

## 製造業 生産職 勞動에 대한 誘因體系\*

裴 震 漢\*\*

### < 目 次 >

I. 問題의 提起	IV. 製造業·生産職種 勞動에 대한 勤績誘因
II. 誘因體系의 理論	V. 政策課題와 結論
III. 製造業 勞動에 대한 就業誘因	

### I. 問題의 提起

최근 우리나라 제조업부문의 취업자수가 감소추세를 보이고 있다. 상용근로자 10인 이상 제조업 사업체의 상용근로자 절대수가 1989년 이후 계속 감소세를 나타내고 있는 것이다.

이것은 여러 가지 이유들에 기인할 수 있지만 본 연구에서는 제조업부문 생산직으로의 노동공급 감소가 우리나라 제조업부문 생산직근로자수 감소의 유력한 원인이라는 생각을 견지하고자 한다. 이렇게 생각할 수 있는 근거로는 다음 몇 가지를 지적할 수 있다.

우선 한 가지로 최근 제조업부문 근로자들의 超過入職率(= 入職率 - 離職率)이 陰의 값으로 반전되면서 그 절대값이 점차 상승추세를 보이고 있다는 점을 지적할 수 있다. 둘째로, 제조업 생산직근로자들의 부족률이 최근 매우 높아졌을 뿐 아니라 이 높아진 수준이

\* 이 논문은 1992년도 교육부지원 한국학술진흥재단의 자유공모과제 학술연구조성비에 의하여 연구되었다. 월례 노동경제연구모임 구성원들의 귀한 논평과 1994년도 상반기 한국노동경제학회 연구발표회에서 양해성, 박기성, 이변송 교수의 훌륭한 논평에 깊이 감사드리며, 그래도 남아 있는 미흡한 점들은 전적으로 필자의 책임임을 밝혀 둔다.

\*\* 忠南大學校 經商大學 經濟學科 教授

그대로 유지되고 있다는 사실도 중요하다. 셋째로, 젊은층 근로자들의 제조업 생산직 입직이 감소하는 현상이 나타나고 있다. 이 점은 최근 15~24세까지의 연소층 취업자들의 제조업부문 종사비중이 급減하고 있다는 사실에서도 잘 알 수 있다. 넷째로, 연만한 근로자층에서의 제조업 생산직근로자 비중이 크게 낮은 현상이 그대로 계속 유지되고 있다. 이는 제조업 근로자들이 長期勤續을 하지 않는 경향이 있으며, 더 나아가서 어느 정도 나이가 들면 근로자들이 제조업부문을 아예 떠나버린다는 점을 잘 보여주는 간접적인 증거이다. 최근에 특히 근로조건이 양호한 대기업을 중심으로 근로자들의 근속연수가 다소 길어지고는 있으나 아직 제조업 취업자들의 평균 근속연수는 4년 남짓에 지나지 않는다.

이러한 몇 가지 근거들에 입각하여 우리는 우리나라 제조업부문의 취업자 감소현상이 제조업부문으로의 노동력공급 감소에 기인하는 것으로 해석하고자 한다. 이 점은 이미 다른 연구에서도 지적된 바 있다(魚秀鳳, 1990 참조). 그렇다면 다음으로 문제가 되는 것은 어떤 이유로 이러한 현상이 발생하는가 하는 점이다. 요즈음 흔히 언급되는 바와 같은 단순한 3D 기피현상의 결과일 뿐인가? 제조업부문으로의 노동력공급이 감소하는 현상을 일반적인 취업기회 확대에 따른 근로자들의 일자리선택행위의 결과로 해석할 수 있다면 그것은 제조업부문의 생산직근로자에 대한 誘因이 약화되었거나 아니면 근로자들의 취업유인에 대한 반응이 훨씬 예민해졌기 때문일 것이다.

그런데 오늘날 우리 경제에서 이러한 제조업부문의 생산직근로자 공급감소는 다음 몇가지 이유 때문에 매우 중요한 의미를 가진다. 첫째, 제조업 생산직근로자의 공급감소가 보다 덜 생산적인 서비스부문으로의 노동력공급증가에 주로 기인하는 것이라면 이것이 인력자원배분의 왜곡과 동시에 국민경제 전반에 걸치는 임금상승을 더욱 가속시킬 가능성이 있다. 둘째, 만약 이러한 임금상승이 생산성상승의 뒷받침없이 단순히 노동시장적 요인에 의해 야기되는 것이라면 그것은 결국 제조업부문의 지불능력을 상회하는 임금상승으로 연결될 수 있고 이것은 다시 우리나라 제조업부문의 수출경쟁력 약화요인으로 작용할 수 있다. 셋째, 최근 확대되고 있는 외국노동자 輸入이 더욱 촉진될 가능성이 있다.

본 연구는 이러한 기본적인 문제의식에 기초하여 최근 우리나라 제조업부문에의 생산직 노동력 공급감소 현상의 원인이 무엇인지 분석하고 나아가서 그에 대한 노동정책적인 시사를 얻고자 하는 시도이다.

## II. 誘因體系의 理論

제조업노동 또는 생산직종부문의 노동공급 감소는 두 가지 차원의 문제를 내포하고 있다. 하나는 현실에서 존재하는 산업·기업 또는 직종의 특성에 따라 존재하는 임금격차가 어떻게 발생하고 있으며 그 원인은 무엇인가 하는 차원의 문제이다. 이러한 문제에 대한 전통적인 설명은 주지하는 대로 補償的 賃金隔差(compensating wage differentials) 또는 均等化隔差(equalizing wage differentials)의 개념에 의거하고 있다. 다른 하나의 차원은 경제의 지속적 발전과 성장잠재력의 확대를 위해서는 이에 필수적인 특정 산업들을 육성하고 그 성장을 촉진시킬 필요가 있는데 이러한 중요 산업의 성장에 긴요한 양질의 인력을 유인·훈련·공급하기 위해서는 어떠한 임금체계를 구성해 나가야 할 것인가 하는 문제이다. 이는 바로 勞動力 供給誘因을 위한 임금체계정책의 문제이다.

물론 이 두 가지 차원의 문제는 서로 상충적인 것은 아니다. 후자의 노동력공급의 誘因은 性, 學歷, 年齡, 經歷 및 勤績 등 다양한 근로자들의 속인적 특성을 충분히 통제하였음에도 불구하고 근로자들 사이에 여러 가지 일자리특성의 차이에 따른 補償的 賃金隔差를 상회하는 임금격차가 존재할 때, 즉 일종의 임금프리미엄이 존재할 때 바로 이 임금프리미엄으로 정의될 수 있다는 점에서 서로 보완적이다.<sup>1)</sup>

### 1. 均等化隔差와 外部效果

效用賃金理論(hedonic wage theory)에 입각한 균등화격차 모형의 대강은 다음과 같이 간단히 설명할 수 있다. 두 기업과 두 근로자가 있고 각각은 종업원과 일자리를 구하고 있다고 해보자. 설명의 단순화를 위하여 직종이나 산업의 특성을 간단히 산업재해위험의 차이로 분류할 수 있다고 하고 근로자들도 일자리특성에 대한 선호의 차이를 제외하고는 동질적인 근로자들, 즉 위험기피적 성향이 상대적으로 더 강한 근로자와 위험기피적 성향이 약한 근로자로 구성되어 있다고 해보자. 재해위험이 작은 기업은 재해위험이 작은 산업에 소속되어 있거나 상대적으로 적은 비용으로 재해위험을 줄일 수 있어서 재해의 위험이 상대적으로 낮은 일자리를 근로자들에게 제공하고 동시에 낮은 재해위험수준에서는 상대적으로 보다 높은 임금을 지불할 수 있다. 반면에 재해위험이 상대적으로 큰 기업은 재해위험을

1) 임금프리미엄에 관한 국내의 논의로는 曹尤鉉(1992), 李宗勳(1992) 등이 있으나 이 연구들은 주로 제조업부문만 포괄하고 있다는 점에서 본 연구와 차이가 있다.

줄이는 데 비용이 상대적으로 많이 드는 산업에 소속되어 있어서 다소 재해위험이 높은 일자리를 제공하면서 동시에 재해위험이 높은 수준에서는 상대적으로 보다 높은 임금률을 제외할 수 있다.

이럴 경우 각 주체들의 종업원과 일자리 탐색결과는 결국 위험기피적 성향이 보다 강한 근로자는 임금이 상대적으로 낮고 동시에 재해위험도 낮은 기업을 선택하고, 반면에 위험기피적 성향이 약한 근로자는 임금도 상대적으로 높고 재해위험도 상대적으로 높은 기업을 선택하는 것으로 귀결된다. 결국 노동시장거래는 근로자가 그의 노동서비스를 팔면서(임대하면서) 동시에 그의 일자리속성들을 사는 結合賣買(tied sale)로 간주될 수 있는 것이다.

그런데 이러한 이론과 모형은 여러 가지 다양한 단기적 교란이 사라지고 난 후의 장기 균형상태를 상정하는 것이다. 그렇지만 현실의 노동시장은 단기적 교란의 끊임없는 발생과 그 조정의 과정 가운데 있다. 그러므로 이러한 모형의 현실설명력은 다양한 여러 가지 실증연구결과들로부터 어느 정도 짐작할 수 있을 뿐이다.

직종별·산업별 임금격차에 관한 M.W. Reder(1962)의 연구는 이러한 설명들을 한 마디로 신고전파적 경쟁가설로 규정하고 다양한 문헌들을 서베이한 후에 장기적으로는 이와 같은 경쟁가설이 산업별 임금격차를 어느 정도 설명해 줄 수 있지만 단기적으로는 별로 믿을 만하지 않다는 결론을 내리고 있다.

한편 최근의 S. Rosen(1986)의 서베이에 따르면 최근의 많은 연구들이 현실에서 대체로 이러한 보상적 임금격차가 상당한 정도 존재한다는 증거를 포착해 내고 있음을 알 수 있다. 통근비용이 높은 일자리에 陽의 보상적 임금격차가 존재하거나 위험하고 스트레스가 많은 근로조건이 임금수준에 강한 陽의 效果를 미친다는 연구결과, 여성에 비해 상대적으로 임금이 높은 남성근로자들이 훨씬 험오스러운 근로조건을 제시하는 일자리에서 더 자주 발견된다는 사실 등이 보고되고 있다.

그렇지만 이러한 균등화격차 모형에 의거한 실증분석에서는 選擇偏倚(selectivity bias)의 문제가 흔히 존재한다. Brown(1980)이 지적하고 있는 바와 같이 관측된 속인적 특성 및 일자리특성에 대한 관측된 임금의 회귀분석은 어떤 관측되기 어려운 選擇效果<sup>2)</sup>의 존재 때문에 저능력 근로자들이 나쁜 일자리에서 더 흔히 발견되는 분석결과를 만들어내고, 나아가서 偏倚된 純粹 均等化隔差 推定值를 제시할 수 있다는 것이다.

그런데 균등화격차 모형이 가진 가장 중요한 결함은 이 모형이 어떤 일자리에 재해위험 등 어떤 비금전적인 불리점이 존재할 때 균형에서는 이를 보상하는 보상적 임금격차가 존

2) 근로자들간에 존재하는 관측되기 어려운 능력의 격차가 그 주된 내용일 수 있는데, 예를 들면 그러한 능력격차는 教育의 質 등이 감안되지 않은 통상적인 교육연수 자료로는 포착하기 어려울 것이다.

재하게 된다는 논리적 함축을 제시하여 주기는 하지만 여기에서 재해위험이 많은 산업과 재해위험이 적은 산업이 단지 평면적으로 비교될 뿐이고 예컨대 국민경제적 시각에서 어느 산업이 일국경제의 지속적 발전과 성장잠재력의 확대에 더 많은 도움을 줄 수 있는 산업인지는 문제삼지 않는다는 점이다. 이는 이와 같은 국민경제적 시각에서의 유·불리를 평가하고 유리한 부문을 지원 또는 육성·발전시킨다는 식의 一連의 의식적 역할은 公共財의 性格을 가진 활동이고 따라서 그와 관련되는 外部效果가 개별 경제주체의 최적화행위 속에는 도입되기 어려운 탓일 것이다. 만약 이러한 외부효과가 매우 심대하다면 여기에는 당연히 상당한 市場의 失敗가 존재할 가능성이 있다고 할 수 있다. 우리의 논의에서는 이 점이 매우 중요하다. 이하에서는 이를 좀더 진전시켜 보기로 한다.

## 2. 社會的 誘因體系의 理論

### 가. 보다 生産的인 部門과 보다 生産的인 勞動

노동력에 대한 유인체계를 논의하기 전에 먼저 국민경제내에서 보다 생산적인 부문이 어떠한 부문인지를 논의할 필요가 있다. 통상 생산적인 부문이란 어떠한 부문을 가리키는가? 이러한 개념은 어떤 가치판단을 이미 전제하는 개념이기도 하다. 전통적으로 이는 마르크스경제학에서 주로 논의되어 온 개념으로 흔히 剩餘價値를 생산해 낼 수 있는 부문을 지칭한다고 할 수 있다. 마르크스는 잉여가치를 생산하는 노동을 生産的 勞動이라 부르기 때문이다(K. Marx, 1976, p.1038 참조). 그렇지만 우리는 이러한 잉여가치개념에 입각한 절대적 개념정의 대신에 다음과 같은 産業特性의 차이에 입각한 상대적 개념정의를 사용코자 한다.

우선 첫째, 각 산업의 노동생산성의 증가율을 비교하여 그 증가율이 보다 큰 산업을 보다 생산적인 산업으로 간주한다. <표 1>에 따르면 산업별로 취업자구분이 가능한 70년대 초반 이후부터 최근까지 산업별 취업자 1인당 GDP 증가속도면에서 서비스업은 제조업과 사회간접자본부문에 비교될 수 없을 정도로 매우 낮은 수준을 유지하여 왔다. 물론 서비스 산업도 다양하여서 단순히 소비조장적이기만 한 것이 아니라 재화생산의 생산성향상에 매우 중요한 기여를 하는 부문도 많으므로 엄밀한 결론은 산업분류가 좀더 세분화된 수준에서 가능하겠지만 우리나라의 서비스산업은 1970년대 초반과 1980년대 후반을 제외하고는 최근까지 대체로 그 생산성증가율이 미미하였다. 특히 제조업부문으로의 노동력공급감소가 두드러지게 나타난 1990년대에는 제조업부문의 생산성증가율은 年 8.4%에 가까운데 서비스업의 그것은 年 1.0%를 넘지 못하고 있다.<sup>3)</sup>

3) 물론 서비스산업의 범위에 대하여는 학자들간에도 의견의 불일치가 존재한다(V. Fuchs(1968); I.

&lt;표 1&gt; 산업별 취업자 1인당 GDP증가율(1990년 불변가격 기준)

(연(기하)평균증가율, %)

기간	전 산업	농림어업	광업	제조업	사회간접자본	서비스업
1972~75	3.86	2.24	17.46	3.82	7.06	4.30
1976~80	3.75	0.20	-12.32	6.78	3.85	-0.25
1981~85	6.30	11.01	-3.98	7.48	7.07	1.14
1986~90	6.09	2.61	12.96	5.73	5.40	5.08
1991~93	4.36	6.35	9.68	8.37	2.02	0.98
1972~93	4.96	4.34	3.09	6.37	5.25	2.25

주 : 1) 各年の 산업별 취업자 1인당 GDP는 한국은행 발표 1990년 불변가격 기준의 산업별 GDP를 『경제활동인구연보』상의 해당 산업별 연평균 취업자수(1979년 이전의 자료는 ILO의 *Yearbook of Labour Statistics*에 의거하여 추정함)로 나누어서 구함.

2) 여기서 사회간접자본은 전기·가스·수도업, 건설업, 운수·창고·통신업을 합한 것이며, 서비스업은 도·소매·음식·숙박업, 금융·보험·부동산업, 공공행정·개인 및 사회서비스업 등을 포괄하는 것임.

다음으로 어떤 부문의 경제활동이 국민경제내 다른 부문의 생산에 어느 정도의 生産誘發效果를 발휘할 수 있느냐 하는 기준에 따라 상대적으로 비생산적 또는 덜 생산적인 부문을 규정할 수도 있다. 우리가 현실의 産業聯關表를 기준으로 국민경제 전체의 산업생산에 미치는 생산유발효과가 상대적으로 큰 산업들을 생산적 부문이라고 보는 이러한 개념 정의를 채택한다면 대부분의 서비스산업들은 이 경우에도 상대적으로 덜 생산적이다(한국은행(1993. 10) 참조). 이때 각 산업의 생산유발효과는 어떤 산업의 생산물에 대한 최종수요가 1단위 발생할 때 이것이 전산업부문에 미치는 영향, 즉 後方連鎖效果의 정도(이를 生産誘發係數라 한다)를 전산업 평균효과(전산업 평균 생산유발계수)에 대한 상대적 비율로 나타내는 影響力係數의 크기로 측정하는데 구체적으로 그 값이 1보다 큰 산업들을 생산적 부문이라고 본다는 것이다.

요컨대 우리나라에서 현재까지는 대부분의 서비스산업들이 상대적으로 비생산적이라는 평가가 가능하다는 것이다.<sup>4)</sup> 그러나 서비스산업들이 상대적으로 비생산적이라는 규정은 매우 조심스럽게 이해되지 않으면 안된다. 왜냐하면 이 문제에 관하여 여러 가지 논의가

Leveson(1985); G. Saxonhouse(1985); R. Summers(1985) 참조). Leveson은 Fuchs의 분류를 채택하는데 도·소매·음식·숙박업, 금융·보험·부동산업, 사업 및 개인서비스업, 일반정부 등을 서비스산업으로 분류한다. Saxonhouse는 여기에서 사업서비스(business services)를 제외시킨다. Summers는 서비스산업에 주택, 운수·창고·통신업(Leveson과 Saxonhouse는 제외)을 포함시키고 또 의료, 레크리에이션, 교육, 정부(Leveson과 Saxonhouse도 포함), '기타 소비자서비스'(Leveson이나 Saxonhouse의 개인서비스와 중복됨) 등을 포함시키고 있다.

4) 예컨대 河泰根·吳東哲(1990, p.36)은 "우리나라의 서비스산업은 재화산업의 효율성을 제고시키는 정도가 낮은 것"으로 결론내리고 있다.

이미 상당한 정도 진행되어 왔지만 그 결론이 어느 쪽으로든 아직 선명하게 내려져 있지 않기 때문이다.<sup>5)</sup>

서비스산업의 많은 부분이 상대적으로 덜 생산적이라는 우리의 규정은 우리나라와 같은 개발도상국의 경우에는 몇 가지 추가적인 의미를 가지고 있다.

첫째, 개발도상국의 경우에는 서비스산업화보다 공업화에 의한 경제성장이 성장속도면이나 국제교역에서의 비교우위면에서 보다 효율적이라는 것이다. 사실 대부분의 논자들은 전세계적으로 고용에서 서비스산업의 비중이 지금까지 증대되어 온 이유가 바로 서비스부문의 상대적으로 낮은 생산성증가를 때문이라는 견해를 받아들이고 있다.

둘째, 소비성 서비스부문의 지나친 노동력흡수는 제조업부문의 노동력부족을 더욱 심화시키고 나아가서 이 부문의 임금상승, 경쟁력약화를 초래할 가능성이 매우 높다는 것이다.

셋째, 투자재원의 확보를 위한 국민저축의 동원이나 근로의욕 제고의 측면에서 소비성 서비스산업의 과도한 발달은 부정적인 효과를 초래할 가능성이 크다는 것이다.

넷째, 부가가치 중에서 렌트부분이 차지하는 비중은 통상 서비스산업에서 훨씬 높는데 서비스부문에서의 이와 같은 높은 렌트비중, 서비스생산물의 고가격, 그리고 서비스생산자의 고수익은 결국 다음으로 이를 소비할 수밖에 없는 근로자들의 要求賃金(reservation wage)을 상승시키고 나아가서 제조업부문에 고임금과 저이윤율을 초래하게 만드린다는 것이다. 이는 당연히 제조업부문의 성장을 위축시키는 역할을 할 것이다.<sup>6)</sup> 대부분의 서비스산업은 기본적으로 消費立地的 性格을 가지므로 주로 도시주변에서 발달한다. 이러한 서비스산업의 특성은 생산된 서비스의 가격 속에는 經濟的 렌트(economic rent)부분이 상당부분 포함되어 있다는 것을 의미하는 것이다. 백화점, 상점, 음식점, 숙박시설, 금융기관, 그 외 각종 서비스사업체들이 차지할 수 있는 수익성 높은 要地는 매우 제한되어 있고, 다양한 양질의 서비스를 제공할 수 있는 능력을 갖춘 근로자의 수도 희귀하며 또 서비스는 품질의 표준화나 대량생산도 불가능하기 때문이다. 그렇다면 이와 같은 렌트부분은 재화생산에 직접적인 도움을 주지 않을 뿐 아니라 오히려 직·간접적으로 재화생산비의 상승에 기여한다는 의미에서 비생산적이라 할 수 있다.

그리하여 여기에서는 이와 같은 기준에 근거하여 흔히 서비스산업 분류에서 제외되기도 하는 운수·창고·통신업은 제외시키고 금융·보험·부동산업부문이나 소비성 서비스산업부문, 즉 도·소매·음식·숙박업, 일부 사회 및 개인서비스업 등을 相對的으로 非生産的인 産業으로

5) 이 문제를 둘러싼 논의에는 R.P. Inman(1985); M.L. Dertouzos, R.K. Lester, and R.M. Solow (1989, ch.2); 牧野 昇(1990); J.W. Kendrick(1985); I.B. Kravis(1985); R. Summers(1985); G.R. Saxonhouse(1985) 그리고 I. Leveson(1985) 등을 참조할 수 있다.

6) 이는 높은 곡물가격이 공산품부문의 이윤율을 낮추고 나아가서 자본주의경제를 정체상태로 인도할 수 있다는 D. Ricardo(1951)의 설명과 유사한 논리이다.

규정하고 또 이 부문에 종사하는 노동력을 相對的으로 非生産的인 勞動으로 간주하고자 한다.

나. 勞動力에 대한 社會的 誘因體系의 理論

앞에서 우리는 여러 가지 일자리특성의 차이에 따른 補償的 賃金隔差를 상회하는 임금프리미엄이 존재할 때 바로 이러한 임금프리미엄을 노동력공급의 誘因으로 정의한 바 있다. 그런데 경제내 어떤 부문에서 이와 같은 뚜렷한 노동력유인이 존재하게 되면 당연히 이 부문으로의 노동력유입이 촉진될 것이다. 예컨대 노동력의 속인적 특성과 일자리특성면에서의 차이가 충분히 반영된 균등화격차 임금체계가 일단 형성되어 있을 때, 노동시장의 이론에 따르면 어떤 부문에서 무슨 이유에서든 노동의 초과수요가 발생하면 이 부문의 相對賃金이 상승하고 이것이 강력한 유인력을 발휘하여 이 부문으로의 노동력유입이, 그것도 상대적으로 우수한 노동력의 유입이 촉진될 수 있다는 것이다.

일반적으로 노동력이동으로부터 얻을 수 있는 純便益(net benefits)의 現在價値 PVU는 R.G. Ehrenberg and R.S. Smith(1991, p.361)에 따를 때 다음 식으로 표현된다.

$$PVU = \sum_{t=1}^T \frac{U_{jt} - U_{it}}{(1+r)^t} - C \dots\dots\dots (1)$$

여기에서  $U_{jt}$ 는 t기에 새로운 일자리(j)에서 얻는 효용,  $U_{it}$ 는 t기에 이전의 일자리(i)에서 얻을 수 있는 효용, T는 j일자리에서의 예상근무기간, r은 할인율, C는 이동 그 자체에서 발생하는 效用損失(직접비용 및 심리적 비용)이다. 이 PVU가 陽數로 나타나면 해당 근로자는 당연히 새로운 일자리 j로 이동할 것이다. 만약 이제 막 노동시장에 새로이 진입하는 젊은 근로자라면 그에게는 C가 0에 가까울 것이므로  $U_{jt}$ 와  $U_{it}$  사이에 약간의 차이만<sup>7)</sup> 있어도 그는 쉽게 일자리 j를 선택할 수 있을 것이다.

效率性 賃金假說(efficiency wage hypothesis)들 중의 일부도 이와 유사한 맥락 속에 있다. A. Weiss(1980)나 J.M. Malcomson(1981) 등에 따르면 근로자의 能力과 그의 要求賃金이 서로 陽의 상관관계를 가지는 경우 高賃金을 제시하는 기업은 보다 유능한 구직자들을 유인할 수 있다.

만약 우리가 이러한 논리를 산업수준에까지 확대한다면 임금프리미엄을 제공하는 산업은 보다 유능한 근로자들을 유인할 수 있다는 것으로 된다. 그런데 이미 지적한 대로 현실

7) 우리는 전체 분석대상기간에 걸친 이 차이의 現在價値 合計가 임금프리미엄에 해당하는 것이라고 규정할 수 있다.



의 산업별 임금구조는 長期均衡 상태일 수 없고 어디까지나 短期的 攪亂이 계기적으로 이어지는 상황을 함께 반영하는 것이므로 노동에 대한 초과수요가 존재하는 산업에서는 임금프리미엄이 언제든지 발생할 수 있다.

노동수요는 어디까지나 派生需要이므로 모든 경제활동이 市場의 機能에 단순히 맡겨져 있는 상황이라면 이와 같은 임금프리미엄의 발생과 소멸은 생산물시장 상황의 향배에 따라 결정될 것이다. 그렇지만 경제정책적 시각에서 정책의지에 따라 일국경제의 지속적 발전과 성장잠재력의 확대에 도움이 되는 특정 산업들을 육성·발전시키고자 한다면 이러한 중요 산업의 발전에 필요불가결한 양질의 노동력을 충분히 유인·확보할 수 있어야 한다. 그러자면 당연히 다음으로 그것에 매우 효과적인 어떤 보수체계 또는 임금체계를 설정해 나가야 할 것이다. 본 연구에서는 이러한 보수 및 임금체계를 노동력에 대한 社會的 誘因體系라 정의하고자 한다. 노동력에 대한 사회적 유인체계란 일종의 社會的 昇進制度이다.

주지하는 대로 어떤 조직의 생산성과 효율성을 높이는 데에는 승진제도가 매우 중요한 역할을 한다. 상대적으로 우월한 능력을 갖추고 많은 노력과 기여를 당해 조직에 바치는 구성원을 보다 유리하게 보상하고 승진시키게 되면 여타의 구성원들에 대한 자극도 줄 수 있고 그 구성원 본인의 노력과 기여도 더욱 증대시킬 수 있다. 昇進制度가 고용주와 근로자들간에 진정한 근로노력에 관한 情報의 非對稱이 존재하는 상황에조차 勤勞努力(work effort)의 怠慢(shirking)을 방지하는 데 많은 기여를 할 수 있다는 J. M. Malcomson(1984)의 연구도 이를 분명하게 모형화시킨 노력으로 평가할 수 있다. 반면에 이 승진제도가 경제주체의 근로노력과 勤勞成果 기준으로 운영되지 못하면 그것은 이 조직의 효율성을 높이는 데 아무런 기여를 할 수 없거나 오히려 낮추는 역할을 할 수도 있다.

이러한 昇進模型은 국민경제 전체에로 확장·적용될 수 있다. 국민경제에서 승진이라 함은 계층상승을 의미할 것이다. 국민경제내에서 보다 생산적인 부문에 종사하면서 이 부문에 노력과 기여를 제공하는 경제주체가 보다 높은 報酬를 享有하고 점차 용이하게 계층상승하여 갈 수 있다면 그 경제는 경제주체들의 생산적인 노력을 경쟁적으로 유인해 냄으로써 보다 효율적으로 발전하여 가리라고 추론할 수 있다. 그러나 제조업부문 종사자나 숙련기능을 갖춘 노동자, 봉급생활자 등을 포함하여 보다 생산적인 부문에서 근로소득을 수령하는 주체들보다 소비성 서비스업부문 종사자나 자본이득 등 非勤勞所得을 획득하는 주체들에게 결과적으로 더 높은 보상이 주어지고 계층상승의 기회도 더 쉽게 주어진다면 그 경제의 生産性 및 效率性은 결코 향상될 수 없을 것이다. 오히려 이 경제에서는 장기적으로 효율성의 하락이 현저하게 나타날 것이다.

이제 앞에서 설명한 균등화격차 모형에서 일자리특성의 차이가 재해위험이 아니라 효율성 임금론자들이 흔히 말하는 勤勞努力의 차이로 나타난다고 해보자. 그리고 위험기피적 근로자는 힘들고 어려운 일, 즉 근로노력에 대한 기피성향이 훨씬 강하며(예컨대 3D 노동

기피 근로자), 덜 위험기피적인 근로자는 그 반대로 근로노력 기피성향이 훨씬 약한 근로자라고 하자. 그렇다면 논리적으로는 이 경우에도 앞의 논의가 그대로 적용될 수 있다. 제조업의 경우 평균적으로 소비성 서비스산업에 비하여 그 노동이 상대적으로 위험하면서 힘들거나 어렵고 작업환경도 쾌적하지 못하므로 힘든 근로노력을 특별히 선호하는 근로자들이 다수 존재하는 상황이 아닌 경우에는 이를 충분히 보상할 정도로 임금이 높지 않다면 필요한 노동력을 확보하기가 쉽지 않다는 점을 잘 알 수 있다.

만약 우리가 현실에서와 마찬가지로 제조업부문과 같은 생산적 부문의 노동에는 훨씬 높은 근로노력이 필요하고 또 勤勞努力의 強度에 비례하는 것은 아니라 할지라도 이 부문의 근로자 1인당 부가가치 생산성이나 그 증가율 수준도 따라서 훨씬 높으며 앞에서 언급한 영향력계수 개념을 통한 외부효과도 보다 크게 나타난다는 점을 인정할 수 있다면 이 부문에 좀더 유능한 노동력이 충분하게 공급될 수 있도록 어떤 효과적인 誘因을 부여하는 것이 당연히 국민경제적 시각에서는 보다 효율적이라 할 수 있다. 보다 큰 영향력계수를 가지는 산업은 보다 큰 陽의 外部效果를 가지며 반대의 경우는 보다 적은 외부효과를 가지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.<sup>8)</sup> 이러한 외부효과가 개인의 효용극대화 및 기업의 이윤극대화 행위에는 충분히 반영되지 않을 것이므로 이는 당연히 그에 상응하는 만큼의 市場의 失敗를 초래하게 될 것이다. 그렇다면 국민경제의 지속적 발전과 성장잠재력의 확대를 위해서는 이와 같이 보다 생산적인 부문 또는 양의 외부효과가 큰 부문의 성장과 발전이 우선적으로 이루어져야 하고 이를 위해서는 이 부문에 종사하는 노동력에 대하여 상대적으로 큰 유인을 제공하는 효과적인 社會的 誘因體系가 구축되는 것이 보다 바람직한 것이다.

### III. 製造業 勞動에 대한 就業誘因

#### 1. 製造業 勞動과 서비스業 勞動間 賃金隔差의 橫斷面 分析

##### - 産業災害의 危險을 도입하는 경우 -

우리는 앞에서 우리나라의 최근의 노동시장 상황이 상대적으로 생산적인 부문이라 규정된 제조업부문에 취업한 노동력이 높은 이직과 함께 차츰 감소하고 있고 특히 젊은 노동력의

8) 균등화격차를 설명하는 모형에서는 흔히 기업들의 等利潤曲線(isoprofit curve)개념이 사용되는데 개별기업의 等利潤曲線에 이러한 외부효과개념이 도입되기는 어렵겠지만 예컨대 社會的 等純便益曲線 등의 개념을 사용할 수 있다면 외부효과를 그 개념에 도입할 수 있을 것이다.

제조업부문 입직이 현저하게 줄어드는 추세에 있음을 지적하였다. 그리고 제조업부문으로의 노동력공급이 감소하는 현상을 일반적인 취업기회 확대에 따른 근로자들의 일자리선택행위의 결과로 해석할 수 있다면 그 이유도 제조업부문 근로자에 대한 誘因이 약화되었거나 아니면 근로자들의 취업유인에 대한 반응이 훨씬 예민해졌기 때문일 것으로 유추하였다. 제조업부문이나 생산직종부문이 국민경제적으로 보다 생산적인 부문이고 또 이 부문에 종사하는 노동이 보다 생산적인 노동이라는 점에 동의할 수 있다면 이러한 현상은 당연히 최근의 우리나라 노동시장의 유인체계가 國民經濟 全體의 지속적 發展과 成長潛在力을 증대시키는 방향이 아니라 그와 정반대의 방향으로 구조화되어 있는 것은 아닐까 하는 의문을 제기시킨다.

그래서 본 절에서는 제조업에의 취업유인을 특히 서비스산업의 그것들과 비교해 보기 위하여 다음과 같은 勤勞所得函數(earnings function)를 추정하기로 한다.

$$\ln W = f(S, U, A, ED, R, SIZE, IND) \dots\dots\dots (2)$$

여기에서  $\ln W$ 는 각 근로자의 자연대수근로소득, S는 性, U는 노동조합 가입여부, A는 근로자 연령, ED는 교육수준, R는 산업재해율, SIZE는 사업체규모, IND는 산업더미변수이다. 식에서 S, A, ED, U가 도입된 것은 각 근로자의 주요 속인적 특성이나 노동조합 가입여부가 근로소득에 미치는 효과를 통제하기 위한 것이고 일자리특성변수로 R, SIZE, IND 등이 도입된 것은 통상적인 산업간의 임금격차와 산업재해에 대한 보상적 임금격차가 감안된 후의 산업간 임금격차를 추정하기 위한 것이다.

앞장의 논의에 따른다면 성, 연령, 학력, 노조가입여부, 사업체규모 등 임금결정에 중요한 영향을 미치는 변수들의 효과를 통제하고 난 후에는 산업재해율변수의 추정계수는 당연히 보상적 임금격차의 존재로 인하여 陽의 값을 가질 것으로 추정할 수 있다.

그런데 산업간에는 근로자들의 속인적 특성 등의 차이 외에도 생산성의 격차, 직종구성의 차이, 必要勤勞努力이나 勞動力的 質의 차이 등이 있을 수 있으므로 산업간의 보상적 임금격차 구조를 추정함에 있어서도 산업더미변수를 도입할 수 있겠으나 이때에는 검토가 필요한 점이 몇 가지 있다.

첫째는 산업간에 존재하는 보상적 임금격차 구조를 추정할 때 산업간의 직종구성의 차이를 통제할 것인가 하는 문제가 있다. 보상적 임금격차의 개념은 일단 상호 이동가능성이 있는 일자리 사이에 성립하는 개념이라 볼 수 있으므로 원칙적으로는 통제하는 것이 당연할 것이다. 그렇지만 본 연구에서는 추정에 사용되는 원자료상의 문제로 산업별 직종차원은 도입하지 않기로 한다. 현재 보상적 임금격차와 연결시켜 분석해 볼 수 있는 자료로서 勞動部 「産業災害分析」의 산업재해율 자료가 있는데 이 자료는 산업별·사업체규모별로만 집계될 뿐이고 직종별로는 추계되지 않기 때문이다.

둘째, 실제 실증분석에서 나타나는 문제로서 산업간에 서로 다른 생산성을 어떻게 포착할

것인가 하는 문제이다. 이 문제는 우리의 실증분석에서는 산업더미변수의 도입으로 어느 정도 축소시킬 수 있을 것으로 판단된다.

셋째, 산업간의 必要勤勞努力이나 勞動力 質의 차이를 어떻게 포착할 것인가 하는 문제가 있다. 산업간에는 통상적인 방법에 의한 생산성 추정치나 직종이 대체로 동일하더라도 분명히 필요근로노력이나 노동력 질의 측면에서 상당한 차이가 있을 수 있다. 그렇지만 현재 이를 정확하게 포착할 수 있는 신뢰성있는 객관적인 자료는 존재하지 않으므로 이 문제를 분석에 명시적으로 도입하는 것은 다음 기회로 미루기로 한다.

### 가. 분석자료

식 (2)를 추정하는 데 사용한 자료로서 W로는 송기호(1993)의 방법과 같이 1990년의 『직종별 임금실태조사』 테이프 자료의 시간당 임금총액을 사용하였는데 이때 임금총액은 구체적으로 월정액급여+월초과급여+(前年度 연간특별급여액/12)로 하고 근로시간은 월정상근로시간+월초과근로시간으로 하였다. S는 남성의 경우 1, 여성의 경우 0이 되는 더미변수, U는 조합원의 경우 1, 비조합원의 경우 0이 되는 더미변수이고, A는 연령인데 실제 추정모형에는 근로소득함수의 추정작업에서 흔히 하듯이 A<sup>2</sup>변수도 함께 도입하였다. 본 연구에서는 연령을 도입하면서 근속변수나 경력변수를 따로 도입하지 않았음을 미리 밝혀 둔다. 연령이 이들을 대체로 대리한다고 보기 때문이다. ED는 학력범주를 中卒(고교중퇴 포함), 高卒(대학교중퇴 및 전문대학 졸업 포함), 大卒 이상의 세 범주로 나누어 고졸더미변수 ED<sub>h</sub>, 대졸더미변수 ED<sub>c</sub>를 각각 도입하였다.

한편, R은 노동부의 1991년 『'91 産業災害分析』에서 산업별·사업체규모별 災害者 千人率(근로자 1,000명당 재해근로자수)인데 원래 『직종별 임금실태조사』 테이프에는 이 재해자 천인을 변수가 포함되어 있지 않으므로 이 변수를 테이프자료와 결합시키는 작업이 필요하였다.<sup>9)</sup>

이를 위해서는 두 자료의 산업 분류 및 사업체규모 분류를 연결시키는 작업이 추가로 필요하였다. 『직종별 임금실태조사』의 산업 분류는 세 자리수 표준산업 분류이고 사업체규모 분류는 상용근로자수 규모로 10~29인, 30~99인, 100~299인, 300~499인, 500인 이상의 5분류이지만 『'91 산업재해분석』의 산업 분류는 표준산업 분류를 따르지 않고 또 상용

9) 『직종별 임금실태조사』는 1990년 자료인데 『産業災害分析』은 1991년 자료인 점이 문제점으로 지적될 수 있지만 이렇게 된 것은 1991년 『직종별 임금실태조사』 테이프 자료가 본 연구자에게 아직 이용가능하지 않았던 탓도 있지만 1990년 이전의 『産業災害分析』 자료에는 사업체규모별 분류차원이 도입되지 않고 있다는 점도 주요 이유였다. 그렇지만 산업별·사업체규모별 産業災害發生構造가 1년의 時差로 크게 달라지지 않을 것이라고 예상할 수 있다면 이것이 큰 문제가 되지는 못할 것이다.

<표 2> 産業災害率의 賃金 및 俸給效果 比較 : 1990

	鑛工業	全 産 業			
	ln W <sub>1</sub>	ln W <sub>2</sub>	ln W <sub>3</sub>	ln W <sub>4</sub>	ln W <sub>5</sub>
常 數	5.96** (241)	5.86** (259)	5.81** (257)	5.80** (257)	5.87** (258)
R	0.00136** (10.1)	-0.00119** (-9.45)	0.000432** (3.26)	0.000991** (6.79)	-0.000835** (-6.62)
S	0.400** (69.4)	0.305** (59.0)	0.318** (61.9)	0.314** (61.6)	0.311** (60.1)
U	0.0497** (8.07)	0.124** (25.0)	0.111** (21.7)	0.106** (21.5)	0.128** (25.7)
A	0.0582** (38.7)	0.0675** (50.2)	0.0669** (50.5)	0.0665** (50.3)	0.0673** (50.3)
A <sup>2</sup>	-0.000629** (-30.4)	-0.000708** (-39.4)	-0.000712** (-40.3)	-0.000706** (-39.9)	-0.000706** (-39.5)
SIZE1	0.0907** (12.5)	0.00427 (0.725)	0.0448** (7.55)	0.0474** (7.98)	-0.00572 (-0.970)
SIZE2	0.180** (17.7)	0.0847** (9.72)	0.131** (15.0)	0.143** (16.3)	0.0795** (9.18)
SIZE3	0.291** (38.1)	0.166** (27.8)	0.231** (36.1)	0.242** (38.5)	0.148** (24.8)
ED <sub>h</sub>	0.220** (39.0)	0.314** (60.2)	0.282** (54.0)	0.286** (54.8)	0.308** (59.4)
ED <sub>c</sub>	0.647** (70.2)	0.803** (114)	0.731** (101)	0.743** (103)	0.794** (113)
IND1			0.144** (5.27)		
IND2			0.115** (8.70)		
IND3			0.0993** (11.6)		
IND4			-0.0563** (-6.64)		
IND5			0.191** (23.4)		
IND6			0.193** (27.9)		
IND124					0.276** (14.9)
IND124·R					-0.0173** (-19.4)
IND356				0.196** (33.6)	
IND356·R				-0.00421** (-12.7)	
R <sup>2</sup>	0.585	0.529	0.545	0.544	0.535
N	20,717	5,120	35,120	35,120	35,120

주 : 이들은 모두 OLS 추정결과들임. ( )안의 수치들은 t값이며 \*\*표시한 추정계수들은 5% 유의수준에서, \*표시한 추정계수들은 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 경우(양측검정)임. N은 표본의 크기를 나타냄.

근로자수 기준 사업체규모 분류도 좀더 세세하면서 다소 차이가 있는 형태로 이루어져 있다. 그리하여 산업 분류의 연결작업은 朴英凡(1991)에 따르되 산업 분류의 괴리를 줄이기 위하여 대부분의 산업은 두 자리수 산업 분류로 중간집계하여 연결시켰고 사업체규모 분류는 『산업재해분석』의 재해자 천인율 자료를 『직종별 임금실태조사』의 분류에 맞게 재계산함으로써 연결시켰다.

SIZE변수는 이미 언급한 대로 『직종별 임금실태조사』의 분류에 따라 분류하되 상용근로자수 10~99인, 100~299인, 300~499인, 500인 이상의 4범주로 분류하고 100~299인 규모 더미변수 SIZE1, 300~499인 더미변수 SIZE2, 500인 이상 더미변수 SIZE3를 도입하였다.

IND변수는 산업더미변수인데 이 변수의 도입은 이미 언급한 대로 여러 가지 문제를 안고 있으므로 도입하는 경우와 도입하지 않는 경우로 나누어 따로따로 추정해 보기로 하였다. 『직종별 임금실태조사』는 농림어업부문에 대하여는 조사되지 않으므로 산업을 7개 대분류산업으로 분류하고 광공업(광업과 제조업)을 기본범주, 전기·가스·수도업을 IND1, 건설업 IND2, 도·소매·음식·숙박업 IND3, 운수·창고·통신업 IND4, 금융·보험·부동산 및 사업서비스업 IND5, 사회 및 개인서비스업 IND6로 나타내었다. 그리고 산업범주별로 산업재해율의 효과를 비교하기 위하여 산업범주를 크게 3분하는 더미변수도 도입하여 보았다. 즉 광공업을 그대로 기본범주로 삼으면서 IND1, IND2, IND4를 묶어 하나의 더미변수 IND124로 나타내고 IND3, IND5, IND6를 묶어 다른 하나의 더미변수 IND356로 나타내는 것이다. 이때 본 연구가 광공업 또는 제조업과 비교대상으로 삼은 서비스업은 바로 이 IND356 범주인 셈이다. IND124·R과 IND356·R은 각 더미변수와 재해자 천인율 R의 相互作用項이다.

이상과 같은 변수들을 써서 식 (2)를 通常의 最小自乘法으로 회귀분석한 결과가 <표 2>이다.

#### 나. 추정결과

<표 2>에 따르면 추정결과에서 성, 연령, 노조가입여부, 사업체규모, 학력 등 변수들의 추정계수는 그 부호도 理論의 예측과 부합하며 統計的 有意性도 높음을 확인할 수 있다. 그러면서 아울러 우리는 다음 몇 가지 새로운 사실들도 발견할 수 있다.

첫째, 광공업 내부에서는 산업재해관련 보상적 임금격차가 뚜렷하게 존재한다는 것이다(우리의 추정에서는 세 자리수 표준산업분류에 의거한 세분류산업을 하나의 산업으로 처리하였다)(ln  $W_1$ 식 참조). 그런데 우리의 災害者 千人率 변수의 계수추정치는 모형에 도입된 변수면에서 다소 차이가 있기도 하지만 최근 산업재해관련 보상적 임금격차를 본격적으로 연구한 宋基冕(1993)의 추정결과와 비교할 때 좀 낮게 나타나고 있다.

둘째, 그렇지만 사회간접자본 및 서비스산업들까지를 포함시킨 전산업에 대한 산업재해 관련 보상적 임금격차 추정치는 전혀 반대로 통계적으로 유의한 陰의 값을 나타내고 있다 (ln W<sub>2</sub>식에서 R변수의 추정계수 참조). 이러한 결과는 결국 전산업에 걸쳐서는 산업재해 관련 보상적 임금격차는 존재하지 않으며 오히려 산업재해의 가능성이 낮은 산업에 더 높은 보수가 주어지는 陰의 補償的 賃金隔差 또는 逆誘因體系가 존재한다는 해석을 가능하게 한다. 즉 사회간접자본 및 서비스산업 근로자들에게 보다 유리한 임금프리미엄이 주어지고 있다는 해석이 가능하다는 것이다.

이러한 현상이 어떻게 가능한가? 이는 이미 언급한 대로 우리의 추정모형에서는 도입되지 않았지만 실제로 산업간에 존재하는 직종구성, 생산성, 그리고 필요근로노력, 노동력의 질 등에서의 차이가 만들어 낸 결과일 수도 있다. 예를 들어 산업재해자 천인율은 매우 낮아도 생산성이 매우 높고 임금도 높은 산업들이 표본 속에 다수 포함되어 있고 이 산업생산성변수가 추정모형에 도입되지 않아서 그 차이가 통제되지 않는다면 당연히 재해자 천인율의 추정계수는 陰의 값을 가질 수 있기 때문이다.

그렇지만 산업간의 職種構成의 차이는 앞에서 언급한 대로 자료상의 이유로 도입되기 어려운 실정이다. 必要勤勞努力이나 노동력의 質의 차이도 신뢰도 높고 객관적인 대리변수의 포착이 불가능하여 실제 추정에 도입하기가 쉽지 않다. 그러나 生産性變數는 가능하다면 도입하여 그 차이를 통제하는 것이 바람직할 것이다. 그리하여 본 연구에서는 산업간에 존재하는 필요근로노력, 노동력의 질이나 생산성면에서의 격차를 통제하기 위하여 대분류 산업더미변수를 도입한 식도 추정해 보기로 하였으며 그 추정결과가 <표 2>의 ln W<sub>3</sub>~ln W<sub>5</sub>식이다.

ln W<sub>3</sub>식에서 알 수 있는 바와 같이 대분류 산업더미변수를 도입한 경우에는 산업더미변수를 도입하지 않은 경우에 비하여 그 절대값이 훨씬 작아지기는 하였지만 그래도 통계적으로 유의한 陽의 보상적 임금격차가 얻어진다. 그런데 여기에서는 이 결과의 해석과 관련하여 한 가지 의문이 제기될 수 있다. 즉 이 식의 R의 추정계수가 陽의 값을 가진다는 사실을 그대로 陽의 補償的 賃金隔差가 존재하는 증거로 해석할 수 있겠는가 하는 의문이 그것이다. 왜냐하면 그렇게 단순하게 해석하게 되면, 그러면 왜 광공업 내부에서는 (소분류)산업더미변수를 도입하지 않았음에도 불구하고 통계적으로 매우 유의한 산업재해관련 보상적 임금격차가 포착되고 있는가 하는 점을 일관성있게 설명할 수 없다는 문제가 생기기 때문이다. 이 難點을 벗어나려면 광공업 내부에서는 특별히 그 보상적 임금격차가 훨씬 크고 강력하여 소분류산업들간의 산업특성의 차이 효과를 압도하고도 남기 때문이라고 해석하는 방법밖에 없다.

그러나 광공업 내부에서도 산업특성이나 산업의 생산성 등 역시 서로 千差萬別인 점을 고려할 때 이러한 설명이 설득력을 갖기는 매우 어려울 것이다. 그렇다면 ln W<sub>3</sub>식에서 얻

어진 陽의 보상적 임금격차 추정치는 진정한 보상적 임금격차를 그대로 나타내는 것으로 받아들이기 어려울 것으로 생각된다. 그렇다면 결국 우리는 이 추정결과에서 전산업으로 범위를 넓혀서 분석할 때에는 산업재해관련 보상적 임금격차의 존재가 포착되지 않을 뿐 아니라 오히려 비광공업부문 쪽으로 노동력을 유인하는 뚜렷한 賃金프리미엄이 존재한다는 결론을 내릴 수 있다.

셋째, 어떤 대분류산업 표본들이 포괄되면 산업재해관련 보상적 임금격차가 陽에서 陰으로 바뀌는지를 살펴보기 위하여 더미변수 IND124, IND356과 그 상호작용항들을 도입한 추정식  $\ln W_4$ ,  $\ln W_5$ 을 비교하여 보면 IND356 더미변수가 도입된 경우(이때 R의 추정계수는 IND356 더미변수 해당산업들을 제외한 나머지 산업들간에 존재하는 보상적 임금격차를 나타냄)에는 R의 추정계수가 陽으로 나타나 약하지만 陽의 보상적 임금격차가 존재한다는 점을 알 수 있고 IND124 더미변수가 도입된 경우(이때 R의 추정계수는 IND124 더미변수 해당산업들을 제외한 나머지 산업들간에 존재하는 보상적 임금격차를 나타냄)에는 陰의 보상적 임금격차가 확인된다. 그렇다면 우리는 산업재해관련 보상적 임금격차가 陰으로 추정되는 경우는 鑛工業과 IND356변수 해당산업, 즉 소비성 서비스산업이 많은 부분을 차지하는 도·소매·음식·숙박업, 금융·보험·부동산 및 사업서비스업, 사회 및 개인서비스업 사이의 보상적 임금격차 구조를 추정하는 경우임을 잘 알 수 있다.

지금까지 우리는 추정결과로부터 몇 가지 중요한 사실들을 발견하였지만 이를 한 마디로 요약하면 최근 우리나라의 임금구조는 광공업보다는 비광공업에 종사하는 근로자들, 나아가서 서비스산업(운수·창고·통신업은 제외)에 종사하는 근로자들에게 상당히 높은 賃金프리미엄을 제공하고 있을 가능성이 매우 크다는 것이다.<sup>10)</sup>

## 2. 製造業 勞動과 서비스業 勞動간의 賃金隔差 推移

앞절에서 살펴본 산업별 임금격차, 특히 제조업 노동과 서비스업 노동간의 임금격차는 1990년의 횡단면 자료로 추정된 것이다. 그런데 시계열자료에 의한 상세한 분석은 우리의 목적이 아니지만 이러한 산업별 임금격차의 의미를 제대로 파악하자면 일단 이러한 격차가 추세적으로는 어떠한 움직임을 보여왔는지 먼저 간단히 살펴볼 필요가 있다. <표 3>은 제조업과 서비스업간의 임금격차의 추세를 정리한 것이다. 비교를 위해서 高卒 勤勞者만 취하고 또 남녀별로 모두 제조업 고졸근로자의 임금을 100으로 하여 이에 대비한 대분류 서비스산업의 임금지수를 계산한 것이다. <표 3>에 따를 때 그동안 우리나라 산업별 임금격차에 상당한 변화가 발생하고 있음을 알 수 있다.

10) 물론 여기서 우리가 임금프리미엄으로 지목하는 것이 우리가 알지 못하는 어떤 다른 요인에 대한 報酬이거나 아니면 補償的 賃金隔差일 수도 있다.



<표 3> 제조업과 서비스업간의 상대임금구조 추이

(월평균임금기준, 제조업=100.0)

	남성 고졸 근로자				여성 고졸 근로자			
	제조업	(A)	(B)	(C)	제조업	(A)	(B)	(C)
1976	100.0	106.0	164.3	103.4	100.0	116.7	156.7	110.8
1981	100.0	106.6	131.9	122.2	100.0	111.6	153.3	133.1
1985	100.0	105.0	147.4	128.4	100.0	116.8	163.2	125.0
1990	100.0	96.5	117.0	112.4	100.0	106.5	135.3	107.2
1992	100.0	94.7	113.8	105.8	100.0	102.2	133.9	111.9

주 : (A)는 도·소매·음식·숙박업, (B)는 금융·보험·부동산·사업서비스업, (C)는 개인 및 사회서비스업을 나타냄.

자료 : 노동부, 『직종별 임금실태조사보고서』, 各年號 및 『임금구조기본통계조사보고서』, 各年號.

첫째, 1980년대 중반 이후에는 우리나라에서 산업별 임금격차가 매우 빠른 속도로 축소되어 왔다는 사실이 지적될 수 있다. 그렇지만 아직 남녀 모두 금융·보험·부동산·사업서비스업부문은 아직 제조업부문과 상당한 격차를 견지하고 있다. 앞의 1990년 횡단면 자료에 의한 임금구조는 과거에 비하여는 그래도 훨씬 격차가 완화된 모습이라는 점을 잘 알 수 있다.

둘째, 특히 남성의 경우에는 임금격차가 보다 크게 줄어들어 예컨대 도·소매·음식·숙박업부문의 임금은 오히려 제조업 평균수준에 미치지 못하는 상황으로까지 되었다. 물론 이 자료에는 근로자들의 연령, 직종, 경력과 근속, 기업규모, 노동조합가입 여부 등이 통제되지 않아 표의 수치가 엄밀도면에서 문제를 안고 있지만 제조업부문 내에서도 섬유, 의복, 가죽, 고무 등 저임금부문의 임금수준과 서비스업부문의 그것을 비교한다면 아직도 그 격차는 상당한 수준으로 유지되고 있을 것이다. 여성의 경우는 그 격차가 더욱 클 것이다.

셋째, 이러한 전반적인 임금격차 축소추세는 비농가 실업률의 추세와 비교할 때 임금격차의 급격한 축소시기가 실업률의 급속한 하락시기와 대체로 일치하고 있어서 우리나라의 급격한 산업별 임금격차의 축소가 주로 勞動市場 事情의 逼迫과 밀접히 연결되어 있음을 잘 알 수 있다. 그런데 기이한 사실은 역시 동일한 시기에 생산직종 근로자의 부족률이 심화되고 제조업취업자 구성비의 급속한 하락이 시작되고 있다는 점이다. 상대임금구조면에서 제조업취업자의 임금수준이 상대적으로 크게 개선되는 시기에 제조업부문의 노동력부족이 더욱 심화되는 것은 표면적으로는 서로 모순되는 현상이므로 이에 대하여는 약간의 설명이 필요하다.

### 3. 假說的인 說明

지금까지 우리는 1990년의 횡단면 자료를 이용하여 제조업 또는 생산직근로자의 근로소

특과 서비스업부문 근로자의 그것간에 존재하는 격차를 추정하고 또 이러한 격차의 시계열적인 변화추세도 개관하였다. 여기서는 이러한 현상에 대한 설명을 시도하고자 하는데 바로 앞절에서 지적한 바와 같이 제조업취업자의 임금수준이 상대적으로 크게 개선되는 시기에 제조업부문의 노동력부족이 더욱 심화되는 것과 같은 모순되는 현상이 어떻게 일어날 수 있는가 하는 점에 대해서 먼저 간단히 언급하여 둔다.

주지하는 대로 현재 1970년대 중반을 우리나라 노동시장에서의 전환점이라는 규정이 매우 유력한 설명으로 받아들여지고 있지만 1980년대 초반에는 세계적인 불황과 함께 노동시장 사정에서의 이완이 상당기간 존재하였으며 노동력공급이 다시 눈에 띄게 제한적으로 된 시기는 1980년대 중반 이후라고 볼 수 있을 것이다. 그렇다면 1980년대 중반을 기준으로 그 이전에는 상대적으로 노동력의 공급이 풍부하였으므로 求職勞動力이 취업기회가 적은 고임금부문보다는 주로 취업기회를 급속하게 확대시키는 부문, 즉 高成長率을 유지하였던 제조업부문 쪽으로 집중되었을 것으로 유추할 수 있다. 그렇지만 1980년대 중반 이후에는 제조업뿐만 아니라 서비스업부문까지 전반적으로 고도성장을 유지하였고 아울러 노동시장 사정도 노동력부족이 심화되는 상황으로 반전되었다. 이 시기 이후부터 취업자들에게는 상대적으로 일자리를 선택할 수 있는 기회가 더 크게 주어졌으며 따라서 근로자들은 이때부터 단순한 취업기회보다는 임금이나 근로조건 등을 매우 중요한 일자리선택지표로 인식하기에 이른 것으로 생각되는 것이다. 그리하여 임금격차구조가 제조업부문에게 상대적으로 유리하게 변화되어 왔음에도 불구하고 결국 제조업부문 또는 생산직부문에서의 노동력부족현상은 더욱 심화되어 온 것으로 판단된다.

다음으로 이 장의 첫절에서 얻어낸 분석결과로서 제조업근로자 또는 생산직근로자의 근로소득과 서비스산업 근로자들의 근로소득간의 이러한 순격차, 그래서 비제조업부문 노동쪽으로의 임금프리미엄이 존재한다는 사실은 어떻게 설명될 수 있는가? 임금과 노동의 한계생산력을 일치시킨다는 市場의 機能을 신봉할 때 이 순격차는 각 산업 노동력의 부가가치생산성 격차를 나타낼 뿐이라는 것이다. 그렇다면 그 다음으로 문제가 되는 것은 비제조업 또는 비광공업부문의 부가가치생산성이 더 높은 이유가 무엇인가 하는 것이다. 이에 대해서는 다음 몇 가지 가설적인 설명이 가능하다.

우선 한 가지로 서비스업부문의 생산물시장의 구조(경쟁적이냐, 아니면 독과점적이냐? 수출기업이냐, 아니냐? 또는 생산물에 대한 수요의 신장이 급속한 반면 공급능력이 이에 따라가지 못하여 초과이윤이 발생하는 경우 등)가 해당산업에게 평균적으로 더 높은 이윤을 보장하고 이것이 이 부문의 노동에 대한 보수를 높였다는 설명이 가능하다. 이미 언급한 대로 서비스업부문에서는 산업의 특성상 생산물의 품질에 대한 표준화나 객관적인 비교가 곤란하므로 각 생산물 공급자는 제한적이거나 일정한 독점력을 행사할 수도 있었을

것이다. 특히 공급이 수요를 만들어내며 과잉의 설비와 과잉의 노동력이 항상 쉽게 은폐·존속가능하고 過剩生産 → 價格下落의 문제가 잘 발생하지 않는다는 점도 중요하다. 또 서비스업부문은 그동안 몇몇 부문을 제외하고는 아직까지 국제경쟁에 노출된 적이 없고 정부의 인허가 과정을 통한 진입규제도 강력하여 생산물가격에 대한 시장경쟁의 영향은 상대적으로 약하였고 이윤의 확보 및 유지가 손쉬웠다는 점도 간과할 수 없다.

두번째의 가설적 설명은 통상의 속인적 특성변수 또는 인적자본변수로는 포착되기 어려운 필요근로노력의 차이나 노동력의 질적인 차이가 존재한다는 설명이다. 각 산업이 서로 다른 근로노력수준을 필요로 하거나 교육수준이나 교육연수로는 포착되지 않는 각 교육기관의 교육내용의 질적인 차이 및 근로자의 특수한 능력면에서의 질적인 차이가 현실에서는 크게 존재하기 때문이다. 이러한 설명을 받아들인다면 서비스업부문에서 필요로 하는 노동력은 광공업부문의 경우보다 훨씬 高級質의 노동력이거나 서비스업부문의 필요근로노력수준도 더 높다는 것으로 된다.

세번째의 가설적 설명은 서비스산업부문의 이윤은 산업의 특성상 稅源의 정확한 포착이 쉽지 않아 有形의 生産物을 생산하는 제조업과는 다르게 사실상 같은 조건하에서도 稅後利潤이 서비스업부문에서 훨씬 더 높고 따라서 이 부문 종사근로자들의 이윤생산성이 더 높을 수 있다는 설명이다. 이러한 설명은 국민일반의 인식에 어느 정도 부합하는 측면을 가지지만 금융·보험사업체를 비롯한 대형 서비스사업체의 경우에는 적합하지 않다.

이상에서 비광공업부문의 임금프리미엄에 대한 세 가지 가설적인 설명을 정리해 보았지만 이 중에서 두번째의 설명은 그것이 맞다면 그때의 순임금격차는 진정한 의미에서는 임금프리미엄이 아니라는 것을 의미한다. 반면에 첫번째와 세번째의 설명이 상당히 타당하다면 이 경우에는 過渡期的으로 임금프리미엄이 발생할 수 있을 것이다. 그런데 현실적으로는 첫번째, 두번째, 그리고 세번째의 설명이 모두 어느 정도의 타당성을 가질 것으로 판단된다. 그렇지만 우리가 앞장에서 제기한 문제, 왜 제조업부문 또는 생산직부문 근로자들의 離職이 많아지고 新規勞動力的 參入 역시 줄어드는가 하는 문제에 대한 답과 관련시킨다면 이들 중 첫번째와 세번째의 가설적 설명의 현실적합성이 좀더 증대되리라고 생각한다.

#### IV. 製造業·生産職種 勞動에 대한 勤續誘因

##### 1. 他産業·職種과의 年齡-收入斷面 및 勤續誘因 比較

앞장에서 우리는 제조업 노동과 서비스업 노동간의 취업유인을 비교해 보았다. 본절에서

는 이제 제조업과 비제조업간의 근로자들의 연령-수입단면을 비교함으로써 제조업 노동에 대한 근속유인이 얼마나 존재하는지, 또 나아가서 직종간의 연령-수입단면을 비교함으로써 생산직 노동에 대한 근속유인이 어느 정도 존재하는지 검토하고자 한다. 분석에 사용되는 자료와 변수는 앞장의 경우와 거의 동일하다. 다만 변수 가운데 직종더미변수가 추가되었다는 점이 다르다. 『직종별 임금실태조사』 자료에서 職種을 7개 대분류직종으로 분류하고 생산 및 관련직 종사자, 운수장비운전사 및 단순노무자를 기본범주, 전문기술 및 관련직 종사자를 JOB1, 행정 및 관리직 종사자 JOB2, 사무 및 관련직 종사자 JOB3, 판매종사자 JOB4, 서비스직 종사자 JOB5, 농업, 임업, 수산업 및 수렵업 종사자를 JOB6라는 더미변수로 나타낸다. 그리고 JOB1·A, JOB2·A, JOB3·A, JOB4·A, JOB5·A, JOB6·A는 각 직종더미변수와 연령변수 A의 相互作用項이다. IND1·A, IND2·A, IND3·A, IND4·A, IND5·A, IND6·A, IND124·A, IND356·A는 각 산업더미변수와 연령변수 A의 상호작용항이다.

어떤 일자리의 근속유인은 기본적으로 근속연수가 증가할 때 근로소득이 어떤 속도로 상승하는가, 즉 勤續年數-收入斷面의 기울기가 얼마나 가파른가로 측정할 수 있을 것이다. 다른 조건에 차이가 없다면 일단 근속연수-수입단면의 기울기가 가파를수록 근속유인이 강한 것으로 해석할 수 있다.

만약 우리가 어떤 산업 또는 어떤 직종에서의 근속유인을 다른 산업 또는 다른 직종의 그것과 비교하고자 한다면 다른 조건에 차이가 없는 경우 당연히 입직시점의 근로소득수준과 그 다음에 이어지는 근속연수-수입단면 기울기의 크기(근속연수가 증가할 때 근로소득이 어떤 속도로 상승하는가를 나타냄)를 포괄하는 생애근로소득 현재가치 합계로 비교할 수 있을 것이다. 입직시점에서의 근로소득수준에 큰 차이가 없다면 일단 근속연수-수입단면의 기울기가 가파를수록 근속유인이 강한 것으로 해석할 수 있다. 입직시점에서의 근로소득수준이 높은 산업·직종에서 다시 근속연수-수입단면의 기울기도 더 가파르다면 이 부분의 근속유인은 더욱 강한 셈이다. 그렇지만 입직시점에서의 근로소득수준은 보다 낮지만 근속연수-수입단면의 기울기가 좀더 가파른 산업·직종과의 비교에는 약간의 계산이 필요하다.

우리의 분석모형에는 광공업부문과 생산 및 관련직 종사자, 운수장비운전사 및 단순노무자 직종을 기본범주로 삼는 산업더미변수나 직종더미변수가 도입되고 이들 변수와 근속연수변수의 相互作用項까지 도입되므로 이들 기본 산업범주 및 직종범주에 대비한 각 산업·직종의 근속유인의 현재가치는 아래 식 (3)으로 간단히 추정할 수 있을 것이다. 이때 우리는 모든 근로자가 20세에서 55세까지 근로생활을 한다고 가정하기로 한다. 청년이 산업이나 직종에 따라 다소 다를 수 있고 노동시장에 진입하는 연령도 근로자에 따라 다를 수 있지만 그 차이를 대분류 산업별 또는 대분류 직종별로는 뚜렷하게 구분하기 어렵다고 보아 무시하기로 한 것이다.

$$PVI_j = \sum_{t=0}^T \frac{D_{jt}}{(1+r)^t} \dots\dots\dots (3)$$

이때

$$D_{jt} = M_t [\exp\{\beta_j + \beta_{aj}(A_0 + t)\} - 1]$$

$$M_t = M_0 \left[ \exp\left\{ \beta_a t + 2\gamma_a(A_0 t + \frac{1}{2} t^2) \right\} \right]$$

식 (3)에서  $A_0$ 는 노동시장에 진입할 시점의 연령, 즉 20세를 나타내며,  $t$ 는 이후 경과연수이다. 물론  $T$ 는 35의 값을 가진다.  $M_0$ 는 추정모형에서 광공업부문(또는 생산 및 관련직 종사자, 운수장비운전자 및 단순노무자 직종)의 20세 근로자로서 이러한 산업더미(또는 직종더미)변수, 그리고 연령변수를 제외한 나머지 변수들(성  $S$ , 노조가입여부  $U$ , 학력  $ED$ , 기업규모  $SIZE$  등)에 있어서는 모두 전체 근로자들의 해당변수값의 평균치를 가지는 근로자의 시간당 임금률로 간주한다. 따라서 그 값은 언제나 陽數일 것이다. 그러면  $M_t$ 는 이 근로자의 연령이  $A_0+t$ 로 되었을 때의 시간당 임금률을 나타낼 것이다.  $D_{jt}$ 는 다른 조건은 모두 동일하고 산업(또는 직종)만 다른 경우  $j$ 산업(또는  $j$ 직종)의  $A_0+t$ 세 근로자 임금률에 다 기본범주, 즉 광공업부문(또는 생산 및 관련직 종사자, 운수장비운전자 및 단순노무자 직종)의  $A_0+t$ 세 근로자 임금률을 차감한 임금률의 격차를 나타낸다. 따라서  $PVI_j$ 는 노동시장 진입시점(20세)에서 바라볼 때 광공업부문(또는 생산 및 관련직 종사자, 운수장비운전자 및 단순노무자 직종)에 대비한  $j$ 산업(또는  $j$ 직종)의 정년시점(55세)까지 예상되는 근속유인흐름의 현재가치 합계라 할 수 있는데 이것이  $M_0$ 의 어떤 배수로 측정되도록 정식화된 것이다. 이  $PVI_j$ 의 값이 陽이면 그것은 광공업부문(또는 생산 및 관련직 종사자, 운수장비운전자 및 단순노무자 직종)에 대비하여  $j$ 산업(또는  $j$ 직종)에 陽의 임금프리미엄이 존재한다는 것을 의미하는 것이다.  $r$ 은 할인율이고  $\beta_a$ 는 식 (2)와 유사한 우리의 추정모형을 회귀분석하는 경우 연령변수  $A$ 의 회귀계수,  $\gamma_a$ 는  $A^2$ 의 회귀계수,  $\beta_j$ 는  $j$ 산업(또는  $j$ 직종) 더미변수의 회귀계수,  $\beta_{aj}$ 는  $j$ 산업(또는  $j$ 직종) 더미변수와 연령변수의 상호작용항의 회귀계수이다.

그런데 여기서 우리는 근속의 개념을 어떤 특정 회사에 고착관념을 가지고 계속 근무해 간다는 식의 좁은 의미에 국한시키지 않고 좀더 그 범위를 넓혀서 나이가 들 때까지 한 산업에서 또는 한 직종에서 계속 근무한다는 의미로 해석하여 근로자의 年齡으로 勤續의 크기를 측정하는 방법을 택하기로 하였음을 밝혀 둔다.

우선 앞장의 식 (2)와 유사한 우리의 추정모형을 회귀분석한 결과가 <표 4>이다. 이 표에서  $\ln W_{11}$ 식은 근로소득함수에 産業더미를 도입한 것이고  $\ln W_{12}$ 는 職種더미를 도입한 것이다. 이번 추정에서도 性, 年齡, 勞動組合 加入與否, 學歷, 事業體規模 등의 추정계수가

<丑 4> 産業別·職種別 年齡-收入(賃金 및 俸給)斷面 比較 : 1990

	ln W <sub>11</sub>		ln W <sub>12</sub>	ln W <sub>13</sub>
常數	5.81** (259)		5.96** (275)	5.93** (276)
S	0.318** (62.3)		0.301** (64.1)	0.309** (66.1)
U	0.106** (20.9)		0.130** (29.3)	0.118** (26.3)
A	0.0684** (51.7)		0.0653** (50.8)	0.0661** (51.8)
A <sup>2</sup>	-0.000747** (-41.4)		-0.000759** (-42.9)	-0.000778** (-44.0)
SIZE1	0.0455** (7.76)		0.0457** (8.64)	0.0710** (13.4)
SIZE2	0.131** (15.1)		0.124** (15.9)	0.157** (20.0)
SIZE3	0.230** (37.0)		0.226** (41.9)	0.265** (47.0)
ED <sub>h</sub>	0.278** (53.7)		0.123** (23.7)	0.113** (21.9)
ED <sub>c</sub>	0.721** (100)		0.344** (41.2)	0.326** (39.4)
IND1	-0.211* (-1.67)	JOB1	-0.440** (-18.2)	-0.513** (-19.5)
IND2	-0.242** (-4.95)	JOB2	0.0918* (1.74)	0.0613 (1.16)
IND3	-0.135** (-4.99)	JOB3	-0.0168 (-0.977)	-0.0734** (-3.96)
IND4	-0.252** (-7.80)	JOB4	-0.129** (-2.37)	-0.220** (-3.99)
IND5	0.526** (21.4)	JOB5	0.0773** (2.58)	-0.0662** (-2.08)
IND6	-0.0192 (-0.912)	JOB6	0.433* (1.80)	0.368 (1.55)
IND1·A	0.0103** (2.89)	JOB1·A	0.0272** (36.3)	0.0274** (34.0)
IND2·A	0.0103** (7.62)	JOB2·A	0.0151** (12.7)	0.0152** (12.8)
IND3·A	0.00743** (9.02)	JOB3·A	0.0111** (20.5)	0.0115** (20.0)
IND4·A	0.00555** (6.39)	JOB4·A	0.0111** (5.67)	0.0116** (5.89)
IND5·A	-0.0100** (-14.5)	JOB5·A	-0.00477** (-6.66)	-0.00316** (-4.10)
IND6·A	0.00614** (10.4)	JOB6·A	-0.0109** (-1.96)	-0.0114** (-2.07)
		IND124		-0.138** (-5.53)
		IND124·A		0.00336** (4.95)
		IND356		0.165** (9.56)
		IND356·A		-0.000793 (-1.60)
R <sup>2</sup>	0.553		0.625	0.634
N	35,120		35,120	35,120

주 : <표 2>의 주와 동일함.

그 부호의 방향이나 통계적 유의성면에서 통상의 예측대로 잘 나타나고 있다. 그리고 이미 <표 2>에서도 보았듯이 연령-수입단면은 아래에서 볼 때 오목한(concave) 곡선형으로 나타나고 있다.

『직종별 임금실태조사』 자료가 상용근로자 10인 이상 사업체를 대상으로 한 조사이므로 조심스럽기는 하지만 추정결과에 따르면 각 산업별 연령-수입단면에 대하여 다음과 같은 새로운 발견사실들을 얻어낼 수 있다.

첫째, 성, 연령, 노조가입여부, 사업체규모, 학력 등을 엄격하게 통제할 때에는 금융·보험·부동산 및 사업서비스업을 제외하고는 산업더미의 추정계수가 모두 음이므로 이들 산업의 임금은 노동시장 진입의 초기(젊은 시기)에는 광공업의 그것에 비하여 낮은 것으로 나타난다. 둘째, 그러나 연령과의 상호작용항의 추정계수값을 감안할 때 역시 금융·보험·부동산 및 사업서비스업을 제외하고는 모두 연령-수입단면의 기울기가 광공업의 그것보다 통계적으로 유의하게 높은 것으로 추정된다. 금융·보험·부동산 및 사업서비스업의 경우에는 그 연령-수입단면의 기울기는 광공업에 비하여 낮은 것으로 추정되지만 IND5의 추정계수가 상당히 높게 추정되어서 근로자의 정년에 가까워져야 광공업부문의 임금이 금융·보험·부동산 및 사업서비스업부문의 임금률에 접근하는 모습을 보여준다. 셋째, 운수·창고·통신업부문은 연령-수입단면의 기울기는 광공업의 그것보다 약간 높지만 그것이 광공업 근로자의 그것보다 훨씬 낮은 수준에서 출발하므로 PVI<sub>j</sub>가 음일 가능성을 가지고 있다.

<표 5> 각 산업과 직종의 PVI<sub>j</sub> 추정결과

(1990년 기준)

		r = 0.085	r = 0.1	r = 0.12
ln W <sub>11</sub> 식에서	IND1	1.885	1.465	1.074
	IND2	1.348	1.005	0.691
	IND3	1.619	1.284	0.969
	IND4	-1.185	-1.098	-0.998
	IND5	3.853	3.502	3.121
	IND6	2.971	2.466	1.979
ln W <sub>12</sub> 식에서	JOB1	8.029	6.385	4.844
	JOB2	11.465	9.595	7.780
	JOB3	5.887	4.905	3.954
	JOB4	3.661	2.994	2.356
	JOB5	-1.000	-0.811	-0.631
	JOB6	1.621	1.560	1.473

주 : 각 산업의 PVI<sub>j</sub>는 광공업부문에 대비한 j산업의 장래 근속유인 흐름의 현재가치 합계이고, 각 직종의 PVI<sub>j</sub>는 생산 및 관련직 종사자, 운수장비운전자 및 단순노무자 직종에 대비한 j직종의 장래 근속유인 흐름의 현재가치 합계인데 표의 수치는 M<sub>0</sub>의 배수를 나타내는 것임.

광공업에 대비한 각 산업의 근속유인을 좀더 엄밀하게 살펴보려면 이러한 추정결과를 이용하여 다음으로 다시 위 식 (3)의 각 산업별  $PVI_i$ 를 추정해 볼 필요가 있다. <표 5>는 세 종류의 할인율(연 8.5%, 10%, 12%)<sup>11)</sup>을 가정하여 그에 따른  $PVI_i$ 를 계산한 결과인데 표에 따르면 예상대로 IND4, 즉 운수·창고·통신업부문을 제외하고는 모든 산업부문에서 광공업에 대비하여 매우 큰 양의 근속유인이 존재함을 잘 알 수 있다. 예컨대  $M_0$ 의 값이 연 1,000만원이라면  $r$ 이 연 8.5%일 때  $PVI_1$ 은 1,885만원에 이른다는 것이다. 이는 달리 말하면 광공업부문 근로자의 근속유인이 그만큼 약하다는 의미이다.

다음으로 직종더미가 도입된  $\ln W_{12}$ 식은 직종별 연령-수입단면을 추정하고 있는데 그 결과 역시 다음 몇 가지로 요약된다.

직종더미의 추정계수가 사무 및 관련직의 경우를 제외하고는 모두 통계적으로 유의하게 추정되며 직종더미와 연령의 상호작용항은 모든 직종에서 그 유의성이 매우 강한 것으로 나타나고 있다. 이는 성, 연령, 노조가입여부, 사업체규모, 학력 등을 엄격하게 통제할 때에도 직종간에 연령-수입단면이 선명하게 구분된다는 의미이다. 이를 좀더 구체적으로 정리해 보면 다음과 같다. 첫째, 전문기술 및 관련직, 사무 및 관련직, 그리고 판매직 근로자의 경우에는 그 연령-수입단면이 생산직근로자의 경우보다 낮은 수준에서 출발하면서 그 기울기는 훨씬 가파른 것으로 추정된다. 기울기의 가파라지는 정도는 전문기술 및 관련직이 가장 크다. 둘째, 행정 및 관리직의 경우는 그 연령-수입단면이 생산직근로자의 경우보다 높은 수준에서 출발하면서 동시에 그 기울기도 더 가파른 것으로 추정된다. 셋째, 서비스직과 농업, 축산업, 임업, 수산업 및 수렵업 종사자의 경우에는 그 연령-수입단면이 생산직근로자의 경우보다 더 높은 수준에서 출발하면서 그 기울기는 보다 완만한 것으로 추정된다. 그렇다면 이 부문의  $PVI_i$ 는陰일 가능성이 있다. 그런데 이와 같은 추정결과는 대분류 산업더미변수 IND124, IND356가 도입된  $\ln W_{13}$ 식에서도 크게 달라지지 않는다. 즉 직종별 연령-수입단면에 큰 변화가 생기지 않는다는 것이다.

이 경우에도  $PVI_i$ 를 구하여 보면 <표 5>에서 보는 대로 서비스직종을 제외하면 모든 직종에서 陽의 값이 크게 나타나고 있으므로 전체적으로 생산직종의 근속유인은 그외 나머지 직종들에 비하여 매우 약하다는 결론을 내릴 수밖에 없다.

## 2. 自營業主와의 比較

앞에서 우리는 製造業 노동이나 生産職 노동으로의 취업유인이나 근속유인이 타산업·타직종에 비해 상대적으로 약하다는 실증적 결과들을 살펴보았다. 그러나 주지하는 바와

11) 연 8.5%는 1년만기 정기예금 이자율, 연 10%는 우량기업 일반대출 이자율에 근접한 수준이며, 12%는 공사채 연평균 수익률에 근접한 수준이다.



같이 일단 한 산업 또는 한 직종에 속하는 어떤 특정사업체 소속 근로자로서는 일자리를 옮기는 것이 용이하지 않다. 이미 식 (1)에서 살펴보았듯이 일자리의 이동에는 많은 비용이 따르기 때문이다. 그렇지만 제조업 생산직근로자의 경우 근속유인이 약하다면 연령이 증가할수록 離職을 원할 가능성이 높아진다. 이때 연만한 근로자의 경우에는 새로이 타산업·타직종의 근로자가 되기보다는 약간의 資金에 의존하는 自營業主로 변신하는 것이 유리할 수 있다. 그러므로 제조업 생산직근로자의 근속유인을 평가하고자 할 때 자영업주의 연령-수입단면도 중요한 비교대상이 될 수 있다.

E.P. Lazear and R.L. Moore(1984)도 美國의 자료로써 자영업자의 연령-수입단면과 임금·봉급근로자의 그것을 서로 비교하면서 젊은 시기에는 물적자본에의 투자가 관측임금을 낮추고 반면에 연만해졌을 때 그 투자수익이 회수되어 관측임금이 높아지므로 자영업자의 연령-수입단면이 당연히 임금·봉급근로자의 그것보다 더 가파르게 되어야 함에도 불구하고 현실에서는 임금·봉급근로자의 연령-수입단면의 기울기가 더 크다는 의외의 사실을 발견하고 이를 主人(principal)과 代理人(agency)의 문제 때문에 고용주가 임금·봉급근로자에게 보다 강력한 勤勞誘因(work incentives)을 제공하려는 노력으로 설명한 바 있다.

이러한 생각에 근거하여 여기에서는 제조업 생산직근로자로의 장기근속을 誘引하는 중요한 誘因으로서 자영업주와 근로자간 또는 자영업주와 생산직근로자간의 연령-수입단면을 비교해 보기로 한다. 그런데 현재 우리나라에서 이 두 부문을 비교할 수 있는 일관성있는 자료는 구하기가 쉽지 않다. 통계청에서 편제하는 『도시가계연보』 자료가 가계조사자료로서 유일하게 정해진 일정한 기준에 따라 이 두 부문을 포괄하는 정보를 제공하고 있을 뿐이다. 그러나 애석하게도 비근로자가계(상인, 개인경영자, 법인경영자, 의사·변호사 등 자유업자, 기타)의 경우에는 이러한 분석에 반드시 있어야 하는 家計收入 또는 家計所得에 관한 자료는 조사되지 못하고 있다. 따라서 이 자료를 이용하더라도 연령-수입단면의 비교를 위하여는 이 비근로자가계의 가계소득이 신뢰할 만한 방식으로 별도 추정되지 않으면 안된다. 우리는 구체적으로 다음과 같은 방법으로 비근로자가계의 가계소득을 추정하기로 한다.

#### 가. 『도시가계연보』 자료의 자영업주 가계소득 추정방법

우선 근로자가계의 자료로 아래와 같은 근로자가계의 가계지출함수를 추정한다.

$$C = \alpha_0 + \alpha_1 Y + \alpha_2 X + \varepsilon \quad \dots\dots\dots (4)$$

여기서 C는 가계지출이고 Y는 가계소득, X는 가구원수를 나타낸다. ε은 오차항이다. 가계지출을 가계소득의 함수로만 보지 않고 식 (4)에 가구원수를 도입한 것은 실제 가계지출이

家口員數의 규모에 따라 크게 영향받는다고 보았기 때문이다. 그런데 자영업주 가계의 경우에는  $Y_i$  자료를 알 수 없는 상태이므로 이러한 근로자가계의 지출함수 추정식을 이용하여 추정할 수 있다. 물론 이때 우리는 근로자가계의 지출성향과 자영업주가계의 지출성향이 서로 동일하다는 가정을 채택해야 한다. 식 (4)를 근로자가계 자료로 추정하고 여기에다 자영업주가계의  $C_i$ 와  $X_i$ 를 대입하여 해당 자영업주가계의  $Y_i$ 를 추정하는 방식은 대체로 두 가지이다.

첫째, 하나는 식 (4)의 추정식을  $Y$ 에 관하여 정돈하고 그 식에 자영업주가계의  $C_i$ ,  $X_i$ 를 대입하여 자영업주가계의  $\hat{Y}_i$ 를 얻는 방법이다. 즉 아래 식 (5)를 이용하는 방법이다. 이하 식에서 “^”가 붙어 있는 계수는 계수추정치임을 의미한다. 식 (5)에서  $(C_i - \hat{a}_2 X_i)$ 는 지출 중에서 家口員數의 차이 때문에 발생하는 변동을 제거하기 위하여 그 부분을  $C_i$ 에서 차감한 변수라고 보아도 좋다.

$$\hat{Y}_i = -\frac{\hat{a}_0}{\hat{a}_1} + \frac{1}{\hat{a}_1}(C_i - \hat{a}_2 X_i) \dots\dots\dots (5)$$

다른 한 가지 방법은 식 (4)에서의 추정치  $\hat{a}_2$ 를 이용하여 역시 근로자가계 자료로 다시 식 (6)을 추정한 다음,

$$Y = \beta_0 + \beta_1(C - \hat{a}_2 X) + \epsilon' \dots\dots\dots (6)$$

이 식 (6)의 추정결과와 자영업주가계의  $C_i$ 와  $X_i$ 자료를 이용하여 식 (7)로 근로자가계 지출함수에 의거한 개별 자영업주가계의 가계소득  $\hat{Y}_i$ 를 추정하는 것이다.

$$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1(C_i - \hat{a}_2 X_i) \dots\dots\dots (7)$$

그런데 식 (5)와 식 (7)의 추정방법 중 어느 식이 더 나은 방법일까? 얼핏 보기에 유사한 방법처럼 보이지만 이 두 방법은 서로 상당히 다를 수 있다. 가구원수 차이의 효과가 제거된 가계지출  $C - a_2 X$ 와 가계소득  $Y$ 가 二變量正規分布(bivariate normal distribution)를 하여 두 확률변수의 等確率曲線(isoprobability curve)이 적당한 타원<sup>12)</sup>과 같다고 가정하면 식 (7)에 근거하여  $\hat{Y}_i$ 를 추정할 때 불편추정량이 얻어진다는 사실이 알려져 있다(R.J. Wonnacott and T.H. Wonnacott(1979), pp.168~172 참조). 그리하여 우리는 본 연구에서 식 (6), (7)에 의거하여 자영업주의 가계소득을 추정하였다.<sup>13)</sup>

12) 물론 이러한 가정은 현실과 크게 괴리되지 않는다.

13) 만약  $C - a_2 X$ 와  $Y$ 의 相關關係가 매우 밀접하여 등확률곡선이 타원이 되지 않고 직선에 가까워진

<표 6> 勤勞者와 自營業主의 家計所得函數 推定結果 : 1987

	전체 근로자와 자영업주		생산직 근로자와 자영업주	
	ln Y <sub>1</sub>	ln Y <sub>3</sub>	ln Y <sub>4</sub>	ln Y <sub>6</sub>
常數	11.3** (150)	11.4** (136)	11.5** (132)	11.4** (120)
E	0.196** (25.2)	0.285** (30.9)	0.183** (20.0)	0.311** (25.7)
A	0.0585** (15.6)	0.0517** (13.2)	0.0515** (11.9)	0.0475** (10.5)
A <sup>2</sup>	-0.000601** (-13.0)	-0.000599** (-13.0)	-0.000583** (-10.9)	-0.000582** (-10.8)
ED <sub>h</sub>	0.246** (22.5)	0.0217 (0.476)	0.171** (13.9)	0.000678 (0.013)
ED <sub>c</sub>	0.666** (47.2)	0.202** (3.29)	0.425** (16.2)	0.340** (2.63)
ED <sub>h</sub> ·A		0.00811** (6.65)		0.00662** (4.43)
ED <sub>c</sub> ·A		0.0155** (9.80)		0.00971** (2.51)
P	-0.0844* (-1.70)	0.203** (3.93)	-0.173** (-3.15)	0.150** (2.53)
P·E		-0.253** (-15.6)		-0.278** (-15.5)
P·A	0.00167 (1.39)	0.00905** (7.36)	0.00681** (5.01)	0.0119** (8.36)
P·ED <sub>h</sub> ·A		-0.00682** (-11.7)		-0.00480** (-7.31)
P·ED <sub>c</sub> ·A		-0.0128** (-16.2)		-0.0101** (-4.81)
R <sup>2</sup>	0.237	0.273	0.158	0.192
N	10,314	10,314	6,786	6,786

주 : <표 2>의 주와 동일함.

식 (6), (7)에 의하여 자영업주가계의 가계소득을 추정하고 이를 『도시가계연보』 테이프 자료에 결합시켜 노사분류 직전시기 1987년과 그 후 시기인 1990년, 두 해에 걸쳐 근로자가계와 자영업주가계, 생산직근로자가계와 자영업주가계의 연령-수입단면을 비교하는 회귀

다면 위 두 방법에는 거의 차이가 없을 것이다. 그렇지만 등화률곡선이 원형에 가까운 타원이 될수록 두 방법의 차이는 커지게 된다. 현실의 C-a<sub>2</sub>X와 Y 사이의 상관관계는 밀접하기는 하지만 그 相關係數가 1.0에 훨씬 못미칠 것이므로 식 (7)을 이용하는 것이 보다 타당하다.

분석을 다음과 같은 家計所得函數 回歸模型에 의거하여 실시하였다.

$$\ln Y = h(E, A, ED, P) \dots\dots\dots (8)$$

여기에서 E는 가계내 취업자수, A는 가구주 연령, ED는 가구주 학력더미변수, P는 가구주의 자영업종사 더미변수이고 Y는 가계소득이며 ln Y는 가계소득에 자연대수를 취한 변수이다. <표 6>~<표 7>에서 보듯이 실제 추정에서는 몇 개의 변수들이 세분되거나 추가되

<표 7> 勤勞者와 自營業主의 家計所得函數 推定結果 : 1990

	전체 근로자와 자영업주		생산직 근로자와 자영업주	
	ln Y <sub>1</sub>	ln Y <sub>3</sub>	ln Y <sub>4</sub>	ln Y <sub>6</sub>
常數	11.8** (158)	12.1** (143)	12.0** (141)	12.1** (127)
E	0.169** (24.8)	0.245** (30.2)	0.161** (20.5)	0.277** (26.4)
A	0.0630** (17.3)	0.0482** (12.5)	0.0558** (13.3)	0.0477** (10.7)
A <sup>2</sup>	-0.000608** (-13.8)	-0.000539** (-12.2)	-0.000596** (-11.6)	-0.000551** (-10.5)
ED <sub>h</sub>	0.191** (18.5)	-0.174** (-3.81)	0.119** (10.6)	-0.0573 (-1.13)
ED <sub>c</sub>	0.544** (39.0)	-0.126** (-1.99)	0.277** (10.2)	0.0773 (0.593)
ED <sub>h</sub> ·A		0.0105** (9.06)		0.00541** (3.97)
ED <sub>c</sub> ·A		0.0195** (12.1)		0.00467 (1.21)
P	0.0780* (1.65)	0.294** (5.99)	-0.0548 (-1.07)	0.198** (3.60)
P·E		-0.215** (-15.1)		-0.248** (-16.1)
P·A	-0.00251** (-2.16)	0.00407** (3.43)	0.00310** (2.44)	0.00762** (5.70)
P·ED <sub>h</sub> ·A		-0.00437** (-8.22)		-0.00192** (-3.36)
P·ED <sub>c</sub> ·A		-0.0106** (-12.5)		-0.000434** (-0.223)
R <sup>2</sup>	0.215	0.249	0.139	0.172
N	10,337	10,337	6,938	6,938

주 : <표 2>의 주와 동일함.

었는데  $A^2$ 은 가구주연령제곱,  $ED_h$ 는 가구주 고졸 학력더미변수,  $ED_c$  가구주 대졸이상 학력더미변수,  $ED_h \cdot A$ 와  $ED_c \cdot A$ 는 각각 가구주의 학력과 연령의 상호작용항,  $P \cdot E$ ,  $P \cdot A$ ,  $P \cdot ED_h \cdot A$ ,  $P \cdot ED_c \cdot A$ 는 모두 가구주의 자영업종사 더미변수와 각 해당변수들의 상호작용항이다.

#### 나. 분석자료

추정에 사용된 자료에 관하여 몇 가지 밝혀둘 것이 있다. 사용된 자료는 통계청의 『도시가계연보』 조사데이터 자료이다. 학력더미변수는 앞장에서와 마찬가지로 中卒(고교중퇴 포함)을 기본범주로 하고  $ED_h$ 를 高卒(대학중퇴 및 전문대 졸업 포함)더미,  $ED_c$ 는 大卒以上の 더미변수로 하며 C는 『도시가계연보』의 家計支出,<sup>14)</sup> Y는 家計所得<sup>15)</sup>으로 하였다. 근로자가계는 별도 명시가 없는 한 생산직근로자 가계와 비생산직근로자 가계를 모두 포괄하는 범주이다. 『도시가계연보』에서 비근로자가계는 근로자외가계로 불리는데 여기에는 상인, 개인경영자, 법인경영자, 의사·변호사 등 자유업자, 기타 등이 모두 포괄되지만 우리의 분석목적에 맞는 자영업주는 상인만이 해당된다고 볼 수 있으므로 상인가계만 자영업주가계로 분류하였다. 아울러 性이 다름에 따르는 교란을 제거하기 위하여 남성가구주가계만을 대상으로 추정함을 미리 밝혀 둔다.

『도시가계연보』는 매월의 가계수지를 자료편제의 필요에 따라 적절하게 연간평균한 자료이다. 그렇지만 원자료는 월별로만 존재하므로 본 연구에서는 1987년과 1990년의 7~9월의 3개월 자료를 사용하였다. 1987년과 1990년의 두 해를 선택한 것은 그 사이 기간의 격렬한 勞使紛糾가 제조업 생산직근로자의 勤續誘因에 어떠한 영향을 주었는가를 가늠하기 위해서이다. 3/4분기 자료를 사용한 것은 이 기간의 자료가 계산부담을 줄여 주면서도 연평균의 자료를 가장 가깝게 대표하는 것으로 나타났기 때문이다.

아울러 한 가지 덧붙여 둘 것은 자영업주의 경우 분명한 산업 분류가 쉽지 않고 또 표본수도 그렇게 많지 않으므로 가구주 직업의 산업 분류 차원은 분석에서 아예 도입하지

14) 『도시가계연보』에서의 가계지출은 소비지출과 비소비지출로 구성되는데 全家口의 경우 이 중 소비지출이 1992년 평균자료에 의거할 때 90.6%를 차지하고 있다. 비소비지출에 포함되는 지출 항목은 담배, 이·미용, 장신구, 잡비 등에 지출되는 금액이다. 따라서 이 가계지출합수는 소비합수와 크게 다르지 않다.

15) 『도시가계연보』상의 가계 총수입은 크게 나누어 소득, 기타수입(저금찾은 금액, 계단 금액, 빌린 돈, 월부 및 외상, 기타), 전기이월금으로 구성되는데 이 중 기타수입과 전기이월금은 소득이라 보기 어려우므로 제외시킨 것이다. 가계소득 속에 포함되는 항목은 근로소득, 사업 및 부업소득, 기타소득(이자 및 배당금, 임대료, 사회보장수혜, 수증 및 보조, 기타) 등이며 1992년 평균자료에 의할 때 이 중 근로소득이 근로자가계의 경우 85.3%를 차지한다.

않았다는 점이다.

다. 추정결과

이상의 자료로 식 (8)을 회귀분석한 결과가 <표 6>과 <표 7>이다. 우선 결정계수가 상대적으로 높고 대부분의 추정계수의 통계적 유의성이 높은 <표 6>의  $\ln Y_3$ ,  $\ln Y_6$ 식, <표 7>의  $\ln Y_3$ ,  $\ln Y_6$ 을 중심으로 새로운 발견사실들을 정리해 보면 다음과 같다.

첫째, 전체적으로 근로자가계의 연령-수입곡선의 기울기가 1987년에 비하여 1990년에 약간 하락하였다는 점이 발견된다. 曹尤鉉(1990)도 지적하고 있는 바와 같이 이는 아마 보다 젊은층의 壓力과 要求가 더 효과적으로 반영되었다고 볼 수 있는 격렬한 노사분규 시기를 거치는 동안 생산직 근로자집단 내부에서도 長期勤續誘因이 많이 약화되었다는 증거로 이해할 수 있다.

둘째, 가구주학력과 가구원 중 취업자수 차이를 통제하였음에도 불구하고 자영업주더미 P와 상호작용항 P·A의 추정계수가 모두 陽이면서 통계적으로도 유의한 점으로 미루어 볼 때, 연령-수입곡선에서 자영업주가계의 가계소득이 근로자가계의 그것보다 일단 높은 수준에서 출발하며 또 그 기울기도 근로자가계의 그것보다 더 가파르다는 결론을 얻을 수 있다. 또한 생산직 근로자가계와 자영업주가계 사이에는 그 기울기 격차가 훨씬 더 크다는 사실도 알 수 있다. 이는 자영업주의 연령-수입곡선과 비교할 때 근로자의 근속유인이 뚜렷하게 약하다는 사실, 나아가서 생산직근로자의 근속유인은 상대적으로 더 미약하다는 사실을 보여주는 분명한 증거이다. 그리고 이러한 우리나라 노동시장 사정은 E.P. Lazear and R.L. Moore(1984)의 미국 연구결과와 완전히 상반되는 모습을 보여주는 셈이며 이는 앞으로 이 분야에서의 연구과제가 될 수 있는 중요한 한 가지 발견이기도 하다. 한편 1987년에 비하여 1990년에는 자영업주가계와 근로자가계, 자영업주가계와 생산직 근로자가계 사이의 연령-수입곡선 기울기 격차가 약간 줄어들기는 하였으나 전체적인 모습에는 별다른 차이가 없다는 점도 특기할 만하다. 이러한 점은 생산직 근로자가계에 대비시켜 자영업주의 PVI를 계산한 <표 8>에서도 잘 알 수 있다.

<표 8> 자영업주의 PVI 추정결과

	1987			1990		
	r = 0.085	r = 0.1	r = 0.12	r = 0.085	r = 0.1	r = 0.12
$\ln Y_3$ 식	8.937	7.596	6.278	7.497	6.448	5.404
$\ln Y_6$ 식	9.413	7.978	6.571	7.697	6.561	5.442

주 : 계산방법은 <표 5>의 경우와 동일하며 표의 수치는  $M_0$ 의 배수를 의미함.

셋째, 근로자가계의 가구주학력이 高學歷이 될수록 연령-수입곡선의 기울기가 가파라진다는 점이 나타난다. 그렇지만 생산직근로자의 경우는 이 효과가 다소 축소된다. 자영업주가계의 경우에는 고학력의 연령-수입곡선 기울기 증가효과가 약간 위축된다는 사실이 발견된다. 이러한 사실은 자영업주의 경우에는 피고용근로자에 비하여 學歷의 소득증가 효과가 다소 약화되리라는 직관과 정합성을 가진다. 그리고 1990년에는 1987년에 비하여 전체적으로 이 고학력이 연령-수입곡선의 기울기를 증가시키는 효과가 전반적으로 더 강화되었다는 점도 새로운 발견이다.

## V. 政策課題와 結論

최근 우리 경제에서 현저하게 나타나고 있는 제조업부문 또는 생산직부문으로의 노동공급 감소는 앞에서의 여러 가지 실증분석 증거들을 종합하여 판단하건대, 이 부문의 勞動力 誘因이 就業誘因과 勤續誘因의 양면에서 모두 상대적으로 약하기 때문이라고 할 수 있다.

이론적인 산업재해 보상적 임금구조를 현실의 임금구조와 비교하고 그 차이를 분석해 본 결과 광공업보다는 비광공업에 종사하는 근로자들, 나아가서 서비스산업에 종사하는 근로자들에게는 상당한 수준의 賃金프리미엄이 제공되고 있을 가능성이 높아 광공업부문에의 취업유인이 상대적으로 약함을 확인할 수 있었다.

성, 연령, 노조가입여부, 사업체규모, 학력 등을 엄격하게 통제할 때에 금융·보험·부동산 및 사업서비스업을 제외하고는 비광공업부문의 연령-수입단면의 기울기가 모두 광공업의 그것보다 통계적으로 유의하게 높고, 운수·창고·통신업을 제외하고는 PVI<sub>i</sub>가 모두 상당한 크기의 陽의 값을 가져 광공업부문은 勤續誘因면에서도 상대적으로 뚜렷하게 취약하다고 말할 수 있었다. 직종별로도 서비스직을 제외하고는 모든 직종의 PVI<sub>i</sub>가 매우 큰 陽의 값을 가져 생산직종(생산 및 관련직 종사자, 운수장비운전자 및 단순노무자 직종)의 근속유인이 매우 약하다는 것을 잘 알 수 있었다.

뿐만 아니라 도시 근로자가계와 자영업주가계의 연령-수입곡선 추정결과에 따를 때에도 자영업주가계의 가계소득이 근로자가계의 그것보다 일단 높은 수준에서 출발하며 또 그 기울기도 생산직 근로자가계의 그것보다 더 가파라서(따라서 자영업주가계의 PVI가 큰 陽의 값을 가지므로) 생산직근로자의 근속유인이 상대적으로 크게 미약하다는 사실을 발견하였다.

이러한 실증분석의 결과는 결국 무엇을 의미하는가? 우리가 제조업부문이나 생산직종부문이 국민경제적으로 보다 생산적인 부문이고 또 이 부문에 종사하는 노동이 보다 생산적

인 노동이라는 점에 동의할 수 있다면 그렇게 약한 노동력유인을 좀더 제고시켜 이 부문으로의 노동력공급이 확대되도록 하는 것이 國民經濟의 지속적 發展과 成長潛在力을 증대시키는 데 보다 도움을 줄 것이다. 그렇지만 우리의 실증분석 결과는 최근의 우리나라 노동시장의 유인체계가 이와 정반대의 방향으로 구조화되어 있음을 잘 보여주는 것이라 하지 않을 수 없다. 과거처럼 노동력의 초과공급이 일반적으로 존재하는 상황에서는 특별한 유인체계없이도 노동공급은 당연히 고도성장이 유지되는 부문(제조업부문)으로 집중될 것이다. 그러나 최근과 같이 노동시장이 팽박해지고 勞動力輸入까지 확대되는 상황에서는 보다 생산적이고 또 陽의 外部效果가 큰 부문으로 좀더 고급 질의 노동력을 유인할 수 있는 사회적 유인체계의 구조화가 그 어느 때보다도 절실히 필요하다. 따라서 정책과제는 이 부문의 노동유인을 증대시키자면, 즉 효과적인 사회적 유인체계를 구축하자면 어떻게 해야 하는가 하는 문제로 집약된다.

좀더 현실성이 있는 정책대안을 제시하기 위해서는 세분류 산업별로 밀착된 분석이 선행되어야 하겠지만 이는 차후의 연구과제로 미루기로 하고 전체적인 정책방향에 대해서만 언급한다면 그것은 대체로 다음과 같이 정리될 수 있다.

첫째는, 근로자들의 의식이 근로의욕을 약화시키는 쪽으로 이동하여 가는 경향을 수정할 수 있는 정책이 필요하다. 경제성장과 소득증가에 따른 자연적인 근로의욕의 변화는 주어진 여건으로 받아들일 수밖에 없는 측면도 가지고 있다. 그러나 이미 언급한 바 있듯이 제조업부문 종사자나 숙련기능을 갖춘 노동자, 봉급생활자 등을 포함하여 보다 생산적인 부문에서 근로소득을 수령하는 주체들보다 소비성 서비스업부문 종사자나 자본이득 등 非勤勞所得을 획득하는 주체들에게 결과적으로 더 높은 보상이 주어지고 계층상승의 기회도 더 쉽게 주어진다는 사실이 현실에게 성립하는 하나의 강고한 사회체제로 인식되기에 이르면 이것이 개인의 근로의욕에도 중요한 영향을 미칠 것이다. 따라서 우선 노동력에 대한 生産的인 社會的 誘因體系를 확립하는 것이 중요한 정책과제로 되어야 할 것이다. 아울러서 경제내 보다 생산적인 부문에 종사하는 노동력에 대한 정부차원의 여러 가지 정책적인 지원(내집마련 지원, 군복무기간의 단축, 양질의 탁아시설 보급 및 확충 등)도 충분한 타당성을 가지게 된다.

둘째, 국제경쟁이나 경제의 여타 부문에 대한 파급효과가 우려되어 제조업 생산직근로자에 대한 급격하고 파격적인 임금인상이 어려운 경우라면 서비스산업이나 자영업주에 대한 公正課稅로 제조업부문의 기업경영여건을 상대적으로 개선시켜야 할 것이다. 소비성 서비스업부문의 지나친 임금인상은 억제되어야 하겠지만 이에 대한 정책의 직접적인 개입은 용이하지도 않고 효과적이지도 않을 것이다. 무엇보다도 稅率의 전반적인 재조정과 아울러 서비스업부문 및 자영업주부문에서의 세원누락과 탈세를 막는 데 많은 노력이 기울여져야 한다. 이미 살펴본 대로 서비스산업의 특성이 상대적으로 높은 이윤을 제공할 수도 있지만



공정하고 철저한 과세는 제조업부문의 생산직근로자 임금에 비하여 보다 높은 임금을 지불할 수 있는 이 부문의 여력을 줄일 것이다.

셋째, 뿐만 아니라 당연한 결론으로서 서비스업부문에 과감하게 경쟁요인을 도입하고 생산성 향상 역시 시급하게 추구하여 적어도 서비스업부문이 광공업부문에 대한 일종의 부담요인으로 작용할 정도가 되는 일은 막아야 할 것으로 판단된다. 더욱이 최근 서비스업부문에서의 시장개방도 급속하게 진행되고 있으므로 서비스업부문의 생산성 향상 요구는 이러한 추세에 대한 효과적인 대응수단이 될 것이다.

넷째, 특히 제조업부문에서의 下厚上薄의 賃金引上論理는 앞으로 再考되어야 한다. 최근에는 노동조합이 앞장서서 하후상박의 임금인상을 요구하고 있으나 그동안 정부 역시 알게 모르게 임금인상을 억제하면서 또 하후상박적인 임금인상을 유도하는 임금가이드라인 정책을 펴온 것이 사실이다. 그런데 이와 같은 임금가이드라인 정책이 강력한 효력을 발휘했던 부문은 주로 국제경쟁에 직접 노출되어 있는 제조업부문이었다고 할 수 있다. 서비스업부문은 몇몇 부문을 제외하고는 대부분 중소·영세사업체 형태로 운영되므로 사실상 임금가이드라인정책이 실효를 거둘 수 없기 때문이다. 이러한 과정이 계속 반복되어 온 결과 현재와 같은 임금구조가 형성되었다고 볼 수 있으므로 제조업 생산직근로자에게 취업유인 및 근속유인을 주기 위해서는 하후상박적 임금인상논리의 과감한 수정이 불가피하다는 판단인 것이다.

그런데 이때 하후상박적 임금인상의 수정이 잘못 하면 생산성과도 강한 관련없이 나이가 많아짐에 따라 자동적으로 임금이 상승하는 단순한 연공서열형 임금체계를 만들어낼 수 있다는 문제가 생긴다. 높은 숙련수준이 요구되지 않는 단순조립형 제조업부문에서는 장기근속을 강하게 유인하는 임금체계의 형성을 지나치게 강조할 수는 없다. 그렇지만 앞으로 우리나라의 제조업 생산기술이 고도화될수록 근로자들의 숙련기술수준의 전반적인 상승 역시 반드시 필요할 것이다. 한편 최근 우리나라 대기업에서는 근로자들의 離職이 감소하고 근속연수가 증가하는 추세도 나타나고 있다. 결국 이러한 시기에 적절한 임금정책 방향은 한편에서는 하후상박을 수정하여 장기근속을 강하게 유인하는 임금체계를 마련하면서 다른 한편으로는 연령과 근속이 높아질 때 임금과 지위도 따라서 자동적으로 높아지게 되어 있는 제도를 과감히 수정하여 연령 및 근속의 증가(그리고 임금의 상승)가 동시에 숙련기술수준의 비약적인 상승과 반드시 병행되도록 하는 여러 가지 효과적인 제도들을 마련하는 것이다. 日本 經濟企劃廳 總合企劃局(1987, pp.107~108)의 설명대로 日本에서의 연공서열형 임금체계가 활발한 기업내 現場訓練과 함께 구조화되어 있고 또 그 현장훈련에 대해서 강한 誘因 역시 제공할 수 있도록 운영된다는 점은 바로 우리가 주목해야 할 대목이라 할 수 있다.<sup>16)</sup>

16) 日本 經濟企劃廳 總合企劃局(1987, pp.107~108)에 따르면 日本에서의 年功序列型 賃金體系는 연령이

## 參 考 文 獻

- 노동부, 『직종별 임금실태조사보고서』 및 테이프자료, 1990.  
——, 『'91 産業災害分析』, 1992.  
통계청, 『도시가계연보』 및 테이프자료, 1987, 1990.  
韓國銀行, 『국민계정』, 1990.  
——, 『조사통계월보』, 1993. 10.  
ILO, *Yearbook of Labour Statistics*, 各年號.  
朴英凡, 『韓國의 産業災害 現況과 推移』, 한국노동연구원, 1991.  
裴震漢, 『雇傭保險實施에 對備한 勞動力 需給展望 및 職業訓練需要 分析』, 한국노동연구원, 1993.  
宋基昊, 『産業災害의 經濟學的 研究』, 서울大 경제학박사 학위논문, 1993.  
申九植·文素祥, 『1990年 産業聯關表로 본 우리 經濟의 構造』, 『조사통계월보』, 한국은행, 1993. 3.  
魚秀鳳, 『製造業 就業者減少와 勞動市場政策』, 『分期別 勞動動向分析』, 3/4분기, 한국노동연구원, 1990.  
이규인·이미경·최용순, 『우리나라의 勞動聯關構造分析』, 『조사통계월보』, 한국은행, 1993. 5.  
李宗勳, 『賃金프리미엄의 決定要因』, 한국개발연구원, 1992.  
李周浩, 『靑少年 雇傭問題와 教育·勞動對策』, 한국개발연구원, 1993. 11.  
曹尤鉉, 『'87, '88 노사분규가 勞動市場에 미친 영향과 勞使關係 정립에 던지는 함의』, 『勞動經濟論集』, 제13권, 韓國勞動經濟學會, 1990.  
——, 『경제력집중이 임금 및 임금구조에 미치는 영향 -제조업 표본사업체 사례연구-』, 『勞動經濟論集』, 제15권, 韓國勞動經濟學會, 1992.  
河泰根·吳東哲, 『우리 經濟의 서비스化 現況』, 『조사통계월보』, 한국은행, 1990. 4.  
經濟企劃廳 總合企劃局 編, 『職業構造變革期의 人材開發 -構造失業時代への處方箋-』, 大藏省 印刷局, 1987.

---

높아진다면 임금도 지위도 높아진다는 단순한 의미가 아니라 여기에 장기에 걸친 직업능력의 측정과 평가의 시스템이 구조화되어 있다는 의미를 가진다는 것이다. 따라서 평가의 대상이 되는 노동자의 범위가 극히 광범위하다는 것, 그리고 평가의 결과가 高年齡이 되어야 비로소 큰 차이를 만들어내고 청·장년기에는 그만큼 큰 차이를 보이지 않는다는 것, 이 때문에 많은 근로자들 사이에 계속적인 경쟁상태가 유지되고 이것이 現場訓練에의 인센티브로 작용하게 된다는 것이다.

- 野口悠紀雄, 『バブル經濟學』, 日本經濟新聞社, 1992(소정선 譯, 『거품경제』, 말길, 1993).
- 牧野 昇, 『製造業は永遠です』, 東洋經濟新報社, 1990(손세일 譯, 『製造業은 영원하다』, 청계 연구소, 1991).
- Baumol, W. J., "Macroeconomics of Unbalanced Growth: the Anatomy of Urban Crisis," *The American Economic Review*, vol.57, no.2, June 1967.
- Brown, C., "Equalizing Differences in the Labor Market," *The Quarterly Journal of Economics*, vol.94, no.1, Feb. 1980.
- Dertouzos, M.L., R.K. Lester, and R.M. Solow, *Made in America: Regaining the Productive Edge*, MIT Press, 1989(신영수 譯 『메이드 인 아메리카』, 시사영어사, 1990).
- Ehrenberg, R.G. and R.S. Smith, *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*, 4th ed., Harper Collins, 1991.
- Fuchs, V., "The Service Economy," *NBER*, Columbia University Press, 1968.
- Holmstrom, B., "The Provision of Services in a Market Economy," in Robert P.Inman, (1985).
- Inman, R.P.(ed.), *Managing the Service Economy*, Cambridge University Press, (1985).
- \_\_\_\_\_, "Introduction and Overview," in Robert P.Inman, (1985).
- Kendrick, J.W., "Measurement of Output and Productivity in the Service Sector," in Robert P.Inman, (1985).
- Kravis, I.B., "Services in World Transactions," in Robert P.Inman, (1985).
- Lazear, E.P. and R. Moore, "Incentives, Productivity and Labor Contracts," *The Quarterly Journal of Economics*, vol.99, 1984, pp.275~296.
- Leveson, I., "Services in the U.S.Economy," in Robert P.Inman, (1985).
- Malcomson, J.M., "Unemployment and the Efficiency Wage Hypothesis," *Economic Journal*, vol.91, 1981, pp.848~866.
- \_\_\_\_\_, "Work Incentives, Hierarchy and Internal Labor Market," *Journal of Political Economy*, vol.92, 1984, pp.486~507.
- Marx, K., *Capital*, vol. I, Penguin Books, 1976.
- Reder, M.W., "Wage Differentials: Theory and Measurement," in *NBER*, Aspects of Labor Economics, Princeton, 1962.
- Ricardo, D., *On the Principles of Political Economy and Taxation*(ed.by P.Sraffa and M.H.Dobb), Cambridge University Press, 1951.
- Rosen, S., "The Theory of Equalizing Differences," in O.Ashenfelter and R.Layard(eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol.1, 1986.
- Saxonhouse, G.R., "Services in the Japanese Economy," in Robert P.Inman, (1985).

Summers, R., "Services in the International Economy," in Robert P. Inman, (1985).

Weiss, A., "Job Queues and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages," *Journal of Political Economy*, vol.88, 1980, pp.526~538.

Wonnacott, R.J. and T. H. Wonnacott, *Econometrics*, 2nd ed., John Wiley & Sons, 1979.