

農産物 貿易自由化와 農村勞動力 流出*

裴 震 漢**

〈目 次〉

- I. 序 論
- II. 農産物 貿易自由化와 農村勞動力 流出
 - 1. 農産物의 무역자유화가 농촌경제에 미치는 효과
 - 2. 농촌노동력 유출에 관한 이론적 문제와 유출함수의 추정
- III. 農産物의 貿易自由化에 기인한 農村勞動力의 流出規模 推定
 - 1. 농촌노동력의 現況
 - 2. 農産物 貿易자유化에 기인한 農촌노동력 유출규모 추정
- IV. 農村勞動力 流出의 社會經濟的 效果
 - 1. 農촌노동력 유출이 農촌경제에 미치는 效果
 - 2. 農촌노동력 유출이 도시 노동시장에 미치는 效果
- V. 政策的 示唆點과 結論
- 參考文獻

I. 序 論

이 연구는 현재 한국경제에서 진행중에 있으면서 또 가장 시급한 대응이 필요한 문제

*이 논문은 일본 북해도 소재 小樽商科大学이 주최한 'GATT and Trade Liberalization in Agriculture'라는 제목의 국제심포지움(1992. 12. 18~19)에서 발표된 Bai, Jin Han and Kwon, Tacksung [1992]을 수정·발전시킨 것이다. 또한 1993년도 상반기 韓國勞動經濟學會 연구발표회에서 경북산업대 유기철교수님 및 그의 농민자들의 귀한 논평에 감사를 드린다.

** 忠南大學校 經濟學科

들 중의 하나인 농산물 무역자유화가 농촌노동력의 유출에 어떠한 충격을 줄 것인가를 추정하기 위한 것이다. 이러한 문제를 고찰하고자 하는 이유는 다음 몇 가지로 요약할 수 있다.

첫째, 우리나라와 긴밀한 무역거래관계를 맺고 있는 많은 국가들의 강력한 요청과 世界經濟의 時代的 潮流에 따라 현재 농산물의 무역자유화가 급속하게 진행되고 있고 앞으로 이 추세는 가속화될 것으로 전망되는데 이러한 무역자유화의 국민경제적 當爲性與否에 관한 규범적 판단과는 전혀 무관하게라도 그것이 지금의 우리나라 農村內部 및 都市部門의 勞動市場에 어떠한 효과를 줄 것인가 하는 문제가 정확히 이해되고 파악될 필요가 있기 때문이다.

둘째, 농산물 무역자유화가 농촌 및 도시 노동시장에 주는 충격을 어느 정도 파악할 수 있다면 이는 노동정책의 시각에서 당연히 어떠한 勞動政策方向이 강구되어야 할 것인지 밝혀줄 수 있을 것이기 때문이다.

셋째, 나아가서 이러한 예측과 분석결과는 농산물 무역자유화 그 자체에 대한 우리나라의 정책의 추진방향과 추진일정에 의미있는 시사를 제공할 수 있다고 보기 때문이다.

Ⅱ. 農產物 貿易自由化와 農村勞動力 流出

1. 농산물의 무역자유화가 농촌경제에 미치는 효과

무역자유화의 일환으로 진행되고 있는 농산물의 무역자유화는 다음 두 가지 차원의 문제를 제기한다. 한 가지는 농산물 무역자유화를 포함한 전반적인 무역자유화의 진행이 농산물 무역자유화 때문에 한국경제가 부담하게 되는 추가적 비용을 다른 부문에서라도 충분히 보상받을 수 있을 정도로 便益을 추가로 발생시킬 것인가 하는 문제이다. 다른 한 가지는 현재 급속하게 진행되고 있고(玄星顯[1992] 참조) 또 앞으로 더욱 가속화될 것으로 예상되는 농산물의 무역자유화는 한국 농업에 매우 심대한 충격을 안겨 줄 것이며 이는 농업생산의 수익성을 급속하게 붕괴시키고 나아가서 수많은 농민을 불가피하게 도시로 이동하도록 만들 것이라는 점이다.

본 연구는 첫째 문제에 대하여 만족스러운 답을 제공할 수 있는 준비를 현재 갖추고 있지 못하다. 그렇지만 몇 가지 類推의 근거는 지적해둘 수 있다. 농산물 무역자유화가

저렴한 식료품가격으로 연결되어 도시 근로자들의 생계비 상승압력을 상당한 정도 완화시켜 주고 이것이 다음으로 임금수준을 당장 하락시키기는 어렵다 할지라도 임금의 추가 상승압력을 어느 정도 줄이는 데 기여할 수 있다는 측면이 지적될 수 있다. 물론 이 효과는 장기적인 시각에서 볼 때에는 많은 불확실성을 내포한다. 농산물수입국의 농업생산기반이 완전히 해체되고 난 후에 이제 이들 국가가 주요 농산물을 輸入에만 주로 의존하게 될 때에도 국제농산물가격이 계속 낮은 수준에서 안정성을 보일 것인지는 불확실하다. 工産品과는 달리 농산물의 生産量과 價格은 기본적으로 매우 불안정하기 때문이다. 다른 한 가지 근거로서 최근에 점차 분명해지고 있는 사실은 한국 수출상품의 질과 내용이 그동안 많은 발전을 보여왔다고 하나 아직 선진제국의 기술수준에 크게 못미쳐서 이들 국가의 수출상품과의 경쟁은 가까운 장래에도 사실상 기대하기 어려운 상태이면서 동시에 後發 開發途上國들 역시 선진제국의 생산설비와 기술을 도입하여 갖추고(이 점에 관하여는 한국도 큰 차이가 없을 것이다) 수출시장에 더욱 활발하게 參入하여 들어오기 때문에 한국이 이와 같은 국제무역의 자유화에서 추가적으로 얻을 수 있는 편익은 당분간 그리 크지 못할 것이라는 점이다. 오히려 한국의 농산물 무역자유화는 한국경제가 工産品부문의 국제무역에서 종전의 지위를 잃지 않기 위해서 어쩔 수 없이 반대급부로 수용해야 하는 방편으로 이해하는 것이 보다 타당할 것이다.

둘째 문제의 차원은 본 연구의 주요 내용을 이룰 것이다. 현재 한국의 농산물가격은 국제가격과 비교하여 볼 때 매우 높은 수준에 있으므로 이 부문에서 무역자유화가 급속하게 진행되는 경우 현재의 農家들은 현재와 같은 농업생산방식을 그대로 견지하는 한 거의 모두 엄청난 家計收支赤字에 직면할 수 밖에 없을 것이다. 그러므로 많은 농가들이 장기적으로는 더 이상 농업생산에 종사하기 어려운 사정에 처하게 될 것이고 따라서 대대적인 농촌노동력 유출이 발생할 것이라는 추측을 할 수 있다. 이러한 대대적인 노동력 유출은 다음 단계로 농촌부문에 일정한 방향으로 충격을 줄 것이고 나아가서 이 유출노동력이 도달하는 도시부문의 노동시장에도 중요한 효과를 야기시킬 것이다. 이는 또한 Stopler-Samuelson定理(W.F. Stopler and P.A. Samuelson[1941])가 의미하는 바와 같이 농촌부문의 상대적인 所得과 厚生에 대하여도 일정한 방향으로 영향을 미칠 것이다.

2. 농촌노동력 유출에 관한 이론적 문제와 유출함수의 추정

1) 농촌노동력 유출에 관한 이론적 문제

개발도상국이 경제발전을 계속하여 나아갈 때 일반적으로 경험하는 장기에 걸친 농촌

노동력의 대대적인 도시 유출은 개발도상국만이 경험하는 독특한 현상이다. 지금까지 이 현상에 대하여 다양한 논의가 있어 왔지만 그 논의의 범위는 대체로 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫째, 노동력유출이 주로 무슨 요인에 의해서 발생하는가 하는 문제에 대한 논의이다. 여기에는 전통적인 賃金隔差假說(J. R. Hicks[1932])과 이에 대한 반론으로 나타난 就業機會假說(T. W. Schultz[1945], J. Robinson[1947], L. G. Reynolds[1951]), 그리고 이 두 가설의 성격이 대체로 흡수 종합되어 있는 좀 더 최근의 開發途上國模型(M. P. Todaro[1969], J. R. Harris and M. P. Todaro[1970]) 등이 존재하였다. 그런데 임금격차가설이나 취업기회가설, 그리고 이들을 종합한 이론이 모두 일단 도시부문이 농촌노동력을吸引해내는 (pull) 요인에 주로 관심을 가진다고 할 수 있다면 다른 한편에서 농촌내부에서 농촌노동력을 농촌외부로 押出시키는(push) 측면을 강조하는 시각도 존재하여 특정 시기에 吸引要因이 압도적이었는가 아니면 押出要因이 지배적이었는가 하는 논의도 존재하였다. 아울러 노동력의 유출형태에 관한 논의로서 특정 시기에 擧家流出의 형태가 일반적이었는가 아니면 單身流出 또는 家族一部流出의 형태가 일반적이었는가 하는 논의도 존재하였다.

둘째, 농촌노동력 유출과정에서 전환점이 어떠한 의미를 지니는가 하는 논의도 중요하다. 이는 轉換點이 농촌노동력의 流出量과 流出原因, 流出形態에 일정한 방향으로 영향을 주어 왔는가 하는 문제이다. 일반적인 추론에 따르면 전환점 이후에는 도시부문의 흡인요인이 좀 더 중요한 역할을 할 것이고 유출형태도 단신유출 또는 가족일부유출이 좀 더 지배적인 형태로 될 것이다(拙稿[1978]).

셋째, 농촌노동력 유출이 농촌경제내부에 어떠한 효과를 주었는가 하는 문제도 중요한 논의 대상이다. 여기에는 대체로 상반된 두 가지 견해가 존재하였다. 하나는 전통적인 신고전과 경제학자들의 견해로 농촌내부에 축적되어 있던 과잉의 노동력이 다수 유출되어 갈수록 농촌내부의 노동력의 限界生産性이 증가하고 농업부문의 임금이나 농가의 소득도 도시부문과 비교할 때 격차가 줄어든다는 견해이다. 다른 하나의 견해는 최근 Lipton [1980]의 분석에서 볼 수 있는 바와 같이 농촌노동력의 도시유출이 결국 농촌의 소득과 후생수준을 악화시킬 수 있다는 것이다.

넷째, 이러한 유출노동력이 도시부문에 어떠한 영향을 주었는가 하는 측면도 중요한 논의 대상이 된다. A. Lewis[1954]는 이것이 개발도상국의 도시부문에 무제한적인 노동력 공급을 제공함으로써 자본축적에 기여할 수 있다고 보았으며 M. P. Todaro[1969]는 유출노동력이 1차적으로 도시 전통부문에 일단 집적되었다가 여기서 다시 도시 근대부문으로 이동하여 간다는 2단계 이동론을 제시하기도 하였다. 그런데 이 도시 전통부문에서

근대부분으로의 이동은 실제 매우 제한적이라서 개발도상국 일반의 현실에서는 유출노동력이 소위 都市非公式部門(urban informal sector)의 확대에 주로 기여한다는 주장(Sethuraman[1981])도 제기되었다.

이상에서 개발도상국의 농촌노동력 유출에 관한 여러가지 논의를 개관하였지만 우리의 논의를 농산물의 무역자유화가 농촌노동력의 유출에 미칠 수 있는 효과에 한정시킨다면 여기서 분석되어야 할 문제는 당연히 (1) 주요 농산물이 대부분 가격경쟁력을 상실하게 됨에 따라 어느 정도의 농촌노동력이 농업생산기반을 잃고 압출될 것인가 하는 유출규모 예측의 문제, (2) 이러한 노동력 유출이 농촌부문에 내부에 미칠 수 있는 경제적 효과의 문제, (3) 주로 低學歷 老齡 勞動力으로 구성된 유출노동력이 도시 노동시장에 제공할 수 있는 충격의 문제 등으로 집약될 것이다.

2) 농가인구 유출함수의 추정

농산물 무역자유화가 어느 정도의 농촌노동력을 압출시킬 것인가는 우선 과거 한국의 농촌노동력 유출에 관한 분석을 필요로 한다. 따라서 여기서는 노동력유출을 촉진시키는 압출요인과 흡인요인을 적출하여 農家人口流出函數를 구성하고 이의 추정을 시도하기로 한다.

〈표 1〉은 1960~1991 년간의 한국의 농가인구 유출의 추세를 추정해본 결과이다. 농가인구의 유출규모를 추정하기 위해서는 농가인구의 증가율을 알아야 할 것이다. 여기에서 우리는 농가인구의 증가율을 다음과 같은 방법으로 추정하였다. 먼저 경제전체의 가임여성 1인당 연간 출생아기수를 α 로 나타내고 농촌부문의 그것을 a 라 한다. 出産의 經濟學(economics of fertility)에서 흔히 논의되듯이 소득이 높아질 때 출산자녀수가 감소하고 또 도시가계의 소득이 농가의 소득보다 평균적으로 높다면, 그리고 전통적인 가부장제적 대가족 관습이 농촌에서 더 강하게 남아있다고 가정할 수 있다면 이 a 는 농촌에서 더 높을 것이다. 그러나 요즘처럼 신문, TV 등 언론정보매체가 발달한 시대에는 도시와 농촌간의 생활관습상의 차이도 점차 축소될 것이고 생활수준상의 차이도 과거처럼 그렇게 크게 유지되지는 못할 것이므로 최근에는 그 차이가 그리 크지 않을 것으로 판단된다.

이제 T 를 총인구, F 를 가임여성의 수, δ 를 연간 사망률이라고 한다면 연간 인구증가율 r 과 연간 사망률 δ 의 합은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$r + \delta = \frac{\alpha \cdot F}{T} \quad (1)$$

똑같은 방법으로 농촌인구의 연간증가율 r_a 과 농촌인구의 연간 사망률 δ_a 의 합계도 $\alpha_a F_a/T_a$ 로 표현된다. 여기서 T_a , F_a , 그리고 α_a 는 각각 농촌부문의 총인구와 농촌부문의 가입여성의 수, 그리고 농촌 가입여성의 출산력이다. 그러면 r_a 는 아래 (2)식으로 추정될 수 있다.

$$r_a = (r + \delta) \cdot \frac{\alpha_a}{\alpha} \cdot \frac{F_a/T_a}{F/T} - \delta_a \quad (2)$$

여기에서 F_a/T_a 는 농촌부문에서의 총인구에 대한 가입여성의 비율이다. 우리는 여기에서 각 부문의 총인구에 대한 15~49세 여성인구의 비율을 F_a/T_a 와 F/T 의 값으로 각각 취하였다.¹⁾

이 때 우리는 농촌부문 사용자료를 <인구 및 주택센서스>에서 郡部와 邑 面部를 모두 포괄하는 자료로 사용하고자 한다.

〈표 1〉 流出 農家人口 推定, 1960~1991

(1,000명)

연 도	총인구 증가율 (A)(%)	농촌인구 증가율 (B)(%)	농가인구 (C)	예 상 농가인구 (D)	추 정 유출인구 (E=D-C)	유출률 (F=E/C)(%)
1960	2.98	3.02	14,559	-	-	-
1961	3.00	3.10	14,509	14,999	490	3.38
1962	2.90	3.05	15,097	14,959	-138	-0.91
1963	2.82	3.02	15,266	15,558	292	1.91
1964	2.65	2.89	15,553	15,727	174	1.12
1965	2.57	2.85	15,812	16,002	190	1.20
1966	2.55	2.88	15,781	16,262	481	3.05
1967	2.36	2.53	16,078	16,235	157	0.98
1968	2.35	2.34	15,908	16,485	577	3.63
1969	2.29	2.28	15,589	16,280	691	4.44
1970	2.21	2.20	14,432	15,944	1,512	10.47
1971	1.99	1.83	14,712	14,750	38	0.26
1972	1.89	1.78	14,677	14,981	304	2.07
1973	1.78	1.73	14,645	14,938	293	2.00

1) 可妊女性(child-bearing women)이라 하면 통상 15~49세의 여성을 의미한다. 그러나 최근 높아진 혼인연령과 가족계획의 보급으로 가입여성의 범위도 어느 정도 축소되었을 것이다.

1974	1.73	1.72	13,459	14,898	1,439	10.69
1975	1.70	1.64	13,244	13,691	447	3.37
1976	1.61	1.46	12,785	13,461	676	5.29
1977	1.57	1.34	12,309	12,972	663	5.38
1978	1.53	1.22	11,527	12,474	947	8.22
1979	1.53	1.13	10,887	11,667	780	7.17
1980	1.57	1.24	10,831	11,010	179	1.65
1981	1.57	1.31	9,999	10,965	966	9.66
1982	1.58	1.37	9,688	10,130	442	4.56
1983	1.57	1.28	9,475	9,821	346	3.65
1984	1.55	1.21	9,015	9,596	581	6.45
1985	1.54	1.13	8,521	9,124	603	7.08
1986	1.52	1.09	8,180	8,617	437	5.34
1987	1.50	1.05	7,771	8,269	498	6.41
1988	1.48	1.03	7,272	7,853	581	7.99
1989	1.47	1.00	6,786	7,347	561	8.26
1990	1.47	0.97	6,661	6,854	193	2.89
1991	1.47	0.95	6,068	6,725	657	10.83

註 : 1960~1982년간의 총인구증가율은 潘性純[1984, p.141]으로부터 인용한 것임. 이후 인구증가율도 潘性純연구의 방법과 일관성을 유지하기 위하여 5년마다 집계되는 인구 및 주택센서스의 인구수에 근거하여 기하평균으로 추정되었음.

(2)식을 추정할 때 자료는 r의 경우 대략 5년마다 이루어지는 <인구 및 주택센서스>자료에 근거한 전국 총인구증가율, 예는 경제기획원의 <한국의 사회지표>상의 전국조사망률을 사용하고, α_a/α 는 농촌부문과 전국간의 가임여성 출산력비율인데 이에 대하여는 李興卓[1987, p.214]의 <그림 7-2>에서 얻을 수 있는 도시 농촌의 연도별 合計出產率(total fertility rate)²⁾ 자료를 이용할 수 있다. 이 자료가 없는 해의 경우에는 線型補間法 또는 線型補外法으로 추정하여 구하였다. 그런데 농촌인구조사망률 δ_a 를 얻기 위해서는 별도의 추정작업이 필요하였다. 우선 이 δ_a 를 와 동일한 기준의 자료로 추정하기 위하여 조사망률의 비율 δ_a/δ 를 먼저 구하여야 한다. 이를 위해서 첫째, 도시 농촌별로 성별 연령별 인구구성추세를 1960년 이후부터 1990년까지의 <인구 및 주택센서스>자료에 의거하여 구하고 여기에 성별 연령별 사망확률을 적용하여 사망자수를 추정한 다음 이에 근거한

2) 여기서 合計出產率이란 가임여성 1명이 출산가능기간을 통털어 출산하게 되는 자녀들의 全體數라는 의미를 가진다.

각 센서스연도의 도시 농촌별 사망률, 그리고 전국의 사망률을 각각 구한다. 다음으로 이 사망률들로 농촌과 전국사이의 사망률비율을 계산한다. 이 비율들은 센서스연도에 대해서만 얻어지므로 센서스가 실시되지 않은 연도의 비율들은 선형보간법으로 보간추정한다. 이렇게 해서 구해진 매년의 농촌-전국 사망률비율을 위의 전국조사사망률에 곱하여 전국조사사망률기준에 기초를 둔 農村地域粗死亡率 a 를 최종적으로 구하였다. 여기에는 농촌인구의 노령화추세가 잘 반영될 것이므로 최근으로 올수록 빠른 속도로 높아지는 농촌지역조사사망률 추세를 얻을 수 있게 된다. 이렇게 하여 추정된 農村人口增加率 r_a 의 값은 <표 1>의 (B)열에 나타나 있다.

<표 1>과 <표 2>에 따르면 한국의 농가인구 유출은 1960년대 중반 이후부터 급격하게 증가하였다. 이 추세가 1970년대 초반에 다소 둔화되었다가 다시 1970년대 중반이후부터 최근까지는 다시 많이 증가하였다. 1980년대 후반 이후에는 유출인구의 절대규모는 감소하였지만 이 시기에는 농가인구가 이미 크게 감소한 수준에 있었으므로 이를 기준으로 한 유출률은 2.9~10.8%에 이를 정도로 높은 수준을 유지하였다.

또한 <표 3>에 따를 때 그 동안의 농가인구 유출과정에서 나타난 몇 가지 특징적인 현상도 지적할 수 있다. 첫째, 전체 농가호수의 경우 그 절대수에서 매 5년간 20여만 가구씩 감소하는 추세가 최근까지 지속되고 있다는 점이다. 따라서 농가호수의 감소율은 최근으로 오면서 차츰 상승하여 왔다고 할 수 있다. 둘째, 동시에 최근으로 오면서 농가의 戶當 家口員數가 급격하게 감소하는 현상을 발견할 수 있는데 이는 특히 1980년대 후반에 더욱 심화되고 있다. 이는 전반적인 인구증가율의 감소와 함께 젊은 노동력의 농가유출에 따른 可妊女性의 급속한 감소에도 다소 영향을 받았겠지만 무엇보다도 농가 가구원의 單身流出 또는 家口員 一部流出현상이 최근으로 오면서 더 심화되었다는 데 주로 기인할 것이다. 셋째로 지적할 수 있는 사항은 경지규모별 농가호수 구성비가 느린 속도가

<표 2> 流出 農家人口 推定, 1961~1990

(1,000명)

기간	61~65	66~70	71~75	76~80	81~85	86~90
추정 유출인구	1,007	3,419	2,521	3,245	2,938	2,270

資料: <표 1>.

기는 하지만 中 大農의 구성비가 높아지는 쪽으로 변화하고 있다는 점이다. 경지면적 1 ha 이상의 농가비중이 1975년에 32.3%에서 1991년에 39.6%로 상승하였다. 이 상승속도가 1980년대 후반에는 비교적 빠르게 진행되고 있음도 알 수 있다. 그런데 이러한 경지

규모의 증가추세는 다른 연구에 따를 때 賃借農地比率의 상승현상과 동시에 진행되고 있다(이영기[1990] 참조). 그런데 둘째와 셋째의 현상은 農地價의 급격한 상승과 이에 따른 資本利得의 기회를 상실하지 않으려는 농지소유자들의 農地固守現象과도 밀접히 연관되어 있을 것이다.

〈표 3〉 農家經濟의 主要指標

	1970	1975	1980	1985	1991
농가호수(천호)	2,483	2,379	2,155	1,926	1,702
농가인구(천명)	14,422	13,244	10,827	8,521	6,068
호당 가구원수(명)	5.92	5.63	5.11	4.70	3.82
호당 경지면적(ha)	0.93	0.94	1.02	1.14	1.20
경지규모별 농가호수 구성비(%)					
경종외	2.9	4.0	1.3	2.4	2.1
0.5 ha 미만	31.6	29.0	28.4	27.7	27.4
0.5-1.0	33.2	34.8	34.7	35.6	31.0
1.0-2.0	25.8	26.0	29.2	28.5	30.0
2.0-3.0	5.0	4.7	5.0	4.5	7.1
3.0 이상	1.5	1.5	1.4	1.2	2.5

資料: 농수산부, 농가경제통계연보, 各年號.

——, 농수산통계연보, 各年號.

이제 유출함수를 정식화하는 문제를 고찰해보기로 하자. Todaro[1969]와 Harris and Todaro[1970]에 따르면 농촌노동력의 도시유출량은 도시와 농촌간의 실질임금격차(그래서 농촌의 실질임금과 도시부문의 실질최저임금이 도입된다), 도시근대부문에의 취업할 확률(이 변수에는 구체적으로 도시부문의 실업 또는 도시 전통부문의 규모, 도시 근대부문의 일자리창출 속도 등이 매우 중요하다)에 의해 결정될 수 있다. 그리하여 도시의 실질임금 상승, 실질소득 증가, 도시부문의 실업감소, 도시 근대부문에서의 일자리확대 등은 농가인구 또는 농촌노동력의 유출을 촉진시킬 수 있다. 반면에 농촌의 실질임금 및 농가의 실질소득의 상승, 도시부문의 실업증가 및 경기침체 등은 유출의 흐름을 약화시킬 것이다.

우리는 이 모든 변수들을 유출함수를 정식화하는 데 도입하고자 할 것이다. 그러나, 이 변수들 외에 또 하나의 변수를 추가로 도입하고자 하는데 그것은 도시와 농촌간의 생계

비의 격차를 나타내는 변수이다. Todaro[1969]와 Harris and Todaro[1970]는 그들의 연구에서 이 변수를 도입하고 있지 않다. 그렇지만 우리는 이 변수가 개발도상국의 농가인구 또는 농촌노동력의 유출을 설명하는 중요한 변수들 중의 하나라고 생각한다. Lewis[1954]는 일찌기 도시부문의 임금은 생계비의 차이, 관습적인 생활수준의 차이, 그리고 이동의 심리적 비용 등으로 농촌의 임금보다 대략 30% 정도 더 높다고 서술한 바 있다. 그리고 M. Bronfenbrenner[1971]는 평균적인 가계가 더 이상 저축을 할 수 없는 소득수준을 貧困線으로 정의할 것을 제안하고 있다. 그래서 우리는 도시와 농촌간의 후생수준의 차이를 나타내는 데 있어서 소득개념이 가진 약점을 보완하기 위하여 이러한 생계비격차 변수를 도입하고자 하며 이 목적으로 도시 및 농촌부문의 가계의 實質家計收支黑字 또는 經濟剩餘(이는 가계의 총소득에다 생계비를 차감한 금액)를 사용할 것이다.³⁾ 이 수치흑자개념은 어떤 평균적인 가계가 빈곤선으로부터 얼마나 멀리 벗어나 있는가를 측정하는 지표로 간주될 수 있다. 우리는 도시가계의 수치흑자가 증가하면 농가인구 또는 농촌노동력의 유출이 촉진되고 농가의 경제잉여가 증가하면 그 흐름이 위축된다고 생각하는 것이다.

이러한 이론적인 추론과 한국 농가인구 유출과정의 전체적인 모습에 기초할 때 이제 농가인구의 도시 유출함수는 아래와 같이 정식화할 수 있다.

$$R = h(P, En, Un, Ea, Ua, Wn/Wa, Sn, Sa) \quad (3)$$

여기서 R은 농가인구의 流出率로서 어떤 연도의 추정유출인구의 당해연도는 농가인구에 대한 비율로 정의되며 P는 好景氣 더미변수, En은 비농가 취업자수, Un은 비농가 실업자수, Ea는 농가 취업자수, Ua는 농가 실업자수, Wn/Wa는 농업노동자 임금에 대한 제조업노동자 임금의 비율, Sn는 전도시근로자가계의 가계당 월평균 實質家計收支黑字, Sa는 농가의 호당 월평균 實質家計經濟剩餘를 나타낸다.

P, En, Un, Wn/Wa, Sn는 모두 도시부문의 경제사정을 나타내는 것으로 당연히 도시부문의 흡인요인으로 분류될 수 있다. 호경기일수록 비농업생산이 활발할 것이므로 P는 농가인구나 농촌노동력의 유출을 촉진시킬 것이고, En 역시 도시부문의 취업기회의 확대를 의미하므로 유출에 양의 효과를 줄 것이며 Un은 따라서 음의 효과를 줄 것이다.

3) 流出函數에 生計費를 도입하자면 가계의 총소득과 지출 또는 생계비를 따로따로 모두 도입하는 것이 원칙이겠으나 그렇게 되면 상호간에 상관관계가 높은 변수들을 다수 도입하는 셈이 되고 이들 변수가 이미 도입되어 있는 다른 변수들과도 강한 상관관계를 가질 가능성이 크므로 多種共線性의 문제가 발생할 수 있다. 이는 바람직하지 않다는 판단을 하고 이러한 收支黑字 또는 經濟剩餘 개념을 사용하는 것이다.

Wn/Wa 는 임금률의 상대적 격차를 나타내고 Sn 는 도시근로자의 후생수준의 실질적인 증가를 나타내므로 그 값들이 커질수록 농촌노동력에 대한 도시부문의 흡인력은 증가할 것으로 유추할 수 있다. 그렇지만 이 Sn 에서 한 가지 留意해야 할 것은 도시부문에 도착한 농촌노동력이 반드시 근로자로만 변신하는 것이 아니라 도시비공식부문에서의 자영업주로 존재할 가능성도 높으므로 도시흡인력을 나타내는 변수로 이러한 自營業主의 가계수지를 나타내는 자료도 필요하다는 것이다. 그러나 현재 자영업주의 가계수지를 나타내는 자료는 편제되고 있지 않으므로 우리의 분석에서는 도시근로자의 가계수지상태를 나타내는 Sn 을 사용할 것이다.

한편 Ea 와 Ua , 그리고 Sa 는 모두 농촌부문의 경제사정을 나타내므로 농촌부문의 압출요인으로 분류할 수 있다. Ea 가 감소할수록 또 Ua 가 증가할수록 농가인구는 유출압력을 더 강하게 받을 것이며 Sa 는 개선될수록 노동력유출에 음의 효과를 줄 것이다. 그런데 농촌내부에서도 지역별 영농형태별 경지규모별로 경제사정이 상이한 다양한 층의 농가가 공존하고 있으므로 도시부문의 吸引力이나 농촌내부의 押出力의 효과가 이러한 각 층의 농가에 상이하게 나타나리라고 예상할 수 있다. 그렇다면 농가인구유출함수에 각 경지규모별 농가의 Sa 를 따로따로 도입하여 분석한다면 그 차등적 효과를 어느 정도 짐작할 수 있을 것이다. 아래 우리의 분석에서는 이러한 방식도 시도하여 볼 것이다.

이상과 같은 시각에서 1963~1990년의 자료로써 다양한 농가인구 유출함수를 추정해 본 결과가 바로 <표 4>이다. 표에서 $S5a$, $S10a$, STa 는 각각 호당 경지면적이 0.5 ha 미만 농가, 1.0 ha 미만 농가, 전체의 평균농가의 호당 월평균 실질농가경제잉여를 나타내며 D 는 1975년 이후부터 그 값을 1로 가지는 韓國經濟의 轉換點더미變數이며 이 D 가 곱해져 있는 항은 이 더미변수의 상호작용항이다.

아울러 <표 4>의 추정에 사용된 자료의 출처를 미리 밝혀 두면 好景氣 더미변수 P 는 현재 경제기획원이 편제하는 景氣綜合指數(composite indexes) 중 同行指數 循環變動值기준으로 경기순환의 頂点근방시기의 값을 1로 하는 더미변수, En , Un 으로는 각각 <경제활동인구연보>상의 비농가 취업자수, 비농가 실업자수자료를 사용하였다. Sn 는 <도시가계연보>상의 전도시 근로자가구의 가구당 월평균 實質家計收支黑字,⁴⁾ $S5a$, $S10a$, STa 로는 <농가경제통계>상의 농가의 호당 월평균 實質農家經濟剩餘⁵⁾를 사용하였다.⁶⁾

4) 우선 가계수지의 名目黑字는 기타수입과 전기이월금을 제외한 총소득에서 消費支出과 非消費支出을 차감하여 구하고 이 값을 全都市 消費者物價指數로 換價하여 實質化시킴.

5) 호당 명목 농가경제잉여를 農家購入價格指數로 換價하여 실질화시킴.

6) 본 연구에서 우리는 Ea , Ua 의 자료로 각각 <경제활동인구연보>의 농가의 취업자수와 실업자수를 사용하였으나 Ea 의 경우 설명력도 크지 않고 또 독자적인 설명력을 갖기보다는 오히려 농가

표의 추정결과에 의거하여 먼저 농가인구유출에 대한 압출요인의 설명력과 흡인요인의 그것을 비교해 볼 수 있다. 추정결과 중 決定係數의 값이 가장 높고 추정 회귀계수의 통계적 유의성도 가장 양호한 추정식은 R1 식이다. 그런데 이 추정식에서 해석이 곤란한 점은 Sn의 추정계수의 부호가 이론적인 예측과 반대로 나타나면서 통계적 유의성이 있다는 사실이다. 이는 도시로 유출된 노동력의 다수가 자영업주로 존재하게 되는 현실을 제대로 반영하지 못하는 Sn 변수의 不適合性 탓이기도 하지만 현재로서는 해석하기 어려운 추정결과라고 생각되므로 이 변수를 제외시킨 R5 추정식을 압출요인과 흡인요인의 설명력의 비교기준으로 삼고자 한다. 표에서 우리는 R5의 결정계수값은 0.68이며 이 식에서 압출요인변수만 남겨서 회귀분석한 R13 식의 결정계수는 0.32, 흡인요인만 남겨서 회귀분석한 R14 식의 결정계수는 0.40임을 알 수 있다. 아울러 두 요인의 설명력이 겹치는 부분이 매우 작다는 사실도 알 수 있다. 결정계수값의 크기에 큰 차이가 없기 때문에 이들만 가지고는 두 가지 요인 중 어느 요인의 설명력이 더 큰지 판단하기 어렵다.⁷⁾ 그렇지만 그것을 판단하는 데 도움이 되는 한 가지 중요한 사실은 발견할 수 있다. 押出要因의 경우 전환점 이전에는 S5a의 추정계수가 이론의 예측대로 陰의 값을 가지면서 통계적 유의성도 높지만 전환점 이후에는 역시 통계적 유의성이 높은 상호작용항 탓으로 S5a의 추정계수가 뚜렷하게 陽의 값을 가지게 되었다는 점이 그것이다. 이는 한국경제의 전환점 이후에는 농가인구유출에서 압출요인의 영향력이 뚜렷하게 약화되었음을 잘 보여주는 것이다. 즉 최근으로 올수록 한국경제의 농촌노동력유출은 점점 도시부문 흡인력(특히 취업기회요인인 En 변수 등)의 영향을 더 많이 받게 되었다는 것이다.

인구의 유출에 의해서 영향받는 측면이 더 강할 것으로 판단되었으므로 도입하지 않았고 Ua도 설명력이 낮고 추정계수의 통계적 유의성도 매우 낮아서 표에 별도로 보고하지 않았음. 한편 wn/wa 변수도 도입하여 추정을 시도하였으나 그 설명력이 매우 낮을 뿐 아니라 추정계수의 통계적 유의성도 낮아서 <표 4>에 별도로 정리해두지 않았음. 여기서 wn 자료로는 <매월노동통계조사 보고서>의 제조업 월평균급여(정액급여, 초과급여 그리고 월평균특별급여의 합계)를 제조업 월평균 勞動日數로 나누어서 구한 1일평균 급여를 사용하였고 wa 자료로는 農業協同組合中央會가 日當기준으로 조사하는 <농협조사월보>의 農村賃料金指數상의 農業勞動賃金指數를 사용하였음.

- 7) 물론 押出要因과 吸引要因으로 우리의 모형에 도입되지 못한 그외 많은 다른변수가 있을 수 있다. 그리하여 실제 추정에서 우리는 수많은 유력한 다른 변수들도 도입해보았다. 그러나 대부분의 변수들은 설명력이 크게 미약하였으며 Table 4에 제시된 결과는 그래도 그들 중 가장 설명력이 높고 추정계수의 통계적 유의성도 강한 추정식들에 대한 것이다. 따라서 주로 이들에 의거하여 압출요인과 흡인요인의 설명력을 비교하기로 하였음을 밝혀 둔다.

〈표 4〉 農家人口 流出函數 推定結果(1963~1990)

	R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7
常數	0.868 (0.312)	1.92 (0.649)	-0.188 (-0.0641)	3.60 (1.72)	4.30* (2.20)	-0.000508 (-0.000151)	3.68 (1.42)
P	2.12* (2.80)	1.52* (1.98)	1.83* (2.30)	2.04* (2.46)	2.35* (3.01)	1.75* (2.03)	2.37* (2.42)
En	0.00176* (2.75)	0.00241* (3.79)	0.00210* (3.20)	0.00108* (4.64)	0.000794* (3.14)	0.00273* (3.56)	0.000701* (2.18)
Un	-0.0107* (-2.39)	-0.0175* (-3.22)	-0.0118* (-2.50)	-0.0113* (-2.23)	-0.00989* (-2.11)	-0.0146* (-2.32)	-0.00726 (-1.14)
Sn	-0.00166 (-1.63)	-0.00428* (-2.55)	-0.00183 (-1.68)			-0.00316* (-2.86)	
S5a	-0.00518* (-3.56)	-0.00359* (-3.45)	-0.00283* (-2.83)	-0.00343* (-3.42)	-0.00581* (-3.96)		
S10a						-0.00389* (-1.82)	-0.00158 (-1.10)
STa							
D · Sn		0.00215* (1.83)					
D · S5a	0.00333* (2.07)				0.00357* (2.11)		
D · S10a						0.00178 (1.15)	
D · STa							
R2	0.72	0.71	0.66	0.61	0.68	0.60	0.43
D.W.	2.18	2.23	2.17	2.16	2.18	2.26	2.15
	R8	R9	R10	R11	R12	R13	R14
常數	5.22 (1.45)	-2.22 (-0.658)	2.51 (0.848)	1.69 (0.476)	-2.75 (-0.933)	4.61* (6.12)	2.54 (1.08)
P	2.26* (2.23)	1.90* (2.04)	2.34* (2.35)	2.46* (2.34)	1.92* (2.20)		2.34* (2.41)
En	0.000698* (2.10)	0.00248* (2.86)	0.000366 (1.19)	0.000433 (1.24)	0.00206* (2.96)		0.000372* (3.20)
Un	-0.00948 (-1.29)	-0.00938 (-1.44)	-0.00306 (-0.452)	-0.00236 (-0.334)	-0.00596 (-1.33)		-0.00314 (-0.618)
Sn		-0.00301* (-2.49)			-0.00271* (-2.45)		
S5a						-0.00544* (-2.96)	
S10a	-0.00292 (-1.14)						
STa		-0.000657 (-0.676)	0.0000171 (0.0184)	0.000250 (0.231)			
D · Sn							
D · S5a						0.00620* (3.29)	
D · S10a	0.00117 (0.622)						
D · STa		-0.0000754 (-0.110)		-0.000355 (-0.442)			
R2	0.44	0.54	0.40	0.40	0.53	0.32	0.40
D.W.	2.13	2.28	2.16	2.17	2.24	1.93	2.16

註 : 이들은 모두 GLS 추정 결과들이다. ()안의 수치들은 t 값이며 *표시한 추정계수들은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것들이다.

〈표 5〉 說明變數들 간의 相關係數

	P	En	Un	Sn	S5a	S10a	STa
P	1.0000						
En	0.1136	1.0000					
Un	-0.1932	0.2107	1.0000				
Sn	0.1366	0.9806	0.1473	1.0000			
S5a	0.1614	0.8576	-0.0441	0.8917	1.0000		
S10a	0.1786	0.8941	-0.0798	0.9100	0.9531	1.0000	
STa	0.1688	0.8807	-0.1171	0.8844	0.8627	0.9675	1.0000

〈표 4〉에서 가장 설명력이 높은 추정식은 물론 R1 식이다. 그러나 이미 언급한 대로 Sn의 추정계수 부호는 쉽게 설명되기 어려우며 또 〈표 5〉에서도 볼 수 있는 바와 같이 이 변수는 En이나 S5a와 높은 陽의 相關關係를 가지고 있어서 多重共線性(multicollinearity)의 우려를 낳으므로 추정식에서 제외시키는 것이 타당할 것이다. 그렇다면 이제 우리는 차선으로 R5식을 가장 설명력이 높은 추정식으로 선택할 수 있게 된다. 이 식의 추정 결과에 따르면 농가인구의 유출률은 好景氣일수록 또 비농가 취업자가 증가할수록 높아지고 비농가 실업자가 증가할수록 또 경지면적 0.5ha 미만 농가의 실질농가경제잉여가 증가할수록 낮아졌음을 알 수 있다. 물론 이 마지막 변수의 효과는 전환점 이후에는 크게 그리고 뚜렷하게 약화되었다는 사실도 간과할 수 없다. 이들 추정계수의 부호는 모두 이론적 예측과 정확히 일치하고 있다.

다음으로 또 한 가지 지적할 수 있는 것은 농촌내부의 압출요인, 즉 실질농가경제잉여 변수로서 어느 경지규모의 해당변수가 채택되느냐에 따라 그 설명력이 상당히 달라진다는 사실이다. 이 문제는 전환점 더미변수가 도입되지 않은 경우와 도입된 경우로 나누어 살펴볼 수 있는데 전자는 추정식 R4, R7, R10를 통하여 비교할 수 있고 후자의 경우는 R5, R8, R11을 서로 비교함으로써 그 설명력의 변화를 알 수 있다. 두 경우 모두 S5a, S10a, 그리고 STa의 순으로 결정계수나 추정계수의 통계적 유의성이 하락하고 있다. 이는 유추하건대 농가인구의 유출압력은 경지규모가 영세한 농가일수록 보다 강하게 받는다는 과거의 실증분석결과와 일치하는 것이다(茂基[1968], 尹種周[1971]).

한편, 여기에서 이론적인 수준에서 중요한 한 가지 발견사실은 Todaro 등이 강조하는 Wn/Wa 변수의 설명력이 별로 좋지 않고 우리가 강조하는 sa와 sn의 설명력이 매우 유의하다는 점이다. Wn/Wa의 설명력이 약한 것은 몇 가지 이유 탓일 수 있다. 첫째는 Lewis의 설명대로 활발한 노동력이동 때문에 도시부문 임금의 움직임이 농촌부문의 임금수준의 움직임과 크게 乖離되기 어렵다는 사실을 지적할 수 있다. 이러한 경향은 전환점 이

전이나 이후에 구분없이 진행될 것이다. 둘째는 Wn/Wa 를 계산할 때에 Todaro가 주목한 두 지역에서의 就業確率변화가 충분히 반영되지 않았다는 점이 지적될 수 있다. 그러나 농촌의 경우 영농종사일수를 보면 계절적인 차이는 심하여도 연간으로는 그다지 큰 차이가 없으며 도시부문의 실업률변화도 추세적으로 감소하여 오기는 했지만 Wn/Wa 변수의 설명력을 높이는 쪽으로 기여하지는 못하는 것으로 나타났다. 그렇다면 Todaro 모형에 충실한 설명보다는 한국의 경우 가계수지흑자 또는 경제잉여변화로 표시된 生計費 변화 등의 개념을 도입한 모형의 설명력이 더 우월하다는 결론을 얻을 수 있는 셈이다.

마지막으로 언급할 수 있는 점은 전환점 더미변수의 설명력에 관한 것이다. R1 식과 R13 식에서는 압출요인에 관한 한 더미변수와의 상호작용항이 뚜렷한 설명력을 갖고 있지만 R1 식은 이미 언급한 대로 문제를 안고 있는 식이고 R13은 압출요인만 도입하였으므로 불완전한 식이다. 그래서 R5, R8, 그리고 R11에 의거하여 살펴보면 전체적으로 전환점 더미변수의 설명력은 R5 식의 경우를 제외하고는 크게 제약적이라는 결론을 내릴 수 있다. <표 4>에 제시하지는 않았지만 흡인요인의 더미변수 상호작용항은 압출요인의 그것보다 더 낮은 설명력 밖에 갖지 못하였음도 아울러 밝혀 둔다.

Ⅲ. 農産物의 貿易自由化에 기인한 農村勞動力 流出規模 推定

1. 농촌노동력의 현황

농산물의 무역자유화에 따른 농촌노동력의 유출규모를 추정하고자 한다면 당연히 농촌노동력의 현황을 파악할 필요가 있고 아울러 한국농업구조의 전반적 특징에 대해서도 일별해 볼 필요가 있다. 강봉순[1992]에 따라 한국농업구조의 전반적 특징을 정리한다면 (1) 농가의 호당 평균 경지면적이 1.2ha에 지나지 않는 영세분산적 小農構造(<표 3> 참조), (2) 40대 이상이 80%를 점하는 정도의 농가인구의 老齡化(<표 6> 참조), (3) 賃借農地의 확대와 높은 地價 및 賃借料, (4) 농업기술수준의 상대적 저위, (5) 미곡판매수입이 전체 영농조수입의 43.4%를 차지하고 이 비율이 中 大農으로 갈수록 높아지는 米作중심의 영농구조(<표 8> 참조), (6) 경지규모의 영세성과 농가부채의 급증 등으로 농가의 영농구조 개선능력 상실 등으로 요약할 수 있다.

이러한 농업구조상의 특징외에 여기서 지적해두어야 할 농가의 노동력구조상의 특징

도 몇 가지 존재한다. 농촌노동력의 노령화현상은 이미 지적되었지만 이와 아울러 이들이 상대적으로 저학력노동력임도 간과할 수 없다. <표 7>에 따를 때 1991년 현재 농가취업자의 82.1%가 中卒이하의 학력을 가지고 있다. 또 한 가지 특징은 앞에서도 잠깐 언급했지만 호당 가구원수가 최근 빠르게 감소하여 1991년 현재 3.82명에 이르르게 되었으며 이 중 영농종사자수는 2.16명에 지나지 않는다는 사실이다.

<표 6> 農林漁業의 年齡階層別 就業者數

(천명, %)

연도	15-19		20-29		30-39		40-49		50-59		60+		합계
1970	639	13.2	894	18.4	1,260	26.0	1,058	21.8	686	14.2	309	6.4	4,846
1975	616	11.5	943	17.7	1,177	22.0	1,180	22.1	962	18.0	461	8.6	5,339
1980	228	4.9	719	15.5	897	19.3	1,306	28.1	978	21.0	519	11.2	4,647
1985	69	1.8	499	13.4	681	18.2	997	26.7	924	24.7	564	15.1	3,734
1991	13	0.4	162	5.2	446	14.4	636	20.5	1,058	34.1	789	25.4	3,104
非農林漁業 (1991)	564	3.6	4,341	28.1	4,816	31.1	3,287	21.2	1,897	12.3	568	3.7	15,473

資料: 경제기획원, 경제활동인구연보, 各年號.

<표 7> 農家の 學歷別 就業者數

(천명, 구성비 %)

연도	國民學校 卒業이하	中卒이하		高卒이하		大卒이상		합계	
1980	3,907	76.4	701	13.7	458	9.0	48	0.9	5,114
1985	2,707	71.1	548	14.4	493	13.0	58	1.5	3,806
1991	2,289	67.9	478	14.2	525	15.6	81	2.4	3,373
非農家 (1991)	2,849	18.7	3,081	20.3	6,676	43.9	2,597	17.1	15,202

資料: 경제기획원, 경제활동인구연보, 各年號.

2. 농산물 무역자유화에 기인한 농촌노동력 유출규모 추정

1) 무역자유화가 국내 농산물가격에 미치는 효과

농산물의 무역자유화가 농촌노동력의 유출에 어떠한 영향을 미칠 것인가 하는 문제에

답하기 위해서는 이제 다음 단계로 농산물의 무역자유화가 국내 농산물가격에 주는 효과를 예측해야 한다. 이 효과는 크게 보아 價格引下效果와 價格不安定性效果로 나누어 볼 수 있다. 그런데 가격불안정성효과의 경우에는 최세균 권오복[1991]에 따를 때 농산물 무역자유화가 오히려 농산물의 가격불안정성을 감소시킨다는 예측이 받아들여 지고 있다. 그렇다면 검토가 필요한 문제는 가격인하효과이다.

농산물 무역자유화가 이루어지는 경우 국제농산물가격은 그 이전에 비하여 상승할 것이라는 예측이 제시되고 있다. 그 이유는 상대적으로 저렴한 외국농산물에 대한 農産物 輸入國의 輸入需要가 여러가지 輸入規制로부터 자유로워져서 증가할 뿐 아니라 農産物 輸出國의 輸出補助金 지원이 철폐되기 때문이라는 것이다. UNCTAD[1990]는 선진국들이 완전자유화 조치를 취하는 경우 米穀價가 자유화 이전 국제가격으로부터 42.6%까지 상승하며 밀, 옥수수, 수수, 쇠고기, 설탕 등은 12.4~26.5% 정도, 콩, 면화, 커피, 차, 연초 등은 0.1~7.5%의 상승률을 보일것으로 예측하고 있다. 한편, M. Krissoff et al.[1990] 연구는 선진국과 개발도상국이 모두 농산물무역을 자유화하는 경우 각각 乳製品 38~85%, 미곡을 비롯한 곡물류 15~23%, 설탕 40%, 고기류 11~21%의 상승률을 보여 전체 평균 16% 정도의 가격상승을 예측하고 있다.

그외 다른 연구들도 있지만 이들 중 Krissoff et al.의 예측결과가 중간적 수준으로 본 연구에 무리없이 수용할 만 하다고 판단된다. 그러나 여기서 우리가 염두에 두어야 할 것은 외국의 농산물생산자들의 가격전략이다. 외국의 농업생산자들은 특별한 이유가 없는 한 장래의 수출시장 점유율을 높이기 위하여 초기에는 가능한 한 低價輸出戰略을 채택할 것이라 예측하는 것이 보다 현실적이다. 농산물의 무역자유화는 농산물 수입국의 농업생산기반을 위축시키는 한편 이들 국가의 저렴한 외국농산물에 대한 수요를 증가시키므로 당연히 농산물 수출국의 수출가격에 상승압력을 발생시킬 것이지만 농산물 무역자유화의 초기에는 이 상승압력이 충분히 발현되지 않을 가능성도 매우 높은 것이다. 그래서 본 연구에서는 농산물 무역자유화가 국내 농산물가격에 미치는 효과를 (I) 현재의 국제가격수준으로 국내 농산물가격이 하락하는 경우(이하 I 경우라 한다)와 (II) UNCTAD[1990]나 Krissoff et al.[1990]의 추정처럼 현재의 국제가격에서 어느 정도 상승한 수준까지 국내 농산물가격이 하락하는 경우(이하 II 경우라 한다)로 나누어 고찰하고자 한다.

그런데 이 경우 한 가지 언급해두고자 하는 것이 있다. 농산물의 무역자유화에 관한 여러 차례에 걸친 현재의 협상과정을 살펴보면 이러한 가격인하의 급격한 충격효과를 줄이기 위하여 農業生産補助金の 점진적 삭감방안이나 國內市場開放率의 점진적 상향조정 방안들이 다양하게 제시되고 있으며 또 이들 방안이 채택될 가능성도 높은 것으로 예상

되고 있다. 그렇지만 여기에서 이러한 다양한 방안들을 모두 추정에 반영시키기는 어려우므로 이 논문에서는 농산물 무역자유화의 가격인하효과가 한순간에 발생한다는 가정하에서 추정을 진행시키기로 한다.

2) 농산물 무역자유화에 기인한 농촌노동력 유출규모 예측

농산물의 무역자유화가 국내 농산물가격을 급격히 하락시키는 방향으로 충격을 준다면 이것은 당연히 국내 농업생산기반에 심대한 타격을 줄 것이고 나아가서 농촌노동력의 유출에 대해서도 일정한 방향으로 충격을 줄 것이다. 이러한 충격은 어떻게 추정할 수 있을까? 여기에서는 이를 두 가지 방법으로 접근해 보고자 한다. 하나는 米穀生産費分佈를 이용하여 충격을 추정하는 접근방법이고 다른 하나는 이미 앞장에서 추정된 農家人口流出函數에 의거한 접근방법이다. 물론 농산물의 공급함수와 생산함수를 추정한 다음 이를 이용하는 접근방법이 있을 수 있으나 농산물생산액의 절반가량을 점하는 미곡의 경우 그 가격이 정부의 엄격한 통제하에 있어서 가격의 파라미터기능을 신뢰하기 어려우며 또 여타 농산물의 경우 개별 농산물마다 일일이 공급함수와 생산함수를 추정해야 한다는 문제가 발생하므로 실제 사용에는 많은 어려움이 따른다. 그리하여 이 방법의 사용은 다음 기회로 미루기로 한다.

그런데 미곡생산비분포를 이용하는 방법과 농가인구유출함수에 의거한 방법들도 모두 나름대로 장단점들을 가지고 있다. 우선 미곡생산비분포를 이용하는 방법은 미곡만 분석대상이 된다는 약점 외에도 농촌노동력의 유출과 직접 연결되는 설명과정이 별도로 없으므로 유출의 가능성만 언급하는 데 그친다는 단점이 있다. 그러나 경지규모별로 미곡생산의 비중이 다른 점을 충분히 감안할 수 있고 그래서 그 유출압력도 경지규모가 다른 농가에 차등적으로 작용할 수 있음을 보여줄 수 있는 이점을 가진다.

농가인구유출함수에 의거한 방법은 어디까지나 과거 자료를 이용하는 것이고 또 한국의 과거 時系列資料는 급격한 경제성장과 함께 주로 빠르게 증가 또는 상승하는 추세들을 보여 왔으므로, 즉 급격한 농산물가격 하락 등의 경험이 별로 없었으므로 농산물 무역자유화에 뒤따를 수 있는 급격한 가격하락의 효과를 포착하는 데 어느 정도 문제가 있을 수도 있다는 것이다. 그러나 농산물가격하락이 농가수지에 미치는 효과를 통하여 농촌노동력유출에 주는 충격을 추정하려는 것이므로 미곡뿐만 아니라 모든 농산물의 가격변화효과를 동시에 반영시킬 수 있고 또 이것이 농가인구유출함수에 따라 구체적인 農家勞動力流出 推定值를 제공해주는 장점을 가진다.

(1) 米穀生産費分佈에 의한 접근

〈표 8〉 경지규모별 農家所得 및 農家收入(1991)

(천원, %)

경지규모	총소득		농외소득		농업소득		농업조수입		미국수입	
	(A)	(B)	(B/A)	(C)	(C/A)	(D)	(C/D)	(E)	(E/D)	
0.5 ha 미만	9,881	7,609	77.0	2,272	33.0	3,741	60.7	948	25.3	
0.5 - 1.0	11,707	6,803	58.1	4,904	41.9	7,096	69.1	2,665	37.6	
1.0 - 1.5	13,333	5,383	40.4	7,950	59.6	11,040	72.0	4,398	39.8	
1.5 - 2.0	15,083	5,057	33.5	10,026	66.5	14,168	70.8	6,304	44.5	
2.0 ha 이상	17,835	4,727	26.5	13,108	73.5	18,878	69.4	10,606	56.2	
평균	13,105	6,070	46.3	7,035	53.7	10,097	69.7	4,381	43.4	

資料 : 農水産部, 1991년 농가경제통계, 1992.

〈표 9〉 米穀生産費 分布

精穀 80kg당 생산비	1990		1991	
	도 수	상대도수	도 수	상대도수
45,000 원 미만	13	0.9		
45,000 - 50,000	52	3.7	20	1.1
50,000 - 55,000	123	8.7	64	3.4
55,000 - 60,000	189	13.3	196	10.4
60,000 - 65,000	228	16.1	242	12.8
65,000 - 70,000	212	15.0	316	16.7
70,000 - 75,000	180	12.7	347	18.4
75,000 - 80,000	155	10.9	271	14.4
80,000 - 85,000	95	6.7	156	8.3
85,000 - 90,000	74	5.2	109	5.8
90,000 - 95,000	33	2.3	77	4.1
95,000 - 100,000	34	2.4	46	2.4
100,000 - 105,000	30	2.1	17	0.9
105,000 - 110,000			16	0.8
110,000원 이상			10	0.5

資料 : 農水産部, 1991년 농가경제통계, 1992.

〈농가경제통계〉에 따를 때 1990년과 1991년의 미국생산비분포는 〈표 9〉와 같다. 그런데 미국 80kg의 1990년 국제가격(미국 New Orleans 중급품)은 20,880 원, 1991년의 국제가격은 24,557 원이었다. 만약 농산물의 무역자유화가 이루어져서 위 A경우처럼 국내 미국가격이 이 국제가격수준으로 하락한다면 표에 따를 때 한국의 농가들은 가장 생산성이

높은 농가의 경우에도 생산비의 절반조차 보상받지 못함을 알 수 있다. UNCTAD[1990]의 예측처럼 미곡가격이 현재의 국제가격에서 42.6% 상승하여 29,775 원, Krissoff et al. [1990]의 예측처럼 15% 상승하여 24,012 원이 각각 된다고 하여도 사정은 크게 달라지지 않는다.

위 I 과 II의 경우에 발생할 수 있는 米穀販賣粗收入의 감소액을 추정한 결과가 <표 10>이다. 표에 따를 때 0.5 ha 미만 농가를 제외하고는 모든 경지규모농가에서 호당 미곡판매수입감소액이 농가경제영여수준을 상회하고 있다. 이는 미곡의 무역자유화에만 한정시키더라도 그 효과가 경지규모 0.5 ha 이상 농가의 가계수지를 모두 적자로 전환시킨다는 의미이다. 그리고 中 大農으로 갈수록 미곡생산의 비중이 높아지므로 그 적자의 정도도 1.0 ha 이상 농가의 경우는 매우 심각한 수준으로 상승하고 있다.

물론 이 추정결과는 米穀價가 국제가격수준으로 하락하더라도 종전의 미곡생산수준과 생산비지출을 그대로 유지한다는 가정하에서 얻어진 것이므로 정확한 예측이라 하기 어렵지만 이 정도로 심각하게 농가수지를 악화시킨다면 이는 거의 모든 농가에 대하여 매우 강력한 押出要因으로 작용할 것으로 추측된다. 그리고 이러한 수입감소를 농가전체에 걸쳐 집계하여 農林漁業GDP에 대한 비율로 나타내어 본 결과 그 수준이 I의 경우는 33.0%, II의 경우 UNCTAD 기준과 Krissoff 기준의 경우 각각 29.2%와 31.7%에 상당하고 있다.

<표 10> 농가호당 미곡수입감소액 추정(1990년 기준)

(천원)

	농가 호수 (천호) (A)	농가 영여 (B)	미곡 수입 (C)	미곡수입 감소액					
				I 경우		II 경우			
				(D)	(E=A×D) (백만원)	UNCTAD연구 기준 (F) (G=A×F) (백만원)		Krissoff연구 기준 (H) (I=A×H) (백만원)	
0.5 ha 미만	483	1,584	1,007	794	383,414	703	339,550	762	367,969
0.5 - 1.0	544	1,729	2,705	2,132	1,159,999	1,888	1,027,291	2,046	1,113,271
1.0 - 2.0	543	2,866	5,294	4,173	2,266,091	3,696	2,006,842	4,005	2,174,806
2.0 ha 이상	173	4,038	9,771	7,702	1,332,528	6,821	1,180,082	7,392	1,278,850
합 계	1,743				5,142,032		4,553,765		4,934,896
對GDP비율(%)*					33.0		29.2		31.7

註 : *표시의 비율은 농림어업GDP에 대한 %임/

資料 : 농수산부, 1990년 농가경제통계연보, 1991.

(2) 農家人口 流出函數에 의한 접근

미국생산비에 의한 접근방법은 농산물 무역자유화가 農家收支에 미치는 효과를 추정하는 데 도움을 줄 수는 있었지만 정착 농가인구가 어느 정도 유출될 것인지에 대한 직접적인 정보는 제공하지 못한다. 그렇지만 농가수지에 미치는 효과에 대한 정보를 얻을 수 있다면 농가인구유출함수에 대한 <표 4>의 추정식들식에 의거한다면 농촌노동력 유출 규모를 대체로 추정할 수 있다.

구체적인 추정모형으로는 앞장에서 이미 언급한 대로 次善의 설명력을 가진 R5 식을 사용하되 이 식의 S5a 변수의 轉換點 이후의 推定係數 $-0.00224(= -0.00581 + 0.00357)$ 을 이용하고 비교를 위해 보조적으로 R4식의 S5a 변수의 추정계수 -0.00343 도 아울러 참고하고자 한다.

<표 11>은 농가인구유출함수에 의거 농산물 무역자유화와 이에 따른 농가의 農業粗收入 減少가 추가로 상승시키는 농가인구유출률의 크기를 추정한 결과이다. 표의 수치들은 농산물 무역자유화로 농산물가격이 국제가격수준으로 하락하여도 기존의 농산물 생산수준에는 큰 변화가 없다는 전제하에서 추정된 것이다. 따라서 농업생산비는 종전과 동일한 수준으로 지출된다고 가정하므로 농업조수입의 감소는 바로 그 만큼의 農家收支惡化, 즉 農家經濟剩餘의 減少를 초래하는 셈이다. 표는 I 경우와 II 경우 중 Kriessoff et al. [1990]의 국제가격예측에 기초한 경우를 제시하고 있다. 각 경우에서 호당 농업조수입감소액은 <표 14>의 각 경지규모별 농가의 품목별 농업조수입 가중치를 <표 13>의 각 품목별 국제-국내가격비율에 각각 적용시켜 얻은 각 경지규모별 농가의 호당평균 농업조수입감소액에 기초하여 추정한 것이다. I 경우의 경지규모 1.0 ha 미만 농가의 호당 농업조수입감소액은 0.5 ha 미만 농가의 호당 농업조수입감소액과 0.5~1.0 ha 규모 농가의 그것을 실제 농가호수가중치⁸⁾로 가중평균한 가중평균 호당 농업조수입감소액이다. 전제농가의 호당평균 농업조수입감소액 역시 각 경지규모별 모집단 농가호수가중치에 의한 전규모 농가의 가중평균 호당 농업조수입감소액이다. II의 경우도 무역자유화가 이루어질 때 현재의 국제가격이 평균적으로 16% 정도 상승할 것이라는 Kriessoff et al.[1990]의 예측을 받아들인 것 외에는 I의 경우와 동일한 방식으로 추정되었다.

계산된 호당평균 농업조수입감소액을 농가구입가격지수⁹⁾로 換價시켜(deflate) 실질농업

8) <농가경제통계>의 경지규모별 標本農家數를 가중치로 한 것이 아니라 실제 母集團의 경지규모별 농가호수를 가중치로 사용하였다는 의미인데 이렇게 한 이유는 <농가경제통계>의 경지규모별 표본농가호수 구성비가 모집단 경지규모별 농가호수 구성비와 상당히 乖離되기 때문이다.

9) 1960년 지수를 100으로 하고 최근까지의 지수를 增加率接續法으로 연결시킨 농가구입가격지수를 사용하였는데 이렇게 한 이유는 농가의 후생수준과 관련이 있는 실질적인 농가수지의 변화를 포착하기 위해서이다.

조수입감소액을 구하고 이를 각각 R5식과 R4식의 S5a의 추정계수에 곱하여 최종적으로 농업조수입감소 때문에 발생하는 추가적인 農家人口流出率을 추정하였다.¹⁰⁾

I의 경우 R5식의 S5a의 추정계수에 의하면 무역자유화로 인하여 농가인구유출률은 추가로 9.29% 포인트정도 더 상승하는 것으로 나타난다. 1991년 현재 농가인구 6,068천명을 기준으로 산출하면 이는 564천명의 추가적인 인구유출을 초래한다는 의미이다. 1990년 현재 郡部의 15세 이상 인구비율이 76.30%, 農家の 경제활동참가율이 68.06%였으므로 이 비율을 적용하면 유출인구 주 경제활동참가가 가능한 인구는 293천명이 되고 이는 1991년의 비농가부분 실업자수 409천명의 71.6%에 해당한다. 이상의 과정을 R4식의 S5a의 추정계수로 추정하면 추가로 상승하는 농가인구유출률이 14.24% 포인트로 되어 그 효과가 크게 높아진 수준으로 나타난다.

그런데 <표 11>에 따르면 경지규모가 클수록 농가수지 악화규모가 커지고 있으므로 이것이 중 대농의 존립에도 심대한 영향을 주고 강력한 압출요인으로 작용할 것이다. <표 4>의 R10식이나 R11식의 STa변수의 추정계수값이 미미하고 통계적 유의성이 낮은 것은 과거에는 적어도 中 大農의 존립에까지 심대한 영향을 주는 급격한 농가경제상의 변화, 즉 농산물 무역자유화와 같은 치명적인 변화가 없었던 탓으로 해석할 수 있을 것이다.

<표 11> 農家人口의 流出率 예측(1990)

(천원, %)

	I 경우			II 경우(Krissoff et al.)		
	戶當 收入 減少額*	추정유출률		戶當 收入 減少額*	추정 유출률	
		R5 기준	R4 기준		R5 기준	R4 기준
0.5 ha 미만	2,275	9.29	14.24	2,062	8.43	12.91
1.0 ha 미만	3,353	13.70	20.99	3,074	12.56	19.25
전체 농가	5,548	22.67	34.74	5,151	21.05	32.25

資料 : *표시 수치들은 <표 13>과 <표 14>의 수치들로부터 계산하여 구함. 추정 유출률을 얻으려면 수입감소액이 농가구입가격지수(1960=100)로 환가되어야 한다. 농가의 수입감소액은 모두 경지규모별 농가호수를 가중치로 삼아 가중평균된 것이다.

10) En과 S5a간의 높은 상관관계 때문에 우리는 이 식들을 稜形回歸分析(ridge regression)으로도 추정하여 보았으나 특히 이 변수들의 추정계수는 E. Hoerl and R. W. Kennard[1970]의 k값의 변화에 대하여 작은 k값에서부터 상당히 안정적이었으므로 특별히 이용하지는 않기로 하였다.

〈표 12〉 주요 농산물의 國際價格과 國內價格 비교(1990)

(천원/MT)

	국제가격 (A)	국내가격 (B)	(%) (A/B)		국제가격 (A)	국내가격 (B)	(%) (A/B)
쌀	261	1,393	18.7	마늘	608	2,692	22.6
보리	103	574	17.9	양파	196	433	45.3
밀	118	264	44.7	생강	196	1,722	11.4
맥주맥	137	646	21.2	사과*	401	812	49.4
옥수수	96	450	21.3	배*	383	867	44.2
호프	4,255	7,198	59.1	포도	880	2,543	34.6
콩	176	1,300	13.5	복숭아*	439	658	66.7
팥	244	1,927	12.7	단감	1,115	2,883	38.7
땅콩	758	2,589	29.3	감귤	338	1,279	26.4
감자	166	644	25.8	쇠고기	1,517	7,616	19.9
고구마	87	540	16.1	돼지고기	2,023	3,677	55.0
참깨	758	7,349	10.3	닭고기	938	1,877	50.0
들깨	348	1,458	23.9	탈지분유	1,274	4,700	27.1
시금치	4,998	7,628	65.5	전지분유	1,317	4,300	30.6
꿀	810	6,407	12.6	버터	1,290	4,767	27.1
고추	968	2,464	39.3	치즈	1,925	7,150	26.9

註 : *표시의 농산물은 1989년 가격임.

資料 : 강봉순[1992, p. 33], 1992.

그리고 S5a의 추정계수의 통계적 유의성이 높은 것은 이 계층의 농가가 대체로 농가 인구유출이라는 면에서 限界的인 農家에 해당하기 때문일 것이다. 그렇다면 중 대농의 존립에까지 심각한 영향을 줄 수 있는 농산물 무역자유화상황하에서는 모든 농가들이 한 계층가로 전략할 수 있고 따라서 위 S5a의 추정계수가 전체농가의 농가경제잉여감소에도 어느 정도 적용될 수 있다는 주장이 가능하다. 이렇게 S5a의 추정계수를 전체농가에 적용하면 추가적으로 상승하는 유출률은 무려 22.67% 포인트에 이른다. 유출인구실수로는 1,376천명 정도가 되는데 이는 현재 농가인구의 대략 22.7% 정도가 유출될 가능성을 안고 있다는 결론이다. 이 중 경제활동인구는 대략 715천명으로 추정된다. II의 경우는 예상대로 유출효과가 다소 약화되지만 전체적인 모습은 I의 경우와 대동소이하다.

이상의 추정결과에서 해석상 과대추정 및 과소추정의 가능성을 몇 가지 지적해 둘 필요가 있다. 우선 과대추정의 가능성으로는 다음의 요인들을 들 수 있다. 한 가지는 이미 언급한 대로 우리의 추정이 순간적인 가격인하를 가정한 것이므로 만약 현실의 농산물 무역자유화가 최근의 A. Dunkel GATT 사무총장의 제안에 따르거나 關稅化措置(tariffica-

tion) 등 점진적 무역자유화에 관한 논의에 따라 점진적으로 진행된다면 이 유출효과도 다소 긴 기간에 걸쳐서 분산 작용할 것이라는 사실이다. 또 한 가지는 현재 농촌의 노동력이 <표 6>에서 보는 대로 주로 고령의 노동력으로 구성되어 있으므로 위 추정의 결과보다 유출효과가 약할 수도 있다는 점이다. 상대적으로 젊은 노동력은 보다 쉽게 농촌을 떠날 것이지만 보다 年晩한 노동력은 도시에 나가도 적절한 일자리가 없을 것이라고 예상하거나 자신들이나 자식들의 食料를 해결하는 수준에 만족함으로써 이제까지 친숙하였던 마을을 떠나지 않으려 할지도 모르기 때문이다. 셋째로는 우리의 추정식이 과거자료에 기초하고 있는 한, 농촌노동력의 유출이 도시부문의 실업을 증가시키고 이것이 다시 유출에 역으로 영향을 주는 反作用效果를 평균적으로 반영한다고 말할 수 있지만 이 추정결과로써 농산물 무역자유화와 같이 매우 심대한 충격이 초래할 급격한 노동력유출과 도시부문의 대량실업의 반작용효과를 완전히 예측하기는 어려울 것이라는 점이다. 그러나 이 점들은 추정과정에 제대로 반영시키기가 쉽지 않으므로 推定誤差의 가능성으로 남겨두고자 한다.

〈표 13〉 農産物의 가중평균 국내외 相對價格 비율(1990)

	가중치*	국제-국내 가격비율(%)
미곡	334.5	18.7
맥류	26.9	19.1
잡곡	15.1	13.4
豆類	11.8	21.0
薯類	6.2	21.3
채소	180.0	59.6
과실	66.6	38.8
가축	268.9	30.1
乳卵**	31.0	85.0
특용작물	51.5	14.2
蠶繭**	4.3	60.9
부산물***	3.2	32.5
총지수	1000.0	32.5

註 : *표시한 가중치는 농가판매가격 유별지수의 가중치임.

**표시한 가격비율은 1986~1988 년간의 수치임.

***표시한 가격비율은 국제가격자료를 얻기 어려워 여타 농산물전체의 가중평균 상대가격비율을 그 대로 사용함.

資料 : 국제-국내가격비율은 개별농산물의 생산액비중을 가중치로 하면서 <표 12>로부터 산출한 것임.

과소추정의 가능성도 없지 않다. 우선 첫째는 농산물 무역자유화가 진행되는 경우 그것이 점진적으로 진행된다고하더라도 소위 衝擊效果 또는 失望農民效果가 의외로 대단히 강력할 수 있다. 둘째, 지금까지 우리는 농산물의 생산함수가 연속적이라는 암묵적인 가정을 하여 왔지만 실제 이 생산함수들이 연속적이 아닐 수 있다. 예컨대 농산물가격이 심하게 하락하는 경우 그래서 농민이 短期限界可變費用조차 보상받을 수 없게 된다면 그들이 농업생산을 아예 포기할 가능성도 매우 크기 때문이다. 셋째, 농산물의 가격하락이 도시 근로자들의 생계비상승을 둔화시키고 따라서 임금상승압력을 완화하는 데 기여할 수 있다면 이것이 수출이나 비농림업의 생산을 확장시킬 수 있고 나아가서 노동력의 도시유출을 촉진시킬 수 있다는 것이다.

<표 14> 경지규모별 농가호당 農業粗收入 내역(1990)

(천원, 구성비 %)

	0.5 ha 미만		0.5-1.0		1.0-1.5		1.5-2.0		2.0 ha 이상		평균	
농업조수입	3,601	100.0	6,418	100.0	9,842	100.0	12,351	100.0	16,226	100.0	9,078	100.0
농작물	1,983	55.1	5,181	80.7	8,239	83.7	10,404	84.2	14,416	88.8	7,470	82.3
쌀	1,007	28.0	2,705	42.1	4,462	45.3	6,305	51.0	9,771	60.2	4,380	48.2
맥류	55	1.5	143	2.2	205	2.1	188	1.5	222	1.4	168	1.9
잡곡	4	0.1	35	0.5	64	0.7	58	0.5	98	0.6	48	0.5
두류	57	1.6	115	1.8	166	1.7	206	1.7	334	2.1	161	1.8
서류	26	0.7	60	0.9	94	1.0	134	1.1	176	1.1	91	1.0
채소	523	14.5	1,424	22.2	1,773	18.0	1,835	14.9	1,735	10.7	1,448	16.0
특용작물	146	4.1	206	3.2	409	4.2	576	4.7	814	5.0	387	4.3
과수	146	4.1	462	7.2	927	9.4	963	7.8	1,220	7.5	712	7.8
기타	18	0.5	31	0.5	140	1.4	138	1.1	43	0.3	74	0.8
농작물의 수입	1,617	44.9	1,237	19.3	1,602	16.3	1,947	15.8	1,811	11.2	1,608	17.7
축산물	410	11.4	175	2.7	192	2.0	277	2.2	271	1.7	258	2.8
양축	1,124	31.2	1,009	15.7	1,379	14.0	1,631	13.2	1,490	9.2	1,298	14.3
가금	71	2.0	45	0.7	8	0.1	7	0.1	14	0.1	31	0.3
양잠	6	0.2	4	0.1	23	0.2	29	0.2	34	0.2	18	0.2
기타	7	0.2	3	0.0	1	0.0	3	0.0	1	0.0	3	0.0
농가경제잉여	1,584	44.0	1,729	26.9	2,608	26.5	3,179	25.7	4,038	24.9	2,478	27.3

資料:농수산부, 1990년 농가경제통계연보, 1991.

이상의 논의를 요약하면 농산물 무역자유화가 초래할 수 있는 농가인구 유출규모는 대략 564천명에서 1,376천명에 이를 것이 예상되고 이 중 유출경제활동인구, 즉 농촌노동력은 293천명에서 715천명에 이를 것으로 예측된다는 것이다. 물론 현재 농촌노동력에서 유출을 싫어하는 연만한 노동력이 높은 구성비를 차지하고 있다는 사실과 점진적인 농산물 무역자유화과정이 구체적으로 감안되지 않았다는 점, 유출과정에서 예상되는 유출의 급증에 따른 도시부문의 실업증가가 다시 逆으로 유출을 억제할 수 있는 효과 등이

충분히 반영되었다고 보기 어렵다는 점을 염두에 두면 이 추정결과는 상당한 오차를 내포한 것일 수도 있다.

IV. 農村勞動力 流出的 社會經濟的 效果

1. 농촌노동력 유출이 농촌경제에 미치는 효과

지금까지 우리는 농산물 무역자유화가 농촌노동력 유출에 미치는 효과에 관하여 살펴 보았다. 그런데 이러한 노동력 유출이 농촌경제에는 어떠한 효과를 줄 것인가? 이 점에 대하여는 이미 간단히 언급한 대로 상반된 두 가지 견해가 존재하고 있다. 하나는 전통적인 신고전과 경제학자들의 견해로 농촌내부에 축적되어 있던 潛在失業者 또는 과잉의 노동력이 다수 유출되어 갈수록 농촌내부에 남아 있게 된 노동력의 限界生産性이 증가하고 따라서 농업부문의 임금이나 농가의 소득도 도시부문과 비교할 때 격차가 줄어들어 농업부문의 상대적 후생수준이 높아질 것이라고 보는 견해이다.

이와 상반되는 다른 하나의 견해는 최근 Lipton[1980]이나 李繁松[1990]의 분석에서 볼 수 있는 바와 같이 농촌노동력의 도시유출이 결국 농촌의 소득과 후생수준을 악화시킬 수 있다는 것인데 특히 아프리카, 東南아시아, 中南美에 존재하는 다수의 저개발국 또는 개발도상국의 자료를 포괄적으로 분석한 Lipton은 농촌노동력의 유출이 유능한 농촌의 지도자, 숙련기술자, 모험적인 革新家(innovator) 등의 고갈을 초래하며 이것이 농업부문의 효율성을 저하시키고 농촌의 소득과 후생수준에 저해요소로 작용한다고 보는 것이다. 상대적으로 훨씬 더 진전된 경제발전단계를 경험하고 있는 韓國의 사례를 분석한 李繁松 연구도 이러한 Lipton의 견해와 유사한 분석결과를 제시하고 있다. 다만 Lipton의 연구결과와 중요하게 다른 점은 농촌노동력의 유출이 농업부문의 한계생산성을 저하시키지는 않더라도(그는 오히려 한계생산성이 증가한다는 사실은 그대로 인정하고 있다) 농촌노동 및 소비인구를 격감시키고 이것이 다시 농촌임금의 상승, 이에 따른 農業部門 利潤減少, 그리고 농촌내 서비스부문의 쇠퇴 등을 초래하여 이것이 농촌의 소득과 후생수준을 저하시킨다고 주장하는 것이다.

우리가 한국농촌에 대한 이러한 李繁松의 연구결과를 충분히 수용할 수 있다면 농산물 무역자유화에 기인하여 가속화될 농촌노동력 유출 역시 이와 동일한 차원의 효과를 초래

하리라는 예측이 가능하다.

무역자유화로 농산물가격이 폭락하고 대대적인 노동력유출이 계속된다면 현재의 농산물의 생산구조와 생산방식은 당연히 급격한 변화를 경험하게 될 것이다. 李繁松[1990]의 지적대로 노동력의 급격한 유출로 노동력부족현상이 더욱 심화되고 이에 따라 농업임금도 매우 빠르게 상승할 것이다. 그리고 적정규모의 수요가 필수적이라서 需要地立地의 성격을 갖는 각종 생활필수 서비스산업(교육, 쇼핑 등)이 이제 농촌부문에서는 훨씬 더 위축될 것이고 이것이 다음 단계로 노동력유출을 더욱 촉진시킬 것이다. 그나마 남아있던 상대적으로 젊은 노동력의 유출이 특히 심화될 것이다.

농업임금의 급속한 상승과 農地價 및 農地賃借料의 上昇 등이 그동안 한국농업의 경쟁력을 약화시키는 데 크게 기여한 요인들에 포괄된다면 앞으로 더욱 가속화될 노동력유출 때문에 특히 임금상승요인은 거의 개선되기 어려울 것으로 판단된다.

그렇다면 다음으로 문제되는 것은 이러한 농촌경제상황의 변화에 적응할 수 있는 새로운 농업생산구조와 생산방식이 도입될 수 있을 것인가? 이 점에 대한 깊이있는 연구는 본 연구의 범위를 넘는 것이지만 적어도 현재와 같은 小農形態의 農業生産構造로서는 輸入農産物과의 경쟁에서 결코 우위를 점하기 어려울 것이다.

노동력유출이 심화되면 농지보유의 집중이 발생하고 농업기계화의 진전 등으로 농업생산성의 향상이 현저하게 진행될 수 있을 것인가? 다수의 농민이 유출되어 토지보유집중의 여건이 조성되고 가능성이 높아진다고 할지라도 현재의 農地價가 지나치게 높은 수준에 있으므로 현상태로서는 잔류 농민이 농지를 대규모로 구입하는 것이 사실상 어려울 것으로 예측된다. 뿐만 아니라 不在地主들로부터 농지를 임차하여 대규모 농업경영을 이루어 나갈 수 있는 가능성도 현재와 같은 高率의 小作料 또는 農地賃借料 때문에 별도의 강력한 해결책없이 매우 희박하다고 할 수밖에 없다.

2. 농촌노동력 유출이 도시 노동시장에 미치는 효과

농산물 무역자유화가 도시노동시장에 미치는 효과는 양면성을 가진다. 우선 농산물 무역자유화가 저렴한 식료품가격으로 연결되어 도시 근로자들의 생계비 상승압력을 상당한 정도 완화시켜 주고 이것이 다음으로 임금수준을 당장 하락시키기는 어렵다 할지라도 임금의 추가상승압력을 어느 정도 줄이는 데 기여할 수 있다는 측면을 가진다. 그러나 이 효과는 장기적인 시각에서 볼 때에는 많은 불확실성을 내포하고 있다. 농산물수입국의 농업생산기반이 완전히 해체되거나 경쟁력이 있는 부문에만 특화하는 새로운 구조로

개편되고 난 후에, 이제 이들 국가가 주요 농산물을 輸入에 거의 의존하게 될 때에도 국제농산물가격이 계속 낮은 수준에서 안정성을 보일 것인지는 매우 불확실한 것이다. 농산물의 生産量과 價格은 工產品과는 달리 기본적으로 매우 불안정하기 때문이다.¹¹⁾

다른 한 가지 측면은 농산물 무역자유화로 인하여 발생하는 농촌노동력 유출이 초래할 수 있는 여러가지 追加費用의 측면이다. 앞장에서 추정하여 본 대로 농산물 무역자유화에 기인하여 유출되는 노동력은 대략 293천명에서 715천명에 이를 것이다. 이는 1991년 비농가 실업자 409천명의 0.72~1.75배에 상당한다. 이들이 주로 단기간에 취업되기 어려운 노동력이라면 이것만으로도 비농가부문의 실업률이 1.7~4.2% 포인트 정도 높아져서 비농가부문 전체실업률은 4.3~6.8% 수준에까지 이를 것으로 예상할 수 있다. 이는 매우 심각한 失業壓力이다.

한국의 노동시장은 현재 심각한 人力需給不均衡을 경험하고 있다. 젊은 생산직 기능인력의 부족이 중요한 과제로 되고 있다. 그러나 무역자유화와 이에 따른 농업생산기반의 해체 때문에 앞으로 농촌내부에서 유출될 노동력은 대부분 도시 노동시장에서 현재 요구되고 있거나 쉽게 흡수될 수 있는 능력을 갖춘 노동력이 아니다. 더구나 전반적인 노동력의 공급구조도 노령화, 여성화, 그리고 고학력화되고 있으므로 유출노동력이 도시의 노동시장으로 흡수될 가능성은 더욱 희박할 것이다.

한국은 수출주도형 고도성장정책을 취하여 왔으며 지금의 선진국들과 비교하여 볼 때 엄청나게 빠른 사회경제적 변화를 경험하여 왔다. 그 중에서도 가장 심대한 변화를 가져다 준 것이 1960년대부터 급속하게 진행되어 온 광범위한 농촌노동력 유출이었다. 그 유출속도는 과거 선진국들이 경험한 속도의 수 배에 이를 것이다. 그런데 이와같은 소위 '無制限의인 勞動力供給'을 순조롭게 흡수하여 온 부문은 바로 개발초기의 노동집약적 수출산업이었다. 한국의 경제발전초기의 수출산업은 주로 노동집약적 산업들이면서 대부분 높은 기술을 필요로 하지 않는 수준에 있었으므로 농촌에서 유출되어 온 젊은 미숙련 노동력으로도 급속한 성장을 이룩할 수 있었다.

11) 그렇지만 한국이 가장 강력한 영향을 받을 수 있는 米穀輸入自由化의 경우를 예로 들 때 이에 일정한 반론이 제기될 수 있다. 최근의 자료에 따르면 주요 미곡수출국이 泰國(31.4%), 美國(19.3%), 베트남(15.7%), 파키스탄(6.7%), 기타(27.0%) 등으로 이루어져 있으므로 이들이 미곡 시장에서 獨占力을 발휘하기는 어려울 것이라는 예상이 그러한 반론의 근거이다. 그렇지만 이러한 예상은 한국의 입장에서는 설득력이 부족하다. 한국인의 미곡에 대한 기호는 매우 까다로워서 동남아제국에서 생산되는 미곡은 그러한 嗜好를 충족시켜주기 어렵기 때문이다. 현재 한국에서 생산되는 미곡과 품질이 가장 유사하고 한국인의 기호에 맞는 미곡은 주로 美國의 西岸 동지에서 생산되는 것으로 알려져 있다. 그렇다면 美國의 미곡생산자들은 한국 등을 상대로 상당한 독점력을 행사할 가능성이 큰 것이다.

그러나 최근 한국 수출산업의 면모는 노동집약적 경공업에서 중화학공업부문으로 그 중심이 이동하고 있을 뿐 아니라 그 동안 이루어진 임금상승과 후발 개발도상국들의 출현에 주로 기인한 심각한 국제경쟁력 약화로 수출산업들도 이제 존망의 기로에 서게 되었다. 拙稿[1991]에 따르면 한국의 수출산업은 1970년대 후반부터 서서히 노동력에 대한 대체탄력성이 내수중심의 산업들에 비하여 상대적으로 높아지는 모습을 보여주고 있다. 한국의 수출산업은 과거와 같은 노동집약적 산업으로 계속 유지될 수 없는 상황에 이르렀으며 상대적으로 높아진 노동비용을 상쇄시키기 위해서라도 노동투입에 대한 자본투입 및 기술투입의 대체를 더욱 가속화시켜 나가는 추세에 있는 것이다. 뿐만 아니라 추가적인 노동력수요가 발생하는 부문도 대부분 보다 젊고 훈련가능성이 높은 양질의 기술인력을 필요로 하고 있다. 따라서 한국의 수출산업은 이제 미숙련상태에 있으면서 고령인 유출된 농촌노동력을 더 이상 흡수할 수 있는 여력을 가지고 있지 못한 것이다.

그렇다면 농촌으로부터 유출된 노동력은 도시비공식부문의 비대화에 기여하거나 광범한 도시 실업자군을 형성하게 될 것이며 이는 정치적 경제적 사회적으로 많은 문제를 야기할 것이다. 실업문제, 주택문제, 노인문제, 빈곤문제를 심화시킬 것이다. 실업자의 연령별 구성에 주는 효과는 상대적으로 고령실업자의 구성비를 높이는 쪽으로 나타날 것이다. 고령실업자에 대한 대책은 이들을 재훈련시켜서 적절한 일자리에 배치하는 것이다. 그러나 高齡失業者의 再訓練은 비용이 많이 들고 기대수익도 작은 사업으로 알려져 있으며(W. L. Hansen and J.F. Byers[1990]) 또 재훈련을 시킨다고 할지라도 취업의 가능성도 작을 것이다. 도시부문에 쉽게 흡수되기 어려운 고령노동력의 대량공급은 분명히 도시부문의 소득분배를 악화시키는 데에도 기여를 할 것이다.

뿐만 아니라 비록 도시근로자의 생계비 및 임금인상 압력이 다소 완화될 수 있다고 하더라도 장기적으로는 이 효과가 불확실하며 또 이러한 임금인상압력 완화에 힘입은 한국의 수출산업이 농산물 무역자유화로 인하여 한국경제가 추가로 부담하게 될 農産物 輸入 需要 増加를 보상할 만한 수출증가를 경험할 수 있을지도 분명하지 않다. 輸入은 증가하지만 그에 상응할 정도의 輸出의 증가를 치열한 국제경쟁 탓으로 제대로 이루기 어렵다면 農産物의 貿易自由化는 국제수지의 악화에만 기여할 가능성이 큰 것이다.

V. 政策的 示唆点과 結論

이상에서 우리는 농산물 무역자유화가 농촌노동력의 유출에 줄 수 있는 충격효과를 추정해 보고 또 이것이 농촌내부와 도시의 노동시장에 미치게 될 여러가지 효과 역시 간단하게나마 검토해 보았다. 지금까지의 분석의 결과에 따라 주요한 정책시사점으로 지적할 수 있는 것은 다음 몇 가지이다.

첫째, 쉽게 예견될 수 있는 결론이기도 하지만 농가인구 및 노동력의 대량유출이 도시 노동시장에 대하여 야기시킬 수 있는 매우 심대한 충격을 경제의 각 분야가 어느 정도 흡수할 수 있는 시간적 여유가 필요하므로 가능한 한 농산물시장의 對外開放이 점진적으로 이루어질 수 있도록 개방일정을 지연시킬 필요가 있다.

둘째, 농촌내부에서 인력의 부족과 良質의 생활필수서비스의 공급부족으로 야기되는 농업임금과 서비스가격의 상승을 충분히 보상할 수 있을 정도로 높은 농업생산성 증가가 이루어지고 특히 국제경쟁력이 살아날 수 있는 전략농산물을 선택하고 그 생산기술이 획기적으로 발전될 수 있도록 유도하여야 한다.

셋째, 농산물의 국제경쟁력을 확보하기 위해서는 무엇보다도 경지규모의 확대와 地價, 小作料 및 賃借料의 안정, 그리고 영농기계화 등이 적극적으로 추진되어야 하며 또 이를 도와줄 수 있는 여러가지 관련 법규 제도의 정비와 효과적인 정책들이 강구되지 않으면 안된다. 특히 效率規模의 企業農體制의 정비 등 생산조직의 재편성에도 충분한 배려가 있어야 할 것이다. 秋穀收買方式에 의거한 二重穀價制나 농업생산비를 직접 보조하는 보조금제도 등은 이제 더 이상 성립하기 어렵기 때문이다.

넷째, 주로 저학력노동력과 고령노동력으로 구성되어 있는 유출노동력을 도시내부에 정착시키기 위한 여러가지 방안들도 강구되어야 한다. 상대적으로 젊은 노동력에 대하여는 전직훈련을 포함한 직업훈련제도의 확충, 직업소개, 轉業支援 등이 필요할 것이고 상대적으로 노령인 노동력에 대하여는 이들에 적합한 직종들이 개발되어야 할 뿐만 아니라 직업소개사업 역시 아울러 필요할 것이다. 이들에 대한 적절한 주택정책 또한 강구되지 않으면 안된다. 본 연구를 좀더 진전시켜서 流出勞動力의 年齡別 內譯에 대한 신뢰할 만한 예측이 가능하다면 이들 유출노동력에 대한 구체적인 정책방안이 강구될 수 있을 것으로 판단되지만 이는 다음의 연구과제로 남겨두고자 한다.

다섯째, 농촌부문내부에 교육서비스, 쇼핑서비스 등 生活必需서비스의 적절한 공급을 보장하는 여러가지 정책방안들이 도입되어야 할 것이다. 저학력 고령노동력의 도시유출을 억제하고자 한다면 이러한 시각에서 농촌내부에 이들에 적절한 일자리를 창출하거나 농촌내부로 일자리를 이동시켜주는 방안도 생각해 볼 수 있다. 물론 이러한 정책은 많은 투자와 비용을 수반하게 될 것이다.

參 考 文 獻

(1) 통계자료

- 經濟企劃院, 경제활동인구연보, 各年號.
 ———, 도시가계연보, 各年號.
 勞動力部, 매월노동통계조사보고서, 各月號.
 農水産部, 농가경제 농산물생산비 양곡소비량조사결과보고서, 各年號.
 ———, 1991년 농가경제통계, 1992.
 ———, 1990년 농가경제통계연보, 1991.
 ———, 농림통계연보, 各年號.
 農業協同組合中央會, 調査月報, 各月號.
 韓國銀行, 國民所得計定, 1984.
 ———, 국민계정, 1990.
 ———, 경제통계연보, 各年號.

(2) 참고문헌

- 姜奉淳, “農產物市場開放과 農業構造改善,” 市場開放擴大와 新産業政策, 제29차 學術 및 政策세미나, 韓國國際經濟學會, 1992. 6.
 潘性純, “韓國의 經濟發展과 均衡發展의 問題(1): 農工間 均衡問題를 中心으로,” 國際韓國人經濟學者 學術大會, 1984. 8. 20~21, 韓國經濟學會.
 茂基, “農地所有變動에 관한 一考察, 1949~1968,” 經濟論集 제7권 제4호, 서울大 韓國經濟研究所, 1968. 12.
 震漢, “農村勞動力流出과 勞動市場,” 勞動經濟論集, vol.1, no.1, 韓國勞動經濟學會, 1978.
 ———, 우리나라 勞動所得分配率 變動에 관한 研究, 서울大 經濟學博士學位論文, 1991.
 尹種周, 農村出生力 및 轉出入口에 관한 研究, 서울女子大學 出版部, 1971.
 李繁松, “韓國의 急激한 離村向都型 人口移動과 農村經濟, 韓國開發研究,” vol.12, no.3, 한국개발연구원, 1990. 가을.
 이영기, “현단계 농업구조 변화의 동향과 그 성격,” 농업정책연구, 제17집, 제1호, 1990.
 李殷雨, 韓國의 農村 都市間 人口移動에 관한 研究, 서울대 경제학박사 학위논문, 1993.
 李興卓, 人口學 - 理論과 實際 -, 法文社, 1987.

- 최세균 권오복, “농산물 무역정책 자유화에 따른 국제농산물 가격변동과 그 함축성,” *農村經濟*, vol. 14, no.3, 韓國農村經濟研究院, 1991. 9.
- 玄星顯, “最近의 農産物 輸入增加要因과 農業被害 救濟方向,” *농협조사월보*, 농업협동조합중앙회, 1992. 5.
- Bai, Jin Han and Tecksung Kwon, “The Effects of Trade Liberalization in Agriculture on the Rural-Urban Migration in Korea,” a paper presented at the International Symposium on ‘GATT and Trade Liberalization in Agriculture’ at Otaru University of Commerce, Japan, 1992. 12.
- Bai, Moo-Ki, “The Turning Point in the Korean Economy,” *Developing Economies*, June 1982.
- Bronfenbrenner, M., *Income Distribution Theory*, Macmillan, 1971.
- Hansen, W.L. and J.F. Byers, “Unemployment Compensation and Retraining: Can a Closer Link Be Forged?,” in W.L. Hansen and J.F. Byers(eds.), *Unemployment Insurances: The Second Half-Century*, U. of Wisconsin Press, 1990.
- Harris, J.R. and M.P. Todaro. “Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis,” *The American Economic Review*, vol.60, no.1, March 1970.
- Hicks, J.R., *The Theory of Wages*, 2nd ed., Macmillan, 1932.
- Hoerl, A.E. and R.W. Kennard, “Ridge Regression: Biased Estimation for Nonorthogonal Problems,” “Ridge Regression: Application to Nonorthogonal Problems,” *Technometrics*, 12, 1970.
- Krissoff, M. et al., *Agricultural Trade Liberalization and Developing Countries*, ERS, USDA Staff Paper, no. AGES 9042, Washington, D.C., 1990.
- Lewis, W.A., “Economic Development with Unlimited Supply of Labor,” *The Manchester School*, vol.22, 1954.
- Lipton, M., “Migration from Rural Areas of Poor Countries: The Impact on Rural Productivity and Income Distribution,” *World Development*, vol.8, no.1, pp.1~24, 1980.
- Reynolds, L.G., *The Structure of Labor Markets: Wages and Labor Mobility in Theory and Practice*, Harper & Brothers, 1951.
- Robinson, J., *Essays in the Theory of Employment*, Basil Blackwell, Oxford, 1953.
- Schultz, T.W., *Agriculture in an Unstable Economy*, New York, 1945.
- Sethuraman, S.V.(ed.), *The Urban Informal Sector in Developing Countries :Employment, Poverty and Environment*, ILO, 1981.
- Stopler, W.F. and P.A. Samuelson, “Protection and Real Wages,” *Review of Economic Studies*, Nov. 1941.
- Todaro, M.P., “A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries,” *The American Economic Review*, vol.59, March 1969.
- , “Urban Job Expansion, Induced Migration and Rising Unemployment: A Formulation and Simplified Empirical Test for LDCs,” *Journal of Development Economics*, vol.3, pp. 211~225, 1976.

UNCTAD, *Agricultural Trade Liberalization in the Uruguay Round: Implications for Developing Countries*, UNDP/UNCTAD, New York, 1990.