Spurious Regression)를 나타내어 잘못된 결론을 도출하게 된다.

따라서 PA_t와 R_t 혹은 PN_t 사이에 장기선형 균형관계가 존재하는가를 공적분 분석에 의하여 검정하는 방법을 채택하려고 한다.[3]

여기서 한 가지 유념하여야 할 것은 지역에 따라 지가차이가 대단히 크므로 농지가격 결정 이론을 검정하기에 앞서 토지시장이 지역적으로 분할되어 있는지의 여부를 검정할 필요가 있다. 통합여부는 두 지역 토지가격 사이에 장기균형관계가 존재하는가에 대한 공적분 분석으로 검정할 수 있을 것이다. 즉, 두 지역의 지가 사이에 공적분관계가 존재하지 아니한다면 두 지역 토지시장은 상호 분리되어 각기 독립적인 움직임을 나타낸다고 할 수 있다. 따라서 이 연구에서는 공적분 검정을 통하여 토지시장이 지역별로 분리

---

[2] 이 방법을 이용하여 미국에서 현재가치 이론을 검정한 연구가 최근 여러편 발표되었다 (Clark, 1993; Falk, 1991).

[3] 이 문제에 대해서는 Kennedy(1992), pp.247~254 참조.

되어 있는지를 검정하고 그 결과에 따라 지역별 분석을 진행시키려고 한다.

분석 절차는 다음과 같은 순서에 따라 진행된다. 먼저 농지가격과 농업수익 그리고 전용가격 변수의 정상성(Stationarity)를 검정하고, 정상성이 기각되면 1차 차분한 후 다시 정상성을 검정하여 정상계열을 얻도록 한다. 1차 차분으로 모든 변수의 정상계열이 얻어지면 지역별 농지가격 사이에 공적분관계가 존재하는가, 그리고 지역별 전용가격에 공적분관계가 존재하는가를 검정한다. 공적분관계가 존재한다면 지역을 통합하여 전국을 하나의 시장으로 간주하여 다음 분석으로 진행하고, 공적분관계가 기각되면 지역을 분리하여 지역별로 다음 단계의 분석으로 진행한다.

다음은 농지가격과 농업수익 사이에 공적분관계가 존재하는가를 검정하여 농업수익 현재가치모형을 먼저 검정한다. 만약 공적분관계가 수용되면 농업수익 현재가치모형이 수락된 것이므로 벡타 오차수정 모형(Vector Error Correction Model)을 계측하여 영향력 분석으로 진행한다. 공적분관계가 기각되면 농지가격과 전용가격(대지가격) 사이에 공적분관계가 존재하는가를 검정한다. 만약 공적분관계가 수용되면 농지가격은 전용수익의 현재가치의 의하여 결정된다는 가설을 수용하고 역시 벡타 오차수정 모형을 계측하여 영향력 분석으로 진행한다.

앞의 두 가지 공적분 검정이 모두 기각되면, 농지가격, 농업수익, 전용가격 등 세 변수 사이에 공적분관계가 존재하는가를 검정한다. 이 검정이 수락되면 농지가격은 농업수익과 전용수익 현재가치에 의하여 결정된다는 것을 의미하고, 이것마저 기각된다면 현재가치 이론이 최종적으로 기각된 것으로 간주할 수 있다.

마지막으로 공적분관계가 수용될 경우 벡타 오차수정 모형(Vector Error Correction Model)을, 그리고 수용되지 않을 경우 1차 차분된 벡타 자기회귀 모형(1st Vector Autoregressive Model)을 선택하여 영향력 분석을 시도한다. 영향력 분석으로 어떤 한 변수에 충격이 주어지는 경우 그 파급영향이 각 변수에 어떻게 미치는가를 동태적으로 파악하는 충격반응분석(Impulse Response Analysis), 그리고 어떤 변수의 오차분산을 요인별로 분해하여 기여도를 계산하는 분산분해분석(Variance Decomposition Analysis)을 진행시킨다.

3. 농지의 현재가치이론 검정

3.1. 분석자료와 변수 검정

3.1.1. 분석자료

농업수익 현재가치모형 식(3)과 전용수익 현재가치모형 식(9)를 검정하기 위해서는 농지가격자료, 농업수익자료, 그리고 농지의 전용가격에 대한 시계열 자료가 필요하다.

먼저 농지가격에 대한 시계열자료는 우리나라에서 두 가지가 이용가능하다. 첫째는 「농가경제조사 결과보고」에 나타난 농지자산을 농지면적으로 나누어 농지가격을 산출하는 방법이고, 또 하나는 건설부의 「지가동향」자료에 나타난 지가자료를 이용하

는 방법이다.

「농가경제조사 결과보고」자료를 이용하면 1964년부터 1994년까지 31년간의 자료를 얻을 수 있으나, 전국 평균자료 이외에 지역별 자료를 얻을 수 없기 때문에 지역통합 검정과 그에 따른 지역별 분석을 할 수 없다는 문제점이 있다. 또한 농가경제조사에서 산출된 지가는 지가파악을 위한 조사로부터 산출된 값이 아니므로 현실지가를 얼마나 정확히 반영하였는지 알 수 없다는 문제점이 있다. 따라서 이 연구에서는 건설부의 「지가동향」자료를 이용하기로 한다.

건설부 「지가동향」자료는 지가수준을 파악하기보다는 그 변화를 파악하려는 것이 목적이므로 지가가 실제가격이 아닌 지수로 공표된다는 문제가 있다. 그러나 공적분검정에는 지수자료를 이용한다고 하더라도 결과에 영향을 미치지 못할 것이므로 이용에 문제가 되지는 않는다. 농지에는 논, 밭, 과수원 등 여러 가지 지목이 포함되지만 여기서는 논가격을 중심으로 분석하기로 한다. 논가격 자료를 이용하는 이유는 토지수익에 관한 시계열자료가 입수가능한 것이 논뿐이기 때문이다.

우리 나라는 농지의 전용가격에 관한 시계열 자료는 없다. 따라서 이 연구에서는 비농지가격을 그 대리변수로 채택하기로 한다. 비농지가격이 농지의 전용가격과 차이가 날 수 있으나 지역별로 나누어 분석한다면 큰 무리는 없을 것이다. 비농지가격에 관한 자료도 농지가격자료의 경우와 마찬가지로 건설부의 「지가동향」에 나타나는 대지가격 자료를 이용하기로 한다.

농업수익은 토지에 귀속되는 수익이어야 하므로 토지순수익으로 파악하기로 한다. 이 때 평균순수익으로 파악하는 방법과 한계순수익으로 파악하는 방법이 있을 수 있다. 여기서 한계순수익이란 농지를 추가로 1단위 더 확대하였을 경우 획득할 수 있는 추가적인 토지순수익을 의미하고, 평균순수익이란 경작지 1단위당의 순수익을 의미한다. 한계순수익이 단기적인 수익이라면 평균순수익은 장기적인 수익이라고 할 수 있다. 왜냐하면 농지가 확대되면 장기적으로는 그에 따라 다른 투입재의 투입량도 증대되어야 하기 때문이다. 그런 의미에서 여기에서는 평균 토지순수익을 농업수익으로 간주하였다. 토지순수익은 「쌀 생산비 조사 결과보고」를 이용하여 산출하였다[4]. 따라서 논에 타작물을 재배하는 경우에 얻을 수 있는 수익이 무시되고 있다는 문제점이 있으나 자료의 제약상 불가피하였다.

3.1.2. 단위근 검정

먼저 분석에 이용될 시계열자료의 정상성(Stationarity)을 검정하여야 한다. 정상성을 검정하는 방법은 DF(Dickey-Fuller Test) 검정법, ADF 검정법(Augmented Dickey-Fuller Test), 그리고 필립스-페론 검정법(Phillip-Perron Test, 약칭 PP test) 등이 있으나 여기서는 검정력이 우월한 PP검정법에 의하여 정상성을 검정하였다.

〈표 1〉에 나타난 바와 같이 논가격, 대지가격, 토지순수익이 지역에 관계없이 모두 정상계열인 것으로 나타났다. 검정에서는 상수와 추세치를 모두 고려하는 경우까지를

[4] 토지순수익 = 조수입 - 물재비 - 노력비(자가노력비 포함) - 감가상각비 - 자본이자

포함하였으나 어느 경우에도 정상성은 기각되었다.

이 결과는 이정환(1993)에서와 같이 전통적 회귀방법에 의하여 식(3) 혹은 식(9)를 계측하면 허구적 회귀가 되어 R^2와 t-값 등에 의한 검정과 분석이 잘못된 결론을 도출할 수 있다는 것을 의미한다. 한편 이들 변수들을 1차 차분하면 모든 변수가 정상계열인 것으로 나타나, 시계열 특성이 같은 것으로 나타났다. 시계열 특성이 같다는 것은 이들 변수간의 관계가 선형결합일 제1조건을 만족시킨다는 것을 뜻한다[5].

3.2. 지역통합 검정

대도시, 중소도시, 농촌의 농지시장이 통합되어 있다면 세 지역의 농지가격은 상호 장기균형관계를 유지하면서 변화될 것이므로, 두 지역 농지가격 사이에는 공적분관계

표 1 **단위근 검정결과**

	PP-test	임계치		비고
		5%	10%	
논지가(건설부,1974~94)				
수 준				
대 도 시(LAG=2)	-2.04	-3.41	-3.13	상수항,추세항 포함
중소도시(LAG=2)	-1.81	-3.41	-3.13	〃
농촌지역(LAG=2)	-1.65	-3.41	-3.13	〃
일차차분				
대 도 시(LAG=2)	-2.11	-1.95	-1.62	상수항,추세항 없음
중소도시(LAG=2)	-2.13	-1.95	-1.62	〃
농촌지역(LAG=2)	-2.02	-1.95	-1.62	〃
대지지가(건설부,1974~94)				
수 준				
대 도 시(LAG=2)	-1.99	-3.41	-3.13	상수항,추세항 포함
중소도시(LAG=1)	-2.08	-3.41	-3.13	〃
농촌지역(LAG=2)	-1.83	-3.41	-3.13	〃
일차차분				
대 도 시(LAG=1)	-2.77	-2.86	-2.57	상수항,추세항 없음
중소도시(LAG=1)	-2.90	-2.86	-2.57	상수항포함,추세항없음상
농촌지역(LAG=1)	-2.16	-1.95	-2.57	수항,추세항 없음
토지순수익(쌀생산비,1974~94)				
수 준(LAG=2)	-2.44	-3.41	-3.13	상수항,추세항 포함
일차차분(LAG=2)	-5.49	-1.95	-1.62	상수항,추세항 없음

주 : 1) 분석자료는 log로 선형변환.
2) 수준에서 PP-t는 상수·추세항이 있는 경우에 해당되는 통계량임. 상수항, 추세항이 없는 경우, 상수항(추세항)을 고려한 경우에도 해당 통계량이 임계치보다 커서 모두 단위근을 갖는 것으로 나타났음.
3) ( )안의 숫자는 SIC에 의해 선정된 적정시차를 나타냄.

[5] Falk(1991) 참조.

표 2 **농지시장의 지역통합 검정 - 공적분 검정**

관 계	λ Max	임계치*(5%)	결 과
대도시-중소도시(LAG=2)			
Ho : γ = 0	11.60	14.07	γ = 0
중소도시-농 촌 (LAG=3)			
Ho : γ = 0	15.64*	14.07	
Ho : γ ≦ 1	0.11	3.76	γ = 1

표 3 **대지시장의 지역통합 검정 - 공적분 검정**

관 계	λ Max	임계치*(5%)	결 과
대도시-중소도시(LAG=3)			
Ho : γ = 0	13.04	14.07	γ = 0
중소도시-농 촌 (LAG=3)			
Ho : γ = 0	11.32	14.07	γ = 0

* Osterwald-Lenum의 임계치

가 성립될 것이다.

공적분관계를 검정하는 방법으로는 엔글-그렌져(Engle-Granger) 방식과 요한센(Johansen) 방식이 있으나 여기서는 검정력이 높은 요한센방식을 채택하였다.

먼저 요한센(Johansen) 방법에 의해 대도시와 중소도시 그리고 중소도시와 농촌의 농지가격 사이에 공적분관계가 있는가를 검정한 결과가 〈표 2〉에 나타나 있다[6]. 이 결과에 의하면 대도시와 중소도시 농지가격 사이에는 공적분관계가 없고, 중소도시와 농촌의 농지가격 사이에는 상호 공적분관계가 있

는 것으로 나타났다. 즉, 대도시 농지시장은 다른 지역의 농지시장과 분리되어 독립적으로 움직이고 있다고 생각된다.

한편 대지시장의 지역간 통합성을 검정한 결과를 보면 〈표 3〉, 대도시와 중소도시, 중소도시와 농촌의 대지가격 사이에 모두 공적분관계가 없는 것으로 나타났다. 즉 세 지역의 대지시장은 통합되어 있지 아니하다고 할 수 있다.

이상의 분석결과를 종합하면 식 (3) 혹은 식 (9)에 의한 검정과 분석이 지역별로 각각 이루어져야 한다는 것을 알 수 있다.

3.3. 현재가치이론 검정

농업수익 현재가치 이론을 검정하기 위하여 먼저 농업수익과 농지가격 사이에 공적분관계가 있는지의 여부를 검정한 결과가 〈표 4〉에 제시되어 있다.

이 결과에 의하면 농지가격과 농업수익 사이에는 대도시, 중소도시, 농촌지역 어디에서나 공적분관계가 없는 것으로 나타났다.

즉 농지가격이 농업수익의 현재가치에 의

[6] 표에서 γ는 오차수정항의 계수로 이루어진 행열의 차수(rank)를 나타내는데 γ=0면 공적분관계가 없음을 의미하고, γ≤1면 1개의 공적분관계가 있음을 의미한다. 검정의 결과는 표의 우편 끝열에 표기되어 있다.

표 4 **농지가격과 토지순수익과의 공적분검정**

지역 구분	Ho	λ Max	임계치(5%)	결 과
대 도 시 (LAG=2)	$\gamma = 0$	10.83	14.07	$\gamma = 0$
중소도시 (LAG=3)	$\gamma = 0$	7.95	14.07	$\gamma = 0$
농 촌 (LAG=2)	$\gamma = 0$	12.50	14.07	$\gamma = 0$

표 5 **논가격과 대지가격 사이의 공적분 검정결과**

지역 구분	Ho	λ Max	임계치(5%)	결 과
대 도 시 (LAG=3)	$\gamma = 0$ $\gamma \leq 1$	20.62* 3.40	14.07 3.76	$\gamma = 1$
중소도시 (LAG=2)	$\gamma = 0$	10.25	14.07	$\gamma = 0$
농 촌 (LAG=2)	$\gamma = 0$	9.19	14.07	$\gamma = 0$

* λmax가 5% 유의수준의 임계치보다 커서 가설이 기각됨을 의미한다.

하여 결정된다는 농업수익 현재가치 이론은 우리 나라 어느 지역에서나 성립하지 않는 것으로 판단된다.

농지가격이 농업수익과 관계없이 전용수익에 의해서만 결정되는지 여부를 검정하기 위하여 농지가격과 전용지 가격(대지가격) 사이에 공적분관계가 있는가를 검정한 결과가 〈표 5〉에 나타나 있다. 이 결과에 의하면 농촌지역과 중소도시 지역에서는 공적분관계가 없으나, 대도시에서는 공적분관계가 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 매우 의미 깊다. 왜냐하면 대도시의 농지가격이 농업수익과 관계없이 전용가격에 의하여 결정되는 반면, 중소도시와 농촌의 농지가격은 전용가격에 의해서만 결정되지는 않는다는 것을 뜻하기 때문이다.

이제 농촌지역과 중소도시 농지가격이 농업수익과 전용수익의 두 가지 요인에 의하여 결정된다는 가설을 검정할 단계에 왔다. 검정결과는 〈표 6〉과 같다.

이 표에 의하면 중소도시, 농촌지역 모두 농지가격과 농업수익 그리고 전용지가 사이에 공적분관계가 있음을 알 수 있다. 다시 말하면 농촌지역과 중소도시의 농지가격은 식(9)와 같은 농업수익과 전용수익의 현재가치에 의하여 결정된다.

4. 농지가격 결정의 요인별 영향력

4.1. 장기균형관계

공적분분석로부터 변수 사이의 장기 균형

표 6 논가격과 농업수익 및 대지가격 사이의 공적분 검정결과

지역 구분	Ho	λ Max	임계치(5%)	결 과
중소도시 (LAG=3)	$\gamma = 0$	49.96*	20.97	
	$\gamma \leq 1$	16.21*	14.07	
	$\gamma \leq 2$	0.38	3.76	$\gamma = 2$
농 촌 (LAG=3)	$\gamma = 0$	41.10*	20.97	
	$\gamma \leq 1$	13.38	14.07	$\gamma = 1$

관계를 도출하면 다음과 같다.

(11) 농촌지역 :

$$\ln PA = 0.509 \ln PN + 0.284 \ln R$$

(12) 중소도시 :

$$\ln PA = 0.989 \ln PN + 0.436 \ln R$$

(13) 대 도 시 :

$$\ln PA = 1.403 \ln PN$$

이 결과에 의하면 전용지가가 1% 상승하면 농지가격은 장기적으로 농촌지역의 경우 0.509% 상승하고, 중소도시의 경우 0.989%, 그리고 대도시의 경우 1.403% 상승하는 것으로 나타나 비농지가격의 영향력이 농촌, 중소도시, 대도시의 순으로 큰 것으로 나타났다.

한편 농업수익이 1% 상승하면 농촌지역 농지가격은 0.284%, 중소도시는 0.436% 상승하는 것으로 나타나 중소도시나 농촌지역 모두 농업수익 보다 전용가격 변화에 더 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 중소도시의 반응이 더 큰 것으로 나타난 것은 중소도시지역의 논은 수익성이 높은 작물의 재배가능성이 높고 그 만큼 실제 토지순수익이 이 분석에 이용된 자료보다 빠르게 상승하였기 때문인 것으로 추측된다.

이상의 분석은 장기적인 영향력을 파악한 것이므로 각 요인의 파급영향이 시간의 흐름에 따라 어떻게 나타나는가를 볼 필요가 있다. 현실세계에서는 장기적인 균형관계보다 단기적인 반응, 그리고 그 반응의 변화가 더 큰 의미와 중요성을 갖는 경우가 많다고 생각된다.

4.2. 충격반응 분석

농지가격에 미치는 각 요인별 영향력을 동태적으로 파악하기 위하여 충격반응분석을 시도하였다. 충격반응분석이란 어떤 한 변수에 충격이 주어지는 경우, 그 충격이 모든 변수에 영향을 파급시켜 상호영향을 주고 받으면서 시간의 흐름에 따라 각 변수가 어떻게 변화되는가를 분석하려는 것이다.

〈그림 1〉은 농촌지역, 〈그림 2〉는 중소도시지역, 〈그림 3〉은 대도시 지역의 충격반응을 보여 주고 있다. 농촌지역과 중소도시지역 모두 농업수익에 주어진 충격에 대한 반응이 가장 큰 것으로 나타나 이들 지역의 농지가격은 농업수익 변화에 민감하게 반응하는 것으로 생각된다. 이 결과는 앞의 장기균형분석에서 농업수익보다 전용가격의 영향력이 크다는 분석결과와 상반된다는 점에서 주의할 필요가 있다. 장기 균형분석이 어떤 한 변수가 변화하는데 따라 모든 변수가 변화하여 균형상태에 도달되는 장기적 반응을 나타낸 것인데 비하여, 충격반응분석은 어떤 한

그림 1 **농지가격의 충격반응 : 농촌**

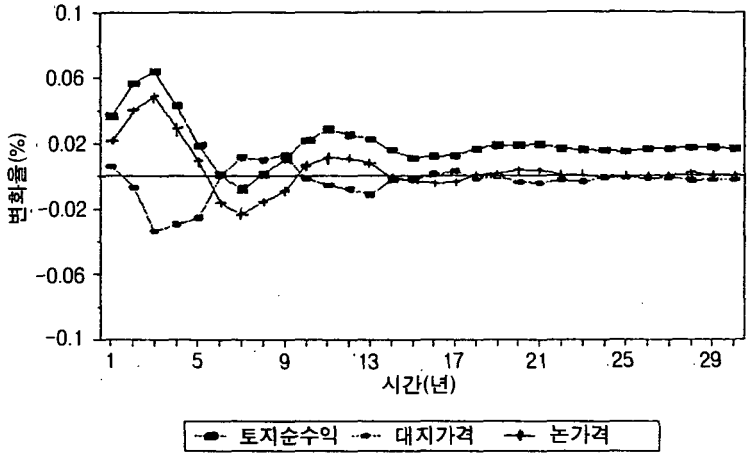


그림 2 **농지가격의 충격반응 : 중소도시**

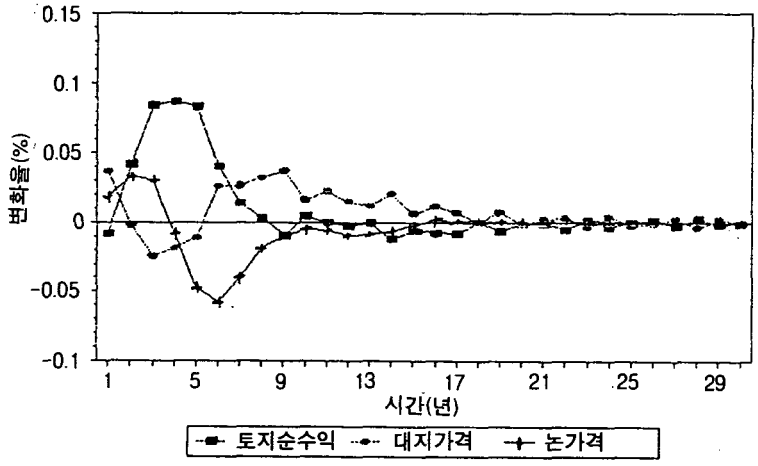


그림 3 **농지가격의 충격반응 : 대도시**

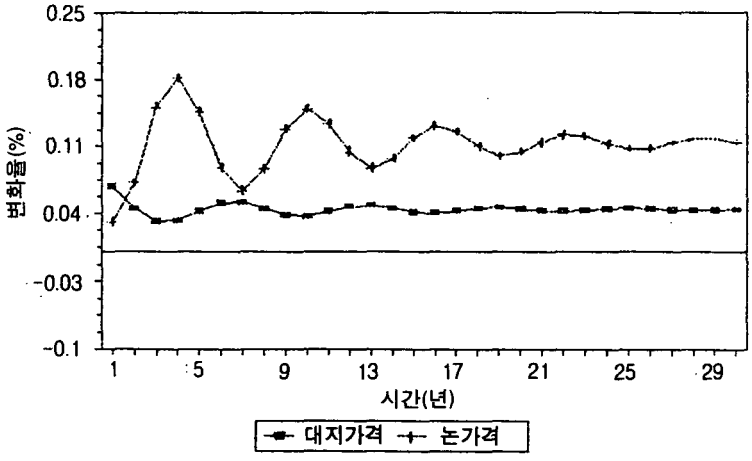


그림 4 농업수익 충격에 대한 반응 : 지역비교

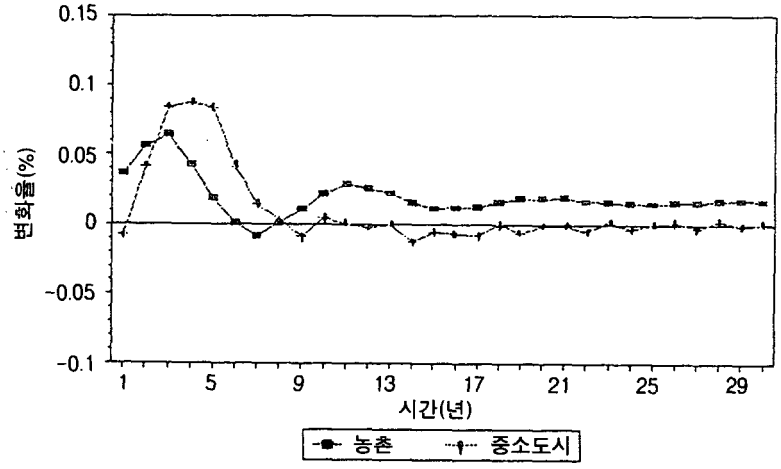


그림 5 대지가격 충격에 대한 반응 : 지역비교

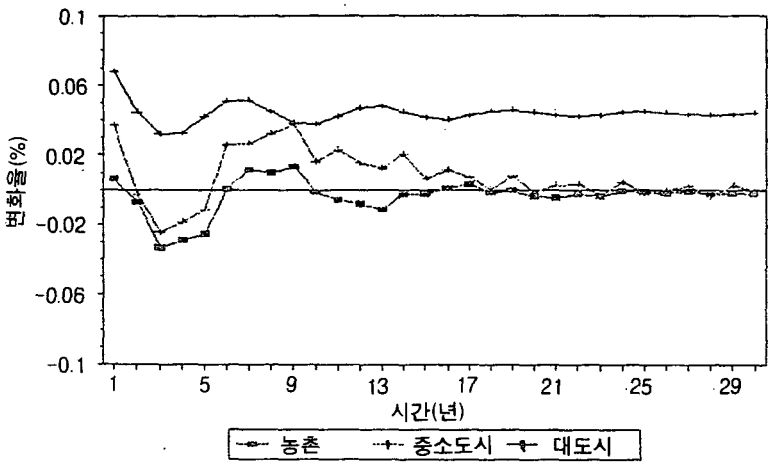
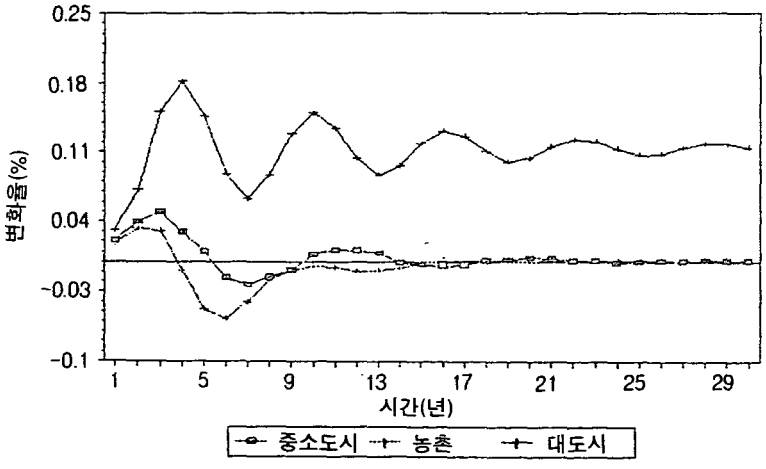


그림 6 농지가격 충격에 대한 반응 : 지역비교



변수의 변화에 따라 다른 변수에 나타나게 되는 변화를 나타내는 반응이라고 할 수 있다. 그런 의미에서 장기균형관계가 종합적 반응분석(total response)이라면 충격반응은 부분적 반응분석(patial response) 이라고 할 수 있을 것이다.

대도시에서는 전용가격(대지가격)에 주어진 충격에 대한 반응이 충격직후부터 0.04% 수준에서 안정적으로 지속되지만 농지가격 자체의 충격에 대한 반응이 더 강력하고 민감한 것으로 나타나 대도시의 농지가격 변동은 자가발전적 요인이 대단히 큰 것으로 생각된다. 즉, 농업수익이나 전용가격 요인이 외의 요인이 대도시 농지가격 변동에 대단히 큰 영향력을 미치고 있는 것으로 판단할 수 있다.

한편 〈그림 4〉는 농업수익에 주어진 충격에 대한 반응이 지역적으로 어떻게 다른가를 보여주는 것인데 농촌지역과 중소도시가 대체로 유사한 동태를 보이는 것으로 판단된다. 다만 중소도시에서는 그 영향력이 충격 후 10년 전후에서 완전 소멸하지만 농촌지역에서는 0.02% 수준의 영향력이 지속되는 것으로 나타났다.

〈그림 5〉는 대지가격에 충격이 주어지는 경우 농지가격이 나타내는 충격반응의 동태적 변화를 지역별로 비교한 것이다. 이 그림에서 보면, 중소도시와 농촌이 대체로 유사한 동태를 나타내지만, 중소도시의 반응이 좀더 강하게 장기간 지속된다는 것을 알 수 있다. 이에 비해 대도시 농지가격은 전용가격(대지가격)의 영향을 대단히 민감하고도 지속적으로 받는 것으로 나타났다.

끝으로 〈그림 6〉은 농지가격자체에 충격이 주어지는 경우에 나타나는 농지가격의 반응을 보여 주는 것이다. 이 경우에도 농촌지역과 중소도시는 대체로 유사한 동태를 보이지만, 대도시에서는 그 반응이 두 지역과 비교할 수 없을 만큼 강력하고 지속적이라는 것을 알 수 있다.

4.3. 분산분해 분석

다음은 농지가격 분산에 대한 요인별 기여도를 보기로 한다. 이를 위해 여기서는 분산분해분석법(Variance Decomposition Analysis)을 시도하였다. 즉, 농지가격분산에 대하여 각 요인이 각기 얼마만큼씩 기여하고 있는가를 분석하였다.

분석결과는 〈표 7〉에 나타나 있다. 농촌지역에서는 농업수익 요인의 기여율이 압도적으로 높지만, 시간이 흐를수록 기여도는 약간씩 하락하고 그 대신 전용가격(대지가격)의 기여율이 다소 높아지는 현상을 보여주고 있다. 중소도시에서는 농지가격 변화

표 7 **농지가격의 분산분해 결과**

(농촌지역) 단위 : %

시 간(년)	농업수익	대지가격	농지가격
1	73.1	2.1	24.9
2	68.3	1.4	30.4
3	60.7	8.7	30.7
5	57.3	14.6	28.1
10	54.3	14.9	30.8

(중소도시) (표 7 계속)

시 간(년)	농업수익	대지가격	농지가격
1	3.8	76.8	19.4
2	39.3	29.4	31.4
3	67.3	14.8	17.9
5	76.6	8.0	15.4
10	60.5	15.5	24.0

(대도시)

시 간(년)	대지가격	농지가격
1	82.7	17.3
2	51.5	48.5
3	20.8	79.2
5	11.1	88.9
10	12.7	87.3

가 초기에는 대지가격 변동요인에 의해 주도되지만, 3년 후부터 그 기여도가 급속히 하락하고 농업수익 요인이 주도요인으로 나타난다. 한편 대도시 농지가격의 분산을 보면 초기에는 대부분 전용가격 변동요인에 의하여 설명되지만, 5년 후부터 그 기여도가 급격히 떨어지고, 자체가격 변동요인이 주도요인으로 나타난다.

5. 결 론

농지가격이 현재가치 이론에 의하여 결정된다는 가설은 대도시, 중소도시, 농촌지역 모두에서 수용되었다. 그러나 대도시의 농지가격은 농업수익과 관계없이 전용수익의 현재가치만에 의하여 결정되는 반면 농촌지역과 중소도시지역은 농업수익 현재가치 요인이 중요한 요인으로 작용한다. 뿐만 아니라 대도시 농지가격은 자체충격요인에 의한 자가발전 현상이 대단히 강하다. 즉 어떤 요인에 의하여 농지가격이 상승하면 그 것이 다시 농지가격을 상승시키는 요인으로 작용한다는 것이다.

결론적으로 농촌지역에서는 농업수익 요인이 농지가격 변동에 주도적인 영향이 되는 반면, 대도시는 농업수익 요인이 완전히 영향력을 상실하고 있다고 할 수 있다. 중소도시는 농촌지역에 근접한 특성을 보이지만 전용가격의 영향은 농촌지역보다는 다소 강하게 그리고 지속적으로 받는다.

이상의 관찰 결과를 볼 때 농지가격이 자본이득 요인에 의하여 결정되고 농업의 논리를 떠났다는 주장은 좀 더 주의 깊게 검토되어야 할 것으로 판단된다. 적어도 현재까지는 농촌지역의 농지가격이 자본이득 요인보다 농업수익 요인에 의하여 주도되어 왔고, 중소도시의 농지가격도 농업수익 요인의 영향을 강하게 받기 때문이다. 그러나 이러한 관계가 앞으로도 지속되리라고 생각하기는 어렵다. 경제여건의 변화에 따라 농촌지역이 이제까지의 중소도시와 같은 성격으로 전

환되고 중소도시는 현재의 대도시와 같은 성격을 나타내게 될 가능성이 높기 때문이다.

앞으로 농지가격 결정요인이 어떻게 변동될 것인가는 농지제도적 요인보다 전체 경제구조와 토지시장이 어떻게 변화되는가에 달렸다고 생각된다. 이제까지 같은 농지제도 아래 있었음에도 불구하고 대도시, 농촌, 중소도시의 농지가격 변동이 판이한 결정구조를 나타내고 있기 때문이다.

참 고 문 헌

김성호외. 1989. 「농지개혁사 연구」.

김정부. 1991. "농지가격의 형성요인과 영향에 관한 연구," 경희대학교 박사학위 논문.

김홍상. 1993. "농지, 무엇이 문제인가?" 「농민과 사회」 7: 31-108.

농림수산부. 1994. 「농어촌발전대책 및 농정개혁 추진 방안」.

박진환. 1989. "지가와 소농구조", 「농업경제연구」, 26, 1985..

유윤하. 1994. "통화수요함수의 장기적 안정성 검정: Johansen 공적분 검정방법의 원용," 「한국개발연구」 16(3).

이정환. 1994. "농지문제에 대한 인식의 일곱가지 쟁점," 「농촌경제」 17: 57-69.

이용만. 1995. "한국 농업에 있어서 地代와 地價의 관계," 「농업정책연구」 22(1): 181-202.

Clark, J. Stephen, Murray Fulton and John T. Scott, Tr. 1993. "The Inconsistency of Land Values, Land Rents, and Capitalization Formulas," *American Journal of Agricultural Economics* 75: 147-155

Choe, Young Chan and W. Won Koo. 1992. "Monetary on Price in the Short and Longrun: Further Result for the United States," Mimeo, North Dakota State University, Fargo., 1992.

Engle, R. and C. Granger, 1987. "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica* 55.

Falk, B. 1991. "Formally Testing the Present Value Model of Farmland Prices," *American Journal of Agricultural Economics* 73: 1-10.

Granger, C. W. J. and P. Newbold. 1974. "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics* 2, 111-20.

_____. 1986. *Forecasting Economic Time Series*, 2nd ed. London: Academic Press Johansen, S. 1988. "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12: 231-54.

_____. 1991. "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vectors Autoregressive Model," *Econometrica* 59(6).

Judge, G., R. Hill, W. Griffiths, H. Lutkepohl and T. Lee. 1988. *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. 2nd ed. John Wiley & Sons: New York.

Kennedy, Peter. 1992. *A Guide to Econometrics*, 3rd ed. MIT Press.

Lee, Kyung Won. 1993. "The Role of State Unemployment Compensation Programs as an Automatic Stabilizer

at the State Level." Dissertation, Lincoln University, Nebraska.

Nelson, C. R. and C. Plosser. 1982. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics* 10: 139-62.

Phillips, P. and P. Perron. 1988. "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75: 335-46.

Sims, C. A. 1980. "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48: 1-47.

Tsay, R. S. 1989. "Parsimonious Parameterization of Vector Autoregression Moving Average Models," *Journal of Business and Economic Statistic* 7: 327-41.

Yang, Seung Ryong and Won W. Koo. 1994. "Hicksian Aggregation and Price Dynamics: Test for a Single Price Index in the U.S. Wheat Markets," AAEA Selected Paper, *American Journal of Agricultural Economics* 76.