

研究報告
1988. 12 148

統合農業情報시스템 ⑤
冬期作物 植付面積 豫測
電算模型開發
Markov Chain 技法을 利用하여

朴 世 權(首席研究員)
徐 輔 環(責任研究員)
康 廷 赫(研 究 員)
南 秀 娴(研 究 員)

韓國農村經濟研究院

빈

면

研究報告 148

統合農業情報시스템 ⑤

冬期作物 植付面積豫測電算模型開發

Markov Chain 技法을 이용하여

要 約

1. 現況分析 및 설문요약

農林水產部에서는 全作物에 대하여 市郡出張所 統計要員이 調查單位區를 現地踏査하여 對地實測方法으로 단위구별(2 ha), 필지별로 調査한 후 農林水產統計出張所電算터미날을 통하여 단위구별, 작물별 면적을 農林水產部 電算室에 入力하여 活用하고 있으며, 조사회수는 5회로 매 조사시기마다 새로 심겨진 작물만 보고되고 있다. 이에 따른 冬期 主要經濟作物의 作物間 面積移動 경향과 植付意思 結定要因을 파악하고 標本單位區 필지별 면적이동관계를 해남, 창녕, 영천 등의 주산단지에서 약 50個 농가를 선정하여 면접 및 設問調查를 實施하였으며, 그 결과를 要約하면 本文의 〈表 2-4〉와 같다.

2. 变동확률 추정기법에 의한 동기작물 식부면적 예측

변동확률산정기법에 이용되는 자료의 형태는 macro data와 micro data로 대별할 수 있으며 추정방법은 첫째, stationary 변동확률 추정에서는 최대우도 추정법(MLE), 無制限 최소자승 추정법(ULSE), 制限 최소자승 추정법(RLSE), 가중제한 최소자승 추정법(WRLSE), 일반화 최소자승 추정법(GLSE) 방법을 검토하고 둘째, Nonstationary 변동확률 추정에서는 지수평활 회귀모형, Hallberg모형, Zellner & Judge의 모형을 검토했다. 이 중 마늘, 양파, 기타(시금치+비닐하우스) 3번수의 macro da

表 1 추정방법별 변동확률 산출 결과

방 법	Matrix 결과 P			비 고
무 제 한 최소 자승 치 보정	0.732599 0.662286 0.111019	0.1222327 0.337635 0.189947	0.145079 0 0.69915	- 보정한 결과임
제 한최소자승 추 정	0.73261328 0.66251317 0.11092398	0.12229570 0.33748683 0.18996448	0.14509103 0.00000000 0.69911154	
가 중 제 한 최소자승추정	0.73828350 0.64352854 0.11146564	0.11662347 0.35647146 0.18942282	0.14509100 0.00000000 0.69911154	$a_i = \frac{T}{\sum_i y_i(t)}$ 의 경우

表 2 제한 최소 자승 추정기법에 의한 예측비율

	마 늘	양 파	기 타
88	0.531318	0.1727	0.295926
89	0.536529	0.17941	0.283953
90	0.543464	0.180037	0.276336
91	0.548117	0.17965	0.272017
92	0.55079	0.179268	0.269671

ta를 이용하여 ULSE, RLSE, WRLSE 방법에 의하여 변동확률을 산출한 결과 변동확률 matrix는 〈表 1〉과 같으며 한편, 기준년도의 실측치에 제한 최소자승 추정치를 곱하여 산출한 向後 5年間의 예측된 비율은 〈表 2〉와 같다.

변동확률 추정치에 대한 MSE의 값을 보면 〈表 3〉과 같으며 적용시 계열 자료에 의한 각 變動確率推定技法의 비교결과에서 無制限 최소자승치의 보정치도 MSE 관점에서 좋은 성능을 보이고 있으며, 加重최소자승 추정치의 결과치 가운데 평균비율의 역인 가중행렬에서 가장 좋은 성능치를 나타내지만 전반적으로 이론적 기대치에 미치지 못하고 있다. 한편 예측의 접근도를 χ^2 값을 통해 마늘, 양파, 기타의 경우를 무제한 최소자승 보정치의 비율을 사용하여 검증하여 보면 $\alpha = 0.05$ 의 유의수준에서 기각되며 ($\chi^2 = 40.6$, Table치= 36.4) 이를 다시 마늘, 보리, 기타의 경우 경기, 강

表 3 변동확률 추정치에 대한 M.S.E의 비교

무제한최소자승 보정치	제한최소자승 추정치	가중최소자승 추정치(각 가중치 행렬)			
		$\frac{T}{\sum_t Y_i(t)}$	Σ^+	$N/(WJ(T) \times (1-WJ(T))$	$N/WJ(T)$
0.00261534	0.002674959	0.002676208	0.002865771	0.00284596	0.003022618

원, 충북, 충남, 전북 지역에 적용하면 $\alpha = 0.05$ 의 유의수준에서 채택됨을 알 수 있다.

3. 변동확률 추정 알고리즘에 의한 동기작물 식부면적 예측

변동확률 알고리즘에 의한 추정방법을 農民들의合理的인植付意思決定을 바탕으로 변동확률을 산정하고 이를 stationary方法 및 Non-stationary方法으로 변동확률을 예측하고 면적을 추정하였으며, 대상작목은 마늘, 양파, 보리, 시금치+비닐하우스, 기타(上記 품목을 제외한 全作物 및 휴경지)로 나눈 후 경기, 강원, 충청, 전북 지역은 양파를 제외한 4×4 matrix를 사용하고 전남, 경북, 경남, 제주 지역은 5×5 matrix를 이용하였다. stationary方法은 다음 式(1)에 의해 식부면적 이동확률을 구하고,

$$(1) \hat{P}_{ij} = \sum_{t=1}^T m_{ijt} / \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T m_{ijt}$$

단, \hat{P}_{ij} : $t=1$ 에서 $t=T$ 까지 작물*i*에서 작물*j*로 이동한 확률
 m_{ijt} : $t-1$ 년도의 작물*i*에서 t 년도의 작물*j*로 옮겨간 面積

式(2)에 의해 t 년도의 작물식부면적을 추정하며

$$(2) X_t = X_0 \hat{P}_{ijt}$$

단, X_t : t 년도의 추정면적
 X_0 : 기준년도의 면적

Non-stationary方法에서는 式(3)에 의해 植付面積 이동확률을 구한 후

IV

$$(3) \hat{P}_{ijt} = \hat{\alpha}_{ij} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{ijk} Z_k$$

단, \hat{P}_{ijt} : $m_{ijt} / \sum_{j=1}^n m_{ijt}$

Z_k : 농림변수

$\hat{\alpha}_{ij}$: intercept

$\hat{\beta}_{ijk}$: Z_k 의 계수

t년도의 작물식부면적을 추정하였으며, stationary 방법으로 구한 변동률로 작물별 면적이 더 이상 변동이 없는 안정상태의 면적을 구할 수 있는데, 이러한 안정상태의 면적과 Non-stationary 방법으로 구한 식부면적의 추정은 〈表 4〉, 〈表 5〉와 같다.

表 4 안정상태에서의 작물별 식부면적(stationary)

단위 : ha

지 역 \ 작 물	마 늘	양 과	액 류
경 기 ~ 천 북	14,846	-	16,841
전 남 ~ 제 주	34,437	9,335	170,483
전 국	49,283	9,335	187,324

表 5 NON Stationary방법에 의한 식부면적 추정치

단위 : ha

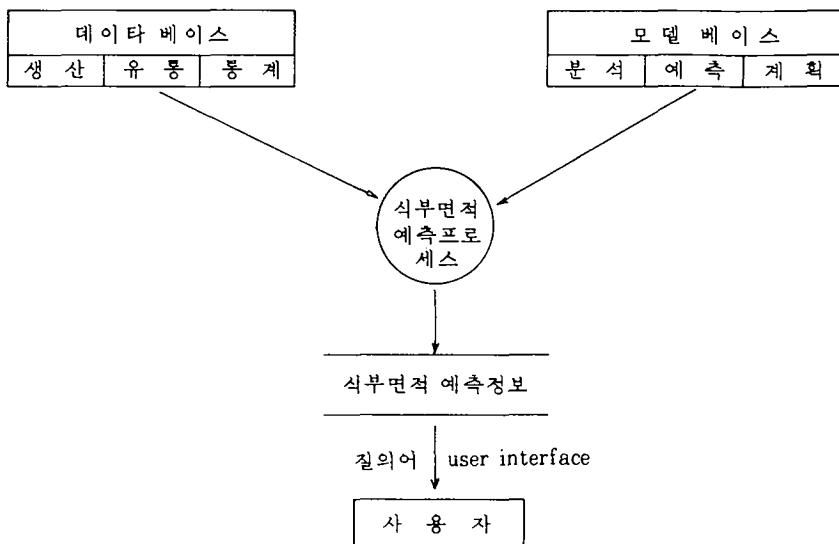
	마 늘	양 과	액 류
1988 실 제 치	36,994	11,097	189,671
1988 추 정 치	41,819	10,878	194,953
1989 추 정 치	40,401	12,800	181,646

4. 모델베이스의 구축

〈圖 1〉은 식부면적 예측 시스템을 구성하여 그 시스템이 어떻게 이용될 것인가를 간략히 표현한 것이다.

식부면적 예측 시스템은 그림과 같이 데이터 베이스의 자료를 이용하여

図 1 모델베이스 체계



모델을 구성하고 모형은 모델 베이스에 구축되어 다시 update된 자료를 갖고 있는 DB를 이용하여 사용자가 원하는 식부면적 예측정보를 제공할 것이다.

5. 예측의 정확도를 위한 提案

본모형에 있어서 예측의 정확도를 위해 첫째, non-stationary 방법에서 경제적·사회적·자연적요인이 좀 더 고려된 변수를 이용해야 할 것이며 둘째, 지역적 특성을 고려하여 지역별 작부체계·작물간 이동특성, 특정작물 선호도 등을 반영하는 모델을 구성하는 것으로 지역별 모델의 구성에 있어 해당지역의 현장소장들의 경험을 참조하는 것도 바람직한 방법일 것이며, 이러한 모델을 구성하는데는 상당한 양의 데이터 분석과 작업이 요구될 것이다. 세째, 정확한 시계열의 확보 및 시계열의 일관성 유지를 위해서 자료조사기관과의 자료관리 공동운영이 필요할 것이며 네째, 본고에서 설명된 원시데이터인 필지 데이터의 시계열화도 필요한 작업이라 생각된다.

빈

면

머 리 말

本稿는 1988 年 農林水產 소프트웨어하우스 事業의 일환으로 主要經濟作物 중 冬期作物 植付面積 豫測 電算模型에 관한 研究內容을 수록한 報告書이다.

土地는 生產要素일 뿐만 아니라 인간이 생활하는 장소라는 점에서 주요한 意의를 가진다. 또한 土地資源은 다른 어떤 生產要素보다 限定되어 있으며, 서로의 作目間에 경쟁적인 관계에 놓여 있는 同時에 그 生產物인 農產物은 工產品과는 달리 1년에 한번 生產되는 것이 대부분이며, 중간에 생산품목 조정이 불가능한 것이다.

따라서 限定된 경지면적으로 最大의 純收益을 올리기 위한 合理的인 作目選擇이 결정되어야 할 것이며, 이러한 合理的인 의사결정에 도움을 주기 위해서는 植付面積 및 生產豫測 情報를 提供하는 판측모형의 개발이 시급한 실정이다.

따라서 本稿에서는 이러한 판측사업의 일환으로 主要經濟作物 중 1次로 冬期作物인 마늘·양파·보리의 作物間 植付面積 경쟁관계를 Markov chain 技法을 利用하여 추정하고, 單位面積當 生產費推移를 利用하여 總生產量 을豫測함으로써 해당작물의 需給 및 價格의 安定에 기여코자 하였다.

추정방법은 변동확률 추정기법과 변동확률 추정알고리즘에 의해 식부면적을 예측하였으며, 변동확률 알고리즘 설정시 시군출장소의 데이터를 필지별로 확인하고 설문 및 면접조사를 통해 농민들의 합리적인 의사결정을 청취, 반영하였다. 그러나 워낙 표본단위가 많고(45,000 표본단위구) 필지 데이터는 입력되지 않은 상태여서 완벽한 변동확률 알고리즘을 算出했느냐는 점에서 의문의 여지가 있으나, 추후 다른 부족한 것과 함께 S/W House의 계속 사업으로 보완하고자 한다.

끝으로 본연구가 이루어질 수 있도록 아낌없이 협조를 해주신 농림수산부 관련직원과 해남, 창녕, 영천의 시군출장소장님 이하 직원 여러분, 아울러 설문에 응해주신 농민 여러분들에게 이 자리를 빌어 謝意를 표하는 바이다.

1988. 12.

韓國農村經濟研究院長 金 榮 鎮

目 次

第1章 序 論

1.	研究의 必要性	1
2.	研究의 目的	1
3.	研究의 範圍	2
4.	研究의 方法 및 構成	3

第2章 植付面積 豫測시스템 현황

1.	통계현황	5
2.	기존의 豫測시스템 현황	9
3.	植付面積 豫測을 위한 면접 및 설문조사	10

第3章 變動確率 推定技法에 의한 冬期作物 植付面積 豫測

1.	Markov Chain 確率模型	14
2.	變動確率 산정기법	15

第4章 變動確率 推定알고리즘에 의한 植付面積 豫測

1.	데이터 구성	41
2.	作物 選擇	43
3.	推定 알고리즘	47
4.	變動確率 推定值	55
5.	Non-stationary 方法에 의한 變動確率 推定	64
6.	식부면적 예측 전산시스템	73

第5章 要約 및 結論

1. 内容 要約	86
2. 모델의 한계점	90
3. 結 論	91

附 錄

1. 作物 植付面積 推定 예비조사표	93
2. Computer Program 및 使用指針	97

表 目 次

第 2 章

表 2-1 植付面積 조사현황.....	6
表 2-2 植付面積 조사표.....	7
表 2-3 기존豫測시스템 현황	9
表 2-4 지역별 설문조사 결과	11
表 2-5 지역별 作物間 變動確率	12

第 3 章

表 3-1 變動確率(3×3 matrix) 추정을 위한 二次計劃解法 Simplex tableau(例).....	21
表 3-2 Non-stationary 變動確率 추정을 위한 Simplex tableau.....	29
表 3-3 연도별 작물의 植付面積, 1975 ~ 87.....	30
表 3-4 연도별 작물의 植付面積 比率, 1975 ~ 87	30
表 3-5 制限 최소자승 추정법에 의한 예측비율	33
表 3-6 變動確率 推定值에 대한 M.S.E의 비교	37
表 3-7 無制限 최소자승 보정치에 의해 관측된 比率과 예측된 比率.....	38
表 3-8 制限 최소자승 추정치에 의해 관측된 比率과 예측된 比率	39

第 4 章

表 4-1 調査時期別 主要調査作物	42
表 4-2 마늘의 品種別 栽植期間	43
表 4-3 양파의 地域別・品種別 과종기 및 정식기	44

表 4-4 맥류의 과종적기 및 과종 限界期	45
表 4- 5 마늘, 양파, 맥류의 경합작물	47
表 4- 6 필지별 작물 식부면적 데이터	52
表 4- 7 필지 데이터로 분석한 작물간 변동확률	53
表 4- 8 연도별 작물간 變動確率	56
表 4- 9 경기, 강원, 충청, 전북지역 회귀분석 결과	68
表 4-10 전남, 경상, 제주지역 회귀분석 결과	69
表 4-11 작물간 변동확률 추정치	72
表 4-12 Stationary 방법에 의한 안정상태에서의 작물별 식부면적 ..	73
表 4-13 Non-stationary 방법에 의한 식부면적 추정치	73
表 4-14 식부면적 마스터 화일	77
表 4-15 식부면적 단위구별 요약 화일	78
表 4-16 코드 현황	79
表 4-17 식부면적 예측 시스템 프로그램 현황	81
表 4-18 식부면적 예측 시스템 화일 현황	82
表 4-19 변동확률 추정 알고리즘	83

第5章

表 5- 1 추정방법별 변동확률 추정결과	87
表 5- 2 制限 최소자승 추정기법에 의한 예측비율	87
表 5- 3 변동확률 추정치에 대한 M. S. E의 비교	88
表 5- 4 안정 상태에서의 작물별 식부면적(Stationary)	89
表 5- 5 Non stationary 방법에 의한 식부면적 추정치	89

圖 目 次

第 2 章

- 圖 2-1 植付面積 調査資料 흐름도 8

第 3 章

- 圖 3-1 制限 최소자승 추정치에 의한 作物의 變動確率 33

第 4 章

- 圖 4-1 主要作物의 生육단계별 시기 46

- 圖 4-2 植付面積 變動 영향 요인 계층도 65

- 圖 4-3 식부면적 예측 시스템 기능 체계도 74

- 圖 4-4 식부면적 예측 시스템 자료 흐름도 (DFD) 75

第 5 章

- 圖 5-1 모델 베이스 체계 91

빈

면

第 1 章

序 論

1. 研究의 必要性

土地는 勞動, 資本과 함께 農業生產에 있어서 三大要素의 하나이며, 人間이 生活하는 場所라는 점에서 中요한 의의를 가진다. 또한 土地資源은 다른 어떤 生產要素보다 限定되어 있으며, 서로의 作目間에 經쟁적인 관계에 놓여 있는 同時에, 그 生產品인 農產物은 工產物과 달리 1년에 한 번 生產되는 것이 대부분이며, 중간에 生산품목 조정이 불가능한 것이다. 따라서 限定된 耕地面積으로 最大의 純收益을 올리기 위한 合理的인 作目選擇이 결정되어야 할 것이며, 이러한 合理的인 의사결정에 도움을 주기 위해서는 植付面積 및 生產豫測情報를 제공하는 관측모형의 개발이 시급한 실정이다.

2. 研究의 目的

이러한 植付面積 및 生產에 대한 관측사업이 보다 정확히 이루어지면 첫

째, 農家の 生產計劃 樹立 및 調整을 위한 적시적절한 자료로 活用되어 農業生產의 不安定을 완화하고 둘째, 農家の 市場出荷調整 및 各種流通機構의 마케팅 活動을 위한 市場弘報를 強化함으로써 農產物價格安定을 기할 수 있으며 세째, 政府의 장기농업개발시책과 단기수급대책 수립을 위한 政策指針을 提供하여 農家所得의 安定과 向上을 기할 수 있을 것이다.

따라서 본고에서는 이러한 관측사업의 일환으로 主要經濟作物중 - 次로 冬期作物인 마늘, 양파, 보리의 作物間 植付面積 경쟁관계를 markov chain 技法을 利用하여 推定하고, 單位面積當 生產量推移를 利用하여 總生產量을 豫測함으로써 해당작물의 需給 및 價格의 安定에 기여하고자 하였다.

3. 研究의 範圍

가. 植付面積 統計現況 分析

農林水產部의 植付面積統計가 수집・分析 및 배포되는 과정을 調査하고, 豫測하고자 하는 冬期作物의 作物學的 特性과 상호변동관계 및 意思決定要因을 現地出張을 통한 面接과 設問을 통해 파악하였으며, 또한 기존의 植付面積 관련 豫測모델을 調査하여 變數의 설정관계 및 植付面積決定要因을 分析하여 실제 면적 추정의 주요 변수로서 반영하였다.

나. 變動確率 推定技法에 의한 植付面積 豫測

植付面積 變動確率을 산정하기 위해 기존의 變動確率 推定方法을 檢討하였다. 첫째, stationary 變動確率 추정기법에서 최대우도추정법 (maximum likelihood method : MLE), 무제한최소자승추정 (unrestricted least square), 제한최소자승추정 (restricted least square), 가중제한최소자승 (weighted restricted least square)에 대한 理論檢討 및 實際적용을 시도하였으며 둘째, Non-stationary 變動確率 추정기법에서는 ① 指數平滑 (exponential smoothing)과 回歸豫測模型 ② 시간에 따라 변동학률이 변

한다고 가정하고 외생변수를 이용한 多重回歸模型인 Hallberg 模型 ③ 외생변수와의 線型關係를 利用한 模型인 Zeller & Judge 模型에 대한 이론 검토를 하였다.

다. 變動確率 推定알고리즘에 의한 植付面積 豫測

農民의 合理的인 意思決定을 바탕으로 경쟁작물간의 變動確率을 推定한 후 마코프체인方法을 사용하여 植付面積을 예측하였다. 變動確率의 경우 市郡出張所의 원시데이터를 확인하고 변동확률을 비교함으로써 알고리즘의 타당성을 검증하고, 이러한 추정 알고리즘을 적용해 구한 변동확률을 이용하여 stationary 方法과 non-stationary 方法의 植付面積豫測를 하였으며, 이를 통한 장기적 안정상태를 算出하고, 또한 단순회귀분석 방법을 통한 예측값을 산출한 후 상호 비교·검토하였다.

4. 研究의 方法 및 構成

기존의 變動確率 推定技法에는 Macro 方法과 Micro 方法이 있으며, 前者の 方法은 기존의 變動確率 데이터가 없는 경우 Macro 변동확률 추정기법을 통해 통합된 시계열 데이터를 利用하여 상호간의 變動確率을 구하는 方法이며, 後者の 경우 기존의 변동확률 데이터가 있을 경우로 본고에서는 前者の 경우를 變動確率 推定技法에 의한 식부면적 예측으로 명칭하고, 後者の 경우는 정확한 변동확률 데이터가 있으나 워낙 작업범위가 광범위하여(입력되지 않은 4 만 5 천 표본단위구에 대한 필지별 데이터) 利用이 不可能하였으며, 그 대안으로 農民의 合理的인 意思決定을 가정하고, 이를 알고리즘화하여 4 만 5 천 표본단위구에 적용하여 Micro 데이터에 상당하는 데이터를 算出하였으며, 이를 變動確率 推定알고리즘에 의한 식부면적 예측이라 명칭하였다.

對象作目選定에 있어서는 冬季主要經濟作物인 마늘, 양파, 맥류, 기타 I(시금치+시설재배), 기타 II(上記 4 작물을 제외한 전품목 및 휴경지)의

5 state로 나누었으며, 예측의 정확도를 기하기 위해서 변동확률 추정기법에 의한 식부면적 예측은 맥류와 기타Ⅱ를 제외한 3 state를 利用하였으며, 변동확률 추정알고리즘에 의한 식부면적 예측에서는 지역별로 각각 4 state와 5 state를 利用하여 추후변화를 豫測하였다. 이와 같은 방법으로 第 2 章에서는 植付面積統計現況을 分析하고, 第 3 章에서는 변동확률 추정기법에 의한 식부면적 예측, 第 4 章에서는 추정알고리즘에 의한 식부면적을 예측한 후 第 5 章에서는 모델의 한계점 및 결론을 서술하였다.

第 2 章

植付面積 豫測시스템 현황

식부면적에 대한 조사는 현재 두 가지 방법으로 수행되고 있는데, 한 가지 방법은 농업관측 사업의 일환으로 작물을 식부하기 전에 농민들의 식부의향을 조사하는 식부의향조사이고, 다른 방법은 작물의 식부후에 식부된 면적을 조사하는 작물식부면적 조사이다.

식부의향조사는 현재 17 개 품목에 대해 조사하고 있으며, 조사자료는 주로 과잉 생산이나 생산량이 모자라게 될 것을 사전에 예방하기 위해 생산계통이나 행정자료용으로 이용되고 있다.

식부면적 조사자료는 실제 작물별 수급조절이나 농업소득의 추계 및 농업 생산물 유통대책을 수립하는 등의 농업정책수행에 필요한 자료로 이용되고 있다.

본장에서는 식부면적조사에 대한 통계현황과 기존의 冬期作物 식부면적 예측모형 현황 및 본연구를 수행하기 위해 실시한 설문조사의 내용을 분석・요약하였다.

1. 통계현황

가. 식부면적조사 현황

식부면적 조사는 1년에 작물 식부시기별로 5회에 걸쳐 조사되고 있으며, 全作物에 대해 조사를 실시하고 있고, 세부사항은 <表 2-1>과 같다.

表 2-1 植付面積 조사현황

문서명		작성자		확인		
단계명		작성일		페이지		
분류	내용			비고		
조사 목적	○ 面積調査는 農業生產의 기반인 土地資源의 확보와 이용, 농업생산량과 소득추계, 농업생산 및 유통대책 등 농업 정책 수행에 필요한 기초자료를 수집함을 목적으로 한다.					
연혁	1. 표본조사 연혁: 1975 ~ 2. 전산조사 연혁: 1981 ~					
조사 대상	○ 전국의 農耕地, 田畠別의 可耕, 畦畔面積 増減事由別					
조사 방법	○ 地籍圖, 土地臺帳, 調査單位區要圖 持參, 現地出張, 實測調查					
조사자	○ 시군출장소 담당조사요원					
설계 근거	○ 총화는 2중총화로 하며 1차총은 성격총이라 하여 총화 지표로서 논비율, 작물구분, 담리작 구분을 사용하였고, 2차총은 1차총내에서 단위구분을 20~50개씩 묶은 것이다. 1차총화는 다음과 같이 총화구분되었다. ■ 총구분(14개총) ○ 논비율 70~100% - 보통, 채소, 특작, 과수 100% 1모 30~70% - " 2모 30% 이하 - "					
조사 기간	조사회수	조사기일	보고기일	조사구분	→ 한번 조사된 작물은 올라오지 않음	
			도 중 양			
	제 1 회조사	4.10~4.20	4.25 4.30	식부면적조사		
	제 2 회조사	5.15~5.25	5.31 6. 5	"		
	제 3 회조사	6.15~6.25	6.31 7. 5	"		
	제 4 회조사	7.15~7.30	8. 5 8.10	식부면적조사, 경지이용조사		
추계 방법	○ 작물별, 층별로 추계됨			※ 경지면적 증가, 감소 사유별 추 계공식		
참고 문헌	○ 면적조사 및 생산량조사 표본설계(서울대학교 자연과학 종합연구소) ○ 농산통계조사(행정편람)					
소관 부서	農產統計擔當官室					

表 2-2 植付面積 조사표

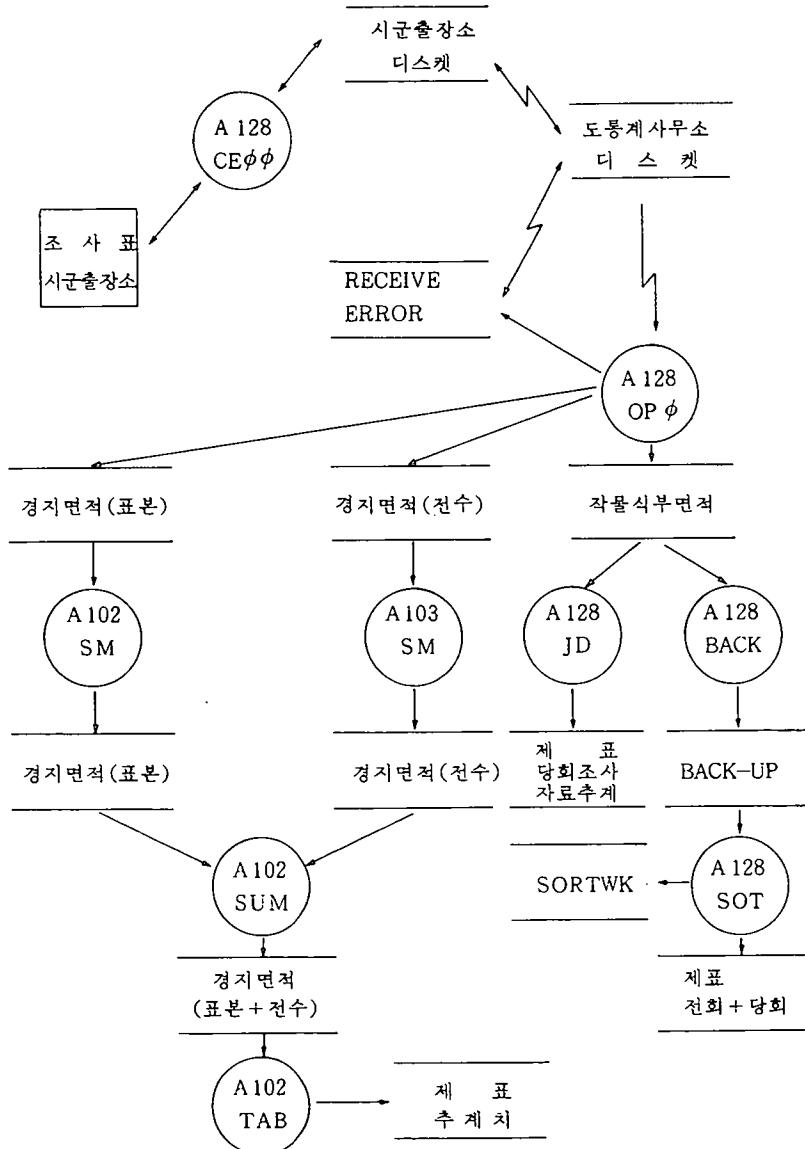
업무부	조사시기	시도	구시군	동읍면	층번호	카드-번호	계산계
식부면적	년도	월					
0 1 0 5 8 :							

연필로 기재

3 조사후변동	요인	지목	작물부호	식부면적	조사 후 변동	요인	지목	작물부호	식부면적

圖 2-1 植付面積 調査資料 흐름도

문서명		작성자		
단계명		작성일		페이지
서비스시스템명		제목		도식번호



나. 식부면적 조사표

〈表 2-2〉는 식부면적에 대한 조사표로 조사항목은 작물별 식부면적과 조사 후 변동사항으로 구분되는데, 변동사항은 작물별로 면적추계에 반영된다.

다. 식부면적 조사자료 흐름도

〈圖 2-1〉은 작물별 식부면적이 조사되어 조사자료가 본부 전산실로 전송되는 과정을 나타낸 것이다.

경지면적조사도 식부면적조사표본과 동일하므로 조사·전송·처리 과정이 함께 표시되었다.

2. 기존의 豫測시스템 현황

기존의 예측 모형은 회귀분석방법을 이용하여 작성된 모델로 작물별 모형은 〈表 2-3〉과 같다.

기존의 모델중 작물식부면적에 대한 모형은 다른 모형에 비해 적은 편이다. 마늘의 경우는 기존의 식부면적 모델이 없어 생산량 모델로 대체했는데, 생산량과 식부면적은 선형관계를 이루고 있어 식부면적 모델로 대체

表 2 - 3 기존 豫測시스템 현황

작 물	종 속 변 수	독 립 변 수
보 리	보리 식부면적	<ul style="list-style-type: none"> 전년도의 보리 식부면적 전년도의 보리 ha 당 粗收穫
마 늘	마늘 식부면적	<ul style="list-style-type: none"> 전년도 마늘 식부면적 전년도 마늘 가격
양 파	양파 식부면적	<ul style="list-style-type: none"> 전 5개년간 양파 농가판매가격 변동지수 전년도 마늘 상태 농가판매가격 양파 생산비

해도 무리가 없을 것으로 생각된다.

모델에 사용된 변수를 살펴보면 전년도의 식부면적, 相收益, 대체작물 농가판매가격, 자체가격, 자체생산비, 전 5개년간 농판가격변동지수 등이 선택되었다.

3. 植付面積豫測을 위한 면접 및 설문조사

설문조사의 대상지역은 마늘, 양파, 맥류, 비닐하우스가 고루 분포된 지역으로 전남 해남, 경남 창녕, 경북 영천지역이다. 조사농가는 표본조사 단위구 혹은 여러 작물을 함께 심는 농가를 택해서 각 지역마다 10~20호씩 방문조사를 실시하였다.

가. 조사내용

조사내용은 농민들의 식부면적 의사결정 요인, 작물간 이동관계, 식부경쟁작물, 유통정보 현황 등을 조사하였고, 지역별 조사결과는 <表 2-4>와 같으며, 그 내용을 살펴 보면 조사항목별로 지역적 특성이 뚜렷하게 구분되지는 않는다. 작물의 식부시기 및 수확시기는 마늘의 경우만 지역적인 차가 있을 뿐 양파, 맥류는 지역마다 그 시기가 비슷하다. 작물별 주요 이동작물은 지역마다 가장 높은 비율의 작물이 선택된 것이며, <表 2-4>의 내용과 같이 지역마다 같은 작물로 조사되었고, 농민들의 식부면적 주요 결정요인으로 가장 높은 비율을 나타낸 요인은 세 작물 모두 가격이고, 다음으로 전년도 식부면적이 조사되었다. 맥류의 경우는 노동력의 비중이 큰 것으로 나타났으며, 이는 맥류재배에 노동력이 많이 필요한 것을 알 수 있고, 마늘의 경우도 종자로 마늘을 그대로 사용하기 때문에 종자가격의 비중이 큰 것으로 나타났다. 가격정보는 세 지역 모두 상인에게 가격정보를 입수하고 또한 판매하는 것으로 조사되었는데, 이는 농민들에게 가격유통 정보가 제대로 이용되지 못하고 있고 재배작물의 판매통로가 다양하지 못한 것을 보여주며 음성적인 유통구조로 인해 농민·소비자 모두에게 불이

表 2-4 지역별 설문조사結果

작물		마 놀			양 파			매 류		
구분	지역	해 남	창 네	영 천	해 남	창 네	영 천	해 남	창 네	영 천
식 부 시 기		8월중순~9월중순	9월하순~10월하순	9월중순~11월초순	9월하순~10월상순	9월하순~10월상순	10월중순~10월하순	10월중순~11월초순	10월중순~11월중순	
수 확 시 기		5월중순~6월초순	6월중순~7월초순	6월초순~6월중순	6월초순~6월중순	6월초순~6월중순	6월중순~이전	6월중순~이전	3월하순~6월중순	
주요 이동 작물		맥류 양파	맥류 양파	맥류 양파	맥류 양파	맥류 마늘	마늘 양파 시금치	마늘 양파 시금치	마늘 양파 시금치	
주 식 부위 치		밭	논	논	밭	논	논	논·밭	논	논
식 부 면적 주요 결정 요인		전년도 식부면적 가장자기격 종자기격	전년도 식부면적 가장자기격 종자기격	전년도 식부면적 가장자기격 종자기격	전년도 식부면적 가장자기격 종자기격	전년도 식부면적 가장자기격 종자기격	전년도 식부면적 가장자기격 종자기격 노동력	전년도 식부면적 가장자기격 노동력	전년도 식부면적 가장자기격 노동력	전년도 식부면적 가장자기격 노동력
운작 형태	담 배 고 추 참 깨	1) 논: 벼 2) 밭: 고추, 참깨, 콩	1) 논: 벼 2) 밭: 고추, 참깨, 콩	담 배 고 추 참 깨	1) 논: 벼 2) 밭: 고추, 참깨, 콩	1) 논: 벼 2) 밭: 고추, 참깨, 콩	담 배 고 추 참 깨	1) 논: 벼 2) 밭: 고추, 참깨, 콩	1) 논: 벼 2) 밭: 고추, 참깨, 콩	
가격 정보 인수방법	상인	상인	상인	상인	상인	상인	정부 수매가격	정부 수매가격	정부 수매가격	

表 2 - 5 地域별 作物間 變動確率

< 해 남 >

작년 금년	마늘	양파	맥류	시금치	비닐하우스	기타
마늘	0.86	-	-	0.02	-	0.12
양파	0.03	0.56	0.16	-	-	0.26
맥류	-	0.10	0.85	-	-	0.05
시금치	-	-	-	0.9	-	0.10
비닐하우스	-	-	-	-	-	-
기타	-	-	0.2	-	-	0.8

< 창녕 >

작년 금년	마늘	양파	맥류	시금치	비닐하우스	기타
마늘	0.74	0.06	-	-	-	0.21
양파	0.001	0.95	-	-	-	0.05
맥류	-	0.01	0.81	-	-	0.18
시금치	-	-	-	-	-	-
비닐하우스	-	-	-	-	-	-
기타	-	0.2	0.01	0.007	-	0.79

< 영천 >

작년 금년	마늘	양파	맥류	시금치	비닐하우스	기타
마늘	0.94	-	-	-	-	0.06
양파	-	0.76	-	0.10	-	0.15
맥류	-	-	0.994	-	-	-
시금치	-	-	-	0.91	-	0.09
비닐하우스	-	-	-	-	-	-
기타	0.006	0.006	0.03	0.004	-	0.95

< 해남 · 창녕 · 영천 평균 matrix >

작년 금년	마늘	양파	맥류	시금치	비닐하우스	기타
마늘	0.85	0.02	-	0.007	-	0.13
양파	0.01	0.76	0.05	0.03	-	0.15
맥류	-	0.04	0.88	-	-	0.08
시금치	-	-	-	-	-	-
비닐하우스	-	-	-	-	-	-
기타	0.002	0.07	0.08	0.004	-	0.85

익을 가져다 주는 것으로 보아야 할 것이다. 맥류는 현재 예시가격제의 실시로 전량이 계약재배되고 있다.

나. 지역별 작물 이동확률 행렬

설문문항중 조사농가의 작물간 이동행렬을 구하는 항목이 들어 있었는데, <表 2-5>는 지역별 작물이동 평균행렬을 나타낸 것이다.

지역별로 변동확률을 살펴보면 조사농가중 세 지역 모두 시설재배를 하는 농가가 없어 비닐하우스와의 이동은 없는 것으로 나타났고, 지역마다 변동확률의 차이가 많이 있는 것을 알 수 있다. 특히, 양파의 경우 해남·창녕간 양파에서 양파로 이동하는 확률이 39 %의 차이를 보이고 있는데 이는 조사대상농가가 지역별로 10~20호 정도의 작은 표본이고, 식부작목도 몇 가지 작목으로 한정되어 있어 특정작물간의 이동이 편중되어 나타난 결과로 볼 수 있다. 따라서 <表 2-5>의 작물간 변동확률을 객관적인 것으로 평가하기는 어렵고, 다만 작물간 변동상황을 개략적으로 파악할 수 있는 자료로 이용될 수 있다고 본다.

따라서 본연구에서는 실제 식부면적 조사자료인 필지 데이터 분석의 결과를 이용해서 알고리즘을 구성하였고, 변동확률 추정결과를 산출하였다.

第 3 章

變動確率 推定技法에 의한 冬期作物 植付面積 豫測

1. Markov Chain 確率模型

Markov chain은 다양한 경영시스템을 模型化하는 수학적 기법으로서 과거에 있었던 변화를 토대로 시스템 내에서 어떤 한 상태(state)에서 다른 상태로 연속적으로 전개되는 動的性格을 파악하여 未來에 있을 변화를 연속적으로 예측하는 確率過程(stochastic process) 模型으로서 이용한다. 確率過程 $\{x(t)\}$ 가 있을 때 時點 $t_1 < t_2 < t_3 \dots < t_n < t$ 에 관해서

$$\begin{aligned} P = & [x(t) = x | x(t_1) = x_1, x(t_2) = x_2, \dots, x(t_n) = x_n] \\ = & [x(t) = x | x(t_n) = x_n] \end{aligned}$$

이 成立하면 이 過程을 Markov process라고 한다. 이 때 時間母數 t 와 상태공간이 이산적인 것이 Markov chain이다. 이 경우 현재의 상태는 바로 이전의 상태에 의존하며, 과거의 경로에는 無關하다는 것을 나타낸다. 여기서 상태(state)란 집단의 성원을 특징지울 수 있는 변수를 일정한 區間으로 잡아 그 교체에 의해 형성되는 유한개의 범주를 정의한다. Markov chain 模型에서는 상태들의 집합인 상태공간이 定義되며, 주어진 時點에서 이들 상태집합 가운데 하나의 상태로부터 집합의 다른 상태로 계속적

이동을 정의한다. 이 경우의 각 이동을 段階(step)라 한다. 예를 들면 農家에서 農民들이 동절기작물을 경작할 경우 n 년의 재배패턴을 보면 마늘을 경작하는 경우 $X_n = 1$, 양파를 경작하는 경우 $X_n = 2$, 보리를 경작하는 경우 $X_n = 3$, 시금치나 시설재배작물을 경작하는 경우 $X_n = 4$, 유휴지로 남겨두는 경우 $X_n = 5$ 라 한다면 每年의 경작패턴은 하나의 Markov process를 이룬다. 이 경우 상태공간 $S = \{1, 2, 3, 4, 5\}$ 이다. 이상의 설명을 Vector나 행렬로 나타내면 기간 m에서 i state가 기간 n에 j state로 이동될 確率은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$P_{(m,n)} = \begin{bmatrix} P_{11(m,n)}, P_{12(m,n)}, \dots, P_{1n(m,n)} \\ P_{21(m,n)}, \dots, P_{2n(m,n)} \\ \vdots \\ P_{n1(m,n)}, P_{n2(m,n)}, \dots, P_{nn(m,n)} \end{bmatrix}$$

이 때 $P_{(m,n)}$ 을 變動確率 行列(transition probability matrix)이라 하고 이것은 간단하게 다음과 같이 표시된다.

$$P_{(m,n)} = (P_{ij(m,n)})$$

한편 變動確率은 어떤 時點에서 變하는 경우를 Non-stationary Markov chain이라 하며, 時間의 경과에도 불구하고 항상 同一한 경우를 Stationary Markov chain이라 한다. 變動確率이란 어떤 상황이 주어졌을 때 다음의 어떤 상황이 일어날 比率을 나타내는 條件確率이므로 $X_t = PX_{t-1}$ 이라는 條件確率 法則에 따라서 초기상태가 주어졌을 때 時間 t에 있어서 각 상태의 變動確率行列의 推定이 가능하다.

2. 變動確率 산정기법

變動確率 산정기법은 利用되는 자료의 형태에 따라 micro data와 macro data기법으로 대별할 수 있다. micro data는 개개의 單位(units)가 時間に 따라 어떻게 變動되는가 하는 정보를 얻을 수 있는 경우로서 비교적

드문 경우이다. 이에 대한 산정기법으로는 Maximum likelihood와 Bayesian을 들 수 있다. 반면에 macro data는 時間에 따른 각 상태의 總合된 시계열자료만의 정보를 얻을 수 있는 경우로 우리가 흔히 利用할 수 있는 형태이며, macro data 變動確率 산정기법으로는 Unrestricted least squares,¹³⁾ Generalized least squares,¹³⁾ Minimum Chi-squares,¹³⁾ Restricted least squares,¹³⁾ Macro-Maximum likelihood,¹³⁾ Macro-Bayesian,¹³⁾ Restricted Minimum absolute deviation¹³⁾ 등을 들 수 있다.

가. Stationary 變動確率 推定

I. 最大尤度 推定值(MLE : Maximum Likelihood Estimate)

最大尤度 推定方法은 Anderson과 Goodman에 의해 제안된 推定技法으로 time ordered micro data인 개개數 n_{ij} 만을 利用하여 變動確率 P_{ij} 를 推定한다.

조건분포의 乘法定理를 이용하면

$$\begin{aligned} P(x_0, x_1, \dots, x_T) &= P_r(x_0) \prod_{t=1}^T P_r(x_t | x_{t-1}) \\ &\propto P_r(x_0) \prod_{i,j} P_{ij}(t)^{n_{ij}} \end{aligned}$$

이 된다. 이 때 각 $i = 1, 2, 3, \dots, n$ 에 대하여 $n_i = \sum_j n_{ij}$ 는 多項分布(multinomial distribution)을 따른다고 가정한다.

n_{ij} 의 p. d. f. (probability density function)는

$$P_r(n_{11}(t), n_{12}(t), \dots | n'(0), P_{11}, \dots)$$

$$= \prod_t \left(\prod_i \left[\frac{n_i(t-1)!}{\prod_j n_{ij}(t-1)!} \prod_j P_{ij}^{n_{ij}(t)} \right] \right)$$

$$= \left[\prod_i \frac{n_i(t-1)!}{\prod_j n_{ij}(t)!} \right] \left[\prod_{ij} P_{ij}^{\sum n_{ij}(t)} \right]$$

$$= \left[\prod_i \frac{n_i(t-1)!}{\prod_j n_{ij}(t)!} \right] \left[\prod_{ij} P_{ij}^{n_{ij}} \right]$$

이다. 단, $n(0)$ 은 時點 $t=0$ 에서 상태의 요소인 數 $[n_1(0), n_2(0), \dots, n_r(0)]$ Vector 즉, 모든 i, j, t 에 대해서 관측치 $n_{ij}(t)$ 가 주어진다면 stationary 變動確率推定值의 산출이 가능하다. 이 때 row sum condition ($\sum_j P_{ij} = 1$) 의 제약요건을 첨가한 尤度函數 (likelihood function)는

$$L(P, \lambda) = \prod_{ij} P_{ij}^{n_{ij}} - \sum_i \lambda_i (\sum_j P_{ij} - 1)$$

이다. 最大尤度法에 의하여 P, λ 를 추정하면 즉, $\frac{\partial \log L}{\partial P} = 0, \frac{\partial \log L}{\partial \lambda} = 0$ 에서

$$\begin{aligned} \frac{\partial}{\partial P_{ij}} [\sum_i \sum_j n_{ij} \log P_{ij} - \sum_i \lambda_i (\sum_j P_{ij} - 1)] &= n_{ij}/P_{ij} - \lambda_i = 0 \\ \frac{\partial}{\partial \lambda_j} [\sum_i \sum_j n_{ij} \log P_{ij} - \sum_i \lambda_i (\sum_j P_{ij} - 1)] &= \sum_j P_{ij} - 1 = 0 \end{aligned}$$

이고, 最大尤度推定值 (Maximum likelihood Estimate)는

$$\dot{P} = [\dot{P}_{ij}] = [n_{ij} / \sum_{j=1}^r n_{ij}] \geq 0$$

이다.

2 無制限最小自乘推定值 (Unrestricted Least Square Estimate)

無制限最小自乘推定值는 總合値인 比率 (Proportion)의 時系列資料를 利用한 多變量線型統計模型 (Multivariate linear Statistical Model)에 의해 求해지며, Miller에 의해 제안된 標本誤差 自乘合 (Sum of Squared Error) 을 최소로 하는 고전적 최소자승 추정치를 利用한다.

確率의 一般化된 加法法則을 이용하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} P_r(x_{t-1} = s_i, x_t = s_j) &= P_r(x_{t-1} = s_i) P_r(x_t = s_j | x_{t-1} = s_i) \\ P_r(x_t = s_j) &= \sum_i P_r(x_{t-1} = s_i) P_r(x_t = s_j | x_{t-1} = s_i) \end{aligned}$$

간단히 표현하면,

$$y_j(t) = \sum_i y_i(t-1) P_{ij} + u_j(t)$$

단, $y_j(t)$: 時點 t에서 상태 j의 관측치

$y_j(t-1)$: 時點 t-1에서 상태 i의 관측치

$u_j(t)$: 時點 t에서 오차항 $E(u_j)=0, E(u_j u_j')=\sigma_j \omega_{jj}$ 를 가지는 random disturbance 여기서 ω_{jj} 는 Positive definite 대각行列($T \times T$)이다.

위 식을 Matrix 형태로 나타내면

$$Y_j = X_j P_j + u_j$$

단, Y_j : Sample 比率(proportions)의 vector($T \times 1$)

P_j' : $(P_{1j}, P_{2j}, \dots, P_{rj})$ 인 未知의 母數 vector($r \times 1$)

$$X_j = \begin{bmatrix} y_1(0), y_2(0), \dots, y_r(0) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ y_1(t-1), y_2(t-1), \dots, y_r(t-1) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ y_1(T-1), y_2(T-1), \dots, y_r(T-1) \end{bmatrix}$$

u_j : Random disturbance vector($T \times 1$)

이다. 이 때 Positive definite quadratic form $\phi = u' u = (Y - XP)'(Y - XP)$ 를 최소로 하는 추정치는 $\widetilde{P} = (X'X)^{-1}X'Y$ 이다. 無制限最小自乘推定值는 모든 i, j 에 대해서 $0 \leq P_{ij} \leq 1$ 과 모든 j 에 대해서 $\sum_j P_{ij} = 1$ 의 條件을 충족해야 한다. 여기서 row sum 條件($\sum_j P_{ij} = 1$)은 항상 成立한다.

즉, $G\widetilde{P} = (I, I, \dots, I) (X'X)^{-1}XY$

$$= (I, I, \dots, I) \begin{bmatrix} (X'_1 X_1)^{-1} & & & \\ & (X'_2 X_2)^{-1} & & \\ & & \ddots & \\ & & & (X'_r X_r)^{-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X'_1 \\ X'_2 \\ \vdots \\ X'_r \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_r \end{bmatrix}$$

$$= (X'_1 X_1)^{-1} X'_1 (y_1 + y_2 + y_3 + \dots + y_r)$$

$$= (X'_1 X_1)^{-1} X' \eta_T$$

이 때 $\eta_T = X_1 \eta_r$ 이므로

$$= (X'_1 X_1)^{-1} X'_1 X_1 \eta_r$$

$$= \eta_r$$

단, η_r : 모든 요소(element)가 1인 열 vector($r \times 1$)

$G : r$ 單位 submatrices I_r 의 行列($r \times r^2$)

이므로 $\sum_j P_{ij} = 1$ 을 만족한다. 하지만 $0 \leq P_{ij} \leq 1$ 의 條件은 충족되지 않는 수도 있다.

■ 調整方法(Adjustment method)

無制限最小自乘推定值인 變動確率 P 의 요소(element)가 $0 \leq P_{ij} \leq 1$ 의 조건을 충족하지 않을 경우에 행하는 주관적 보정절차이다.

$$\begin{aligned} & \min \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^s (Y_{tj} - \sum_{i=1}^s X_{t-1,i} P_{ij})^2 \\ & \text{s.t. } \sum_{j=1}^s P_{ij} = 1, \quad i = 1, 2, \dots, s \end{aligned}$$

이 때 P_{kh} 를 보정한다면, $P_{kh} = 0, \quad (k, h) \in J$ 의 제약조건을 추가한다.
각 제약식에 Lagrangean 승수($\lambda \cdot u$)를 사용한 Lagrangean 函數는

$$\sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^s (Y_{tj} - \sum_{i=1}^s X_{t-1,i} P_{ij})^2 + \sum_{i=1}^s \lambda_i (\sum_{j=1}^s P_{ij} - 1) + \sum_{(k,h) \in J} u_{kh} P_{kh}$$

이다. 이것을 P_{ij} 에 대해 편미분하여 0으로 놓고 풀면,

$$\begin{aligned} \sum_{k=1}^T X_{t-1,k} Y_{tj} - \sum_{k=1}^T (\sum_{i=1}^s X_{t-1,i} X_{t-1,j}) P_{kj} &= \lambda_i \quad (i, j) \in J \\ \lambda_i + u_{ij} & \quad (i, j) \in J \end{aligned}$$

이 얻어진다. 위 식을 Vector 형으로 나타내면,

$$X'Y - X'XP = \lambda \xi^T + u$$

단, ξ : 모든 요소가 1인 열 Vector

이다. 좌변항은 0이므로 $\lambda = -\frac{1}{s} u \in \mathbb{R}$ 이다. 따라서

$$\tilde{P}^A = (X'X)^{-1} (X'Y + \frac{1}{s} u \xi \xi^T - u)$$

이다. $0 \leq P_{ij} \leq 1$ 이 충족되지 않는 요소가 존재한다면 상기의 式에서 \tilde{P}^A 를 반복 수행한다.

3. 制限最小自乘推定值(Restricted Least Square Estimate)

制限最小自乘推定值는 變動確率推定值를 $0 \leq P_{ij} \leq 1$ 의 조건에 만족시키기 위해서 二次計劃解法을 利用한 有効한 추정기법이다.

$$\min u' u = (Y - XP)' (Y - XP)$$

$$\text{s.t. } GP = \eta_r$$

$$P \geq 0$$

단, η_r 은 모든 요소가 1인列 Vector에서 목적함수가 二次式이고 제약식이 線型이므로 二次計劃法 문제이다. 이 때 非線型문제에 대한 Kuhn-Tucker equivalence 理論을 利用하면,

$$\max (X'Y - X'X\widetilde{P}^c)' P$$

$$\text{s.t. } GP \leq \eta_r$$

$$-GP \leq -\eta_r$$

$$P \geq 0$$

단, \widetilde{P}^c : 最適制限최소자승추정치

이에 대한 쌍대문제는

$$\min [\lambda'_1, \lambda'_2] \begin{bmatrix} \eta_r \\ -\eta_r \end{bmatrix}$$

$$\text{s.t. } [G' - G'] \begin{bmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \end{bmatrix} \geq X'Y - X'X\widetilde{P}^c$$

$$\lambda_1, \lambda_2 \geq 0$$

단, λ_1, λ_2 는 쌍대변수 Vector($r \times 1$)

위 식을 Primal-dual 문제에 적용하면

$$\max (X'Y - X'XP)' P - \lambda'_1 \eta_r + \lambda'_2 \eta_r = -\lambda'_1 \alpha_1 - \lambda'_2 \alpha_2 - \beta' P \leq 0$$

$$\text{s.t. } GP = \eta_r$$

$$G' \lambda_1 - G' \lambda_2 + (X' X) P - \beta = X' Y$$

단, $P, \lambda_1, \lambda_2, \alpha_1, \alpha_2, \beta \geq 0$

α_1, α_2 와 β 는 원문제와 쌍대문제의 각 여유변수 'vectors'

으로 변환되어 Wolfe에 의해 제안된 二次計劃解法의 표준 Simplex形의 사용으로 解를 구할 수 있다. Complementary Slackness Theorem을 利用한 Algorithm의 特性值는 <表 3-1>의 例에 나타나 있다.

■ 線型相補法(Linear Complementarity Problem)

線型相補法은 Complementary Slackness theorem에 근거한 相補單體法(Complementary Pivot Algorithm)에 의해 二次計劃解法 문제를 해결할 수 있으며, 制限최소차승추정方法에서의 Wolfe의 二次計劃解法과 同一한 結果值를 얻을 수 있다. 앞의 원문제와 쌍대문제의 제약식에서 각 여유변수(slack variable)는

$$\alpha_1 = \eta_r - GP$$

$$\alpha_2 = -\eta_r + GP$$

$$\beta = G' \lambda_1 - G' \lambda_2 + (X' X) P - X' Y$$

이 된다. 위 식은 동시에 Complementary Slackness Theorem을 만족시켜야 한다.

表 3-1 變動確率(3 × 3 matrix) 추정을 위한 二次計劃解法 Simplex tableau(例)

B_0	λ_1	λ_2	λ_3	P_{11}	P_{12}	P_{13}	P_{21}	P_{22}	P_{23}	P_{31}	P_{32}	P_{33}	α_1	α_2	β
η_r				1	1	1	1	1	1	1	1	1	I		
$-\eta_r$				-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1		I	
$X'_1 Y_1$	1	1	1				$X'_1 X_1$								
$X'_1 Y_2$	1	1	1							$X'_2 X_2$					$-I$
$X'_3 Y_3$	1	1	1								$X'_3 X_3$				

$$\text{즉, } (\alpha_1, \alpha_2, \beta) \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ P \end{pmatrix} = 0 \quad \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \beta \end{pmatrix}^T \geq 0 \quad \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ P \end{pmatrix} \geq 0$$

여기서 線型相補法의 應用方式만을 나타내면 다음과 같다.

$$\text{模型 } W - MZ = q$$

$$\text{s.t. } W^T Z = 0, \forall i$$

$$W \geq 0, \quad Z \geq 0$$

단, M 은 $n \times n$ 正方行列(square matrix)

W, Z 는 n 차원 Vector

이 때 行列 M 은 모든 요소가 positive 이면서 positive principal minors를 갖거나 positive semi-definite 형태이어야만 한다.

여기서,

$$W = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \dots \\ \beta \end{pmatrix}, \quad Z = \begin{pmatrix} \lambda_1 \\ \lambda_2 \\ \dots \\ P \end{pmatrix}, \quad M = \begin{pmatrix} O & -G & G \\ \dots & \dots & \dots \\ G' - G' & X'X \end{pmatrix}$$

$$q = \begin{pmatrix} \eta_r \\ -\eta_r \\ \dots \\ X'Y \end{pmatrix}$$

$$W^T Z \geq 0, \quad W \geq 0, \quad Z \geq 0$$

위 식에서 (W, Z) 의 쌍은 적어도 한 쪽은 0이어야만 하며, pivot step을 통해서 相補解(complementary solution) W, Z 를 求한다.

4 加重制限最小自乘推定值(Weighted Restricted Least Square Estimate)

加重制限最小自乘推定值는 正則加重行列(Non-singular Weight Matrix) H 를 사용함으로써 無制限과 制限최소자승추정기법에서 比率(proportion) 시계열자료를 利用함에 따른 異分散(heteroscedasticity)의 문제점을 보완

하였다. 여기서 加重無制限최소자승추정치는 $\widetilde{P} = (X' H' H X)^{-1} X' H' H Y$ 으로 $\widetilde{P} = (X' X)^{-1} X' Y$ 인 無制限최소자승추정치와 同一하나 加重制限최소자승추정치는 制限최소자승추정치와 相違하다. 加重制限최소자승추정치는 positive definite quadratic form을 最小化하는 推定值 \widetilde{P} 를 求한다.

$$\begin{aligned} \min \quad \phi &= (Y - XP)' H (Y - XP) \\ \text{s.t.} \quad RP &= e \\ P &\geq 0 \end{aligned}$$

에서 制限최소자승추정방법과 同一하게 二次計劃解法을 利用한다. 여러 형태의 加重行列이 제시될 수 있다. Theil과 Ray는 比率 Y_i 에 대한 平均의 逆, $a_i = T / \sum_t Y_i(t)$ 을 제안하였다. 이 때 加重行列 H 는

$$H = \begin{bmatrix} a_1 I & & & \\ & a_2 I & & \\ & & \ddots & \\ & & & a_r I \end{bmatrix} = A \otimes I$$

이다. 여기서 \otimes 는 크로네카곱(kronecker multiplication)을 나타내는 기호로 $A \otimes I = (a_{ij}) \otimes I = (a_{ij} I)$ 와 같은 기능을 갖는다. 다른 가중치로서 i째 equation disturbance variance(σ^2) 推定值의 逆, $a_i = (T - r) / [(Y_i - X\widetilde{P}_i)'(Y_i - X\widetilde{P}_i)]$ 단, \widetilde{P}_i 는 無制限최소자승추정치와 상태i에서와 상태i에 없는 比率 Y_i 에 대한 乘逆(inverse of product), $a_i = 1 / [\frac{\sum_t Y_i(t)}{T} - \frac{1 - \sum_t Y_i(t)}{T}]$ 등을 들 수 있다.

나. Non-stationary 變動確率 推定

Non-stationary 變動確率推定은 變動確率이 時間에 따라 Non-stationary이라고 가정하며, 變動確率과 外生變數사이의 기능적 변화관계를 推定에 포함시킨다. 예를 들면 生產시스템 상태는 外生變數들이라 할 수 있는 수요, 재고, 기술적 요인, 경계적 요인 등에 따라서 주기적인 변동을 나타낼 것이다. 때에 따라서는 外生變數의 條件이 同一하게 지속된다면 變動確率에 있어서 동일한 과정이 무한대로 연속될 것이라는 것은 현실적인 가

정이 될지 모른다. 하지만 어떠한 경제상황의 변화에도 불구하고 時間에 따라 一定하다는 것은 항상 有用하다고 할 수는 없다. 따라서 문제는 통합된 자료만이 이용 가능할 경우에 있어서 變動確率이 時間에 따라서 변화할 경우를 어떻게 추정해 나가는가 하는 것이다. 이러한 Non-stationary 變動確率 추정기법으로 Exponential Smoothing & Regression Model을 제시하였고, Hallberg의 Model, Zellner & Judge의 Model 등을 검토하였다.

1 Exponential Smoothing & Regression 模型

指數平滑法(Exponential Smoothing)은 時系列의 현재값과 과거값만을 사용하여 최근의 자료에 큰 비중을, 오래된 자료에는 지수적으로 감소하는 작은 비중을 주어서 쉽게 단기간 時系列의 미래값을 예상할 수 있다. 지수평활법에는 단순히 오래된 값에 작은 加重值를 곱하는 단순평활법(Single Exponential method)을 기본으로 하여 추세나 계절성을 보정해 나가는 방법에 따라 다양한 기법이 있으며, 이러한 보정(Adjustment)을 행함에 따라 高次의 指數平滑法이 된다. 적용되는 자료의 형태에 따라 기법이 선택되어지며, Computer Package의 利用도 가능하다. 단순지수평활법을 適用하여 豫測하면 다음과 같다.

$$\bar{P}_{ij}(t-1) = \alpha P_{ij}(t-2) + (1 - \alpha) \tilde{P}_{ij}(t-2)$$

단, $\tilde{P}_{ij}(t-2)$: 시점 $t-2$ 에 대한 예측치

$P_{ij}(t-2)$: 시점 $t-2$ 에 대한 실제치

$0 < \alpha < 1$: 지수평활상수

이다. 이 때 지수평활상수 α 를 決定하여야 하며, 이것은 과거 時系列에 대하여 여러가지 α 값을 시험해 본 후 最小의 SSE(Sum of Squared Error)를 갖는 α 를 선택한다. 대체로 α 는 0.01~0.3에서 使用된다. α 의 작은 값은 기본적인 安定을 가지고 있는 무작위하게 변동하는 體系들에 대해서 사용되고, α 의 큰 값은 불규칙적인 변화가 큰 體系에 자주 사용된다. 이 때 단기예측된 지수평활법의 예측치를 회귀모형에 適用하면 다음과 같다.

$$P_{ij}(t) = \alpha + \beta_1 Z_k(t-1) + \beta_2 \bar{P}_{ij}(t-1)$$

단, Z_k : 外生變數

여기서 회귀모형의 外生變數는 정성적분석, 상관계수, t, F값의 적정치 유지, test run 結果에서의 外生變數間의 다공선성 여부 등을 고려하여 파악된 최소한의 외생변수만을 適用한다.

2 Hallberg의 模型

Hallberg에 의해 제안된 模型은 外生變數와 最大尤度推定方式으로 추정된 Non-stationary 變動確率을 Multiple Regression 模型화하여 變動確率을 豫測한다.

$$\text{模型 } \hat{P}_{ijt} = \hat{\alpha}_{ij} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{ijk} Z_{kt} \quad k = 1, 2, \dots, K$$

단, $\hat{\beta}_{ijk}$: 기울기 계수 $i, j = 1, 2, \dots, n$

Z_{kt} : 外生變數 $t = 1, 2, \dots, T$

$\hat{\alpha}_{ij}$: 절편(intercept)

모든 i, j, t 에 대해서 $\sum_{j=1}^n P_{ijt} = 1, P_{ijt} \geq 0$

에서 추정된 절편과 기울기 계수를 $\sum_j \hat{\alpha}_{ij} = 1, \sum_j \hat{\beta}_{ijk} = 0$ 으로 하여 模型式에 適合(fitting)시킨다. 變動確率 推定值 P_{ijt} 가 負이거나 1보다 벗어난 結果值는 각각 下上限值인 0과 1로 조정한다.

위 식을 matrix 형태로 나타내면,

$$P = QB + U \text{ for each } i$$

$$\text{단, } P = \begin{bmatrix} P_{11} \\ \vdots \\ P_{j1} \\ \vdots \\ P_{n1} \end{bmatrix} \quad P_j = \begin{bmatrix} P_{1j1} \\ \vdots \\ P_{jj1} \\ \vdots \\ P_{nj1} \end{bmatrix} \quad \text{판측치 Vector}(Tn \times 1)$$

$$Q = \begin{bmatrix} Q_o & \phi \\ \phi & Q_o \\ \vdots & \vdots \\ \phi & Q_o \end{bmatrix} \quad Q_o = [Z_0 Z_1 \cdots Z_k \cdots Z_K] \quad T \times (1+K)$$

Z_k 는 k 번째 외생변수에서 관측치 Vector($T \times 1$)

$$B = \begin{bmatrix} B_1 \\ \vdots \\ B_j \\ \vdots \\ B_n \end{bmatrix} \quad B_j = \begin{bmatrix} \alpha_{ij} \\ \beta_{ij1} \\ \vdots \\ \beta_{ijk} \\ \vdots \\ \beta_{ijk} \end{bmatrix} \quad (n+nk) \times 1$$

U 는 $E(u) = \phi$, $E(uu') = \sigma^2 I$ 를 갖는다.

최소자승법에 의해 未知의 母數는

$$B_j = (Q'_0 Q_0)^{-1} Q'_0 P_j \text{ for all } j \text{이고,}$$

이 때

$$P_{ijt} = \widehat{Q}^* \widehat{B}_{j*} \text{이다.}$$

위 식을 Deviation form으로 나타내면,

$$\begin{aligned} P_{ijt} &= \widehat{\alpha}_{ij} + Z^* \widehat{B}_{ij} \\ &= (\bar{P}_{ij*} - \bar{Z} \widehat{B}_{ij}) + Z^* \widehat{B}_{ij} \\ &= \bar{P}_{ij*} + (Z^* - \bar{Z}) (z' z)^{-1} z' P_j \end{aligned}$$

단, \bar{P}_{ij*} : T 에 대한 평균 Vector

z : 外生變數 Z_k 의 行列($T \times K$)

P_j : 變動確率 Vector($T \times 1$)

Z^* : 시간 t 에서 Z_k 의 관측치

이다. 지금 모든 i 와 t 에서 $P_{i*t} = 1$ 으로

$$\sum_{j=1}^n \widehat{P}_{ijt} = \sum_{j=1}^n \bar{P}_{ij*} = \sum_{j=1}^n \widehat{\alpha}_{ij} = 1$$

$$\sum_{j=1}^n \widehat{B}_{ij} = \sum_{j=1}^n (z' z)^{-1} z' P_j = (z' z)^{-1} z' \sum_{j=1}^n P_j = \phi$$

이 成立한다.

대체로 상기의 절차는 실제적이며 간단하다 할 수 있으나 임의의 變動
確率推定值의 조정 절차는 이론적이지 못하다.

③ Zellner & Judge의 模型

Zellner & Judge의 模型은 시간 t 에 따르는 變動確率 P 의 外生變數 Z 와의 線型關係 模型을 구축하고 未知의 母數推定은 式의 변환(transformation)에 의해 一般化最小자승추정치(GLSE)를 使用한다.

제 1 단계 Non-stationary Markov chain 模型은

$$y_j(t) = \sum_{i=1}^r y_i(t-1) P_{ij}(t) + u_j(t), \quad j = 1, 2, \dots, r$$

으로 變動確率 $P_{ij}(t)$ 는 시간 t 에 따라 變함을 나타낸다. 이 때 變動確率 P_{ij} 와 外生變數 Z 사이에 線型關係를 가정하면,

$$P_{ij}(t) = \sum_{k=1}^M \delta_{ijk} Z_k(t) + v_{ij}(t)$$

단, δ_{ijk} : 未知의 母數

$Z_k(t)$: 外生變數

$v_{ij}(t)$: 質률오차

위 식을 Matrix form으로 나타내면 다음과 같다.

$$Y = X P + U$$

$$P = Z \delta + V$$

단, Y 는 比率, $Y_j(t)$ 의 Vector($rT \times 1$)

$$X = \begin{bmatrix} y(t-1) \otimes I_T \\ y(t-1) \otimes I_T \\ \vdots \\ y(t-1) \otimes I_T \end{bmatrix}, (rT \times r^2 T)$$

U 는 $E(u) = 0$, $E(u u') = \Sigma$ 의 Vector($rT \times 1$)

V 는 $E(v) = 0$, $E(v v') = \Omega$ 의 Vector($r^2 T \times 1$)

이 때 分散-分分散 行列 Σ 와 Ω 는 Singular 行列이다.

위 두 式의 변환은 다음과 같다.

$$Y = X Z \delta + W$$

$$W = X V + U$$

단, W 는 $E(W) = XEV + EU = O$, $E(WW') = \omega = X\Omega X' + \Sigma$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} P_{ij}(t)(1 - P_{ij}(t)) y_i(t-1)/N(t) \\ \frac{-P_{ij}(t)P_{ik}(t)y_i(t-1)}{N(t)} \end{bmatrix}$$

이다. 여기서 Σ 와 $X\Omega X'$ 은 row sum이 0이므로 共分散行列 ω 은 singular 行列이다. 따라서 마지막 비율 Y_r 이 제거된 Subset의 行列形態는

$$Y_* = X_* Z_* \delta_* + w_*$$

단, $E(w_*) = 0$, $E(w_* w'_*) = \omega_*$ 이며 이 때 ω_* 는 $q_j(t)$ 와 $p_{ij}(t)$ 의 함수인 요소를 갖는 nonsingular 行列이 된다.

이 된다. 一般化無制限 추정량 $\tilde{\delta}_*$ 는

$$\tilde{\delta}_* = (Z'_* X'_* \omega_*^{-1} X_* Z_*)^{-1} Z'_* X'_* \omega_*^{-1} Y_*$$

이고, 變動確率 Vector는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\hat{P}_*^e &= Z_* \tilde{\delta}_* \\ \hat{P}_r^e &= \eta_{rT} - R \hat{P}_*^e\end{aligned}$$

단, η_{rT} : 단위요소의 Vector($rT \times 1$)

R : ($rT \times rT$) 크기의 ($r-1$) 單位 submatrices

變動確率 推定值가 $0 \leq P_{ij} \leq 1$ 의 條件을 항상 충족시키기 위해서 $RP_* \leq \eta_{rT}$, $P_* \geq 0$ 의 제약조건이 첨가된 制限최소자승추정치는

$$\begin{aligned}\max \quad & -(Y_* - X_* Z_* \delta_*)' \omega_*^{-1} (Y_* - X_* Z_* \delta_*) \\ \text{s.t.} \quad & R Z_* \delta_* \leq \eta_{rT} \\ & Z_* \delta_* \geq 0\end{aligned}$$

이다. 이 때 推定母數 δ_* 에 非負의 제약을 주기 위해서

$$\delta_* = \delta_\Delta - \delta_\infty$$

$$\delta_{\Delta} \geq 0, \quad \delta_{\Delta\Delta} \geq 0, \quad \delta'_{\Delta} \delta_{\Delta\Delta} = 0$$

을 적용하였다. 위 과정을 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \min \quad & (Y_* - X_* Z_* \delta_{\Delta} + X_* Z_* \delta_{\Delta\Delta})' \omega_*^{-1} (Y_* - X_* Z_* \delta_{\Delta} + X_* Z_* \delta_{\Delta\Delta}) \\ \text{s.t.} \quad & RZ_* \delta_{\Delta} - RZ_* \delta_{\Delta\Delta} \leq \eta_{rT} \\ & Z_* \delta_{\Delta} - Z_* \delta_{\Delta\Delta} \geq 0 \\ & \delta_{\Delta}, \quad \delta_{\Delta\Delta} \geq 0 \end{aligned}$$

단, λ_1, λ_2 : 쌍대변수(Dual variable)

α_1, α_2 : 원여유변수(Primal slack variable)

$\delta_{\Delta}, \delta_{\Delta\Delta}$: 대응하는 실수値

이다. 위 문제를 Simplex tableau로 나타내면 〈表 3-2〉와 같다. 결국 이 것은 二次計劃解法으로 해결할 수 있다.

表 3 - 2 Non-stationary 變動確率 추정을 위한 Simplex tableau

B_0	λ_1	λ_2	δ_{Δ}	$\delta_{\Delta\Delta}$	α_1	α_2
η_{rT}			RZ_*	$-RZ^*$	I	
O			$-Z_*$	Z^*		I
$Z'_* X'_* \omega_*^{-1} Y_*$	$Z'_* R'$	$-Z'_*$	$Z'_* X'_* \omega_*^{-1}$ $X'_* Z_*$	$-Z'_* X'_* \omega_*^{-1}$ $X'_* Z_*$		

다. 植付面積 豫測 및 分析

1 對象作目 및 假定

本研究의 對象作目은 동절기 작물로서 마늘, 양파, 그리고 시금치와 시설재배작물을 기타로 한 3 상태의 식부면적 과거자료(1975년~87년)를 근거하여 農民들이 해마다 상기작물의 식부의사결정에 따르는 상기작물의 植付面積의 추후변화를 동태적으로 추계하였다. 전제조건으로 농업이외의 타목적의 전용면적이나 개간, 간척, 유휴지 등의 편입 등은 실제문제의 해결에 어려움을 줄이고자 식부면적추정에 고려하지 않았다. 따라서 作物의

表 3-3 연도별 작물의 植付面積

단위 : ha

연 도	마 늘	양 과	기 타	총 면적
1975	13,561	4,195	4,848	22,604
1976	13,709	5,022	5,219	24,610
1977	19,739	12,050	6,527	38,136
1978	25,416	7,104	7,390	39,910
1979	40,663	9,943	7,910	58,516
1980	37,080	7,741	14,731	59,552
1981	26,198	9,792	17,902	53,892
1982	27,873	14,333	15,113	57,319
1983	33,488	14,545	16,651	64,634
1984	39,734	5,336	19,668	64,738
1985	39,015	10,752	24,081	73,348
1986	48,240	9,806	26,154	84,180
1987	49,344	12,379	27,738	89,981

자료 : 농림수산부 작물통계, 매년자료.

表 3-4 연도별 작물의 植付面積 比率, 1975~87

연 도	마 늘	양 과	기 타
1975	0.599938	0.185587	0.214475
1976	0.570970	0.211662	0.217368
1977	0.513119	0.315974	0.165906
1978	0.636333	0.178001	0.188167
1979	0.694904	0.169919	0.135173
1980	0.622649	0.129987	0.247366
1981	0.486120	0.131697	0.332183
1982	0.486279	0.250057	0.263665
1983	0.517588	0.224932	0.257500
1984	0.613766	0.082425	0.303809
1985	0.528315	0.145596	0.326088
1986	0.573058	0.116488	0.310459
1987	0.554062	0.137604	0.30833

식부면적 상호간의 변화를 주는 要因은 기준년도의 고정된 面積에 각 작물의 變動確率에만 근거하여 산출하였다. 통합된 과거 12년간의 연도별 植付面積 자료는 <表 3-4>와 같다. 그리고 총면적을 각 작물별로 나누어 준 연도별 植付面積比率은 <表 3-5>에 있다.

2 變動確率 推定值의豫測

마늘, 양파, 그리고 기타의 作物植付體系가 Stationary Markov Chain 을 따른다는 假定下에 變動確率 推定值는 無制限최소자승, 보정方法, 制限 최소자승, 加重制限최소자승 절차에 따라서 變動確率 行列 P 의 요소에 대한 각각의 추정치를 산출하였다. 無制限최소자승추정 절차에 따라서

$$A = \text{INV}(X' \times X)$$

A	COL 1	COL 2	COL 3
RUW 1	4.02394	-4.78707	-5.43926
RUW 2	-4.78707	16.0263	-0.456824
RUW 3	-5.43926	-0.456324	13.2636

$$B = X' \times Y$$

B	COL 1	COL 2	COL 3
ROW 1	3.8965	1.21468	1.73748
ROW 2	1.25694	0.4036	0.531915
ROW 3	1.84942	0.526188	0.78388

$$\tilde{P} = A \times B$$

UNRESTRICTED ESTIMATOR OF THE TRANSITION MATRIX

\tilde{P} =	0.71009227	0.09977469	0.19013304
	0.73791632	0.41288999	-0.15080632
	0.10877263	0.18781312	0.70341425

이다. 여기서 요소 P_{23} 가 負이므로 變動確率의 조건이 충족되지 않는다. 이 때 보정치(Adjusted value)를 求하기 위해 보정절차가 다음과 같이 적용되었다.

$$\begin{aligned} \frac{1}{3} u \xi \xi^T - u &= \frac{1}{3} [\mu_0^0 \mu_0^0 - \mu_0^0 \mu_{23}^0] \\ 0 &= -0.15080632 + \frac{1}{3} \{ 16.0263 (-\mu_{23}) \} \\ \therefore \mu_{23} &= -0.014123 \end{aligned}$$

$$(X'X)^{-1} \left(\frac{1}{s} u \xi \xi^T - u \right) = \begin{bmatrix} 0.0225 & 0.0225 & -0.04507 \\ -0.07544 & -0.07544 & 0.15089 \\ 0.00215 & 0.00215 & -0.00430 \end{bmatrix}$$

$\tilde{P}^A = P + (X'X)^{-1} \left(\frac{1}{s} u \xi \xi^T - u \right)$ 에서

$$\tilde{P}^A = \begin{bmatrix} 0.732599 & 0.1222327 & 0.145079 \\ 0.662286 & 0.337635 & 0 \\ 0.111019 & 0.189947 & 0.69915 \end{bmatrix}$$

제한최소자승추정기법으로 二次計劃解法을 이용해서 求해진 추정치는

$$\tilde{P}^c = \begin{bmatrix} 0.73261328 & 0.12229570 & 0.14509103 \\ 0.66251317 & 0.33748683 & 0.00000000 \\ 0.11092398 & 0.18996448 & 0.69911154 \end{bmatrix}$$

THE PREDICTED PROPORTIONS

연 도	마 늘	양 과	기 타
1976	0.5862503 E+00	0.1767501 E+00	0.2369995 E+00
1977	0.5826248 E+00	0.1825413 E+00	0.2348338 E+00
1978	0.6073234 E+00	0.2015223 E+00	0.1911543 E+00
1979	0.6049986 E+00	0.1731320 E+00	0.2218694 E+00
1980	0.63666509 E+00	0.1680055 E+00	0.1953436 E+00
1981	0.5696943 E+00	0.1670118 E+00	0.2632939 E+00
1982	0.5133509 E+00	0.1838755 E+00	0.3027736 E+00
1983	0.5511599 E+00	0.1939521 E+00	0.2548880 E+00
1984	0.5567628 E+00	0.1881169 E+00	0.2551203 E+00
1985	0.5379678 E+00	0.1605852 E+00	0.3014470 E+00
1986	0.5196738 E+00	0.1756943 E+00	0.3046319 E+00
1987	0.5314322 E+00	0.1683720 E+00	0.3001958 E+00
1988	0.5313007 E+00	0.1727683 E+00	0.2959310 E+00

SSE MSE CSV 0.096298533 0.002674959 45.355923747

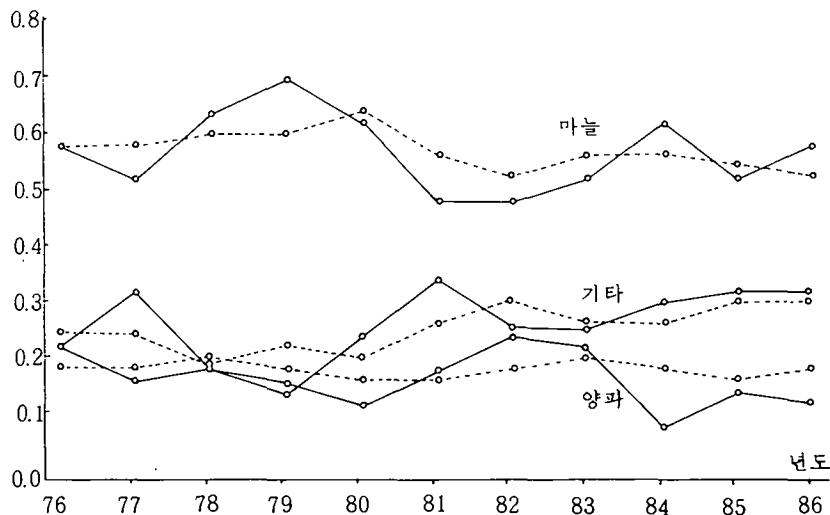
이다. 위 推定值는 無制限최소자승추정치의 調整值와 類似한 추세를 보이고 있다. 作物의 식부면적 변화에 있어서 마늘과 기타(시금치와 시설재배 작물)는 한 해에서 다음 해에 계속 植付하는 높은 정도를 나타내고 있으며, 양파에서 다음 해에 기타로 이동될 확률은 없는 것으로 나타났다. 한편 기준년도의 실측치에 制限최소자승추정치 \tilde{P}^c 를 곱하여 산출한 향후 5년간의 예측된 比率은 <表 3-5>와 같다.

또한 각 작물별 과거 실측치 比率과 예측된 比率(predicted proportions)의 관계를 graph로 <圖 3-1>에 나타냈다. 여기서 실선은 판측된 실제비율을, 점선은 예측된 比率을 나타낸다.

表 3 - 5 制限 최소자승 추정법에 의한 예측비율

연 도	예 측 된 比 率		
	마 늘	양 파	기 타
1988	0.531318	0.1727	0.295926
1989	0.536529	0.17941	0.283953
1990	0.543464	0.180037	0.276336
1991	0.548117	0.17965	0.272017
1992	0.55079	0.179268	0.269671

圖 3 - 1 制限 최소자승 추정치에 의한 作物의 變動推移



4 가지 형태의 加重行列을 利用하여 산출한 加重制限최소자승 추정치는 첫째, 比率 \bar{Y}_i 에 대한 平均의 逆 $a_i = (T/\sum_t Y_i(t))$ 의 경우

$$\tilde{\tilde{P}}^1 = \begin{bmatrix} \text{THE WEIGHTED ESTIMATOR OF THE TRANS. MATRIX IS} \\ 0.73828350 & 0.11662547 & 0.14509103 \\ 0.64352854 & 0.35647146 & 0.00000000 \\ 0.11146564 & 0.18942282 & 0.69911154 \end{bmatrix}$$

THE PREDICTED PROPORTIONS

연 도	마 늘	양 과	기 타
1976	0.5862446 E+00	0.1767559 E+00	0.2369995 E+00
1977	0.5819632 E+00	0.1832030 E+00	0.2348338 E+00
1978	0.6043519 E+00	0.2044939 E+00	0.1911543 E+00
1979	0.6053305 E+00	0.1728001 E+00	0.2218694 E+00
1980	0.6374389 E+00	0.1672175 E+00	0.1953436 E+00
1981	0.5708906 E+00	0.1658155 E+00	0.2632939 E+00
1982	0.5128376 E+00	0.1843888 E+00	0.3027736 E+00
1983	0.5493123 E+00	0.1957997 E+00	0.2548880 E+00
1984	0.5555675 E+00	0.1893122 E+00	0.2551203 E+00
1985	0.5400484 E+00	0.1585046 E+00	0.3014470 E+00
1986	0.5200819 E+00	0.1752863 E+00	0.3046319 E+00
1987	0.5326382 E+00	0.1671661 E+00	0.3001958 E+00
1988	0.5319973 E+00	0.1720717 E+00	0.2959310 E+00
SSE	MSE	CSV	0.096343504 0.002676208 45.185370207

이여 둘째, multicolinearity의 문제점을 보완하기 위해 하나의 列이 제거된 一般化된 逆 $a_i = (\Sigma^+)$ 의 경우

$$\tilde{\tilde{P}}^2 = \begin{bmatrix} \text{THE FIRST STAGE REST. GENER. INV. EST. OF THE TRAN. MAT} \\ 0.73879259 & 0.15540907 & 0.10579834 \\ 0.73137114 & 0.26862886 & 0.00000000 \\ 0.11109829 & 0.10714612 & 0.78175559 \end{bmatrix}$$

THE PREDICTED PROPORTIONS

연 도	마 늘	양 과	기 타
1976	0.6027747 E+00	0.1660703 E+00	0.2311550 E+00
1977	0.6007615 E+00	0.1688740 E+00	0.2303645 E+00
1978	0.6323129 E+00	0.1831797 E+00	0.1845074 E+00
1979	0.6212226 E+00	0.1666239 E+00	0.2121535 E+00
1980	0.6526674 E+00	0.1681200 E+00	0.1792126 E+00
1981	0.5825362 E+00	0.1581874 E+00	0.2592764 E+00
1982	0.5289241 E+00	0.1599482 E+00	0.3111278 E+00
1983	0.5714302 E+00	0.1709968 E+00	0.2575729 E+00
1984	0.5754922 E+00	0.1684445 E+00	0.2560633 E+00
1985	0.5474875 E+00	0.1500761 E+00	0.3024364 E+00
1986	0.5330209 E+00	0.1561553 E+00	0.3108238 E+00
1987	0.5430485 E+00	0.1536137 E+00	0.3033378 E+00
1988	0.5442532 E+00	0.1561086 E+00	0.2996381 E+00
SSE	MSE	CSV	0.103167751 0.002865771 51.720052289

이 된다. 세째, $a_i = N / (WJ(T) * (1 - WJ(T)))$ 의 대각 요소를 갖는 加重行列의 경우

$$\tilde{P}^3 = \begin{bmatrix} \text{THE WEIGHTED ESTIMATOR OF THE TRANS. MATRIX. IS} \\ 0.72523046 & 0.14146717 & 0.13330237 \\ 0.71523493 & 0.28476507 & 0.00000000 \\ 0.09677716 & 0.12090500 & 0.78231784 \end{bmatrix}$$

THE PREDICTED PROPORTIONS

연 도	마 늘	양 과	기 타
1976	0.5885721 E+00	0.1636527 E+00	0.2477753 E+00
1977	0.5864897 E+00	0.1673188 E+00	0.2461916 E+00
1978	0.6178115 E+00	0.183380 E+00	0.1988505 E+00
1979	0.6070617 E+00	0.1631661 E+00	0.2297722 E+00
1980	0.6385653 E+00	0.1630335 E+00	0.1984012 E+00
1981	0.5684517 E+00	0.1550088 E+00	0.2765395 E+00
1982	0.5146421 E+00	0.1606736 E+00	0.3246843 E+00
1983	0.5570243 E+00	0.1718807 E+00	0.2710950 E+00
1984	0.5611557 E+00	0.1684001 E+00	0.2704442 E+00

1985	0.5334827 E+00	0.1470281 E+00	0.3194892 E+00
1986	0.5188365 E+00	0.1556260 E+00	0.3255375 E+00
1987	0.5289509 E+00	0.1517758 E+00	0.3192734 E+00
1988	0.5301029 E+00	0.1548456 E+00	0.3150514 E+00
SSE	MSE	CSV	0.102454579 0.002845961 51.475673218

이며 네째, $a_i = N/WJ(t)$ 의 대각요소를 갖는 加重行列의 경우는

$$\tilde{P}^4 \quad \text{THE WEIGHT MATRIX IS} \quad \begin{bmatrix} 0.69911195 & 0.14615551 & 0.15473253 \\ 0.73296047 & 0.26698293 & 0.00005660 \\ 0.12087930 & 0.10709930 & 0.77202140 \end{bmatrix}$$

THE PREDICTED PROPORTIONS

연 도	마 늘	양 과	기 타
1976	0.5813633 E+00	0.1602035 E+00	0.2584331 E+00
1977	0.5805665 E+00	0.1632318 E+00	0.2562017 E+00
1978	0.6138793 E+00	0.1778576 E+00	0.2082632 E+00
1979	0.5980483 E+00	0.1604296 E+00	0.2415221 E+00
1980	0.6266858 E+00	0.1614037 E+00	0.2119105 E+00
1981	0.5604575 E+00	0.1522006 E+00	0.2873419 E+00
1982	0.5131733 E+00	0.1551354 E+00	0.3316913 E+00
1983	0.5551119 E+00	0.1660733 E+00	0.2788147 E+00
1984	0.5578296 E+00	0.1632726 E+00	0.2788978 E+00
1985	0.5262340 E+00	0.1442464 E+00	0.3295196 E+00
1986	0.5154786 E+00	0.1510118 E+00	0.3335096 E+00
1987	0.5235316 E+00	0.1481048 E+00	0.3283636 E+00
1988	0.5255004 E+00	0.1507403 E+00	0.3237593 E+00
SSE	MSE	CSV	0.108814247 0.003022618 55.215041658

이다.

③ 分 析

變動確率 推定值가 상대적으로 평균자승오차(MSE: Mean Square Error)를 어느 정도 감소시키는가 하는 分析의 평가의 척도로써 M.S.E 를

表 3 - 6 變動確率 推定值에 대한 M.S.E의 비교

無制限최소 자승보정치	制限 최 소 자승추정치	加重최소자승추정치 (각 加重値 行列)			
		$\frac{T}{\sum_t Y_i(t)}$	Σ^+	$\frac{N}{(WJ(T) \times (1-WJ(T)))}$	$\frac{N}{WJ(T)}$
0.00261534	0.002674959	0.002676208	0.002865771	0.00284596	0.003022618

이용하였다. 추정치가 적은 偏倚(bias)를 갖는다 하더라도 분산은 큰 경우가 있으므로 개개의 Sample의 분석은 완전한 참값(true value)에 가까운 추정치를 얻을 수 없다. 그러므로 추정치들은 다소 偏倚되더라도 평균자승오차는 적어야 한다.

本 時系列 資料에 의한 각 變動確率 推定技法의 비교결과에서 無制限최소자승추정치의 보정치도 M.S.E.의 관점에서 좋은 性能을 보이고 있다. 加重최소자승추정치의 結果值 가운데 평균比率의 逆인 加重行列에서 가장 좋은 性能値를 나타내지만 전반적으로 이론적 기대치에 미치지 못하는 結果이다. 여기서 Sample size가 증가된다면 추정치의 偏倚(bias)는 적어지고 참값(true value)에 접근할 것이다. 이 때 Sample size에 따라서 M.S.E. 관점에서의 성능은 우열이 변화할 것이므로 지금 어떤 加重行列이 다른 加重行列에 비해 절대적으로 좋다고 결론을 내리기가 어렵다. 좀 더 정확한 결론을 얻기 위해서는 많은 Sample size에 따른 모의실험이 요구된다.

한편 豫測의 접근도를 Chi-square 값에 의해 계측하여 해당자료가 Markov chain 模型으로부터 generation되었는가 하는 가정을 검증하는 기본 模型으로서 Chi-square 검증을 고려하였다.

만약 \hat{P}_{ij} 가 P_{ij} 의 推定值라면 예측된 比率 $\hat{Y}_j(t)$ 은 다음과 같다.

$$\hat{Y}_j(t) = \sum_{i=1}^r Y_i(t-1) \hat{P}_{ij}, \quad j = 1, 2, \dots, r$$

여기서 χ^2 goodness of fit test를 적용한 式은

$$\chi^2_{(r-1)} = \sum (n_i(t) - N(t) \hat{Y}_i(t))^2 / N(t) \hat{Y}_i(t)$$

이며, T 기간 동안의 예측을 加法定理에 의하여 정리하면 다음과 같다.

$$\chi^2_{(r-1)} = \sum_t^T \sum_i^r N(t) (Y_i(t) - \hat{Y}_i(t))^2 / \hat{Y}_i(t)$$

단, 자유도는 $(r-1)T$ 에 근거한다.

Chi-square 값 χ^2 와 유의수준 $\alpha = 0.05$ 에 대하여 자유도 $(r-1)T$ 에서의 Chi-square table value χ_α^2 를 비교한다. 만일 $\chi^2 > \chi_\alpha^2$ 면 우리는 귀무가설을 기각할 것이다.

<表 3-7>의 資料를 利用하여 구한 $\chi^2 = 40.62042$ 이다. 이 때 유의수준 $\alpha = 0.05$ 에서 24 자유도의 table 值, 36.4 를 초과함으로 귀무가설을 기각한다. 따라서 利用된 時系列資料가 Markov chain 模型을 따른다고 결론을 내릴 수 없다. 한편 위 資料와 同一한 時期에 해당되는 地域別 資料를 分析해 보면 전국 時系列 資料에서 가정했던 양파의 식부면적은 전북, 강원, 충북, 충남, 경기권(부산, 대구는 경남에 편입)에서는 거의 없다.

表 3-7 無制限 최소자승 보정치에 의해 관측된 比率과 예측된 比率

연 도	관측된 比率 (observed proportions)			예측된 比率 (predicted proportions)		
	마 늘	양 파	기 타	마 늘	양 파	기 타
1975	0.599938	0.185587	0.214475	—	—	—
1976	0.570970	0.211662	0.217368	0.586263	0.176779	0.236953
1977	0.518119	0.315974	0.165906	0.585311	0.185223	0.22956
1978	0.636833	0.178001	0.185167	0.619085	0.213359	0.167534
1979	0.694904	0.169919	0.135177	0.603669	0.171817	0.224506
1980	0.622649	0.129987	0.247364	0.633507	0.164876	0.201603
1981	0.486120	0.181697	0.332183	0.564946	0.162254	0.272804
1982	0.486279	0.250057	0.263665	0.51539	0.185922	0.2987
1983	0.517568	0.224932	0.257500	0.558535	0.201332	0.240229
1984	0.618766	0.082425	0.303809	0.561496	0.19288	0.245622
1985	0.528315	0.145596	0.326089	0.529722	0.152306	0.317988
1986	0.573058	0.116488	0.310454	0.51806	0.174073	0.30788
1987	0.554062	0.137604	0.308334	0.526707	0.163591	0.309816

表 3-8 制限 최소자승 추정치에 의해 관측된 比率과 예측된 比率

연도	관측된 比率 (observed proportions)		
	마늘	보리	기타
1975	0.3572500 E-01	0.9511280 E+00	0.1314700 E-01
1976	0.3302700 E-01	0.9527610 E+00	0.1421200 E-01
1977	0.6434800 E-01	0.9118150 E+00	0.2383700 E-01
1978	0.7663992 E-01	0.8968891 E+00	0.2647097 E-01
1979	0.1471410 E+00	0.8173140 E+00	0.3554500 E-01
1980	0.1871998 E+00	0.7341753 E+00	0.7862492 E-01
1981	0.1398890 E+00	0.7730360 E+00	0.8707500 E-01
1982	0.1731880 E+00	0.7293450 E+00	0.9746700 E-01
1983	0.1909712 E+00	0.7058457 E+00	0.1031831 E+00
1984	0.2165020 E+00	0.6701040 E+00	0.1133940 E+00
1985	0.2967637 E+00	0.5148255 E+00	0.1884108 E+00
1986	0.3896590 E+00	0.3742840 E+00	0.2360570 E+00
1987	0.3748294 E+00	0.3962454 E+00	0.2289252 E+00
	예측된 比率 (predicted proportions)		
	마늘	보리	기타
1976	0.6177778 E-01	0.9174048 E+00	0.2081740 E-01
1977	0.6029060 E-01	0.9189799 E+00	0.2072948 E-01
1978	0.8587875 E-01	0.8794857 E+00	0.3463554 E-01
1979	0.9548802 E-01	0.8650890 E+00	0.3942296 E-01
1980	0.1483187 E+00	0.7883353 E+00	0.6334596 E-01
1981	0.1926929 E+00	0.7081444 E+00	0.9916274 E-01
1982	0.1627438 E+00	0.7456273 E+00	0.9162898 E-01
1983	0.1900081 E+00	0.7034854 E+00	0.1065065 E+00
1984	0.2046315 E+00	0.6808193 E+00	0.1145493 E+00
1985	0.2263846 E+00	0.6463448 E+00	0.1272706 E+00
1986	0.3110159 E+00	0.4965718 E+00	0.1924123 E+00
1987	0.3941379 E+00	0.3610134 E+00	0.2448487 E+00
1988	0.3810480 E+00	0.3821961 E+00	0.2367559 E+00
SSE	MSE	CSV	0.071025105 0.001972920 27.736303551

이 때 상기지역권의 동기작물 식부체계는 마늘, 보리, 기타작물 등으로 볼 수 있다. 이 경우 제한최소자승추정치에 의해 구해진 예측비율을 근거하여 Goodness of fit test를 수행한 결과값은 다음과 같다.

$$\tilde{P}^c = \begin{bmatrix} \text{마 늘} & \text{보 리} & \text{기 타} \\ 0.73241003 & 0.00000000 & 0.26758997 \\ 0.03177079 & 0.96454402 & 0.00368519 \\ 0.41030944 & 0.00000000 & 0.58969056 \end{bmatrix}$$

위 과정에서 <表 3-8>의 時系列資料는 충분히 Markov chain模型을 따른다고 볼 수 있다. 따라서 Chi-square 검증의 結果值는 推定技法보다는 時系列資料의 선택에 의해 많은 차이가 있음을 보여준다.

第 4 章

變動確率 推定 알고리즘에 의한 植付面積 豫測

本章에서 시도한 방법은 실제 식부면적 데이터를 가지고 표본단위구 내에서의 作物間 변동상황을 알고리즘에 의해서 추정한 방법이다.

여기서는 알고리즘構成에 필요한 데이터의 성질과 추정방법을 중심으로 알고리즘의 성격을 살펴본다.

1. 데이터 구성

알고리즘 구성을 위해서는 이용가능한 데이터가 어떤 성격의 것인가를把握하는 것이先行되어야 한다. 이를 위해 사용할 데이터의 調査單位, 調查作物, 調査時期, 데이터 내용 등을 알아보고자 한다.

현재 농림수산부에서는 2章의 현황부분에서 밝혔듯이 1년에 5회(예비조사 포함 6회)로 나누어 作物別 植付面積을 조사하고 있다. 식부면적의 조사단위는 2 ha로서 單位를 坪으로換算하면 약 6,000 평에 해당되며, 조사 단위구의 수는 약 45,000 個에 달한다. 한 조사 단위구는 더 작은 單位인 여러 筆地로 구성되어 있는데, 이는 대략 1,000 평 미만의 논・밭이라 할 수 있다. 이 필지 데이터는 현재 중앙본부에 전송되는 基本單位가 아니고 筆地別로 조사된 면적이 작물별로 모두 합해진 後 조사 단위구별

로 전송되고 있다.

조사작물은 〈表4-16〉과 같이 全作物에 대해 조사가 수행되고 있다.

〈表 4-1〉은 조사 시기별 주요작물로 每 조사시기마다 標本單位區 内에서 生育되고 있는 모든 작물이 조사되고, 생육 기간이 긴 작물은 조사시기마다 이중으로 조사하지 않고 새로 植付된 면적만을 조사한다.

標本에 의한 調査는 1975년부터 실시되었고, 1986년까지 같은 표본으로 조사가 진행되었는데 1975~86년의 표본을 舊標本으로 부르고, 구표본이 안고 있는 문제점을 改善해서 다른 標本根基로 設計한 新標本이 1987년 이후부터 사용되고 있다. 표본조사의 面積推計는 1981년 이전까지는 手作業으로 이루어져 1975~80년까지의 데이타는 이용이 어려웠고, 1981년의 데이타는 자료의 信賴度에 문제가 있어 본 모형에서는 1982년부터의 데이타를 이용하였으며, 표본이 달라서 사용이 어려운 1988년 데이타는 舊標本으로 조정해서 사용하였다(1987년 데이타는 이용가능함).

本 模型에서 사용된 데이타는 道別 혹은 全國으로 推計한 推計值가 아니라 표본조사 단위구별 데이타이고 1982~87년까지 표본이 交替되지 않은 데이타만을 발췌한 것이다. 또한 작물간 變動確率이 冬期作物間의 變動推移를 나타내는 것이므로 前年 10월부터 다음 해 4월 조사전까지 식부된 작물에 대한 조사인 1회 작물의 면적만으로 한정시켰다.

表 4 - 1 調査時期別 主要調査作物

구 分	조 사 시 기	주 요 조 사 작 물
제 1회조사	4. 5~ 4. 15	백류(액종별), 마늘, 양파, 유채, 과수 등
제 2회조사	5. 10~ 5. 20	봄감자, 수도 모판, 도마토, 딸기, 오이 등
제 3회조사	6. 20~ 6. 30	고추, 참깨, 땅콩 및 2회작물 보완 조사
제 4회조사	7. 15~ 7. 25	미곡(수도, 육도)서류, 두류 및 3회작물 보완 조사
제 5회조사	9. 20~ 9. 30	수도(동일, 일반구분), 두류, 특용작물, 김장용 채소, 가을 감자
제 6회조사 (예비조사)	7. 15~ 7. 30	익년도산, 백류, 마늘, 양파, 유채의 추파면적

2. 作物 選擇

다음은 식부면적 예측 작목인 마늘, 양파, 맥류의 작물학적 特性을 간략히 살펴보고 작물의 生育期間, 특성, 기존 보고서의 代替作物關係 검토, 설문조사의 상호이동작물조사를 바탕으로 작물선택의 근거로 삼기 위한 것이다.

가. 마 늘

마늘은 耐暑性이 약하고, 耐寒性도 강하지 않으므로 재배조건이 좋은 지역이 자연히 한정되어 있다. 우리나라의 마늘재배지는 겨울동안 비교적 온난하고, 눈이나 비가 적당히 오며, 별로 건조하지 않은 지대로 봄이 긴 지역에서 재배가 잘 된다. 또한 耕土가 깊고 排水가 좋으면서 保水力이 있으며 腐植이 많은 비옥한 重粘土 혹은 粘質良土에서 품질이 좋은 마늘이 생산된다.

表4 - 2 마늘의 品種別 裁植期間

대표지방종 적요	生態型	早晩性	재식 적기	분 포 지 역
南 海 白	난지형	조 生	8 ~ 9 上	남해를 중심으로 한 도서지방
高 興 白	"	"	8 ~ 9 상	고흥, 목포를 중심으로 한 도서지방
濟 州	"	"	8 ~ 9 상	제주, 남서연안과 도서지방
莞 島	"	中 生	8 ~ 9 상	완도를 중심으로 한 도서지방
咸 陽	한지형	晚 生	9 下 ~ 10	내륙지방 전역
論 山	"	"	"	"
義 城	"	"	"	"
盈 德	"	"	"	"
瑞 山	"	"	"	"
丹 陽	"	"	"	"
三 陟	"	"	"	"
鬱 陵	"	"	"	울릉도
島				

위와 같은 조건이 맞지 않은 地域에서는 病蟲害가 많아 병충해 방제에 많은 비용이 소요될 뿐만 아니라 효과적인 방제도 곤란하고 생산된 마늘은 倭小하고 품질이 떨어져 商品化가 곤란하다.

마늘은 크게 暖地型과 寒地型으로 구분되는데, 이는 기후의 적응상태에 따른 것이다. <表 4-2>는 품종별 재식기간을 나타낸 것이다.

나. 양 파

양파는 온화한 기후를 좋아하고, 寒暑가 극히 심한 大陸性 기후에서는 適溫期가 짧아 재배하기 어렵다.

토질은 표토가 깊고 부식질이 풍부하며 비옥한 땅이 적절하고, 砂質土 및 粘質土가 적당하다. 또한 酸性에 약하며 산성이 강하면 생육, 비대가 불량하다. 품종은 早生種, 中生種, 晚生種으로 大別되며, 일장이 짧은 低緯度일 경우는 조생종이, 일장이 긴 高緯度일 경우는 만생종이 적응이 잘 된다. 생육초기에는 多濕한 것이 좋으나, 성숙기에는 비교적 건조한 편이 알맞다.

다음 <表 4-3>은 품종별 지역별 파종기 및 정식기를 나타낸 것이다.

다. 맥 류

발아시에 강우에 의한 수분 공급이 충분하고 겨울철의 추위가 심하지 않으며, 봄철에는 속히 기온이 상승하고 伸長期로부터 登熟初期까지는 수분 공급이 충분해야 하며, 등숙 후기에는 날씨가 좋아야 한다.

表 4 - 3 양파의 地域別・品種別 파종기 및 정식기

종별	구분	경 남	전 남	전 북	중부지방	제 주
조생종	파종	6월중순	8월중순	8월중순	-	8월하순
	정식	10월상순	10월상순	10월상순	-	10월중순
중생종	파종	9월상순	9월상~10월하순	8월하순	8월상, 중순	9월상, 중순
	정식	10월하순	11월상순	10월중순	10월상순	11월상순
만생종	파종	7월상순	9월중순	9월상순	8월하순	9월중순
	정식	11월상순	11월상순	10월하순	10월하순	10월중순

토양은 배수가 잘 되고 유기질이 풍부한 사양토~식양토가 알맞으며, 中性에 가까운 토양반응이 적당하다.

〈表 4-4〉는 맥류의 지역별 파종 적기 및 파종 한계기를 나타낸 것이다. 맥류의 재배한계선을 살펴보면 다음과 같다.

1 가을 걸보리(대맥) 재배 북한계

경기도의 북단(北端)을 동서로 가로지른 선(대체로 1월 평균 기온 -5°C 또는 평균 최저 기온 $-10\sim-11^{\circ}\text{C}$ 의 선).

2 가을 쌀보리·과액; 재배 북한계

대체로 한강선(漢江線, 1월 평균 기온 $-3.5\sim-4.0^{\circ}\text{C}$ 또는 평균 최저 기온 $-9\sim-10^{\circ}\text{C}$ 의 선).

맥주맥은 주로 국남부 지방에 많이 재배되고 파종 적기는 10월 말 ~ 11월 초이다.

작물간의 상호이동이 성립하려면 우선 작물의 生育時期가 일치해야 할 것이다. 위에서 특성을 살펴 본 작물들의 생육 시기는 대략 9월 하순에서 6월 하순이다. 이 시기를 생육기간으로 갖는 작물을 모두 고려하는 것은 모형 구성에 어려움이 있으므로 먼저 主要作物의 생육시기를 알아본다.

다음 〈圖 4-1〉은 주요 작물의 생육 단계별 시기를 나타낸 그림이다.

그림에서 알 수 있듯이 冬期作物로 마늘, 양파, 맥류와 생육시기가 대체로 일치하는 작물로 감자, 유채를 들 수 있다. 여기서 작물간 이동 가능성을 살펴보면 감자의 경우 수익성이 비교적 높아 맥류의 대체작물로 적당할 수 있으나 감자의 소비량이 계속 감소 추세에 있으므로 맥류와의

表 4-4 맥류의 파종적기 및 파종 限界期

지역	경기 북부 • 강원	경기 남부 • 충북	충남 • 경북 • 전북	전남 • 경남
파종 적기	10월 상순	10월 상 ~ 중순	10월 중순	10월 중 ~ 하순
파종 한계기	10월 20일 경	10월 하순	11월 초	11월 상순

圖 4-1 主要作物의 생육단계별 시기

이동은 어려울 것으로 생각되고, 유채의 경우는 면적이 적을 뿐 아니라 제주도 지방에서 집중 재배됨으로 이 작물도 이동가능 작목에서 제외시켰다.

競合하는 作物의 관계를 把握하기 위하여 기존 보고서의 검토내용을 살펴보면 (表 4-5)로 요약될 수 있다.

또한 出張調査를 통해서 競合作物을 조사한 결과 (表 4-5)의 작물에 시금치, 시설재배 채소, 딸기 등이 추가되었다.

마늘, 양파, 맥류와 競合 및 대체관계로 조사된 작물들을 모두 개별적인 項目으로 두어 5×5 이상의 變動確率 행렬을 추정하는 것은 알고리즘 적용에 어려움이 있어 선택작물은 설문조사에서 상호이동 가능성이 높은 것으로 조사된 시금치, 비닐하우스를 선택하였고, 데이터는 시금치와 비닐하우스를 합한 면적을 이용하였으며, 다른 작물은 休耕地와 함께 기타 면적으로 처리하였다.

마늘, 양파, 맥류는 그 품종에 따라 파종 및 재식시기가 각각 다르나 각 작물별로 품종이 구별된 데이터가 있는 것도 아니고 모형에서 각 품종의 특성을 반영하는 것도 가능하지 않으므로 품종별 특성 및 栽植時期의 차이는 고려하지 않았다.

3. 推定 알고리즘

現在 이용가능한 데이터는 1節에서도 살펴보았듯이 표본단위구별 데이터로 이 데이터 자체만으로는 작물간 移動關係를 알 수 없다. 작물간 이

表 4-5 마늘, 양파, 맥류의 경합작물

작 물	경 합 작 물
마 늘	백류, 유채, 밀, 양파
양 파	백류, 유채, 밀, 마늘
맥 류	봄 감자, 달리작 사료작물, 유채, 밀, 마늘, 양파, 시설원예

동관계를 알 수 없으므로 작물간 상호이동이 어떤 경향을 갖고, 어떤 요인에 의해서 발생하고, 어떤 성격을 갖는 것인지를 먼저 조사해야 한다. 이를 위해서 기존 보고서의 검토, 설문조사 및 가장 원시 데이터인 페일별 데이터의 분석을 수행하였고, 알고리즘構成에 필요한 기본 가정들을 類推할 수 있었다.

설문조사 및 기존 보고서의 내용검토는 2章의 현황부분에서 소개되었으므로 여기서는 페일별 데이터의 분석결과를 검토하고, 이에 앞서 알고리즘으로 추정하려는 變動確率의 수학적 추정 모형을 살펴본다.

기준년도(0)의 마늘, 양파, 맥류, 2節에서 선택된 시금치·비닐하우스 기타 면적을 각각 MA(0), YA(0), MC(0), SB(0), GI(0)라 하고 제1차년도의 각각의 면적을 MA(1), YA(1), MC(1), SB(1), GI(1)이라 하면 다음의 관계식이 성립한다.

$$\begin{aligned}
 (1) \quad & MA(1) = MA(0) - \Delta MA1(0) - \Delta MA2(0) - \Delta MA3(0) - \Delta MA4(0) \\
 & + \Delta YA1(0) + \Delta MC1(0) + \Delta SB1(0) + \Delta GI1(0) \\
 & YA(1) = YA(0) - \Delta YA1(0) - \Delta YA2(0) - \Delta YA3(0) - \Delta YA4(0) \\
 & + \Delta MA1(0) + \Delta MC2(0) + \Delta SB2(0) + \Delta GI2(0) \\
 & MC(1) = MC(0) - \Delta MC1(0) - \Delta MC2(0) - \Delta MC3(0) - \Delta MC4(0) \\
 & + \Delta MA2(0) + \Delta YA2(0) + \Delta SB3(0) + \Delta GI3(0) \\
 & SB(1) = SB(0) - \Delta SB1(0) - \Delta SB2(0) - \Delta SB3(0) - \Delta SB4(0) + \\
 & \Delta MA3(0) + \Delta YA3(0) + \Delta MC3(0) + \Delta GI4(0) \\
 & GI(1) = GI(0) - \Delta GI1(0) - \Delta GI2(0) - \Delta GI3(0) - \Delta GI4(0) + \\
 & \Delta MA4(0) + \Delta YA4(0) + \Delta MC4(0) + \Delta SB4(0)
 \end{aligned}$$

$\Delta MAi(0)$: 마늘이 i작물로 이동한 면적

(단, $i=1$: 양파, $i=2$: 맥류, $i=3$: 시금치·비닐하우스, $i=4$: 기타)

$\Delta YAi(0)$: 양파가 i작물로 이동한 면적

(단, $i=1$: 마늘, $i=2$: 맥류, $i=3$: 시금치·비닐하우스, $i=4$: 기타)

$\Delta MCi(0)$: 맥류가 i작물로 이동한 면적

(단, $i=1$: 마늘, $i=2$: 양파, $i=3$: 맥류, $i=4$: 기타)

$\Delta SBi(0)$: 시금치·비닐하우스가 i작물로 이동한 면적

(단, $i=1$: 마늘, $i=2$: 양파, $i=3$: 맥류, $i=4$: 기타)

$\Delta GIi(0)$: 기타에서 i작물로 이동한 면적

(단, $i=1$: 마늘, $i=2$: 양파, $i=3$: 맥류, $i=4$: 시금치·비닐하우스)

이 때, 타작물로 이동해 간 면적은 다음과 같은 관계로 표시할 수 있다.

$$(2) \Delta MA_i(0) = m_i \cdot MA(0)$$

$$\Delta YA_i(0) = y_i \cdot YA(0)$$

$$\Delta MC_i(0) = b_i \cdot MC(0)$$

$$\Delta SB_i(0) = s_i \cdot SB(0)$$

$$\Delta GI_i(0) = g_i \cdot GI(0)$$

m_i : 마늘에서 i 작물로 이동된 면적의 비율

(단, $\Delta MA_i(0)$ 의 i 와 동일)

y_i : 양파에서 i 작물로 이동된 면적의 비율

(단, $\Delta YA_i(0)$ 의 i 와 동일)

b_i : 맥류에서 i 작물로 이동된 면적의 비율

(단, $\Delta MC_i(0)$ 의 i 와 동일)

s_i : 시금치, 비닐하우스에서 i 작물로 이동된 면적의 비율

(단, $\Delta SB_i(0)$ 의 i 와 동일)

g_i : 기타에서 i 작물로 이동된 면적의 비율

(단, $\Delta GI_i(0)$ 의 i 와 동일)

式(2)를 式(1)에 代入하면 마늘, 양파, 맥류, 시금치·비닐하우스, 기타 면적에 대해 다음 式이 구해진다.

$$(3) MA(1) = (1 - m_1 - m_2 - m_3 - m_4) MA(0) + y_1 YA(0) + b_1 MC(0) + S_1 SB(0) + g_1 GI(0)$$

$$YA(1) = m_1 MA(0) + (1 - y_1 - y_2 - y_3 - y_4) YA(0) + b_2 MC(0) + S_2 SB(0) + g_2 GI(0)$$

$$MC(1) = m_2 MA(0) + y_2 YA(0) + (1 - b_1 - b_2 - b_3 - b_4) MC(0) + S_3 SB(0) + g_3 GI(0)$$

$$SB(1) = m_3 MA(0) + y_3 YA(0) + b_3 MC(0) + (1 - s_1 - s_2 - s_3 - s_4) SB(0) + g_4 GI(0)$$

$$GI(1) = m_4 MA(0) + y_4 YA(0) + b_4 MC(0) + S_4 SB(0) + (1 - g_1 - g_2 - g_3 - g_4) GI(0)$$

위와 같은 관계에서 일반적으로 $(t+1)$ 차년도의 마늘, 양파, 맥류, 시

금치·비닐하우스, 기타의 면적은 전년인 (t) 차년도의 면적을 이용하여 式(4)와 같은 방정식을 구할 수 있다.

$$(4) \begin{aligned} MA(t+1) &= (1 - m_1 - m_2 - m_3 - m_4) MA(t) + y_1 YA(t) + b_1 MC(t) \\ &\quad + S_1 SB(t) + g_1 GI(t) \\ YA(t+1) &= m_1 MA(t) + (1 - y_1 - y_2 - y_3 - y_4) YA(t) + b_2 MC(t) \\ &\quad + S_2 SB(t) + g_2 GI(t) \\ MC(t+1) &= m_2 MA(t) + y_2 YA(t) + (1 - b_1 - b_2 - b_3 - b_4) MC(t) \\ &\quad + S_3 SB(t) + g_3 GI(t) \\ SB(t+1) &= m_3 MA(t) + y_3 YA(t) + b_3 MC(t) + (1 - s_1 - s_2 - s_3 - \\ &\quad s_4) SB(t) + g_4 GI(t) \\ GI(t+1) &= m_4 MA(t) + y_4 YA(t) + b_4 MC(t) + S_4 SB(t) + (1 - g_1 \\ &\quad - g_2 - g_3 - g_4) GI(t) \end{aligned}$$

이 때 式(3), (4)를 vector 行列을 이용하여 표시하면 式(5), (6), (7)과 같다.

$$(5) (MA(1), YA(1), MC(1), SB(1), GI(1)) = (MA(0), YA(0), MC(0), SB(0), GI(0))$$

$$\left(\begin{array}{ccccc} 1 - m_1 - m_2 & m_1 & m_2 & m_3 & m_4 \\ -m_3 - m_4 & y_1 & 1 - y_1 - y_2 & y_2 & y_3 \\ & y_3 - y_4 & b_1 & b_2 & b_3 \\ & b_2 & 1 - b_1 - b_2 & b_3 & b_4 \\ & b_3 - b_4 & s_1 & s_2 & s_3 \\ & s_2 & s_3 & 1 - s_1 - s_2 & s_4 \\ & s_3 & s_4 & -s_3 - s_4 & s_4 \\ g_1 & g_2 & g_3 & g_4 & 1 - g_1 - g_2 \\ & g_2 & g_3 & g_4 & -g_3 - g_4 \end{array} \right)$$

편의상 위의 5×5 행렬을 $\overset{\circ}{P}_{ij}$ 라 하면,

$$(6) (MA(2), YA(2), MC(2), SB(2), GI(2)) = (MA(1), YA(1), MC(1), SB(1), GI(1)) \cdot \overset{\circ}{P}_{ij}$$

$$(7) (MA(t+1), YA(t+1), MC(t+1), SB(t+1), GI(t+1)) = (MA(t), YA(t), MC(t), SB(t), GI(t)) \cdot \overset{\circ}{P}_{ij}$$

式(5)를 式(6)에 대입하면 2 차년도의 마늘, 양파, 맥류, 시금치·비닐하우스, 기타 면적 (MA(2), YA(2), MC(2), SB(2), GI(2))은 기준년도의 면적 (MA(0), YA(0), MC(0), SB(0), GI(0))을 이용하여 구할 수 있으며, 이러한 代入을 순차적으로 반복하면 기준년도의 면적을 이용하여 (t) 차년도의 각 작물의 면적추정이 가능하다.

즉, (t) 차년도의 각 작물의 면적은 式(8)과 같다.

$$(8) \quad (\text{MA}(t), \text{YA}(t), \text{MC}(t), \text{SB}(t), \text{GI}(t)) = (\text{MA}(0), \text{YA}(0), \text{MC}(0), \text{SB}(0), \text{GI}(0)) \cdot \overset{\circ}{P}_{ij}^t$$

지금까지 위의 式(5), (6), (7), (8)에서 行列

$$\overset{\circ}{P}_{ij} = \begin{pmatrix} 1-m_1-m_2 & m_1 & m_2 & m_3 & m_4 \\ -m_3-m_4 & y_1 & 1-y_1-y_2 & y_2 & y_3 \\ & b_1 & b_2 & 1-b_1-b_2 & b_3 \\ & s_1 & s_2 & s_3 & 1-s_1-s_2 \\ & g_1 & g_2 & g_3 & g_4 & 1-g_1-g_2 \\ & & & & & -g_3-g_4 \end{pmatrix}$$

를 볼 수 있는데, 이를 일반적으로 變動確率行列이라 하고 본 모형에서 알고리즘을 이용하여 추정하려는 確率 즉, 작물간 상호이동관계를 나타내는 것이다. 변동확률 $\overset{\circ}{P}_{ij}$ 가 만족해야 할 조건들은 3章에서 설명되었듯이 $\overset{\circ}{P}_{ij}$ 의 요소 P_{ij} 가 $P_{ij} \geq 0$, $\sum_{j=1}^n P_{ij}=1$ 인 조건인데, 확률 $\overset{\circ}{P}_{ij}$ 는 이 조건을 만족한다.

여기서 변동확률 $\overset{\circ}{P}_{ij}$ 는 시간이 지나도 變化하지 않는 stationary markov chain 인데 위의 작물들 間에 상호이동이 stationary 하다고 생각되지 않으므로 추정 알고리즘은 시간에 따라 변하는 변동확률을 가진 行列을 구한다.

가. 筆地 데이터 분석

筆地란 표본단위구보다 적은 단위로 작물의 식별면적이 조사되는 基本單位이다.

따라서 필지 데이터는 면적이 크지 않으므로 한 필지에 심겨진 작물의

表 4 - 6 필지별 작물 식부면적 데이터

작물식부면적조사표

지정통계 제 126-11-04 호

種目도 적고, 작물이 식부된 필지는 休耕地가 많지 않고, 작물이 식부되지 않은 필지는 冬期에는 대개 휴경지로 두기 때문에 작물간 變動推移를豫測하는데 상당히 정확한 자료라고 생각된다. 실제로 이 필지 데이타의 분석은 알고리즘의 작물간 상호이동추이를 밝히는데 큰 도움이 되었다.

필지 데이타의 분석을 통해서 다음의 가정에서도 나타나듯이 작물들 상호간에는 항상 이동이 있고 휴경지보다는 작물끼리의 이동이 더 활발하고, 면적 증감의 차가 비슷한 작물들의 이동이 확실한 것이라는 結論을 얻을 수 있다. 여기서 분석한 필지 데이타는 전남 해남군의 표본단위구의 필지 데이타로 데이타가 한 지역에 한정된 것이지만, 이 지역의 작물간 이동경향이 다른 지역에서도 適用될 수 있으리라 생각된다.

〈表 4-6〉은 필지별 작물 식부면적 데이타의 예이고, 〈表 4-7〉은 필지 데이타로 분석한 표본단위구의 평균 변동확률 행렬이다.

현재 필지별 식부면적 데이타는 필지별로 전송되지 않고, 單位區別로 작물면적의 합이 전송되는데, 이는 데이타의 量이 많아 시·군출장소에서의 전송능력이 한계에 부딪히는 문제가 있고, 本部에서도 식부면적의 추계결과만을 이용하므로 필지별 데이타를 필요로 하지 않기 때문이다. 그러나 정확한 분석과 결과를 위해서는 필지별 데이타와 같은 원시 데이타의 전송이 필요한 것이라 생각된다.

나. 基本假定

위에서 說明된 조사자료들을 바탕으로 알고리즘 構成에 필요한 기본가

表 4 - 7 필지 데이타로 분석한 작물간 변동확률

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.78	0.002	0.27	0.003	0.006
양 파	0.33	0.67	-	-	-
맥 류	0.30	0.002	0.95	-	0.01
시 + 비	-	-	-	-	-
기 타	0.01	0.001	0.01	-	0.89

정을 다음과 같이 설정하였다.

첫째, 마늘, 양파, 맥류, 시금치·비닐하우스간에는 항상 상호이동이 자유롭게 이루어진다.

둘째, 위의 작물간의 이동은 他作物과의 이동에 우선한다.

세째, 작물간 면적이동의 기준은 작물간 면적변동의 차이가 비슷한 작물끼리를 이동시키는 것으로 한다. 단, 한 단위구내에서 면적이 증가된 작물과 감소된 작물과의 차를 구하고, 작물간 이동의 우선순위가 높은 작물부터 이동 가능범위에 들어가는 가를 test 한다. 이동의 우선순위는 설문조사를 통해서 작물별로 이동의 비율이 높은 작물부터 순위를 정한 것이다. 이동 가능범위에 들어가면 그 작물을 선택하고, 이동 가능범위에 들어가는 작물이 없을 경우 면적차가 가장 작은 작물을 택해서 이동시킨다. 이동 가능범위는 다음과 같다.

- ① 작물 면적이 500 평 미만인 경우 증·감면적은 100 평 이하
 - ② 작물 면적이 500 ~ 1,000 평 미만인 경우 증·감면적은 200 평 이하
 - ③ 작물 면적이 1,000 평 이상인 경우 증·감면적은 300 평 이하
- 작물간 이동가능범위는 비슷한 면적의 경우 그 기준이 있어야 하므로 위의 범위는 임의로 정한 것임을 밝혀둔다.

네째, 작물간 면적 증·감이 50 평 이하이면 休耕地와의 이동으로 가정한다.

다섯째, 한 작물은 자신의 면적을 여러 작물로 이동시킬 수 있다(반대의 경우도 마찬가지임).

여섯째, 작물의 이동은 작물이 식부된 면적끼리 모두 상호 이동시키고, 작물이 식부된 면적에서 이동면적이 남거나 모자라는 경우 휴경지와의 이동으로 가정한다.

일곱째, 1982 ~ 88년까지의 단위구별 경지면적은 변하지 않은 것으로 가정한다

위의 가정을 고려하여 作成한 알고리즘은 <表 4-19>와 같다.

變動確率의 추정은 두 개의 지역으로 나누어 수행하였는데, 첫번째 지

역은 경기, 강원, 충북, 충남, 전북 지역이고, 두번째 지역은 전남, 경북, 경남, 제주 지역이다. 알고리즘은 각 道나 더 세부적인 지역으로 나누어 그 지역의 특성에 맞도록 작성하는 것이 바람직한 방법이나 각 지역마다의 작부체계 및 지역적 특성이 모두 조사되어야 하므로 여기서는 두 개의 지역으로만 나누어 지역마다 공통적인 알고리즘을 적용하여 변동확률을 추정하였다. 두 지역으로 구분한 이유는 전남 이북 지역은 양파의 면적이 다른 작물에 비해 월등히 적어 타작물과의 이동대상에서 제외시켰기 때문이다. 전남 이북지역은 마늘, 맥류, 시금치·비닐하우스, 기타 네 가지의 4×4 行列로 추정되고, 전남 이남 지역은 양파가 추가된 5×5 行列로 추정된다.

4. 變動確率 推定值

알고리즘을 수행하여 연도별로 추정된 결과는 〈表 4-8〉과 같다. 변동확률은 두 지역의 논·밭별로 나누어 推定되었고, 매년 다른 推移를 나타낸다.

연도별 변동확률의 추세를 살펴보면 대체로 작물의 이동경향은 마늘, 양파, 맥류간의 이동이 활발한 것으로 나타났는데, 경기~전북 지역의 경우는 양파를 제외시켰기 때문에 마늘과 맥류간의 상호이동이 많은 것으로 나타났다.

먼저, 경기~전북 지역을 살펴보면 마늘, 맥류간의 상호이동의 경우 마늘에서 맥류로의 이동보다는 맥류에서 마늘로의 이동면적이 상대적으로 큰 것으로 나타났는데, 이는 맥류 면적의 감소추세와 마늘과 맥류의 수익성의 상대적 차이로 맥류의 代替作物로 마늘이 선호되고 있다고 볼 수 있다. 또한 마늘의 시금치, 비닐하우스로의 이동이 최근으로 올수록 맥류로의 이동보다 큰 것을 알 수 있는데, 이는 비닐하우스재배의 수익성과 재배면적이 증가추세에 있는 것과 관계가 깊은 것으로 생각되고, 이런 현상은 논보다는 밭의 경우가 두드러진다. 반대로 시금치·비닐하우스에서 마

表 4 - 8 연도별 작물간 碲功確率

가) 경기~전북지역(논)

< 82 → 83 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.83709	-	0.02645	0.01440	0.12206
양 파	-	-	-	-	-
맥 류	0.01703	-	0.87826	0.01393	0.09078
시 + 비	0.00810	-	0.01789	0.61397	0.36004
기 타	0.00098	-	0.00974	0.00208	0.98720

< 83 → 84 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.85876	-	0.03045	0.01282	0.09797
양 파	-	-	-	-	-
맥 류	0.01205	-	0.85783	0.00986	0.12026
시 + 비	0.01171	-	0.03320	0.45566	0.49943
기 타	0.00083	-	0.00480	0.00658	0.99142

< 84 → 85 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.67269	-	0.02189	0.05215	0.25327
양 파	-	-	-	-	-
맥 류	0.01466	-	0.43821	0.08480	0.52233
시 + 비	0.00632	-	0.00762	0.74506	0.54100
기 타	0.00065	-	0.00146	0.00320	0.99469

< 85 → 86 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.82382	-	0.00083	0.01079	0.16456
양 파	-	-	-	-	-
맥 류	0.01910	-	0.60069	0.01681	0.36340
시 + 비	0.00992	-	0.01513	0.32239	0.65256
기 타	0.00125	-	0.00156	0.00434	0.99285

< 86 → 87 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.72725	-	0.02597	0.02710	0.21968
양 파	-	-	-	-	-
맥 류	0.00992	-	0.86541	0.01424	0.11043
시 + 비	0.01035	-	0.04023	0.52956	0.41986
기 타	0.00085	-	0.00871	0.00133	0.98911

< 87 → 88 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.82180	-	0.02060	0.01017	0.14743
양 파	-	-	-	-	-
맥 류	0.00282	-	0.78367	0.01815	0.10536
시 + 비	0.00455	-	0.00622	0.74427	0.24496
기 타	0.00061	-	0.00115	0.00259	0.99565

表 4 - 8 연도별 작물간 변동률(계속)

나) 경기~전북지역 (밭)

< 82 → 83 >

	마 늘	양 파	백 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.81483	-	0.00460	0.01037	0.17020
양 파	-	-	-	-	-
백 류	0.01655	-	0.70322	0.01606	0.26417
시 + 비	0.00380	-	0.00767	0.68090	0.30763
기 타	0.00346	-	0.00290	0.00268	0.99096

< 83 → 84 >

	마 늘	양 파	백 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.85463	-	0.00797	0.01192	0.12548
양 파	-	-	-	-	-
백 류	0.01009	-	0.75313	0.01597	0.22081
시 + 비	0.00689	-	0.01798	0.60824	0.36689
기 타	0.00373	-	0.00569	0.00407	0.98651

< 84 → 85 >

	마 늘	양 파	백 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.64457	-	0.01370	0.03274	0.30899
양 파	-	-	-	-	-
백 류	0.02179	-	0.45385	0.01426	0.51010
시 + 비	0.00301	-	0.00457	0.82149	0.17093
기 타	0.00426	-	0.00281	0.00129	0.99163

< 85 → 86 >

	마 늘	양 파	액 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.77676	-	0.00556	0.01684	0.20084
양 파	-	-	-	-	-
액 류	0.02884	-	0.57494	0.01238	0.38384
시 + 비	0.00510	-	0.00196	0.81447	0.17845
기 타	0.00808	-	0.00303	0.003997	0.98489

< 86 → 87 >

	마 늘	양 파	액 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.68673	-	0.02495	0.03824	0.25008
양 파	-	-	-	-	-
액 류	0.00855	-	0.69731	0.01061	0.28353
시 + 비	0.00501	-	0.00588	0.83127	0.15784
기 타	0.00649	-	0.00721	0.00392	0.98284

< 87 → 88 >

	마 늘	양 파	액 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.77646	-	0.00162	0.01667	0.20525
양 파	-	-	-	-	-
액 류	0.00268	-	0.73408	0.00102	0.26222
시 + 비	0.00137	-	0.00129	0.91883	0.07851
기 타	0.00124	-	0.00165	0.00165	0.99546

表 4 - 8 연도별 작물간 변동확률(계속)

다) 전남~제주지역 (논)

< 83 → 84 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.90519	0.00057	0.01811	0.00098	0.07515
양 파	0.03416	0.66660	0.13073	0.00786	0.16065
맥 류	0.00301	0.00408	0.91508	0.00552	0.07231
시 + 비	0.00657	0.00044	0.09669	0.64316	0.25314
기 타	0.00189	0.00113	0.03534	0.00548	0.95616

< 85 → 86 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.93256	0.00015	0.02002	0.00062	0.04665
양 파	0.06137	0.33891	0.33044	0.00525	0.27403
맥 류	0.00207	0.00003	0.92753	0.00443	0.06594
시 + 비	0.01235	0.00067	0.15410	0.45910	0.37379
기 타	0.00207	0.00022	0.03895	0.00559	0.95217

< 84 → 85 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.76594	0.02795	0.02733	0.01085	0.16793
양 파	0.01118	0.90091	0.01502	0.00917	0.06372
맥 류	0.00608	0.00959	0.68492	0.01711	0.28230
시 + 비	0.00399	0.00316	0.04300	0.60127	0.34858
기 타	0.00165	0.00132	0.02085	0.00832	0.96786

< 85→86 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.85632	0.00869	0.01690	0.00861	0.10948
양 파	0.07302	0.70099	0.05217	0.01284	0.16098
맥 류	0.01262	0.00335	0.72428	0.01228	0.24747
시 + 비	0.00870	0.00215	0.06438	0.60832	0.31645
기 타	0.00325	0.00102	0.02759	0.00784	0.96030

< 86 → 87 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.77520	0.03447	0.05094	0.01229	0.12750
양 파	0.02700	0.79431	0.06485	0.00821	0.10563
맥 류	0.00410	0.00495	0.87327	0.01077	0.10691
시 + 비	0.00857	0.00455	0.09127	0.67773	0.21788
기 타	0.00272	0.00237	0.05171	0.00907	0.97082

< 87 → 88 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.82689	0.00586	0.01916	0.00924	0.13885
양 파	0.01517	0.83030	0.03693	0.00701	0.11059
맥 류	0.00123	0.00109	0.87327	0.00814	0.11627
시 + 비	0.00139	0.00088	0.03289	0.82958	0.13526
기 타	0.00101	0.00056	0.01506	0.00579	0.97756

表 4 - 8 연도별 작물간 변동률(계속)

라) 전남~제주지역 (밭)

< 82 → 83 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.87265	0.01018	0.01030	0.00652	0.10035
양 파	0.05584	0.63265	0.09328	0.00682	0.21141
맥 류	0.00631	0.00539	0.82934	0.00478	0.15418
시 + 비	0.00252	0.00047	0.01775	0.74506	0.23420
기 타	0.00649	0.00463	0.04077	0.00211	0.94600

< 83 → 84 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.93806	0.00023	0.00814	0.00442	0.04915
양 파	0.09476	0.33241	0.22076	0.01200	0.34007
맥 류	0.00757	0.00026	0.90223	0.00401	0.08593
시 + 비	0.00347	0.00055	0.02667	0.76773	0.20158
기 타	0.00679	0.00057	0.06654	0.00519	0.92091

< 84 → 85 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.76962	0.03043	0.03470	0.02588	0.13937
양 파	0.02094	0.88762	0.01036	0.01239	0.06869
맥 류	0.01077	0.01141	0.72162	0.00739	0.24881
시 + 비	0.00342	0.00206	0.01124	0.86613	0.11715
기 타	0.00881	0.00495	0.02748	0.00385	0.95491

< 85 → 86 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.85446	0.01098	0.03234	0.01336	0.08886
양 파	0.11399	0.64203	0.03159	0.01952	0.19287
맥 류	0.02195	0.00369	0.75367	0.00497	0.21572
시 + 비	0.00901	0.00110	0.01423	0.85011	0.12555
기 타	0.00881	0.00188	0.02664	0.00187	0.96080

< 86 → 87 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.80302	0.03152	0.04201	0.02035	0.10310
양 파	0.06679	0.79232	0.02832	0.01309	0.09948
맥 류	0.01909	0.00600	0.83803	0.00492	0.13196
시 + 비	0.00587	0.00206	0.01775	0.88276	0.09156
기 타	0.00875	0.00492	0.04002	0.00288	0.94343

< 87 → 88 >

	마 늘	양 파	맥 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.78856	0.01090	0.04469	0.01281	0.14304
양 파	0.02017	0.82354	0.02966	0.00911	0.11752
맥 류	0.00183	0.00094	0.90797	0.00381	0.08545
시 + 비	0.00108	0.00040	0.00731	0.93639	0.05482
기 타	0.00248	0.00117	0.01712	0.00147	0.97776

늘로의 유입면적은 상대적으로 적고, 기타로의 이동면적이 큰 것은 비닐하우스 면적은 대체로 다른 작물로 이동하지 않고 면적이 감소되었을 때 휴耕하는 것으로 생각할 수 있다.

시금치·비닐하우스에서 맥류로의 이동이 마늘로의 이동보다 대체로 크게 나타나는 것은 맥류 면적이 마늘 면적보다 월등히 크고 상호작물간의 가격경쟁이나 그외의 요인들이 작용한 것이라고 생각된다.

둘째로, 전남~제주 지역의 확률을 살펴보면 경기~전북 지역의 확률보다 상당히 안정적인 것을 알 수 있다. 이는 마늘, 양파, 백류가 주로 이 지역에 집중되어 있고 양파와의 이동이 추가되어 작물간의 이동을 분산시켜 준 것도 그 이유로 생각된다.

마늘, 맥류, 시금치·비닐하우스간의 이동은 윗 지역의 이동과 유사한 추세를 보이는데, 마늘은 양파·맥류와 주로 상호이동을 하고 양파 또한 마늘·맥류와 주로 이동이 되는 것으로 나타났다.

맥류의 경우 마늘, 양파, 시금치·비닐하우스와의 이동이 고루 이루어지고 있는데 특히, 시금치·비닐하우스로의 이동이 많은 것으로 나타났다. 이것은 맥류가 비닐채소로 많이 대체되고 있고 맥류와 비닐하우스재배를 함께하는 표본단위구가 많은 것을 알 수 있다.

5. Non-Stationary方法에 의한 變動確率推定

가. 推定方法

알고리즘을 통해서 추정된 연도별 行列은 매년 變化되는 變動確率을 보이고 있다. 이는 變動確率들이 stationary markov process를 갖는 확률이 아니라는 것을 나타내며, 위의 확률들을 평균한 개념으로 stationary 확률을 구해서 작물별 식부면적을豫測할 수도 있으나, 각 작물들의 성격이 외부요인 특히, 가격, 수익성 등에 민감하게 반응하는 작물들이므로 stationary 확률의 개념을 이용하기는 어렵다고 본다. 따라서 연도별 變動確率의 각 요소들이 외부요인에 의해 어떤 반응을 일으키는지를 규명하는

方法이 필요하다.

이러한 stationary 가 아닌 상태의 變動確率을 non-stationary 확률이라 하는데, 이 non-stationary 變動確率을 구하기 위하여 여기서는 확률의 각 요소들을 時系列化하여 각각에 대해 회귀분석을 실시하였고, 각 변동확률에 대한 회귀분석의 式은 다음과 같다.

$$\hat{P}_{ijt} = \hat{\alpha}_{ij} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{ijk} z_k$$

$$\text{단, } \hat{P}_{ijt} = m_{ijt} / \sum_{j=1}^n m_{ijt}$$

m_{ijt} : 작물간 이동 면적

z_k : 독립변수

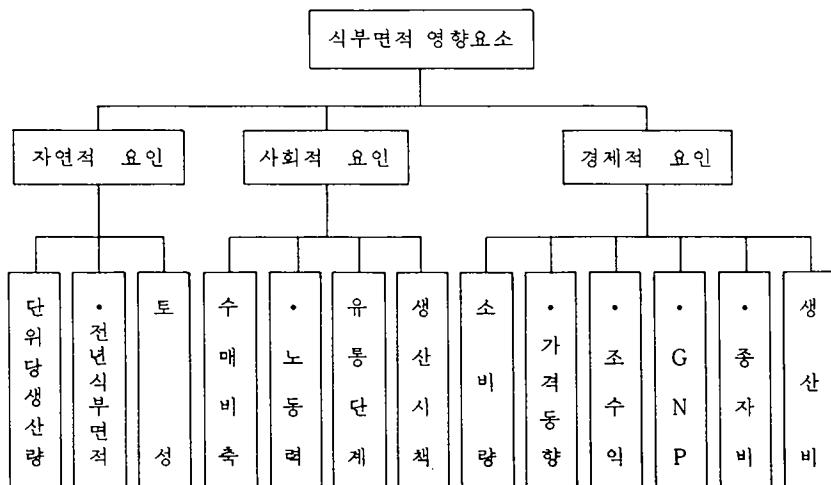
$\hat{\alpha}_{ij}$: intercept

$\hat{\beta}_{ijk}$: z_k 의 계수

나. 變數選擇

(圖 4-2)는 調査된 내용을 토대로 선택된 변수의 계층구조이다.

圖 4-2 植付面積 變動 영향 요인 계층도



註 : • 은 자료이용변수.

마늘, 양파는 비교적 높은 소득을 올릴 수 있는 經濟作物이므로 가격의 등락에 민감하게 반응하며, 價格의 등락에 따라 식부면적의 변동폭이 크므로 식부면적의 변동폭은 이들 작물의 가격파동과 직접적으로 관련이 있다. 실제로 설문조사를 통해서 작물 식부면적결정에 가장 큰 영향을 준 요소는 마늘, 양파 모두 가격으로 조사되었다.

맥류는 재배면적이 급격히 감소되고 있는 실정인데, 그 이유를 보면 경제성장에 따른 농촌노동력 유출 및 他收益性 작물로의 대체재배, 수도 이양기의 노동력경합 등을 들 수 있고, 보리의 소비촉진을 위해 보리의 상대가격을 낮춘 것도 그 원인의 하나이다. 맥류는 타작물에 비해 수익성면에서 크게 불리한 것이 사실이다. 이러한 불리한 여건을 갖고 있는 맥류도 역시 면적결정에 가장 큰 영향을 주는 요인은 가격의 등락이라고 조사되었다.

위의 사실을 종합해서 변수를 선택했는데, 선택된 변수는 작물 가격, 전년도 식부면적, 조수입, 종자비, 1인당 실질 GNP, 농가인구이다.

각 변동확률 要素의 변수선택을 살펴보면 첫째, 각 작물의 작물 자신으로의 이동(P_{11} , P_{22} , P_{33} , P_{44} , P_{55})의 변수로 전년도 식부면적과 자체가격 및 대체작물의 가격을 선택하였고, 맥류의 경우는 쌀과의 경합이 식부면적의 증감에 영향이 큰 것으로 생각되어 쌀 조수입과의 상대비율을 선택하였으며 시금치·비닐하우스 경우는 1인당 실질 GNP를 선택하였는데, 이의 이유는 비닐하우스의 경우 특정작물의 가격을 선택하기가 곤란하고 시금치 가격은 시금치 면적의 비중이 크지 않아 확률변동에 영향이 없을 것으로 생각되어 비닐하우스의 면적 증가추세를 따르는 1인당 실질 GNP를 변수로 선택하였다.

둘째, 타작물로의 이동은 이동작물의 전년도 식부면적과 가격 및 타작물의 전년도 식부면적과 가격, 경쟁작물의 가격을 선택하였다.

세째, 보리와 쌀과의 조수입 상대비율은 쌀과 보리와의 관계 뿐만 아니라 타작물과의 이동에도 한 지표가 될 수 있을 것이라 생각되어 타작물과의 이동에도 변수로 사용하였으며, 이용가능자료도 작물별로 조수입자료가 있는 것이 아니라, 채소항목으로 자료가 있어, 쌀·보리 조수입 상대

비율을 사용하는 것보다 오히려 부정확한 자료가 될 것이라 생각되었다.

네째, 1988년도 데이터의 조정관계와 선택변수와의 추세가 다른 경우 이상치가 발생할 수 있는데, 이상치는 시계열의 부족으로 조정작업을 하지 못했고, Dummy 변수로 이상치를 조정하였다.

위의 변수들을 stepwise option으로 분석하여 영향력이 큰 변수를 골라 회귀분석을 실시하였다.

다. 회귀분석 결과

다음 <表 4-9>, <表 4-10>은 두개 지역에 대한 회귀분석 결과표이다. 변동확률은 지역별로 논·밭을 평균한 값을 사용하였다. 논·밭별로 회귀분석을 수행하면 100개 정도의 방정식을 만들어야 하므로 작업이 많아져 논·밭의 평균을 사용한 것이다.

stepwise 분석을 수행하여 회귀분석에 선택된 변수들을 살펴보면 작물자신으로의 이동은 각 작물의 전년도 식부면적과 가격변수 중에서 선택되었고, 타작물로의 이동은 이동된 작물의 전년도 식부면적, 가격 및 타작물의 전년도 식부면적, 가격에서 선택되었다. 타작물로의 變動確率 추정에서 두 작물에 관련된 변수가 모두 선택되지 않고 한 작물의 변수만이 선택된 경우가 있는데, 이는 한쪽 작물의 변수만을 가지고도 설명이 가능한 경우도 있고, 시계열 데이터가 많지 않아 독립변수의 수가 제한을 받은 때문이기도 하다.

대부분의 변수들이 작물의 가격보다 식부면적의 영향이 더 큰 것으로 나타났는데, 이는 식부면적의 증·감과 변동확률의 증·감이 같은 추세를 나타내므로 이러한 결과가 도출된 것으로 생각된다.

기타에서 들어오는 변수의 선택은 작물의 면적이 확대되어 휴경지의 면적을 이용해야 할 경우이므로 타작물과 상호 관련된 변수보다는 확대된 작물의 자체변수만으로 설명이 가능하리라 생각되어 자체변수만을 고려하였다.

기타에서 기타로 이동되는 확률(p 55)은 회귀분석 결과 보리와 관련된 변수와 노동력변수가 영향이 큰 것으로 나타났는데, 이는 맥류의 면적이

表 4-9 경기, 강원, 충청, 전북지역 회귀분석 결과

	F	PROB F	R ²	회 귀 방 정 식
P 11	7.09	0.0730	0.8253	1.47279029 - 0.00004258 SMA + 0.06328605 D11 (7.483) (-3.537) (2.445)
P 13	13.17	0.0714	0.9518	- 0.04711132 + 0.00000339 SMA + 0.12942037 BJS + 0.006575 D13 (-2.528) (3.626) (1.544) (4.695)
P 14	3.66	0.1284	0.4775	- 0.06896744 + 0.00000558 SMA (-1.457) (1.912)
P 15	3.04	0.1564	0.4315	- 0.21123509 + 0.00002477 SMA (-0.916) (1.742)
P 31	46.54	0.0055	0.9688	0.00008024 + 0.00000484 PMA - 0.158404 BJS (0.030) (9.380) (-3.270)
P 33	74.33	0.0028	0.9802	0.28723066 + 6.2310906 BJS + 0.22814007 D33 (6.015) (8.276) (12.045)
P 34	10.39	0.0891	0.9397	0.01428411 + 0.00000026 SMAC - 0.18309256 BJS + 0.00279842 D 34 (5.729) (2.269) (-1.723) (3.304)
P 35	50.07	0.0050	0.9709	0.67494167 - 6.09656967 BJS + 0.215159 D35 (12.236) (-7.010) (9.834)
P 41	8.95	0.1022	0.9306	0.0460814 - 0.00000145 SMA - 0.00000174 SSB + 0.0068306 D41 (5.336) (-2.760) (-3.354) (4.856)
P 43	1.31	0.3899	0.4663	- 0.02622542 + 0.00000129 PMAC + 0.17875 BJS (-1.056) (1.496) (0.871)
P 44	13.66	0.0311	0.90104	- 0.27098182 + 0.00007094 GNP1 + 0.12456568 D44 (-1.483) (5.058) (3.619)
P 45	10.30	0.0453	0.8729	1.42608534 - 0.00008171 GNP1 + 0.21102139 D45 (5.889) (-4.538) (3.080)
P 51	6.63	0.0792	0.8155	- 0.00087151 + 0.00000075 PMA + 0.001976 D51 (-0.788) (3.351) (3.132)
P 53	38.32	0.0030	0.9980	0.01012231 + 0.00000021 PMAC - 0.00000078 GNP1 + 0.00272049 D53 (10.318) (10.303) (-13.514) (22.809)
P 54	4.45	0.1267	0.7477	- 0.00061512 + 0.00000046 SSB + 0.00183129 D54 (-0.279) (1.815) (2.951)
P 55	8.97	0.0542	0.8567	1.094170 - 6.5137 E - 07 PMAC - 0.093212 POP 2 (18.626) (-3.795) (-1.516)

註 : ()는 t 치임.

表 4-10 전남, 경상, 제주 지역 회귀분석 결과

	F	PROB F	R ²	회 귀 방 정 식
P 11	40.69	0.0067	0.9644	0.95883456 - 0.00000502 SMA + 0.07331317 D 11 (38.281) (-4.877) (6.521)
P 12	14.56	0.0188	0.7845	0.00040635 + 0.00000506 PYA (0.088) (3.816)
P 13	12.63	0.0346	0.8938	- 0.03566483 + 0.00000156 SMA + 0.00000117 PMAC (-2.444) (4.670) (2.260)
P 14	54.03	0.0044	0.9730	- 0.00516692 + 0.00000071 SMA + 0.00656277 D 14 (-2.394) (7.958) (7.993)
P 15	7.17	0.0720	0.8269	0.16684645 - 0.00001418 PMA + 0.0474147 D 15 (6.136) (-2.527) (3.579)
P 21	3.59	0.2257	0.8432	0.02633685 + 0.00000280 PMA - 0.00000211 PYA + 0.04714027 D 21 (0.974) (0.536) (-0.510) (2.375)
P 22	13.38	0.0320	0.8992	0.59221827 + 0.00002597 PYA + 0.18923819 D 22 (9.746) (1.244) (2.897)
P 23	12.10	0.0773	0.9478	0.06694302 - 0.00002381 PYA + 1.63603 BJS + 0.06901278 D 23 (0.887) (-3.026) (1.635) (3.167)
P 24	1.44	0.3647	0.4896	0.00886886 + 0.00000021 SSB + 0.00379735 D 24 (2.369) (0.732) (1.480)
P 25	9.73	0.0356	0.7086	0.24063244 - 0.00003 PYA (7.153) (-3.119)
P 31	15.68	0.0605	0.9572	0.01088243 + 0.00000173 PMA - 0.17495006 BJS + 0.0011095 D 31 (3.866) (2.458) (-2.732) (2.876)
P 32	45.59	0.0215	0.9856	0.00307076 + 0.00000093 PYA - 0.03280187 BJS + 0.00335314 D 32 (1.307) (4.209) (-1.001) (4.631)
P 33	13.92	0.0304	0.9027	0.71914723 + 0.00002139 SYA - 0.00002429 PMA (10.698) (4.774) (-2.761)

表 4-10 전남, 경상, 제주지역 회귀분석 결과(계속)

	F	PROB F	R ²	회 귀 방 정 식
P 34	4.24	0.1336	0.7387	- 0.00677857 + 0.00000104 GNP1 + 0.003502 D34 (-0.858) (1.740) (2.827)
P 35	5.86	0.1493	0.8978	4.61622833 + 1.56235076 BJS - 4.7431366 POP2 + 0.057058 D35 (2.039) (1.043) (-1.948) (2.107)
P 41	13.19	0.0326	0.8979	0.01465036 - 0.00000042 SMA + 0.00448098 D41 (6.381) (-4.206) (4.922)
P 42	28.01	0.0115	0.9492	0.00091302 + 0.00000028 PYA + 0.0009259 D42 (3.457) (3.855) (4.013)
P 43	37.93	0.0258	0.9827	- 0.67927709 + 0.00001877 SSB + 0.00000691 PMAC + 5.708538 BJS (-7.478) (6.851) (8.761) (8.028)
P 44	10.82	0.0302	0.7301	0.09828721 + 0.00004941 GNP1 (0.502) (3.287)
P 45	13.68	0.0209	0.7737	0.71429438 - 0.00003922 GNP1 (5.165) (-3.698)
P 51	5.88	0.0917	0.7967	0.00118611 + 0.00000066 PMA + 0.00146438 D51 (0.986) (2.799) (2.634)
P 52	65.62	0.0033	0.9777	0.004422711 - 2.93737 E-07 SYH + 0.0022094 D52 (11.433) (-8.121) (9.649)
P 53	6.93	0.1286	0.9123	- 0.02863531 + 0.00000208 PMAC + 0.27147155 BJS + 0.01250960 D53 (-1.492) (3.153) (1.650) (2.576)
P 54	2.57	0.2238	0.6314	- 0.00094827 + 0.00000046 GNP1 + 0.00189571 D54 (-0.213) (1.349) (2.255)
P 55	44.31	0.0059	0.9673	0.98337622 - 0.40310424 BJS + 0.1236939 D55 (211.245) (-5.277) (6.437)

다른 작물의 면적에 비해 비교적 크고, 기타 면적에서 맥류로 이동되는 면적의 비율도 커서 다른 작물의 영향력에 비해 기타면적의 증감에 큰 영향을 미치는 것이라 생각되고, 노동력변수의 경우는 노동력의 비율에 따라 기타면적(주로 휴경면적)이 줄고 느는 현상을 보이는 것으로 생각된다.

- SMA : 전년도 마늘 식부면적
- SYA : 전년도 양파 식부면적
- SMAC : 전년도 맥류 식부면적
- SSB : 전년도 시금치 · 비닐하우스면적
- PMA : 전년도 마늘 농판가격
- PYA : 전년도 양파 농판가격
- PMAC : 전년도 맥류 농판가격
- GNP1 : 전년도 1인당 실질 GNP
- BJS : 전년도 쌀 · 보리 상대조수입 비율
- $\text{pop}_2 : t-1$ 년도와 $t-2$ 년도의 농가인구 비율
- D 11~D 55 : Dummy 변수
- * $P_{ij} \left(\begin{array}{l} i=1 : \text{마늘} \\ j=1 : \text{마늘} \end{array} \right. \begin{array}{l} 2 : \text{양파} \\ 2 : \text{양파} \end{array} \left. \begin{array}{l} 3 : \text{맥류} \\ 3 : \text{맥류} \end{array} \right. \begin{array}{l} 4 : \text{시금치} \\ 4 : \text{시금치} \end{array} \cdot \begin{array}{l} \text{비닐하우스} \\ \text{비닐하우스} \end{array} \left. \begin{array}{l} 5 : \text{기타} \\ 5 : \text{기타} \end{array} \right)$
- * 조사자료
 - 농림수산부, 작물통계.
 - 농림수산부, 농가경제조사결과보고.
 - 농협중앙회, 조사월보.

라. 변동확률 추정 결과

〈表 4-11〉은 회귀분석을 통해서 추정된 1989년의 작물간 변동확률이다.

추정된 확률의 각 요소(\hat{P}_{ij})는 변동확률이 만족해야 할 두 조건 즉, ① $\hat{P}_{ij} \geq 0$, ② $\sum_{j=1}^n \hat{P}_{ij} = 1$ 중 추정된 확률은 ①의 조건은 만족하나 ②의 조건이 만족되지 않으므로 이를 조정해야 한다.

表 4-11 작물간 변동확률 추정치

① 경기, 강원, 충청, 전북 지역

	마 늘	양 파	백 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.89907		0.00172	0.00146	0.09775
양 파					
백 류	0.01245		0.80200	0.01029	0.17526
시 + 비	0.00670		0.00164	0.92011	0.07155
기 타	0.00111		0.00318	0.00497	0.99074

② 전남, 경상, 제주 지역

	마 늘	양 파	백 류	시 + 비	기 타
마 늘	0.84371	0.01356	0.02030	0.01223	0.11020
양 파	0.03227	0.84836	0.03776	0.00533	0.07628
백 류	0.01401	0.00397	0.85063	0.01051	0.12088
시 + 비	0.00422	0.00156	0.01257	0.91805	0.06360
기 타	0.00533	0.00350	0.02128	0.00506	0.96483

여기서 수행한 조정방법은 각 row별로 '1'을 넘거나 모자라는 수치에 대해 각 \hat{P}_{ij} 별로 비례배분한 방법을 택했으며, Dummy 값은 ' ϕ '으로 처리하였다.

마. 식부면적 추정 결과

식부면적의 추정은 stationary 방법과 non-stationary 방법 모두 결과를 산출했으며, (表 4-8)의 연도별 변동확률에 대한 stationary 변동확률은 다음의 式으로 구해진다.

$$\hat{P}_{ij} = \sum_{t=1}^T m_{ijt} / \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T m_{ijt}$$

단, m_{ijt} : 연도별 i작물에서 j작물로 이동한 면적

위의 式에 의해서 도출된 stationary 변동확률로 안정상태의 작물별 면적을 구할 수 있는데, 안정상태란 작물별 식부면적이 더 이상 변동이 없

表 4-12 Stationary 방법에 의한 안정상태에서의 작물별 식부면적

지역	작물	단위 : ha		
		마 놀	양 과	맥 류
경기~전북		14,846	—	16,841
전남~제주		34,437	9,335	170,483
전 국		49,283	9,335	187,324

表 4-13 Non-stationary 방법에 의한 식부면적 추정치

	마 놀	양 과	맥 류	단위 : ha
1988 실제치	36,994	11,097	189,671	
1988 추정치	41,819	10,878	194,953	
1989 추정치	40,401	12,800	181,646	

는 상태를 말하며, 안정상태의 추정결과는 지역별로 (表 4-12)와 같다. 또한 stationary 추정방법에서 t 년도의 추정면적은 3節의 式(8)을 이용해서 구할 수 있고, 안정상태의 t 값은 지역별로 다음과 같다.

① 경기, 강원, 충청, 전북 지역 : 37년

② 전남, 경상, 제주 지역 : 54년

(表 4-13)은 non-stationary 추정방법에 의해서 작물별 식부면적을 추정한 것이다.

6. 식부면적 예측 전산시스템

植付面積豫測電算시스템은 다음의 단계로 나뉘어構築되었다.

첫째, 시스템의 體系를 계층적으로 나타낸 시스템 기능체계도를 구성하고 둘째, 기능체계도에 따라 각각의 기능에 대해 데이터의 흐름과 데이터의 처리과정을 나타내는 DFD를 작성하였으며 세째, 데이터의 처리에 필요한 데이터項目을 선정하여 SAM file로 파일을 구성하였고 네째, 파일

구성에 필요한 데이터 코드를 분류하였으며 다섯째, 앞의 단계를 바탕으로 알고리즘을 작성하고 programming 과 SAS 分析을 수행하였다.

위와 같은 과정은 단계별로 문서화되었으며, 문서화된 자료는 向後 시스템의 효율적인 운영과 보완・관리를 위한 자료로 이용될 것이다.

가. 植付面積豫測 시스템의 機能別體系圖

식부면적 예측 시스템은 (圖 5-1)과 같이 4개의 process로構築되어 있다. 식부면적 D/B 와 관련된 process는 식부면적 예측모델의 데이터를 제공하는 부분으로必要時 reorganization 作業을 거치며, 매년 갱신되어 작물간 변동확률의 추정과 SAS output 分析 및 식부면적 예측 결과를 도출하는데 이용될 것이다.

나. 植付面積豫測 시스템 흐름도

(圖 4-4)는 植付面積豫測 시스템의 자료 흐름을 개략적으로 나타낸 것으로 (圖 4-3)의 각 process들간의 데이터 화일의 이용단계, 처리과정, process들의 기능 및先行 process의 관계를 데이터 흐름을 다이아그램

圖 4 - 3 식부면적 예측 시스템 기능 체계도

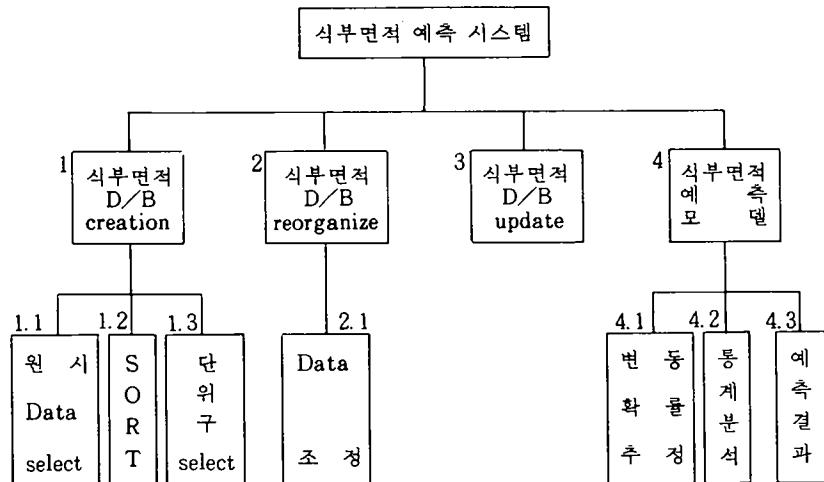
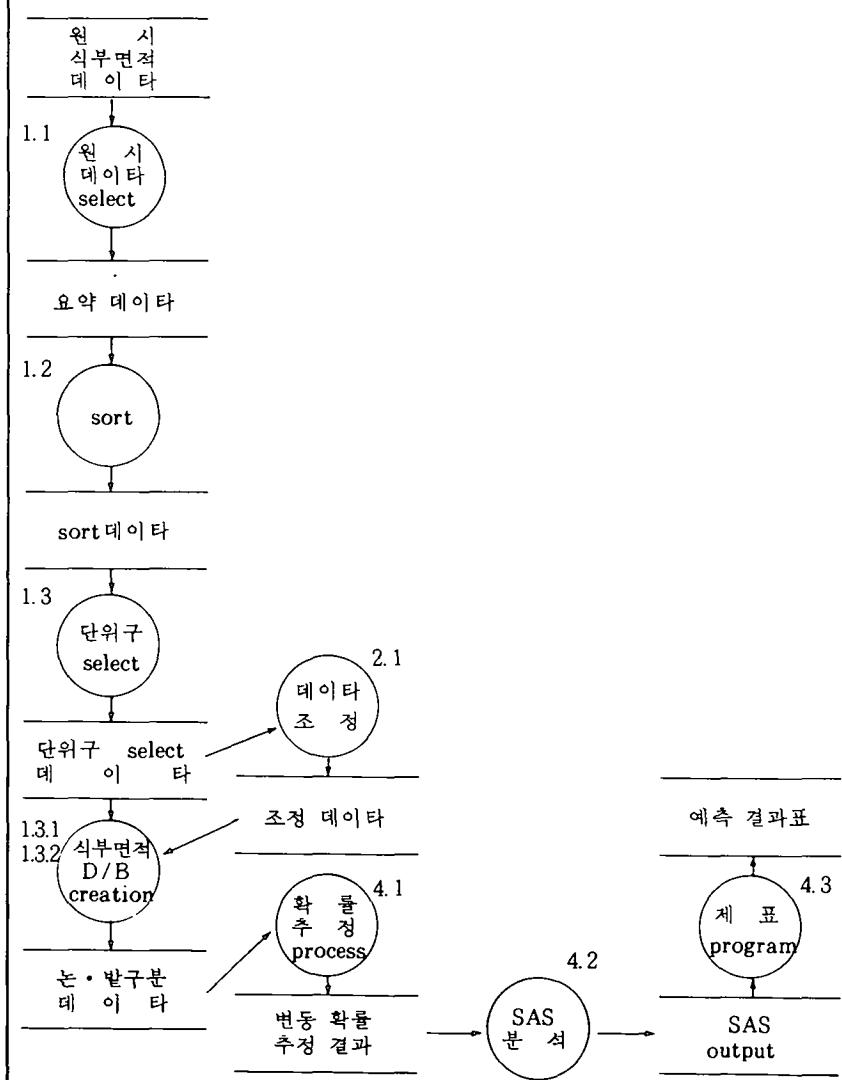


図 4-4 식부면적 예측 시스템 자료 흐름도 (DFD)

업무명	식부면적 예측 시스템				
문서명	DFD	작성자			
단계명		작성일		Page	1
서비스시스템명		제목		도식번호	



(DFD : Data Flow Diagram) 형식으로 보여주는 것이다.

다. 화일구성

〈表 4-14〉와 〈表 4-15〉는 본 모형에서 필요한 화일의構成을 위하여農林水產部의 식부면적 마스터(master) 화일에서 冬期作物의 식부면적인 1회 조사작물의 면적을 발췌하여 單位區別로 冬期 主要作物에 대해 논밭을 구분하여 要約 화일을 구성한 것이다.

라. 코드체계

植付面積豫測 시스템에서 사용된 코드는 지역별 코드와 작물별 코드로 나눌 수 있다. 첫째, 지역별 코드는 시·도, 시·군, 동·읍·면으로 구분되며, 코드 현황은 〈表 4-16〉과 같고, 시·군, 동·읍·면 코드는 자료의量이 많아 여기서는 시·도 코드만을 나타내었으며 둘째, 작물별 코드는 현재 조사되고 있는 모든 작물에 대한 코드로 농림수산부에서 사용하고 있는 코드를 그대로 이용한 것이다.

또한 알고리즘에는 사용되지 않았으나耕地의 표고에 따라 평야지, 중간지, 준산간지, 산간지로 구분한 지대구분 코드가 있다.

마. 프로그램構成

본 모형을 구성하는 프로그램은 크게 두 가지로區分된다. 첫째, 농림수산부의 기준 마스터 화일에서 필요한項目을 발췌하여 변동확률 추정에 사용될 데이터 즉, 식부면적 D/B를 만드는 프로그램이고 둘째, 위의 과정을 통하여 만들어진 데이터를 이용하여 두개 지역의 변동확률을 추정하고推定된 변동확률로 회귀분석을 수행하여 식부면적 예측 결과를算出하는 예측 모델을 구성하는 프로그램이다.

〈表 4-17〉과 〈表 4-18〉은 프로그램의 현황과 이에 사용된 화일의 성격을 나타내는 것이고, 〈表 4-19〉은 변동확률 추정을 위한 알고리즘을 설명한 것이다.

表 4-14 식부면적 마스터 파일

表 4-15 식부면적 단위구별 요약 화일

8

표 4-16 코드 현황

업무명	식부면적 예측 시스템			
문서명	코드현황	작성자		
단계명		작성일		Page 2
서보시스템명		제목		도식번호

1. 지대구분 코드

코드	내용	비고
1	평야지	* 표고 100 m 미만
2	중간지	100 ~ 250 m
3	준산간지	250 ~ 400 m
4	산간지	400 m 이상

2. 행정구역 코드

코드	내용	비고
11	서울특별시	
21	부산직할시	
22	대구직할시	
23	인천직할시	
24	광주직할시	
31	경기도	
32	강원도	
33	충청북도	
34	충청남도	
35	전라북도	
36	전라남도	
37	경상북도	
38	경상남도	
39	제주도	

4-16 코드현황 (계속)

업무명	식부면적 예측 시스템		
문서명	코드 현황	작성자	
단계명		작성일	
서보시스템명		제목	Page 3

3. 작물 코드

코드	내용	코드	내용	코드	내용	코드	내용
식량작물	14621	퍼		특용작물	61000	묘포	
미곡	14729	율무	31127	면회	62006	판상수	
수도		서류	31224	유재	63002	기타주원지	
11118	몽일제	고구마		침깨		기타작물	
11126	일반제	간자		단작		묘상	
11207	육도	일반봄감자	31321	일반	71102	벼	
액류	15229	고냉지감자	31330	밀짚	71200	기타곡류	
대액	15237	가을감자	31356	간·흔작	71307	채소	
12114	준파	채소	31429	윤깨	71404	기타묘상	
12122	주파	영채류	31526	땅콩		사료작물	
액주액		배수	31925	기타특용	72109	호밀	
12211	준파	일안백수	32000	악용작물	72206	옥수수	
12220	주파	고냉지백수		파수	72303	기타사료	
	파액	김장백수		사파		전매작물	
12319	준파	양배수	41106	성과수	73113	인삼	
12327	주파	시금치	41203	미파수	73121	당배	
	소액	상치		배	73202	녹비작물	
12424	주파	파채류	42102	성과수	73300	화훼	
12521	호액	수박	42200	미파수	73504	기타	
	수파	참외		복숭아		하우스	
12521	두류	오이	43109	성과수	82112	배추	
12521	몽통	호박	43206	미파수	82139	시금치	
13129	일반종	22501	도마도	포도	82147	상박	
	단작	22608	멸기	성과수	82210	수박	
13137	간·흔작	근채류	44202	미파수	82228	상외	
13153	규반종	무우		밀감	82236	오이	
	판	23116	일반우우	45101	성과수	82244	호박
	일반판	23124	고냉지우우	45209	미파수	82252	도마도
13226	단작	23132	김장우우	감	82261	멸기	
13234	간·흔작	23141	알타리우우	밀온감	82317	무우	
13251	규반판	23205	당근	46116	성과수	82414	고추
13323	녹두	조미채소	46124	미파수	81523	감자	
13421	강남종	고주		단감	84816	파인애플	
13528	동부	24112	일반	46213	성과수	84824	바나나
13625	완두	24121	일청	46221	미파수	87335	화훼
13927	기타두류	마늘		자두	89001	기타	
	감곡	24210	일반	47104	성과수		분식부면적
14125	조수	24228	연청	47201	미파수	91006	식부예정
14222	옥수수	양파	48101	파인애플	91103	기상재해	
	자실용	24317	일반		기타파수	91201	용도전환
14371	간식용	24325	연청	49107	성과수	91308	경지정리
14389	간식용	24406	과	49204	미파수	91405	식부불능
14427	예밀	24503	생강	50008	상전	91502	유류상태
14524	기장	25003	기타채소	수원지			

표 4-17 식부면적 예측 시스템 프로그램 현황

시스템명	식부면적 예측 시스템	작성자		확인	
단계명	시스템 구현	작성일			
문서명	프로그램 일람표	process명		Page	4
연번	프로그램명	step 수	사용언어	관련화일 화일명 I/O	내용
1.1	SiKBU 11		PL/i	TaPE I O	원시 식부면적 Data select(summary)
1.2	SiKBU 12		PL/i sort	TaPE I O	summary Data sort
1.3	SiKBU 13		PL/i	TaPE I O	단위구 변동없는 Data select
1.3.1	SiKBU 131		PL/i	TaPE I O	논·발 Data 분류
2.1	SiKBU 21		PL/i	TaPE I O	Data 조정
4.1.1	SiKBU 411		PL/i	TaPE I O	논 Data 확률 추정
4.1.2	SiKBU 412		PL/i	TaPE I O	발 Data 확률 추정
4.2.1	SiKBU 421		SAS	I O	1 지역(경기~전북) 회귀분석
4.2.2	SiKBU 422		SAS	I O	2 지역(전남~제주) 회귀분석
4.3.1	SiKBU 431		PL/i	I O	1 지역 식부면적 예측
4.3.2	SiKBU 432		PL/i	I O	2 지역 식부면적 예측

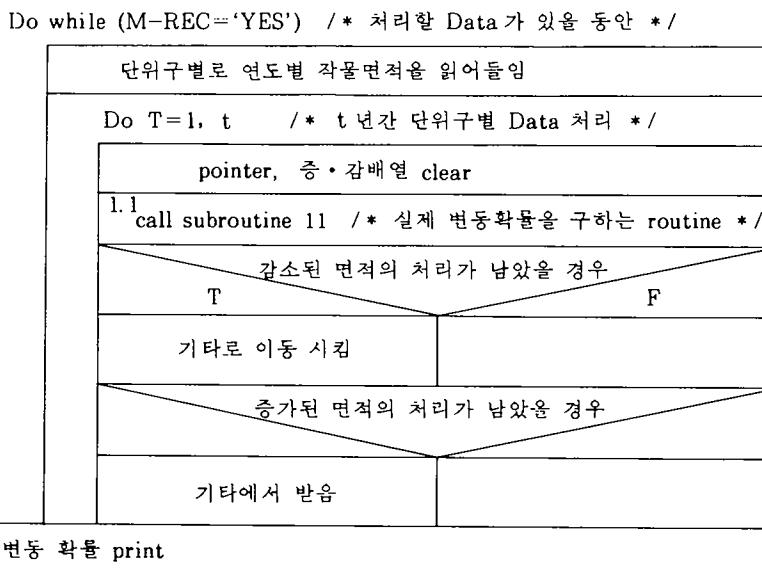
表 4 - 18 식부면적 예측 시스템 파일 현황

시스템명	식부면적 예측 시스템	작성자		획인			
단계명	시스템 구현	작성일					
문서명	화일 일람표			Page	5		
<hr/>							
연번	화일명	RECORD 수	RECORD 길이	RECORD 수/BLK	FILE TYPE	UNIT	화일크기
1	원시 식부면적 Data	260,470	750	3,000	FB	TAPE	
1.1	summary Data	260,470	165	4,950	FB	TAPE	
1.2	summary sort Data	260,470	165	4,950	FB	TAPE	
1.3	단위구 select Data	134,622	165	4,950	FB	TAPE	
1.3.1	논 Data	134,622	90	3,600	FB	TAPE	
1.3.2	발 Data	134,622	90	3,600	FB	TAPE	
2.1	조정 Data	134,622	165	4,950	FB	TAPE	
4.1	변동 확률 Data					CARD	

表 4 - 19 변동확률 추정 알고리즘

업무명	식부면적 예측 시스템				
문서명	추정알고리즘	작성자			
단계명		작성일		Page	6
서브시스템명		제목		도식번호	

1. main program



1.1 subroutine 11

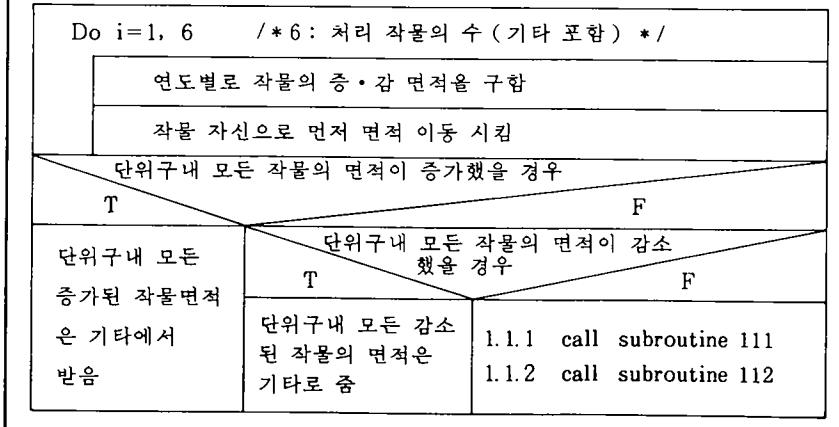
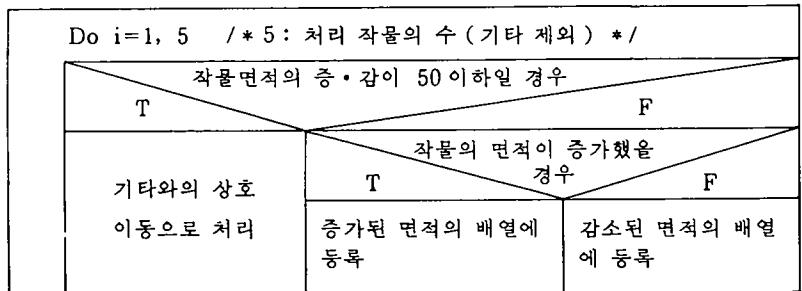


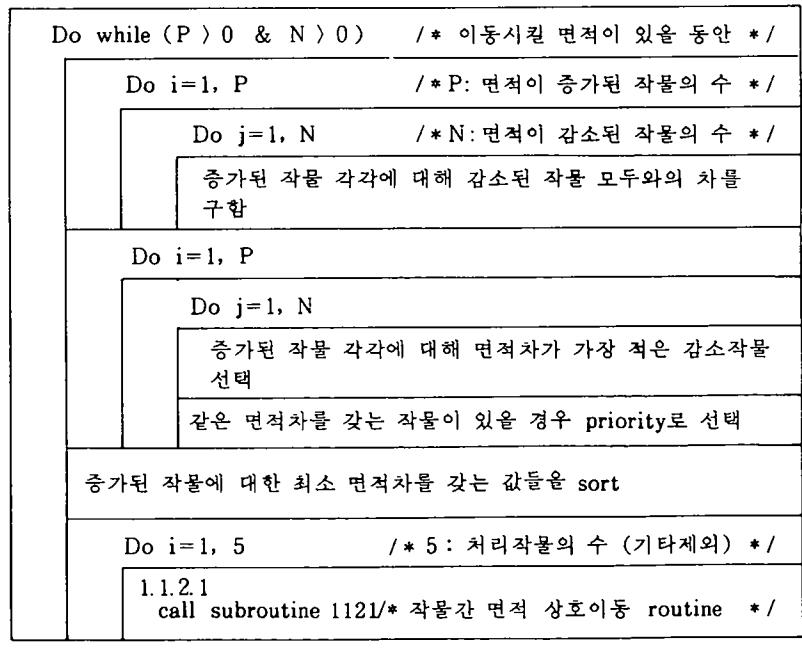
表 4-19 변동률을 추정 알고리즘(계속)

업무명	식부면적 예측 시스템			
문서명	추정 알고리즘	작성자		
단계명		작성일		Page 7
서브시스템명		제목		도식번호

1.1.1 subroutine 111



1.1.2 subroutine 112



업무명	식부면적 예측 시스템				
문서명	추정 알고리즘	작성자			
단계명		작성일		Page	8
서비스시스템명		제목		도식번호	

1.1.2.1 Subroutine 1121

Do R = 1, G(I) /* G(I): 감소된 작물 I를 최소의 면적차로 갖는 작물의 수 */

이동 가능 범위 test

이동 priority 비교

Do R = 1, 4 /* 4 : 이동 가능 작물수 */

T

Priority 가 높은 순서대로 작물이동 가능

F

범위에 들어 있을 경우

상호 이동시킴

작물 이동 가능 범위에 있는 작물이 없을 경우 면적차가 가장 적은 작물과 상호 이동시킴

이동시키고 남은 면적의 처리

第 5 章

要約 및 結論

結論에서는 첫째, 변동확률 추정기법과 변동확률 추정 알고리즘에 의한 결과를 要約한 후 둘째, 모델의 限界點을 檢討하고 세째, 예측의 正確度를 위한 提案을 하였다.

1. 内容 要約

가. 現況分析 및 설문요약

農林水產部에서는 全作物에 대하여 市郡出張所 統計要員이 調查單位區를 現地踏査하여 對地實測方法으로 단위구별 (2 ha), 필지별로 調査한 후 農林水產統計出張所電算室에 入力하여 活用하고 있으며, 조사회수는 5회로 매 조사시기마다 새로 심겨진 작물만 보고되고 있다. 이에 따른 冬期 主要經濟作物의 作物間 面積移動 경향과 植付意思 結定要因을 파악하고 標本單位區 필지별 면적 이동관계를 해남, 창녕, 영천 등의 주산단지에서 약 50個 농가를 선정하여 면접 및 設問調查를 實施하였으며, 그 결과를 要約하면 (表 2-4)에서 본 바와 같다.

나. 변동률 추정기법에 의한 동기작물 식부면적 예측

변동률 산정기법에 이용되는 자료의 형태는 macro data와 micro data로 대별할 수 있으며 추정방법은 첫째, stationary 변동률 추정에서는 최대우도 추정법(MLE), 無制限 최소자승 추정법(ULSE), 制限 최소자승 추정법(RLSE), 가중제한 최소자승 추정법(WRLSE), 일반화 최소자승 추정법(GLSE) 방법을 검토하고 둘째, Nonstationary 변동률 추정에서 지수평활 회귀모형, Hallberg모형, Zellner & Judge의 모형을 검토했다. 이 중 마늘, 양파, 기타(시금치+비닐하우스) 3변수의 macro data를 이용하여 ULSE, RLSE, WRLSE 방법에 의하여 변동률을 산출한 결과 변동률 matrix는 〈表 5-1〉과 같으며 한편, 기준년도의 실측치에 제한 최소자승 추정치를 곱하여 산출한 向後 5 年間의 예측된 비율은 〈表 5-2〉와 같다.

表 5 - 1 추정방법별 변동률 산출 결과

방법	Matrix 결과 P			비고
무제한최소자승치보정	0.732599 0.662286 0.111019	0.1222327 *0.337635 0.184947	0.145079 0.000000 0.69915	보정한 결과임
제한최소자승 추정	0.73261328 0.66251317 0.11092398	0.12229570 0.33748683 0.18996448	0.14509103 0.00000000 0.69911154	
가중제한최소자승추정	0.73828350 0.64352854 0.11146564	0.11662347 0.35647146 0.18942282	0.14509100 0.00000000 0.69911154	$ai = \frac{T}{\sum_i y_i(t)}$ 의 경우

表 5 - 2 制限 최소자승 추정기법에 의한 예측비율

	마늘	양파	기타
88	0.531318	0.1727	0.295926
89	0.536529	0.17941	0.283953
90	0.543464	0.180037	0.276336
91	0.548117	0.17965	0.272017
92	0.55079	0.179268	0.269671

表 5 - 3 변동확률 추정치에 대한 M. S. E의 비교

무제한최소자승 보정치	제한최소자승 추정치	가중최소자승 추정치(각 가중치 행렬)			
		$\frac{T}{\sum_t Y_t(t)}$	Σ^+	$N/(WJ(T) \times (1-WJ(T)))$	$N/WJ(T)$
0.00261534	0.002674959	0.002676208	0.002865771	0.00284596	0.003022618

변동확률 추정치에 대한 MSE의 값을 보면 〈表 5-3〉과 같으며 적용시 계열 자료에 의한 각 變動確率推定技法의 비교결과에서 無制限 최소자승치의 보정치도 MSE 관점에서 좋은 性能을 보이고 있으며, 加重최소자승 추정치의 결과치 가운데 평균비율의 逆인 가중행렬에서 가장 좋은 성능치를 나타내지만 전반적으로 이론적 기대치에 미치지 못하고 있다. 한편 예측의 접근도를 χ^2 값을 통해 마늘, 양파, 기타의 경우를 무제한 최소자승 보정치의 비율을 사용하여 검증하여 보면 $\alpha = 0.05$ 의 유의수준에서 기각되며 ($\chi^2 = 40.6$, Table치 = 36.4) 이를 다시 마늘, 보리, 기타의 경우 경기, 강원, 충북, 충남, 전북 지역에 적용하면 $\alpha = 0.05$ 의 유의수준에서 채택됨을 알 수 있다.

다. 변동확률 추정 알고리즘에 의한 동기작물 식부면적 예측

변동확률 알고리즘에 의한 추정방법을 農民들의 合理的인 植付意思決定을 바탕으로 변동확률을 산정하고 이를 stationary 方法 및 Non-stationary 方法으로 변동확률을 예측하고 면적을 추정하였으며, 대상작목은 마늘, 양파, 보리, 시금치 + 비닐하우스, 기타(上記 품목을 제외한 全作物 및 휴경지)로 나눈 후 경기, 강원, 충청, 전북 지역은 양파를 제외한 4×4 matrix를 사용하고 전남, 경북, 경남, 제주 지역은 5×5 matrix를 이용하였다. stationary 方法은 다음 式(1)에 의해 식부면적 이동확률을 구하고,

$$(1) \quad \hat{P}_{ij} = \sum_{t=1}^T m_{ijt} / \sum_{j=1}^n \sum_{t=1}^T m_{ijt}$$

단, $\cdot \hat{P}_{ij} : t=1$ 에서 $t=T$ 까지 작물*i*에서 작물*j*로 이동한 확률
 $\cdot m_{ijt} : t-1$ 년도의 작물*i*에서 t 년도의 작물*j*로 옮겨간 面積

式(2)에 의해 t년도의 작물식부면적을 추정하였으며,

$$(2) \quad X_t = X_o \hat{P}_{ijt}$$

단, X_t : t년도의 추정면적
 X_o : 기준년도의 면적

Non-stationary方法에서는 式(3)에 의해 植付面積 아동학률을 구한 후,

$$(3) \quad \hat{P}_{ijt} = \hat{\alpha}_{ij} + \sum_{k=1}^K \hat{\beta}_{ijk} Z_k$$

단, \hat{P}_{ijt} : $m_{ijt} / \sum_{j=1}^n m_{ijt}$

Z_k : 독립변수

$\hat{\alpha}_{ij}$: intercept

$\hat{\beta}_{ijk}$: Z_k 의 계수

t년도의 작물식부면적을 추정하였다. stationary 방법으로 구한 변동학률로 작물별 면적이 더 이상 변동이 없는 안정상태의 면적을 구할 수 있는데, 이러한 안정상태의 면적과 Non-stationary방법으로 구한 식부면적의 추정은 〈表 5-4〉, 〈表 5-5〉와 같다.

表 5-4 안정상태에서의 작물별 식부면적(stationary)

단위 : ha

작 물 지 역	마 늘	양 파	백 류
경 기 ~ 전 북	14,846	-	16,841
전 남 ~ 제 주	34,437	9,335	170,483
전 국	49,283	9,335	187,324

表 5-5 NON Stationary방법에 의한 식부면적 추정치

단위 : ha

	마 늘	양 파	백 류
1988 실 제 치	36,994	11,097	189,671
1988 추 정 치	41,819	10,878	194,953
1989 추 정 치	40,401	12,800	181,646

2. 모델의 한계점

가. 변수설정에 관한 소고

식부면적 영향요소를 分析함에 있어서는 설문조사를 토대로 자연적 요인, 사회적 요인, 경제적 요인으로 나누고 다시 이를 세부항목으로 나눈 후 (圖 4-1)로 區分하였으며, 실제 회귀분석의 변수로는 植付面積, 組收益, GNP, 전년도 價格 등을 변수로 이상치는 Dummy 변수를 사용하여 조정하였다. 그러나 변수의 설정시 사회 경제적인 요인을 감안한 미시적인 연구가 보완되고 변수 상호간의 多重共線性도 充分히 고려되어야 할 것이다.

나. 변동확률 추정기법에 의한 예측 모델의 限界點

변동확률 추정기법을 적용하여 식부면적을 예측한 경우 3품목의 적용에서 예측력이 있으나 4 품목 이상의 경우는 변동메트릭스의 적용성이 부족한 것으로 나타났고 MSE 값의 경우 전반적으로 이론적 기대치에 미치지 못했으나, 여기서 sample size가 증가된다면 추정치의 편기는 적어지고 참값에 접근할 것이다.

따라서 좀더 정확한 결론을 얻기 위해서는 많은 sample size에 따른 모의 실험이 要求되며 χ^2 검증의 결과치도 추정기법보다는 시계열 자료의 작목선택에 의해 많은 차이를 나타내고 있으므로 작목선택시에 이러한 점을 잘 고려해야 할 것이다.

다. 변동확률 추정 알고리즘에 의한 예측 모델의 限界點

變動確率 추정 알고리즘에 의한 方法은 農民의 合理的인 意思決定을 가정하고, 변동확률을 산정하여 micro data 代用으로 산출하였으므로 알고리즘 산정시 개인의 주관이 개입될 가능성성이 있으므로 차후 필지별 데이터의 직접 입력으로 실질적으로 micro data에 더 근접한 Data가 使用되어야 할 것이며, 現在 1982년부터 6개년 data 시계열이 사용되고 있으므로

계속적인 시계열 데이터의 update가 필요하다.

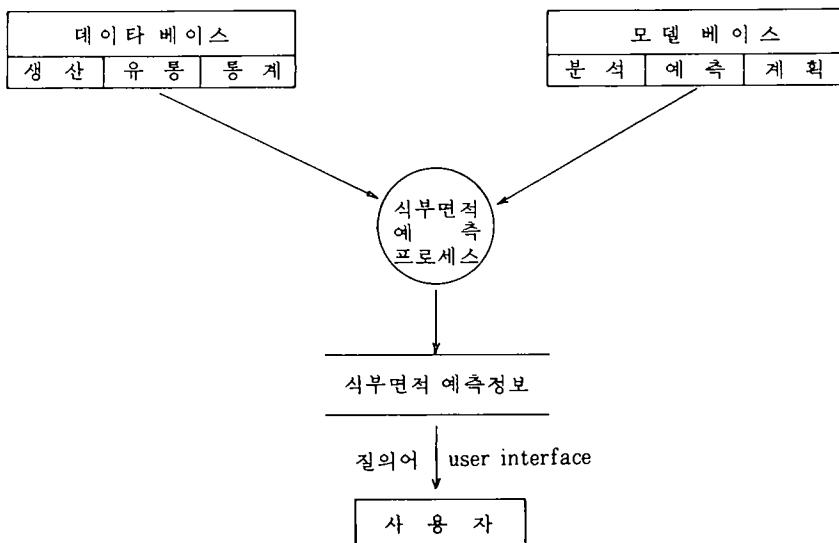
3. 結論

가. 모델 베이스의 구축

〈**圖 5-1**〉은 식부면적 예측 시스템을 구성하여 그 시스템이 어떻게 이용될 것인가를 간략히 표현한 것이다.

식부면적 예측 시스템은 그림과 같이 데이터 베이스의 자료를 이용하여 모델을 구성하고 모형은 모델 베이스에 구축되어 다시 update된 자료를 갖고 있는 DB를 통하여 사용자가 원하는 식부면적 예측정보를 제공할 것이다.

圖 5-1 모델 베이스 체계



나. 예측의 정확도를 위한 提案

본모형에 있어서 예측의 정확도를 위해 첫째, non-stationary 방법에서 경제적·사회적·자연적 요인이 좀 더 고려된 변수를 이용해야 할 것이며 둘째, 지역적 특성을 고려하여 지역별 작부체계·작물간 이동특성, 특정 작물 선호도 등을 반영하는 모델을 구성하는 것으로, 지역별 모델의 구성에 있어 해당지역의 현장소장들의 경험을 참조하는 것도 바람직한 방법일 것이며, 이러한 모델을 구성하는데는 상당한 양의 데이터 분석과 작업이 요구될 것이다. 세째, 정확한 시계열의 확보 및 시계열의 일관성 유지를 위해서 자료조사기관과의 자료관리 공동운영이 필요할 것이며 네째, 본고에서 설명된 원시데이터인, 필자 데이터의 시계열化도 필요한 작업이라 생각된다.

附錄 1 作物 植付面積 推定 예비조사표

2. 조사일자 : 198 년 월 일

3. 경지면적 보유현황

단위 : 원

구 분	동 기 작 물 품 목						총 면적
	마 늘	양 파	깻 류	시금치	비닐하우스	기 타	
논							
밭							
계							

〈 마 늘 〉

1. 마늘과 식부면적의 이동이 활발한 작물을 순서대로 세가지만 쓰시오. (단, 기타의 경우 그 내용을 기재하시오)

(1)

(2)

(3)

9

1. 양파

2. 보리

3. 시금치

4. 비닐하우스

5. 기타

2. 마늘의 식부면적 결정에 영향을 많이 주는 요인을 아래의 예를 참조하여 영향이
큰 순서로 세가지만 쓰시오. (단, 기타의 경우 그 내용을 기재하시오)

{ 1 }

(2)

(3)

여

1. 가격

2. 조수익

3. 노동력

4. 종자 가격

5. 타지역의 재배면적에 대한 정보

3. 귀하는 마늘의 가격에 대한 정보를 어떻게 얻고 있습니까? 아래의 예를 참조하여 세 가지만 쓰시오.

(1)

(2)

(3)

- | | | | | |
|----|-------------|---------------------|----------|-----------|
| 예. | 1. 이 웃 | 2. 농촌지도소 | 3. 읍면사무소 | 4. 농 협 |
| | 5. TV·라디오 | 6. 신문·잡지 | 7. 종묘상 | 8. 이장·지도자 |
| | 9. 전화자동응답장치 | 10. 정보의 필요성을 느끼지 않음 | | |
| | 11. 기타() | | | |

4. 귀하는 마늘의 유통정보를 식부면적 결정에 이용 하십니까?

(1) 유통정보를 이용해서 식부면적을 결정한다.

(2) 유통정보와 관계없이 식부면적을 결정한다.

5. 마늘 주산지의 경우 면적의 증감이 외부요인에 의해서 영향을 많이 받는가?

(설문 2의 예와 관련해서)

(1) 영향을 많이 받는다.

(2) 영향을 별로 받지 않고, 매년 마늘의 식부면적은 일정한 수준을 유지 한다.

6. 마늘의 식부면적이 전년도의 식부면적에 비해 줄었을 경우 줄어든 면적의 이동 경향은?

(1) 대부분 다른 작물을 심는다.

(2) 대부분 휴한지로 둔다.

(3) 줄어든 면적의 크기에 따라 다르다.

7. 설문 6과 반대로 마늘의 면적이 늘었을 경우 늘어난 면적은 어디서 이동해 오는가?

(1) 대부분 다른 작물에서 이동해 온다.

(2) 대부분 휴한지에서 이동해 온다.

(3) 늘어난 면적의 크기에 따라 다르다.

8. 설문 6, 7에서 다른 작물과의 이동은 매년 같은 작물과의 이동인가?

(1) 그렇다.

(2) 매년 여건에 따라 다르다.

9. 다음 표는 작물간 면적 이동률을 나타내는 것이다. 조사자의 설명에 따라

다음 표를 채우시오.

금년 전년	마 늘	양 파	맥 류	시 금 치	비닐하우스	기 타
마 늘						
양 파						
맥 류						
시 금 치						
비닐하우스						
기 타						

10. 마늘은 매년 같은 위치에 심는가?

- (1) 대부분 그렇다.
 (2) 주기적으로 식부위치를 바꾼다.

11. 마늘과 다른 작물의 층·감 면적의 차가 비슷하면 두 작물간의 면적이동이라 볼 수 있는가?

- (1) 그렇다. (2) 그렇지 않다. (3) 작물에 따라 다르다.
 (4) 식부면적의 크기에 따라 다르다.

12. 귀농가의 단보당 수확량과 생육 단계별 시기는?

- (1) 단보당 수확량 () kg
 (2) 과종기 (-)
 (3) 성장기 (-)
 (4) 수확기 ()

13. 마늘의 증감면적이 100평 이하라면 휴한지와의 이동이라 볼 수 있는가?

- (1) 그렇다. (2) 그렇지 않다. (3) 식부면적의 크기에 따라 다르다.

14. 마늘의 감소면적을 여러 작물로 이동시킬 수 있는가?

- (1) 그렇다. (2) 그렇지 않다. (3) 감소면적의 크기에 따라 다르다.

15. 마늘의 증가된 면적은 여러 작물에서 이동해 올 수 있는가?

예. 마늘의 증가면적 600평

〈마늘로 이동되어 온 면적〉

1. 양파 : 200평
 2. 보리 : 300평
 3. 휴한지 : 100평

(1) 한 작품에서 이동해 오는 경우가 대부분이다.

(2) 여러 작품에서 이동해 오는 경우가 대부분이다.

(3) 증가면적의 크기에 따라 다르다.

16. 설문 14에서 여러작물로 이동이 가능할 때 면적 이동의 기준은 어떤 것인가?

(설문 2의 예를 참조하여 순서대로 두가지만 쓰시오)

(1)

(2)

17. 한 곳에 마늘을 여러해 심었을 경우 지력향상을 위해 보리를 심는다고 하는데
귀 농가의 경우는 어떠한가?

(1) 여러 해에 한번씩 보리를 심어 지력을 향상 시킨다.

(2) 지력향상을 위해 보리를 심는 경우는 없다.

18. 설문 17에서 (2)의 경우로 답을 했으면, 마늘과 보리와의 면적이동은 없다고
생각해도 되는가?

(1) 그렇다.

(2) 그렇지 않다.

19. 지력향상을 위해 보리를 심을 경우 마늘면적의 감소에 영향을 주는가?

(1) 마늘을 다른 위치에 식부하고 마늘을 심었던 곳에 보리를 모두 심는다.

(2) 마늘 면적을 일부 감소시키고 감소된 면적에 보리를 심는다.

20. 비닐하우스의 면적은 쉽게 줄여들지 않는다고 하는데, 만약 비닐하우스의 면
적이 줄었을 경우 그 감소된 면적에 마늘을 식부할 가능성은 있는가?

(1) 마늘을 식부하는 경우가 대부분이다.

(2) 마늘을 식부하는 경우는 없다.

(3) 대부분 감소된 비닐하우스의 면적을 휴한지로 둔다.

(4) 마늘 이외에 다른 작물을 식부한다.

21. 현재 비닐하우스의 면적은 계속 증가추세에 있는데 비닐하우스의 증가된 면
적이 마늘의 면적을 감소시킬 가능성은 있는가?

(1) 마늘 면적을 감소시킨다.

(2) 마늘 면적을 감소시키는 경우는 없다.

(3) 대부분 휴한지의 면적이 증가된 비닐하우스 면적으로 이동된다.

(4) 마늘 이외의 다른 작물의 면적을 감소시킨다.

* 설문조사표는 마늘, 양파, 맥류, 시금치, 비닐하우스 각각에 대해 개별적인
조사표가 있으나 내용이 중복되어 여기서는 마늘에 대한 예비조사표만을 부록
으로 첨부하였다.

附 錄 2 : Computer Program 및 使用指針

1. 프로그램 이름 : TREST

2. 目 的 : 프로그램은 Stationary macro data 變動確率 推定量을 풀기 위한 것이다.

3. 入力方法

i) 첫째 Control Card

Column	入力變數	내 용
1~6	SAMPLE	SAMPLE 정보를 利用할 경우
	RECURSIVE	RECURSIVE quadratic Programming의 feed back 절차를 利用할 경우
	PRIORI	PRIOR Knowledge를 Sample 정보에 첨가할 경우
	FINIS	끝 냄
7~72	title or identification	

ii) 둘째 Control Card

Column	變 數	入力형태와 내용
1~3		"Blank"
4~6	NTI	기간의 數
7~9	NS	Makov state의 수
10~15	SS	Sample size
16~21	TOL	Matrix Inversion이나 Simplex iteration에서의 tolerance "Blank": 1. 0 E - 5

22	KDROP	drop 되는 란 (column)
23	KW	Weight 의 할당 “ 0 ” No Weight “ 2 ” $N(+)/W_j(+)$ “ 4 ” mean proportion “ 5 ” mean proportion의 product “ 7 ” $N(+)/W_j(+) (1 - W_j(+))$
24	KV	Dispersion 行列의 printing “ 0 ” No print “ 1 ” PRINT the matrix at all stages.
25	KP	예측과 가설검정 “ 0 ” No predict “ 1 ” 예측 “ 2 ” First step에서 예측
26	KEY(1)	Input data의 printing “ 0 ” Print observed units “ 1 ” Print observed proportions
27	KEY(2)	Weight matrix의 printing “ 0 ” No print “ 1 ” Print
28	KEY(3)	X'MX 와 X'MY 行列의 Cross Product printing “ 0 ” No print “ 1 ” Print at all stage
29	KEY(4)	Simplex tableau의 printing “ 0 ” No print “ 1 ” LP/QP의 첫단계의 print “ 7 ” LP/QP의 마지막단계의 print

30	KEY(5)	Simplex tableau의 determinant, Iteration steps, right hand side 의 계산
		Deter- minant Itera- tion Bo Column
	" 0 "	NO NO NO
	" 1 "	NO NO YES
	" 2 "	NO YES YES
	" 3 "	YES NO NO
	" 4 "	YES NO YES
	" 5 "	YES YES YES
31~32	KEY(6)	Scaling factor " 1 " ; 1.0 E 0 1 " 2 " ; 1.0 E 0 2
33	KEY(7)	제한(restricted)推定量 계산 " 0 " ; No Computing " 1 " ; 첫단계의 제한推定量 " 2 " ; 둘째단계의 " " 3 " ; 모든 단계의 "
34	KEY(8)	Iteration procedure 선택 " 0 " ; H에서 column sum의 square root에 의해加重化된 LP 에 의함. " 1 " ; H의 column sum에 의해 加重化된 LP에 의함 " 2 " ; QP에 의함
35	KEY(9)	" 1 " ; Summary 利用할 경우
36		"Blank"
37~72	FMT	Data Cards Format

iii) 세 채 Control Card

Data Card의 Variable Format에 해당되는 比率자료의 matrix

4. 본 보고서의 적용사례 가운데 制限 최소자승 추정치 계산을 위한 人力資料는 다음과 같다.

SAMPLE	RESTRICTED	L. S. E
013003	117	30011001000320(4 X, 3F8.4)
0.5999	0.1856	0.2145
0.5710	0.2116	0.2174
0.5181	0.3160	0.1659
0.6368	0.1780	0.1852
0.6949	0.1699	0.1352
0.6226	0.1300	0.2474
0.4861	0.1817	0.3322
0.4863	0.2501	0.2637
0.5176	0.2249	0.2575
0.6138	0.0824	0.3038
0.5283	0.1456	0.3261
0.5731	0.1165	0.3105
0.5541	0.1376	0.3083

FINIS

```

C   PROGRAM      TREST
C   ORIGINAL    PROGRAM FROM UNIVERSITY OF CHICAGO
C
C   CONVERTED BY KOREA RURAL ECONOMICS INSTITUTE
C
C   LAST REVISED ON NOV. , 29 , 1988
C
C   #####( TREST ALGORITHM )#####
C
C   DEFINE ARRAY AND VARIABLES
  IMPLICIT REAL*8 (A-H,O-Z)
  DIMENSION A(30,30), B(30,2), C(30,20), D(30), E(30,30), X(96,30),
  Y(96), S(96,96), XS(30,96), KEY(9), NP(96), FMT(9), IS(17),PP(16)
  COMMON A,B,C,D,E,X,Y,XS,S,SS,TOL,KDROP,KW,KP,KEY,LD,LR,
  ILC,LX,MM,NN,NP,NS,NS1,NT,NT1,NOCYCL
  CHARACTER#4 SAMPLE,PRIORI,DITTO,DITE,CLEAR,SUMMAR,RECURS,FINIS,
  TESTA
  CHARACTER#30 INFILE,OUTFILE
  DATA SAMPLE/'SAMP'/
  DATA PRIORI/'PRIO'/
  DATA DITTO/'DITT'/
  DATA DITO/'DIT.'/
  DATA CLEAR/'CLEA'/
  DATA SUMMAR/'SUMM'/
  DATA RECURS/'RECU'/
  DATA FINIS/'FINI'/
C   READ SAMPLE INFORMATION
105  FORMAT (18A4)
110  FORMAT (1H1)
112  FORMAT (51HOTHIS PROBLEM EXCEEDS THE CAPACITY OF THIS PROBLEM.)
114  FORMAT (3X,2I3,F6.0,E6.0,9I1,I2,3I1,1X,9A4)
115  READ (5,105) TESTA,(IS(I),I=1,17)
116  IF(TESTA.EQ.SAMPLE) GO TO 125
117  IF(TESTA.EQ.CLEAR) GO TO 121
120  IF(TESTA.EQ.FINIS) THEN
     GO TO 99
     ELSE
     GO TO 115
   END IF
121  NS=6
  NS1=5
  CALL SMRY(1,1)
  GO TO 115
125  READ(6,114)NT1,NS,SS,TG,KDROP,KW,KP,(KEY(I),I=1,9),
  1(FMT(I),I=1,9)
  IF(TG) 126,126,127
126  TOL=1.0E-6
  GO TO 128
127  TOL=TG
128  WRITE(6,110)
  WRITE(6,105) (IS(I),I=2,17)
  IF(KDROP) 129,129,120
129  NS1=NS
  GO TO 131
130  NS1=NS-1
131  NT=NT1-1
  MH=NS1#NT
  IF(NS=6) 132,132,133
132  IF(MH=96) 134,134,133
133  WRITE(6,112)
  GO TO 115
C   GENERALIZATION OF N INTO N(T)

```

```

134 NS2=NS+1
    IF(SS) 80,80,135
    80 K=NS+1
    GO TO 136
135 K=NS
136 DO 140 I=1,NT1
    READ (5,FMT)(A(I,J),J=1,K)
    IF (KEY(1)-1) 140,137,137
137 ROWSUM=0.0
    DO 138 J=1,NS
138 RCHSUM=ROWSUM+A(I,J)
    DO 139 J=1,NS
139 A(I,J)=A(I,J)/ROWSUM
140 CONTINUE
    IF(SS)143,143,141
141 DO 142 I=1,NT1
142 A(I,NS2)=SS
143 IF(KEY(1)-1)145,160,160
145 DO 146 I=1,NT1
146 A(I,NS2)=A(I,NS2)+A(I,NS2)
    WRITE(6,156)
156 FFORMAT(36HOTHE OBSERVED UNITS AND SAMPLE SIZES/)
    GO TO 165
160 WRITE(6,163)
163 FORMAT (42HOTHE OBSERVED PROPORTIONS AND SAMPLE SIZES/)
165 CALL PRINT (1,1,NT1,NS2)
    IF(KEY(8)-1)166,166,170
C   SOLVED BY LINEAR PROGRAMMING
166 LC=2*NS1#NT+NS#NS
    IF(LC-96)167,167,133
167 CALL LP
    GO TO 115
170 IF(KOROP)180,180,190
C   TAKING CARE OF THE HEIGHT AND SOLVING AND SAVING FOR P
180 CALL OMEGA(2)
    GO TO 191
190 CALL OMEGA(1)
191 IF(KH-9)500,192,500
192 WRITE(6,193)
193 FORMAT(48HOTHE FOLLOWING ARE THE SECOND STAGE ESTIMATION)
    CALL PREDIC(10)
    DO 197 J=1,NS1
    X(1,J)=0.0
    DO 197 I=2,NT1
197 X(1,J)=X(1,J)+(A(I,J)-E(I,J))**2
    DO 198 I=1,NT1
    DO 198 J=1,NS
198 A(I,J)=E(I,J)
    IF(KEY(7)-2)202,200,202
200 WRITE (6,201)
201 FORMAT(50HOTHE DISTURBANCES ARE FROM UNRESTRICTED ESTIMATOR)
    GO TO 205
202 WRITE(6,203)
203 FORMAT (48HOTHE DISTURBANCES ARE FROM RESTRICTED ESTIMATOR)
205 KEY(7)=KEY(7)-1
    KH=10
    CALL OMEGA(3)
C   READ BETA PRIOR OR NORMAL PRIOR
500 READ(5,105) TESTA,(ISCI),I=1,17)
    IF(TESTA .EQ. RECURS) GO TO 703
700 IF(TESTA .EQ. PRIOR) GO TO 511
507 IF(TESTA .EQ. DITC) GO TO 510
508 IF(TESTA .EQ. GITD) THEN

```

```

GO TO 510
ELSE
GO TO 500
END IF
510 CALL BETACTESTA,1)
GO TO 701
511 CALL BETACTESTA,2)
701 READ(5,105)TESTA,(IS(I),I=1,17)
IF(TESTA .EQ. RECURS) THEN
GO TO 702
ELSE
GO TO 700
END IF
C      RECURSIVE ML AND BAYES ESTIMATOR
702 NS3=1
GO TO 704
703 NS3=0
704 READ(5,799)NREC,NST,KV,KP,(KEY(I),I=1,9)
799 FORMAT(5X,I1,5X,I1,11X,7I1,I2,B11)
IF(KDROP)800,800,801
800 NS1=NS-1
MM=NS1+NT
KDROP=NS
801 KW=1
TT=0.1#NST
L=NS#NS
DO 705 I=1,L
705 PPC(I)=S(I,1)
DO 752 KREC=1,NREC
WRITE(6,706) KREC
706 FORMAT(21H1RECURSIVE OUTPUT,K=,I5/)
CALL PREDIC(10)
CALL SIGMA(7)
IF(NS3-1)707,710,707
707 CALL OMEGA(4)
GO TO 740
710 CALL OMEGA(5)
C      AMENDING STORE 0.00001 FOR P(I,J)=0.0
DO 733 I=1,NS
DO 733 J=1,NS
K=I+NS*(J-1)
IF(PP(K))732,731,732
731 XSC(I,J)=0.00001
GO TO 733
732 XSC(I,J)=PP(K)
733 CONTINUE
CALL BETACTESTA,3)
740 RR=0.0
DO 748 I=1,L
RR=RR+ABS(PP(I)-S(I,1))
748 PPC(I)=S(I,1)
WRITE (6,750) RR
750 FORMAT(23HRECURSIVE DIFFERENCE=, F9.6)
IF(RR-TT) 500,500,752
752 CONTINUE
GO TO 500
600 IF(TESTA .EQ. SUMMARY) THEN
GO TO 610
ELSE
GO TO 116
END IF
610 CALL SMRYC(3,1)
CALL SMRYC(3,2)

```

```

SUBROUTINE BETACTESTA,IED)
IMPLICIT REAL*8 (A-n,O-1)
DIMENSION AC(30,30),EC(30,2),C(30,20),E(20),E(30,20),X(96,30),
1(Y(96),SG(6,96)),X(30,96),KEY(9),NP(56),PR(5,7),P2(6,5)
COMMON A,B,C,D,E,X,Y,XS,S,SS,TCL,XCRDP,KH,KV,KF
IKEY,LG,LR,LC,LX,MN,NP,NS,NS1,NT,NT1,NDCYCL
CHARACTER*4 DITTE,CITC,TESTA
DATA DITC/'DIT.'/
DATA CITC/'CIT.'/
GO TO (510,511,834),IB
510 IF(KALT=8888) 826,501,526
511 WRITE(6,501)
      AR5I=10.0*#KEY(6)
      REAC(5,503) N3ETA,KALT
      IF(KALT=99999) 800,512,803
800 IF(KALT=8888) 801,512,801
801 SN=NS
      DO 810 I=1,NS
810 PRC(I,7)=0.0
      DO 820 NPr=1,N2ETA
820 READ(5,503)I,J,PRC(I,J),P2(I,J)
      DO 825 I=1,NS
      DO 825 J=1,NS
      PRC(I,7)=PRC(I,7)+PRC(I,J)
826 DO 828 I=1,NS
      DO 828 J=1,NS
      XS(I,J)=PRC(I,J)/PRC(I,7)
      IF(TESTA .EQ. JITTO) GO TO 834
831 WRITE(6,870)
      DO 829 I=1,NS
829 WRITE(6,873)(PRC(I,J),J=1,NS)
      WRITE(6,871)
      DO 830 I=1,NS
830 WRITE(6,873)(XS(I,J),J=1,NS)
834 L=NS#NS
      DO 832 I=1,L
      DO 832 J=1,L
832 A(I,J)=0.0
      DO 850 I=1,NS
      DO 850 J=1,NS1
      K=I#NS#(J-1)
835 CCR,K)=CCR,K)+(PRC(I,7)-SN)/(XS(I,J)#ARBI)+(PRC(I,7)-SN)/
1(XS(I,NS)#ARBI)
      DCR=D(CR)*(PRC(I,J)-1.0)/(XS(I,J)#ARBI)+(PRC(I,7)-
1PRC(I,NS)-SN+1.0)/(XS(I,NS)#ARBI)
      DO 850 JK=J,NS
      IF(JK-J) 350,850,837
837 L=I#NS#(JK-1)
      IF(JK-NS) 639,845,845
839 C(K,L)=CCR,L)+(PRC(I,7)-SN)/(XS(I,NS)#ARBI)
840 C(L,K)=CCR,L)
845 IF (TESTA .EQ. DITTE) GO TO 850
846 A(K,K)=PRC(I,J)+(PRC(I,7)-PRC(I,J))/(PRC(I,7)##2##(PRC(I,7)+1.0))
      A(K,L)=PRC(I,J)+PRC(I,JK)/(PRC(I,7)##2##(PRC(I,7)+1.0))
      A(L,K)=A(K,L)
850 CONTINUE
      IF(TESTA .EQ. CITC) GO TO 526
855 WRITE(6,872)
      CALL PRINT(1,L,K,K)

```

```

870 FORMAT(24H0PRIOR PARAMETERS ACI,J//)
871 FORMAT(23H0MULTIVBETA PRIOR MEANS/)
872 FORMAT(35H0MULTIVBETA PRIOR COVARIANCE MATRIX/)
873 FORMAT(1H,6F12.6)
      GO TO 526
901 WRITE (6,501)
      WRITE (6,509)
      DO 521 M=1,NS
      DO 521 N=1,NS1
      R=PRC(M,N)
      Q=PC(M,N)
      ARBI=10.0**KEY(6)
      K=M+NS#(N-1)
      GO TO 514
512 WRITE(6,502)
      DO 520 NPR=1,NBETA
      READ 503,I,J,R,Q
      PR(I,J)=R
      PQ(I,J)=Q
      PM=R/(R+Q)
      V=(R#Q)/((R+Q+1.0)*(R+Q))**2.0
      IF(J-NS1)513,513,520
513 K=I+NS#(J-1)
514 IF(KEY(6)) 516,515,516
515 C(K,K)=C(K,K)+(R+Q)**2.0/(R+Q-2.0)/(R#Q)
      D(K)=D(K)+(R+Q)**2.0*(R-1.0)/(R#Q)
      GO TO 517
516 C(K,K)=C(K,K)+(R+Q)**2.0*(R+Q-2.0)/(R#Q#ARBI)
      D(K)=D(K)+(R+Q)**2.0*(R-1.0)/(R#Q#ARBI)
517 IF(TESTA .EQ. DITTC) GO TO 521
518 IF(TESTA .EQ. DITO) THEN
      GO TO 519
      ELSE
      GO TO 520
      END IF
519 I=M
      J=N
520 WRITE (6,503)I,J,R,C,PM,V
521 CONTINUE
      GO TO 520
522 WRITE (6,505)
      DO 525 NPR=1,NBETA
      READ(5,506) I,J,AVE,VAR
      IF(J-NS1) 555,555,525
555 K=I+NS#(J-1)
      IF(KEY(6))524,523,524
523 C(K,K)=C(K,K)+1.0/VAR
      D(K)=D(K)+AVE/VAR
      GO TO 525
524 C(K,K)=C(K,K)+1.0/(VAR#ARBI)
      D(K)=D(K)+AVE/(VAR#ARBI)
525 WRITE(6,506) I,J,AVE,VAR
526 DO 530 I=1,NN
      B(I,1)=C(I)
      DO 530 J=1,NN
530 AC(I,J)=C(I,J)
501 FORMAT(52H0BAYESIAN ESTIMATION OF THE TRANSITION PROBABILITY)
502 FORMAT(19H0LIST OF PRIOR PARA.,,29H0 I JRC(I,J) S(I,J) MEAN VAR.)
503 FORMAT(2I6,2F15.4,2F15.3)
504 FORMAT(72H0THE FOLLOWING X$X AND X$Y DENOTE X$X+S(0)AND X$Y+S(0)
      1P0RESPECTIVELY//)
505 FORMAT(21H0LIST OF PRIOR KNOWL.,,22H I J MEAN VAR.)
506 FORMAT(2I6,2F15.3)

```

```

509 FORMAT(5$HOPRIO R PARA. ARE THE SAME AS LISTED IN THE PRE. PROB.)
540 WRITE(6,504)
      CALL GLSLP(2)
      RETURN
      END

SUBROUTINE CMEGACK()
IMPLICIT REAL*8 (A-H,D-Z)
DIMENSION A(30,20),B(20,20),C(30,20),D(20),E(20,20),X(96,20),
1   Y(96),S(96,96),XS(30,30),KEY(9),NP(96)
COMMON A,B,C,D,E,X,Y,XS,S,SS,TEL,KERCP,KW,KV,KP,
1KEY,LG,LR,LC,LX,MM,NP,NS,NS1,NT,NT1,NICYCL
CHARACTER#4 WEIGHT,TESTA
GU TO (700,743,790,930,300),KC
700 IF(KDRCP-NP)705,702,701
701 KDRCP=NS
702 DO 703 I=1,NS
703 NP(I)=I
    GO TO 735
705 DO 710 I=1,NT1
    DO 710 J=1,NS
710 E(I,J)=A(I,J)
    DO 720 I=1,NT1
    K=0
    DO 720 J=1,NS
    IF(J-KDRCP)715,720,715
715 K=K+1
    NP(K)=J
    A(I,K)=E(I,J)
720 CONTINUE
    DO 730 I=1,NT1
730 A(I,NS)=E(I,KDRCP)
    NP(NS)=KDRCP
735 WRITE (6,740) KDRCP
      WRITE(6,741) (NP(I),I=1,NS)
      GO TO 744
740 FORMAT(23H0AS YOU DESIRED,COLUMN,IE,34H IS DROPPEDIN FORMING THE
1SYSTEM.)
741 FORMAT (44H READ THE FOLLOWING MATRICES IN THESEQUENCE,6I3//)
742 FORMAT (50HOND COLUMN HAS BEEN DROPPED IN FORMINGTHE SYSTEM.)
743 WRITE(6,742)
744 NS2=NS+1
    DO 745 I=1,NT1
    DO 745 J=1,NS2
745 E(I,J)=A(I,J)
    IF(KW)753,753,745
746 GO TO (755,754,770,758,750,747,746,748,750,790),KW
747 IF(KDROP)764,764,762
748 WRITE (6,749)
749 FORMAT (43H0MATRIX IS DIAGONAL ELEMENTS N/(WJ(T)*(1-WJ(T))),/)
      CALL SIGMA(5)
      GO TO 800
750 WRITE(6,751)
751 FORMAT(27H0THIS WILL BE A TWO STAGE ESTIMATION./)
753 WRITE (6,754)
754 FORMAT (53H0THE WEIGHT MATRIX IS AN IDENTITY MATRIX(UNWEIGHTED)./)
      CALL SIGMA(1)
      GO TO 800
755 IF(KDROP) 764,764,756
756 WRITE(6,757)
757 FORMAT(114H0THE WEIGHT MATRIX IS DERIVED FROM THEMEL WITH ELEMENTS
1/N/WJ(T)+Z*(N-/WJ(T)), Z=1 FORDIAGONALS AND Z=0 CTHERWISE.  /)

```

```

    CALL SIGMA(7)
    GO TO 800
758 WRITE (6,759)
759 FORMAT($1HOMATRIX IS DIAGONAL WITH INVERSE OF THE MEAN PROPORT.)
    CALL SIGMA(2)
    GO TO 800
760 WRITE(6,761)
761 FORMAT($3HOMATRIX IS DIAGONAL WITH INVERSE OF PRO. OF MEAN PRO./)
    CALL SIGMA(3)
    GO TO 800
762 WRITE (6,763)
763 FORMAT (11H0THE WEIGHT MATRIX IS DERIVED FROM THE GENERALIZED
1INVERSE ONE COLUMN IS DROPPED TO PREVENT MULTICOLLINEARITY./)
    CALL SIGMA(8)
    GO TO 800
764 WRITE(6,765)
765 FORMAT ($3H0THE WEIGHT MATRIX IS DIAGONAL WITH ELEMENTS N/HJ(T)./)
    CALL SIGMA(4)
    GO TO 800
770 READ 771,TESTA,NUMBER
771 FORMAT(A6,6X,I6)
    DATA WEIGHT/'WEIGH'
    IF(TESTA .EQ. WEIGHT) GO TO 774
772 WRITE(6,773)
773 FORMAT(22H0ERROR IN INPUT CARDS./)
    CALL EXIT
774 CALL SIGMA(9)
    DO 776 K=1,NUMBER
    READ(5,776),J,WEIGH
776 FORMAT(2I6,F15.4)
778 SCI,J)=WEIGH
    WRITE(6,779)
779 FORMAT(43H0THE WEIGHT MATRIX IS ASSIGNED BY THE USER./)
    IF(KEY(2)-1)800,730,800
780 WRITE (6,784)
784 FORMAT(26H0THE ASSIGNED WEIGH MATRIX/)
    CALL TABLE(1,MM,2)
    GO TO 800
790 WRITE(6,791)
791 FORMAT($1H0MATRIX IS DIA. WITH SLE.INV. OF CISTUR. VAR. ESTI./)
    CALL SIGMA(6)
800 IF (KEY(6))805,820,805
805 ARB1=10.0**KEY(6)
    DO 810 I=1,MM
    DO 810 J=1,MM
810 SCI,J)=SCI,J)/ARB1
    WRITE(6,815) ARB1
815 FORMAT(43H0THE WEIGHT MATRIX WILL BE DIVIDED BY THE SCALAR,E10.2)
820 IF(KEY(1)-1)825,826,826
825 SS=1.0
826 IF(KEY(8)-1) 835,835,836
836 IF(CR0-5)830,827,830
827 CALL GLSQPC5)
    RETURN
830 CALL GLSQPC1)
835 RETURN
    ENO

```

```

SUBROUTINE SIGMACMAP
IMPLICIT REAL*8 (A-H,O-Z)
DIMENSION A(30,30),E(30,2),S(20,30),L(30),F(30,30),X(96,30),
1Y(96),S(90,90),XS(30,90),KEY(5),NP(55)

COMMON A,B,C,D,E,X,Y,XS,S,SS,TCL,KDROP,KW,KV,KP,
1KEY,LG,LK,LX,MM,NN,NP,NS,NS1,NT,NT1,NBCYCL
TN=NT
SN=NS
DO 100 I=1,MM
DO 100 J=1,MM
100 S(K,J)=C(.0
      GJ T2 (120,130,130,160,130,170,210,210,200,250),MAP
120 DO 121 K=1,MM
121 S(K,K)=1.0
      GO TO 300
120 DO 131 J=1,NS1
131 X(1,J)=0.0
      DO 136 J=1,NS1
      DO 135 I=2,NT1
135 X(I,J)=X(1,J)+A(I,J)
136 X(1,J)=TN/X(1,J)
      IF(MAP-2) 120,140,150
140 DO 145 J=1,NS1
      LL=I+NT*(J-1)
      LS=LL+NT-1
      DO 145 K=LL,LS
145 S(K,K)=X(I,J)
      GO TO 290
150 DO 155 J=1,NS1
      SIGMA1=X(1,J)*X(1,J)/(X(1,J)-1.0)
      LL=I+NT*(J-1)
      LS=LL+NT-1
      DO 155 K=LL,LS
155 S(K,K)=SIGMA1
      GO TO 290
160 K=0
      DO 160 J=1,NS1
      DO 166 I=2,NT1
      K=K+1
      IF(A(I,J))162,162,161
161 IF(A(I,J)-1.0)163,162,163
162 S(K,K)=10.0*E(I,NS+1)*E(I,NS+1)
      GO TO 166
163 IF(MAP-4) 164,164,165
164 S(K,K)=E(I,NS+1)/A(I,J)
      GO TO 166
165 S(K,K)=E(I,NS+1)/(A(I,J)*(1.0-A(I,J)))
166 CONTINUE
      GO TO 290
170 DO 171 J=1,NS1 .
171 X(I,J)=(TN-SN)/X(1,J)
      IF(KEY(2)-2)140,172,140
172 KEY(2)=1
      GO TO 140
210 DO 280 I=1,MM
      DO 280 L=1,NS1
      IR=I
215 IF(IR-NT) 225,225,220
220 IR=IR-NT
      GO TO 215
225 J=IR+NT*(L-1)
      K=IR
      IF(I-J)245,250,245
245 Z=0.0
      GO TO 255
250 Z=1.0
255 CONTINUE

```

```

SIGMA1=A(K+1,NS)
SIGMA2=A(K+1,L)
IF(SIGMA1)256,258,257
256 SIGMA1=0.1/E(K+1,NS+1)
257 IF(SIGMA2)258,258,259
258 SIGMA2=0.1/E(K+1,NS+1)
259 IF(CMAP-T)265,266,265
260 S1,I,J)=(E(K+1,NS+1)/SIGMA1)+Z*(E(K+1,NS+1)/
1SIGMA2)
GO TO 260
265 S(I,J)=(E(K+1,NS+1)/(SIGMA1+S1)+Z*(E(K+1,NS+1)/
1SIGMA2)-E(K+1,NS+1)/(SIGMA2+S1))
280 CONTINUE
290 IF (KEY(2)-1) 300,294,300
294 WRITE(6,295)
295 FORMAT(13HCTHE WEIGHT MATRIX/)
CALL TABLE(1,MM,2)
300 NN=NS*NS1
DO 310 I=1,MM
DO 310 J=1,NN
310 X(I,J)=0.0
I=0
DO 320 KT=1,NS1
DO 320 K=1,NT
I=I+1
J=(KT-1)*NS
DO 320 L=1,NS
J=J+1
320 X(I,J)=E(K,L)
I=0
DO 330 L=1,NS1
DO 330 K=2,NT1
I=I+1
330 Y(I)=E(K,L)
350 RETURN
END

SUBROUTINE GLSQP(NCASE)
IMPLICIT REAL#8 (A-H,O-Z)
DIMENSION A(30,30),B(30,2),C(30,30),D(30),E(30,20),X(96,30),
1Y(96),S(96,96),XS(30,96),KEY(9),NP(S6)
COMMON A,B,C,D,E,X,Y,X5,S,SS,TOL,KDROP,KW,KV,KP,
1KEY,LD,LR,LC,LX,MM,NN,np,NS,NS1,NT,KT1,NDCYCL
GO TO (400,420,616,625,400),NCASE
400 DO 410 I=1,NN
DO 410 J=1,MM
XS(I,J)=0.0
DO 410 K=1,MM
410 XS(I,J)=XS(I,J)+X(K,I)*S(K,J)
DO 416 I=1,NN
B(I,1)=0.0
DO 416 L=1,MM
415 B(I,1)=B(I,1)+XS(I,L)*Y(L)
DO 416 J=1,NN
A(I,J)=0.0
DO 416 K=1,MM
A(I,J)=A(I,J)+XS(I,K)*X(K,J)
416 CONTINUE
420 DO 421 I=1,NN
D(I)=B(I,1)
DO 421 J=1,NN
421 C(I,J)=A(I,J)
IF(NCASE-5) 417,700,417

```

```

417 IF(KEY(3)=NCASE-3)422,700,422
422 IF(KEY(3)=1)426,-24,423
423 IF(KEY(3)=NCASE-1)426,424,426
424 WRITE(6,36)
CALL PRINTC1,1,NN,NN)
WRITE(6,491)
DO 425 I=1,NN
425 WRITE(6,495)I,3(I,1)
426 IF(KEY(3)=3)427,423,423
427 CALL SWPMATNN,1,TLL,DETERM,0)
IF(DETERM)>61,480,461
428 CALL SWPMATNN,1,TLL,DETERM,1)
IF(DETERM)<460,480,480
460 WRITE(6,494)DETERM
461 NEG=0
KL=NN
WRITE(6,492)
DO 470 K=1,NS
L=0
PR=1.0
N=NN-NS+K
DO 465 I=K,N,NS
L=L+1
Y(L)=5(I,1)
IF(B(I,1))464,465,465
464 NEG=NEG+1
465 PR=PR-B(I,1)
KL=KL+1
B(KL,1)=PR
IF(PR)>465,457,467
466 NEG=NEG+1
467 CONTINUE
IF(KDGRP)468,463,469
468 WRITE(6,496)(Y(L),L=1,NS1)
GO TO 470
469 WRITE(6,496)(Y(L),L=1,NS1),PR
470 CONTINUE
IF(KEY(9)=1)472,471,472
471 CALL SMRYC2,2)
472 IF(KV-1)481,474,473
473 IF(KV-NCASE-1) 481,474,475
474 WRITE(6,485)
CALL PRINTC1,1,NN,NN)
GO TO 481
475 IF(NEG)472,472,481
480 WRITE(6,493)
GO TO 520
481 IF(KP-1)487,486,482
482 IF(KP-NCASE-1)487,486,-83
483 IF(NEG)487,486,487
486 CALL PREDIC(1)
487 IF(KEY(7)=1)700,501,501
488 FORMAT(54H0DISPER. MATRIX OF MLC(GLS,MCS)EST.P(I,J),OR INV.OF XSX)
489 FORMAT(38H0THE UNRESTRICTED ESTIMATOR IS PERFECT)
490 FORMAT(29H0GENERALIZED XSX FOR GP INPUT)
491 FORMAT(29H0GENERALIZED XSY FOR GP INPUT)
492 FORMAT(48H0UNRESTRICTED ESTIMATOR OF THE TRANSITION MATRIX)
493 FORMAT(33H0XSX IS SINGULAR, TRY IF SOLUTION/)
494 FORMAT(21H0DETERMINANT OF XSX=,E14.7)
495 FORMAT(1H,I3,3X,E14.7)
496 FORMAT(6F13.8)
497 FORMAT(31H0URE. EST.VIOLATES PRE.   PR0B,1SH REQU.ITER.PR0C.)
501 IF(KEY(7)=NCASE)700,510,502

```

```

502 IF(KEY(7)=3)700,310,510
510 IF(NEU)511,511,512
511 WRITE(6,485)
      GO TO 700
512 WRITE(6,487)
      IF(KEY(7)=4)530,520,520
520 K4=KEY(4)
      IF(KEY(7)=NCASE-3) 525,530,525
525 KEY(4)=3
530 CALL WP(1)
      LX=LX
      IF(KEY(7)=4)540,531,531
531 KEY(4)=K4
540 IF(K4=1)548,542,541
541 GO TO (542,546,546,546,546,549,546,546,546,546,546,546,547),KW
542 IF(NCASE-1)544,544,545
544 WRITE(6,560)
      GO TO 616
545 WRITE(6,561)
      GO TO 616
546 WRITE(6,562)
      GO TO 616
547 WRITE(6,563)
      GO TO 616
548 WRITE(6,564)
      GO TO 616
549 WRITE(6,565)
      GO TO 616
560 FORMAT(55H0HENCE,THE ML(GLS,MCS)ESTIMATOR OF THE TRANSITION MATRIX
     1IS/)
561 FORMAT(55H0HENCE,THE BAYESIAN ESTIMATOR OF THE TRANSITION MATRIX IS)
562 FORMAT(54H0HENCE,THE WEIGHTED ESTIMATOR OF THE TRANS. MATRIX IS)
563 FORMAT(54H0HENCE,THE TWO-STAGE ESTIMATOR OF THE TRANS. MATRIX IS)
564 FORMAT(54H0HENCE,THE UNWEIGHTED CLASSICAL ESTI. OF THE TRANS. MATR.IS)
565 FORMAT(54H0HENCE THE FIRST STAGE REST.GENER.INV. EST. OF THE TRAN. MAT)
616 DO 617 I=1,LR
617 S(I,1)=0.0
      DO 620 I=1,LR
      K=NPC(I)-LD
      IF(K) 620,620,618
618 IF(K-LX)619,619,620
619 B(K,1)=Y(I)
620 CONTINUE
      IF(KEY(5)=1)625,621,625
621 CALL SHRY(2,2)
625 DO 650 L=1,NS
      LL=0
      N=NN+L
      DO 630 I=L,N,NS
      LL=LL+1
630 Y(LL)=S(I,1)
650 WRITE(6,496)(Y(LL),LL=1,NS)
      IF(NCASE=4)651,700,551
651 IF(KP-1)700,550,552
652 IF(KP-NCASE-1)700,560,553
653 IF(KP=4)700,550,550
650 CALL PREDIC(1)
700 RETURN
END

```

SUBROUTINE LF

```

      IMPLICIT REAL*8 (A-H,D-Z)
      DIMENSION A(30,30),B(30,2),C(30,20),D(20),E(30,20),X(30,30),
     1Y(96),S(96,96),XS(30,96),KEY(9),NP(96)
      COMMON A,B,C,D,E,X,Y,XS,S,ES,TCL,KDROP,KW,KV,KP,
     1KEY,LD,LR,LC,LX,MN,NN,NP,NS,NS1,YT,AT1,NOCYCL
      WRITE(6,100)
100  FORMAT(35H0 THIS PROBLEM WILL BE SOLVED BY LF./)
      IF(KDROP)101,101,102
101  CALL OMEGA(2)
      GO TO 104
102  CALL OMEGA(1)
104  NNS=NS#NS
      NN1=NN+1
      MM1=MM+1
      LR=MM#NS
      LX=LC
      LD=0
      NOCYCL=0
      DO 105 J=1,LC
105  XS(1,J)=0.0
      DG 110 K=1,MM
      J=NNS+K
      L=MM+J
      DO 106 I=1,MM
106  XS(1,J)=XS(1,J)+S(I,K)
      XS(1,L)=XS(1,J)
      DO 111 I=1,MM
      DO 111 J=1,NN
111  S(I,J)=X(I,J)
      DG 112 J=1,LC
112  X(J,1)=XS(1,J)
      IF(KEY(8))113,113,115
113  K=NNS+1
      DO 114 J=K,LC
114  X(J,1)=SQRT(X(J,1))
115  IF(KDROP-1)120,116,116
116  DG 117 I=1,MM
      DG 117 J=NN1,NNS
117  S(I,J)=0.0
120  IF(KEY(4)-1)122,123,122
122  IF(KEY(2)-1)129,123,123
123  K=NNS+1
      WRITE(6,124)K,LC
124  FORMAT(40H0 THE COST VECTOR FOR ERROR TERMS (COLUMN,I3,
     110M TO COLUMN,I3,1H)/)
      WRITE(6,125)(X(J,1),J=K,LC)
125  FORMAT(1M,9E14.7)
129  DO 130 I=1,MM
      DO 130 J=NN1,LC
130  S(I,J)=0.0
      DO 135 I=1,MM
      J=NNS+I
      NP(I)=J
      S(I,J)=1.0
      L=MM+J
135  S(I,L)=-1.0
      DO 140 I=MM1,LR
      NP(I)=0
140  Y(I)=1.0
      DO 145 I=MM1,LR
      DO 145 J=1,LC
145  S(I,J)=0.0
      DG 146 K=1,NS

```

```

I=MM+K
L=NNS-N$+K
DC 146 J=K,L,NS
146 S(I,J)=1.0
IF(KDRGP)150,150,147
147 J=NN
DO 148 I=MM1,LR
J=J+1
148 NP(I)=J
IF(KEY(4)-1) 155,149,156
149 CALL TAELE(1,LC,1)
GO TO 156
150 IF(KEY(4)-1)152,151,152
151 CALL TAELE(1,LC,1)
152 CALL SCLVE(1)
IF(KEY(5)-2) 156,154,153
153 IF(KEY(5)-3) 156,154,156
154 WRITE(6,155)
155 FORMAT(42HENO OF PHASE1 AND BEGINNING      OF PHASE 2.)
156 DO 160 I=1,LR
M=NP(I)
160 X(I,2)=X(M,1)
KS=LR+1
DO 165 J=1,LC
S(KS,J)=0.0
DC 164 I=1,LR
164 S(KS,J)=S(KS,J)+X(I,2)*S(I,J)
165 S(KS,J)=S(KS,J)-X(J,I)
Y(KS)=0.0
DO 170 I=1,LR
170 Y(KS)=Y(KS)+X(I,2)*Y(I)
IF(KDRGP) 172,172,175
172 CALL SCLVE(3)
GO TO 176
175 CALL SCLVE(2)
176 Y(KS)=0.0
DC 180 I=1,LR
M=NP(I)
X(I,2)=X(M,1)
180 Y(KS)=Y(KS)+X(I,2)*Y(I)
CALL QFC(2)
WRITE(6,201)
201 FORMAT(53H0THE MINI.ABSOLUTE DEVIATION ESTI.OF THE TRANS MATRIX)
LX=NNS
CALL GLSQP(3)
RETURN
END

```

```

SUBROUTINE QPC(RDUT)
IMPLICIT REAL*8 (A-H,O-Z)
DIMENSION A(30,30),B(30,2),C(30,10),E(30),F(30,20),X(30,30),
1Y(96),S(48,48),XS(30,48),KEY(9),NP(56)
COMMON A,B,C,J,E,X,Y,X2,S,CD,TCL,KDRDP,KH,KV,KP,
1KEY,LG,LR,LC,LX,UM,UN,RF,NL,LS1,WT,NT1,NOCYCL
GO TO (3,100),RDUT
3 LD=NS
LK=NS+NS
IF(KDRDP)3,3,3
5 LR=LK+NS
6 LC=LK+LK
LK=Z*LC

DO 10 I=1,NS
10 Y(I)=1.0
K=0
NS2=NS+1
DO 15 I=NS2,LR
K=K+1
15 Y(I)=D(K)
DO 20 I=1,LK
DO 20 J=1,LC
20 S(I,J)=0.0
DO 30 I=1,LK
KR=L0+I
KC=NN+I
DO 30 J=KR,KC,NS
S(I,J)=1.0
IF(KDRDP)25,25,30
25 L=LR+I
S(J,L)=-1.0
30 S(J,I)=1.0
DO 40 K=1,NN
I=LC+K
DO 40 L=1,NN
J=LC+L
40 S(I,J)=C(K,L)
IF(KDRDP)55,55,42
48 DO 50 I=1,NS
J=LR+I
50 S(I,J)=1.0
55 DO 60 I=NS2,LR
J=LR+I
60 S(I,J)=-1.0
DO 70 K=1,LR
70 NP(K)=0
IF(KDRDP)85,85,75
75 DO 80 K=1,L0
80 NP(K)=LR*K
85 LD=L0+NN
NOCYCL=0
IF(KEY(4)-1)95,93,95
90 CALL TAELE(1,LC,1)
95 WRITE (6,190)
CALL SOLVE(1)
LD=NS
100 KS=LR+1
WRITE(6,191) NOCYCL
WRITE(6,194) Y(KS)
IF(KEY(5)) 200,200,105
105 IF(KEY(5)-3)195,200,105
106 WRITE(6,192)
DO 110 I=1,LR
110 WRITE(6,193)I,np(I),Y(I)
190 FORMAT (32H1THE FOLLOWINGS ARE QP SOLUTION//)
191 FORMAT (25H0NUM OF CYCLES REQUIRED =,14/)
194 FORMAT (45H0OBJ. VALUE FOR LP OR RELMING ERROR FOR QP =,E15.7/)
192 FORMAT (44H          I           E(I)//)
193 FORMAT(2I10,F30.10)
200 RETURN
END

```

```

SUBROUTINE SCLVE(L,P)
IMPLICIT REAL*8 (A-H,O-Z)
DIMENSION A(30,10),B(30,10),C(30,30),D(30),E(30,30),X(95,30),
          Y(95,30),Z(30,30),TOL,KFCDP,KW,KV,KP,
          KEY,LG,LR,LC,LX,MN,NP,NS,NQ1,NR1,NRCYCL
          ASSIGN 135 TO KK
          KJ=LR+1
          IF(LWP-2) 15,15,350
16 IF(KEY(5)-2) 30,19,17
17 IF(KEY(5)-5) 30,19,30
19 WRITE(6,120)
20 FORMAT($4HOND. OF ITER.PIVOT ROW NEW GLC EAS. OBJ.VAL. SEE. ITE.)
20 IF(LWP-1) 30,90,330
90 NRCYCL=0
100 LOOP=0
      DD 110 J=1,LC
110 S(KS,J)=0.0
      DC 120 J=1,LC
      DG 120 I=1,LR
      IF(NP(I)) 120,119,120
119 S(KS,J)=S(KS,J)+S(I,J)
120 CONTINUE
      Y(KS)=0.0
      DD 125 I=1,LR
      IF(NP(I)) 125,124,125
124 Y(KS)=Y(KS)+Y(I)
125 CONTINUE
131 IF(KEY(4)-9)135,132,135
132 CALL TABLE(1,LC,1)
      GO TO KK,(135,400)
135 IF(NRCYCL-LX)140,136,400
136 WRITE(6,137)Y(KS)
137 FORMAT($4HOLCOPING,SO TERMINATE.THE VALUE OFOBJ. FUNCT.=,$20.10/)
138 IF(KEY(4)-8) 400,139,400
139 NRCYCL=LX+1
      GO TO 132
140 KMAX=0
      DD 160 J=1,LC
      IF(KMAX)501,501,500
500 IF(S(KS,J))160,160,143
501 IF(S(KS,J))160,141,143
141 DO 142 I=1,LR
      IF(NP(I)-J)142,160,142
142 CONTINUE
143 IF(LD) 150,150,144
144 IF(J-LD) 147,147,145
145 IF(J-LR) 150,150,146
146 L=J-LR
      GO TO 148
147 L=J+LR
148 DO 149 K=1,LR
      IF(NP(K)-L)149,160,149
149 CONTINUE
150 IF(KMAX)151,151,152
151 KMAX=J
      GO TO 160
152 IF(S(KS,KMAX)-S(KS,J))152,160,150
153 KMAX=J
160 CONTINUE
      IF(KMAX)161,161,210
161 IF(LD) 235,235,172
165 DO 169 I=1,LR
      IF(NP(I))169,167,159
167 SUM=0.0
      DG 168 J=1,LC

```

```

168 SUM=SUM+ABSS(CC(I,J))
169 IF(SUM)169,170,171
170 CONTINUE
GO TO 100
170 WRITE(6,171)
171 FORMAT(51H FORCEI TERMIN.DUL TO LINEAR DEPEN. CRINCON. OF CONS,IS)
GO TO 133
172 WRITE(6,173)
173 FORMAT(54H I CAN NOT FIND A BASIS AND WILL NOW ALTERACTIVITIES.)
KAN=0
DO 165 I=1,LR
IF(NP(I)) 165,174,163
174 CONTINUE
DO 151 J=1,LC
IF(SC(I,J)) 151,151,175
175 CONTINUE
IF(J-LC) 177,177,176
176 CONTINUE
IF(J-LR) 151,151,178
177 L=J+LR
GO TO 179
178 L=J-LR
179 CONTINUE
DO 184 K=1,LR
IF(NP(K)-L)134,180,184
180 KAN=KAN+1
NP(K)=0
184 CONTINUE
181 CONTINUE
185 CONTINUE
IF(KAN) 235,235,182
182 WRITE(6,183) KAN
183 FORMAT(10H THERE ARE,I6,14H BASES ERASED.)
GO TO 100
210 DO 220 I=1,LR
IF(S(I,KMAX)) 215,215,212
212 XS(I,I)=Y(I)/S(I,KMAX)
GO TO 220
215 XS(1,I)=-1.0
220 CONTINUE
KPIVOT=0
DO 225 I=1,LR
IF(XS(1,I)) 225,221,221
221 IF(KPIVOT)222,222,223
222 KPIVOT=I
GO TO 225
223 IF(XS(1,KPIVOT)-XS(1,I))225,225,224
224 KPIVOT=I
225 CONTINUE
IF(KPIVOT) 235,235,243
235 WRITE(6,236)
236 FORMAT(39H THIS PROBLEM HAS NO FEASIBLE SOLUTION./)
GO TO 135
248 IF(CLOP-1) 249,249,260
249 IF(NP(KPIVOT))255,255,250
250 LOOP=LOOP+1
IF(CLOP=9)260,260,251
251 WRITE(6,252)
252 FORMAT(55H I AM CHECKING FOR LOOPING,AND RECOMPUTING ALTER. COSTS.)
GO TO 165
255 LOOP=0
260 NOCYCL=NOCYCL+1
IF(KEY(5)-2) 275,265,262

```

```

262 IF(KEY(S)-5) 275,265,275
265 WRITE(S,275)NDCY(JL,KPIVLT,KMAX,NP(KPIVLT),Y(<S>)
270 FORMAT(1X,4I10,5X,1E+.7)
275 NP(KPIVLT)=KMAX
    PIVLT=1.0/S(KPIVLT,KMAX)
    D$ 340 J=1,LC
340 S(KPIVLT,J)=S(KPIVLT,J)*PIVLT
    Y(KPIVLT)=Y(KPIVLT)*PIVLT
    S(KPIVLT,KMAX)=1.0
    D$ 345 I=1,K3
    IF(I-KPIVLT)>45,345,345
345 IF(SC(I,KMAX)) 345,360,346
346 ELEMNT=S(I,KMAX)
    D$ 350 J=1,LC
    IF (S(KPIVLT,J))>47,350,347
347 S(I,J)=S(I,J)-ELEMNT*S(KPIVLT,J)
    IF(CABS(SC(I,J))-TOL)>49,349,350
349 SC(I,J)=0.0
350 CONTINUE
    Y(I)=Y(I)-ELEMNT*Y(KPIVLT)
    IF(CABS(Y(I))-TOL)>53,353,354
353 Y(I)=0.0
354 SC(I,KMAX)=0.0
355 CONTINUE
    IF(LQP-1) 365,365,330
365 D$ 370 I=1,LR
    IF(NP(I)) 131,131,370
370 CONTINUE
999 CONTINUE
    IF(KEY(4)-7) 371,375,371
371 IF(KEY(4)-9) 400,375,400
375 ASSIGN 400 TO KK
    GO TO 132
380 D$ 355 J=1,LC
    IF(SC(KS,J))365,365,131
385 CONTINUE
    D$ 390 J=1,LC
    IF(SC(KS,J)) 390,335,390
386 D$ 387 I=1,LR
    IF(NP(I)-J) 397,390,387
387 CONTINUE
    D$ 338 K=1,LR
    IF(SC(K,J))355,355,334
388 CONTINUE
390 CONTINUE
    GO TO 999
394 WRITE(S,395)
395 FORMAT(55H0IT HAS MULTIPLE SOLUTIONS. AT LEAST THE VAR. OF COLUMN,
    114,24H COULD BE IN THEBASIS./)
    GO TO 130
400 RETURN
END

```

```

SUBROUTINE TABLE(X,L,LINED)
IMPLICIT REAL*8 (A-H,Z-E)
DIMENSION A(30,30),E(30,2),C(30,30),D(30),E(30,20),X(96,20),
1Y(96),S(96,96),X(30,96),KEY(9),NP(96)

COMMON A,B,C,D,E,X,Y,X3,S,SS,TOL,KRCRP,KH,KV,KP,
1KEY,LC,LR,LL,LX,NH,NK,NP,NE,NL,NLT,NL1,NDCYCL
KS=L
NE=K
GO TO 409,LINE
409 WRITE(6,500) NDCYCL
499 FORMAT(10H 2MC ,9E13.7)
500 FORMAT(16H0SIMPLEX TABLEAU,I6)
KS=LR
IF(LC-6) 501,501,502
501 LS=LC
GO TO 503
502 LS=8
503 WRITE(6,504)(J,J=1,LS)
504 FORMAT(14H0ROW BASIS(I),2I13)
505 FORMAT(1M,I3,I5,1X,9E13.7)
506 FORMAT(1H,I3,6X,9E13.7)
507 FORMAT(1HO)
DC 508 I=1,K3
508 WRITE(6,505) I,NP(I),Y(I),(S(I,J),J=1,LS)
IF(KEY(4)-1) 600,610,600
600 WRITE(6,499) Y(LR+1),(S(LR+1,J),J=1,LS)
610 WRITE(6,507)
IF(LC-6) 540,540,509
509 NE=9
510 ASSIGN 512 TO KK
LL=NE
512 IF((L-LL)=8) 515,515,520
515 ASSIGN 540 TO KK
LS=L
GO TO 525
520 LS=LL+8
525 WRITE(6,526) (J,J=LL,LS)
526 FORMAT(1H,5X,5I13)
DC 520 I=1,KS
530 WRITE(6,506) I,(S(I,J),J=LL,LS)
IF(LINE-1) 531,531,533
531 IF(KEY(4)-1) 533,533,532
532 WRITE(6,499)(S(LL+1,J),J=LL,LS)
533 WRITE(6,507)
LL=LL+9
GO TO KK,(512,540)
540 RETURN
END
SUBROUTINE S4PMAT(N,M,TOL,DETERM,KASE)
IMPLICIT REAL*8 (A-H,Z-E)
DIMENSION A(30,30),E(30,2)
COMMON A,B
KOVER=KASE
DETERM=1.0
DC 60 K=1,N
IF(ASS(A(K,K))-TOL) 80,80,10
10 IF(KCOVER-1) 19,15,1?
15 DETERM=CTERM*AA(K,K)
19 PIVST=1.0/S(K,K)
DC 20 J=1,N
20 AA(K,J)=AA(K,J)*PIVST
DC 25 J=1,M
25 BB(K,J)=BB(K,J)*PIVST
AA(K,K)=PIVST
DC 50 I=1,N
IF(I-K) 50,50,30
50 ELEM=A(I,K)

```

```

      A(I,K)=0.0
      DO 40 J=1,N
40   A(I,J)=A(I,J)-ELEMTRACK(J)
      DO 45 J=1,N
45   E(I,J)=E(I,J)-ELEMTRACK(J)
50   CONTINUE
60   CONTINUE
99   RETURN
80   WRITE(6,90) K
90   FORMAT(29H0THE MATRIX IS SINGULAR,IN K=,I8/)
      DETERM=0.0
      GO TO 99
      END
      SUBROUTINE PRINT(K,L,M,N)
      IMPLICIT REAL*8 (A-H,C-Z)
      DIMENSION A(30,30)
      COMMON A
05   FORMAT(1H0)
20   FORMAT(1H,9I14)
30   FORMAT(1H,I3,2X,9E14.7)
      INT=9
      INT1=INT-1
50   ASSIGN 60 TO KK
      LL=L
60   IF((N-LL)=INT1) 70,70,75
70   ASSIGN 180 TO KK
      LS=N
      GO TO 30
75   LS=LL+INT1
80   WRITE(6,20)(J,J=LL,LS)
      DO 90 I=K,M
90   WRITE(6,30)I,(A(I,J),J=LL,LS)
      WRITE(6,5)
      LL=LL+INT
      GO TO KK,(60,180)
180  RETURN
      END
      SUBROUTINE PREDICT(K,N)
      IMPLICIT REAL*8 (A-H,C-Z)
      DIMENSION A(30,30),B(30,2),C(30,20),D(30),E(30,30),X(30,30),
     1Y(30),S(30,30),XSC(30,30),KEY(9),NP(S6)
      COMMON A,B,C,D,E,X,Y,XE,S,SS,TCL,KCRCP,KW,KV,KP,
     1KEY,LS,LR,LC,LX,NM,NV,NP,NS,NS1,NT,NT1,NDCYCL
      DO 20 I=1,NT1
      L=0
      DO 20 J=1,NS
      A(I+1,J)=0.0
      DO 20 K=1,NS
      L=L+1
20   A(I+1,J)=A(I+1,J)+E(I,K)*C(L,1)
      IF(KN-1) 24,50,24
24   WRITE(6,25)
25   FORMAT(26H1THE PREDICTED PROPORTIONS/)
      NT2=NT1+1
      CALL PRINT(2,1,NT2,NS)
      SSQ=0.0
      CHI=0.0
      DO 40 J=1,NS
      DO 40 I=2,NT1
      IF(A(I,J)) 36,35,36
35   IF(E(I,J)) 39,40,39
36   CHI=CHI+(E(I,NS+1)*(A(I,J)-E(I,J))**2)/E(I,J)
      GO TO 40

```

```

39 CHI=CHI+(E(I,N3+1)*C(I,J)-E(I,J))**2)/E(I,J)
40 SS=SS+(A(I,J)-E(I,J))**2
    TN=NT*N3
    ASSQ=SS/TN
    CHIR=0.0
    DO 45 J=1,N3
    DO 45 I=2,N1
    IF(E(I,J)) 43,42,43
42 IF(A(I,J)) 44,45,44
43 CHIR=CHIR+(E(I,N3+1)*C(I,J)-E(I,J))**2)/E(I,J)
    GO TO 45
44 CHIR=CHIR+(E(I,N3+1)*C(I,J)-E(I,J))**2)/A(I,J)
45 CONTINUE
    WRITE(6,50)SSQ,ASSQ,CHI,CHIR
50 FORMAT(25H0 SSE MSE      CSV  MCSV ,4F20.9)
60 RETURN
END

SUBROUTINE SNRY(MARY,KT)
IMPLICIT REAL*8 (A-H,D-Z)
DIMENSION A(30,30),B(30,2),C(30,30),D(30,30),E(30,30),X(96,30),
1Y(96),S(96,96),X(30,96),KEY(9),NP(96),AAC(2),SUM(36,2),SUMSC(36,2)
COMMON A,B,C,D,E,X,Y,XS,S,SS,TCL,KDRSP,K4,KV,KF,
1KEY,LD,LR,LC,LX,MH,NN,NP,NS,NS1,NT,NT1,NDCYCL
NNS=NS
GO TO 10(10,25,35),MARY
10 DO 20 J=1,2
    AAC(J)=0.0
    DO 20 I=1,NNS
    SUM(I,J)=0.0
20 SUMSQ(I,J)=0.0
    GO TO 100
25 DO 30 I=1,NNS
    SUM(I,KT)=SUM(I,KT)+B(I,1)
30 SUMSQ(I,KT)=SUMSQ(I,KT)+3(I,1)**2
    AAC(KT)=AAC(KT)+1.0
    WRITE(7,31) (S(I,1),I=1,NNS)
31 FORMAT(8X,3F8.4)
    GO TO 100
35 IF(KT-1)37,37,39
37 WRITE(6,38)
38 FORMAT(56H1THIS IS A SUMMARY SHEET FOR THE UNRESTRICTED ESTIMATOR.
1/)
    GO TO 41
39 WRITE(6,40)
40 FORMAT(56H1THIS IS A SUMMARY SHEET FOR THE RESTRICTED ESTIMATOR./)
41 DC 42 I=1,NNS
42 B(I,1)=SUM(I,KT)/AAC(KT)
    WRITE(6,44) AAC(KT)
44 FORMAT(16H0SAMPLE SIZE = F4.0)
    WRITE(6,45)
45 FORMAT(6H0MEANS/)
    CALL GLSQP(4,TCL,KW,KV,KDRSP)
    DO 47 I=1,NNS
47 B(I,1)=SUMSQ(I,KT)/AAC(KT)-B(I,1)**2
    WRITE(6,48)
48 FORMAT(13H0VARIANCES/)
    CALL GLSQP(4)
    DO 49 I=1,NNS
49 S(I,1)=SQRT(B(I,1))
    WRITE(6,50)
50 FORMAT(20H0STANDARD DEVIATIONS/)
    CALL GLSQP(4)

```

```
55 READ(5,56)(E(I,1),I=1,36)
56 FORMAT(5F3.4/YFS.4/YFS.4/YFS.4)
      WRITE(6,57)
57 FORMAT(12H0TRUE VALUES/)
      CALL GLSPC(4)
      DO 70 I=1,NNS
60 Y(I)=SUMS1(I,KT)-2.0*S(I,1)+SUM(I,KT)+AA(KT)*E(I,1)**2
70 S(I,1)=SQRT(Y(I)/AA(KT))
      WRITE(6,75)
75 FORMAT(41H0ROOT MEAN SQUARE ERRORS FROM TRUE VALUES/)
80 CALL GLSPC(4)
      S1=0.0
      DO 85 I=1,NNS
85 S1=S1+S(I,1)
      WRITE(6,89) S1
89 FORMAT(52H0SUM OF THE ELE OF THE RCCT MEAN SQUARE ERRORMATRIX=,
      1F15.8)
100 RETURN
      END
```

參 考 文 獻

- 윤석철, 「계량 경영학」, 경문사, 1985.
- 趙載英의 2人, 「작물학 개요」, 향문사, 1980.
- 表鉉九의 2人, 「채소원에 각론」, 향문사, 1980.
- 潘性純의 2人, 「畜利用率 提高方案」, 1981. 12.
- 李重雄의 2人, 「보리의 生産 및 消費政策 方向」, 1984. 12.
- 金正夫, 「Markov Chain에 의한 耕地面積 變動 推定」, 1978. 12.
- 농협중앙회, 「경제작물 경영조사 보고」, 1981.
- Adelman, I. G. "A stochastic Analysis of the size Distribution of Firms," Journal of the American statistical Association, 53, 893 – 904, 1958.
- Cinlar "Introduction to the stochastic process", Prentice-Hall, 1975.
- Hallberg, M. C., "Projecting the size Distribution of Agricultural Firms – An Application of a Markov Process with Non-stationary Transition Probabilities," American Journal of Agricultural Economics, 51, 289 – 302, 1969.
- Hogg, R. and A. Craig, "Introduction to Mathematical statistics", 4 th Edition, Macmillan, 1978.
- Judge, G. G. and T. Takayama, "Inequality Restriction in Regression Analysis", Journal of the American statistical Association, 61, 166 – 181, 1966.
- Lee, T. C., Judge, G. G. and Zellner, A., "Estimating the parameter of the Markov Probability Model from Aggregate Time-Series Data", North Holland publishing Company, Amsterdam, 1970.

K. Murty, "Linear and Combinatorial Programming", John Wiley and Sons Inc., 1976.

Spyros Makridakis and Steven C. Wheelwright, "Forecasting", John Wiley and Sons Inc., 1978.

빈

면

研究報告 148

統合農業情報시스템 5

冬期作物 植付面積 豫測 電算模型開發

Markov Chain 技法을 이용하여

1988년 12월

發行人 金 瑞 鎭

發行處 韓國農村經濟研究院

130-050

서울특별시 동대문구 회기동 4-102

登録 1979年 5月 25日 第 5-10號

電話 962-7311

印 刷 株式会社 文麗社

電話 739-3911~5

出處를 明示하는 한 자유로이 引用할 수 있으나 無斷轉載 및複製는 禁함.