

# 勞動力의 部門間 移動과 就業構造의 變化\*

李 貞 煥\*\*

權 泰 進\*\*\*

## I. 序 論

### II. 韓國에 있어서의 部門間 勞動力移動과 就業構造의 變化

#### III. 部門別 勞動力 配分模型

#### IV. 就業構造變化的 要因과 動態的 과정

#### V. 要約 및 結論

## II. 韓國에 있어서의 部門間 勞動力移動과 就業構造의 變化

### 1. 勞動力 移動과 就業構造의 變化

非農林業部門의 就業者數는 1965년부터 1985년 사이에 연평균 5.92%씩 증가한 반면, 農林業就業者數는 1975년까지는 연평균 2.1%씩 증가하다가 그 이후에는 연평균 4.39%씩 감소하였다. 그에 따라 1965년에는 56.1%였던 農林業就業者 비중이 1975년에는 32.3%, 1985년에는 23.7%로 하락하였다.

이와같은 就業構造의 변화는 生産年齡人口의 변화, 기존 노동력의 死亡 및 은퇴 등과 같은 자연적 요인과 生産年齡人口의 經濟活動 參與度, 部門間의 勞動力 移動 등과 같은 經濟社會的 要因에 의하여 이루어진다. 이 관계를 <그림 1>을 이용하여 설명하면 다음과 같다.

$\square A'B'D'C'$ 는 前期의 總勞動力 ( $LT_{t-1}$ )을 나타내고, 그중  $E'F'D'C'$ 는 農林業部門 勞動力을 나타낸다고 하자. 前期와 이번 期 사이에  $BB'D'D(e)$ 만큼이 사망하거나 은퇴하고,  $AA'C'C$ 만큼이 새롭게 취업하였다면 이번 期の 總勞動

## I. 序 論

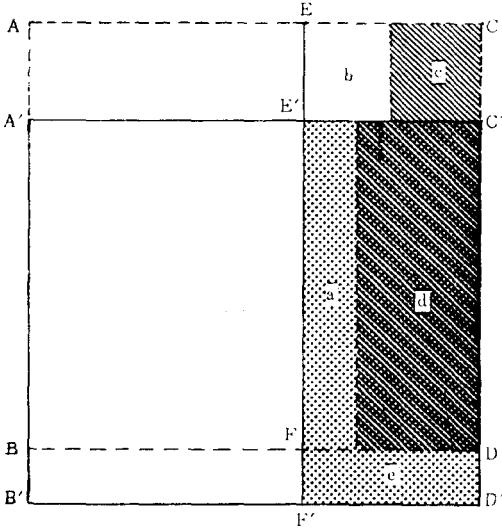
경제발전 과정에서 나타나는 특징적 현상의 하나는 農業—非農業間에 勞動力이 활발히 이동하고, 그 결과 農業就業者가 감소하고 非農業就業者가 증가하는 就業構造의 변화 현상이 나타난다는 것이다. 本稿에서는 먼저 한국에서는 그와 같은 移動과 變化가 어떻게 진행되어 왔는가를 분석하고, 두번째로 노동력 이동과 취업 구조의 변화는 포리의 관계에 있다는 사실에 주목하여 勞動力 移動과 部門別 勞動力 需給 관계를 통합하는 모형을 설정하고, 세째로 이 模型을 이용하여 한국에서 진행되고 있는 農業—非農業間의 勞動力 移動과 就業構造 變化的 要因을 분석하려고 한다.

\* 本稿는 當研究院「農業部門長期人力需給에 관한 研究」의 일환으로 수행된 것이다.

\*\* 首席研究員.

\*\*\* 責任研究員.

그림 1 部門間 勞動力 移動의 개념



力은  $ABDC$ 가 될 것이다<sup>1</sup>. 한편 前期에 農業部門에 취업하였던 勞動力중  $a$ 部分만큼이 非農業部門으로 轉職하고, 新規勞動力중  $c$ 部分만큼이 農業部門에 새롭게 취업하였다면 이번 期の 農業勞動力은  $d+c$ 로 감소하고 그만큼 就業者 비율은 감소한다.

그러면 여기서 부문간의 노동력 이동이란 무엇을 뜻하는가? 만약 기존의 農業就業者가 非農業部門으로 轉職하는 것만을 지칭한다면  $a$ 部分이 되고, 純入出量으로 정의한다면  $a-c$ 가 될 것이다. 그런데 만약 部門間에 勞動力이 이동할 아무런 요인이 없다면 기존 노동력이 部門間에 이동하지 아니할 뿐만 아니라(즉,  $a=0$ ) 新規勞動力은 기존노동력의 배분 비율과 똑같은 비율로 배분되어(즉,  $b=0$ ) 農業就業者數는  $\square EFD C$ 가 되고 就業構造에 아무런 변화가 없을 것이다. 따라서 부문간에 노동력이 이동할 아무런 요

인이 없었을 경우의 農業部門 就業者  $\square EFD C$  ( $a+b+d+c$ )와 실제 취업자  $d+c$ 의 차이 즉,  $a+b$ 가 農業部門에서 非農業部門으로 이동한 노동력이라고 정의할 수 있다.

이것을 수식으로 정의하면 다음과 같다.

$$(1) M_t = LA_{t-1}(1+g_t) - LA_t$$

단,  $M_t$ 는  $t$ 期の 農業—非農業間的 勞動力移動量,  
 $LA_t$ 는  $t$ 期の 農林業就業者,  
 $g_t$ 는 總就業者 增加率을 나타낸다.

部門間的 勞動力 移動을 이와 같이 정의하면 勞動力 移動量과 就業構造變化가 다음과 같이 연결된다. 먼저  $g_t$ 는 다음과 같이 정의된다.

$$(2) g_t = \frac{LT_t}{LT_{t-1}} - 1$$

단,  $LT_t$ 는  $t$ 期の 總就業者를 나타낸다.

(2)를 (1)에 代入한 후 양변을  $LT_t$ 로 나누면 다음을 얻는다.

$$(3) \frac{M_t}{LT_t} = RA_{t-1} - RA_t$$

여기서  $RA_t$ 는  $t$ 期の 農業就業者 비율을 나타낸다.

또한 (2)를 (1)에 代入한 후  $LA_t$ 로 나누면 다음을 얻는다.

$$(4) \frac{M_t}{LA_t} = \frac{RA_{t-1}}{RA_t} - 1$$

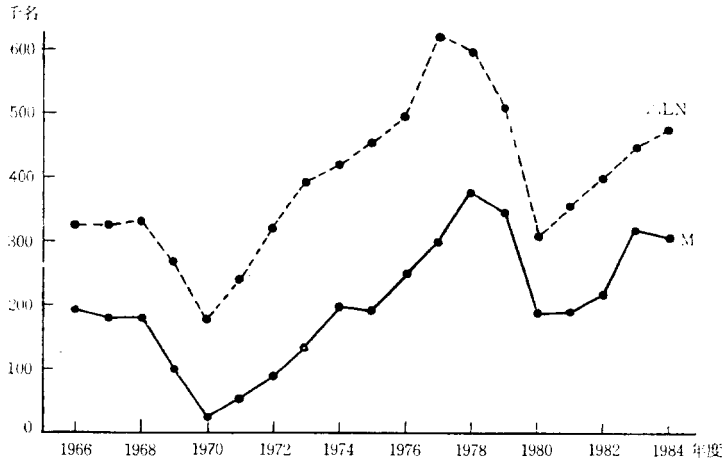
즉, 就業構造變化( $\Delta RA_t$ )는 總勞動力 規模( $LT_t$ )에 대한 勞動力 移動量( $M_t$ )比率에 의하여 결정되고, 就業構造變化比率( $RA_t$ )은 農業勞動力( $LA_t$ )에 대한 勞動力移動量( $M_t$ )比率에 의하여 결정된다.

한편 非農業部門 雇傭量  $LN_t$ 와 勞動力移動量  $M_t$  사이에는 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$(5) LN_t = LN_{t-1}(1+g_t) + M_t$$

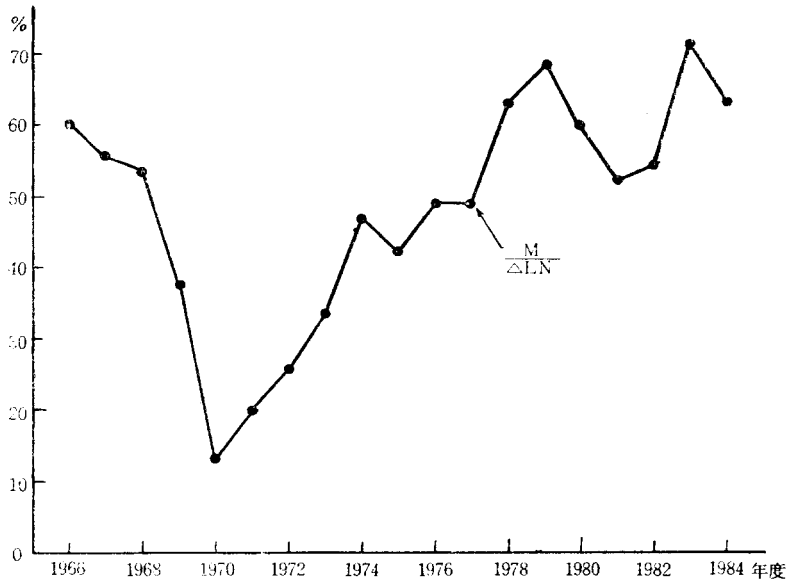
<sup>1</sup> 여기서 新規就業者  $AA'C'C$ 는 人口의 年齡構造에 의하여 결정되는 新規生産年齡人口와 經濟活動 參加率의 변화에 따라 결정된다. 따라서 經濟活動參加率이 年齡別로 안정되어 있거나 장기적인 추세에 의하여 결정된다면 總勞動力 增加率은 自然增加率이라고 할 수 있다.

그림 2 勞動力 移動量(M)과 非農業部門의 雇傭增加( $\Delta LN$ ) 추세



註: 附表 1 참조.

그림 3 非農業部門 雇傭增加에 대한 部門間勞動力 移動의 기여



이를 약간 변형하면 다음을 얻는다.

$$(6) \quad LN_t - LN_{t-1} = LN_{t-1}g_t + M_t$$

즉, 非農業部門 雇傭量變化( $LN_t - LN_{t-1}$ )는 부문간의 노동력 이동에 의하여 증가된 부분( $M_t$ )과 부문 내에서 증가된 부분( $LN_{t-1}g_t$ )으로 구

성된다.

이와 같은 개념과 계산 방식에 따라 한국에서 農業—非農業部門간의 노동력 이동과 非農業部門의 雇傭量 변화가 어떻게 진행되어 왔는가를 살펴보면 <그림 2>, <그림 3>과 같다. 이 그림에 의하면 非農業部門의 雇傭 증가량과 勞動力

移動量이 거의 평행하게 움직이는 가운데 勞動力 移動量은 1970년을 최저점(3만명 수준)으로 하여 1978년경까지 급속히 증가한 후(37만명 수준) 1980년대에는 대체로 30만명 수준에 머물러 있다.

1965년부터 1985년 사이에 非農業部門 雇傭量은 연평균 40만명씩 증가하였는데 그중 51%에 해당하는 21만명은 農業-非農業間의 노동력 이동에 의하여 조달되었고, 나머지 49%는 部門內 供給増加에 의하여 충당되었다. 이를 시계열로 보면 1960년대 중반에는 部門間의 노동력 이동에 의한 비중이 50% 이상 수준을 나타내었으나 1970년까지는 점차 감소하여 15% 수준까지 하락하였다가 그 이후 다시 점차 증가하여 1980년대에는 대체로 60% 수준을 나타내고 있다. 즉 1969년에서 1977년 사이에는 非農業部門의 雇傭增加가 주로 部門內의 공급 증가에 의하여 이루어진 반면, 1970년대말과 1980년대에는 주로 農業部門으로부터 이동하여 오는 노동력에 의하여 조달되었다.

이상과 같은 노동력 이동과 취업 구조의 변화가 어떠한 요인에 의하여 어떻게 영향을 받게 되는가? 특히 農業部門의 價格條件 변화가 어떤 영향을 미치는가를 분석하기 위하여 部門間 勞動力 移動과 配分決定 模型을 추정하였다.

### Ⅲ. 部門別 勞動力 配分模型

#### 1. 模型設定

部門間에 勞動力이 이동할 아무런 요인이 존재하지 아니한다면 部門別 勞動力 供給은 다음과 같이 결정된다.

$$(7) SA_t^* = LA_{t-1}(1+g_t)$$

$$(8) SN_t^* = LN_{t-1}(1+g_t)$$

단,  $SA_t$ 와  $SN_t$ 는 각각 農業部門과 非農業部門의 勞動力 供給을 나타낸다. 農業-非農業間의 勞動力 移動量이  $M_t$  라면 부문별 실제 노동력 공급은 다음과 같이 결정된다.

$$(9) SA_t = SA_t^* - M_t$$

$$(10) SN_t = SN_t^* + M_t$$

部門間의 勞動力 移動은 農業部門에 취업하여 획득할 수 있는 「期待所得」과 非農業部門에 취업하여 획득할 수 있는 「期待所得」의 상대적 크기에 따라 결정된다<sup>2</sup>. 非農業部門에 취업하였을 경우의 所得은 곧 非農業部門 賃金이 되지만 農業部門에 취업하였을 경우의 소득은 農業勞動力의 限界價值生産性에 의하여 결정된다고 볼 수 있다.

그러나 農業勞動力의 限界價值生産額은 모든 生産活動과 價格形成이 완료된 연말에 가서 확정되므로 금년의 限界價值生産額은 다음 해에 비로소 勞動力 移動에 영향을 미치게 된다. 따라서  $M_t$ 는  $t$ 期の 非農業部門賃金  $WN_t$ 와 前期의 農業勞動力 限界價值生産額  $WA_{t-1}$ 의 함수로 정식화하였다.

$$(11) M_t = h(WN_t, WA_{t-1})$$

$M_t$ 는 農業勞動力 規模가 감소함에 따라, 같은 賃金條件에서 장기적으로 감소할 수밖에 없다. 이같은  $M_t$ 의 장기적 감소추세를 반영할 수 있

<sup>2</sup> 勞動力 移動에 관하여는 두 가지 假說이 대립되고 있다. 그 하나는 勞動力 移動이 賃金差에 의하여 결정된다는 「賃金差假說」이고 또 하나는 非農業部門의 就業機會 増加에 의하여 결정된다는 「就業機會假說」이다. 1965~85년 사이에 韓國에서 진행된 勞動力 移動에 관하여 두가지 假說을 聯立方程式 模型에 의하여 통계적으로 검증한 결과 賃金差假說이 지지되었으므로(李貞煥, 1987b) 本稿에서는 賃金差 假說에 따라 模型을 정식화하였다.

도록 農業勞動力 비율( $RA_t$ )를 설명변수로 추가하였다. 또한 1970년대부터 새마을운동이 시작되고 重農政策이 강조됨에 따라 農業部門에 대한 期待가 상승하였고, 이것이 農業部門 就業를 자극하는 要因이 되었다고 생각된다. 이러한 效果를 흡수하기 위하여 더미변수를 도입하였다. 이같은 要因들을 고려한 후 (11)식을 線形으로 전개하면 다음과 같다<sup>3</sup>.

$$(12) M_t = r_0 + r_1(WN_t - WA_{t-1}) + r_2RA_{t-1} + r_3D$$

단, 1969~76년 사이에서는  $D=1$ , 기타연도에서는  $D=0$ 이다.

한편 非農業部門의 勞動力 需要量은 非農業部門의 生産規模( $YN_t$ )가 주어진 경우 賃金( $WN_t$ )과 資本費用( $I_t$ )에 따라 결정된다.

$$(13) DN_t = g(WN_t, I_t, YN_t)$$

식(13)을 線形으로 전개하고 部分調整(partial adjustment)가정을 도입하면 다음과 같다.

$$(14) DN_t^* = \beta_0 + \beta_1 WN_t + \beta_2 I_t + \beta_3 YN_t$$

$$(15) DN_t = \delta(DN_t^* - DN_{t-1}) + DN_{t-1}$$

단,  $\delta$ 는 調整係數를 나타낸다.

따라서 다음을 얻는다.

$$(16) DN_t = \beta_0 + \beta_1 WN_t + \beta_2 I_t + \beta_3 YN_t + \beta_4 DN_{t-1}$$

단,  $\beta_i = \delta\beta_i^*$  ( $i=0, \dots, 3$ ),  $\beta_4 = 1 - \delta$ .

非農業部門의 賃金  $WN_t$ 와 雇傭量  $LN_t$ 는 勞動力供給函數(10)과 需要函數(16) 사이에서 식(17)과 같은 균형조건으로부터 결정되지만  $M_t$ 가

$WN_t$ 의 함수이므로 결국  $WN_t$ 와  $M_t$ ,  $LN_t$ 가 동시에 결정된다.

$$(17) DN_t = SN_t$$

$$(18) LN_t = DN_t$$

非農業部門의 勞動力 需要를 결정하는 非農業部門生産  $YN_t$ 는 다음과 같은 生産函數에 의하여 결정된다.

$$(19) YN_t = f(LN_t, KN_t)$$

단,  $KN_t$ 는 非農業部門 資本投入量,  $LN_t$ 는 雇傭量을 나타낸다.

이것을 線形으로 전개하여 다음을 얻는다.

$$(20) YN_t = \alpha_0 + \alpha_1 LN_t + \alpha_2 KN_t$$

한편 農業勞動力의 限界價值生産額은 農業生産函數로부터 유도되므로 다음과 같은 함수로 나타낼 수 있다.

$$(21) WA_t = q(LA_t, KA_t, PC_t, RE_t)$$

단,  $LA_t$ 는 農業就業者,  $KA_t$ 는 農業固定資本額,  $PC_t$ 는 經常財價格,  $RE_t$ 는 研究·普及投資額을 나타낸다.

이것을 線形으로 전개하면 다음과 같다.

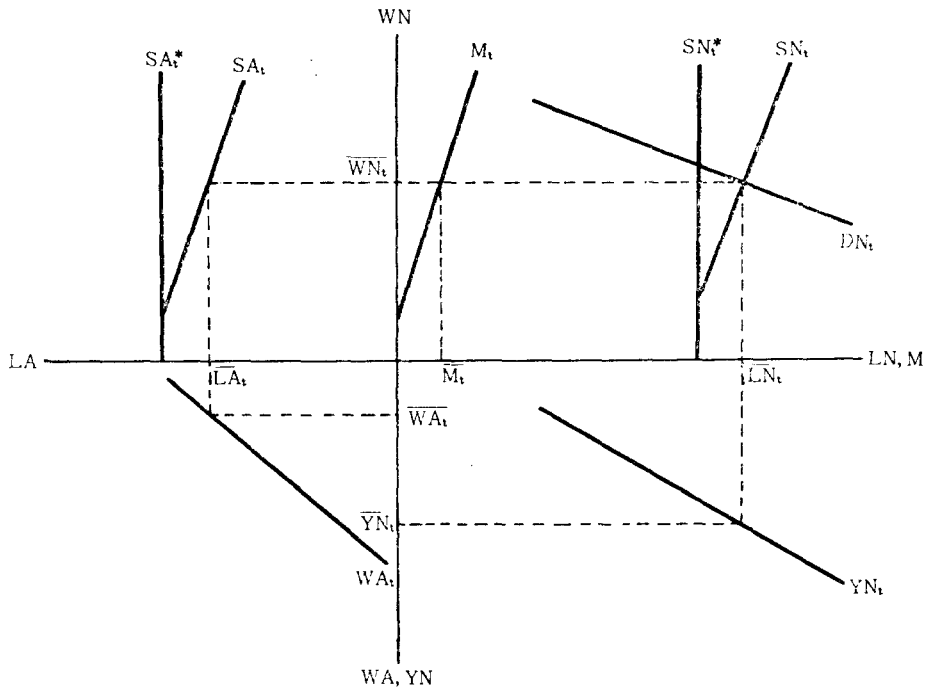
$$(22) WA_t = \varepsilon_0 + \varepsilon_1 LA_t + \varepsilon_2 KA_t + \varepsilon_3 PC_t + \varepsilon_4 RE_t$$

이상의 模型을 그림을 통하여 설명하면 변수 상호간의 연관관계를 보다 쉽게 이해할 수 있다. <그림 4>에서 세로축의 우측은 非農業部門을 나타내고 좌측은 農業部門을 나타낸다. 또한 세로축의 위쪽은 勞動市場을 나타내고 아랫쪽은 兩部門의 生産技術을 나타낸다.

먼저 部門間的 勞動力移動( $M_t$ )은 農業賃金이  $WA_{t-1}$ 로 주어진 경우 非農業賃金  $WN_t$  수준에 따라 결정된다. 非農業部門 勞動力供給( $SN_t$ )은

<sup>3</sup>  $WN_t$ 와  $WA_{t-1}$ 가 각각 다른 파라메타를 갖도록 하는 모형도 계측을 시도하였으나, 두 파라메타와 같다는 가설이 수용되었다.

그림 4 勞動力 移動과 雇傭決定



部門內에서 결정된  $SN_t^*(=LN_{t-1}(1+g_t))$ 와  $M_t$ 를 합성하여 도출하고, 非農業部門 勞動力需要( $DN_t$ )는賃金  $WN_t$ 의 함수로 나타난다. 따라서  $SN_t$ 와  $DN_t$ 가 만나는 점에서 非農業賃金  $WN_t$ 와 雇傭量  $LN_t$ 가 결정되고, 非農業生産函數에 의하여 生産規模  $\overline{YN}_t$ 가 결정된다. 이때  $DN_t$ 는  $YN_t$ 의 함수이므로  $YN_t$ 와  $LN_t$ 는 상호 영향을 주고 받으면서 동시에 결정된다.

農業部門의 勞動力供給도 역시 部門內에서 결정된  $SA_t^*(=LA_{t-1}(1+g_t))$ 와  $M_t$ 를 합성한  $SA_t$ 로 결정되고  $WN_t$ 로부터의 수평선과 만나는 곳에서 農業部門 雇傭量  $LA_t$ 가 결정된다.  $LA_t$ 로부터의 수직선과 農業勞動力의 限界價値生産額曲線( $WA_t$ )이 만나는 곳에서  $WA_t$ 가 결정되면  $t+1$ 期の 勞動力移動  $M_{t+1}$ 의 위치가 결정되고 그에 따라  $t+1$ 期の 勞動力移動量, 兩部門의 雇傭量이 결정되는 과정이 반복된다(그림 5). 이

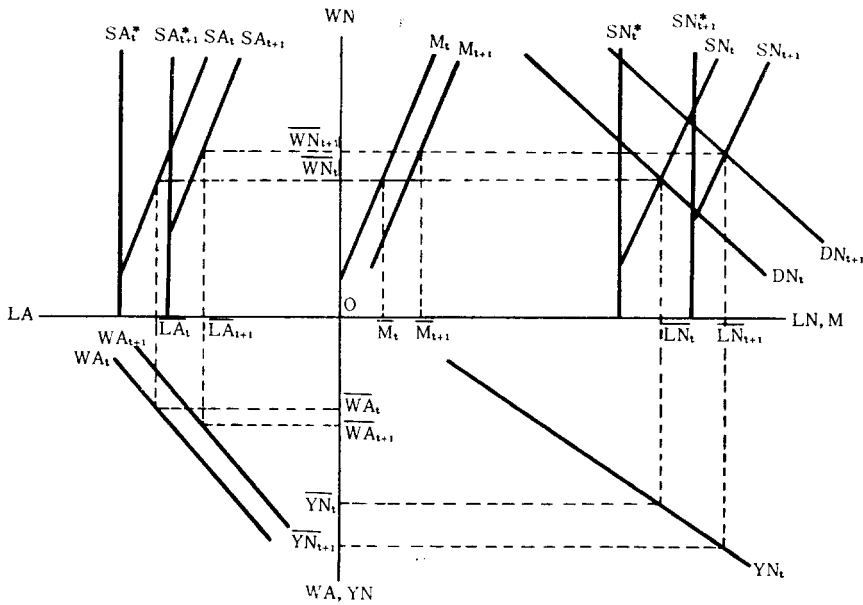
때 農業勞動力의 限界價値生産額曲線( $WA_t$ )은 農産物價格, 農業投入財價格 등의 要因에 의하여 이동하므로 최종적으로 勞動力移動과 兩部門의 雇傭에 영향을 미치게 된다.

## 2. 파라메타 推定

### 가. 資 料

非農業生産額( $YN_t$ )은 韓國銀行의 「國民所得計定」資料를 이용하여 산출한 1980년 不變 非農林業 國內生産額을 이용하였다. 非農業部門資本( $KN_t$ )은 「國民所得計定」의 固定資本消耗充當金(1980년 不變價格)에서 農業部門의 固定資本消耗充當金 推計額(李貞煥 등, 1987 a)을 차감하여 산출하였다. 非農業賃金( $WN_t$ )은 勞働部의 「勞働統計調査」를 이용하여 製造業就業者 1인당 연간 賃金を 산출하여 이용하였다.

그림 5 勞動力 移動과 雇傭量의 動態의 決定



農業勞動力의 潛在賃金( $WA_t$ )은 李貞煥 등 (1986)에서 利潤函數를 이용하여 산출한 農業勞動力의 限界價值生産額과 日雇賃金에 農業從事者의 연간 農作業日數를 곱하여 산출한 두 가지 資料가 시도되었다. 그러나 어느 경우에도 前者의 統計的 적합성이 높게 나타났으므로 本稿에서는 그 결과를 이용하기로 한다.

農業就業者數( $LA_t$ ) 및 非農業就業者數( $LN_t$ )는 經濟企劃院의 「經濟活動人口年報」로부터 산출하였으며 3, 6, 9, 12월의 就業者數를 평균한 연 평균 就業者數를 사용하였다.

農業固定資本額( $KA_t$ )는 李貞煥 등(1987 a)에서 추계한 大動植物, 大農具, 農用施設, 土地改良資本의 합계이다. 農業研究·普及投資額( $RE_t$ )도 역시 李貞煥 등(1987 a)에서 추계한 결과를 이용하되 이들 자본은 投資效果가 時差分布를 가지고 일정 기간이 지난 후부터 생산에 영향을 미친다고 생각하여 研究는  $t-3 \sim t-7$  년 동안의 투자액 합계, 普及投資는  $t-1 \sim t$  년의 투자액을 합

제한 것이다.

經常財價格( $PC_t$ )는 李貞煥 등(1986)에서 추계한 결과를 이용하였다. 이는 비료, 농약, 종묘, 영농광열, 사료 가축류 등의 농가구입가격 지수를 디비지아指數 산출 방식에 의해 구한 것이다.

部門間 勞動力移動量은 식 (1)에 經濟企劃院의 「經濟活動人口年報」資料를 적용하여 산출하였다.

#### 나. 推 定

앞장에서 전개된 勞動力移動과 配分模型을 종합하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 (23) \quad & YN_t = \alpha_0 + \alpha_1 LN_t + \alpha_2 KN_t \\
 & DN_t = \beta_0 + \beta_1 WN_t + \beta_2 YN_t + \beta_3 DN_{t-1} \\
 & M_t = r_0 + r_1 (WN_t - WA_{t-1}) \\
 & \quad + r_2 RA_{t-1} + r_3 D \\
 & SN_t = SN_t^* + M_t
 \end{aligned}$$

(단,  $SN_t^* = LN_{t-1}(1+g_t)$ )

$$DN_t = SN_t$$

$$LN_t = DN_t$$

$$(24) \quad \begin{aligned} WA_t &= \varepsilon_0 + \varepsilon_1 LA_t + \varepsilon_2 KA_t \\ &\quad + \varepsilon_3 PC_t + \varepsilon_4 RE_t \\ LA_t &= SA_t^* - M_t \\ (\text{단, } SA_t^* &= LA_{t-1}(1+g_t)) \end{aligned}$$

模型說明에서 밝혀진 바와 같이  $M_t$ 는  $WN_t$ 의 함수이지만  $WN_t$ 는  $M_t$ 로부터 파생적으로 결정된  $SN_t$ 와  $DN_t$  사이에서 결정된다. 또한  $DN_t$ 는  $YN_t$ 의 함수이지만  $YN_t$ 는  $DN_t$ 와  $SN_t$  사이에서 결정된  $LN_t$ 의 함수이다. 따라서 식(23)은  $YN_t$ ,  $DN_t$ ,  $SN_t$ ,  $M_t$ ,  $WN_t$ ,  $LN_t$  등 6개 變數를 內生變數로 하는 聯立方程式 體系가 된다. 이 模型의 파라메타에 대한 不偏推定値를 얻기 위하여 3 단계 最小자승법(3-stage least squares)를 이용하였으며, 推定結果는 <表 1>과 같다. 모든 推定値의 統計的 有意性이 높고 單측스럽다고 판단된다. 함수  $DN_t$ 는 部分調整 假說에서 유도된 것이므로 非農業部門 勞動力需要의 調整係數는 0.5186이 된다. 즉, 勞動力 需要에 어떤 충격이 가해지면 2년이 지나야 그 효과의 1/2이 실제 수요량에 반영된다.

農業部門 潛在賃金  $WA_t$ 는 식(23)과 리커시브한 관계를 맺고 있으므로 별도로 추계되어도 무방하다.  $WA_t$  함수는 通常最小自乘法(OLS)에

의해 추정하였으며 推定結果는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} WA_t &= 511.942 - 0.0422LA_t^{**} - 0.0232KA_t^* \\ &\quad (-5.02) \quad (-2.69) \\ &\quad + 0.7858PC_t^{**} + 0.8446RE_t^{**} \\ &\quad (5.23) \quad (4.84) \\ \bar{R}^2 &= 0.9225, \quad D.W. = 2.342 \\ &(\quad) \text{안은 } t\text{-值.} \end{aligned}$$

### 3. 점 검

앞에서 추정된 模型의 예측력을 점검하기 위하여 1974년의  $LN$ ,  $WA$ ,  $LA$ ,  $RA$ 를 초기치로 入力한 후 1975년부터 1985년 사이의  $KN$ ,  $PC$ ,  $RE$ ,  $g$ 를 外生變數로 입력시키면서  $M$ ,  $WA$ ,  $LN$ ,  $LA$ ,  $YN$ ,  $WN$ ,  $RA$ 를 연차적으로 산출하여 실제치와 비교하여 보면 <그림 6>~<그림 11>과 같다.

검증결과 大凶作과 정치·경제적 혼란 직후인 1981년에  $M$ 에 대한 예측력이 현저히 떨어진 것을 제외하면 전체적으로 상당히 양호한 예측력을 나타내고 있다.

## Ⅳ. 就業構造變化의 要因과 動態的 과정

內生變數間의 상호 관계를 무시하면 變數間의 영향력은 단순한 偏微分에 의하여 구할 수 있다. 그러나 가령  $KN_t$ 가 증가하면 직접적으로는  $YN_t$ 만이 변하지만  $YN_t$ 의 증가로  $DN_t$ 가 증가하고 그에 따라  $WN_t$ 가 변화되어  $LN_t$ 을 축소시키는 작용을 하게 된다. 따라서  $KN_t$ 가 최종적으로  $LN_t$ 에 미치는 효과는 이러한 모든 파급효과가 모두 고려되어 평가되어야 한다.

식(23)을  $YN_t$ ,  $WN_t$ ,  $LN_t$ ,  $M_t$ 에 대한 유도

表 1 3SLS에 의한 2部門 雇傭模型의 推定結果

| 파라메타       | 추정치      | t值    | 파라메타       | 추정치       | t值    |
|------------|----------|-------|------------|-----------|-------|
| $\alpha_0$ | -7378.96 | -8.17 | $\beta_3$  | 0.4814    | 2.61  |
| $\alpha_1$ | 3.3063   | 13.14 | $\gamma_0$ | -5634.85  | -4.92 |
| $\alpha_2$ | 2.0199   | 4.23  | $\gamma_1$ | 1.9134    | 5.26  |
| $\beta_0$  | 2611.903 | 4.46  | $\gamma_2$ | 90.4911   | 5.05  |
| $\beta_1$  | -2.6551  | -1.99 | $\gamma_3$ | -116.3288 | -2.84 |
| $\beta_2$  | 0.2466   | 4.09  |            |           |       |



그림 6 非農業生産(YN)의 트랙킹 테스트 結果

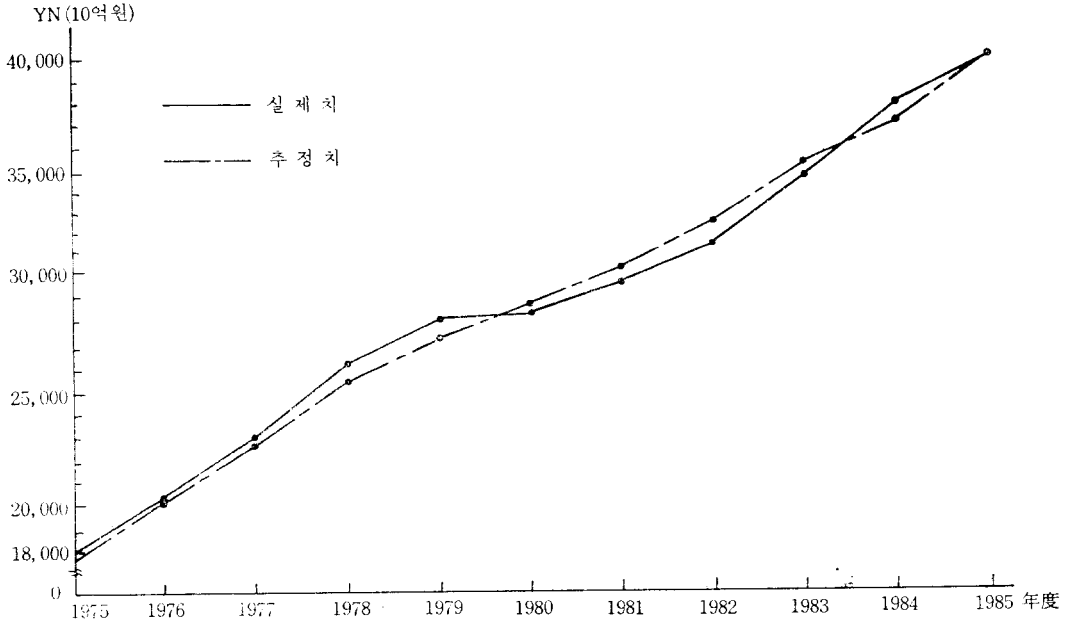
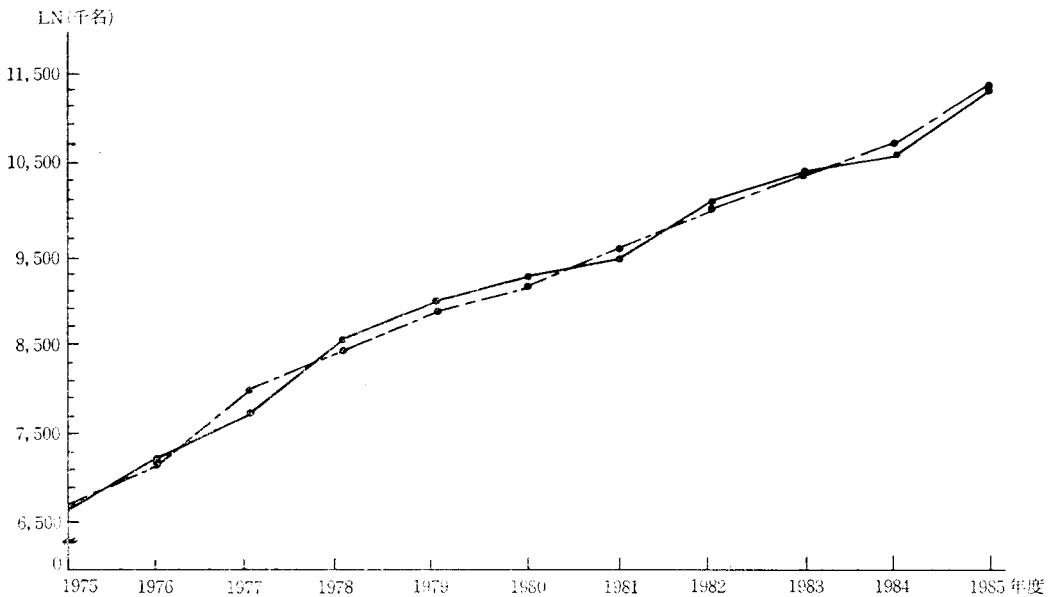


그림 7 非農業 就業者(LN)의 트랙킹 테스트 結果



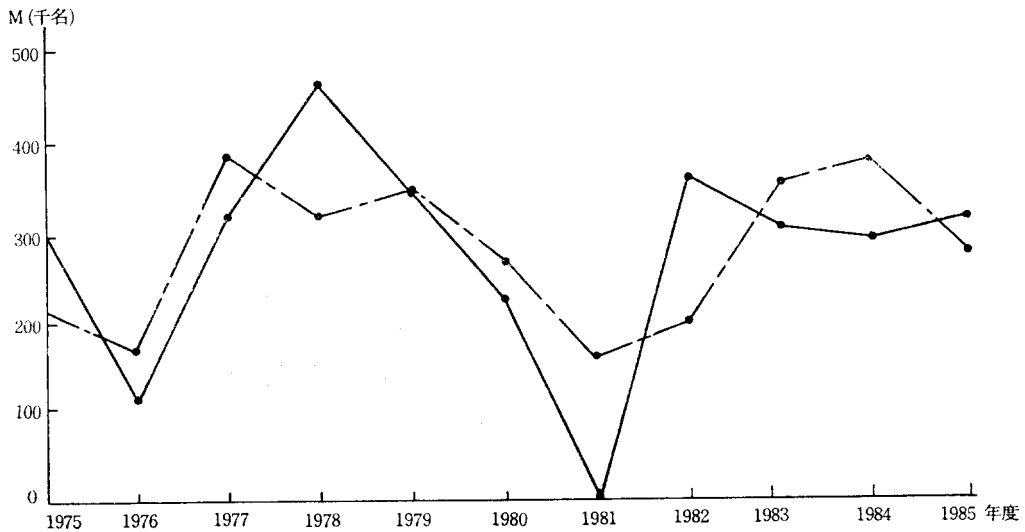
식으로 변형시키면  $KN_t$ ,  $KA_{t-1}$ ,  $RE_{t-1}$ 가 이들  
內生變數에 미치는 최종적인 영향력을 알 수 있  
다.

그런데 구조식에서  $DN_t$ 는 短期需要를 나타내  
고 있기 때문에 이와같이 유도된 영향력 계수식  
은 短期影響力を 나타낸다 도출된 短期影響力

그림 8 農業就業者(LA)의 트랙킹 테스트 結果



그림 9 離農量(M)의 트랙킹 테스트 結果



係數를 정리하면 <表 2>와 같다.

非農業部門 固定資本  $KN_t$ 가 10억원(1980년 不變價格) 증가하면 그 직접적인 효과는 非農業生産( $YN_t$ )을 약 20억원 증가시키는 것으로 나타난다. 그러나  $YN_t$ 의 증가에 따라 非農業部門

의 勞動力需要가 증가하여 단기적으로 賃金은 166원(1980년 不變價格) 상승하고 勞動力移動量이 317명 증가하여 農業就業者는 317명 증가한다. 이와같은 간접효과에 의하여 非農業生産이 다시 약 11억원 증가하므로  $KN_t$  10억원 증

그림 10 非農業賃金( $WN$ )의 트랙킹 테스트 결과

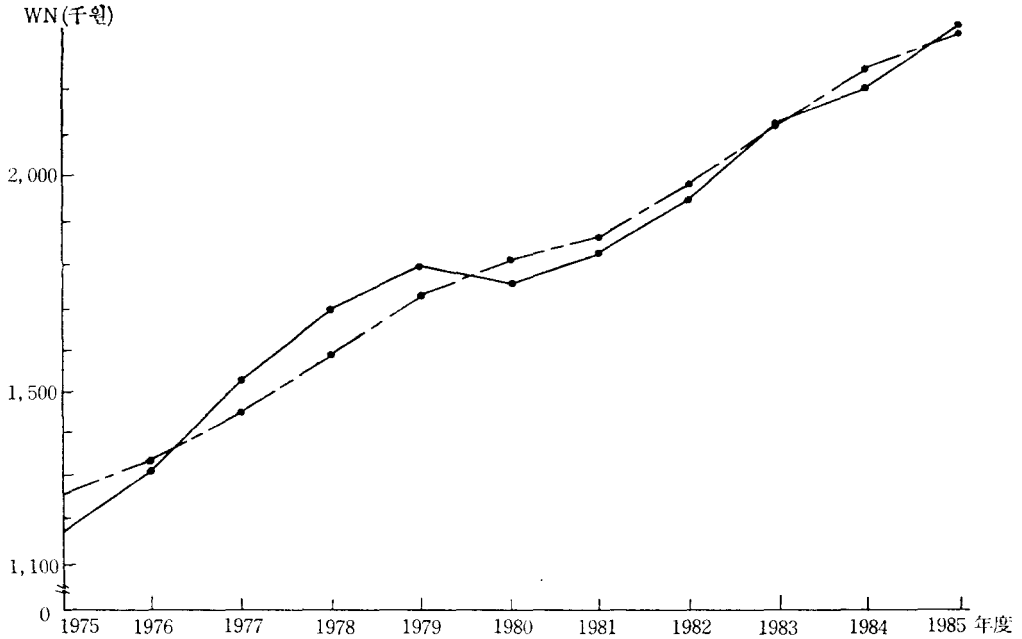


그림 11 農業賃金( $WA$ )의 트랙킹 테스트 결과

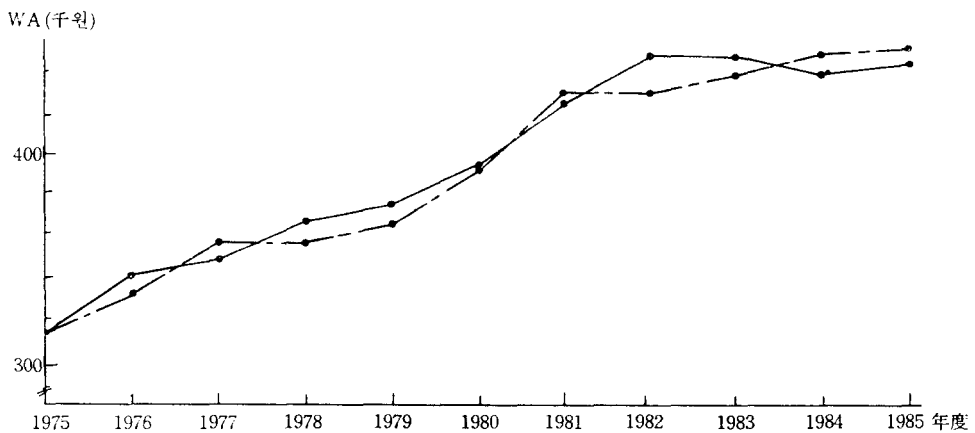


表 2 外生變數의 영향력 분석 결과

| 外生變數               | 內生變數    |   | $LA_t$ (千名) |   | $WN_t$ (千圓) |       | $YN_t$ (10억 원) |        | $WA_t$ (千圓) |   |
|--------------------|---------|---|-------------|---|-------------|-------|----------------|--------|-------------|---|
|                    | 단       | 기 | 단           | 기 | 단           | 기     | 단              | 기      | 단           | 기 |
| $KN_t$ (10억 원)     | -0.3168 |   | -0.647      |   | 0.1656      | 0.261 | 3.3063         | 4.160  | -0.071      |   |
| $KA_{t-1}$ (10억 원) | -0.0392 |   | -0.080      |   | -0.0027     | 0.009 | 0.1295         | 0.265  | 0.023*      |   |
| $RE_{t-1}$ (10억 원) | 1.4263  |   | 2.916       |   | 0.0992      | 0.328 | -4.7157        | -9.639 | 0.845*      |   |

\*  $WA_{t-1}$ 의 상승폭을 나타냄.

그림 12 農業就業者 數變化效果의 動態 과정

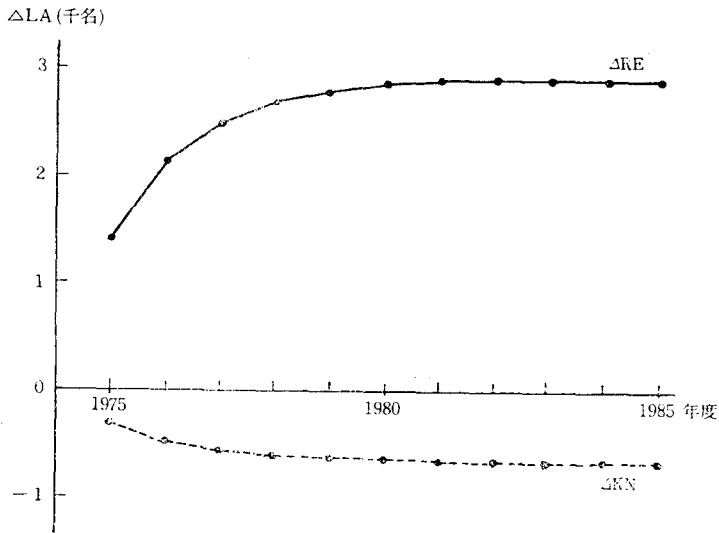
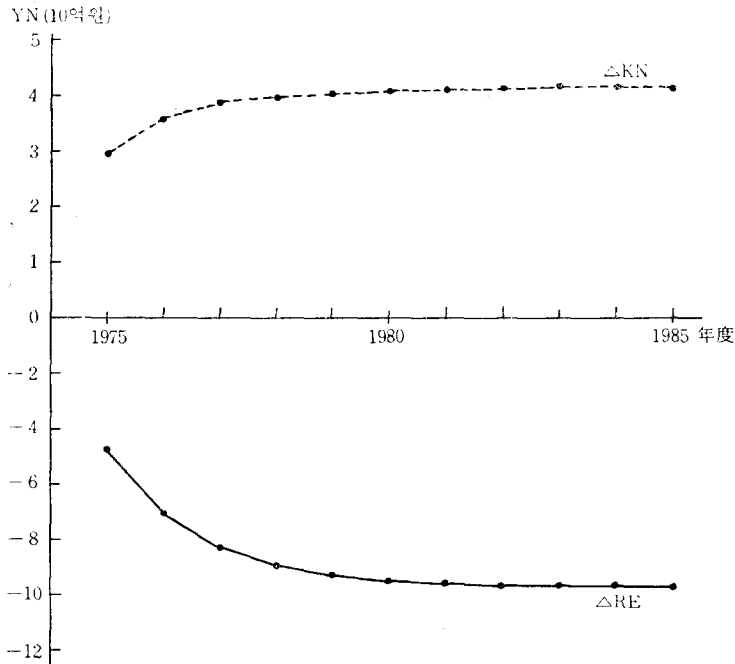


그림 13 非農業生産變化效果의 動態的 과정

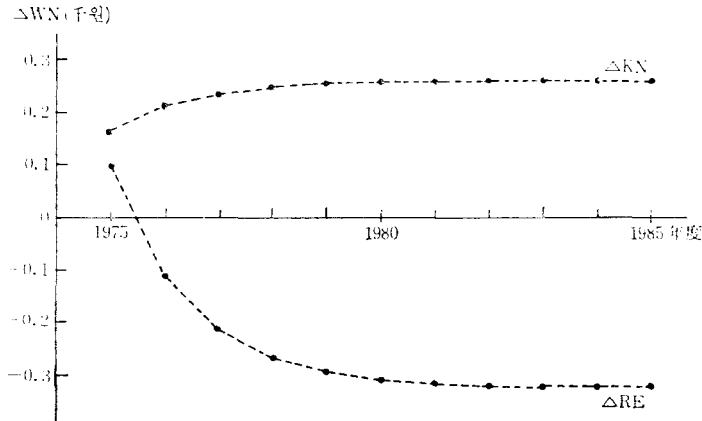


투의 전체 효과는 모두 33억원의 非農業生産 ( $YN_t$ )을 증가시키는 결과가 된다.

農業部門의 固定資本  $KA_{t-1}$ 가 10억원 증가하면  $WA_t$ 가 23원 상승하고 그 결과  $WN_t$ 가 3원

하락하면서 農業就業者가 39명 감소한다. 이때 非農業生産은 1.3억원 증가한다. 農業部門의 研究普及資本  $RE_{t-1}$ 이 10억원 增加하면  $WA_t$ 가 845원 上昇하고 따라서  $WN_t$ 는 99원 상승하는

그림 14 非農業資金變化效果의 動態적 과정



반면 農業就業者는 1,426名 증가하는 것으로 나타났다.

非農業部門의 勞動力需要가 部分調整過程을 거치고 勞動力 移動이 前期의 就業構造( $RA_{t-1}$ )에 영향을 받으므로  $KN_t$ ,  $KA_t$ ,  $RE_t$  등의 效果는 시간을 두고 지속적으로 나타나게 된다. 效果가 나타나는 動態的 過程을 나타내면(그림 12)~(그림 14)와 같고 10년 동안에 나타나는 效果의 누계, 즉 長期效果는 <表 2>에 나타나 있다. 어느 경우나 2년이내에 전체 效果의 반 이상이 나타난다.

## V. 要約 및 結論

農業—非農業部門間的 勞動力移動量은 1970년을 최저점으로 하여 1978년까지 급속히 증가한 후 1980년대에는 대체로 30만명 수준에 머물러 있다. 非農業部門 雇傭增加가 部門間的 勞動力移動에 의하여 充當된 비율도 1970년을 최저점으로 점차 증가하여 최근에는 60%내의 수준을 보이고 있다.

이와 같은 部門間的 勞動力 移動과 就業構造의

變化는 非農業部門의 성장과 資金 그리고 農業部門의 潛在資金 등과 서로 영향을 주고 받으면서 결정되어 나간다.

이와 같은 관계를 2部門 雇傭模型을 설정하여 模型化한 결과 통계적으로 양호한 결과를 얻을 수 있었다. 이 模型에 의하여 農業·非農業部門의 資本水準變化가 資金과 雇傭에 어떻게 영향하는가를 分析하였다. 非農業資本 10억원 증가는 農業就業者를 단기적으로는 317名, 장기적으로는 647명 감소시킨다. 또한 非農業資金과 生産을 단기적으로는 166원, 33억원씩 각각 증가시키지만 장기적으로는 261원, 42억원씩 증가시키는 것으로 나타났다.

한편 農業部門 研究資本을 10억원 증가시키면 農業就業者가 단기적으로는 1,426명 장기적으로는 2,916명이나 증가하고 非農業資金을 단기적으로 99원, 장기적으로 328원 상승시키는 반면 生産은 단기적으로 47억원 장기적으로 96억원 감소시킨다.

附表 1 勞動力移動量과 非農業部門雇傭量變化

단위: 千名

|      | <i>M</i> | $\Delta LN$ | $M/\Delta LN(\%)$ |
|------|----------|-------------|-------------------|
| 1965 | 295      | 459         | 64.2              |
| 1966 | 30       | 125         | 24.0              |
| 1967 | 261      | 391         | 66.8              |
| 1968 | 247      | 454         | 54.4              |
| 1969 | 25       | 154         | 16.2              |
| 1970 | 26       | 192         | 13.5              |
| 1971 | 17       | 179         | 9.5               |
| 1972 | 101      | 351         | 28.8              |
| 1973 | 131      | 430         | 30.5              |
| 1974 | 167      | 403         | 41.4              |
| 1975 | 293      | 426         | 68.8              |
| 1976 | 114      | 526         | 21.7              |
| 1977 | 320      | 535         | 59.8              |
| 1978 | 465      | 802         | 58.0              |
| 1979 | 342      | 453         | 75.5              |
| 1980 | 223      | 250         | 89.2              |
| 1981 | -16      | 216         | -7.4              |
| 1982 | 358      | 612         | 58.5              |
| 1983 | 308      | 372         | 82.8              |
| 1984 | 290      | 361         | 80.3              |
| 1985 | 316      | 700         | 45.1              |

## 參 考 文 獻

- 李貞煥 外, 「農業部門 長期人力需給에 관한 研究」, 韓國農村經濟研究院, 1986.
- 李貞煥 外, 「農業部門의 投融資 動向과 效果」, 韓國農村經濟研究院, 1987 a.
- 李貞煥, “勞動力의 部門間 移動 理論에 관한 統計的 檢證”, 「韓國經濟學會學術發表會」(豫定), 1987 b.
- 南亮三郎, 「勞動力 人口의 經濟分析」, 勁草書房, 1968.
- 梅村又次, 「賃金, 雇用, 農業」, 大明堂, 1961.
- Harris, J.R. and M.P. Todaro, “Migration Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis,” *American Economic Review* 60, 1970, pp. 126-142.
- Mundlak Yair, *International Factor Mobility and Agricultural Growth*, International Food Policy Research Institute, 1979.