

期待模型에 의한 菜蔬의 需要·供給函數의 推定*

柳 志 洙**

目 次

- I. 序論
- II. 模型設定
- III. 資料에 관한 說明
- IV. 推定結果
- V. 結論

I. 序 論

國民經濟가 발전하고 所得水準이 상승함에 따라서 家計의 消費支出 中에서 食料品 消費支出가 차지하는 比重은 낮아지고 있으나 菜蔬類의 實質消費量은 증가하고 있는 추세이다. 또한 經濟의 國際化·開放化로 인해서 農産物의 輸入이 확대되고 商業農이 진전됨에 따라서 菜蔬類의 生産이 증가하고 있으며 이로부터 얻는 農家所得의 비중도 또한 증가하고 있다. 그러므로 菜蔬價格의 극심한 變動은 農家所得의 안정을 저해할 뿐만 아니라 消費者 家計에도 負擔을 주게 되므로 菜蔬價格安定化는 政策당국의 주요 관심사의 하나라고 하지 않을 수 없다. 菜蔬價格의 安定은 精確한 需要豫測과 이에 부응하는 生産供給

* 이 論文은 1994학년도 嶺南大學校 學硏연구조성비에 의한 것임. 이 論文은 1994년도 韓國國際經濟學會 冬季學術大會에서 발표한 論文을 수정 보완한 것이다. 유익한 論評을 해주신 광운대 권태한 교수, 세종대 이기상 교수, 그리고 資料의 수집에 도움을 주신 農協中央會 조사부 정태호 과장께 감사드린다. 아울러 익명의 심사위원께서 해주신 세밀한 論評이 큰 도움이 되었다는 것을 밝힌다.

** 嶺南大學校 商經大學 經濟學科

으로 需給이 균형이 있게 조정되어야지 이루어진다. 따라서 菜蔬價格을 안정시키기 위한 효과적인 정책을 立案하기 위해서는 菜소의 需要와 供給에 관한 심도있는 분석이 요구된다.

이와 같은 研究의 필요성 때문에 菜소의 需要와 供給에 관한 연구는 큰 관심의 대상이다. 우리나라 菜소의 需要와 供給에 관한 실증적 연구는 許信行·金炳律(1988)에 의해서 연구된 바 있다. 이들 研究는 菜소의 需給要因을 분석하고 이를 바탕으로 하여 菜소 消費·生産에 대한 展望을 내놓고 있다. 그러나 이들 研究는 供給要因 分析에서 중요한 변수로 판단되는 期待價格에 대한 분석이 정밀하지 못한 실정이다.

經濟主體의 豫測이 經濟現象에 지대한 影響을 미친다는 것은 잘 알려진 사실이다. 農民들의 生産活動에서 있어서도 이는 예외가 아니다. 農民들의 菜蔬價格에 대한 豫測은 生産要素投入 결정에 지대한 影響을 미치고 따라서 生産量에 影響을 준다. 따라서 需要供給分析에서 효과적인 價格安定化 정책을 이끌어내기 위해서는 期待價格에 대한 보다 엄밀하고 다양한 分析이 요구된다. 본 論文에서는 期待模型을 사용해서 菜소의 需要와 供給函數를 추정하여 보고 이를 바탕으로 하여 菜蔬價格의 安定化에 대한 政策的 含意를 찾아 보고자 한다.

본 論文의 研究內容은 다음과 같다.

(1) 靜態的 期待假說, 適應的 期待假說, 合理的 期待假說 하에서 菜蔬의 需要·供給模型을 設定, 推定 分析한다.

(2) 價格變動要因을 보다 정밀하게 分析하기 위하여 需要·供給函數뿐만 아니라 農民들의 의도된 生産計劃을 나타내는 生産反應函數도 推定한다.

(3) 菜소 중에서 비교적 一貫된 자료를 구할 수 있는 가을무, 가을배추, 고추, 마늘, 양파를 研究對象 品目으로 채택하였다.

(4) 이들 菜소의 연도별 生産者 價格이 분석에 사용되었으므로 菜蔬價格 安定化에 대한 論議는 生産자 가격에 局限한다.

본 研究의 構成은 다음과 같다. II절에서는 諸 期待假說에 따른 需要·供給模型 및 生産·生産反應模型을 設定하고 推定方法에 대해서 알아본다. III절에서는 推定에 사용되는 자료에 대해서 설명하고, IV절에서는 推定結果가 제시되고 분석될 것이다. V절에서는 본 研究의 結論으로서 研究內容의 요약과 아울러 본 연구가 시사하는 政策的 含意를 論議해 본다.

II. 模型設定

1. 需要·供給函數

채소의 消費量은 채소의 價格, 人口, 實質所得에 의해서 영향을 받고, 또한 기타 기호의 변화 등에 의해서도 영향을 받는다. 따라서 一人當 채소의 需要量은 채소의 價格, 一人當 實質所得, 嗜好 등을 반영하는 시간추세변수의 함수로서 표시할 수 있다. 채소의 供給量은 菜蔬生産者들이 생산시점에 生産意思를 결정하는 데 있어서 중요한 변수인 채소의 豫想價格과 지난 기의 生産量에 의해서 결정된다고 하자. 그러면 채소의 需要·供給函數는 다음과 같은 模型으로 설정된다.¹⁾

$$Q_t - N_t = \alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 T + u_t \dots\dots\dots (1)$$

$$Q_t = \beta_1 P_t^* + \beta_2 Q_{t-1} + w_t \dots\dots\dots (2)$$

여기서, Q_t = 채소의 需要量 또는 供給量(즉 均衡去來量)

P_t = 채소의 實質價格

N_t = 人口數

Y_t = 一人當 實質所得

T = 시간추세

P_t^* = t-1 시점에서 豫測한 t기의 菜蔬價格

u_t, w_t = 誤差項

Q_t, P_t 는 內生變數, 기타 변수는 外生變數이고, 모든 변수는 평균으로부터의 偏差로 표시되며 또한 시간추세변수 T 이외의 변수는 자연로그를 취한 값임.

1) 본 연구의 채소수요·공급모형을 合理的 期待假說 하에서는 連鎖방정식모형으로 再設定할 수 있어 合理的 期待價格의 유도가 가능하다. 許信行·金炳律(1988)의 연구에서는 채소의 一人當 消費量 今年度 菜蔬價格, 一人當 實質所得의 함수로, 채소의 供給量을 前年度 菜蔬價格, 前年度 채소의 供給量의 함수로 설정하여 채소의 수요와 공급함수를 각각 추정하고 있다. 이들의 先行研究에서는 菜蔬의 供給에 중요한 영향을 미치는 期待價格에 대한 推定·檢定이 없이 公供給량이 단순히 전년도 채소가격에 영향을 받는다고 가정하고 있다.

이와 같은 需要·供給函數 方程式體系는 채소의 期待價格에 대한 假定에 따라서 모형이 再設定된다.

1) 거미 집 模型(Cobweb Model)

이 模型은 채소의 生産者인 농민들이 내년도 채소의 價格이 今年度와 동일할 것이라고 단순히 豫想한다고 보는 가정으로서 $P_t^* = P_{t-1}$ 일 것이다. 따라서 供給方程式 (2)에서 豫想價格 P_t^* 을 P_{t-1} 로 바꾸어 需要·供給函數를 推定한다.

2) 適應的 期待模型(Adaptive Expectations Model)

適應的 期待假說은 채소재배 농민들이 다음 기의 채소가격을 豫測하는 데 있어서 지난 기에 범한 豫測誤差의 一定部分을 修訂해서 이 修訂部分을 지난 기의 豫測에 더해서 豫측하는 방식을 말한다. 이 適應的 期待假說을 식으로 표시하면 다음과 같다.

$$P_t^* - P_{t-1}^* = (1-\lambda)(P_{t-1} - P_{t-1}^*), 0 < \lambda < 1 \dots\dots\dots (3)$$

적응적 기대가설을 나타내는 식 (3)을 이용하면 供給函數式 (2)는 다음과 같이 전환된다.

$$\begin{aligned} Q_t &= \beta_1(1-\lambda)P_{t-1} + (\lambda + \beta_2)Q_{t-1} - \lambda\beta_2Q_{t-2} + w_t - w_{t-1} \\ &= \beta_1(1-\lambda)P_{t-1} + (\lambda + \beta_2)Q_{t-1} - \lambda\beta_2Q_{t-2} + w_t' \dots\dots\dots (4) \end{aligned}$$

위의 식에서 誤差項 w_t' 은 自己相關을 하고 있으며 Q_{t-1} 은 이 誤差項과 相關關係를 맺고 있다. 따라서 通常最小自乘法(Ordinary Least Squares)으로는 一致推定量을 얻을 수 없으므로 一致推定量(Consistent Estimator)을 얻을 수 있는 手段變數法(Instrumental Variable Method)을 이용하여 위의 식을 추정한다.

3) 合理的 期待模型(Rational Expectations Model)

合理的 期待假說에 의하면 經濟主體들이 未來의 價格을 豫測할 때 현재 利

用可能한 모든 情報를 가지고 經濟模型에 따라서 예측한다고 가정한다. 이러한 합리적 기대가설의 의미를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$P_t^* = E(P_t / I_{t-1})$$

여기서 I_{t-1} 은 t-1기에 이용가능한 모든 정보의 集合을 표시한다. 합리적 기대가설에 따르면 經濟主體들은 예측에 있어서 誤謬를 범하나 그 오류는 體系的인 것이 아니라 랜덤한 것이기 때문에 平均的으로 보면 예측이 실제치와 일치하게 된다. 즉, 이것은

$$P_t = P_t^* + \varepsilon_t$$

을 의미한다. 여기서 ε_t 는 豫測誤差를 나타내며 $E(\varepsilon_t / I_{t-1}) = 0$ 이고 P_t^* 와 ε_t 는 相關關係를 가지고 있지 않다.

합리적 기대모형을 推定하는 방법은 2가지 방법, 즉 代入法(Substitution Method)과 變數誤差法(Errors in Variables Method)이 있다. 代入法(SM)은 합리적 기대변수 P_t^* 를 模型 內에서 예측되는 식을 유도하여 이 예측된 P_t^* 식을 供給函數에 代入하여 추정하는 방법이다. P_t^* 에 대한 수식은 다음과 같이 유도된다. 需要와 供給의 均衡條件에서

$$\alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 T + N_t + u_t = \beta_1 P_t + \beta_2 Q_{t-1} + w_t$$

을 얻는다. $E(u_t / I_{t-1}) = E(w_t / I_{t-1}) = 0$ 이므로 情報集合 I_{t-1} 하에서 위 등식의 양변에 期待値를 취하면 다음과 같은 等式이 된다.

$$\alpha_1 P_t^* + \alpha_2 Y_t^* + \alpha_3 T + N_t^* = \beta_1 P_t^* + \beta_2 Q_{t-1}$$

여기서 $Y_t^* = E(Y_t / I_{t-1})$, $N_t^* = E(N_t / I_{t-1})$ 이다. Y_t , N_t 는 일반적으로 p차 自己回歸式(AR(p))으로 설정된다. Y_t , N_t 가 다음과 같이 AR(2)로 표시되는 경

우를 보자.²⁾

$$Y_t = \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_2 Y_{t-2} + v_{1t} \dots\dots\dots (5)$$

$$N_t = \eta_1 Y_{t-1} + \eta_2 Y_{t-2} + v_{2t} \dots\dots\dots (6)$$

그러면 $Y_t^* = \gamma_1 Y_{t-1} + \gamma_2 Y_{t-2}$, $N_t^* = \eta_1 N_{t-1} + \eta_2 N_{t-2}$ 이다. 따라서 合理的 期待價格 P_t^* 는 다음과 같다.

$$P_t^* = \frac{1}{\beta_1 - \alpha_1} (\alpha_2 \gamma_1 Y_{t-1} + \alpha_2 \gamma_2 Y_{t-2} + \alpha_3 T + \eta_1 N_{t-1} + \eta_2 N_{t-2} + \beta_1 Q_{t-1})$$

이 P_t^* 식을 공급함수에 代入하면 다음과 같은 식을 얻는다.

$$\begin{aligned} Q_t^* &= \frac{\beta_1 \alpha_2 \gamma_1}{\beta_1 - \alpha_1} Y_{t-1} + \frac{\beta_1 \alpha_2 \gamma_2}{\beta_1 - \alpha_1} Y_{t-2} + \frac{\beta_1 \alpha_3}{\beta_1 - \alpha_1} T + \frac{\beta_1 \eta_1}{\beta_1 - \alpha_1} N_{t-1} \\ &+ \frac{\beta_1 \eta_2}{\beta_1 - \alpha_1} N_{t-2} - \frac{\alpha_1 \beta_2}{\beta_1 - \alpha_1} Q_{t-1} + w_t \dots\dots\dots (7) \end{aligned}$$

위의 (1), (5), (6), (7) 方程式 間の 母數에 制約을 가한 상태(4개의 제약이 가해짐)에서 이들 방정식을 完全情報最尤推定法(Full Information Maximum Likelihood) 또는 非線形 三段階最小自乘法(Nonlinear Three-Stage Least Sqaures)에 의해서 동시에 추정한다.

變數誤差方法(EVM)은 관측되지 않는 合理的 期待變數 P_t^* 를 실제치로 바꾸어 變數誤差形態로 추정한다. 공급함수식 (2)에서 P_t^* 대신에 $P_t - \varepsilon_t$ 을 대입하면 공급함수는 다음과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} Q_t &= \beta_1 P_t + \beta_2 Q_{t-1} + (w_t - \beta_1 \varepsilon_t) \\ &= \beta_1 P_t + \beta_1 Q_{t-1} + w_t' \dots\dots\dots (8) \end{aligned}$$

2) 변수 Y_t , N_t 에 대해서 AR(p)을 설정하고 實際資料를 가지고 推定하여 Akaike 정보기준(AIC)에 의하여 변수의 時差를 결정하였다. Y_t , N_t 에 대해서 AIC 는 時差가 2일 경우에 각각 최소값 -78.0 -213.8 을 갖는 것으로 나타나 AR(2)가 적합한 것으로 判明되었다.

Q_{t-1} 가 情報集合 I_{t-1} 에 포함되므로 $\text{COV}(Q_{t-1}, \varepsilon_t) = 0$ 이다. 그러므로 공급함수식에서 오차항 w_t 가 時系列 相關을 보이지 않는다면 $\text{COV}(Q_{t-1}, w_t) = 0$ 이다. 따라서 수요함수식 (1)과 공급함수식 (8)을 制限情報最尤推定法(Limited Information Maximum Likelihood)에 의해서 동시에 추정한다.

2. 生産 및 生産反應函數

채소생산자들은 生産時點에서 자기들이 豫想하고 있는 菜蔬價格下에서 最適生産要素를 계획하고 生産要素가 決定되면 生産函數에 의해서 生産量이 결정된다고 할 수 있다. 生産要素 중에서 자본, 노동에 대한 자료는 얻을 수 없으므로 토지만을 고려하여 다음과 같은 模型을 설정한다.

$$Q_t - N_t = \alpha_1 P_t + \alpha_2 Y_t + \alpha_3 T + u_t \dots\dots\dots (9)$$

$$Q_t = \beta_1 A_t + \beta_2 Q_{t-1} + w_t \dots\dots\dots (10)$$

$$A_t = \delta_1 P_t^* + \delta_2 A_{t-1} + v_t \dots\dots\dots (11)$$

단, A_t 는 植付面積을 나타내고 기타 변수는 앞서 표시한 바와 같음.

이 모형에서 (10)식은 생산함수이고, (11)식은 예상가격변화에 따라서 생산면적이 어떻게 반응하는가를 나타내는 生産反應函數이다. 이 模型으로 우리는 生産函數을 추정할 수 있고 아울러 豫想價格變化에 따른 채소생산자들의 生産計劃反應을 분석할 수 있다. 期待價格 P_t^* 에 대한 假說에 따라서 模型을 再構成하여 추정한다. 추정하는 방법은 앞서 설명한 방법에 준한다.³⁾

3) 저미줄 模型에서 生産反應函數는 $A_t = \delta_1 P_{t-1} + \delta_2 A_{t-1} + v_t$ 로 전환되며, 적응적 기대모형에서 生産反應函數는 $A_t = \delta_1(1-\lambda) + (\lambda + \delta_2)A_{t-1} - \lambda\delta_2 A_{t-2} + v_t - \lambda v_{t-1}$ 로 전환된다. 合理的 期待假說 하에서 (9) (10) (11) 방정식은 聯立方程式模型으로 설정된다. 여기서 Q_t , P_t , A_t 는 內生變數이고, 기타 변수는 外生變數이다. 따라서 합리적 기대가설(SM) 하에서 生産反應函數 (11)식은

$$A_t = \frac{\delta_1 \alpha_2 \gamma_1}{(\beta_1 \delta_1 - \alpha_1)} Y_{t-1} + \frac{\delta_1 \alpha_2 \gamma_2}{(\beta_1 \delta_1 - \alpha_1)} Y_{t-2} + \frac{\delta_1 \alpha_3}{(\beta_1 \delta_1 - \alpha_1)} T + \frac{\delta_1 \eta_1}{(\beta_1 \delta_1 - \alpha_1)} N_{t-1} \\ + \frac{\delta_1 \eta_2}{(\beta_1 - \alpha_1)} N_{t-2} - \frac{\delta_1 \beta_2}{(\beta_1 \delta_1 - \alpha_1)} Q_{t-1} - \frac{\delta_2 \alpha_1}{(\beta_1 \delta_1 - \alpha_1)} A_{t-1} + v_t$$

로 표시되어 (9), (10), (5), (6)식과 동시에 추정 된다.

3. 價格의 變動性

需要・供給函數에서 시장이 清算되는 實際價格을 유도함으로써 각 모형에서의 가격의 變動性을 비교할 수 있다.

거미줄 모형에서 需要와 供給을 一致하면 다음과 같은 實際價格에 관한 식이 유도된다.

$$P_t = \frac{1}{\alpha_1} (\beta_1 P_{t-1} + \beta_2 Q_{t-1} - \alpha_2 Y_t - \alpha_3 T - \alpha_4 N_t + w_t - u_t)$$

위의 差分方程式에서 解을 구하면 實際價格은

$$P_t = A \left(\frac{\beta_1}{\alpha_1} \right)^t + \sum_{i=0}^{\infty} \left(\frac{\beta_1}{\alpha_1} \right)^i H_{t-i}$$

$$\text{단, } H_t = \frac{1}{\alpha_1} (\beta_2 Q_{t-1} + \alpha_2 Y_t - \alpha_3 T - \alpha_4 N_t + w_t - u_t).$$

로 표시된다. 따라서 β_1 의 절대값이 α_1 의 절대값보다 작으면 가격은 收斂하고 (Damped), β_1 의 절대값이 α_1 의 절대값보다 크면 가격은 擴散한다 (Explosive).

동일한 방법으로 적응적 기대모형에서 實際價格은

$$P_t = A \left[\frac{\beta_1(1-\lambda)}{\alpha_1} \right]^t + \sum_{i=0}^{\infty} \left[\frac{\beta_1(1-\lambda)}{\alpha_1} \right]^i H_{t-i}$$

$$\text{단, } H_t = \frac{1}{\alpha_1} [(\lambda + \beta_2) Q_{t-1} - \lambda \beta_2 Q_{t-2} - \alpha_2 Y_t - \alpha_3 T - \alpha_4 N_t + w_t' - u_t]$$

로 표시된다. 적응적 기대모형에서 가격의 變動은 거미줄 모형보다 작다는 것을 알 수 있다.

또한 합리적 기대모형에서 實際價格은

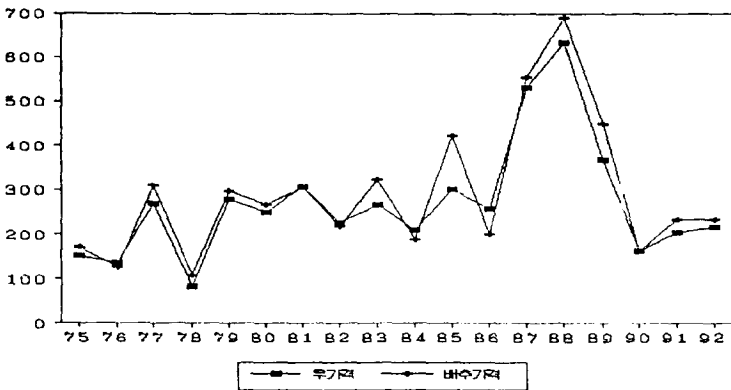
$$P_t = \frac{\beta_1}{\alpha_1(\beta_1 - \alpha_1)} (\alpha_2 \gamma_1 Y_{t-1} + \alpha_2 \gamma_2 Y_{t-2} + \alpha_3 T + \eta_1 N_{t-1} + \eta_2 N_{t-2} - \beta_2 Q_{t-1}) \\ + \frac{1}{\alpha_1} (\beta_2 Q_{t-1} - \alpha_2 Y_t - \alpha_3 T - \alpha_4 N_t + w_t - u_t)$$

로 표시된다. 外生變數가 주어지면 價格은 需要 또는 供給側의 攪亂要因 폭만큼 변동한다. 따라서 합리적 기대모형에서의 가격은 거미줄모형이나 적응적 기대모형보다 그 變動의 폭이 작게 된다.

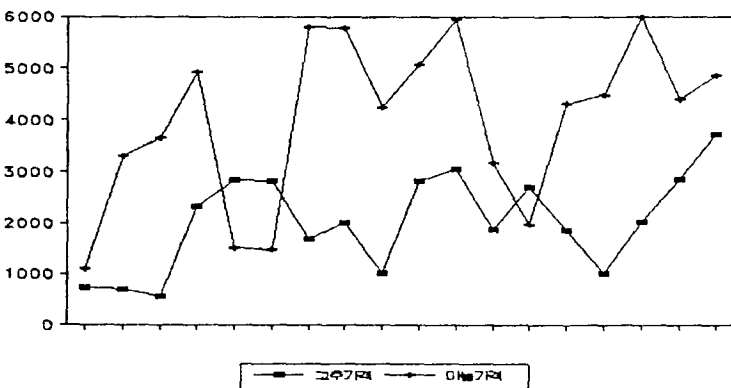
Ⅲ. 資料에 대한 說明

채소의 需要·供給函數 推定에 사용된 資料는 김장무·김장배추·건고추·마늘·양파로서 1975년에서 1992년 간의 연도별 時系列資料이다. 이들 채소는 一貫된 時系列資料를 갖고 있기 때문에 분석의 대상으로 선정이 되었다.

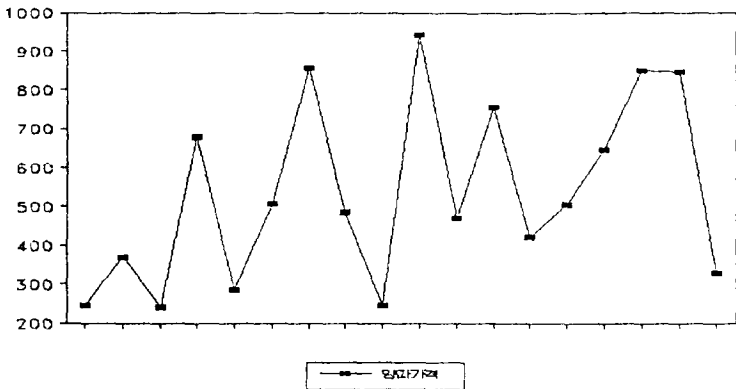
〈그림 1〉 연도별 무·배추 가격



〈그림 2〉 연도별 고추·마늘가격



〈그림 3〉 연도별 양파가격



각 채소의 生産面積과 生産量은 農林水産部 發刊 ‘作物統計’에서 구했다. 채소의 生産면적은 1970년대 말까지는 계속 증가하였으나 1980년대에 들어서 가을무·가을배추의 植付面積은 줄어들기 시작하였고 마늘은 停滯狀態에 있다. 가을무·가을배추는 植付面積의 감소로 1980년대에 들어서 生産量이 감소하고 있으나 마늘·양파의 生産량은 계속 增加趨勢에 있다. 고추의 경우 生産量은 일정한 시간추세를 보이지 않고 있는 것이 특징이다.

채소의 一人當 消費量에 관한 統計는 生産量에서 減耗量, 飼料用, 種子用, 腐敗量, 在庫量 등을 削減한 후 總人口로 나누어서 작성되나, 본 연구에서는 이 統計를 사용하는 대신, 일치된 需給量을 사용하기 위해 生産량을 바로 總人口로 나눈 것을 일인당 소비량으로 삼아 이용하였다.

각 채소의 品目別價格은 農協中央會 發刊 ‘農村物價總攬’에 나타난 農家販賣價格으로서 김장무·김장배추는 生産出荷期인 11-12월의 平均價格(원/3.75kg)이고, 마른 고추는 출하기인 8-10월의 平均價格(원/3.75kg)이고, 마늘·양파는 收穫直後인 6-8월의 平均價格(원/집, 원/20kg)이다. 이들 채소의 名目價格을 食料品 物價指數(1990=100)로 디플레이트(deflate)한 實質價格이 使用되었다. 각 채소의 年度別 名目菜蔬價格은 〈그림 1〉, 〈그림 2〉, 〈그림 3〉에 나타나 있다. 그림에서 보는 바와 같이 무·배추의 가격은 대체로 2년을 週기로 하여 變動하고 있으며 고추·마늘양파는 대체로 2-4년의 주기를 갖고 變動하고 있다.

일인당 實質所得은 全都市 勤勞者家口 所得을 家口當 人員數로 나눈 다음

소비자 물가지수(1990=100)로 디플레이트(deflate)하여 구하였다.

〈표 1〉 ADF검정

변수	원자료(n=14)	1차차분 자료(n=13)	2차차분 자료(n=12)
Y _t	-2.228	-3.050	-3.343
N _t	-1.521	-3.629	-2.244
무	Q _t	-3.207	-4.804
	P _t	-2.922	-3.442
	A _t	-3.311	-3.697
배추	Q _t	-3.207	-4.804
	P _t	-2.922	-3.442
	A _t	-3.311	-3.697
고추	Q _t	-4.748	-4.670
	P _t	-2.843	-3.240
	A _t	-3.118	-4.498
마늘	Q _t	-3.085	-5.718
	P _t	-4.688	-2.504
	A _t	-1.653	-4.406
양파	Q _t	-2.667	-2.552
	P _t	-3.395	-4.397
	A _t	-2.845	-3.163
	Q _t	-2.611	-3.092
	P _t	-3.510	-3.956
	A _t	-2.858	-3.449

주: 1) 각 수치는 回歸式($\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$, 단 $p=2$)에서 γ 의 t 통계량을, n은 자료수를 나타냄. 2) Fuller(1976)에 의하면 자료 크기가 25일 경우 유의수준 10%에서 단위근이 존재하다는 歸無假說을 기각할 수 있는 임계치는 -3.24임.

IV. 推定結果

거미집 모형은 通常最小自乘法(OLS)을 사용하여, 적응적 기대모형에서 공급함수와 생산반응함수는 非線形最小自乘法(NLS)으로 그 외의 함수식은 通常最小自乘法으로 추정하였다.⁴⁾ 합리적 기대모형의 경우 代入法(SM)은 非線形三段階最小自乘法(N3SLS)을 사용하여, 變數誤差法(EVM)은 制限情報最尤推定法(LIML)을 사용하여 추정하였다. 수요함수 (1)식, 공급함수 (2)식,

4) 적응적 기대모형에서 供給函數 추정시 지난 연도의 生産量 Q_{t-1} 에 對應하는 수단변수로는 지난 연도의 植付面積 A_{t-1} 을 이용하였고 生産反應函數 추정시 지난 연도의 植付面積 A_{t-1} 에 對應하는 수단변수로는 지난 연도의 生産量 Q_{t-1} 을 이용하였다.

생산함수 (10)식, 생산반응함수 (11)식을 通常最小自乘法(OLS)으로 추정 한 결과, DW 통계량은 2에서 크게 벗어나지 않았다. 그러나 시차종속변수가 설명 변수에 포함되는 모형(2,10,11식)에서는 誤差項의 自己相關(Autocorrelation) 여부를 DW 통계량으로는 판정을 할 수 없으므로 LM Test(Lagrangian Multiplier Test)를 사용하여 誤差項의 自己相關 여부를 검정하였다. 공급함수 (2)식, 생산함수 (10)식, 생산반응함수 (11)식에서 오차항에 대해서 AR(2)를 설정하고 LM 통계량(오차항의 自己相關이 존재하지 않는다는 歸無假說 하에 서 $X^2(2)$ 분포를 함)을 구하였다. 이 LM 통계량은 0.191에서 0.910 사이에 있는 값으로 계산되었다. 따라서 오차항의 自己相關문제는 심각하지 않은 것으로 판명되었다.

〈표 2〉 需要函數의 係數에 대한 推定值

모형 품목	저미줄·적응적 기대모형 (OLS)	합리적 기대모형 (SM)	합리적 기대모형 (EVM)
무	α_1 -0.077 (-1.22)	-0.268 (-0.87)	-3.242 (-0.02)
	α_2 0.739 (2.09)*	0.146 (0.54)	-0.935 (-0.01)
	α_3 -0.116 (-3.63)**	-0.082 (-2.32)*	-0.124 (-0.23)
배추	α_1 -0.228 (-3.90)**	0.070 (0.84)	-0.009 (-0.01)
	α_2 -0.011 (-3.03)*	-0.145 (-2.94)**	-0.029 (-0.05)
	α_3 -0.058 (-1.76)*	-0.045 (-3.27)**	-0.045 (-0.76)
고추	α_1 -0.249 (-1.55)	0.037 (0.12)	0.960 (0.81)
	α_2 -1.467 (-1.50)	-0.346 (-0.78)	-4.310 (-1.25)
	α_3 0.138 (1.52)	0.045 (1.74)	0.430 (0.34)
마늘	α_1 -0.338 (-4.21)**	-0.324 (-2.78)**	-0.125 (-0.77)
	α_2 1.538 (3.48)**	0.360 (1.63)	1.900 (3.24)**
	α_3 -0.093 (-2.39)*	0.023 (0.72)	-0.114 (-2.31)*
양파	α_1 -0.655 (-5.46)**	-0.658 (-1.64)	-0.760 (-1.20)
	α_2 0.546 (0.85)	0.147 (0.34)	0.518 (0.76)
	α_3 -0.016 (-0.27)	0.022 (0.92)	-0.019 (-0.32)

주: 1) 괄호안의 수치는 t 값을 나타냄. 2) *, **는 각각 단측검정시에 유의도 5%, 1% 수준에서 有意性이 있음을 나타냄. 3) OLS에서 \bar{R}^2 는 무 0.83, 배추 0.60, 고추 0.30, 마늘 0.89, 양파 0.81 임.

회귀분석에 사용된 자료가 不安定的(nonstationary)인 時系列資料에 속한 다면 虛構的 回歸(Spurious Regression)현상이 발생할 가능성이 있다. 따라서 ADF(Augmented Dickey-Fuller)검정을 이용하여 각 시계열자료의 單位根존

재 여부를 검정하였다. 각 時系列資料에 대한 ADF 검정결과는 <표 1>에 나타나 있다. 이 ADF 검정에서 얻은 t統計量을 놓고 평가해 보면 인구수 N_t , 고추의 식부면적 A_t 를 제외하고 그밖의 모든 자료에서 單位根이 존재할 가능성은 작은 것으로 보인다. 인구수 N_t , 고추의 식부면적 자료 A_t 를 제외하고는 모든 자료가 安定的인 時系列資料일 가능성이 크므로 허귀적 회귀현상이 나타날 가능성은 작다고 할 수 있다.

수요함수에 대한 추정치는 <표 2>에 나타나 있다. 수요의 價格彈力性을 나타내는 α_1 의 추정치는 거미줄 모형(또는 적응적 기대모형)에서는 모두 陰의 符號를 보이고 있으며 또한 統計의 有意性도 배추·마늘·양파의 경우에서 높게 나타나고 있다. 그러나 합리적 기대모형(SM, EVM)에서는 α_1 의 추정치가 陰의 符號 또는 陽의 符號를 갖고 있으나 마늘의 경우를 제외하고는 모두 統計의 有意性은 없게 나타났다.

<표 3>에서 보는 바와 같이 공급함수에서 期待價格變數의 係數인 β_1 의 추정치는 거미줄모형, 적응적 기대모형에서는 5채소의 경우 모두 陽의 값을, 합

<표 3> 供給函數의 係數에 대한 推定值

모형 품목	거미줄 모형 (OLS)	적응적 기대모형 (NLS)	합리적 기대모형 (SM)	합리적 기대모형 (EVM)
무		λ 0.433 (0.02)		
β_1	0.238 (4.37)**	0.401 (0.01)	0.364 (1.43)	0.454 (1.43)
β_2	0.681 (5.05)**	0.433 (0.01)	0.585 (1.23)	0.396 (0.94)
배추		λ 0.509 (0.43)		
β_1	0.307 (3.98)**	0.664 (0.42)	0.794 (1.24)	0.834 (1.13)
β_2	0.681 (3.61)**	0.334 (0.28)	-0.345 (-0.60)	-0.273 (-0.30)
고추		λ 0.482 (0.84)		
β_1	0.324 (1.56)	0.516 (0.41)	0.326 (0.16)	-1.990 (-1.36)
β_2	0.324 (1.09)	-0.511 (-1.55)	0.582 (0.23)	-1.383 (-1.17)
마늘		λ -0.06 (-0.59)		
β_1	0.566 (4.68)**	1.538 (7.36)**	1.258 (0.72)	0.035 (0.04)
β_2	1.120 (8.90)**	0.832 (4.87)**	1.248 (1.05)	0.771 (1.33)
양파		λ -0.205 (-0.87)		
β_1	1.328 (5.11)**	0.836 (1.53)	-1.230 (-4.23)	-1.357 (-3.50)
β_2	1.180 (6.28)**	1.006 (2.88)	0.140 (1.27)	0.120 (0.65)

주: 1) 괄호안의 수치는 t 값을 나타냄. 2) *, ** 는 각각 단측검정시에 유의도 5%, 1% 수준에서 有意性이 있음을 나타냄. 3) OLS에서 \bar{R}^2 는 무 0.75, 배추 0.60, 고추 0.09, 마늘 0.83, 양파 0.70 임.

리적 기대모형에서는 무·배추·마늘의 경우는 陽의 값을, 고추(EVM에서), 양파(SM, EVM)의 경우는 陰의 값을 보이고 있다. 거미줄 모형에서는 대부분의 경우 β_1 계수가 統計的인 有意性이 높게 나타나고 있고, 적응적 기대모형에서는 마늘의 경우에만 β_1 의 係數가 통계적인 有意性이 있었으나, 합리적 기대모형에서는 統計的인 有意性이 없었다. 적응적 기대모형에서 調整係數 λ 가 統計的인 有意性이 없게 나타났는데 이는 적응적 기대모형이 거미줄모형에 近接하고 있다는 것을 의미한다. 고추·양파의 경우 합리적 기대모형에서 공급의 가격탄력성이 음으로 나타나 이 경우 합리적 기대가설은 부합하지 않는다는 것을 알 수 있다.

〈표 4〉生産函數의 係數에 대한 推定値

모형 품목	거미줄·적응적 기대모형 (OLS)	합리적 기대모형 (SM)	합리적 기대모형 (EVM)
무 β_1	0.731 (7.13)**	0.624 (6.12)**	0.642 (5.39)**
β_2	-0.015 (-0.10)	0.118 (0.94)	0.075 (0.48)
배추 β_1	0.839 (11.57)**	0.731 (9.68)**	0.754 (8.75)**
β_2	-0.168 (0.70)	-0.094 (-1.04)	-0.103 (-0.95)
고추 β_1	0.541 (1.60)	0.127 (0.52)	0.332 (0.84)
β_2	0.169 (0.67)	0.157 (0.91)	0.126 (0.49)
마늘 β_1	0.945 (4.68)**	1.026 (5.76)**	0.987 (3.89)**
β_2	0.211 (1.42)	0.183 (1.45)	0.187 (1.08)
양파 β_1	1.236 (6.94)**	1.812 (5.04)**	1.887 (3.61)**
β_2	0.348 (3.45)**	0.312 (2.86)**	0.291 (2.01)

주: 1) 괄호안의 수치는 t 값을 나타냄. 2) *, **는 각각 단측검정시에 유의도 5%, 1% 수준에서 有意性이 있음을 나타냄. 3) OLS에서 \bar{R}^2 는 무 0.87, 배추 0.91, 고추 0.09, 마늘 0.83, 양파 0.80 임.

〈표 4〉에서 볼 수 있는 바와 같이 생산함수에서 植付面積의 係數는 모두 陽의 符號를 갖고 또한 統計的인 有意性도 높게 나타나고 있다.⁵⁾ 〈표 5〉에 있는 生産反應函數에서 期待價格의 係數인 δ_1 의 推定値를 보면 거미줄과 적응적 기대모형에서 모든 채소의 경우 양의 값을 보이고 있고 統計的인 有意性도 높게 나타나고 있다. 반면에 합리적 기대모형에서 δ_1 의 추정치는 무·배추·고추의 경우 陽의 符號를, 마늘·양파의 경우 陰의 符號를 보이고 있으나 統計的

5) 수요함수식 (9)에 대한 推定結果는 省略되었음.

인 有意性은 없게 나타났다.

수요함수식 (1)에서 P_i 의 外生性을 통계적으로 檢證하기 위해서 Hausman Test를 시행하여 보았다.⁶⁾ 이 Hausman 檢定結果는 <표 6>에 제시되어 있다. 5가지 채소의 경우에서 모두 귀무가설 H_0 이 기각되지 않는다. 따라서 需要函數에서 P_i 를 外生變數로 취급해서 通常最小自乘法(OLS)으로 추정해도 무난하다는 것이 統計的으로 檢證이 되었다.

<표 5> 生産反應函數의 係數에 대한 推定值

모형 품목	기미줄 모형 (OLS)	적응적 기대모형 (NLS)	합리적 기대모형 (SM)	합리적 기대모형 (EVM)
무		λ 0.151 (0.45)		
δ_1	0.187 (3.31)**	0.212 (1.93)*	0.324 (1.57)	0.513 (1.47)
δ_2	0.884 (7.76)**	0.823 (4.29)**	0.847 (3.10)**	0.596 (1.56)
배추		λ 0.800 (3.32)**		
δ_1	0.246 (4.01)**	0.305 (1.69)	0.876 (0.74)	0.364 (1.00)
δ_2	0.904 (7.03)**	0.800 (3.32)**	0.207 (0.24)	0.616 (1.46)
고추		λ 0.625 (4.50)**		
δ_1	0.366 (6.56)**	0.989 (2.44)*	0.606 (0.67)	0.294 (1.47)
δ_2	0.499 (4.53)**	-0.245 (-1.01)	1.092 (1.21)	0.641 (2.71)**
마늘		λ 0.222 (1.95)*		
δ_1	0.392 (5.77)**	0.628 (4.65)**	-0.312 (-3.02)	-0.212 (-0.80)
δ_2	1.000 (12.10)**	1.244 (6.86)**	-0.264 (-0.14)	0.534 (2.06)*
양파		λ 0.059 (0.31)		
δ_1	0.679 (2.99)**	1.194 (2.13)*	-0.625 (-3.24)	-0.512 (-2.76)
δ_2	0.641 (2.48)**	1.329 (0.308)	-0.122 (-1.13)	-0.069 (-0.04)

주: 1) 괄호안의 수치는 t 값을 나타냄. 2) *, ** 는 각각 단측검정시에 유의도 5%, 1% 수준에서 有意性이 있음을 나타냄. 3) OLS에서 \bar{R}^2 는 무 0.86, 배추 0.80, 고추 0.82, 마늘 0.90, 양파 0.32 임.

각 기대모형에서 \bar{R}^2 를 가지고는 適合度를 비교할 수 없으므로 각 기대모형에서 구한 菜蔬生産量과 價格의 推定值를 實際値와 동시에 그림으로 나타내

6) 이 Hausman Test에서 歸無假設은 " $H_0: P_i$ 는 誤差項과 서로 獨立이다."이고 對立假設은 " $H_1: P_i$ 는 誤差項과 相關關係를 갖고 있다."이다. 通常最小自乘 推定量(OLS Estimator) $\hat{\alpha}_{10}$ 은 歸無假設 H_0 하에서 效率的인 推定量이나 對立假設 H_1 에서는 一致推定量이 아니다. 二段階 最小自乘 推定量(2SLS은 Estimator) $\hat{\alpha}_{11}$ 은 H_0 와 H_1 하에서 모두 一致推定量이다. 이 두 推定量의 차이 즉, $\hat{\alpha}_{11} - \hat{\alpha}_{10}$ 을 \hat{q} 으로 놓으면 Hausman 檢定統計量,

$$m = \frac{\hat{q}^2}{\hat{V}(\hat{q})}$$

는 歸無假設 H_0 하에서 自由度 1인 χ^2 分布를 한다.

보았다. <그림 4>와 <그림 5>에서 -대표적으로 배추의 경우만 圖示되었음- 보는 바와 같이 거미줄모형이 다른 기대모형보다 說明力이 우수한 것으로 나타났다.

이와 같은 推定結果를 놓고 종합적으로 평가해 보면 세 가지 기대가설 모형 중에서 거미줄 모형이 가장 適合度가 높은 것으로 나타났다. 이는 농민들의 가격에 대한 豫測이 매우 단순하다는 것을 의미한다. 즉 이는 농민들이 채소의 流通情報 등 각종정보를 쉽게 얻을 수 없거나, 충분한 정보를 갖고 있어라도 期待形成을 하는 데 있어서 이 정보를 效率的으로 活用하지 못하기 때문이라고 할 수 있다.

세 가지 기대모형 중에서 가장 適合度가 높은 거미줄모형에서 수요함수와 공급함수의 推定結果를 분석해 보면 수요의 가격탄력성은 非彈力的인 것으로 나타났고 공급의 가격탄력성은 무·배추·고추·마늘의 경우는 非彈力的인 것으로, 양파의 경우는 彈力的인 것으로 나타났다.

한편, 수요의 所得彈力性을 나타내는 α_2 의 추정치는 무·배추·고추의 경우는 陰의 부호가, 마늘·양파에서는 陽의 符號가 나타났다. 무·배추·고추는 下級財라는 것이 그리고 마늘·양파는 正常財라는 것이 밝혀졌다. 1970년대 후반부터 김장무·배추는 1인당 實質消費量이 감소 추세에 있는 반면 마늘·양파는 1인당 實質消費量이 증가 추세에 있다. 김장무·배추의 경우 時間趨勢變數의 계수의 추정치는 예상한 대로 음의 값을 보이고 있다. 그러나 마늘·양파의 경우 時間趨勢變數의 係數는 예상과 반대로 陰의 값을 보이고 있다.

수요와 공급의 價格彈力性을 비교해 보면 각 채소의 價格이 擴散型(Explosive)인지 또는 收斂型(Damped)인지 알 수 있다. 수요의 價格彈力性의 추정치는 무의 경우 0.077, 배추의 경우 0.228, 고추의 경우 0.249, 마늘의 경우 0.388, 양파의 경우 0.655이다. 供給彈力性의 추정치는 무의 경우 0.238, 배추의 경우 0.307, 고추의 경우 0.324, 마늘의 경우 0.566, 양파의 경우 1.328이다. 모든 채소의 경우에 供給의 價格彈力性이 수요의 價格彈力性보다 크므로 모든 채소의 價格이 擴散型에 속한다는 것이 밝혀졌다. 즉 추정의 결과 5가지의 채소의 價格은 모두 그 變動이 不安定한 것으로 밝혀졌다.

채소재배 농민들의 價格에 대한 豫測이 단순하며 또한 生産反應이 期待價格에 敏感하다는 사실이 채소가격의 變動의 한 要因이라고 볼 수 있다. 무·배추에 비해서 고추·마늘·양파는 商業的으로 재배하는 경향이 높기 때문에 <표

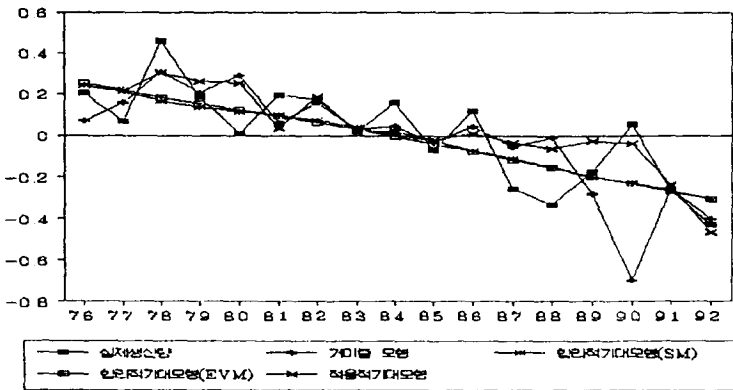
5)에 나타난 바와 같이 농민들의 生産反應이 무·배추의 경우보다 더 敏感하다. 고추·마늘·양파의 경우에 연도별 價格變動이 무·배추보다 심한 이유는 여기에 起因한다고 판단된다.

〈표 6〉 Hausman 檢定統計量

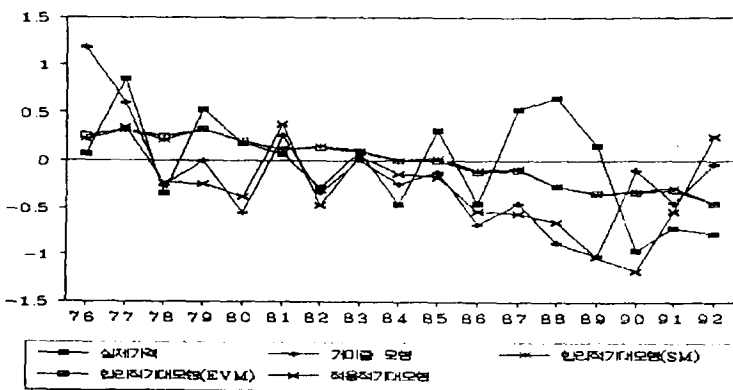
무 수요함수	배추 수요함수	고추 수요함수	마늘 수요함수	양파 수요함수
0.001	0.417	0.374	2.220	0.039

주: 단측 검정시 有意水準 5%에서 臨界値는 3.84임

〈그림 4〉 배추 生産量의 推定値



〈그림 5〉 배추 價格의 推定値



V. 結 論

본 論文에서는 期待模型을 이용하여 채소의 需要・供給函數와 生産反應函數를 추정하였고 이를 바탕으로 채소의 가격변동요인을 분석하여 보았다. 추정결과 채소의 기대가격이 栽培面積의 크기를 결정하고 따라서 生産量에 영향을 주는 요인이라는 것이 밝혀졌다. 아울러 기대모형 중에서 거미줄모형이 가장 適合한 모형으로 판정되었는데 이는 채소재배농민들이 價格豫測에 活用할 情報를 충분히 갖고 있지 못하거나 또한 情報를 갖고 있더라도 이를 效率的으로 이용하지 못하고 있다는 것을 의미한다. 즉 농민들의 菜蔬價格에 대한 기대가 정태적이고 또한 생산반응이 기대가격에 민감하다는 사실이 채소가격 不安定의 한 요인이라고 판단된다.⁷⁾ 이와 같은 결과는 채소가격 安定化 政策에 있어서 주요한 示唆點을 던져주고 있다.

정부는 1986년부터 價格變動이 심한 고추・마늘・양파의 생산자에게 일정한 下限價格을 보장해 주는 價格支持制를 施行해 오고 있다. 그러나 정부의 收買物量이 적기 때문에 생산자들에게 돌아가는 실익은 미미한 실정이다. 그리고 생산자에게 下限價格을 보장해 주는 價格支持制는 만성적인 生産過剩을 초래할 가능성이 있다는 것이 문제점으로 지적된다.

또한 정부는 1986년부터 生産調整을 위해 고추・마늘・양파에 대해서 栽培約定事業을 실시하고 있으나 法的인 뒷바침이 없고 政策實施를 위한 자금도 충분하지 못하기 때문에 아직 효과적으로 推進되고 있지 못하고 있다.

法的 強制力을 바탕으로 한 生産調整을 實施하기 어렵다면 생산자나 생산자단체가 自律的으로 生産을 調整하도록 유도하는 길밖에 없을 것이다. 농민들에게 農産物의 需給現況, 流通價格動向 등의 各種情報를 신속하게 流通시켜 준다면 시장메카니즘에 의하여 生産調整이 自律적으로 이루어지고 따라서 이를 통한 채소의 價格安定化 效果를 어느정도 기대할 수도 있을 것으로 판단된다. 물론 이는 농민들이 각종 정보를 效率的으로 분석하고 이를 바탕으로 보다

7) 물론 氣候條件 등 채소의 生産量에 영향을 미치는 기타 변수들도 菜蔬生産價格의 變動要因이다.

合理的인 생산결정을 내려야 가능한 것이다.⁸⁾ 정보의 유통을 圓滑하게 하기 위해서 고추·마늘·양파 등의 貯藏可能한 채소류에 대해서는 先物市場의 導入도 고려해 보아야 할 것이다. 先物市場을 운영함으로써 생산자들은 정확한 정보를 容易하게 얻을 수 있고 이를 바탕으로 합리적인 意思決定할 수 있을 것이다.

參 考 文 獻

1. 文八龍, 柳炳瑞, 農產物價格分析論 -理論과 政策-, 韓國開發研究院, 1975. 7
2. 조덕재·조재환, “사과·배·귤 需給의 決定要因 分析和 展望”, 農村經濟 第 16卷 第 1號, 1993. 1
3. 許信行·金炳律, “主要菜蔬의 需給變動 分析和 長期展望”, 農村經濟 第 12卷 第 1號, 1989. 3
4. Blanchard, O., “Backward and Forward Solutions for Economies with Rational Expectaions”, *American Economic Review*, Vol. 69, 1979
5. Blake D., “The Estimation of Rational Expectations Models : A Survey”, *Journal of Economic Studies*, Vol. 18, 1991
6. Breusch, T. S. and Pagan A. R., “The Lagrangean Multiplier Test and its Application to Model Specification in Econometrics”, *Review of Economic Studies*, Vol. 47, 1980
7. Dickey D. A. and Fuller W. A., “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, Vol. 49, 1981
8. Engle R. F. and Granger C. W. J., “Cointegration and Error Correction:Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, 1987

8) 이것은 總體的인(Aggregate) 측면에서의 論議이지 개별(Individual) 생산자 측면에서의 논의는 아니다. 개별 생산자 입장에서는 생산활동은 생산자간에 상호 게임적인 要素가 있기 때문에 합리적 기대가설에 부합되지 않는 意思決定이 유리한 경우도 있다. 그러므로 개별 생산자 모두가 정확한 情報를 소유하고 있더라도 합리적 기대가설에 부합되지 않는 生産決定이 나타날 수도 있다. 정확한 정보의 유통은 시장기구를 통한 菜蔬價格 安定化의 必要條件이지 充分條件은 아니다.

9. Engle R. F. and Yoo B. S., "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems", *Journal of Econometrics*, Vol. 35, 1987
10. Engle R. F. and Granger C. W. J. (ed), *Long-run Economic Relationships : Readings in Cointegration*, Oxford Univeristy Press, N. Y., 1991
11. Evans, S. and Bell T. M., "How Cotton Acreage, Yield, and Production Respond to Prices Changes," *Agricultural Economics Research*, Vol. 30 No. 2, 1978
12. Hausman, J. A., "Specifications Tests in Econometrics, " *Econometrica*, Vol. 46, 1978
13. Maddala, G. S., *Introduction to Econometrics*, New York : Macmillian Publishing Company, 1992
14. Muth, J. F., "Rational Expectations and the Theory of Price Movements", *Econometrica*, Vol. 29, 1961
15. Phillips P. C., "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrica* Vol. 55, 1987
16. Revankar, N. S., "Testing of the Rational Expectations Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 48, 1980
17. Said S. E. and Dickey D. A., "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order", *Biometrika*, Vol. 71, 1984
18. Shonkwiler, J. S. and Maddala, G. S., "Modelling Expectations of Bounded Prices : An Application to the Market for Corn", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, 1985
19. Wallis, K. F., "Econometric Implications of the Rational Expectations Hypothesis", *Econometrica*, Vol. 48, 1980
20. Whiteman, C. H., *Linear Rational Expectations Models*, Univeristy of Minnesota Press, Minnesota, 1983
21. Wickens, M. R., "The Efficient Estimation of Econometric Models with Rational Expectations", *Review of Economic Studies*, Vol. 49, 1982