

一般論文

Non-Stationary 推移確率 模型에 의한  
農作物의 植付體系에 관한 研究

康廷赫\* · 金汝根\*\*

A Study on the Planted System of Agricultural Crops  
Using Non-Stationary Transition Probability Model

Jung-Huek Kang, Yea-Geun Kim

Abstract

Non-Stationary transition probabilities models which is incorporated into a Markov framework with exogenous variables to account for some of variability are discussed, and extended for alternative procedure. Also as an application of the methodology, the size change of aggregate time-series data on the planted system of agricultural crops is estimated, and evaluated for the precision of time-varying evolution statistically.

1. 序 論

우리나라 農作物의 生産體系는 과거 수년간의 상업적 영농의 진전과 더불어 상당한 構造的變化를 겪어왔다. 이것은 농민들이 대체로 가격이나 수익성등의 변동에 민감하게 반응하여, 일부작목의 생산에 편향성의 영향이 컸기 때문이라 할 수 있다. 예컨대 이러한 변화들은 시간의 경과에 따른 상당히 불확실한 경제적 요인으로 인하여 안정적인 경향을 단정하기 어렵다. 즉 農作物 植付體系의 경우에 있어서 植付時期가 同一한 競合作目들이 상호 유기적으로 연관되어, 各 變動要因

들의 내부적 변화의 가능성에 의존된다고 볼 수 있다.

이러한 종합적인 구조적 변화의 파악을 위하여 不確實한 構造體系에 대한 확률모형의 설정과, 경제적 변동에 대한 적절한 要因의 選擇 및 測度가 중요한 관건이라 할 수 있다. 따라서 이에 관한 적합한 미시적 접근방안으로 Non-Stationary 推移確率 模型에의 適用을 모색해 볼 수 있다.

Non-Stationary 推移確率 模型은 미래 어떤 시점에서의 안정상태의 假定下에 단지 변동패턴의 크기만을 고려하여 추세파악을 제시한 Sta-

\*韓國農村經濟研究院

\*\*全南大學校 産業工學科

tionary 模型에서, 시스템 내부에서의 상태들 간의 이동상황인 推移確率 要素가 各 時期別로 의 生요인에 의해서 變한다는 假定을 확장하였다. 이에따라 단기적인 상황에서 경제적 外生變數의 변화에 따른 반응을 파악함과 동시에, 推移確率의 制約條件을 충족하는 예측치를 제시하는 것이 그 기본적인 과제이다. 특히 이와 관련한 접근으로는 고객의 상품구매 교체행위, 시장점유율 분석, 인력이동문제, 그리고 농업체계의 분석등에서 다양하게 應用될 수 있다.

그동안 기존 연구에서 Hallberg(3)은 各 狀態間의 個個의 變動 時系列資料(micro data)를 이용하여 다중회귀분석 기법에 의한 예측을 수행하였고, 推移確率 推定值가 制約條件을 충족하지 않을 경우 임의적인 조정 대안을 제시하였다. 또한 Lee et al.(5)에 의해서 이러한 制約條件에서의 문제점이 總合 時系列資料(macro data)를 이용한 경우에, Aitken에 의한 일반화 최소자승과 이차계획해법 절차를 적용하여 개선되었으며 이후, Mellor(6)에 의하여 작물 생산의 推移分析에 관한 Markov 模型 開發과 Duham and Lee(8)에 의하여 Multi-Logit 模型에 의한 시장 점유율(Market share) 분석에 관한 응용연구가 진행되어 왔다. 이외에도 새로운 사전정보 자료를 이용함으로써 推定值의 精度를 높이는 Bayes 推定技法도 비교적 완만한 推移의 分析에 있어서 그 代案이 될 수 있다. Bayes 推定 模型은 Lee et al.에 의해 연구되었으며, 이에 대해서는 先行 研究(1)를 통하여 검토된 바 있다.

따라서 本 研究에서는 각 상태에서의 總合時系列資料를 이용한 未知의 母數推定에 관하여 기존 연구된 Non-Stationary 技法들을 고찰하고, 外生變數에 관한 假設의 設定을 확장한 대안적인 기법의 개선을 試圖한다. 또한 우리나라 農作物의 植付推移에 應用하여 外生變數의 변화에 따른 競合作目들 間의 動的構造와 模型에의 적합성여

부를 計測하고자 한다.

## 2. Non-Stationary 推移確率 推定 技法

이 章에서는 推定技法에 관한 전반적인 내용 파악을 위하여 Markov 模型의 概要와 최근의 그 대표적인 연구로서 Mellor 模型을 검토한 후, 外生變數의 可變性이 補整된 절차를 제안한다. 그리고 Markov 模型의 적절한 대안으로 Multi-Logit 模型의 추정절차를 다루려 한다.

### 2.1. Non-Stationary Markov 模型

#### 2.1.1. 推定 概要

Non-Stationary Markov 模型은 總合比率 時系列이 相互 排斥(mutually exclusive)인 狀態間에서 1段階 Markov過程(first markov process)을 따른다고 가정한다. 따라서

$$y_{jt} = \sum_{i=1}^r P_{ijt} y_{it-1} + u_{jt} \quad (1)$$

j=1, 2, ..., r    t=1, 2, ..., T

단,  $y_{it-1}$ ; 時點 t-1, 狀態 i에서의 總合比率值

$y_{jt}$ ; 時點 t, 狀態 j에서의 總合比率值

$P_{ijt}$ ; 時點 t에서의 狀態 i로 부터 j로의 推移確率值

$u_{jt}$ ; random error 성분

로서 표현될 수 있다. 推移確率 要素는 다음의 制約(非陰 및 row sum)條件

$$\sum_{j=1}^r P_{ijt} = 1, \quad P_{ijt} \geq 0 \quad (2)$$

을 만족하여야 하며

$$\sum_{j=1}^r y_{jt} = 1 \quad (3)$$

이다. 여기서 個別 推移確率值가 시간에 따른 外生變數와 관련하여 變한다고 전제하면

$$P_{ijt} = f(i, j, z_{t-1}) \quad i, j = 1, 2, \dots, r \quad (4)$$

으로,  $z_{t-1}$ 은 時點  $t-1$ 에서 事前決定된 外生變數 타로서 一定한 時差(time lag)를 두고 따른다고 가정한다. 단, 推移確率要素는 전술한 제약조건을 충족하여야 함으로 함수  $f$ 의 기능적 선택에 있어서는 제한점을 갖고 있다.

2.1.2. 推定 模型

Mellor(6)는 전술한 推移確率模型 (1)式에서 推移確率值  $P_{ijt}$ 를 前年度 外生變數值의 선형함수인

$$P_{ijt} = a_{ij} + b_{ij}z_{jt-1} \quad (5)$$

단,  $a_{ij}$ ,  $b_{ij}$ ; 절편 및 기울기

$z_{jt-1}$ ; 시점  $t-1$ , 상태  $j$ 에서의 外生變數值으로 가정하였다. 즉, 外生變數는 變화요인으로 써 바로 前期의 過去觀測值를 이용하여 다음 시점의 기대치로 고려하는 定態적 기대가설 즉,  $z_{jt-1} = E(z_{jt})$ 에 의한 단순한 模型을 설정하였다. 하지만 의사결정의 측면에서 볼 때, 狀態間 變動을 追求함에 있어서 해년마다 단지 前期의 特定 外生變數值에만 의존되지는 않을 것이며, 현실적으로 그 당시 내지는 이후의 새로운 變화 상황도 충분히 반영되고 있다고 볼 수 있다.

따라서 本稿에서는 이에관한 효율적인 추도의 정보를 제공하기 위하여, 過去觀測 資料뿐 아니라 主觀的 判斷에 의한 사전정보 내지는 計量化가 어려운 보조정보등을 통합한 調整率을 이용함으로써 一定한 기대치를 補完하는 일련의 假說의 설정을 모색하였다. 즉,

$$z_{jt} = Kz_{jt-1} + (1-K)\bar{z}_{jt-1} \\ = \bar{z}_{jt-1} + K(z_{jt-1} - \bar{z}_{jt-1}) \quad j=1, 2, \dots, r \quad (6)$$

단,  $z_{jt}$ ; 時點  $t$ , 상태  $j$ 에서의 外生變數值

$K$ ; 과거 관측치에서 산정된 加重值(weighting factor)

$\bar{z}_{jt-1}$ ; 時點  $t-1$ , 상태  $j$ 에서의 사전 및 보조 정보에 의한 期待值

$z_{jt-1}$ ; 時點  $t-1$ , 상태  $j$ 에서의 外生變數 實

測值

에서 (6)식의  $z_{jt}$ 를 참값(true value)으로 간주 하면, 前期의 實測值 및 事前 期待值間的 편차에 의하여 外生變數의 期待值를 체계적으로 補整하는데 그 근거를 두고 있음을 나타낸다. 여기서 加重值  $K$ 는 경험적 자료를 이용하여 결정될 수 있다.  $z_{jt-1}$ ,  $\bar{z}_{jt-1}$ 間的 부호에 무관한 절대편차에 의한 추도로서 (6)式的 變換에서

$$K = \frac{\sum_{t=2}^T [(|z_{jt-1} - \bar{z}_{jt-1}|) / (z_{jt-1} - \bar{z}_{jt-1})] (z_{jt} - \bar{z}_{jt-1})}{\sum_{t=2}^T |z_{jt-1} - \bar{z}_{jt-1}|} \quad (7)$$

으로, 단지 과거 경험치의 편차부분에 대한 비율치로 산출된다. 이에 따라서 Mellor의 推定 節次에 의하면

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{21} & a_{31} \\ a_{12} & a_{22} & a_{32} \\ a_{13} & a_{23} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11}z_{1t} & b_{21}z_{1t} & b_{31}z_{1t} \\ b_{12}z_{2t} & b_{22}z_{2t} & b_{32}z_{2t} \\ b_{13}z_{3t} & b_{23}z_{3t} & b_{33}z_{3t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

이며,  $\sum_j u_{jt} = 0$ 이므로  $\sum_j P_{ijt} = 1 \forall i, t$ 은  $\sum_j a_{ij} = 1$ 과  $\sum_j b_{ij}z_{jt} = 0$ 을 충족하여야 한다.

$\sum_j z_{jt} = 0$ 이라면, (8)식에 대한 충분조건으로  $b_{ij} = b, \forall i, j$ 이 유도된다.

여기서  $y_{3t-1} = (1 - y_{1t-1} - y_{2t-1})$ ,  $a_{33} = (1 - a_{31} - a_{32})$ 의 관계식을 이용하면,

$$y_{1t} = a_{31} + (a_{11} - a_{31})y_{1t-1} + (a_{21} - a_{31})y_{2t-1} + b_3z_{1t} \\ + (b_1 - b_3)z_{1t}y_{1t-1} + (b_2 - b_3)z_{1t}y_{2t-1} + u_{1t} \\ y_{2t} = a_{32} + (a_{12} - a_{32})y_{1t-1} + (a_{22} - a_{32})y_{2t-1} + b_3z_{2t} \\ + (b_1 - b_3)z_{2t}y_{1t-1} + (b_2 - b_3)z_{2t}y_{2t-1} + u_{2t} \\ y_{3t} = (1 - a_{31} - a_{32}) - (a_{31} + a_{32} - (a_{11} + a_{12}))y_{1t-1}$$

$$\begin{aligned}
 & + (a_{31} + a_{32}(a_{21} + a_{22}))y_{2t-1} + b_3z_{3t} \\
 & + (b_1 - b_3)z_{3t}y_{1t-1} + (b_2 - b_3)z_{3t}y_{2t-1} + u_{3t}
 \end{aligned} \quad (9)$$

이다. 또한 多重共線性(multicollinearity)의 문제점을 완화하기 위하여  $b_i = b$ ,  $\forall i$  일 때,

$$\begin{aligned}
 y_{1t} &= a_{31} + (a_{11} - a_{31})y_{1t-1} + (a_{21} - a_{31})y_{2t-1} \\
 & \quad + bz_{1t} + u_{1t} \\
 y_{2t} &= a_{32} + (a_{12} - a_{32})y_{1t-1} + (a_{22} - a_{32})y_{2t-1} \\
 & \quad + bz_{2t} + u_{2t} \\
 y_{3t} &= a_{33} + (a_{13} - a_{33})y_{1t-1} + (a_{23} - a_{33})y_{2t-1} \\
 & \quad + bz_{3t} + u_{3t}
 \end{aligned} \quad (10)$$

와 같이 추정식이 된다. 上記의 模型 (9)式과 (10)式은 Zellner에 의한 外見無關回歸(SUR)技法을 이용하여 각각의 추정을 시스템적으로 동시에 해결하는 聯立方程式模型(Simultaneous equation model)에 의하여 계수치가 추정된다.

## 2.2. Multinomial Logit 模型

Non-Stationary Markov 模型에 대한 代案으로써, 시간에 따른 各 狀態들(states)의 부문간 이동관계인 推移確率 豫測值를 制約條件이 만족하는 논리적인 범위에서 有用하게 算出할 수 있다. 各 狀態들의 總合比率値는 다음 형태의 지수 함수

$$y_{jt} = \frac{\text{Exp}(f_{jt})}{\sum_{i=1}^r \text{Exp}(f_{it})} \quad j=1, 2, \dots, r \quad t=1, 2, \dots, T \quad (11)$$

단,  $f_{jt} = \beta_0 + \beta_1 z_{1t} + \dots + \beta_r z_{rt} + u_{jt}$  로서 표현되며, 여기서  $f_{jt}$ 는 推移構造에 영향을 미치는 경제적 요인인 外生變數  $z_r$ 의 선형함수이다. (11)式을 양대수 선형함수로 전개하면,

$$\text{Ln}(y_{jt}/y_{rt}) = f_{jt} - f_{rt} + (u_{jt} - u_{rt}) = F_j(t) \quad j \neq r \quad (12)$$

에서 임의로 선택할 수 있는  $r$ 번째 狀態에 대한  $r-1$  狀態式들이 동시에 추정되어야 한다. 이때 개별 행태방정식들의 誤差項이 서로 相關되는 경

우를 전제하면, 外見無關回歸(SUR)方式을 사용하여 效果적으로 推定值  $\hat{F}_j(t)$ 를 구할 수 있다. 여기서

$$y_{rt} \cdot \sum_j \text{Exp} \hat{F}_j(t) = \sum_j y_{jt} = 1 - y_{rt} \quad j \neq r \quad (13)$$

이므로 豫測된  $r$ 번째 狀態의 比率豫測値는

$$\hat{y}_{rt} = (1 + \sum_j \text{Exp} \hat{F}_j(t))^{-1} \quad (14)$$

이며 (12), (14)式에서 나머지 狀態에서는

$$\hat{y}_{jt} = (\text{Exp} \hat{F}_j(t)) / (1 + \sum_j \text{Exp} \hat{F}_j(t)) \quad j \neq r \quad (15)$$

$$\text{단, } \sum_{j=1}^r \hat{y}_{jt} = 1$$

으로 유도된다.

## 3. 農作物 植付體系에의 應用

이 章에서는 앞에서 제시된 推定技法의 적용사례로서 농민들의 作目間 植付面積의 變動에서의 의사결정에 관한 實證分析을 다루고, 추정결과에서 各 模型에의 適合度를 파악하고자 한다.

### 3.1. 資料 및 接近方案

우리나라 중부권역의 冬期 植付體系는, 作目間 代替가 가능한 競合作目인 마늘, 보리 그리고 기타작목(시금치와 시설채배 포함)으로 限定되어 있다. 이를 對象으로한 總合 過去時系列資料(1980-89, 表 1)를 이용하여 外生적 상황의 변화에 따른 推移分析을 수행한다.

여기서 농민들이 일정 경작지를 경작하여 왔을 경우, 다음 冬節期에 再利用할 수 있을뿐 아니라 해년마다 作目間 자유로운 이동을 가정한다. 단, 식부조성 및 타목적 변동(Entry/Exit)으로 인한 새로운 植付面積의 增減도 하나의 狀態로서 고려되어야 할 것이다. 하지만 이러한 분석에 있어서는 資料上的 限界點이 있으므로, 本 研究에서는 各 作目들이 年度別 全體 植付面積 自體에서의 비율치로 推計됨으로써 이에대한 문제점은 극복될 수

表 1. 冬期作物別 植付面積의 構成비율 현황

單位 : ha

년 도	총식부면적	마 늘	보 리	기 타
1980	85335	0.189790	0.743970	0.06620
81	88961	0.141387	0.780105	0.07850
82	75277	0.176482	0.73830	0.085219
83	77601	0.194662	0.717529	0.087808
84	77532	0.221134	0.682763	0.096102
85	48817	0.307680	0.529672	0.162648
86	42841	0.407343	0.385075	0.207582
87	44646	0.373697	0.414462	0.211841
88	39451	0.29540	0.43760	0.26700
89	41966	0.29731	0.38083	0.32186

註 : 기타는 시금치와 시설재배 작물임

資料 : 작물통계 1980-89, 농림수산부

있다고 본다.

植付體系는 주어진 여건에 따라서 變하므로 이에 관한 變動要因들이 사전에 파악되어야 한다. 일반적으로 변동패턴의 결정요인들은 代替作物의 소득을 및 수급변동에 따른 가격 이외에도 생산 비용, 노동력, 기술, 재배 용이성등을 들 수 있다. 하지만 노동력, 기술, 재배용이성등의 요인은 計量化의 어려움이 있으며, 대체로 중부권역의 제한된 지역적 범주에서는 類似한 것으로 假定한다. 이 가운데 특히 작목간 소득의 차이는 농민들이 제한되어 있는 競合作目內에서의 작목변경에 있어서, 상대적으로 큰영향력을 반영하게 되어 수익성에 따라 特定作目的 재배집중 내지는 기피현상이 발생되고 있다.

따라서 상관분석의 결과를 확인한 후, 外生變數를 이러한 推移分析에서의 간단한 指標(indices)로서 마늘, 보리, 기타작목 各各의 相對的 所得指數,  $z_{jt} = (j=1, 2, 3)$ 로 하여

$$z_{jt} = R_{jt} - 1/2 \sum_{\substack{i=1 \\ (i \neq j)}}^3 R_{it} \quad (16)$$

단,  $R_{it}$  : 時點 t에서 作目 i의 투입노동 시간당

소득액

$R_{jt}$  : 時點 t에서 作目 j의 투입노동 시간당

소득액

으로 정의하였다.

### 3.2. 推定 結果

Non-Stationary Markov 模型을 이용하여 計測된 結果値는 表 2와 같이 산출되었다. 추정된 母數들은 구조적 계수의 차이이므로 회귀계수의 직접적인 有意性 把握이 불가능한 단점이 있다. 하지만 本 模型에 의하여 各 係數 推定値는  $\sum_j a_{ij} = 1$ ,  $\sum_j b_{ij} \cong 0$ 의 조건을 만족하고 있으며, 調整된 決定係數( $R^2$ )의 값에서 볼 때 적절한 模型의 설명력을 나타내고 있다. 또한 더빈-왓슨 統計量(D.W.)의 검정결과에서 自己相關(Auto-Correlation)의 문제점도 없는 것으로 여겨진다. 반면에 개별추정치의 有意性 檢定을 위한 t 統計量은 (9)式, (10)式이 同一하게 마늘, 보리작목에 있어서 낮은 값을 나타내고 있다. 그럼에도 特定作目에서의 상대소득의 증가는 해당 식부면

表 2. Non-Stationary Markov 模型에 의한 母數추정치

	I (9式)		II (10式)
$\hat{a}_{11}$	1.2360926(1.255)	$\hat{a}_{11}$	1.0673434(1.418)
$\hat{a}_{12}$	-0.10271042(-0.212)	$\hat{a}_{12}$	0.1196929(0.296)
$\hat{a}_{13}$	-0.133382(-2.545)	$\hat{a}_{13}$	-0.1870362(-3.099)
$\hat{a}_{21}$	0.024698(0.697)	$\hat{a}_{21}$	0.040423927(0.523)
$\hat{a}_{22}$	0.972987(1.651)	$\hat{a}_{22}$	0.9440188(2.032)
$\hat{a}_{23}$	0.0023149(-4.533)	$\hat{a}_{23}$	0.0157419(-4.825)
$\hat{a}_{31}$	-0.5241003(-0.622)	$\hat{a}_{31}$	-0.220439(-0.414)
$\hat{a}_{32}$	0.1762881(0.218)	$\hat{a}_{32}$	-0.16547266(-0.287)
$\hat{a}_{33}$	1.347812(4.289)	$\hat{a}_{33}$	1.38591167(4.749)
$\hat{b}_1$	-0.018504(-0.611)	$\hat{b}$	0.00179864(1.634)
$\hat{b}_2$	0.0043459(0.858)		
$\hat{b}_3$	0.0323138(0.611)		
R <sup>2</sup>	0.886566	R <sup>2</sup>	0.879707
D.W.	1.664	D.W.	1.738

註 : ( )안의 숫자는 t值임

表 3. Multi-Logit 模型에 의한 作目間 推移추정치

	Ln(y <sub>1</sub> /y <sub>2</sub> )	Ln(y <sub>3</sub> /y <sub>2</sub> )
상 수	-2.20509570 (-2.550)	-3.42153976 (-3.320)
z	0.02922486 (1.856)	
z	0.01707025 (0.639)	-0.01964847 (-0.409)
z		0.01812548 (0.409)
GNP		0.000417733 (0.780)
y <sub>1t-1</sub>	6.16477620 (4.272)	7.44684716 (2.466)
R <sup>2</sup>	0.7390	0.8502
D.W.	1.405	1.373

註 : 1) y<sub>1</sub>, y<sub>2</sub>, y<sub>3</sub>는 마늘, 보리, 기타의 식부면적 비율

z<sub>1</sub>, z<sub>2</sub>, z<sub>3</sub>은 각 상대적 소득지수임

2) y<sub>1t-1</sub>는 마늘, 기타(j=1, 3)의 전년도 식부면적 비율임

적비율의 증가 ( $\hat{b}_3, \hat{b} > 0$ )를 제시할 뿐아니라 他 作物의 식부면적 감소를 초래함으로써, 비교적 현실적인 期待構造를 反映한다고 볼 수 있다.

Multi-Logit 模型에 의한 實證分析 結果値는 表 3과 같다. 전년도 식부면적비율의 계수치는 외생변수의 계수치보다 크므로써, 변동요인의 측면에서 더 큰 민감도를 제시하고 있다. 方程式  $\ln(y_1/y_2)$ 에서의 계측된 추정량으로부터 이를테면,  $z_1$ 의 係數值 0.0292248은 다른 요인들이 不變일때 maize작목에서의 相對所得 1% 증가에 따라 식부면적 비율치가 0.0292248% 증가함을 나타내고 있다. 이와함께 統計적으로 有意하지는 않지만, 기타작목의 식부면적은 1人당 실질 GNP에 의해 약간의 영향을 받고 있음을 추론할 수 있다. 그리고 모든 상태에서 각각 다른 外生變數들이 連립적인 기능적 관계로서 통합될 수 있으므로 Markov模型과 비교하여 볼때 상당한 유연성을 가지고 있다.

本 推定結果에서도 模型의 설명력을 나타내는 결정계수의 값은 합리적이지만, 外生變數의 추정치에 대한 t 統計量이 낮은 값을 나타내고 있다. 이 점은 外生變數에 대한 불충분한 過去時系列資料(1979-88)의 이용에 기인된 것으로 보이며, 아울러 식부면적의 변동패턴이 計量化되지 않는 농산물 가격정책, 농지 이용정책등의 요인이나 습관적인 植付傾向에 의해서도 부분적으로 좌우되기 때문이라고 判斷된다.

各 推定 模型에 대하여 實測値 및 豫測値와의 비교 결과치는 그림 1과 같으며, 그 설명력의 측도는 平均自乘誤差(M.S.E.)에 의하여 表 4에서 提示되어 있다. 비교적 실측비율의 증감에 따라서 비슷한 조정행태를 圖示하고 있으며, Multi-Logit 模型이 現 資料에 있어서 특히 Non-Stationary 程度가 높은 maize와 보리작목에서 가장 양호한 豫測 結果値를 보이고 있다. 한편 기타작목에서의 變動패턴은 各 模型에 있어서의 이용된

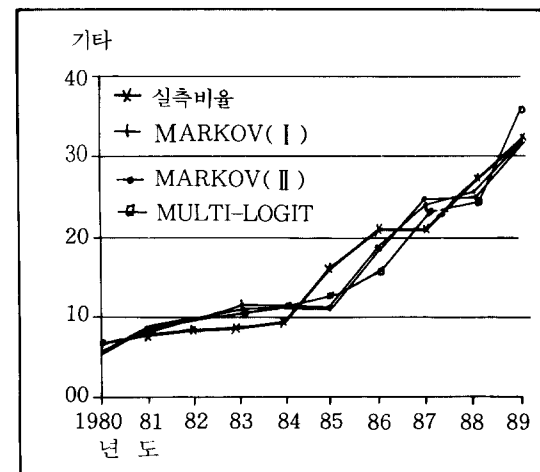
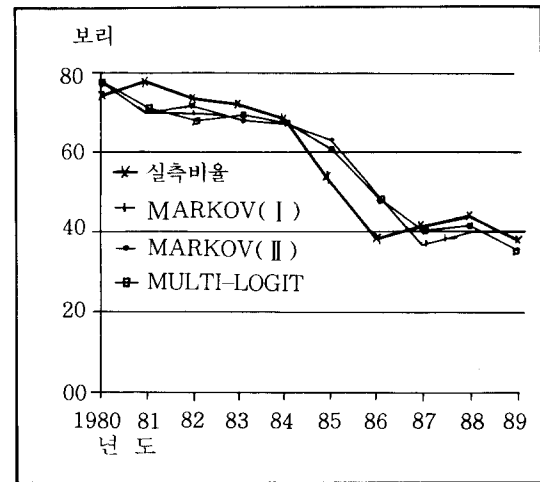
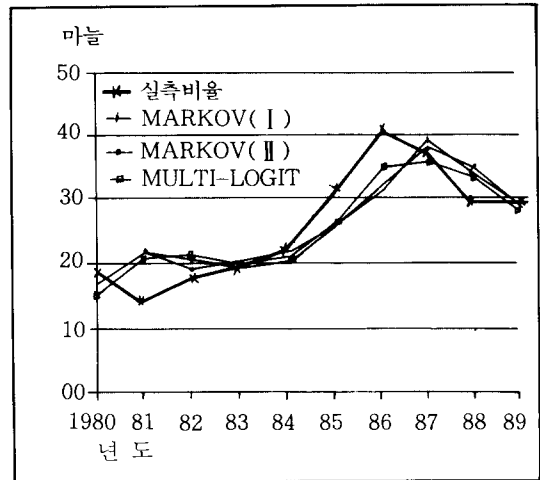


그림 1. 各 作物別 植付面績 豫測比率 推移

변수에 의하여 충분히 설명되고 있음을 나타내고 있다.

表 4. 模型別 M.S.E. 結果 比較, (1980-89)

구분	Markov 模型		Multi-Logit
	I	II	
마늘	0.0020552	0.0019295	0.0015004
보리	0.00368434	0.0034594	0.0028507
기타	0.0004903	0.0005436	0.0004908

#### 4. 結 論

本 研究에서는 植付推移 構造分析에 있어서, Non-Stationary 推移確率 模型이 有用한 응용을 제공할 수 있는가 하는 측면에서 검토되었다. 분석 결과는 현실적으로 外生要因의 변화가 各 作 目的의 변동예측을 類推하게 된다는 觀點에서 이와 관련한 구조체계의 수립에서의 융통성을 보여주고 있다. 이로써 단기적으로 시간의 변화에 따른 政策變數의 변화가 고려된다면, 時系列과 통합된 결과는 미래의 특정한 정책 대안의 입안 및 평가 구축에도 효율적으로 폭넓게 응용될 수 있을 것으로 예상된다.

그리고 信賴性있는 豫測值를 구현하기 위해서는 推移構造에의 相關요인들이 충분히 고려된 模型의 設定도 중요하지만, 다량의 축적된 관측치가 분석에 이용됨으로써 합리적인 精度를 확보할 수 있을 것이다. 특히 불충분한 과거시계열 자료의 경우에 있어서는, 本稿에서 提示된 현실적 상황을 고려한 사전 및 보조정보에 의한 확장된 補正値의 부가가 그 代案이 될 수 있다.

또한 個別 農民 對象의 設問調査를 통하여 식 부의향에 關한 심층적인 事前分析이 並行된다면, 추후 농민들이 특정작목에 변동없이 習慣의인 植 付의 態度(attitude formulation)를 유지하는 경 우를 감안한, 加重值(Weighting value)를 주는

방안이 고려됨으로써 豫測力은 더욱 높아질 수 있을 것으로 본다. 더불어 이에關한 諸般情報를 활용한 推移確率函數의 設定에 對한 代案으로, 動的計劃法에 의한 효율적인 추정절차의 개발도 연구될 수 있을 것으로 기대된다.

#### — 參 考 文 獻 —

- [1] 강정혁, 박세권, “Markov Chain 模型을 利用한 農作物의 植付面積 豫測”, 대한산업공학회/한국경영과학회 춘계학술발표논문집, pp.167-172, 1989.
- [2] George G. Judge, R. Carter Hill, William E. Griffiths, Helmut Lutkepohl, Tsoungchao Lee, Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, John Wiley Sons, Second Edition, 1989.
- [3] Hallberg, M.C., “Projecting the Size Distribution of Agriculture Firms—An Application of a Markov Process with Non-Stationary Transition Probabilities”, American Journal of Agricultural Economics, Vol.51, pp. 289-302, 1969.
- [4] Jean-Paul Chavas, Gilbert Magand, “A Dynamic Analysis of the Size Distribution of Firms; the Case of the U.S. Dairy Industry”, Agribusiness, Vol.4, No.4, pp.315-329, 1988.
- [5] Lee. T.C, Judge. G.G. and Zellner.A., Estimating the Parameters of the Markov Probability Model from Aggregate Time Series Data, North Holland, New York, 1977.
- [6] Mellor, C.J., “An Application and Extension of the Markov Chain Model to Cereal Production”, Journal of Agricultural Economics, Vol.35, pp.203-215, 1984.
- [7] Sampson, M., “A Markov Chain Model



for Unskilled Workers and the Highly Mobile”,  
Journal of the American Statistical Association,  
Vol. 85, pp.177-180, 1990.

[8] Stephen E. Durham and David R.Lee,

“An Evaluation of Alternative Approaches to  
Market Share Analysis with Application to  
the Kuwaiti Poultry Market”, Journal of agri-  
cultural Economics, Vol.38, pp.85-97, 1987.

## 저자소개



저자(강정혁)는 전남대학교에서 산업공학 학사과정과 서울대학교에서 산업공학 석사과정을 마치고, 현재 한국농촌경제연구원 전산실에 재직 중이다. 주요관심분야는 최적화기법 및 컴퓨터 응용분야이다.



공동저자(김여근)는 서울대학교 산업공학과에서 학사, 석사, 박사학위를 취득하고, 현재 전남대학교 산업공학과에 재직 중이다. 주요관심분야는 경영과학과 조립생산시스템 분야이다.