

巨視的 離農函數推定과 離農量決定要因分析*

李 貞 煥

首席研究員, ph.D.(農業經濟學), 農業部門研究室

玄 公 南

責任研究員, 農業部門研究室

- I. 序論
- II. 離農模型
- III. 資料
- IV. 計測
- V. 要約과 結論

I. 序論

離農現象은 經濟學者뿐만 아니라 社會學者, 人口學者, 地理學者 등에게도 깊은 관심의 대상이 되어 왔으며, 그와 같은 폭넓은 관심을 반영하여 그간 離農에 관한 實證的 研究도 매우 광범위하게 이루어져 왔다.¹ 이를 研究는 離農의 要因(determinants of migration)을 규명하려는 것과 離農의 結果(consequences of migration)를 分析하려는 것으로 大別될 수 있으나 대부분은

要因과 結果를 미시적 視覺에서 分析하고 있다. 離農現象을 그와 같이 미시적 시각에서 分析하는 것은 離農이 具體的으로 어떤 메카니즘에 의하여 발생하며, 어떤 과정을 거쳐 그 效果가 形成되는가를 이해하는데 매우 적절하고 귀중한 지식을 제공한다.

그러나 國民經濟의 成長을 分析하고, 發展計劃을 수립하려는 경우에 먼저 필요한 것은 部門(sector)間에 人口와 勞動力이 어떻게 分布되는가 하는 것이다. 물론 經濟發展에 따라 農業勞動力과 農家人口가 감소하는 것은 잘 알려진 經驗法則이지만 그 감소 속도는 人口의 自然增加率과 離農量에 의하여 결정된다. 따라서 한 나라의 總離農量이 어떤 要因에 의하여 얼마나 發生할 것인가를 巨視的 變數에 의하여 규명하는 것은 그 나라의 經濟發展 과정을 이해하고 또 發展計劃을 수립하는 데 매우 긴요한 課題가 아닐 수 없다.

韓國의 離農現象을 巨視的으로 分析한 研究들이 없지 않으나 대부분은 離農量을 推計하고 그

* 本研究는 「農業部門模型開發研究」의 일환으로 이루어진 것이다. 研究初期에 金英植博士(高大)가 정리한 資料와 概念들이 本研究에 크게 도움이 되었다. 이에 깊이 감사한다.

¹ Greenwood (1975)는 251개의 관련 論文을 소개하고 있고, 韓國에서도 尹汝德(1984), 李廣遠(1984), 尹錫範(1977), 李漢淳(1971) 등이 있다.

變動動態에 나타나고 있는 특징을 파악하는데 머물고 있다.² 本稿에서는 巨視的離農函數를 推定하여 總離農量을 결정하는 要因을 규명하고 각 要因이 1965~81年 사이에 이루어진 지속적 離農現象에 미친 效果를 計測하려고 한다. 뿐만 아니라 앞으로 10~20年間의 離農量을 예측하는데도 유용하게 쓰일 수 있도록 고려하였다.

離農은 직업을 기준으로 하여 農業—非農業 사이의 勞動力 移動(job migration)으로 파악하는 경우, 地域을 중심으로 하여 農村—都市間의 人口移動(regional migration)으로 파악하는 경우, 그리고 家計를 中心으로 하여 農家—非農家間의 人口移動(off-farm migration)으로 파악하는 경우 등이 있다. 本稿에서는 農家—非農家間의 人口移動으로 정의되는 離農을 대상으로 分析하려고 한다.

II. 離農模型

賃金隔差는 離農을 결정하는 가장 중요한 變數로 간주되어 왔다. 특히 部門間의 勞動力 移動現象을 部門間의 生產性 均衡過程으로 파악하려는 巨視的分析에서는 賃金隔差가 절대적인 중요성을 가지고 있다. 그러나 賃金隔差와 離農量을 직접 연결시키는 데에는 몇 가지 問題點이 있다.

첫째, 賃金隔差가 곧 兩部門의 所得隔差를 의미하지는 않는다. 왜냐하면 農家는 地代 등 非賃金所得을 상당량 가지고 있을 뿐만 아니라 家族員의 就業構造가 都市家計와는 전혀 다르기 때-

² 金英植外 (1980), pp. 22~23, 尹汝德外 (1983), pp. 3~42, Ban S.H. et. al (1980), pp. 316~390 등이 이에 속한다.

문이다. 즉 家口員의 就業率은 높지만 就業者 1人當 就業時間은 짧고, 또한 農業 뿐만 아니라 非農業分野에도 취업하고 있다. 이와 같은 사실을 고려할 때 農業—非農業間의 賃金隔差(wage difference)보다는 農家—非農家의 所得隔差(income difference)가 적절한 說明變數가 될 수 있을 것으로 생각된다. 염밀하게 이야기하자면 就業의 確率, 就業의 장기적 安全性, 離農에 수반되는 각종 費用 등이 所得隔差에 고려되어야 한다.³ 그러나 時系列分析에서는 分析 기간 동안 이러한 要因들이 일정하였다고 가정할 수 있기 때문에 明示的으로 고려하지 않더라도 반드시 문제가 되지는 않는다.

둘째, 所得隔差가 존재한다고 하더라도 실제로 얼마나 많은 農家勞動力이 非農業部門에 就業할 수 있는가 하는 것은 非農業部門에 얼마나 많은 就業機會가 창출되는가에 달렸다. 비록 所得隔差가 있다고 하더라도 景氣의 위축으로 非農業部門의 雇傭이 늘어나지 않는다면 離農은 극히 제한된 범위내에서만 가능할 것이다. 따라서 非農業部門의 新規勞動力需要 規模가 離農量을 결정하는 중요한 變數가 된다.

非農業部門에서 같은 規模의 新規勞動力需要가 발생한다하더라도 全體人口 중 農家人口의 비중에 따라 離農量은 달라질 것이다. 즉 全體人口 중 農家人口比重이 크면 클수록 新規勞動力需要量 중 보다 많은 部分이 農家에 의하여 充當될 것으로 예상할 수 있다.⁴ 이상과 같은 사실들을 고려하여 離農函數의 基本型을 다음과 같

³ 増井(1970)는 離農費用이 단신 離農의 경우와 舉家離農의 경우에 다르고 또 長男의 경우와 次三男의 경우, 그리고 女子의 경우에 각각 다르다는 것을 지적하고 있다. 尹錫範(1977)은 所得은 所得 흐름의 現在價值로 評價되어야 한다고 주장한다.

⁴ 이 變數는 특히 離農의 장기적 추세를 分析하거나 예측하는 경우 매우 중요하다는 것이 나중에 밝혀질 것이다.

이 설정하였다.

$$(1) NMP = f(YD, NLD, PR)$$

단, NMP 는 離農量, YD 는 農家—非農家 所得比率, NLD 는 非農業部門 新規勞動力需要量, PR 은 全體人口에 대한 農家人口 比率을 나타낸다.

식(1)은 여러가지 형태로 전개될 수 있으나 다음과 같은 사정이 고려되었다. 먼저 離農量 (NMP) 과 非農業部門의 新規勞動力需要量 (NLD) 은 負의 値을 가질 수 있으므로 代數變換시키는 것은 적합치 못하다.⁵ 둘째, 農家—非農家間에 所得均衡이 이루어진 경우(즉, $YD=1$)에는 所得隔差要因이 離農을 유발하는 要因이 될 수 없다. 따라서 YD 는 代數變換시켜 $YD=1$ 에서는 零(0)이 되도록 하는 것이 바람직하다. 세째, 다른 要因이 없다면 非農業部門의 勞動力需要量 NLD 中 農家에 의하여 공급되어야 할 부분은 $NLD \times PR$ 이라고 말할 수 있다. 네째, 農家の 離農決定은 當年度 所得比率보다도 前年度 所得比率과 前年度 就業機會에 크게 영향을 받을 것이다. 왜냐하면 農家の 所得은 年度末에 비로소 확정되고, 非農業部門의 勞動力需要가 실제로 農家에 파급되는 데에는 상당한 시간이 걸릴 것이기 때문이다.

따라서 식(1)은 다음과 같이 전개되었다.⁶

$$(2) NMP_t = \alpha + \beta \ln YD_{t-1} + \gamma (NLD_{t-1} \times PR_{t-1})$$

단, α, β, γ 는 파라메타를 나타낸다.

⁵ NMP 가 負이면 非農家에서 農家로 人口가 移動하는 경우를 나타내고, NLD 가 負이면 勞動力의 總需要가 감소하는 경우를 나타낸다.

⁶ 前年度所得比率을 채용하는 理由를 豫想所得比率 개념으로 이해할 수도 있다.

III. 資 料

1. 離農人口 (NMP_t)

離農人口는 前年度 農家人口에 自然增加率을 곱하여 離農이 없었을 경우의 當年度 農家人口를 산출한 후, 여기에서 當年度 實제農家人口를 차감하여 산출한다. 農家人口에 관한 時系列 資料로는 農水產部의 農業調查資料(「農林統計年報」發表)와 經濟企劃院의 經濟活動人口調查資料(「經濟活動人口年報」發表)가 있다. 農業調查는 1973년까지는 行政統計에 의존하다가 1974年부터 비로소 標本統計로 전환되었으므로 資料의 계속성에 문제가 있을 것으로 생각된다. 이같은 사정을 고려하여 本研究에서는 經濟企劃院의 經濟活動人口調查資料를 利用하기로 하되 同調查에는 14세 이상 인구만이 調查되고 있으므로 離農函數 역시 14세 이상의 離農人口만을 대상으로 하여 추정하기로 한다.⁷

14세 이상의 離農人口는 性別로 다음식과 같이 계산하였다.

$$(3) NMP_{jt} = POF14_{jt-1}^+$$

$$\times [1+NG_t] - POF14_{jt}^+$$

여기서 j 는 性, $POF14^+$ 는 14세 이상 農家人口, NG 는 14세 이상 農家人口의 自然增加率을 나타낸다. 따라서 $POF_{jt-1}^+ [1+NG_t]$ 는 離農이 없었을 경우의 14세 이상 農家人口가 된다.

14세 이상 農家人口의 性別自然增加率 NG_j 는 14세 이상 人口에 대한 13세 인구비율에서 14세 이상 人口의 사망률을 차감하여 산출하였다.

⁷ 13세 이하의 離農은 대부분 離農하는 成人에 동반하는 형태로 이루어지므로 14세 이상의 離農人口를 離農函數推定에 이용하는 것은 도리어 유리한 측면이 있다.

$$(4) \quad NG_{ji} = \frac{POF13_{ji}}{POF14_{ji}^+} - DR14_{ji}^+$$

여기서 $DR14^+$ 는 14세 이상 農家人口의 사망률로서 全國 14세 이상 인구의 연령별 사망률을 14세 이상 農家人口의 年齡別 비중(農業基本調查 資料에서 획득)으로 가중평균하여 산출하였다.⁸ 이것은 農家人口의 성별 연령별 사망률이 全國의 그것과 동일하다고 가정하는 것이다.

한편 식(4)에서 農家の 14세 이상 인구에 대한 13세 人口比率($POF13_{ji}/POF14_{ji}^+$)은 農家の 13세 인구를 알 수 없기 때문에(왜냐하면 「農業基本調查」資料에는 14세 이하 인구가 한 연령 구간으로 처리되었기 때문이다) 계산해 낼 수가 없다. 따라서 全國의 13세 이하 인구에 대한 13세 인구비율이 農家の 그것과 동일하다는 가정 아래 다음과 같이 추산하였다.

$$(5) \quad \frac{POF13_{ji}}{POF14_{ji}^+} = \frac{POF13_{ji}^-}{POF14_{ji}^+} \times \frac{POP13_{ji}^-}{POP13_{ji}^+}$$

단, 13⁻는 13세 이하를 나타내고, POP 는 全國 인구를 나타낸다. $POF13_{ji}^-$ 와 $POF14_{ji}^+$ 는 각각 農業基本調查資料에서 산출하였다.⁹

推計結果는 <表 1>에 제시되어 있다. 14세 이상 農家人口 한 사람이 離農할 때 대체로 0.18 사람의 14세 이하 인구를 同伴하므로 전체 離農人口는 여기서 計算된 값의 1.18배가 될 것이다.

2. 所得比率(YD_t)

農家—非農家間의 所得隔差를 나타내는 기준에는 여러가지 방법이 있을 수 있다. 戶當 所得比率, 家口員 1人當 所得比率, 就業者 1人當 所得

⁸ 연령별 사망률은 t 期의 i 세 j 성 인구를 $t-1$ 期 ($i-1$)세 j 성 인구로 나누어 추산하였다.

⁹ $POF13_{ji}/POF14_{ji}^+$ 를 全國人口資料에서 직접 계산하지 아니한 것은 離農人口가 14세 이상인구에 집중되어 있어서 14세 이상 인구분포가 農家와 非農家 사이에 현저히 다르기 때문이다.

比率 등이 그것이다. 그러나 離農量은 就業能力을 가진 家族員이 農家에 머물면서 획득할 수 있는 所得과 離農하여 획득할 수 있는 所得과를 비교하여 離農하는 것이 유리하다고 판단할 때, 就業能力이 없는 家族員을 同伴하여 離農하는 과정을 통하여 실현되는 것이라고 생각된다. 따라서 취업자 1人當 所得比率을 채택하기로 한다.¹⁰

所得比率을 名目價格比率로 표시하는 경우와 不變價格으로 표현하는 경우가 있으나 不變價格으로 하는 경우 農家—非農家의 구매력 차이를 잘 반영하는 텤플레이터 選擇이 어려울 뿐만 아니라 기준연도 선택에 따라 상대소득에 차이가 나타나게 되는 결점이 있다. 따라서 本研究에서 是 名目所得比率을 이용하기로 한다.

非農家 就業者 1人當 所得은 「都市家計年報」의 都市勤勞者家口 所得資料로부터 산출하고 農家의 就業者 1人當 所得은 「農家經濟調查結果報告」로부터 산출하였다. 단, 이때 送金補助部分

表 1 離農函數推定資料

年 度	離農人口 (NMP_t)	所 得 比 率 (YD_{t-1})	非農業部門 新規労動力 需 (NLD_{t-1})	農 人 口 比 率 (PR_{t-1})
1965	千명 236	2.011	千명 70	0.573
1966	327	2.585	284	0.564
1967	533	3.172	274	0.550
1968	521	4.129	295	0.527
1969	476	3.820	335	0.509
1970	417	3.646	452	0.488
1971	586	3.456	536	0.468
1972	143	2.899	300	0.436
1973	—8	2.795	—161	0.428
1974	41	2.613	463	0.428
1975	199	2.138	410	0.425
1976	161	2.178	553	0.415
1977	324	2.211	521	0.405
1978	491	2.262	736	0.387
1979	423	2.283	1,147	0.364
1980	382	2.484	372	0.344
1981	96	1.785	—199	0.326

¹⁰ 엄밀하게 이야기하면 離農前에는 就業 상태에 있던 부녀자나 老人이 離農後에는 就業機會를 상실하게 될 위험성이 높아지므로, 이러한 要因도 고려되어야 할 것이다.

은 所得에서 제외하였다.¹¹ 산출결과는 <表 1>에 제시되어 있다.

3. 非農業部門 新規勞動力 需要(NLD_t)

非農業部門의 生產函數가 다음과 같은 코보—다그라스型이라고 가정한다.

$$(6) \quad Y = AK^\alpha L^\beta$$

여기서, Y 는 非農業部門 總生產, K 는 非農業部門 資本投入量, L 은 非農業部門 勞動投入量, A , α , β 는 파라메타를 나타낸다.

이때 非農業部門의 勞動需要增加率은 다음과 같이 산출된다.

$$(7) \quad \frac{\dot{L}}{L} = \left(\frac{\dot{Y}}{Y} - \alpha \frac{\dot{K}}{K} \right) / \beta$$

단, \cdot 은 時間에 대한 미분값을 나타낸다. 한편 非農業部門 生產函數는 1964~81年 사이의 17年間 時系列資料로부터 다음과 같이 추계되었다.

$$(8) \quad \frac{\dot{Y}}{Y} = 0.8424 \frac{\dot{L}}{L} + 0.3640 \frac{\dot{K}}{K}$$

(0.1453) (0.0678)

$$\bar{R}^2 = 0.9388$$

$$DW = 1.75$$

()안은 표준오차

단, 非農業生產量(Y)은 「國民所得統計」의 非農業 總生產額(1975年 不變價格), 非農業部門 勞動投入量(L)은 「經濟活動人口調查報告」의 非農業就業者數, 非農業資本投入量은 「國民所得統計」의 固定資本손모충당금에서 農業部門 감가상각비를 (農家經濟調查의 戶當 감가상각비 × 農家戶數) 차감하여 推計하였다. 計測에 利用된 資料는 <表 2>에 제시되어 있다.

식(8)에서 얻어진 生產彈力值를 식(7)에 적용하여 추계한 非農業部門 新規勞動力 需要量은

¹¹ 送金補助所得은 農家이기 때문에 얻는 것이 아니기 때문이다.

表 2 非農業部門 生產函數推定資料

年 度	資本손모충당금 (1975年不變, 10 억원)	勞動力(千명)	生 產 (1975年不變, 10 억원)
1963	144.1	2,825	1,944.70
1964	155.3	2,974	2,040.12
1965	168.3	3,396	2,266.03
1966	199.3	3,547	2,571.21
1967	246.9	3,906	2,974.68
1968	306.4	4,354	3,449.13
1969	371.8	4,589	4,018.57
1970	395.9	4,829	4,510.59
1971	456.4	5,190	4,995.93
1972	576.9	5,213	5,345.15
1973	727.9	5,570	6,256.20
1974	763.5	6,002	6,757.48
1975	753.8	6,405	7,252.53
1976	930.7	6,955	8,367.85
1977	1,099.1	7,524	9,661.07
1978	1,146.0	8,309	11,050.40
1979	1,232.0	8,777	11,766.63
1980	1,242.6	9,048	11,573.93
1981	1,348.9	9,242	11,955.95

資料：經濟企劃院, 「經濟活動人口年報」, 1964~82. 韓國銀行, 「國民所得統計」, 1984.

4. 農家人口比率(PR_t)

農家人口比率은 14세 이상 人口만을 대상으로 하여 經濟企劃院의 經濟活動人口調查資料로부터 산출하였다(<表 1>). 14세 이상 人口만을 대상으로 한 것은 離農量이 14세 이상 人口로 정의되어 있기 때문이다.

IV. 計 測

離農函數 식(2)를 다음과 같이 計量模型으로 변형시켰다. 이때 1972~76年 사이에는 새마을 운동과 벼 신품종 보급 등으로 「農村붐」이 일어나 離農量이 현저히 즐어들었던 사정을 고려하기 위하여 더미變數를 도입하였다.

表 3 OLS에 의한 離農函數推定結果

변 수	模 型 I	模 型 II	模 型 III
상 수	10. 8892 (83. 3007)	14. 5560 (86. 7026)	-48. 9598 (145. 1706)
소 득 비 율 (YD_{t-1})	284. 8077 (78. 3280)	283. 1016 (95. 0022)	293. 0260 (97. 1179)
비농업노동력수요× 농가 노동력 비율 ($NLD_{t-1} \times PR_{t-1}$)	0. 5446 (0. 1462)	0. 5679 (0. 1601)	—
비 농업 노동 수요 (NLD_{t-1})	—	—	0. 2305 (0. 06797)
농가 노동력 비율 (PR_{t-1})	—	—	133. 8950 (329. 7802)
전 기 이 농 양 (NMP_{t-1})	—	-0. 03790 (0. 1399)	—
더 미 (D)	-246. 1665 (40. 7565)	-249. 2887 (46. 8922)	—
R^2	0. 8364	0. 8218	0. 8182
DW 值	2. 80	2. 83	2. 72

註: ()내 숫자는 표준오차를 나타냄

$$(9) NMP_t = \alpha + \beta \ln YD_{t-1} + \gamma NLD_{t-1} \times$$

$$PR_{t-1} + \delta D + \epsilon$$

단, 1972~76年 사이는 $D=1$ 그외 연도는 $D=0$.

앞장에서 준비된 資料를 OLS 방식에 의하여 離農模型 식(9)에 적용한 결과 〈表 3〉과 같은 결과를 얻었다. 비교를 위하여 基本模型(模型 I)에 前期 離農人口를 설명변수로 추가한 部分調整模型(模型 II)과, 非農業部門 勞動力需要增加量(NLD)과 農業經濟活動人口比率(PR)을 分離한 模型(模型 III)의 推計 결과를 제시하였다.¹²

模型 I의 推定結果를 보면 모든 설명 변수가 1% 수준에서 統計的으로 有意하고 自由度調整決定係數(Adjusted R-square)도 가장 높은 것을 알 수 있다. 그러나 自己相關(Auto-Correlation)에 대한 더빈-와트슨 테스트 결과는 판정불능으로 나타나 自己相關의 존재를 부정할 수 없었다.

¹² 離農費用을 고려하기 위하여 李貞煥 외 (1983, pp. 94-95, 1982, pp. 176-178), 金英植 (1984)에서와 같이 所得比率에서 일정한 상수를 공제한 模型도 시도하였으나 도리어 설명력이 하락하는 등 민족스런 결과를 얻지 못하였다.

다. 따라서 올커트-코크레인(Orcutt-Cocrane)方法에 의하여 再推定한 결과 다음과 같은 결과를 얻었다.

$$(10) NMP_t = 6. 4502 + 274. 00951 \ln YD_{t-1} \\ (64. 1503) (55. 6384) \\ + 0. 6800 NLD_{t-1} \times PR_{t-1} - 241. 0118 D \\ (0. 1342) (29. 3347)$$

$$R^2 = 0. 9343$$

단, ()안 숫자는 표준오차를 나타낸다.

i] 推計結果를 이용하여 각 설명 변수별로 기울기, 탄력치, 표준회귀계수, 기여도 등을 계산한 결과가 〈表 4〉에 제시되어 있다. 이때 기울기와 彙力值는 變數水準에 따라 달라지므로 각 變數의 平均值 수준에서 計算되었다.

기울기란 각 說明變數에 대한 一次微分值을 의미하는 것으로서 다음과 같이 산출된다.

$$(11-1) \frac{\partial NMP}{\partial YD} = \frac{\beta}{YD}$$

$$(11-2) \frac{\partial NMP}{\partial NLD} = \gamma \times PR$$

$$(11-3) \frac{\partial NMP}{\partial PR} = \gamma \times NLD$$

$$(11-4) \frac{\partial NMP}{\partial D} = \delta$$

한편 기여도란 分析期間 동안의 실제 離農量이 각 說明變數에 의하여 얼마만큼씩 설명되는가를 나타내는 것으로서 다음과 같이 계산하였다. 먼저 分析期間 동안의 順체離農量은 다음과 같이 산출된다.

$$(12) \sum_t NMP_t = \sum_t \alpha + \beta \sum_t \ln YD_{t-1} \\ + \gamma \sum_t NLD_{t-1} \times PR_{t-1} \\ - \delta \sum_t D$$

따라서 各要因의 順체 離農量에 대한 기여분은 다음과 같이 계산된다.

表 4 離農要因別 영향도평가(1965~81 平均水準 기준)

說明變數	평균	기울기	彈性值	표준회귀계수	기여도
所得比率	2.7333	100.24	0.6905	0.3747	4,552(85.0%)
非農業勞動需要(千명)	375.8	0.3055	0.2893	0.3838	1,896(35.4%)
農家人口比率	0.4492	255.54	0.2893		
더미수	0.2941	-241.01	-	-0.6250	-1,205(-22.5%)
상수	-	-	-	-	110(2.1%)
自己相關誤差	-	-	-	-	-5(0.0%)
계	-	-	-	-	5,348(100%)

• 所得隔差에 의한 부분 : $\beta \sum \ln YD_{t-1}$

• 非農業部門勞動需要에 의한 부분 :

$$\gamma \sum NLD_{t-1} \times PR_{t-1}$$

• 더미變數에 의한 부분 : 5δ

• 상수에 의한 부분 : 17α

표준회귀계수는 說明變數가 標準偏差 單位로 한 단위 변할 때 從屬變數가 역시 標準偏差 單位로 몇 단위 변화하는가를 나타내는 것으로서 각 說明變數가 分析期間 동안 從屬變數의 變化에 얼마나 영향을 미쳤는가를 나타낸다. 통상적인 회귀계수(b)와 표준회귀계수(\hat{b}) 사이에는 다음과 같은 관계가 있다(Maddala, p. 119).

$$(12) \quad \hat{b} = \frac{\sigma_y}{\sigma_x} b$$

여기서 σ_y 는 從屬變數의 標準偏差, σ_x 는 說明變數의 標準偏差를 나타낸다.

이상의 計算결과에 의하여 各要因이 離農에 미치는 效果를 평가하여 보면 다음과 같다.

먼저 農家—非農家 所得比率이 10%포인트 악화되면 離農量은 100.2千명 增加한다. 그런데 식(11-1)에서 보는 바와 같이 所得比率의 기울기는 所得比率에 반비례하므로 所得不均衡이 심 할수록 所得比率의 악화가 離農量에 미치는 효과는 적어진다. 한편 非農業部門 勞動需要量變化가 離農量變化에 미치는 效果는 彈性值로 판단하는 것이 편리하다. 즉 非農業部門의 勞動力

需要가 1% 增加하면 離農量은 0.2893% 增加한다. 이때 이 彈性值은 식(11-2)에서 보는 바와 같이 農家人口比率에 정비례하므로 農家人口比率이 감소할수록 감소하게 될 것이다. 農家人口比率이 離農量에 미치는 效果는 기울기로 평가하는 것이 편리하다. 즉, 農家人口比率이 1%포인트 감소하면 離農人口는 2,555명 감소한다.

각 說明變數가 離農量에 미치는 영향도를 표준회귀계수에 의하여 비교하면 所得隔差要因과 就業機會要因이 서로 비슷하다는 것을 알 수 있다. 그러나 分析期間(1964~81年) 동안의 全體 14세 이상 離農量 5,348千명에 대한 要因別 기여도를 보면 全體離農量의 85%에 해당하는 4,552千명이 所得隔差要因에 의하여 발생된 것임을 알 수 있다. 이에 비해 非農業部門의 勞動力需要要因에 의하여 說明되는 部分은 全體離農量의 35.4%에 해당하는 1,896千명인 것으로 나타났다. 한편 1972~76年 사이의 「農村봉」은 離農量을 121萬명이나 감소시키는 效果를 나타낸 것으로 나타났다.

V. 要約과 結論

本稿에서는 勞動力의 주축을 이루는 14세 이상의 農家人口를 分析對象으로 하여 離農函數를 推計하고, 巨視的 시각에서 離農要因에 대한 分

析을 시도하였다. 1965~1981年 사이의 17年간 시계열 자료로부터 統計的으로 만족할만한 離農函數를 얻을 수 있었으며, 推計結果는 所得隔差, 非農業部門의 就業機會, 그리고 農家人口比率 등이 離農量을 결정하는 중요한 要因이 되었음을 밝혀주었다. 특히 推計된 離農函數는 農家人口比率을 포함하고 있기 때문에 農家人口가 감소함에 따라 장기적으로 離農人口가 점차 감소하게 되는 사정을 잘 반영할 수 있다. 이것은 離農模型을 장기적 離農人口 예측에 이용하려는 경우 반드시 갖추어야 할 성격이란 점에서 주목된다.

本稿에서 計測된 結果를 요약하면 다음과 같다. 所得比率이 10% 포인트 상승하면 離農量은 100.2千명 증가하고 非農業部門의 新規勞動力需要量이 1% 증가하면 離農人口는 0.2893% 증가한다. 또한 農家人口比率이 1% 포인트 감소하면 離農人口는 약 2,555명 감소한다. 한편 1965~81年 사이의 離農量 變動動態에 미친 영향도는 所得隔差要因과 就業機會要因이 서로 비슷하지만 이 기간 동안의 全體離農量 5,348千명 중 85%는 所得隔差要因에 의하여 발생된 것이다. 또한 1972~76年 사이의 새마을운동과 신종 벼보급 등에 의한 「農村붐」은 離農量을 약 121만명이나 억제하는 효과를 나타냈다.

參 考 文 獻

家族計劃研究院, 人口學辭典, 1979.

- 經濟企劃院, 1978~79 韓國人의 生命表, 1980.
 _____, 「第 5 次 5 個年計劃人口部門計劃(案)」, 1980.
 _____, 「經濟活動 人口年報」1963~83.
 具成烈, 「韓國의 學歷別人口 및 人力의 推移와 展望」,
 韓國開發研究院, 1982.
 金英植, 「農業勞動力減少와 營農機械化」, 韓國農村
 經濟研究院, 1980.
 金英植, “農家人口, 勞動力 離農模型,” 「農業經濟研
 究」25 (1984), pp. 57-68.
 農水產部, 「農林統計年報」, 1963-83.
 薛鳳植, “農業勞動의 離農에 관한 研究,” 「農業政策研
 究」9 (1982) pp. 105-118.
 尹錫範, “우리나라 地域間 人口移動에 있어서 所得隔
 差 假說檢定,” 「統計學研究」VI-1(1977), pp.
 47-64.
 尹汝德外, 「農村人口 移動에 관한 社會學的研究」, 韓
 國農村經濟研究院, 1983.
 李廣遠, “就業機會와 賃金差異가 農業勞動力 移動에
 미친 影響,” 「農業政策研究」11 (1984), pp. 117-
 130.
 李貞煥外, 「農業部門模型에 의한 中長期 農業政策研
 究」, 韓國農村經濟研究院, 1983.
 _____, 「農業部門模型開發과 政策實驗에 관한 研
 究」, 韓國農村經濟研究院, 1982.
 李漢淳, 李愚理, “韓國內 人口移動의 패턴變化에 관한
 計量的研究,” 「人口問題論集」24, 1983, pp.
 123-143.
 増井幸夫, “農家勞動力供給價格再論”, 「日本農業と經
 濟成長」(川野編), 東京大出版會, 1970, pp. 163-
 191.
 Ban, S.H., P.Y. Moon, and D.H. Perkins, *Rural Develop-
 ment*, Havard University press, 1982.
 Greenwood, M.J., “Research on Internal Migration in
 the United States: A Survey,” *Journal of
 Economic Literature* 13, 1975, pp. 397-433.
 Mundlak, Yair, “Occupational Migration Out of Agri-
 culture—A Cross Sectional Analysis,” *Review of
 Economics and Statistics*, 1978, pp. 392-398.
 Maddala, Q. S., *Econometrics*, McGraw-Hill, 1977.