

# 1994년 농안법 개정과 농산물 도매시장의 효율성

양승룡(고려대학교 식량자원경제학과)

정복조(고려대학교 식량자원경제학과)

이병훈(한국농촌경제연구원)

## 〈목 차〉

- I. 서론
- II. 농수산물 유통정책의 변화 과정 및 내용
- III. 시장효율성(Market Efficiency) 가설과 검정방법
- IV. 분석 결과
- V. 결 론

## I. 서 론

농산물 유통은 농산물의 생산구조와 농산물 자체의 물리적 특징으로 인한 복잡한 유통단계와 전근대적인 물류체계, 운영의 비효율성 등 많은 문제를 가지고 있다. 1993년 말 UR 협상이 타결되고 농산물 시장이 전면 개방됨에 따라 정부는 1994년 5월 1일 농수산물의 유통효율을 향상시키기 위해 '농수산물유통및가격안정에관한법률(이하 농안법)'을 새로이 개정하였다. 그러나 이 개정안은 가락동 도매시장을 비롯하여 전국 도매시장 중매인의 경매불참으로 산지

가격은 폭락하고 소비자가격은 몇 배로 폭등하는 소위 '농안법 파동'을 불러와 전국의 농산물 유통이 일시에 마비되는 사태를 가져왔다.

등 법률의 시행이 공포된 이후 1994년 5월 4일까지 농수산물 유통의 실종이라는 사회적으로 엄청난 파국을 가져온 농안법 파동의 주범은 기존 도매거래의 80% 이상을 담당하였던 중도매인들의 도매행위를 금지하여 이들은 매수의 중개만 하도록 제한하고, 도매는 시장의 지정도매법인만 할 수 있도록 하는 유통행위의 인위적 제한에 있다. 이러한 규제 목적은 당시 최인기 농림부장관의 대국민 발표문에 담겨 있는 바와 같이, 유통단계의 축소에 따른 유통비용의 절감과 일부 중매인에 의해 이루어지는 매점매석과 발매기 등 부정거래 행위를 방지하여 생산자와 소비자를 동시에 보호하고자 한 것이다.<sup>1)</sup>

농림부차관을 비롯한 담당 공무원들의 문책인사와 6개월 간 도매행위에 대한 처벌 유보를 통하여 일단락된 농안법 파동은 농안법의 전면적인 재개정을 가져왔다. 재개정된 농안법에서는 현실적으로 다른 도매유통경로가 없는 상태에서 중매인의 도매행위가 불가피하며, 위험을 감수하고 상품을 저장하여 수급을 조절하는 기능의 필요성을 인정하여 '중매인'을 '중도매인'으로 명칭을 변경하고 도매기능을 허용하였다. 또한 전 품목 상장경매의 원칙도 출하량이나 취급 중도매인의 수가 극히 적은 품목과 특산품에 한해서는 예외를 인정하여 수탁 판매할 수 있도록 하였다. 이와 함께 도매유통의 문제는 도매시장의 비효율성에서만 기인하는 것이 아니라 산지와 소비지유통의 효율화와 함께 접근하여야 한다는 인식에 따라 산지유통시설의 확충과 표준규격화 및 공동정산 확대, 발매기의 제도화 등 산지유통개선안과 물류센타 건설, 직거래 확대 등 소비지 유통개선안도 포함되었다.<sup>2)</sup>

1994년 11월에 발효된 재개정 농안법이 시행된 지 7년이 지난 지금 농산물 유통시장은 안정적인 성장을 계속하고 있다. 정부는 농업예산의 30%를 유통 부문에 할애하면서 유통효율화를 추진하고 있다. 도매부문에서는 전국적으로 34개 공용도매시장의 건립을 통하여 유사도매시장을 흡수하는 한편, 물류의 현대화와 전자경매가 확산되고, 산지시장에서는 산지수집센터나 가공처리장

- 1) 1994년 개정 농안법에는 이외에도 소매상의 협동조합 형태로의 경매참여 허용, 수입농산물의 도매시장 경유 의무화, 전 품목 상장경매와 경매방식의 전자화 추진, 중매인 소속제 폐지 등 농산물 도매유통의 효율화를 위한 중요한 내용을 담고 있다.
- 2) 보다 상세한 내용은 「농수산물 유통개혁 백서: 농안법 파동과 농수산물 유통개혁 대책 수립」(한국농촌경제연구원 1995. 6) 참조 바람.

시설의 확대에 따른 공동정산과 품질고급화가 이루어지고 있다. 소비지시장에서는 물류센터(현 종합유통센터)가 도입되어 도매시장의 대체 경로로서 부상하고 있다.

그러나 한편에서는 아직도 한국의 농산물 유통이 비효율적이라는 지적이 적지 않다. 유통개혁을 위한 농업정책이 도매시장이나 물류센터, 산지수집센터 건설 등 하드웨어 위주로 이루어지고 있어 실제로 그 효과에 대해 회의적인 시각을 보이고 있다. 농산물의 표준·등급화가 아직도 충분하지 않을 뿐만 아니라, 상장예외품목이 지속적으로 확대되어 도매시장의 가격예시기능이 저하되고 있다. 도매시장의 대안으로 계획된 물류센터의 도매기능이 아직 소기의 목적을 달성하지 못하고 있으며(김남욱 외 2000), 과잉투자된 산지유통시설은 대표적인 전시행정의 표본으로 비난받고 있다(한국농촌경제연구원 1997).

이에 따라 농안법에 의한 농산물 유통개혁의 효과에 대한 실증적인 분석이 요구되고 있다. 이는 막대한 예산이 투입된 농업정책의 효과를 검증하는 한편, 유통개혁의 방향을 점검한다는데 중요한 의미가 있다. 본 연구에서는 1994년 농안법이 실제로 시장의 효율화에 얼마나 기여하였는지에 대하여 검정하고자 한다. 구체적으로 농산물 도매시장이 각 정보에 얼마나 신속하게 반응하며, 시장간 일물일가의 법칙을 형성하고 있는지 분석하고자 한다. 또한 유통효율화를 통하여 농산물 유통의 고질적인 문제의 하나인 가격변동성이 얼마나 개선되었는지를 분석하여 농산물 유통개혁의 실질적 성과를 종합적으로 검정하고자 한다. 시장효율성은 Fama(1970)의 약형 가설을 채택하여 검정한다. 이를 위해서 도매가격의 자기상관(autocorrelation)과 시장가격간 공적분(cointegration) 관계를 검정한다. 시장의 변동성은 가격의 변이계수와 가격신축성 계수를 통하여 추정된다.

실증 분석은 전국의 5대 주요 공영도매시장(서울, 대전, 부산, 광주, 대구)의 주요 농산물(배추, 양파, 마늘, 고추, 배)을 대상으로 한다. 분석기간은 농안법 개정을 전후로 각 3년 간의 자료를 이용한다. 다만 농안법에 담긴 기본 방향을 구체적으로 실행에 옮길 세부시행방안이 마련되고, 이에 의한 제도 및 시설의 변화가 효과를 얻기 위해서는 다소간의 시간이 소요될 것으로 판단되어 1996년을 기점으로 하고, 정책효과의 과도기를 고려하여 1996년은 분석기간에서 제외하였다. 이에 따라 본 연구에 이용된 시계열 자료의 분석기간은 농안법 개정 전(1993. 1~1995. 12)과 개정 후(1997. 1~1999. 12)로 구분하였다. 본 연구의 결과는 향후 도매시장의 효율화를 위한 정책방향을 수립하고 한정된 예산

을 효과적으로 배분하는데 중요한 의미를 가질 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 농산물 유통정책의 변화과정과 주요 내용을 요약하여 정리하고, 3장에서는 시장효율성 검토에 필요한 이론과 방법론을 설명한다. 4장에서는 자료의 선정과 분석결과를 제시하고, 마지막 5장에서 요약과 결론을 맺는다.

## II. 농수산물 유통정책의 변화 과정 및 내용

한국 최초의 농수산물 유통정책은 1923년 3월 「중앙도매시장법」으로 시작되었다. 동 법은 1951년 6월 부산 피난국회에서 재개정 되었으며 도매시장 관련업무는 상공부에서 관장하였다. 총 18조항으로 이루어진 동 법은 도시민에게 공급되는 식료품의 원활한 수급과 적정한 가격을 보장할 것을 주요 내용으로 하고 있다. 1973년 2월 도매시장업무가 상공부에서 농림부로 이관되면서 「농수산물도매시장법」이 제정되었고, 1976년 12월 「농수산물도매시장법」과 「농수산물가격안정기금법」이 통합되어 「농수산물유통및가격안정에관한법률」이 탄생하였다. 농안법은 이후 9회에 걸쳐 개정되어 농산물 유통정책의 제도적 기반을 이루고 있다.

〈표 1〉 초기 유통정책의 연혁

연 도	법 안 명	주 요 사 항
1923. 3	중앙도매시장법	최초의 유통관련 법안
1951. 6	개정 중앙도매시장법	상공부에서 도매시장관련 업무 관장
1973. 2	농수산물도매시장법	도매시장 업무의 상공부에서 농림부로 이관
1976.12	농수산물유통및 가격안정에 관한 법률	농수산물도매시장법과 농수산물가격안정기금법 의 통합

자료: 한국농수산물도매시장법인협회, 2001

1976년 농안법에 의해 본격적으로 공영 농수산물도매시장 건설이 착수되어

1985년 6월 가락동 농수산물도매시장이 전면 개장되었다. 그러나 가락동 도매시장은 개장과 함께 혼란과 불법거래가 난무하여 공영도매시장의 본연의 기능을 충분히 발휘하지 못하였다. 이에 따라 정부는 1991년 공영도매시장에 상장경매제를 전면적으로 도입하여 과거 위탁상의 은닉적이고 탈법적인 위탁 거래를 근절하고 투명한 공개경쟁 거래를 통한 공정성 확보가 가능하도록 하였다. 상장경매는 가락동 도매시장의 경우 1991년 7월부터 본격적으로 확대되기 시작하였고, 지방 공영도매시장의 경우는 1992년 1월부터 전 품목에 대해 실시하였다. 이는 가격결정의 투명화와 신속하고 저렴한 가격발견과정의 제공 등을 통하여 농산물유통의 효율화에 중요한 영향을 미친 정책으로 평가될 수 있다.

1990년대 중반에 접어들면서 WTO체제의 출범에 따라 국내 유통환경의 변화가 본격화되었다. 유통서비스 시장의 전면개방과 함께 유통의 주도권이 제조업과 도매업에서 대형 소매업으로 이전되기 시작하였고, 특히 선진국 유통업체는 막강한 자본력과 현대적 경영기법을 바탕으로 소매시장에 성공적으로

〈표 2〉 농수산물 유통개혁 방안의 주요내용 (1994년 11월)

구분	주요 개혁 목표
산지 개혁 부분	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 영세 농어민의 품목별 전문조직으로 육성을 통한 시장 대응능력 제고</li> <li>- 농어민조직에 의한 산지에서 선별, 규격포장, 저장, 가공능력 함양 지원</li> <li>- 고품질 생산 유도 및 소비자 신뢰도 제고를 위한 표준 규격, 품질인증 제 정착</li> <li>- 발매기 제도화에 의한 산지유통의 공정거래 실현</li> </ul>
도매 개혁 부분	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 중매인의 폭리방지 및 적정이윤 실현을 위한 중도매인 제도 도입</li> <li>- 공공성 및 경영효율성 제고를 위한 공익법인설립</li> <li>- 출하자 부담 경감을 위한 도매시장의 상장수수료 인하 정책</li> <li>- 주요품목의 정상적인 상장거래 추진(무, 배추 등 6개)</li> <li>- 경매의 투명성 담보 및 출하자의 최저가격 제시제 도입</li> </ul>
소매 개혁 부분	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 물류센터의 건설</li> <li>- 생산자단체의 유통자회사 건립</li> <li>- 농어민 장터를 통한 도·농간 자매결연 확대 (직거래)</li> </ul>

자료: 농림수산부, 『농수산물유통 및 가격안정에 관한 법률』 1994.

진출하였다. 농산물 시장과 유통산업의 개방, 대형 유통매장의 확산에 따라 산지유통체계의 재정립이 절실하게 요구되었고, 도매유통단계인 공영도매시장과 유사도매시장의 효율성 제고 및 투명성 확보가 중요한 과제로 거론되었다.

이에 따라 정부는 1994년 5월 「농수산물유통및가격안정에관한법률」을 개정하였다. 그러나 앞에서 언급한 바와 같이 '중매인의 도매행위금지' 조항으로 말미암아 소위 '농안법 파동' 발생하여 농수산물 유통에 마비되는 사태가 발생하였다. 정부는 이에 대한 수습책으로 1994년 11월 수정 「농수산물유통및가격안정에관한법률」을 제시함으로써 산지에서 소매에 이르기까지 전반적인 유통구조개선의 제도적 장치를 마련하였다. 농안법이 시장과 실제 유통에 미치는 효과는 농업법 시행규칙이 제정되어 실행에 옮겨진 1995년 이후 본격화되었다.

1999년 12월 정부는 1994년 농안법을 개정하여 2000년 6월 시행에 들어갔다. 아홉 번째로 개정된 2000년 농안법은 농수산물 유통환경의 변화에 능동적으로 대처하기 위하여 농수산물도매시장 등에 대한 불합리한 규제를 폐지 또는 완화하고, 정부재정의 효율적인 운영을 위해 사업목적이 중복되거나 유사한 유통관련기금을 통폐합하였다. 또한 산지유통 기능을 강화하기 위한 방안으로 농업관측 강화, 하한가격 예시, 유통명령제 등의 조항들이 도입되었다. 2000년 농안법은 1994년 농안법을 골격으로 농산물 가격변동 문제를 접근하는 보완적 성격을 띄고 있다.

### Ⅲ. 시장효율성(Market Efficiency) 가설과 검정방법

#### 1. 시장효율성 가설

본 연구는 Fama(1970)의 시장효율성 가설을 검정한다. 이 가설은 만약 시장이 효율적이라면 시장가격이 모든 가용한 정보에 신속하고 합리적으로 반응하여 현재의 시장가격이 미래가격의 불편 추정치가 됨을 의미한다.<sup>3)</sup> 이는 궁

3) 시장효율성 가설은 정보의 범위에 따라 약형, 중간형, 강형 효율성 가설로 구분될 수 있다. 정보의 집

극적으로 시장가격에는 이미 모든 정보가 반영되어 있기 때문에 이미 알려진 정보를 이용해서는 경제적 이윤을 창출할 수 없다는 것을 함축하고 있다. 이에 따라 효율적인 시장의 가격은 가장 공정한 가격으로서 최적의 자원배분을 가능하게 하고, 시장참여자들의 가격발견비용을 최소화시킴을 의미하는 것이다.

효율적인 시장가설은 식 (1)과 같은 Martingale 과정으로 표현할 수 있다 :

$$(1) E(P_{t+1} | \theta_t) = P_t \Leftrightarrow E(\pi_{t+1} | \theta_t) = E(\pi_{t+1}) = 0$$

여기서  $P_t = t$ 기의 시장가격

$\theta_t = t$ 기까지 가용한 모든 시장정보의 집합

$\pi_{t+1} = t+1$ 기의 이윤

시장효율성 가설은 정보집합( $\theta_t$ )의 범위에 따라 약형(weak form), 중간형(semi-strong), 강형(strong) 효율성 가설로 구분될 수 있다. 정보의 집합이 시장 내의 모든 과거 정보로 구성되어 있으면 약형 가설이며, 모든 가용한 공공정보의 경우는 중간형, 내부자 정보(inside information)를 포함한 모든 정보의 경우는 강형 효율성 가설이라고 한다.

본 연구에서는 농산물 도매시장의 약형 효율성을 검정한다. 시장이 효율적 이면 현존하는 모든 시장정보가 현재의 시장가격에 반영되어 이들 정보가 더 이상 다음 기의 가격에 영향을 미치지 않아야 한다. 만약 어떤 가격의 시계열 자료가 이러한 상태에 있다면 식 (2)와 같은 임의보행과정(random walk process)을 가질 것이다:

$$(2) f(\Delta P_t | \theta_{t-1}) = f(\Delta P_t)$$

여기서  $f(\cdot)$  : 확률밀도함수

$$P_t - P_{t-1} = \Delta P_t$$

즉  $t-1$ 기까지의 가격정보( $\theta_{t-1}$ )에 의한 가격변화의 조건부 분포는 비조건부 분포와 동일하며, 따라서 차분 가격  $\Delta P \sim \text{iid}(0, \sigma^2)$  임을 의미한다. 약형

---

합이 시장내의 모든 과거 정보로 구성되어 있으면 약형 가설이며, 모든 가용한 공공정보의 경우는 중간형, 내부자 정보(inside information)를 포함한 모든 정보의 경우는 강형 효율성 가설이라고 한다.

효율성 가설은 자기상관(autocorrelation)의 유무로 검정할 수 있다.

## 2. 단위근(unit root) 검정을 통한 자료의 정상성(stationarity) 검정

도매가격 자료를 이용한 가격 효율성 검정에 앞서 자료의 정상성(stationarity)에 대한 검정이 선행되어야 한다. 만약 시계열 자료가 정상적이지 않다면 이 자료는 무한히 표류하며 이를 이용한 시계열 분석은 허구적인 회귀(spurious regression) 현상을 보여 모수적 통계검정에 오류를 발생하게 한다.<sup>4)</sup> 본 연구에서는 Dickey and Fuller(1979)의 검정을 보완하여 오차항이 자기상관 관계를 가지고 있을 경우 자기상관의 영향을 제거하기 위해 차분항을 추가시킨 ADF(Augmented Dickey and Fuller) 검정을 이용하였다. 만약 가격자료가 정상적이지 않다면(즉 단위근 존재) 식 (3)의  $\gamma = 0$ 이라는 귀무가설이 채택되어야 한다.

$$(3) \Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

만약 상기 귀무가설을 기각하지 못하면 단위근이 존재하므로 자기상관을 검정하기 위해서 먼저 시계열의 정상성을 회복시켜야한다. 이를 위해서 1차 차분한 자료에 대해 단위근 검정을 실시하고 만약 1차 차분한 자료가 정상적이면 이 자료를 이용하여 자기상관을 검정한다.

자기상관을 검정하기 위한 자기회귀모형 AR( $q$ )는 다음과 같다:

$$(4) \Delta P_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^q \beta_i \Delta P_{t-i} + u_t$$

여기서  $\beta_i$ 는 계열상관계수이고  $u_t \sim iid(0, \sigma^2)$ 이다. 만약 모든 계열상관계수가 0이면( $\beta_i = 0, \forall i = 1, \dots, q$ ), 가격자료는 임의보행과정을 따른다.

4) 자료의 안정성에 대한 검정은 또한 공적분 검정의 전제가 되기 때문에 이에 대한 검정은 필수적이다.

### 3. 일물일가(一物一價)의 검정

광의의 시장이 효율적이기 위해서는 지역 시장간 일물일가의 법칙이 성립하여야 한다. 즉 시장에 들어 온 모든 정보가 즉각적이고 저렴하게 모든 거래자에게 전달되어 시장가격에 반영된다면 하나의 동일한 상품에 대해서 지역에 관계없이 하나의 가격만이 존재해야 한다. 이는 식 (5)에서 모든 시장에 대해  $\alpha_1=1$ 이 되어야 함을 의미한다.<sup>5)</sup> 즉 시장간 가격이 일시적으로는 상이할 수 있으나 궁극적으로는 서로 다른 두 지역의 가격이 항상 같은 방향과 같은 크기로 움직여야 한다.

$$(5) E(P_i) = \alpha_0 + \alpha_1 P_j, \text{ for all } i, j$$

전술한 바와 같이 시계열 자료가 단위근을 가지고 있을 경우 허구적 검정결과를 가져온다. 이 경우 차분하여 정상화된 시계열을 이용하여 공적분을 통한 일물일가를 검정할 수 있다.<sup>6)</sup> 공적분 검정은 단위근을 가지고 있는 시계열 자료들의 가격효율성 검정을 위한 선행 단계로서, 공적분 관계가 성립할 경우 일물일가의 법칙은 모든 두 가격간의 공적분 벡터가 (1-1) 또는  $\alpha_1 = 1$  임을 의미한다(Yang and Koo 1995).

공적분 검정에는 Engle and Granger(1987)가 제안한 공적분 방정식의 잔차에 대해서 안정성을 검정하는 방법과, Johansen(1988)의 우도비 검정 방법이 있다. EG 방법은 공적분 방정식의 잔차에 대해서 정상성을 검정하는 방법으로 Johansen의 검정 방법에 비해서 간단하다는 장점이 있으나, 3개 이상의 변수들간의 검정을 하기 어려울 뿐만 아니라 종속변수의 선정에 따라 검정 결과가 달라질 수 있는 단점을 가지고 있다. 반면 Johansen 방법은 공적분 검정에 있어서 설명변수와 종속변수의 선정에 대한 제약이 없으며, 3개 이상 시계열 변수간의 공적분 방정식을 추정할 수 있다. 또한 장기균형 관계의 개수(number of cointegration equation)와 장기 균형에서 일시적으로 이탈한 변수

5) 그러나 각 지역간의 거래비용과 위험프리미엄 등이 존재하기 때문에  $\alpha_0 = 0$  일 필요는 없다.

6) 일단의 변수가 공적분 관계를 가지고 있다는 것은 그 변수들이 개별적으로는 무한히 표류하는 과정을 보이고 있지만, 집단으로서는 장기적인 균형관계를 가지는 것을 의미한다.

들이 얼마나 빨리 균형으로 회귀하는지를 추정하는 속도조정계수를 알 수 있으며, 공적분 벡터에 대한 제약을 검정할 수 있다는 장점을 가지고 있다.<sup>7)</sup> 본 연구에서는 지역시장간 장기균형의 존재를 검정하기 위하여 Johansen의 우도비 검정을 사용하였다.

#### 4. 가격 변동성 분석모형

농산물 가격의 극심한 변동은 생산자들의 생산이나 출하의사결정을 어렵게 하고 소비자들의 소비 행태에 부정적인 영향을 미친다. 농산물 가격의 변동성은 시장에 반영되는 정보의 질과 양 등 정보자체의 특성뿐만 아니라 정보전달 기구의 효율성과 시장운영제도의 효율성이 의해서도 결정된다. 따라서 농안법에 의해 제고된 시장제도의 효율성이나 상장경매제도, 전자경매제도 등은 농산물 가격의 변동성을 감소시킬 것으로 기대된다.

농산물 도매가격의 변동성을 분석하기 위해 본 연구에서는 전국 5개 지역시장의 품목별 변이계수(coefficient of variation)를 계측하였다. 변이계수는 표준편차를 평균으로 나눈 비율로 단위가 없기 때문에 측정치의 단위가 같은 경우뿐만 아니라 측정단위가 서로 다른 집단들을 비교하거나 또는 규모가 서로 다른 집단들을 비교하는데 유용하다.

#### 5. 가격 신축성

농산물의 경우 단기적으로 공급이 고정되어 있기 때문에 시장에 유입되는 물량의 변화에 따라 가격이 내생적으로 결정되는 특성을 가지고 있다. 가격신축성은 가격탄력성의 역수로서 시장에 유입되는 물량이 1% 변하면 가격은 몇 % 변화하는가를 나타낸다. 즉 가격신축성은 농산물 수급의 변화에 따라 가격이 얼마나 민감하게 반응하는가를 분석하는 지표로서, 시장효율성이 제고되면 가격이 물량변화에 보다 민감하게 반응할 것이다.

7) 선행연구들은 Johansen 방법을 주로 이용하고 있다. 양승룡·조재환(1997)의 국제 쌀 시장에서 중립종과 장립종 간의 장기 추세, 인과성 관계 및 일물일가의 검정을 실증적으로 분석하여 국제 쌀 시장에서 장립종과 중립종이 하나의 통합시장을 형성하고 있는가를 분석하였다. 최규섭·권용덕(1998)은 축산물 도매가격을 이용하여 각 지역간 장기적으로 인과관계를 가지고 있으며, 각 도매시장 내에서 이들 육류간에 장기적으로 가격차별화가 존재하는지를 분석하였다.

가격신축성 계수를 추정하기 위해 본 연구에서는 가격의 변화를 종속변수로 하고 물량의 변화를 설명변수로 하는 양대수(double log) 모형을 이용하였다. 추정된 모형의 물량에 대한 계수가 가격신축성 계수가 된다. 수요의 가격탄력성과 같이 가격신축성 계수는 (-)부호를 가진다. 이는 수량이 증가하면 가격은 하락하기 때문이다. 시장의 정보반영 능력이 제고되면 가격신축성 계수가 증가할 것으로 기대된다.

## IV. 분석결과

### 1. 자료의 선정

농산물 유통정책 전환에 따른 농산물 도매시장의 효율성 변화를 분석하기 위하여 분석기간을 농안법 시행 전(1993년~95년)과 후(1997년~99년) 각 3개년 자료를 이용하였다. 1994년 11월 발효된 농안법의 세부시행규칙이 제정되어 본격적으로 농안법의 정책적 효과가 발휘되기까지의 시차와 정책효과와 과도기를 제외하기 위해 1996년을 제외하였다.

본 연구의 분석 품목은 생산의 계절성과 자료의 가용성을 기준으로 농가판매가격지수의 가중치가 높고 도매시장의 거래비중이 비교적 큰 배추, 양파, 마늘, 고추, 배 등 5개 품목을 선정하였다. 지역별로는 시장규모가 가장 큰 농산물시장의 선도역할을 한다고 간주되는 서울, 대전, 대구, 부산 및 광주의 5대 공영도매시장을 대상으로 하였다.

### 2. 자기회귀모형(AR)을 이용한 랜덤워크의 검정 결과

우선 자료의 정상성을 검정하기 위하여 5개 지역 도매가격을 대상으로 단위근 검정을 시행한 결과 모든 품목의 가격자료에 단위근이 있는 것으로 나타났다. 이는 이들 시계열 자료들이 비정상성을 가지고 있어, 모수적 검정에 허구적 결과를 초래할 수 있음을 의미한다. 1차 차분한 자료를 이용하여 단위근 검정을 다시 시행한 결과 단위근이 제거되어 자료의 정상성이 회복되었다.

이에 따라 1차 차분한 자료를 이용하여 자기상관을 검정한 결과 농안법 개

정 전후의 모든 경우 자기상관이 존재하는 것으로 나타났다<표 3>. 이는 Fama의 약형 효율성 가설이 성립되지 않음을 의미한다. 즉 과거의 정보가 즉각적으로 시장가격에 모두 반영되지 못하고 최소 2일에서 최대 6일까지 지속적으로 미래가격에 영향을 미침을 의미한다. 그러나 대부분의 경우 농안법 개정 전에 비해 개정 이후 자기상관의 시차(lag)가 짧아져 정보에 대해 반응하는 속도가 개선되었다는 것을 의미한다. 이는 두 분석기간 모두 시장이 완전히 효율적이지 않지만, 농안법 개정 이후 시장의 효율성이 제고되었음을 의미한다. 특히 부산과 대구 도매시장의 개선이 두드러진다.

<표 3> 자기상관의 검정결과와 시차구조

품 목	서 울		부 산		대 구		광 주		대 전	
	전	후	전	후	전	후	전	후	전	후
배 추	14.7632	14.6128	4.2806	8.7330	6.7179	10.9274	6.6158	9.5169	6.6158	7.2921
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0052)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)
	AR(4)	AR(3)	AR(6)	AR(3)	AR(4)	AR(2)	AR(4)	AR(3)	AR(3)	AR(2)
양 파	8.7691	11.9250	3.8975	10.6141	9.6470	5.3797	2.4866	6.3453	4.4913	10.2357
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0206)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0011)	(0.0421)	(0.0000)	(0.0005)	(0.0000)
	AR(2)	AR(2)	AR(4)	AR(2)	AR(5)	AR(2)	AR(4)	AR(2)	AR(2)	AR(2)
마 늘	14.9068	19.9266	11.5124	11.0841	7.7224	17.8498	4.0103	3.6978	20.2802	19.5019
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0010)	(0.0132)	(0.0000)	(0.0000)
	AR(3)	AR(2)	AR(4)	AR(2)	AR(3)	AR(3)	AR(4)	AR(3)	AR(4)	AR(2)
고 추	18.3657	11.2325	7.2921	13.2564	15.3695	6.9886	4.0057	9.3266	8.2357	5.2699
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0004)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0011)
	AR(3)	AR(2)	AR(4)	AR(3)	AR(5)	AR(2)	AR(6)	AR(5)	AR(4)	AR(4)
배	20.0365	9.9988	9.4578	13.2647	3.4590	14.5870	6.5583	4.0113	11.2225	11.3660
	(0.0000)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0153)	(0.0000)	(0.0000)	(0.0009)	(0.0000)	(0.0000)
	AR(3)	AR(3)	AR(5)	AR(2)	AR(3)	AR(2)	AR(4)	AR(2)	AR(4)	AR(3)

주 : ( )은 p-값.

### 3. 일물일가의 검정

단위근 검정 결과 모든 도매가격 시계열 자료가 비정상적이기 때문에 일물

〈표 4〉 품목별 도매시장의 Johansen 공적분 결과

품 목	귀무가설(Ho)	우도비(LikelihoodRatio)		5% 임계치	1%임계치
		이 전	이 후		
배 추	No. of CE=0	322.1225**	336.5803**	59.46	66.52
	No. of CE=1	163.1721**	175.7881**	39.89	45.58
	No. of CE=2	84.81323**	85.71962**	24.31	29.75
	No. of CE=3	26.81396**	32.84659**	12.53	16.31
	No. of CE=4	1.776472	0.960995	3.84	6.51
양 파	No. of CE=0	310.184**	444.3114**	59.46	66.52
	No. of CE=1	202.0245**	228.6074**	39.89	45.58
	No. of CE=2	117.5108**	110.6061**	24.31	29.75
	No. of CE=3	48.515**	33.21093**	12.53	16.31
	No. of CE=4	0.335865	2.787227	3.84	6.51
마 늘	No. of CE=0	125.2059**	117.1389**	59.46	66.52
	No. of CE=1	65.59127**	72.95163**	39.89	45.58
	No. of CE=2	36.76889**	33.88794**	24.31	29.75
	No. of CE=3	15.26705*	12.86729*	12.53	16.31
	No. of CE=4	0.79564	1.211652	3.84	6.51
고 추	No. of CE=0	127.2783**	123.2246**	59.46	66.52
	No. of CE=1	81.87835**	54.19365**	39.89	45.58
	No. of CE=2	44.31582**	19.03809**	24.31	29.75
	No. of CE=3	14.64007*	6.879744	12.53	16.31
	No. of CE=4	0.001365	0.013285	3.84	6.51
배	No. of CE=0	82.98893**	160.8305**	59.46	66.52
	No. of CE=1	53.18136**	101.0899**	39.89	45.58
	No. of CE=2	28.68789*	46.96495**	24.31	29.75
	No. of CE=3	12.74048*	18.86845**	12.53	16.31
	No. of CE=4	0.151444	0.488448	3.84	6.51

주) \*(\*\*) 5%(1%) 유의수준에서 귀무가설 기각

일가의 법칙을 검정하기 위해서는 공적분을 이용한 검정이 필요함을 제시하였다. 각 품목별로 전국 5개 지역간에 장기균형이 성립하는지를 분석하기 위한 공적분 검정결과가 <표 4>에 제시되어 있다.

검정 결과 모든 품목의 경우 법 개정 전과 후 모두 5개 지역시장간에 1% 유의 수준에서 장기적 균형관계가 존재하는 것으로 판명되었다. 이는 5개 지역시장이 개별적으로는 임의적으로 표류하지만 대체로 각 시장의 정보가 서로 신속하게 이전되고 가격결정과정에 반영되어 장기적으로 하나의 균형을 이루면서 움직임을 의미한다.

한편 <표 5>에서 보는 바와 같이 각 시장가격이 장기균형에서 이탈하였을

<표 5> 속도조정계수 추정치

품목	시기	서울	부산	대구	광주	대전
배추	농안법 이전	-0.018 (-4.792)	-0.019 (-4.56)	-0.023 (-4.86)	-0.034 (-7.090)	0.030 (-5.585)
	농안법 이후	▲0.025 (-5.169)	▲0.041 (-9.771)	▲0.029 (-2.770)	▲0.042 (-9.121)	▽0.001 (-0.189)
양파	농안법 이전	0.006 (-0.581)	0.088 (-9.530)	0.042 (-3.937)	0.013 (-1.694)	-0.002 (-0.221)
	농안법 이후	▲-0.012 (-0.749)	▽0.025 (-7.991)	▽0.019 (-2.693)	▲0.017 (-2.269)	▲-0.003 (-0.768)
마늘	농안법 이전	0.036 (-0.641)	0.028 (-0.590)	0.150 (-2.472)	0.180 (-3.340)	0.264 (-6.082)
	농안법 이후	▲-0.193 (-4.107)	▲-0.129 (-2.905)	▲-0.188 (-1.281)	▲0.190 (-0.383)	▲0.294 (-2.379)
고추	농안법 이전	-0.001 (-1.278)	0.001 (-0.582)	0.000 (-0.030)	0.043 (-2.619)	0.000 (-0.286)
	농안법 이후	▲-0.002 (-0.540)	▲0.013 (-4.642)	▲-0.006 (-1.528)	▲0.123 (-1.880)	▲0.005 (-1.431)
배	농안법 이전	0.014 (-1.086)	0.064 (-4.750)	0.051 (-2.903)	0.031 (-2.394)	0.029 (-1.997)
	농안법 이후	▽0.005 (-2.780)	▽0.006 (-4.967)	▽-0.005 (-4.208)	▽-0.001 (-1.007)	▽0.002 (-1.229)

주: ( )는 t-값

경우 균형으로 회귀하는 속도를 나타내는 속도조정계수는 서울과 광주의 경우 배를 제외하고는 4개 품목에서 모두 농안법 개정 이후 속도가 개선되었음을 알 수 있다. 그러나 여타 지역시장에서는 품목별로 혼재된 결과를 보이고 있어 일반적인 결과를 얻을 수 없었다. 품목별로는 마늘과 고추의 경우 모든 지역시장에서 농안법 개정 이후 장기균형으로 회귀하는 속도가 개선되었으나, 배의 경우는 모든 지역시장에서 속도가 악화되었음을 알 수 있다.

공적분 관계를 가진 가격들이 일물일가를 이루기 위해서는 시장통합성의 보다 엄격한 조건인 일물일가가 모든 가격쌍의 경우에 성립하여야 한다.<sup>8)</sup> <표 6>에 나타난 검정결과, 각 품목별로 농안법 개정 전후 모두 일물일가의 법칙이 성립하지 않고 있다. 이는 농안법을 통하여 가격결정과정에서 상장경매제와 출하예약제가 도입되고, 전국공영도매시장의 정보망 구축과 품목별 관측사업 운영 등 가격효율성 제고를 위한 많은 노력에도 불구하고 농안법 개정 전에 비해 뚜렷한 개선이 이루어지지 않고 있음을 의미한다.

<표 6> 일물일가의 검정결과

품목	지역	우도비 통계량		우도비 통계량	
		이전	검정결과	이후	검정결과
배추	서울-부산	33.427**	기각	55.251**	기각
	서울-대구	603.504**	기각	15.859**	기각
	서울-광주	539.169**	기각	164.827**	기각
	서울-대전	223.612**	기각	11.523**	기각
	부산-대구	326.254**	기각	14.061**	기각
	부산-광주	884.114**	기각	147.416**	기각
	부산-대전	300.530**	기각	0.985	성립
	대구-광주	15.591**	기각	818.695**	기각
	대구-대전	24.825**	기각	370.447**	기각
	광주-대전	12.940**	기각	32.632**	기각

주 : 귀무가설은 식 (5)  $P_i = a_0 + a_1 P_j + \varepsilon_i$  for all  $i, j$  에서  $a_1=1$ 임.

8) 5개 지역의 가격들이 한꺼번에 공적분 관계를 형성하더라도 어느 두 시장간에는 장기균형이 없을 수 있다. 식 (2)를 이용하여 두 시장간 일물일가를 정확하게 검정하기 위해서는 해당 가격간에 공적분 관계가 있어야 한다. 본 문에는 제시하지 않았으나 모든 가격쌍을 대상으로 한 공적분 검정 결과, 모든 경우에 공적분 관계가 있음이 밝혀졌다. 이에 대한 결과는 저자에게 요청할 경우 가용하다.

〈표 6〉 일물일가의 검정결과(계속)

품목	지역	우도비 통계량		우도비 통계량	
		이전	검정결과	이후	검정결과
양파	서울-부산	1.297	성립	132.055**	기각
	서울-대구	23.091**	기각	150.900**	기각
	서울-광주	0.280	성립	31.063**	기각
	서울-대전	17.137**	기각	69.931**	기각
	부산-대구	82.985**	기각	31.413**	기각
	부산-광주	8.065**	기각	0.123	성립
	부산-대전	0.003	성립	2.121	성립
	대구-광주	0.359	성립	13.215**	기각
	대구-대전	20.237**	기각	7.805	성립
광주-대전	0.000	성립	61.773**	기각	
마늘	서울-부산	13.458**	기각	1.570	성립
	서울-대구	5.625	성립	10.576**	기각
	서울-광주	5.428	성립	0.325	성립
	서울-대전	11.515**	기각	4.387	성립
	부산-대구	71.332**	기각	13.104**	기각
	부산-광주	63.412**	기각	1.517	성립
	부산-대전	0.030	성립	5.835**	기각
	대구-광주	2.432	성립	0.201	성립
	대구-대전	15.593**	기각	6.664**	기각
광주-대전	34.301**	기각	3.139	성립	
고추	서울-부산	0.602	성립	502.395**	기각
	서울-대구	244.707**	기각	187.292**	기각
	서울-광주	1.008	성립	195.993**	기각
	서울-대전	42.282**	기각	11.486**	기각
	부산-대구	477.909**	기각	20.402**	기각
	부산-광주	48.464**	기각	22.586**	기각
	부산-대전	35.966**	기각	334.144**	기각
	대구-광주	33.222**	기각	22.088**	기각
	대구-대전	272.754**	기각	22.969**	기각
광주-대전	80.019**	기각	156.285**	기각	

〈표 6〉 일물일가의 검정결과(계속)

품목	지역	우도비 통계량		우도비 통계량	
		이전	검정결과	이후	검정결과
배	서울-부산	69.791**	기각	281.013**	기각
	서울-대구	335.799**	기각	181.257**	기각
	서울-광주	57.863**	기각	257.254**	기각
	서울-대전	262.218**	기각	64.033**	기각
	부산-대구	256.782**	기각	66.731**	기각
	부산-광주	25.847**	기각	55.639**	기각
	부산-대전	198.315**	기각	472.596**	기각
	대구-광주	3.812	성립	21.858**	기각
	대구-대전	33.449**	기각	321.357**	기각
	광주-대전	245.683**	기각	286.153**	기각

주 : 귀무가설은 식 (5)  $P_i = \alpha_0 + \alpha_1 P_j + \epsilon_i$ , for  $alli$ ,  $j$ 에서  $\alpha_1 = 1$ 임.

#### 4. 가격변동성 분석결과

전국 5개 지역 도매가격의 변동성을 분석하기 위한 변이계수 추정 결과는 〈표 7〉에 나타나 있다. 배추의 경우 서울과 부산을 제외 한 모든 지역에서 농안법 개정 이후 가격 변동성이 낮아졌고, 양파, 마늘, 고추의 경우 대부분 지역에서 농안법 개정 이후 가격변동성이 낮아졌으며, 특히 중요한 소득 작목인 마늘의 가격변동성 하락이 두드러졌다. 이는 농안법 개정으로 인한 정보전달기구의 효율성이 제고되었음을 시사한다.

그러나 배의 경우에는 농안법 개정 이후 모든 지역시장의 변이계수가 높게 나타나 여타 시장과 다른 결과를 보여주고 있다. 이는 채소와 과수시장의 특징을 대별하는 결과로서 다년생 작물인 배의 경우 시장공급조절이 채소에 비해 상대적으로 어려운 점이 반영된 것으로 판단된다. 특히 최근 배 작부면적의 급증과 과일 수입의 증가로 인한 가격변동폭 증가가 주요 원인으로 사료된다.

〈표 7〉 품목별 도매가격 변이계수

품목	지역	농안법이전	농안법이후	CV2/CV1
		CV1	CV2	
배추	서울	0.666	0.712	1.069 ▲
	부산	0.631	0.660	1.046 ▲
	대구	0.716	0.581	0.811 ▼
	광주	0.691	0.678	0.981 ▼
	대전	0.646	0.611	0.946 ▼
양파	서울	0.567	0.463	0.817 ▼
	부산	0.548	0.501	0.914 ▼
	대구	0.574	0.523	0.911 ▼
	광주	0.554	0.490	0.884 ▼
	대전	0.535	0.493	0.921 ▼
마늘	서울	0.439	0.260	0.592 ▼
	부산	0.381	0.246	0.646 ▼
	대구	0.437	0.255	0.584 ▼
	광주	0.438	0.254	0.580 ▼
	대전	0.372	0.230	0.618 ▼
고추	서울	0.179	0.186	1.039 ▲
	부산	0.165	0.117	0.709 ▼
	대구	0.227	0.204	0.899 ▼
	광주	0.162	0.121	0.747 ▼
	대전	0.127	0.123	0.969 ▼
배	서울	0.181	0.397	2.193 ▲
	부산	0.193	0.306	1.585 ▲
	대구	0.224	0.329	1.469 ▲
	광주	0.181	0.312	1.724 ▲
	대전	0.223	0.354	1.587 ▲

### 5. 가격신축성 계수의 추정결과

자료의 제약으로 인하여 가락시장을 대상으로 한 가격 신축성계수를 추정한 결과 든 품목의 경우 이론적으로 기대된 바와 같이 음(-)의 부호로 추정되었다(표 8). 모든 품목의 경우 농안법 개정 전에 비해 법 개정 이후 가격신축성 계수가 크게 추정되어 농안법으로 인하여 시장물량의 변화에 따른 가격변화의

신축성이 증가하였음을 의미한다. 특히 배추와 고추의 경우 시장의 민감도가 크게 제고되었다.

〈표 8〉 가락시장의 품목별 가격신축성계수 추정결과(5개 품목)

구분	농안법 이전(1993-95)	농안법 이후(1997-99)
고추	- 0.1972 (0.0655)	- 0.7635 (0.0281)* ▲
마늘	- 0.5288 (0.0907)	- 0.5922 (0.0853) ▲
배	- 1.2874 (0.0097)*	- 1.4395 (0.0529) ▲
배추	- 0.0416 (0.3391)	- 0.0925 (0.0931) ▲
양파	- 0.1444 (0.1227)	- 0.2046 (0.0004)* ▲

주: ( )은 P-값

## V. 결 론

1993년 12월 UR이 타결된 후 정부는 농업경쟁력 제고를 위한 농업정책의 중점사업으로 농산물 유통개혁을 추진하여 왔으며, 이를 위한 제도적 기반이 1994년에 개정된 농안법이다. 그러나 엄청난 예산과 제도적 지원에도 불구하고 농산물 유통개혁의 효과에 대해 부정적인 견해가 지배적이다. 본 연구는 1994년 농안법이 실제로 농산물 도매시장의 효율성을 제고하였는지를 분석하기 위해 일물일가에 바탕을 둔 시장효율성과 가격의 변동성 및 신축성을 분석하였다. 분석기간을 농안법 개정 전과 개정 후로 나누어 전국 5대 공영도매시장의 5개 주요 품목(배추, 마늘, 고추, 양파, 배)을 대상으로 효율성과 변동성 지표의 변화를 분석하였다.

개별 시장의 효율성을 계측하기 위한 자기상관 분석결과 농안법 개정과 관계없이 모든 품목의 시장에서 자기상관이 발견되어 시장에 도달한 정보가 즉각적으로 가격에 반영되지 않음을 보여 주고 있다. 그러나 자기상관의 시차구조가 농안법 개정 이후 짧아져 시장이 정보를 반영하는 속도가 개선되었음을 알 수 있다.

전국적 시장의 효율성 분석결과 5개 지역 시장간에 장기균형이 존재함에도 불구하고 일물일가는 성립하지 않아 시장효율성이 제고되어야 하는 여지가 아직 많음을 보여주고 있다. 다만 지역시장간 장기균형에서 이탈된 가격은 농업법 개정 이후 보다 신속하게 균형으로 수렴하여 대체로 시장의 효율성이 개선되고 있음을 유추할 수 있다. 이와 함께 농안법 개정 이후 가격 변동성이 감소하였고, 시장에 출하되는 물량에 대한 가격변화의 민감도가 개선되어 농안법에 의한 유통개혁정책이 제한적인 효과를 얻고 있는 것으로 판단된다.

우여곡절 끝에 시행된 1994년 「농수산물유통및가격안정에관한법률」 개정 이후 수 차례에 걸친 유통개선대책과 과감한 예산투자로 농산물 가격의 효율성 및 변동성 측면에서는 어느 정도 긍정적인 효과를 거두고 있으나, 농산물 유통개혁이라는 거창한 구호와 농업예산의 30% 배분이라는 측면에서 볼 때 농산물 유통의 효율성을 제고시키는데 소기의 효과를 충분히 거두었다고 보기 어렵다. 특히 가격정보의 신속한 전달과 효과적인 배분을 통한 가격결정과 가격발견과정의 효율성이 만족할 만한 수준에 이르지 못하는 것으로 판단된다.

따라서 각 시장간 정보전달기구의 효율화를 제고시킬 필요가 있다. 이런 관점에서 현재 정부가 강력하게 추진 중인 전자경매제도는 각 시장의 경락가격을 실시간으로 모든 시장의 참여자에게 매우 저렴한 비용으로(또는 거의 추가적인 비용없이) 전달하여 농산물 도매시장의 효율성을 제고시키고 일물일가 법칙을 성립시키는데 도움이 될 것이다. 이와 함께 현재 각 유통기관에서 개별적으로 운영하고 있는 정보시스템의 개선과 통합된 시스템 개발이 필요하다. 산지 유통정보망 구축과 출하전략시스템 개발 등도 조속히 완결되어야 하며, 대농민 정보화교육과 정보표준화 및 전자상거래 활성화 지원 등도 지속적으로 이루어져야 할 것이다.

정부의 농산물 유통정책은 물량위주의 하드웨어 위주로 이루어졌다는 비판이 많다. 이제 농산물 시장의 효율성을 제고하기 위해 소프트웨어 중심의 유통정책으로 전환이 이루어져야 한다. 이와 같은 정책 전환을 통해 각 시장 주체간의 정보 비대칭성으로 발생하는 높은 비용과 비효율의 요인을 제거하고 전체 농산물 유통의 효율을 제고할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- 김남욱·양승룡·한두봉·정복조, “양재물류센터와 가락도매시장의 가격비교 분석,” 농업경제연구 41(2000년 8월) : 91-110.
- 농림수산부, 「농수산물유통 및 가격안정에 관한 법률」, 1994.
- 양승룡, 조재환, “국제 쌀 가격의 동태적 분석 : 중립종과 장립종을 중심으로”, 농업정책연구 24(1997년 12월) : 33-46.
- 최규섭·권용덕, “육류도매시장의 통합성 검정과 가격의 동태적 연계성 분석,” 농업경제연구 39(2)(1998년 12월) : 37-62.
- 한국농촌경제연구원, 「농수산물 유통개혁백서」, 1995.
- 한국농촌경제연구원, 「21세기에 대응한 농수산물 유통개선대책 연구」, 1997.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A., “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, Journal of the American Statistical Association 74(1979) : 427-431.
- Engle, R. F. and Granger, C., “Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing”, Econometrica 55(2)(1987) : 251-276.
- Fama, E. “Efficient Capital Markets : A Review of Theory and Empirical Work,” Journal of Finance 25(May 1970) : 383-417.
- Johansen, S. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, Journal of Economic Dynamics and Control 12(1998) : 231-254.
- Yang, Seung-Ryong and Won W. Koo, “Hicksian Aggregation and Price Dynamics : Tests for a Single Price Index in the U.S. Wheat Markets,” Journal of Rural Development 18(2)(Winter 1995) : 227-242.