學歷別 相對的 賃金隔差의 變化와 原因分析

崔 康 植*

논 문 초 록 :

본 연구의 목적은 1980년대 중반 이후 한국 노동시장에서 학력별·경력별 상대적 임금격차의 변화 추세를 살펴보고, 이러한 변화를 가져온 요인에 대해 노동시장의 수요공급모형을 이용하여 실증적으로 분석하는 데 있다. 1980년대 중반 이후 한국 노동시장에 있어 學歷間·經歷間 相對的 賃金은 큰 변화를 보여 왔다. 변화의 주요 특징을 보면 우선 학력간 임금격차는 해가 갈수록 줄어들고 있으나 이러한 현상은 청년층에서 두드러지고 있으며 중장년층에서는 큰 변화가 없거나 오히려 증가하는 경향이 있다. 또한 학력간 임금격차가 감소하고 있기는 하지만 교육의 한계수익률을 추정해 보면 여전히 고학력일수록 높은 한계수익률을 보이고 있어 선진국과 비교하면 고학력이 상대적으로 매우 높은 임금을 받고 있는 것으로 나타났다. 학력간 임금격차의 감소현상 특히 청년층의 학력간 임금격차 감소현상은 주로 1980년대 이후 급속한 고학력화로 인한 대졸자들의 공급증가에 기인한 것으로 볼 수 있다. 그러나 고학력자의 대폭 증가에도 불구하고 要素間 代替彈力性의 추정결과를 다른 선진국과 비교해 보면 여전히 고학력자에 대한 수요가 높은 것으로 나타났다. 그 이유는 생산물 수요변화가 고학력자를 더 수요하는 방향으로 바뀐 점도 있지만 기술의 비중립적 진보에 의한 요인이 더 큰 것으로 추측된다. 이같은 실증적 결과들은 향후 한국의 산업구조가 첨단기술산업 위주로 변화되는 과정에서 고급인력의 수요는 여전히 지속될 것이라는 것을 의미한다.

핵심주제어: 상대적 임금격차, 기술진보, 요소간 대체탄력성
경제학문헌목록 주제분류: J3

Ⅰ. 序 論

1980년대 중반 이후 한국 노동시장에 있어 學歷別·年齡別 相對的 賃金은 큰

* 한국노동연구원 연구위원

** 본 논문은 한국노동연구원의 연구보고서 『기술진보와 노동시장의 변화』의 내용 중 핵심적인 부분을 발췌하여 재정리한 것이다. 본 논문을 자세히 읽고 많은 조언을 해 주신 한국노동연구원의 유경준 박사, 어수봉 박사, 과학기술정책관리연구소의 고상원 박사 및 익명의 심사위원들께 감사드린다. 그러나 이 논문의 모든 오류는 필자에게 있음을 밝혀 둔다.

변화를 보여 왔다. 상대적 임금의 변화 특징을 보면 우선 학력간 임금격차는 해가 갈수록 줄어들고 있다는 점이다. 특히 대졸자와 고졸자간의 상대임금이 감소함에 따라 일각에서는 고학력화 현상으로 인한 대졸 인력의 초과공급을 우려하기도 한다. 그러나 학력간 임금격차는 청년층의 경우 급격히 감소하고 있으나 중장년층에서는 큰 변화가 없거나 오히려 증가하는 경향이 있다.

또한 학력간 임금격차가 감소하고 있기는 하지만 교육의 한계수익률을 추정해 보면 여전히 고학력일수록 높은 한계수익률을 보이고 있어 아직까지 선진국과 비교하면 고학력이 상대적으로 매우 높은 임금을 받고 있는 것으로 나타났다.

이같은 상대적 임금격차의 변화에 영향을 미치는 요인은 여러 가지가 있을 수 있다. 우선 노동공급측 요인을 본다면 1980년대 초반에 실시된 대학교육의 개혁으로 인해 대학의 정원이 급격하게 상승하였고, 이와 더불어 국민들의 교육수준이 전반적으로 상승하는 고학력화 현상을 보이고 있다. 또한 여성노동력의 경제활동 참가가 아직 선진국의 수준에는 미치지 못하고 있으나 꾸준한 증가세를 보이고 있으며, 이와 더불어 고령인구의 노동공급 또한 빠르게 증가하고 있는 추세이다. 노동공급에 있어서의 급격한 고학력화 현상은 학력간 상대적 임금격차의 감소에 큰 영향을 미친 것으로 보인다.

노동공급에 있어 급격한 고학력화 현상에도 불구하고 아직까지 선진국과 비교해 볼 때 학력간 임금격차가 여전히 높다는 것은 고학력자들을 지속적으로 수요하는 노동수요측의 요인이 있었다는 것을 뜻한다. 노동수요의 변화요인으로는 생산물시장의 수요변화에 의한 요인과 기술의 진보에 의한 요인을 들 수 있다. 한국의 경제는 종전의 노동집약적산업에서 자본집약적 산업으로, 그리고 이제는 첨단기술산업 위주로의 구조고도화 과정에 있다. 이같은 산업구조의 고도화와 기술의 진보는 고학력·고기능자의 수요를 지속적으로 증대시킬 것이다. 따라서 상대적 임금격차의 변화를 설명하기 위해서는 단순히 노동공급측 요인뿐만 아니라 기술진보, 산업구조의 변화 등으로 야기되는 노동수요측의 분석 역시 필수적이라고 하겠다.[1)]

본 연구의 목적은 1980년대 이후 한국노동시장에서 학력별·연령별 상대적 임금격차의 변화 추세를 살펴보고, 이러한 변화를 가져온 요인에 대해 노동시장의 수요공급모형을 이용하여 실증적으로 분석하는 데 있다. 본 연구의 구성은 먼저 제 II 절에서 인구집단별 상대적 임금의 변화추세를 살펴보고, 제 III 절에서

인구집단별 상대적 임금의 변화추세를 살펴보고, 제 III 절에서는 노동시장의 수요공급모형을 설정하여 상대적 임금변화 추세를 노동공급측 요인과 노동수요측 요인으로 구분하여 분석한다. 제 IV 절에서는 기술진보와 고학력자의 수요간에 상관관계를 분석하고 마지막 절에 결론을 제시한다.

II. 相對的 賃金의 變化趨勢

1. 平生賃金曲線

1980년대 중반 이후 학력별·성별·연령별 상대적 임금의 변화를 살펴보기 위해서는 임금연령곡선(age-earnings profiles)을 분석할 필요가 있다. 따라서, 본 연구에서는 근로자들을 성별(남, 여), 학력별(중졸 이하, 고졸, 전문대졸, 대졸), 연령별(9개 집단)로 모두 72개의 집단으로 나누어서 각 집단의 시간당 평균임금을 구하였다.[2)]

집단간 상대적인 임금변화를 살펴보기 위해서 시간당 평균실질임금의 對數値를 구하여 〈부표 1〉에 표시하였다. 〈부표 1〉에 따르면 학력간 임금격차는 모든 학교급별에 걸쳐서 해마다 줄어들고 있는 것으로 나타났다. 그러나 학력간 임금격차의 감소는 주로 청년층에서 일어나는 현상이며, 연령이 높을수록 학력

1) 노동시장적 요인 이외에도 1980년대 중반 이후 급격히 증가한 노사분규, 이와 관련된 기업의 임금지불능력 등 노동시장 외적 요인의 영향도 있을 수 있다. 특히 기업규모간 임금격차 확대현상 등을 설명할 때에 이러한 요인들이 중요한 변수로 작용할 것이다. 그러나 본 연구의 초점은 학력별·경력별 상대적 임금의 변화분석에 초점이 맞추어져 있으며, 노동시장외적 요인이 학력 및 경력집단간에 상이한 영향을 미칠 경우에만 그 효과에 대해 제 III 절에서 설명하고 있다.

2) 임금에 관한 자료는 매년 노동부에서 조사하고 있는 『직종별 임금조사』의 원테이프를 이용하여 계산되었다. 『직종별 임금조사』 자료를 이용할 때 주의할 점은 표본집단 자체가 기업규모간에 있어 무작위로 추출된 표본(random sample)이 아니라는 점이다. 구체적으로 보면 표본에 추출된 근로자 중 대기업에 종사하고 있는 근로자들의 비율은 실제 모집단에서 이들이 차지하는 비율보다 더 크게 나타나는 반면, 보다 규모가 작은 기업에 종사하고 있는 근로자들의 비율은 모집단보다 작게 나타난다. 만약 기업규모간 임금격차가 전혀 존재하지 않는다면 이것이 큰 문제가 없으나 실제로는 기업규모간 임금격차가 매우 크게 나타난다. 따라서 이와 같은 choice-based sample의 문제를 해결하기 위해서는 올바른 가중치를 가지고 표본을 다시 추출하는 방법밖에 없다. 다행히 『직종별 임금조사』에는 근로자들의 倍率을 나타내 주는 자료가 있으므로 본 보고서에서는 이 배율을 이용하여 재표본추출을 함으로써 이 문제를 해결하였다. 재표본추출을 하는 구체적인 절차는 崔康植(1997)을 참조.

간 임금격차는 큰 변화를 보이지 않거나, 경우에 따라서는 더 커지는 현상마저 보이고 있다.

이같은 현상은 특히 대졸자와 고졸자의 임금격차를 살펴보면 분명해진다. 이를 자세히 보기 위해서 〈부표 1〉에서 고졸집단과 대졸집단의 실질임금 대수치를 뽑은 것이 〈표 1〉과 〈그림 1〉에 나타나 있다.

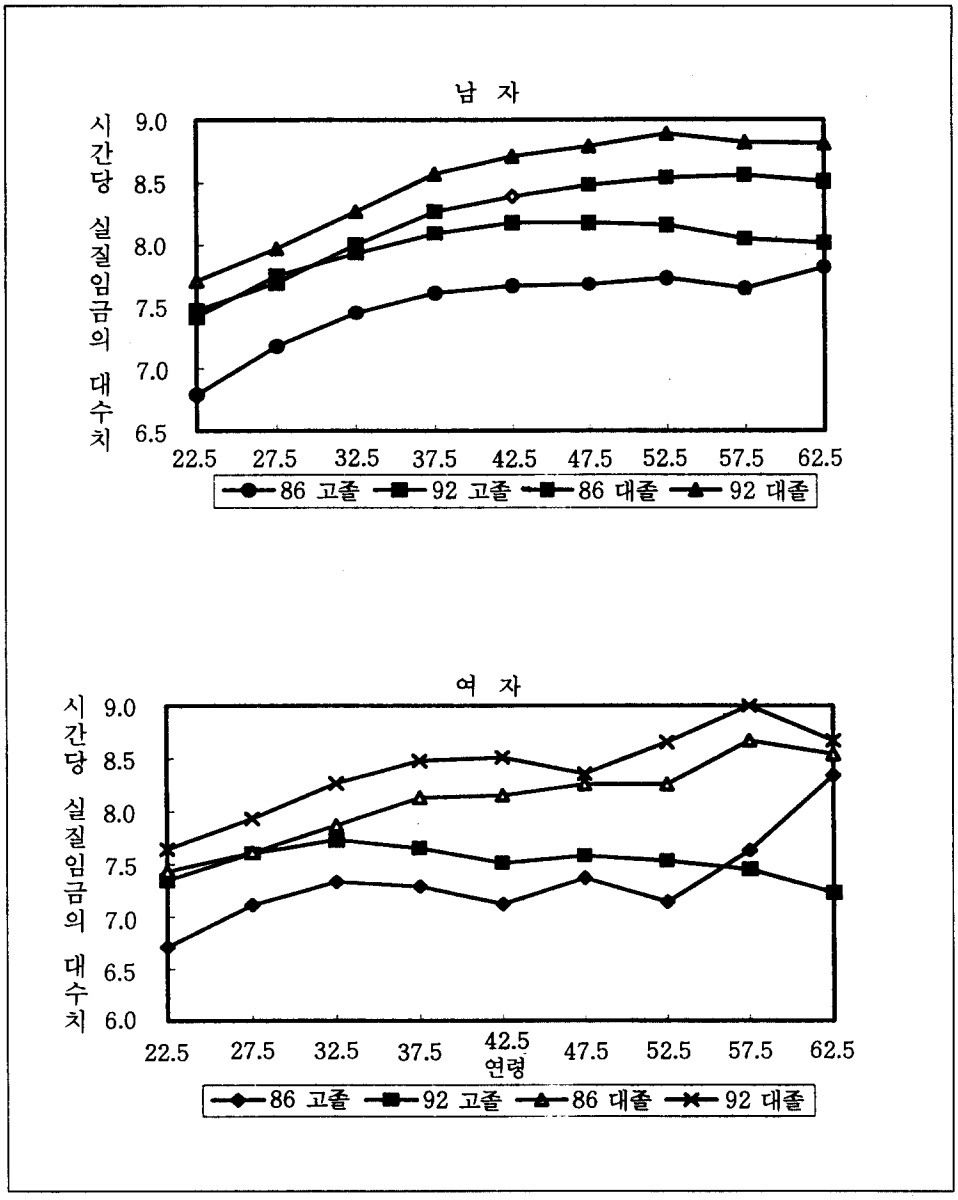
먼저 〈표 1〉에 나타난 남자의 경우를 보면 대졸과 고졸 사이의 상대적 임금(임금의 對數値)의 차이는 1986년보다 1992년에 더 적음을 알 수 있다. 그러나 상대적 임금격차의 감소는 주로 청년층에서 심하게 일어나고 있으며, 연령이 증가할수록 임금격차는 감소한다기보다는 그대로이거나 오히려 증가하고 있다.

1986년의 경우 25세 미만 고졸자의 시간당 실질임금 대수치는 6.79이고 대졸자의 시간당 실질임금 대수치는 7.47로서 그 격차가 무려 0.68이나 된다. 그러나 1992년에 같은 연령층의 고졸자 실질임금 대수치는 7.42로 늘어난 반면

〈표 1〉 학력별·연령별 시간당 실질임금 대수치 격차(1986, 1992)

	고 졸		대 졸		대졸-고졸	
	1986	1992	1986	1992	1986	1992
			男 子			
25세 미만	6.79	7.42	7.47	7.71	0.68	0.29
25≤연령<30	7.18	7.75	7.69	7.97	0.51	0.22
30≤연령<35	7.45	7.93	8.00	8.27	0.55	0.34
35≤연령<40	7.61	8.09	8.27	8.57	0.66	0.48
40≤연령<45	7.67	8.18	8.39	8.71	0.72	0.53
45≤연령<50	7.68	8.18	8.48	8.79	0.80	0.61
50≤연령<55	7.73	8.16	8.54	8.89	0.81	0.73
55≤연령<60	7.65	8.05	8.56	8.82	0.91	0.77
60세 이상	7.82	8.02	8.51	8.81	0.69	0.79
			女 子			
25세 미만	6.71	7.35	7.43	7.64	0.72	0.29
25≤연령<30	7.11	7.60	7.61	7.93	0.50	0.33
30≤연령<35	7.33	7.73	7.87	8.27	0.54	0.54
35≤연령<40	7.29	7.65	8.13	8.48	0.84	0.83
40≤연령<45	7.12	7.51	8.15	8.51	1.03	1.00
45≤연령<50	7.37	7.58	8.26	8.36	0.89	0.78
50≤연령<55	7.14	7.53	8.26	8.65	1.12	1.12
55≤연령<60	7.63	7.45	8.67	9.00	1.04	1.55
60세 이상	8.34	7.23	8.54	8.67	0.20	1.44

〈그림 1〉 실질임금의 대수치 변화 추세



대졸자는 7.71로서 그 차이가 0.29로 급격히 감소하였다. 이러한 학력간 임금격차의 감소현상은 그러나 연령이 증가할수록 약하게 나타나고 있다. 남자 45~50세 연령층의 학력간 임금격차를 보면 1986년 고졸의 경우 실질임금 대수치가 7.68이었고 대졸인 경우는 같은 연령에 8.48이어서 그 차이가 0.8이었으나

1992년에 고졸의 경우 8.18, 대졸은 8.79로 0.61의 차이를 보여 학력간 임금격차가 심하게 감소하고 있지는 않다. 60세 이상인 고령의 경우 1986년에 고졸이 7.82, 대졸이 8.51로 0.69의 차이가 있었으나, 1992년에는 고졸과 대졸의 시간당 실질임금 대수치가 각각 8.02와 8.81로 그 격차가 오히려 증가하였다.

이러한 추세는 여자의 경우도 비슷하게 나타나고 있다. 그러나 여성의 경우 30대 초반에 노동시장에서 대부분 퇴출하거나, 퇴출 후 다시 진입하는 등 남자와는 상당히 다른 양상이므로 해석상 주의를 요한다. 여자 25세 미만의 경우 1986년에 0.54이던 것이 1992년에도 거의 비슷한 수준을 나타내고 있다. 60세 이상의 고연령층에서는 고졸과 대졸간 임금격차가 오히려 증가하여 1986년에 0.2에 불과하다가 1992년에는 1.44로 늘어났다.

학력간 임금격차가 이처럼 해마다 변하는 원인에 대해서는 노동의 공급과 노동의 수요, 제도적 요인 등이 있겠으나, 주로 청년층의 학력간 임금격차가 급격히 줄어들고 있는 것은 노동공급요인에 크게 기인한다고 보여진다.

2. 學歷·經歷間 賃金隔差

앞서 살펴본 학력별·성별·연령별 임금구조의 변화는 이들 변수간 상관관계로 인해 정확한 학력간 임금격차와 경력간 임금격차를 파악하기 힘들다. 따라서, 이를 좀더 정확하게 보기 위해서는 임금함수의 추정이 필요하다. 임금함수의 추정에는 설명변수에 학력수준과 경력변수가 포함된 전형적인 Mincer (1974)류의 임금함수를 추정하였고 추정결과는 〈부표 2〉에 나타나 있다.[3]

〈부표 2〉에서 추정된 임금함수의 각 係數값이 〈표 2〉에 나타나 있다. 먼저 학력간 임금격차를 시간의 흐름에 따라 살펴보면 앞서의 결과와 비슷하게 거의 전 학교급별에 있어서 학력간 임금격차가 감소하고 있음을 알 수 있다. 남자의 경우 임금함수에서 고졸더미의 계수가 1986년에 0.42이던 것이 감소하여

3) 학력간 임금격차를 학교급별로 파악하기 위해서 교육연수 대신 학력수준의 더미(dummy) 변수를 사용하였다. '경력'변수는 실제 노동시장의 경력을 파악할 수 없으므로 '연령-교육연수-7'로 변환하여 사용되었다. 앞서와 마찬가지로 여성의 경우 결혼과 출산을 전후하여 일시적 또는 영구적으로 경제활동에 참가하지 않거나, 다시 경제활동에 참가한다고 해도 이전의 경력과 무관하게 새로운 직업을 갖는 경우가 많으므로 '경력'변수의 해석에 있어 주의를 요한다.

1992년에는 0.30으로 줄어들었고, 대졸인 경우는 계수가 1986년에 1.22이던 것이 1992년에는 0.85로 고졸보다 더 큰 감소를 보였다.

여자인 경우는 임금함수에서 고졸더미의 계수가 1986년에 0.47에서 1989년에 0.37로 줄어들었다가 1992년에는 다시 0.39로 증가하였다. 여성 전문대졸의 경우와 대졸의 경우는 남자와 비슷하게 큰 폭으로 감소하였다. 즉, 1986년에 임금함수에서의 전문대졸 더미는 0.97, 대졸 더미는 1.37이었으나 1992년에는 각각 0.62, 0.98로 대폭 감소하였다.

다음으로는 임금함수에서 추정된 계수를 이용하여 학교급별간 한계투자수익률을 구하였다.[4] 한계투자수익률은 우선 학교급별간의 한계투자수익률을 구한

〈표 2〉 임금함수의 추정을 통한 학력간 임금격차

	1986	1989	1992
	남 자		
학력더미의 係數			
고졸	0.42	0.34	0.30
전문대졸	0.73	0.57	0.51
대졸	1.22	0.99	0.85
교육의 한계수익률			
고등학교	0.09	0.08	0.07
전문대	0.16	0.11	0.10
대학	0.20	0.16	0.14
	여 자		
학력더미의 係數			
고졸	0.47	0.37	0.39
전문대졸	0.97	0.67	0.62
대졸	1.37	1.02	0.98
교육의 한계수익률			
고등학교	0.10	0.08	0.09
전문대	0.25	0.15	0.11
대학	0.22	0.16	0.15

4) 교육의 투자수익률을 구할 때에는 교육투자를 통한 수익과 교육투자에 소요되는 직접비용 및 간접비용인 기회비용을 모두 고려하여야 한다. 그러나 일반적으로는 기회비용만을 고려하여 내부수익률을 구하는 방법을 사용하고 있다. 그 이유는 첫째, 총비용 중에서 기회비용이 차지하는 비중이 훨씬 크다고 알려져 있으며, 둘째 직접비용의 경우 개인마다 큰 차이가 나는 등 정확한 추산이 어렵기 때문이다. 하지만 한국과 같이 높은 사교육비 등이 지출되는 상황에서는 직접비용의 지출이 투자수익률에 영향을 줄 것으로 보이므로 여기서 구한 투자수익률의 해석에는 주의를 요한다.

후 이를 해당 학교의 과정을 이수하는 데 소요되는 교육연수로 나누어 교육 1년의 투자에 대한 한계수익률을 구하였다.[5] 〈표 2〉에 나타난 한계수익률의 추세를 보면, 첫째로 앞서의 결과와 마찬가지로 교육수익률이 전학교급별에 걸쳐 감소하고 있으며, 이 같은 현상은 고학력일수록 심하여 (전문)대학의 한계수익률은 크게 감소하였다. 둘째로는 학력간 임금격차가 줄어들고 있음에도 불구하고 여전히 교육의 한계수익률은 고학력일수록 높다는 점이다. 이 같은 현상은 선진국들과 비교해 볼 때 매우 특이한 현상이다. 일반적으로 모든 투자는 규모가 커질수록 수익률이 체감하는 현상을 보이고, 선진국의 경우 교육에 대한 투자도 예외가 아니어서 학력이 높을수록 고임금을 받기는 하나 학력간 임금격차는 고학력으로 갈수록 줄어든다(Psacaropoulos and Woodhall, 1985).

그러나 한국의 경우 〈표 2〉에 나타난 결과에 의하면 교육의 평균수익률뿐만 아니라 한계수익률마저도 학력이 높을수록 높게 나타나고 있다. 예를 들면, 1986년에 고등학교 교육에 대한 한계투자수익률은 남자인 경우 0.09인 반면 전문대의 경우 0.16, 대학인 경우 0.20으로 증가하고 있다. 물론 이같은 격차는 1992년에 가서 고등학교가 0.07, 전문대 0.10, 대학이 0.14로 감소하고는 있으나 여전히 고학력이면 한계수익률이 높은 것으로 나타난다.

여자의 경우도 남자와 거의 비슷한 추세를 보이고 있으나 한가지 특이할 만한 점은 여자의 경우 전문대학의 교육투자수익률이다. 1986년에 전문대학의 한계투자수익률은 0.25로서 고등학교의 0.10보다 높을뿐만 아니라 심지어 대학교의 한계수익률인 0.22보다 높게 나타났다. 그러나 이 수익률은 급격히 감소하기 시작하여 1992년에는 무려 0.11로 감소하여 고등학교의 한계투자수익률과 거의 비슷하게 되었다.

학교급별간 한계투자수익률이 시간에 따라 감소하고는 있으나 여전히 고학력일수록 높게 나타난다는 것은 매우 중요한 시사점을 가지고 있다. 이는 한국의 노동시장에서 고학력자의 공급이 급속하게 늘어나서 고학력의 상대적인 임금이

5) 한계투자수익률을 구하는 방법을 보면, 우선 1986년 고등학교의 경우를 예를 들면 다음과 같이 구할 수 있다. (고졸 더미의 계수－고등학교 이하 더미의 계수)/(고등학교까지의 평균교육연수－고등학교 이하까지의 평균교육연수)＝(0.42－0)/(12－7.5)＝0.09. 대학교의 경우는 비교집단이 고등학교가 될 수도 있고 또 2년제 전문대학이 될 수도 있으므로 두가지 경우 모두를 계산할 수 있으나 여기서는 비교집단이 고등학교인 경우만을 계산하였다. 1986년의 예를 들면 고등학교와 비교한 대학 1년의 한계수익률은 (대졸 더미의 계수－고졸 더미의 계수)/(대학교까지의 평균교육연수－고등학교까지의 평균교육연수)＝(1.22－0.42)/(16－12)＝0.20이 된다.

감소하고 있기는 하지만 고학력자에 대한 수요 역시 여전히 크다는 것을 뜻한다. 따라서, 한국 노동시장의 변화와 임금의 추세변화를 설명하는 데 있어서는 노동공급 측면뿐만 아니라 노동수요 측면의 분석이 불가피하다는 것을 알 수 있다.

3. 賃金-經歷曲線의 推定

다음으로 학력간 임금격차가 경력에 따라서 어떻게 변화하는가를 분석하기 위해서 학력별로 임금-경력곡선(experience-earnings profiles)을 추정하였다. 학력별 임금-경력곡선을 추정하기 위해서 피설명변수는 종전과 마찬가지로 시간당 임금이 사용되었고, 설명변수로는 '경력'과 '경력의 제곱'항 등이 사용되었다. 추정된 각 변수의 계수값을 이용하여 경력곡선의 기울기와 근로자들의 임금이 일생 중 가장 높은 시점의 경력연수(peak years)를 계산하였다. 추정결과는 〈부표 3〉에 나타나 있는데, 여기서는 분석의 편의상 고등학교 졸업자와 전문대졸, 그리고 대학졸업자의 경우만이 〈표 3〉에 나타나 있다.

먼저 고졸자들의 경력곡선 기울기를 보면 1986년에 경력이 5년인 경우 그 기울기가 0.07이었으나 1992년에는 0.06으로 감소하였다. 이 같은 감소는 경력이 10년인 경우도 마찬가지이나 그 이상의 경력을 지닌 경우는 거의 변화가 없었다. 이처럼 경력곡선의 기울기가 감소한 것과 동시에 최고의 임금을 받는 경력연수도 27.7년에서 26.2년으로 감소함으로써 고졸자의 경우 연령에 따른 임금증가가 해마다 감소하는 추세를 보이고 있다. 여자의 경우도 이러한 감소추세는 마찬가지이나 젊은 연령층에 있어서 감소폭이 매우 크다는 것이다. 여자 고졸자의 경우 경력 5년인 경우 1986년에 경력곡선 기울기가 0.06이던 것이 1992년에는 0.02로 급감하였고 경력 10년인 경우도 0.04에서 0.01로 감소하여 임금곡선이 경력에 따라 매우 완만해졌음을 보여 주고 있다.

전문대졸인 경우는 남녀간에 약간 다른 양상을 보여 주고 있다. 남자의 경우 1986년과 1992년을 비교해 보면 경력연수에 상관없이 거의 변화가 없으나 여자인 경우는 짧은 경력을 가진 집단에서는 기울기가 감소하고 있다. 대학의 경우는 고등학교 졸업자와 달리 남녀 모두 그 기울기가 증가하고 있는 추세이다. 이는 특히 경력이 많은 집단에서 두드러지게 나타나는데 남자의 경우 경력이 10년인 경우 1986년에 그 기울기가 0.05에서 1992년에 0.06으로 경력이 20

〈표 3〉 경력곡선 기울기의 변화(1983-1992)

	고 졸		전문대졸		대 졸	
	1986	1992	1986	1992	1986	1992
			男 子			
경력= 5	0.07	0.06	0.07	0.07	0.07	0 07
경력=10	0.05	0.04	0.06	0.05	0.05	0.06
경력=20	0.02	0.02	0.02	0.02	0.02	0.03
경력=40	−0.04	−0.04	−0.04	−0.04	−0.03	−0.03
Peak Years	27.7	26.2	26.8	27.2	28.8	29.6
			女 子			
경력= 5	0.06	0.02	0.07	0.06	0.06	0.06
경력=10	0.04	0.01	0.05	0.04	0.04	0.05
경력=20	0.006	0.005	0.02	0.005	0.01	0.02
경력=40	−0.06	−0.01	−0.05	−0.07	−0.05	−0.05
Peak Years	21.7	25.6	24.4	21.5	24.4	25.2

년인 경우에 기울기가 0.02에서 0.03으로 증가하였다. 여자인 경우도 젊은 층에서는 큰 변화가 없으나 경력이 10년 또는 20년인 경우 임금곡선의 기울기가 증가하고 있다. 이것은 대졸자의 경우 경력에 따른 임금증가폭이 고졸자들과는 달리 오히려 늘어나고 있다는 뜻이다.

지금까지의 상대임금의 구조변화를 종합해 보면 다음과 같다. 첫째로 학력간 임금격차는 해가 갈수록 줄어들고 있다. 둘째로 학력간 임금격차는 청년층의 경우 급격히 감소하고 있으나 중장년층에서는 큰 변화가 없거나 오히려 증가하는 경향이 있다. 셋째, 학력간 임금격차가 감소하고 있으나 교육의 한계수익률을 보면 여전히 고학력일수록 높게 나타나 아직까지 선진국과 비교하면 고학력이 상대적으로 매우 높은 임금을 받고 있다. 넷째, 임금구조 변화에서 여성 전문대졸의 경우 특히 심하게 임금수준이 떨어지고 있다.

이와 같은 학력간·연령간 임금구조의 변화는 1980년대 이후의 급격한 고학력화와 관련하여 노동공급측 요인이 매우 큰 것으로 보이나, 인구집단별로 세분하여 분석해 본 결과 한국의 노동시장에서는 여전히 고학력에 대한 수요가 큰 것으로 나타나고 있다. 그러므로 집단간 상대임금의 변화원인을 분석하는 데 있어서는 노동공급과 노동수요 양측을 모두 분석하는 것이 필요하다.

III. 勞動市場의 需要·供給模型

1. 勞動供給의 변화

1980년대 이후의 노동공급 측면에서의 주요 변화는 인구증가율의 감소, 고령화, 여성경제활동 참가의 증가 등을 들 수 있다. 그러나 가장 특징적인 변화는 1980년대 초반 이후 급속히 증가한 대학정원으로 인한 고학력화 현상이다. 고학력화 현상은 비단 대학교육에만 국한된 것이 아니라 모든 학교급별에 있어 취학률의 증가를 가져왔고, 궁극적으로는 취업자들의 학력수준을 크게 높였다. 〈표 4〉에 나타난 각급학교 취학률의 추세를 보면, 초등학교의 경우는 이미 1970년대에 취학률이 100%에 달하고 있으며, 중학교의 경우 1980년에 95.1%, 1985년에는 100%에 도달해서 큰 변동이 없다. 반면 고등학교의 경우는 취학률이 매우 빠른 속도로 증가하여 남자의 경우 1975년에 41.0%이던 취학률은 1980년에 무려 63.5%로 증가하였고, 1985년에는 79.5%, 그리고 1992년에는 89.2%에 도달하였다. 그러나 학교급별로 가장 급격한 변화를 보이고 있는 곳은 대학교육이어서 대학취학률은 1975년에 남자의 경우 7.1%,

〈표 4〉 각급 학교 취학률

	초등학교		중 학 교		고등학교		대학 이상	
	남	여	남	여	남	여	남	여
1975	107.8	105.3	72.0	63.1	41.0	32.5	7.1	4.0
1980	102.9	103.7	95.1	92.5	63.5	56.2	11.8	5.8
1981	103.4	103.8	96.9	95.3	68.6	61.2	15.0	7.6
1982	103.7	104.1	95.4	94.5	70.5	63.5	17.9	9.5
1983	102.7	101.8	96.0	95.1	77.9	71.9	20.5	11.6
1984	101.4	101.7	97.5	96.9	79.2	74.3	23.1	13.5
1985	99.9	100.1	100.1	99.6	79.5	75.5	25.0	14.8
1990	102.5	103.2	96.9	97.0	87.6	85.0	27.6	17.3
1992	101.5	102.1	97.0	97.4	89.2	87.9	29.6	19.4

주: 여기서 취학률은 순취학률(net enrollment rate: 해당 연령의 인구 중 취학한 인구/해당연령인구)이 아니라 조취학률(gross enrollment rate: 취학한 인구/해당 연령인구)이기 때문에 취학연령이 초과하여 입학한 경우를 포함하면 100%를 초과할 수 있음.

자료: 교육개발원(1992).

여자의 경우 4.0%에 불과하였으나 1980년에 행해진 교육개혁으로 1981년의 대학취학률은 남자의 경우 15%, 여자의 경우 7.6%로 급증하게 되었다. 이러한 증가는 지속되어 1990년에 대학취학률은 남자의 경우 27.6%, 여자의 경우 17.3%까지 증가하였고, 이러한 추세는 향후에도 지속될 전망이다.

이처럼 고학력화 현상과 더불어 증가한 대학입학생수로 인하여 1986년 이후부터 노동시장에는 신규 대졸자들이 대량공급되기 시작하였다. 〈표 5〉에 따르면 대졸자 중 취업자의 수가 1985년부터 급격히 증가하였고, 증가추세는 1990년대까지 지속되고 있다. 또한 1986년에서 1990년 사이에는 군입대자수 역시 증가하였는데 이들이 1980년대 말과 1990년대 초에 노동시장에 진입함에 따라 청년층 대졸자의 공급이 크게 늘어났다. 이같은 변화는 노동시장 전체의 학력구성비 역시 변화시켰다. 노동시장에서의 학력별 및 연령별 취업자수의 변화를 살펴보기 위해 본 보고서에서는 경제기획원에서 조사한 『고용구조조사보고서』의 原조사테이프를 이용하였다.[6]

〈표 6〉에 계산되어 있는 학력별 취업자구성을 보면 고학력화의 영향으로 중졸이하의 취업비중이 남녀 모두 감소하였다.[7] 남자인 경우 1986년에 중졸이하 취

〈표 5〉 대학졸업자의 진로 및 취업상황

	졸업자	취업자	진학자	군입대자	무직 및 미상
1980	49,735	28,349	6,088	4,796	10,502
1985	118,584	48,552	12,278	12,163	44,591
1986	137,848	51,667	11,165	13,543	62,473
1987	149,582	60,718	10,838	12,991	65,035
1988	161,983	70,732	11,937	10,261	69,053
1989	166,845	76,594	12,877	8,862	68,512
1990	165,916	79,975	12,782	7,830	65,329
1991	175,586	90,780	13,784	7,135	63,887
1992	178,631	91,438	14,040	6,897	66,256
1996	184,212	101,911	19,329	3,831	59,141

자료: 교육부, 『교육통계편람』, 1990, 1996.

6) 『고용구조조사』는 국가의 인력 및 고용정책의 기초자료로 활용하기 위하여 每 3年 단위로 전국의 15세 이상 인구를 대상으로 각 개인의 경제활동상태를 조사하는 가구조사이다. 다른 모든 노동통계들이 10인 이상 혹은 5인 이상의 사업체 노동자들만을 대상으로 하는 반면 이 조사는 전국을 대상으로 하는 가구조사이기 때문에 노동시장 전체의 정보를 파악할 수 있는 장점이 있다. 단지 조사가 每 3年 단위로 진행되고 1차조사가 1983년에 시작하여 현재 1992년까지의 자료밖에 이용할 수 없다는 단점이 있다.

업자가 남자 취업자의 48.9%를 차지하였으나 1992년에는 36.4%로 줄어들었다.

여자인 경우도 이와 비슷하여 1986년에 여자 전체 취업자의 71.0%가 중졸 이하의 학력이었으나 1992년에 그 비중은 56.5%로 줄어들었다. 반면 고졸 이상의 취업자수는 남녀 모두 증가하였다. 상대적으로 볼 때 가장 높은 폭으로 증가한 집단은 역시 대졸자로서 특히 여성의 경우가 상대적으로 가장 큰 증가를 보였다. 1986년에 여성 취업자 중 대졸자의 비중은 3.4%인 약 19만 3천 명이었으나 1992년에는 두 배가 넘는 44만 9천 명으로 여성 취업자의 11.9%를 차지하였다. 동시에 전문대졸 여성의 취업비중도 급속히 증가하여 1986년에 약 13만 2천 명이던 전문대졸 여성 취업자수는 1992년에 약 28만 9천 명으로 증가하여 전체 여성 취업자의 4.3%를 차지하였다.

연령별로 보면 남자인 경우 30세 미만인 청년층은 경우 취업자수가 감소하고 있고 중고령층의 연령에서는 취업자수가 증가하는 것으로 나타났다(〈표 7〉 참조). 여성인 경우는 모든 연령에서 취업자수가 증가하고 있으나 연령이 많아질수록 증가폭도 커지고 있다.

〈표 6〉 학력별 취업자구성의 변화추세

(단위: 천 명)

교육수준	취업자수					
	1986		1989		1992	
	남	여	남	여	남	여
중졸 이하	4,811	3,982	4,790	4,181	4,151	3,783
	(48.9)	(41.0)	(44.8)	(65.2)	(36.4)	(56.5)
고 졸	3,493	1,303	4,269	1,809	4,637	2,180
	(35.5)	(23.2)	(39.9)	(28.2)	(40.7)	(32.5)
전문대졸	410	132	525	170	678	289
	(4.2)	(2.4)	(4.9)	(2.7)	(5.9)	(4.3)
대 졸	1,122	193	1,106	250	1,930	449
	(11.4)	(3.4)	(10.3)	(3.9)	(16.9)	(11.9)
계	9,836	5,610	10,690	6,410	11,396	6,701

자료: 경제기획원, 『고용구조조사』 原테이프에서 계산.

7) 임금변화의 분석과 마찬가지로 학력·성·연령별로 전체 취업자집단을 72개의 소규모 인구집단으로 나누어 각 집단의 연도별 취업자수를 구한 것이 〈부표 4〉에 나타나 있다.

〈표 7〉 연령별 취업자 구성의 변화추세

(단위: 천 명)

연 령	취 업 자 수					
	1986		1989		1992	
	남	여	남	여	남	여
25세 미만	853	1,181	814	1,214	759	1,223
25≤연령<30	1,767	689	1,725	758	1,559	730
30≤연령<35	1,734	641	1,939	782	2,064	803
35≤연령<40	1,367	632	1,467	731	1,790	870
40≤연령<45	1,143	610	1,236	687	1,418	737
45≤연령<50	1,072	625	1,162	724	1,134	640
50≤연령<55	802	518	992	621	1,063	632
55≤연령<60	502	366	647	452	783	497
60세 이상	594	349	709	441	826	571

자료: 〈표 6〉과 동일.

그러나 이러한 추세는 학력별로 상당히 차이가 난다. 30세 미만의 중졸 이하 취업자수는 〈부표 4〉에 나타난 것처럼 남녀 모두 급속히 감소하고 있다. 반면 고졸·전문대졸·대졸인 경우는 청년층에서조차 취업자수가 급격히 늘어나고 있다. 중년층인 30세 이상에서 50세 미만의 집단에서도 비슷한 추세를 보여 중졸 이하의 학력에서는 남녀 공히 취업자수가 줄어들고 있는 추세이나, 고졸 이상에서는 취업자수가 늘어나고 있다. 하지만 그 변동폭은 청년층에 비하면 적은 규모이다. 50세 이상의 고령층에서는 중졸 이하를 포함하여 모든 연령층에서 취업자수가 증가하고 있으나 고학력일수록 증가폭이 크게 나타나고 있다. 이같은 취업자수의 변화를 종합해 보면 다음과 같다. 우선, 남녀 공히 중졸 이하의 청년층에서 취업자수가 급격히 감소하였다. 이는 인구구조의 변화와 더불어 고학력화로 인해 이 집단에 속하는 경제활동인구가 줄어든 데 기인한다고 볼 수 있다. 중졸 이하의 나머지 연령층과 고졸 이상의 모든 연령층에서는 취업자의 숫자가 늘어났다. 특히 대졸 고령자의 경우 상대적인 증가폭이 가장 큰 것으로 나타났는데, 이는 고학력화와 더불어 고령자층이 경제활동참가율이 높아졌기 때문으로 보인다.

2. 勞動需要의 변화

노동공급의 변화뿐만 아니라 노동수요 역시 큰 변화를 보이고 있다. 노동수요

는 일반적인 상품수요와는 달리 생산물수요에서 비롯되는 파생수요(derived demand)이므로 생산물에 대한 수요가 변화하면 노동의 수요도 변화하게 된다. 이뿐만 아니라 생산함수 자체의 변화, 즉 기술의 진보가 생기면 노동의 수요도 따라서 변화하게 된다.

1980년대 중반 이후 산업구조의 변화로 인하여 각 산업간의 취업비중이 어떻게 변화하였는가가 〈표 8〉에 나타나 있다. 특징적인 변화는 농림어업의 취업비중이 1986년에 28.2%에서 1992년 20.8%로 급격히 감소하고 있으며, 제조업의 경우 1986년에 23.3%에서 1992년에 22.8%로 미세하게 감소하고 있다. 반면 서비스업의 경우 전반적으로 상승하고 있다. 이같은 산업별 고용비중의 변화추세는 생산물수요의 변화(산업별 GDP 비중의 변화)에 의한 것과 기술진보에 따른 노동의 절감효과에 기인하는 것으로 볼 수 있다.

산업간 고용구조의 변화는 그러나 전체 노동집단에 대한 수요의 변화이다. 본 연구에서 분석하고자 하는 노동수요의 변화는 인구집단별 변화를 의미하기 때문에 생산물수요의 변화나 기술진보 등이 모든 인구집단의 노동수요에 동일하게 영향을 미치는 소위 중립적인 효과보다는 개별집단별로 상이하게 영향을 미치는 비중립적인 효과의 분석이 중요하다.

그런데 노동수요의 변화를 집단별로 측정하는 데 가장 큰 애로사항은 노동공급의 변화와는 달리 임금과 고용통계에서 노동수요의 변화를 직접 측정할 수 없

〈표 8〉 산업구조의 변화와 취업구조의 변화

(단위: %)

산 업	1986		1992	
	GDP 비중	취업자수	GDP 비중	취업자수
농림어업	13.0	28.2	8.1	20.8
광 업	0.9	0.8	0.5	0.4
제조업	27.1	23.3	29.2	22.8
건설업	1.9	0.4	2.2	0.4
전기·수도·가스	9.5	6.4	11.5	8.1
도소매·음식·숙박	12.8	20.4	12.8	23.2
운수·창고	6.3	4.8	7.1	4.9
금융·보험	12.9	3.5	16.2	6.3
사회 및 개인서비스	3.5	12.3	3.6	13.2

주: GDP는 1990년 불변가격 기준임.
자료: 통계청(1986, 1992).

다는 것이다. 따라서, 본 연구에서는 노동시장의 수요공급모형을 설정하고 여기에 필요한 가정을 도입하여 인구집단별 노동수요의 변화를 측정하겠다.

3. 勞動市場의 需要·供給模型

우선 노동의 수요함수를 도출하기 위하여 J개의 산업과 I개의 異質的인 인구집단(heterogeneous labor group)으로 구분하여 다음과 같은 CES 생산함수를 가정한다(Bound and Johnson, 1992).

$$Y_j = a[\Sigma (b_{ij}N_{ij})^{(\sigma-1)/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)}. \tag{1}$$

여기서 Y_j는 j번째 산업의 산출량, N_{ij}는 j산업에 고용되어 있는 i번째 인구집단의 고용량을 나타낸다. a_j는 j산업에 대한 중립적 기술진보와 자본집약도를 나타내는 지수이며, b_{ij}는 j산업에서 i번째 인구집단의 수요에 영향을 미치는 기술진보를 나타내는 지수이다. σ는 생산요소(N_i) 간의 대체탄력성을 나타내는 것으로 추정의 단순화를 위하여 모든 산업에서 일정하다고 가정한다.

먼저 생산물수요와 가격에 대해 살펴보자. 다른 산업(예를 들어, l 산업)의 생산물수요에 대한 j산업 생산물의 상대적 수요는 다음과 같다고 가정한다.

$$\frac{Y_j}{Y_l} = \theta_j P_j^{-\varepsilon}, \quad j \neq i. \tag{2}$$

여기서 P_j는 Y_j의 가격과 비교한 Y_j의 상대가격이고, θ_i는 소비자들의 선호 및 기타 요인을 나타내는 지수이며, ε은 산출물에 대한 가격탄력성이다.

각 산업에서의 이윤극대화조건을 구하기 위해 라그랑지안(Lagrangian) 함수의 1차조건을 구하면 아래와 같다.

$$W_i = P_j \frac{\partial Y_j}{\partial N_{ij}}$$

$$= P_j \cdot a_j^{(1-1/\sigma)} \cdot b_{ij}^{(1-1/\sigma)} (Y_j / N_{ij})^{1/\sigma}. \quad (3)$$

이제 각 개별인구집단의 노동수요인 N_i를 도출하기 위해 모든 인구집단의 노동공급은 외생적으로 결정되고, 또한 J개의 산업에 걸쳐서 완전고용이 된다고 가정한다. Bound and Johnson(1992)과 Katz and Murphy(1992) 등은 미국의 노동시장분석에서 이러한 가정을 도입하였다. 이러한 가정이 과연 타당한가를 살펴볼 필요가 있다. 우선 인구집단별 특성에서 성별·연령별 분류는 확실히 외생적인 변수이다. 따라서, 외생적 변수에 의해 분류된 인구집단의 노동공급이 외생적이라는 데는 큰 문제가 없다. 그러나 학력의 경우는 학력간 임금격차가 커질수록 상급학교에 진학하려는 숫자가 많아진다. 따라서, 이같은 가정은 그 타당성이 떨어진다. 한국의 노동시장에 이러한 가정이 타당한가를 보면, 한국에서는 대학의 정원이 최근까지 교육부에 의해 엄격하게 제한되어 왔었으므로 학력간 임금격차가 아무리 크다고 해도 대학에 진학할 수 있는 사람의 숫자는 제한되어 왔다. 따라서, 학력별 인구집단의 노동공급은 학력간 상대임금에 의해 결정된 것이 아니라 외생적인 요인에 의해 결정되었다고 볼 수 있다.

이같은 가정에서 다음의 식이 도출된다.

$$N_i = \Sigma_j N_{ij}. \quad (4)$$

이상의 식에서 인구집단 i의 노동수요($=N_i^d$)를 도출하기 위해 먼저 식 (3)을 재정리하여 N_{ij}^d를 구하면 다음과 같다.

$$N_{ij}^d = P_j a_j^{\sigma-1} b_{ij}^{\sigma-1} Y_j W_i^{-\sigma}.$$

생산물의 상대가격인 P_j를 식 (2)를 이용하여 제거하면

$$N_{ij}^d = [a_j^{\sigma-1} \cdot \theta_j^{\sigma/\varepsilon} Y_j^{(1-\sigma/\varepsilon)}] \cdot [b_{ij}^{\sigma-1} \cdot Y_l^{\sigma/\varepsilon} \cdot W_i^{-\sigma}]. \quad (5)$$

식 (5)를 자세히 분석해 보면 우선 j산업에서 인구집단 i에 대한 노동수요는 j산업 전체에 영향을 주는 a_j, θ_j, Y_j와 같은 부분과 j산업 전체가 아니라 j산업의 인구집단 i에 대해서만 영향을 주는 b_{ij}부분, 그리고 j산업뿐 아니라 인구집단 i전체에 영향을 주는 부분 등으로 나누어져 있다. 따라서, j산업에 영향을 주는 부분만을 따로 떼어내어서 x_j로 표시하면 다음과 같다.

$$x_j = a_j^{\sigma-1} \cdot \theta_j^{\sigma/\epsilon} \cdot Y_j^{(1-\sigma/\epsilon)},$$
$$N_{ij}^d = x_j \cdot b_{ij}^{\sigma-1} \cdot Y_l^{\sigma/\epsilon} W_i^{-\sigma}. \tag{6}$$

식 (6)에서 j산업의 생산물수요가 변화하여 생긴 부분만을 분리해서 인구집단 i에 준 영향을 구하면 다음과 같이 D_i로 표시할 수 있다.

$$D_i = \Sigma_j x_j (b_{ij}/b_i)^{\sigma-1}. \tag{7}$$

여기서 b_i는 i인구집단에 영향을 미치는 기술진보의 지수를 전산업에 걸쳐 평균한 값이다. 식 (3)과 식 (4)를 이용하여 전산업에 걸친 i집단의 노동수요를 구하면

$$N_i^d = D_i \cdot b_i^{(\sigma-1)} \cdot Y_l^{\sigma/\epsilon} \cdot W_i^{-\sigma} \tag{8}$$

식 (8)에서 D_i는 생산물의 수요변화(product demand shift)에 의한 영향이고, b_i는 기술진보로 인한 영향, 그리고 W_i는 임금변화에 따른 영향으로 구분된다.

앞서 가정한 대로 인구집단별 노동의 공급은 외생적이고 항상 완전고용을 이룩하므로 N_i^d는 바로 N_i가 된다. 본 보고서에서 분석하고자 하는 것은 인구집단별로의 상대적인 변화를 보고자 하는 것이므로 식 (8)을 이용해서 인구집단간의 상대적 임금을 도출하면 다음과 같다.

$$W_i/W_c=(b_i/b_c)^{(1-1/\sigma)}(D_i/D_c)^{1/\sigma}(N_i/N_c)^{-1/\sigma}.$$

여기서 i는 분석하고자 하는 집단이고, c는 비교기준이 되는 집단(reference group)을 뜻한다. 기준집단인 c의 임금 W_c에 영향을 미치는 요인이 일정하다고 두고 윗식을 미분하면 추정하고자 하는 식을 도출할 수 있다.

$$d(\ln W_i)=(1-1/\sigma)d(\ln b_i)+(1/\sigma)d(\ln D_i) \\ -(1-\sigma)d(\ln N_i). \qquad (9)$$

식 (9)는 결국 인구집단 i의 상대적 임금은 기술변화요인과 생산물수요 변화요인 등의 수요측면과 노동공급 변화에 의한 공급측면의 복합적 변화에 의해 영향을 받는다는 것을 알 수 있다. 그러나 식 (9)를 실제 추정하는 데 있어서는 문제가 있다. 임금의 변화와 공급측면의 변화($d(\ln N_i)$)를 측정하는 것은 고용통계자료를 이용하면 된다. 문제는 수요측면의 변화를 측정하는 것이다. 이 부분의 측정은 고용통계자료를 그대로 이용해서 구할 수가 없다. 따라서, 이용가능한 자료만으로 이 부분을 추정하기 위해서는 약간 다른 방법을 사용할 수밖에 없다. 주로 많이 이용되는 방법은 Freeman(1980), Murphy and Welch (1991), Katz and Murphy(1992) 등에 의해 사용된 人力需要의 固定係數(fixed coefficient manpower requirement)를 사용하는 것이다. 이것은 산업간의 고용(N_j)이 어떻게 변화하였는가를 이용하여 생산물수요변화(product demand shift)에 따른 인구집단별 노동수요를 구하는 방법이다. 즉, 인구집단별 노동수요의 변화를 $d(\ln D_i)$로 표시하면 이는 다음과 같이 구할 수 있다.

$$d(\ln D_i)=\Sigma_j d[\ln(N_j/N)]\phi_{ij}.$$

노동수요측 변화요인을 위와 같은 방법으로 추정하여도 식 (9)를 추정할 수 있는 충분한 자료를 확보한 것은 아니다. 왜냐 하면, 기술변화로 인해 특정 집단의 수요가 영향을 받는 부분인 b_i의 자료가 없기 때문이다. 이와 같은 문제는 비단 이 연구에서만의 제약이 아니라 성장회계방식 등을 이용한 모든 경제성장

의 실증분석에서도 비슷한 문제에 봉착하게 된다.

이 문제를 해결하는 차선책은 두 가지로 볼 수 있다. 하나는 기술진보에 따른 수요변화가 인구집단별로 미친 상대적 영향은 기간 I과 기간 II 사이에 동일하다고 가정하고 두 기간 사이의 fixed effect를 제거한 후 대체탄력성을 구하는 방법이다. 일단 대체탄력성(σ)을 구한 뒤에 각 기간별로 잔여분의 평균인 $d(\ln W_i)+(1/\sigma)d(\ln N_i)$를 이용하여 $(1-1/\sigma)b_i$를 구하여 기술효과를 측정하는 방법이다. 이것은 Bound and Johnson(1992)에 의해 시도된 방법이다. 그러나 이 방법을 사용하여 추정하려면 고용구조에 대한 통계가 연도별로 가능해야만 하는데 한국의 경우 인구집단별 고용자료가 이같은 분석을 하기에는 충분하지 못하다. 따라서, 일단 $(1-(1/\sigma))d(\ln b_i)$를 상수항으로 처리하여 개별 기간의 대체탄력성($=\sigma$)을 추정한 후에 이의 변화를 보는 수 밖에 없다. 그러기 위해서 식 (9)를 아래와 같이 다시 조정한 것이 식 (10)이 된다.

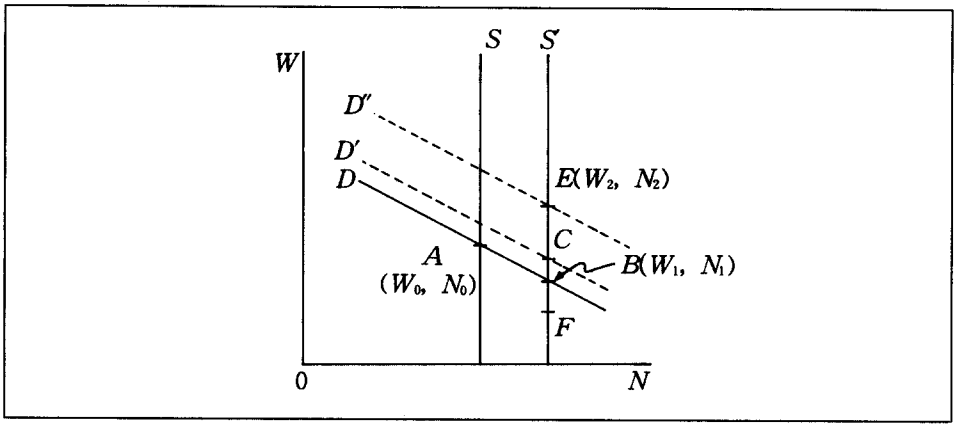
$$d(\ln W_i)=A-(1/\sigma)[d(\ln N_i)-d(\ln D_i)]+u_i. \tag{10}$$

4. 模型의 推定과 解釋

식 (10)의 추정은 두 기간, 즉 1986~1989년(기간 I)과 1989년 1992년(기간 II)으로 나누어서 각각 추정하였다. 추정에 사용된 임금자료는 〈부표 1〉을 이용하여 학력별·경력별·성별(72개 인구집단) 상대적 임금의 변화($=\Delta\ln(W_i/W)$)를 구한 것이 사용되었다. 여기서 W_i는 각 인구집단별 시간당 임금을 나타낸 것이고, W는 전체 인구집단의 평균임금을 나타내는 것이다. 인구집단별 상대적인 노동공급의 변화는 〈부표 4〉에 나타나 있는 학력별·연령별 취업자의 구성을 이용하여 $\Delta\ln(N_i/N)$를 구하였다. 인구집단별 상대적 노동수요의 변화는 '인력수요의 고정계수(fixed coefficient manpower requirement)'를 이용하여 생산물의 수요변화에 의해 변화된 부분만을 우선 추정식에 포함시켰다(〈부표 5〉 참조).

계산된 상대적 노동공급 및 수요의 변화를 보면 兩期間 모두에 걸쳐서 인구집단별 노동공급의 변화가 노동수요의 변화보다 확연히 크다. 이것은 이 기간중에

〈그림 2〉 고학력집단의 노동시장균형:
노동공급과 생산물수요변화에 따른 노동 수요변화



노동의 공급측면이 변화된 상대임금의 대부분을 설명하고 있음을 뜻한다. 따라서, 우선 상대적 노동수요는 불변이라고 가정하고 노동공급의 변화만을 보자. 논의의 단순화를 위하여 인구집단을 고학력집단과 저학력집단 둘로 구분하고 고학력집단의 노동시장균형을 살펴보면 〈그림 2〉와 같다. 여기서 임금(=W)과 고용(=N)은 상대적 임금과 고용수준을 나타내고 노동의 공급(=S)과 노동의 수요(=D) 역시 고학력집단에 대한 상대적 공급과 상대적 수요를 뜻한다.

고학력집단의 경우 1980년대 중반 이후 노동의 공급이 큰 폭으로 상승하였고 이러한 공급의 대규모 증가는 주로 외생적인 요인에 의한 것임을 살펴본 바 있다. 따라서, 노동시장의 균형은 노동수요가 변화하지 않는 상황에서는 최초 균형점인 A점에서 B점으로 이동하게 된다. 따라서, 이 집단의 상대적 임금은 W_0에서 W_1으로 하락하고 반면 고용은 N_0에서 N_1으로 증가하게 된다. 따라서, 노동시장의 요소간 대체탄력성(=σ)은 A점과 B점을 연결한 선인 D선의 기울기(=$(-1/\sigma)$)를 추정함으로써 얻을 수 있다. 이와 같이 측정된 식이 〈표 9〉에 나타나 있다.

이 추정결과에 따르면 노동수요곡선의 기울기는 기간 I 의 경우 −0.132이며, 기간 II에서는 −0.085로 나타났다. 이처럼 陰의 기울기를 갖는 것은 同期間 중에 고학력집단의 임금하락은 노동의 공급측 변화에 의해 주로 이루어졌다는 뜻이다. 만약 노동의 수요측 변화가 심하게 일어나서 〈그림 2〉에서 노동

〈표 9〉 要素間 代替彈力性 推定値: 공급요인만 고려

	기간 I (1986-1989년)	기간 II (1989-1992년)
대체탄력성의 역수($-1/\sigma$)	−0.132	−0.085
t	(0.133)	(0.068)
R^2	0.014	0.022

수요곡선이 D에서 D'으로 이동하였다면 새로운 균형점은 A에서 B로 이동하지 않고 A에서 E로 이동하게 될 것이다. 이같은 경우에는 고학력집단의 임금과 고용이 모두 증가하게 되고 우리가 추정한 식은 A점에서 E점을 연결한 선의 기울기가 될 것이므로 陽의 부호를 가지게 될 것이다.

그러나 노동수요곡선의 기울기가 陰의 부호를 갖는다고 해서 반드시 노동수요측의 외생적 변화요인이 전혀 없었다는 의미는 아니다. 노동수요의 외생적인 변화가 일어나도 그 영향이 노동공급측의 변화를 상쇄할 만큼 크지 않으면 노동수요곡선의 추정된 기울기는 여전히 陰의 기울기를 가질 것이다. 즉, 노동의 공급은 종전대로 S에서 S'으로 이동하고 노동의 수요가 D에서 D'으로 이동한다면 새로운 균형점은 A에서 C로 이동하게 될 것이다. 이같은 경우에는 고학력집단의 고용은 증가하나 임금은 감소하는 것으로 나타나게 되고, 따라서, 우리가 추정한 식은 A점에서 C점을 연결한 선의 기울기가 될 것이므로 陰의 부호를 가지게 될 것이다. 물론 노동의 수요가 매우 크게 증가하는 경우는 새로운 균형이 E점에서 결정되고 이 경우 고용과 임금은 모두 증가하게 될 것이다.

실제 우리가 분석하고 있는 1980년대 중반 이후부터 1990년대 초반까지의 기간에 한국 경제의 산업구조 변화 등으로 노동에 대한 수요가 변하였을 것이다. 따라서 우리가 추정하여야 할 식의 기울기는 원래 A점에서 B점을 잇는 선의 기울기여야 하나 실제 추정된 식은 A점과 C점, 혹은 A점과 E점(또는 F점)을 연결하는 식이므로 요소간 대체탄력성이 잘못 추정된 것이다. 이를 시정하기 위해 노동공급의 상대적 변화뿐만 아니라 생산물수요변화에 따른 노동수요의 상대적 변화를 모두 고려하여 식 (10)을 다시 추정하였다. 그 결과가 〈표 10〉에 나타나 있다. 우선 기간 I 과 기간 II, 兩期間에 걸쳐 수요곡선의 기울기가 陰의 값을 가짐으로써 이론상의 부호와 일치하고 있다. 그러나 기간 I 의 경우 노동공급의 변화만을 고려한 경우와 공급변화 및 노동수요변화를 모두 고려한 경우가 기울기에 있어 큰 차이가 있다. 특히 노동공급의 변화만을 고

〈표 10〉 要素間 代替彈力性 推定値: 공급 및 생산물수요 변화요인 고려

	기간 I (1986-1989년)	기간 II (1989-1992년)
대체탄력성의 역수($=-1/\sigma$)	−0.065	−0.088
t값	(0.136)	(0.068)
R^2	0.003	0.024

려하여 추정한 수요곡선의 기울기는 −0.132였으나 노동수요의 변화까지를 모두 고려한 경우는 기울기가 −0.065로 나타나서 同期間 중에 노동시장의 균형점은 〈그림 2〉에서 볼 때 A점에서 C점으로 이동한 것으로 볼 수 있다. 이것은 同期間 중에 고학력자들의 공급은 저학력자에 비해 상대적으로 약간 증가하였고, 동시에 생산물에 대한 수요변화 혹은 산업구조의 변화로 고학력자들의 상대적 수요 역시 약간 증가하였으나 그 크기가 크지 않아서 고학력집단의 임금은 감소한 것으로 나타났다.

기간 II의 경우는 상황이 다르다. 우선 노동공급의 변화만을 고려한 경우와 공급변화 및 노동수요변화를 모두 고려한 경우가 기울기에 있어 별 차이가 없게 나타났다. 또한 노동공급의 변화만을 고려하여 추정한 수요곡선의 기울기는 −0.085였으나 노동수요변화까지를 모두 고려한 경우는 기울기가 −0.088로 나타나서 同期間 중에 노동시장의 균형점은 〈그림 2〉의 A점에서 F점으로 이동한 것으로 볼 수 있다. 즉, 노동공급만을 고려한 경우 우리가 추정하였던 식은 A점과 F점을 연결한 선의 기울기($=-0.085$)였으나 원래 추정하여야 할 식은 A점과 B점을 연결한 선의 기울기($=-0.088$)임을 알 수 있다. 따라서, 이 기간에는 생산물에 대한 수요변화로 저학력자들에 비해 고학력자들에 대한 상대적 수요가 미세하게나마 감소하였음을 의미한다.[8]

지금까지의 분석은 그러나 노동공급의 상대적 변화, 생산물수요변화에 따른 노동수요의 상대적 변화만을 고려하여 이루어졌으며, 비중립적인 기술진보(factor non-neutral or factor biased technological change)에 따른 노동수요의 상대적 변화는 고려되지 않았다. 그러므로 실제 우리가 추정한 식은

8) 여기서 주의할 점은 동기간에 생산증가로 고학력집단의 수요가 감소하였다는 것이 아니라 생산물의 수요변화, 즉 저학력집단을 상대적으로 더 많이 수요로 하는 제품의 수요가 그렇지 않은 제품의 수요보다 상대적으로 증가하여, 저학력집단의 수요증가폭이 고학력집단의 수요증가폭보다 더 컸다는 것을 의미한다.

진정한 노동수요곡선이 아니다.

이것을 〈그림 3〉에서 좀더 자세히 살펴보겠다. 〈그림 3〉은 앞의 〈그림 2〉처럼 고학력집단의 노동시장균형을 나타내는 그림이다. 이 그림과 앞의 그림과의 차이는 우선 노동의 상대적 공급변화에 생산물수요변화에 따른 노동수요변화를 같이 포함시킨 것이다. 따라서, 노동공급곡선인 NS와 NS'의 변화는 단순히 노동공급의 변화만이 아니라 생산물수요변화로 인한 노동수요변화를 포함하고 있다.[9] 따라서, 이제 노동수요를 변화시킬 요인은 비중립적인 기술진보로 인하여 집단간 고용이 변화하는 부분만 남게 된다. 비중립적 기술진보가 일어나는 경우란 기술진보가 있을 때 종전보다 특정의 생산요소 사용비율이 더 많아지는(또는 더 적어지는) 경우를 말한다. 생산요소를 인적 자원의 축적 정도에 따라 고학력자와 저학력자로 구분할 경우 일반적으로 기술진보가 일어나면 고학력자의 수요가 늘어난다는 많은 실증결과들이 있다. 예를 들면, Bartel and Lichtenberg(1987)의 경우 공장에서 사용하는 기계의 수명을 이용하여 기술진보가 빠른 기업일수록 상대적으로 고학력인력을 더 많이 수요하고 있음을 보이고 있다. 또한 Berndt, Morrison, and Rosenblum(1992)의 경우 첨단장비 및 첨단자본을 많이 사용하는 산업일수록 고학력 노동자를 더 많이 고용한다는 것을 실증적으로 보이고 있으며, Krueger(1993)의 실증분석결과에 의하면 미국의 경우 직장에서 컴퓨터를 사용하는 사람이 컴퓨터를 사용하지 않았을 경우보다 10~15%의 임금을 더 많이 받은 것으로 나타났다. 따라서, 첨단장비나 자본, 특히 개인용 컴퓨터의 광범위한 보급으로 인해 고학력자의 수요가 상대적으로 더 늘어난 것으로 보여진다.

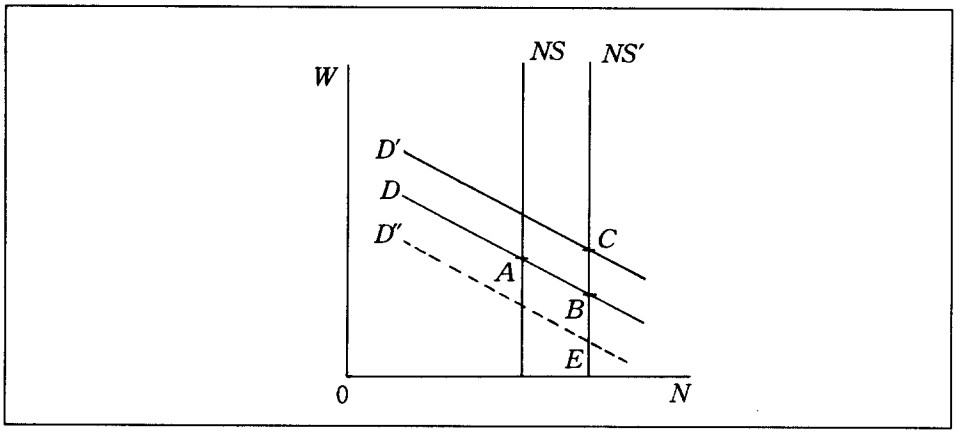
한국의 경우 비중립적 기술진보로 인하여 고학력집단의 노동수요가 상대적으로 증가하였다면 〈그림 3〉에서 균형점이 A에서 C로 이동할 것이다(만약 비

9) 앞의 〈그림 2〉가 식 (10)의 추정을 나타낸 것이라면 〈그림 3〉은 식 (9)의 추정을 나타낸 것이다. 원래 식 (9)를 추정하는 것이 올바른 추정이나 자료제약상 식 (10)을 추정함에 따른 편의를 〈그림 3〉에서 설명하기 위해서이다. 식 (9)를 재배열하면 다음과 같다. 즉,

$$d(\ln W_i)=(1-1/\sigma)d(\ln b_i)-(1/\sigma)d\{\ln(N_i/D_i)\}. \qquad (9)'$$

여기서 $-(1/\sigma)d\{\ln(N_i/D_i)\}$의 변화가 바로 노동의 상대적 공급변화에 생산물 수요변화에 따른 노동수요변화를 포함시킨 NS선의 이동을 뜻한다. 이 두 효과를 한꺼번에 묶을 수 있는 이유는 노동공급의 외생적 변화가 임금에 미치는 효과는 노동수요의 외생적 변화가 임금에 미치는 효과와 부호만 다를 뿐 절대크기는 같기 때문이다(Freeman(1975) 참조.)

〈그림 3〉 고학력집단의 노동시장균형 : 기술진보의 효과



중립적인 기술진보로 인하여 고학력집단의 노동수요가 감소하였다면 균형점은 E점으로 이동할 것이다). 따라서, 우리가 추정하여야 하는 노동수요곡선의 기기(즉, 요소간 대체탄력성의 역수)는 A점과 B점을 연결한 식이 된다. 그러나 실제 우리가 추정하여 〈표 8〉에 나타낸 기울기는 A점과 C점(또는 A점과 E점)을 연결한 식이다. 그러므로 비중립적 기술진보로 고학력자들의 노동수요가 상대적으로 증가(감소)하였다면 추정된 식(estimated equation)의 기울기는 올바른 식(true equation)의 기울기보다 그 절대치가 작게(크게) 나타난다.

이와 같이 기술진보의 비중립적 효과를 고려하여 올바른 식을 추정하려면 기술진보의 효과에 대한 구체적 자료가 필요하다. 그러나 기술진보의 효과에 대한 자료는 고용통계 등에서 바로 구할 수가 없다. 이에 대한 대안으로 Bound and Johnson(1992) 등은 기술진보의 비중립적 효과가 기간별로 동일하다고 가정하고 固定效果模型(fixed effect model)을 이용하여 요소간 대체탄력성을 구하고 있다. 본 연구에서는 그러나 이러한 방법을 채택할 수가 없는데, 그 이유는 假定의 타당성 여부를 떠나서 한국의 노동시장 및 고용에 관한 자료가 충분하지 못하기 때문이다. 따라서, 기술진보의 비중립적 효과에 따른 노동수요의 변화 정도를 정확하게 계산할 수는 없다. 그러나 기술진보로 인한 노동수요 변화의 방향이나 정도를 가늠하기 위한 한 가지 방법은 외국의 실증분석결과와 비교하여 보는 방법과 또 다른 방법은 기술진보의 효과를 직접 측정하여 앞서 설명한 대로 임금함수의 모형을 이용하여 분석하는 방법이다.

먼저 외국의 실증적 분석결과와 비교하여 보면 미국의 경우 요소간 대체탄력

성(=σ, 즉 노동수요곡선의 기울기의 역수)에 대해 상당히 많은 연구가 진행되어 왔다. 이 결과들에 의하면 요소간 대체탄력성 추정치가 대략 1.7 정도로 나타나고 있다(Hamermesh and Grant, 1979; Freeman, 1986; Bound and Johnson, 1992). 반면에 우리가 추정한 식의 요소간 대체탄력성은 기간 I의 경우 15.4이며, 기간 II의 경우 11.4로 미국의 경우보다 매우 크게 나타나고 있다. 다시 말하면 한국의 경우 고학력자집단의 노동공급이 상대적으로 큰 폭으로 상승하였음에도 불구하고 이 집단의 임금은 상대적으로 보았을 때 별로 감소하지 않은 반면에 미국의 경우는 고학력자집단의 노동공급이 약간만 늘어나도 그 집단의 상대적 임금은 큰 폭으로 감소하였다는 뜻이다. 이같은 비교에서는 물론 두 나라간의 노동시장 고용관행이나 고용의 유연성 차이, 노동조합의 영향력 등이 고려되어야 할 것이다.[10] 그러나 이처럼 한국의 고학력집단의 상대임금이 크게 감소하지 않은 것은 그만큼 고학력집단에 대한 노동수요가 존재하였다고 봐야 한다. 그렇다면 우리의 추정식에서 고려되지 않았던 기술진보의 비중립적 효과가 큰 요인이 될 수 있다.

Ⅳ. 非中立的 技術進步의 效果

기술진보가 고학력자들의 수요를 증가시켰는가를 노동의 수요공급모형으로 분석하기에는 자료의 한계가 있다는 점은 이미 지적이 되었다. 따라서, 기술진보에 관한 자료를 별도로 구하여서 다른 변수의 통제하에 산업별 대졸 취업자의 구성비중과 기술진보간에 회귀분석을 실시하여야 한다. 그러나 이같은 분석 역시 산업별 기술진보에 관한 자료의 제약으로 실시하기 힘들어서, 결국 본 연구에서는 기술진보와 고학력자들의 취업비중을 분석함으로써 간접적으로 기술진보와 고학력자 수요간의 관계를 살펴볼 수밖에 없다.

기술진보와 관련한 연구에서 가장 힘든 부분은 역시 산업별 기술진보를 어떻게 측정하여 수량화할 것인가 하는 점이다. 일반적으로 기술진보의 代變數로 가

10) 1980년대 후반에 들어서 한국의 노동시장에서 임금과 고용은 노사분규의 영향을 크게 받았었다. 그러나 본 연구에서 분석하고자 하는 바는 인구집단 전체에 영향을 미친 효과가 아니라 인구집단간에 상이하게 미친 효과를 분석하는 것이다. 따라서, 노사분규로 인해 임금과 고용이 특정 집단에게만 영향을 미칠 경우에만 본 연구의 결과가 바뀔 수 있다. 그런데 당시의 노사분규는 주로 고학력·전문직 집단보다는 저학력·생산직의 임금을 크게 상승시켰다. 따라서, 노사분규로 인한 노동수요의 변화까지 고려한다면 본 연구의 가설이 기각되는 것이 아니라 오히려 훨씬 더 잘 입증될 것이다.

장 많이 사용되고 있는 것은 산업별 연구개발자본(R&D stock)이다.[11] 따라서, 본 연구에서는 산업별 연구개발자본(R&D stock)을 당해 연도 매출액으로 나눈 비중을 연구개발집약도라고 定義하고 이 기술집약도를 산업별로 계산하여 기술수준의 대변수로 사용하였다.[12]

〈표 11〉에 나타난 산업별 연구개발집약도에 따른 학력별 고용상황을 보면, 남자의 경우 1986년에 연구개발집약도가 1보다 작은 산업에 고용된 근로자 중 대졸자의 비중은 10.0%였고, 반면 중졸 이하의 근로자 비중은 58.7%였다. 반면에 연구개발집약도가 1보다 큰 산업에 고용된 근로자 중 대졸자의 비중은 14.4%로서 연구개발집약도가 낮은 산업보다 대졸자의 비중이 높다. 그러나 이 산업에 종사하는 중졸 이하의 근로자 비중은 35.4%로서 연구개발집약도가 낮은 산업보다 저학력 근로자의 비중은 훨씬 낮다.

여자의 경우는 약간 상황이 다르다. 연구개발집약도가 1보다 큰 산업에서는 근로자의 59.6%가 중졸 이하인 반면 연구개발집약도가 1보다 작은 산업에서는 근로자의 79.0%나 중졸 이하이어서 대부분이 생산직 인력임을 알 수 있다. 그러나 대졸 여성인력의 경우 연구개발집약도가 낮은 산업에서 4.8%, 높은 산업에서 1.9%를 차지하여 남자의 경우와는 다르게 나타나고 있다.

1992년에 들어와서는 이러한 학력별 고용구조는 변화하였는데, 그 변화의 방향은 연구개발집약도가 높은 산업일수록 고학력 근로자들의 고용비중이 증가하는 것으로 나타났다. 남자의 경우 연구개발집약도가 1보다 작은 산업에서 대졸자의 취업비중은 1986년의 10.0%에서 불과 0.4% 포인트 증가한 10.4%에 불과하였으나 연구개발집약도가 1보다 큰 산업에서는 1986년의 14.4%에서 4.3% 포인트 증가한 18.7%를 보여 이 기간중에 증가한 대졸자의 대부분이 기술진보가 빠른 산업에 종사하고 있음을 알 수 있다.

---

11) 기술진보의 대변수로 이 밖에도 산업별 특허건수나 산업별 총요소생산성 등을 사용한다. 본 연구에서 산업별 총요소생산성을 사용하지 않은 이유는 이를 계산하기 위해 필요한 노동과 자본에 관련된 자료가 신빙성이 떨어지는 것뿐만 아니라, 대상기간에 따라 추정결과가 매우 불안정하게 나타나고 있으며, 기존 연구의 결과가 상이하게 나타났기 때문이다. 이밖에도 특허나 실용신안의 건수를 산업별로 구하여 이를 기술진보의 대변수로 사용하나, 이는 특허마다 기술진보의 정도가 심하게 차이가 나므로 단순히 특허건수만을 기술진보 대변수로 보기 힘든 점이 있다. 기술진보를 측정하는데 사용되는 代變數의 종류와 각각의 代變數가 가지는 장·단점에 대해서는 崔康植(1997)을 참조.

12) 산업별 연구개발자본(R&D stock)은 매년 지출된 연구개발비(R&D expenditure)를 10%의 할인율을 적용하여 구한 것이다. 자세한 설명은 崔康植(1997) 참조.

〈표 11〉 연구개발집약도와 학력별 취업현황

(단위: %)

		학 력				
	연구개발집약도	중 졸	고 졸	전문대졸	대 졸	전 체
		1986				
남 자	집약도<1	38.5	18.2	2.3	6.6	65.5
		58.7	27.7	3.6	10.0	100.0
	집약도≥1	12.1	15.3	1.8	4.9	34.1
		35.4	44.9	5.2	14.4	100.0
여 자	집약도<1	53.3	8.7	1.8	4.9	34.1
		79.0	12.8	5.2	14.4	100.0
	집약도≥1	19.4	12.0	0.5	0.6	32.5
		59.6	36.9	1.6	1.9	100.0
		1992				
남 자	집약도<1	7.4	5.7	0.6	1.6	15.5
		48.2	37.3	4.1	10.4	100.0
	집약도≥1	31.2	32.6	5.0	15.8	84.7
		36.9	38.5	6.0	18.7	100.0
여 자	집약도<1	1.3	1.2	0.1	0.1	2.7
		48.1	43.4	4.7	4.7	100.0
	집약도≥1	57.2	27.6	4.7	7.9	97.3
		58.8	28.4	4.8	8.1	100.0

자료: 崔康植(1997) 및 통계청, 『고용구조조사』, 각 연도에서 재계산.

여자의 경우 이러한 현상은 더욱 심하게 나타나고 있다. 연구개발집약도가 1보다 작은 산업에서 여자 대졸자의 취업비중은 1986년에 4.8%에서 오히려 0.1% 포인트 감소하여 1992년에 4.7%였으나 연구개발집약도가 1보다 큰 산업에서는 1986년에 1.9%에 불과하던 대졸자 비중이 무려 6.2% 포인트 증가하여 1992년에 8.1%를 기록하였다. 따라서, 기술진보가 빠른 산업일수록 고학력 취업자의 비중이 높으며, 동시에 고학력 취업비중이 증가하고 있음을 알 수 있다.

V. 結 論

지금까지 1980년대 중반 이후의 상대적 임금변화 원인을 살펴보기 위하여 노동수요·공급모형을 이용하여 노동의 공급측면과 수요측면의 변화를 모두 살펴보았다. 상대적 임금변화의 특징적 현상은 학력간 임금격차가 감소하고 있다

는 점이다. 이러한 현상이 두드러지게 나타나자 일부에서는 고학력자들의 공급이 지나치게 많다고 우려하고 있다. 이러한 우려는 급격한 고학력화 과정에서 대학교육의 질적 수준이 저하되고 있다는 점에서는 타당하다. 그러나 학력간 임금격차를 연령별로 더 자세히 살펴보면 학력간 임금격차의 감소는 중장년층에서가 아니라 청년층에서만 일어나고 있다는 점이다. 또한 학력간 임금격차가 감소하고 있긴 하지만 다른 선진국과는 달리 대학의 교육투자수익률은 여전히 하급학교의 투자수익률보다 높게 나타나고 있다. 이는 한국의 노동시장에서는 아직까지 고학력자에 대한 수요가 여전히 높다는 점을 시사하고 있다.

이같은 학력간 상대적 임금의 변화가 어떤 요인에 의해 이루어지는가를 본 고에서는 살펴보았다. 우선 학력간 임금격차의 감소현상 특히 청년층의 학력간 임금격차 감소현상은 주로 1980년대 이후 급속한 고학력화로 인한 대졸자들의 공급증가에 기인한 것으로 볼 수 있다. 이는 노동수요 곡선의 기울기(즉, 요소간 대체탄력성의 역수)를 추정한 결과가 陰의 기호를 가진다는 점에서 알 수 있다. 그러나 고학력자의 대폭 증가에도 불구하고 要素間의 代替彈力性을 보면 다른 나라에 비해 여전히 고학력자에 대한 수요가 높은 것으로 나타났다.

고학력자에 대한 수요가 높은 이유는 생산물시장의 수요변화로 고학력자가 더 필요하게 된 점도 있겠지만, 기술의 비중립적인 진보로 인해 고학력자의 수요가 증가하는 것으로 추측된다.

이같은 실증적 결과들을 놓고 볼 때 향후 한국의 산업구조가 첨단기술산업 중심으로 변화되는 과정에서 고급인력의 수요는 지속될 것이다. 따라서, 대학교육에 대한 양적 제한은 결코 바람직하는 정책이 아니다. 다만 첨단기술산업에 꼭 필요한 인재를 양성하기 위해서는 대학교육의 질적 측면에 보다 많은 투자가 이루어져야 할 것이다.

參 考 文 獻

1. 교육개발원, 『한국의 교육지표』, 1992.
2. 崔康植, 『技術進步와 노동시장의 변화』, 한국노동연구원 연구보고서, 1997.
3. 통계청, 『고용구조특별조사보고서』, 1986, 1989, 1992.
4. Bartel, Ann P. and Frank R. Lichtenberg, "The Comparative Advantage of Educated Workers in Implementing New Technology," *Review of Eco-*

nomics and Statistics, February 1987.

5. Berndt, E., J. M. Catherine, and S. R. Sarry, "High-Tech Capital, Economic Performence and Labor Composition in U.S. Manafacturing Industries: An Exploratory Analysis," National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 4010, March 1992.
6. Bound, John and George Johnson, "Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations," *American Economic Review*, June 1992.
7. Freeman, Richard B., "Overinvestment in College Training?," *Journal of Human Resources*, Vol. X, No. 3, 1975.
8. ———, "An Empirical Analysis of the Fixed Coefficient Manpower Requirements Model: 1960-1970," *Journal of Human Resources*, Vol. XV, No. 2, 1980.
9. ———, "Demand for Education," in O. Ashenfelter and R. Layard, eds., *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North-Holland, 1986.
10. Hamermesh, D. S. and G. James, "Econometric Studies of Labor-Labor Substitution and Their Implications for Policy," *Journal of Human Resources*, Fall 1979.
11. Katz, Lawrence F. and Kevin M. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics*, February 1992.
12. Kreuger, Alan B., "How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989," *Quarterly Journal of Economics*, February 1993.
13. Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia Univ. Press, 1974.
14. Murphy, K. M. and F. Welch, "The Structure of Wages," *Quarterly Journal of Economics*, 1992.
15. Psacharopoulos G. and M. Woodhall, *Education for Development*, Oxford University Press, 1985.

〈부표 1〉 학력별·경력별 실질임금의 변화추세

교육수준	연 령	時間當 實質賃金의 對數値					
		남 자			여 자		
		1986	1989	1992	1986	1989	1992
중졸 이하	25세 미만	6.59	6.96	7.31	6.39	6.83	7.07
	25≤연령<30	6.99	7.34	7.65	6.58	6.91	7.23
	30≤연령<35	7.17	7.48	7.79	6.52	6.90	7.24
	35≤연령<40	7.27	7.56	7.88	6.49	6.88	7.23
	40≤연령<45	7.30	7.61	7.88	6.47	6.88	7.23
	45≤연령<50	7.29	7.58	7.88	6.47	6.91	7.23
	50≤연령<55	7.26	7.53	7.84	6.50	6.85	7.20
	55≤연령<60	7.26	7.39	7.71	6.47	6.76	7.11
	60세 이상	7.14	7.21	7.57	6.91	6.80	7.04
고 졸	25세 미만	6.79	7.16	7.42	6.71	7.07	7.35
	25≤연령<30	7.18	7.47	7.75	7.11	7.31	7.60
	30≤연령<35	7.45	7.68	7.93	7.33	7.45	7.73
	35≤연령<40	7.61	7.84	8.09	7.29	7.38	7.65
	40≤연령<45	7.67	7.91	8.18	7.12	7.25	7.51
	45≤연령<50	7.68	7.90	8.18	7.37	7.32	7.58
	50≤연령<55	7.73	7.83	8.16	7.14	7.31	7.53
	55≤연령<60	7.65	7.87	8.05	7.63	7.36	7.45
	60세 이상	7.82	7.85	8.02	8.34	7.74	7.23
전문대졸	25세 미만	7.01	7.25	7.51	7.13	7.27	7.43
	25≤연령<30	7.32	7.53	7.73	7.37	7.54	7.69
	30≤연령<35	7.64	7.83	8.05	7.63	7.70	7.89
	35≤연령<40	7.88	8.07	8.25	7.78	7.76	8.08
	40≤연령<45	7.99	8.13	8.40	7.88	7.92	8.13
	45≤연령<50	8.00	8.16	8.43	7.59	8.42	7.98
	50≤연령<55	7.98	8.07	8.32	8.62	7.83	7.97
	55≤연령<60	7.98	8.03	8.31	—	7.55	8.23
	60세 이상	7.92	7.94	8.25	—	8.26	7.11
대 졸	25세 미만	7.47	7.61	7.71	7.43	7.43	7.64
	25≤연령<30	7.69	7.82	7.97	7.61	7.71	7.93
	30≤연령<35	8.00	8.12	8.27	7.87	8.01	8.27
	35≤연령<40	8.27	8.40	8.57	8.13	8.33	8.48
	40≤연령<45	8.39	8.52	8.71	8.15	8.34	8.51
	45≤연령<50	8.48	8.63	8.79	8.26	8.53	8.36
	50≤연령<55	8.54	8.72	8.89	8.26	8.54	8.65
	55≤연령<60	8.56	8.70	8.82	8.67	8.35	9.00
	60세 이상	8.51	8.64	8.81	8.54	8.56	8.67

주: 소비자물가지수(1986년 기준) 사용.

〈부표 2〉 임금함수의 추정계수

	남 자			여 자		
	1986	1989	1992	1986	1989	1992
상수항	6.19(759)	6.78(968)	7.23(1,153)	6.16(934)	6.83(1,208)	7.29(1,088)
고 졸	0.42(79)	0.34(75)	0.30(66)	0.47(80)	0.37(73)	0.39(67)
전문대졸	0.73(69)	0.57(73)	0.51(75)	0.97(60)	0.67(62)	0.62(65)
대 졸	1.22(183)	0.99(179)	0.85(165)	1.37(98)	1.02(90)	0.98(98)
경 력	0.08(102)	0.07(116)	0.07(149)	0.05(50)	0.03(47)	0.04(60)
(경력)²/100	−0.13(−72)	−0.13(−86)	−0.13(−113)	−0.11(−42)	−0.07(−42)	−0.07(−51)
R^2	0.51	0.41	0.45	0.42	0.31	0.32
N	40,729	60,095	59,868	21,800	30,281	28,590

주: ( ) 안은 t값임.

〈부표 3〉 임금-경력곡선의 추정계수

	남 자			여 자		
	1986	1989	1992	1986	1989	1992
중졸 이하						
상수항	6.19(420)	6.76(431)	7.39(393)	6.30(935)	6.94(1103)	7.38(855)
경력	0.08(56)	0.07(53)	0.06(46)	0.02(24)	0.02(30)	0.02(29)
(경력)²/100	−0.13(−44)	−0.12(−46)	−0.11(−45)	−0.05(−20)	−0.04(−19)	−0.05(−26)
R^2	0.24	0.16	0.15	0.05	0.03	0.08
N	14,421	16,814	12,053	11,879	13,216	9,578
고 졸						
상수항	6.60(687)	7.16(946)	7.67(1206)	6.53(877)	7.16(1407)	7.66(1730)
경력	0.08(63)	0.07(70)	0.07(89)	0.07(38)	0.05(35)	0.05(45)
(경력)²/100	−0.15(−41)	−0.13(−50)	−0.13(−64)	−0.18(−22)	−0.13(−25)	−0.13(−35)
R^2	0.30	0.22	0.30	0.19	0.09	0.12
N	17,477	28,190	27,655	8,663	14,761	15,692
전문대졸						
상수항	6.86(254)	7.27(393)	7.73(555)	6.98(220)	7.38(421)	7.75(630)
경력	0.09(24)	0.08(32)	0.09(45)	0.08(10)	0.06(14)	0.08(27)
(경력)²/100	−0.17(−17)	−0.16(−23)	−0.16(−29)	−0.17(−4)	−0.11(−7)	−0.18(−17)
R^2	0.31	0.28	0.41	0.28	0.22	0.35
N	2,045	3,954	4,904	537	1,220	1,799
대 졸						
상수항	7.38(482)	7.67(694)	8.06(1007)	7.39(239)	7.61(360)	8.06(468)
경력	0.08(40)	0.08(54)	0.08(76)	0.07(11)	0.08(18)	0.08(22)
(경력)²/100	−0.14(−25)	−0.15(−34)	−0.14(47)	−0.15(−7)	−0.13(−10)	−0.16(−13)
R^2	0.34	0.36	0.45	0.27	0.37	0.35
N	6,786	11,137	15,256	721	1,084	1,521

주: ( ) 안은 t값임.

〈부표 4〉 학력별·연령별 취업자구성

(단위: 천 명)

교육수준	연 령	취업자수					
		남 자			여 자		
		1986	1989	1992	1986	1989	1992
중졸 이하	25세 미만	359	235	138	381	236	93
	25≤연령<30	552	369	203	332	258	129
	30≤연령<35	619	564	399	444	458	343
	35≤연령<40	611	568	516	513	536	518
	40≤연령<45	582	610	545	538	577	544
	45≤연령<50	637	674	523	578	654	536
	50≤연령<55	524	653	619	496	588	580
	55≤연령<60	387	487	509	355	439	476
	60세 이상	538	629	700	345	435	562
고 졸	25세 미만	437	505	506	688	825	877
	25≤연령<30	862	946	833	260	358	381
	30≤연령<35	761	960	1,017	148	267	354
	35≤연령<40	527	662	814	93	164	278
	40≤연령<45	372	463	577	53	94	148
	45≤연령<50	279	352	393	35	59	83
	50≤연령<55	168	234	272	15	27	39
	55≤연령<60	62	102	159	8	10	14
	60세 이상	27	44	66	2	4	5
전문대졸	25세 미만	40	54	89	60	86	151
	25≤연령<30	125	156	165	35	49	66
	30≤연령<35	86	123	171	16	15	31
	35≤연령<40	54	72	106	8	10	20
	40≤연령<45	34	38	51	5	4	12
	45≤연령<50	25	32	36	4	3	5
	50≤연령<55	24	26	29	2	1	3
	55≤연령<60	13	14	21	0	1	2
	60세 이상	9	9	12	0	0	0
대 졸	25세 미만	17	20	27	52	67	101
	25≤연령<30	228	254	358	62	93	154
	30≤연령<35	267	291	478	32	42	74
	35≤연령<40	175	165	354	17	21	54
	40≤연령<45	155	125	245	14	11	32
	45≤연령<50	132	103	182	8	7	17
	50≤연령<55	86	79	142	5	4	10
	55≤연령<60	40	44	95	2	2	4
	60세 이상	21	26	48	0	1	3

〈부표 5〉 생산물 수요변화에 따른 학력별·연령별 노동수요 변화

교육수준	연 령	취업자수			
		남 자		여 자	
		1986-1989	1989-1992	1986-1989	1989-1992
중졸 이하	25세 미만	0.01	−0.02	0.06	−0.03
	25≤연령<30	0.01	−0.01	0.09	−0.02
	30≤연령<35	0.00	0.01	0.10	−0.03
	35≤연령<40	−0.00	0.01	0.11	−0.03
	40≤연령<45	−0.01	0.01	0.11	−0.02
	45≤연령<50	−0.01	0.01	0.11	−0.02
	50≤연령<55	−0.02	0.01	0.12	−0.02
	55≤연령<60	−0.02	0.00	0.13	−0.02
	60세 이상	−0.03	−0.01	0.13	−0.02
고 졸	25세 미만	0.09	−0.02	0.10	−0.02
	25≤연령<30	0.08	−0.01	0.11	−0.01
	30≤연령<35	0.07	0.00	0.11	−0.01
	35≤연령<40	0.07	0.01	0.11	−0.01
	40≤연령<45	0.07	0.01	0.10	−0.01
	45≤연령<50	0.07	0.01	0.12	−0.00
	50≤연령<55	0.08	0.01	0.12	0.01
	55≤연령<60	0.09	0.00	0.11	0.00
	60세 이상	0.12	−0.01	0.11	−0.01
전문대졸	25세 미만	0.11	−0.02	0.12	−0.01
	25≤연령<30	0.09	−0.01	0.11	−0.00
	30≤연령<35	0.08	−0.00	0.13	−0.02
	35≤연령<40	0.08	0.00	0.13	−0.01
	40≤연령<45	0.10	0.01	0.13	0.01
	45≤연령<50	0.09	0.01	0.12	0.01
	50≤연령<55	0.10	0.00	0.12	−0.03
	55≤연령<60	0.10	0.01	0.12	0.02
	60세 이상	0.13	−0.01	0.08	−0.02
대 졸	25세 미만	0.12	−0.00	0.12	−0.00
	25≤연령<30	0.10	0.00	0.12	−0.00
	30≤연령<35	0.09	0.01	0.13	−0.01
	35≤연령<40	0.09	0.01	0.12	−0.01
	40≤연령<45	0.08	0.00	0.12	−0.00
	45≤연령<50	0.09	−0.00	0.13	−0.01
	50≤연령<55	0.10	−0.00	0.13	−0.00
	55≤연령<60	0.11	−0.01	0.05	0.01
	60세 이상	0.12	−0.01	0.01	−0.02