

장애인 취업·임금차별에 관한 계량적 분석

강 동 육*

I. 서론

WHO(세계보건기구)에서는 전체 인구의 약 10%를 장애인구로 추정하고 있는데 이 기준에 보면 2003년 현재 우리나라의 장애인구는 약 480만명이 된다. 많은 장애인들이 사회·경제적으로 매우 어려운 여건에 처해있다는 사실은 일반국민들도 잘 알고 있지만 이를 구체적인 수치로 보면 적잖이 충격적이다. 정부의 최근 조사결과에 따르면 우리나라 장애인 실업률은 28.4%로 전체 실업률 4.2%보다 약 7배 높은 것으로 나타났다. 게다가 장애인 1인당 임금은 79.2만원으로 평균적 상용근로자 임금인 183.7만원의 절반에도 훨씬 못 미치는 것으로 조사되었다. 그렇다면 이러한 장애인의 고실업·저임금 문제에 대한 근본적인 원인은 과연 무엇인가? 그 원인은 크게 '사회구조적인 차별'과 '비장애인에 비해 상대적으로 낮은 장애인의 인적 자본수준'으로 요약될 수 있다. 전자(前者)와 관련된 이론에는 통계적 차별론, 독점이윤차별론 및 취향가설 등이 있으며, 후자(後者)와 관련된 이론에는 인적자본이론이 대표적이다. 본 연구에서는 차별과 인적자본취약이라는 두 가지 주제 중 지금까지 실증분석연구가 상대적으로 미진했던 '차별'의 계량적 분석과 그에 따른 결과치의 정책적 함의가 무엇인지를 중심으로 논의를 진행하고자 한다.

II. 장애인 차별관련 선행연구

본 연구의 주제인 노동시장내 장애인차별과 관련된 국내의 선행연구로는 유동철(2000)이 대표적이다. 이 연구에서는 장애인들의 높은 실업률과 낮은 임금 문제에 관한 주요 요인을 생산성저하와 차별로 보고 이에 대한 실증적인 분석을 시도하였다. 비록 분석대상이 전체 장애유형 중 지체장애인만으로 한정되어 전체 장애유형을 대표하기에는 다소 무리가 있으나 우리나라 노동시장에서의 장애인 차별영향의 크기를 최초로 계량화하여 분석했다는 측면에서 중요한 의미를 지닌다고 할 수 있다. 연구결과 취업과 임금결정 과정에서 나타나는 장애인과 비

* 한국재활복지대학교 교수

장애인에 대한 생산성 효과와 차별효과의 상대적 크기는 취업과 임금결정과정 모두에서 차별효과가 생산성 효과보다 높은 것으로 분석되었다. 즉 장애인 고설업 저임금의 주된 원인이 장애인의 생산성이 비장애인에 비해 낮아서라기보다는 장애인에 대한 고용주의 차별 때문이라는 것이다. 그리고 차별과 관련한 또 하나의 국내연구로는 어수봉 외(1996)의 논문이 있다. 이 연구에는 다른 조건이 모두 동일할 때 장애유무 그 자체가 장애인 비장애인간 임금격차에 어느 정도 영향을 미치는가를 분석한 내용이 있는데, 분석결과 '장애' 그 자체로 인한 장애인과 비장애인간의 순임금격차가 약 23.4% 정도인 것으로 나타났다. 하지만 이 23.4%라는 수치에는 장애로 인한 생산성저하 효과와 고용주의 차별효과가 혼재되어 있어 순수한 차별효과가 어느 정도인지는 알 수 없다. 또한 이 연구의 분석자료가 장애인만을 대상으로 했기 때문에 비장애인과의 비교를 통한 엄밀한 실증분석은 불가능하다는 한계가 있다.

한편 장애인차별 문제를 다룬 주요 국외문헌으로는 Aigner & Cain(1977), Jonhson & Lambrinos(1985), Baldwin & Jonhson(1994, 1995), NIDDR(2003) 등이 있는데 이들의 연구요지는 다음과 같다.

먼저 Aigner & Cain(1977)는 특정집단 노동자에 대한 차별적 관행은 그들의 직업적 능력과는 전혀 상관없이 그 집단의 특성과 관련된 비용과 함께 논의될 때 주로 발생함을 주장했다. 이 연구에서는 차별의 크기를 추정했다기보다 어떤 상황에서 편견이나 차별기제가 발생하는가에 대해 논하였다. Jonhson & Lambrinos(1985)의 연구에서는 1972년의 SSDA(Social Security Survey of Disabled and Nondisabled Adults) 자료를 이용하여 장애인과 비장애인의 임금실태를 먼저 분석하고, 이후 생산성이 배제된 장애인·비장애인간 그리고 남성장애인·여성장애인간의 차별효과를 임금분해방식을 이용해 추정하였다. 장애인의 임금차별효과를 분석해 본 결과 노동시장에 장애인차별이 실제로 존재하는 것으로 나타났으며, 계량적으로는 남성장애인과 비장애인 총임금격차의 33% 그리고 여성장애인과 비장애인의 총임금격차의 40%가 장애인차별 때문에 발생하는 것으로 서술되어 있다. 또한 장애유형에 따른 차별정도를 연구한 논문으로는 Baldwin & Jonhson(1994, 1995)이 있는데, 이들 두 연구 모두에서 고용주의 편견이나 선입견이 강하게 작용할 수 있는 장애인은 그렇지 않은 장애인보다 취업가능성과 임금이 상대적으로 더 낮다는 사실을 주장하고 있다. 이 논문에서는 장애를 가진 미국인법(ADA)이 제대로 효과를 거두려면 그 정책대상이 장애유형과 정도에 따라 세분화되어야 함을 주장했다. 마지막으로 미국의 대표적 장애관련 연구기관인 NIDDR(National Institute on Disability and Rehabilitation Research)의 문헌(2003)을 살펴보면, 미국 장애인 취업난의 주요 요인으로 사회나 고용주의 부정적 태도, 낮은 인적자본수준, 신체적 핸디캡, 장애인 당사자 의지부족 및 취업시 복지혜택 상실에 대한 우려 등을 꼽고 있다. 이 가운데 차별과 연관된 고용주의 부정적 태도에 대해서는 1994년의 Harris 실태조사결과 미취업 장애인의 40%가 고용주의 부정적 태도를 주된 취업방해요인으로 응답해 편견으로 인한 차별이 실제로 존재하고 있음을 주장했다.

III. 연구방법 및 분석자료

장애인차별의 계량적 추정과 관련된 주요 연구방법은 Oaxaca(1973), Baldwin & Jonhson (1994), 유동철(2000) 및 이선우(2001)를 참고하였다. 한편 이러한 분석과정은 여성장애인의 이중적 차별을 다룬 강동욱(2002)의 선행연구에서도 유사하게 활용되었음을 밝혀둔다. 먼저 장애인의 취업(피고용)결정요인분석에는 다항로짓(multinomial logit)를 이용하는데 그 이유는 종속변수가 세 범주로 구성되어 있고 또 차별추정이라는 본 연구의 목적 상 각 종속변수의 해당 확률값이 반드시 필요하기 때문이다. 임금결정요인분석에는 다변량 회귀분석을 이용하였으며 분석을 위한 통계프로그램은 SPSSWIN이다. 취업확률차이와 임금격차를 생산성차이와 장애차별 영향으로 분해하는 과정에서는 선행연구와 같이 Oaxaca(1973)의 임금격차 분해방식을 직·간접적으로 원용하기로 한다.

한편 본 연구에서 사용되는 장애인의 경제활동유형, 고용 및 임금실태에 관한 자료는 한국보건사회연구원의 '2000년도 장애인실태조사' 원자료를 이용하고, 비장애인의 경제활동유형, 고용 및 임금에 관한 자료는 '제3차 노동패널(2000)'의 원자료를 이용한다. 이 두 조사자료는 그 대표성으로 인해 현 시점에서 한국의 장애인·비장애인 노동시장적 특성을 비교하기에 가장 적합한 자료이다. 연구방법에 관한 구체적인 설명은 아래와 같으며, 분석자료와 대상에 대한 내용은 본 연구의 '분석결과' 부분에서 상세하게 다룬다.

1. 취업차별

가. 취업(피고용) 결정요인

：다항로짓분석

본 연구에서는 종속변수가 '비경제활동(0), 실업(1) 및 취업(피고용)(2)'의 세 가지 범주변수로 구성되어 있어 이 부분에 대한 계량분석방법으로는 다항로짓(multinomial logit)을 이용한다. 다항로짓은 종속변수의 여러 범주 중에서 한 범주를 기준범주로 정한 후 그외의 다른 범주를 기준범주와 비교하는 방법을 사용하는데, 구체적으로는 종속변수의 결과가 기준범주에 비하여 다른 범주에 속할 확률을 계산하는 것을 의미한다(이선우, 2001)¹⁾.

본 연구에서의 다항로짓분석은 종속변수의 세 가지 범주 중에서 '비경제활동(0)' 범주를 기준범주로 정하고, '실업(1)'이나 '취업(피고용)(2)' 등의 다른 범주를 기준범주와 비교하는 방법

1) 만약 독립변수가 정규분포를 이룬다면, 판별분석추정치(discriminant-analysis estimator)가 최우추정치(maximum-likelihood estimator)가 되기 때문에 로짓분석보다는 판별분석이 더 효율적이다. 그러나 독립변수들이 정규분포를 하고 있지 않을 경우에는 판별분석 추정치보다 로짓 최우추정치가 일관성을 가질 가능성이 더 크다(유동철, 2000). 따라서 독립변수에 더미변수들이 상대적으로 더 많이 포함되어 있는 본 연구에서는 로짓분석이 더 적합하다고 할 수 있다.

을 사용하며, 이 과정을 통해 특정 종속변수의 결과가 '비경제활동(0)'의 기준범주에 비하여 '실업(1)'이나 '취업(피고용)(2)'와 같은 다른 범주에 속할 확률값이 계산된다. 종속변수가 특정 경제활동상태 j 에 속할 확률을 $P(Y=j)$ 라고 할 때, 이에 대한 확률값, 계산과정 및 결과해석방법은 다음과 같다(Liao, 1994; Greene, 1998; 이선우, 2001).

$$P(Y=j) = \frac{e^{\sum \beta_{jk}x_k}}{1 + \sum_{j=0}^{J-1} e^{\sum_{k=1}^K \beta_{jk}x_k}} \quad ①$$

또한 기준범주 J 에 포함될 확률값은

$$P(Y=J) = \frac{1}{1 + \sum_{j=0}^{J-1} e^{\sum_{k=1}^K \beta_{jk}x_k}} \quad ②$$

이 된다.

한편, J 집단에 비해 j 집단에 포함될 확률은 ①, ②의 식에서 두 식의 분모가 같기 때문에 정리하면

$$P(Y=j)/P(Y=J) = e^{\sum \beta_{jk}x_k}$$

가 되며, 이 식의 양변에 로그를 취하면

$$\log[P(Y=j)/P(Y=J)] = \sum \beta_{jk}x_k \quad ③$$

의 수식이 도출된다.

다항로짓에서의 β 값은 위 ③식에서의 계수치로 나타난다. SPSSWIN의 결과물에는 회귀분석의 결과와 비슷한 결과가 나오게 되는데 그 때 β 값은 ③식의 값이 된다. 그리고 이 때의 β 값은 두 범주의 비교값이 되기 때문에 범주의 수에 따라 값의 수가 달라진다. 본 연구에서는 종속변수의 범주가 세 개이고, 기준범주가 비경제활동이기 때문에 두 종류의 β 값이 나타나고, 첫째 β 는 실업/비경제활동, 둘째 β 는 취업/비경제활동의 값이 된다. 다항로짓을 통해서 β 값을 구하게 되면 다시 반대의 방법으로 종속변수가 각 범주에 속하게 될 확률을 구할 수 있으며, 이 때 각 범주에 속하게 될 확률은 아래와 같다(Greene, 1998, 이선우, 2001).

$$P(Y=1) = \frac{e^{\sum \beta_{1k}x_k}}{1 + \sum_{j=0}^{J-1} e^{\sum_{k=1}^K \beta_{jk}x_k}}$$

$$P(Y=2) = \frac{e^{\sum \beta_{2k} x_k}}{1 + \sum_{j=0}^{J-1} e^{\sum_{k=1}^K \beta_{jk} x_k}}$$

$$P(Y=0) = \frac{1}{1 + \sum_{j=0}^{J-1} e^{\sum_{k=1}^K \beta_{jk} x_k}}$$

나. 차별효과 도출방법

장애인차별에 관한 기존 이론과 선행연구들을 검토해 볼 때 장애인과 비장애인 사이에 존재하는 취업(피고용)학률격차는 두 집단의 특성차이(생산성 포함)와 장애차별 때문에 발생하는 것으로 생각된다. 따라서 본 연구에서는 취업학률격차의 요인분해를 위해 Oaxaca(1973)의 임금격차 분해방식을 원용하게 되는데(유동철, 2000) 세부적인 절차와 방법은 다음과 같다.

노동시장에서 장애인에 대한 취업차별이 없다면, 비장애인과 장애인 모두 비장애인의 취업 합수에 따라 취업이 결정된다고 할 수 있다. 즉 장애인에 대한 취업차별이 없다고 가정하면, 장애인 취업합수의 추정계수치는 비장애인 취업합수의 추정계수치와 같아진다. 따라서 비장애인 취업합수에 장애인의 특성치를 투입하여 나온 확률은 장애에 대한 취업차별이 없는 확률이 된다. 그리고 이렇게 추정된 확률과 실제 분석을 통한 확률의 격차가 결국에는 장애인에 대한 취업차별 때문에 발생하는 확률의 격차가 되는 것이다.

한편, 이 때의 비장애인 취업확률을 P_n 이라 하고, 장애인에 대한 취업차별이 없을 경우를 가정하면, 추정된 장애인의 취업확률은 비장애인 취업함수에 장애인의 특성변수를 대입한 값이 된다.

즉 장애인의 취업확률은 $P_d^* = P_n(\overline{X}_d)$ 가 된다. 여기서 P_n 은 비장애인의 취업확률, P_d^* 는 장애인에 대한 임금차별이 없을 경우 장애인의 취업확률 그리고 \overline{X}_d 는 장애인 특성 변수들의 평균치를 의미한다. 그리고 이와 같은 가정에 따를 경우 비장애인과 장애인의 취업 확률 격차는 다음의 (A)와 (B) 두 부분으로 분해가 가능하다.

$$P_n \cdot P_d = (P_n \cdot P_d^*) + (P_d^* \cdot P_d) \quad (\text{A}) \quad (\text{B})$$

여기서 우변의 첫째 항, 즉 (A)부분은 두 집단의 특성차이에 의한 취업확률의 격차이고, 우변의 두 번째 항인 (B)부분은 차별에 의한 취업확률의 격차를 각각 의미한다.

2. 임금차별

임금결정요인에 대한 분석은 일반적인 다변량 회귀분석방법을 사용하고 차별효과의 추정에는 아래와 같이 Oaxaca(1973)의 임금분해방식을 이용한다.

먼저 비장애인의 평균임금을 $\overline{W_n}$, 장애인의 평균임금을 $\overline{W_d}$ 라 하면, 비장애인과 장애인 각각의 임금함수는 아래와 같다.

$$\overline{W_n} = a_n + b_n \overline{X_n} \quad ①$$

$$\overline{W_d} = a_d + b_d \overline{X_d} \quad \text{②}$$

위 ①, ②식의 a_n, a_d, b_n, b_d 값들은 앞서 추정한 두 집단의 임금함수 계수치이며, $\overline{X_n}$ 과 $\overline{X_d}$ 는 각 독립변수의 특성치(기술통계) 벡터(vector)를 의미한다. 이 벡터에는 양 집단의 임금함수추정에 이용된 {연령, 가구주여부, 가구원수, 결혼상태, 도움필요정도, 외부불편, 교육수준, 근속년수, 성별, 지역, 고용형태, 종사직종, 직장종류} 등의 변수들이 포함되어 있다.

임금결정과정에서 장애인에 대한 차별이 전혀 없다고 가정하면, 즉 장애인이 비장애인의 임금함수에 의해 임금을 받는다면 장애인이 받는 평균임금(\bar{W}_d *)은 아래의 식 ③이 된다.

$$\overline{W_d} * = a_n + b_n \overline{X_d} \quad ③$$

이 경우 비장애인·장애인간 임금격차는 다음과 같다.

$$\overline{W_n} - \overline{W_d} = (\overline{W_n} - \overline{W_d} *) + (\overline{W_d} * - \overline{W_d}) \quad (4)$$

여기서 식①, 식② 및 식③을 위의 식④에 대입하여 다시 정리하면 아래의 식이 유도된다.

식(5)의 첫째 항, 즉 (A) 부분은 비장애인과 장애인의 특성차이()에 의한 임금격차로 식(4)의 $(\bar{W}_n - \bar{W}_d^*)$ 에 해당한다. 그리고 식(5)의 둘째 항인 (B) 부분은 절편차이와 기울기 차이에 따른 임금격차, 즉 장애인에 대한 차별 때문에 발생하는 임금격차로서 식(4)의 $(\bar{W}_d^* - \bar{W}_d)$ 에 해당하게 된다.

IV. 분석결과

1. 취업차별

가. 분석대상의 분포 및 기술통계적 특성

분석대상자들의 성별분포는 장애인(전체 1,946명)의 경우 남성이 66.9%, 여성이 33.1%로 남성의 비중이 높으며, 이와 반대로 비장애인(전체 5,799명)의 경우는 남성 45.5%, 여성 54.5%로 여성의 비중이 남성에 비해 높게 분포되어 있다. 분석대상자들의 경제활동유형별 분포를 보면, 장애인의 경우 취업(파고용)이 41.6%, 실업이 5.5% 그리고 비경제활동이 52.9%로 나타나 경제활동비율이 비경제활동비율보다 낮았다. 이에 비해 비장애인의 경우는 취업(파고용)이 57.0%, 실업이 2.8% 그리고 비경제활동이 40.2%로 경제활동인구의 비중이 비경제활동인구보다 높게 나타났다.

한편, 장애인과 비장애인의 경제활동유형 결정과정에 중요한 영향을 미치게 될 주요 변수들의 평균적 특성치를 살펴보면 다음과 같다(<표 1>).²⁾

<표 1> 분석대상자들의 평균적 특성

변수명	단위	장애인(N=1,946)	비장애인(N=5,799)
연령	세	42.86(10.92)	38.24(10.98)
가구주(비)가구주 기준)	더미	.55(.50)	.37(.48)
가구원수	명	3.49(1.42)	3.96(1.19)
가구소득	만원	108.83(85.78)	175.60(109.81)
결혼상태(미혼기준)	더미		
기혼		.63(.48)	.66(.47)
이혼·사별		.12(.33)	0.07(.26)
도움필요정도	점	2.04(1.29)	1(0.00)
외부불편	점	2.35(1.26)	4(0.00)
교육수준	년	9.23(4.51)	11.72(3.30)
성(여성기준)	더미	.67(.47)	.45(.50)
지역(기타도시 기준)	더미	.33(.47)	.60(.49)

주 : 1) ()는 표준편차

2) 장애인(N= 1,946)자료는 2000년 장애인실태조사(한국보건사회연구원, 2001)에서 그리고 비장애인(N=5,799)은 2000년 노동패널자료(한국노동연구원, 2002)에서 가져옴.

장애대리변수로 사용된 도움필요정도는 장애인의 경우 '대부분의 일상생활을 남의 도움없이 혼자 할 수 있다'고 답했으며, 집밖활동시 외부불편정도는 '약간 불편'과 '불편하지 않은 편'의 중간치인 2.35(4점 척도)로 나타나 장애로 인한 불편정도가 예상보다 훨씬 작았다. 비장

2) 일반변수들의 평균적 특성은 지면관계상 설명을 생략한다.

애인 대상의 노동패널에는 이러한 질문문항이 없어 도움필요정도는 '1'의 값(모든 일상생활을 혼자 할 수 있음) 그리고 외부불편은 '4'의 값(거의 불편하지 않음)을 주었다. 이러한 특성은 양 집단의 취업확률과 임금수준결정에도 유의미한 영향을 미칠 것으로 예상된다.

나. 변수정의³⁾

1) 종속변수

본 연구의 종속변수는 비경제활동, 실업, 취업(피고용)의 세 범주로 구성되어 있고 비경제활동은 '0', 실업 '1', 취업 '2'로 부호화하였다. 앞서 언급한 바와 같이 세 범주 이상의 명목변수를 분석할 때 가장 적합한 분석방법은 다항로짓(multinomial logit)이어서 여기서도 이 방법을 사용한다. 이 과정을 통해 차별효과추정의 기본자료가 되는 취업확률값을 구할 수 있다.

2) 독립변수

(가) 인구사회학적 변수

연령은 연속변수인 만나이를 기준으로 한다. 노년을 제외한 일정 연령대까지는 나이에 따라 취업가능성도 증가할 것으로 생각된다. 가구주여부는 범주변수로서 가구주이면 '1', 비가구주이면 '0'의 값을 주는데 가장의 책임 때문에 가구주일수록 취업률이 높은 것이 일반적이다. 가구원수와 가구소득은 연속변수로 설정한다. 이 두 변수는 취업확률에 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 크다. 결혼상태는 범주변수로서 미혼 '0', 기혼 '1' 그리고 이혼·사별은 '2'의 값을 부여한다. 결혼이 취업확률에 미치는 영향은 성별에 따라 다를 수 있으나 전체적으로는 고용 가능성을 높일 것으로 예상된다.

(나) 인적자본변수

일상생활 도움필요정도의 경우 도움필요정도를 5점 척도로 수치화 했으며, 장애가 심할수록 점수가 높아진다. 비장애인의 경우는 '1'의 값을 주며 '장애'에 대한 대리변수로 사용한다. 외부불편은 4점 척도로 나타내는데, 점수가 높을수록 불편의 정도가 경미하다. 도움이 많이 필요할수록 그리고 외부활동상의 불편이 클수록 취업가능성은 떨어질 것으로 생각된다. 교육 수준은 교육받은 실제 교육년수를 연속변수로 사용한다. 장애인의 경우는 당사자의 교육연한이 길다하더라도 노동시장내의 직종제한이나 차별 등의 각종 장벽 때문에 취업시의 교육효과가 반드시 긍정적이지는 않을 것으로 생각된다.

3) 취업과 임금차별 모형의 변수설정과 관련한 이론적·문헌적 근거는 추후 보완논문에서 좀 더 구체적으로 다루기로 한다.

(다) 노동시장변수

성별은 범주변수로서 여성은 '0', 남성은 '1'의 값을 주었다. 장애인과 비장애인 모두 남성 일수록 취업확률이 높을 것으로 예상된다. 그리고 지역은 주거지역을 의미하는데, 대도시 이외는 '0', 대도시는 '1'의 값을 준다. 일반적으로 대도시일수록 노동수요가 많기 때문에 대도시 거주자의 취업가능성이 상대적으로 높을 것으로 추측된다.

다. 취업(피고용) 결정요인 분석

: 다항로짓분석

장애인과 비장애인의 취업, 즉 피고용여부에 미치는 각 독립변수들의 영향을 보면, 먼저 연령의 경우 예상과 다리 그 수치가 높을수록 장애인과 비장애인의 피고용 가능성은 떨어지는 것으로 나타났다(<표 2> 참조). 이는 구조적인 임금근로자 노동시장에서의 입직구가 연령별로 다양하게 존재하지 않으며, 설령 연령별로 다양하게 존재한다고 하더라도 고용주는 장·노년층 노동력보다는 청년층과 같이 상대적으로 젊은 노동력을 더 선호하기 때문인 것으로 추정된다.

<표 2> 장애인과 비장애인의 취업(피고용) 결정요인

설명변수	장애인		비장애인	
	취업(피고용) /비경제활동	실업/비경제활동	취업(피고용) /비경제활동	실업/비경제활동
연령	-.056***	-0.037**	-0.053***	-.067***
가구주 (비가구주 기준)	1.156***	1.618***	1.616***	.966***
가구원수	-.237***	.110	-.033	.029
가구소득	.008***	-.006***	.003***	-.005***
결혼상태(미혼기준)				
기혼	.781***	.008	-.140*	.135
이혼·사별	.512*	.238	-.211	.275
도움필요정도	-.503***	-.693***	-	-
외부불편	.233***	.178	-	-
교육수준	-.005	.021	-.013	.062*
성(여성기준)	.547***	.334	1.028***	1.758***
지역(기타도시 기준)	.493***	.327	-.045	.246
상수형	.504	-1.184	1.514***	-1.704**
Log likelihood	2028.608		6773.865	
Chi-square	667.620		1451.884	
유의수준	.000		.000	
Pseudo R-Square	.346(Cox and Snell) .422(Nagelkerke) .248(McFadden)		.235(Cox and Snell) .300(Nagelkerke) .175(McFadden)	

주 : *p<0.1, **p<0.05, ***p<0.01

가구주여부가 취업에 미치는 영향은 일반적인 예상과 같이 가구주일수록 비경제활동보다는 취업을 할 가능성이 훨씬 높게 나타났다. 가구원수는 수치가 높을수록 장애인과 비장애인의 취업에는 부정적인 영향을 미쳤다. 이는 장애인 집단의 경우 조사대상 장애인이 속한 가구의 가구원이 많을수록 대상자 본인의 취업필요성이 상대적으로 낮아지기 때문인 것으로 해석할 수 있으며, 비장애인의 경우는 분석대상에서 여성의 비중이 남성보다 높고 동시에 이를 여성의 취업필요성도 남성에 비해 낮아질 가능성이 상대적으로 크기 때문인 것으로 추정된다.

가구소득의 경우 두 집단 모두에서 가구소득이 많을수록 비경제활동보다는 취업할 확률이 더 높게 나타났다. 하지만 염밀하게는 취업여부가 가구소득에 영향을 미치는 것이 일반적이므로 연구결과에서 나타난 계수치는 양자간의 정(正)의 상관관계를 보여주는 데에 더 큰 의미가 있다고 하겠다.

결혼상태가 경제활동유형 결정에 미치는 영향을 보면 장애인의 경우는 기혼일수록 비경제활동보다는 취업자일 가능성이 더 높게 나타났지만, 비장애인의 경우는 예상과 달리 기혼일수록 취업할 확률이 낮은 것으로 분석되었다. 이는 비장애인 표본에서 여성의 비중이 남성보다 다소 많음으로 인해 미취업 기혼여성의 비율이 증가했기 때문인 것으로 사료된다. 한편 이혼·사별일 경우에 장애인은 미혼일 때보다 취업(폐고용)할 가능성이 더 높아지는 것으로 나타났다. 비장애인의 경우는 이혼·사별일수록 취업가능성이 낮아지는 의외의 결과가 나왔으나 통계적으로 유의미하지는 않았다. 이혼·사별일 경우 장애인의 취업가능성이 높아지는 이유는 이혼이나 사별을 한 본인의 경제적 독립 필요성이 그렇지 않은 경우에 비해 훨씬 증가하기 때문일 것이다.

도움필요정도는 예상한 바와 같이 일상생활에서 도움을 많이 필요로 할수록 취업이나 실업과 같은 경제활동에 참가할 가능성이 적어지는 것으로 나타났다. 그리고 외부불편은 그 정도가 경미할수록 장애인의 취업(폐고용)에는 긍정적으로 작용했다.

교육수준변수는 장애인의 취업(폐고용)에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 장애인의 교육수준과 취업여부와의 관계에서 도출된 이와 같은 분석결과는 교육수준을 연속변수로 처리한 기존의 어수봉 외(1996, p.65)과 권유경(1998, p.56)의 연구들에서도 유사하게 나타났다.

이러한 현상이 발생하는데는 장애인에 대한 노동시장 인력수요직종이 고학력이 요구되지 않는 비교적 단순생산직종이나 서비스직종에 몰려있는 노동시장의 특징이 하나의 이유가 될 수 있다. 만약 장애인의 주된 종사직종이 단순노무생산직만이 아닌 전문·사무직도 일정수준 이상의 비중을 차지하고 있다면 교육수준변수는 폐고용여부에 통계적으로 의미 있는 긍정적 영향을 미쳤을 것이다. 하지만 근본적으로 장애인들의 학력이 중졸이하가 67.5%, 고졸이 24.1%로 이들의 평균교육수준이 전반적으로 비장애인들에 비해 낮은 수준이고 동시에 교육수준과 직종간의 상관관계가 매우 강한 한국 노동시장의 구조적 특성 때문에 이상과 같은 연구 결과가 도출된 것으로 추정된다.

성별이 취업에 미치는 영향의 경우 예상과 같이 장애인과 비장애인 집단 모두에서 남성이

여성에 비해 취업(피고용) 가능성이 더 높은 것으로 나타났다. 지역의 경우 장애인 집단은 대도시에 거주할수록 취업(피고용) 가능성이 증가하는 것으로 나타났는데 이는 임금근로자에 대한 노동력수요가 중소도시보다 대도시에서 상대적으로 더 많이 발생하는 이유 때문일 것이다. 하지만 예상과 달리 비장애인 집단의 취업(피고용) 가능성은 지역변수와 무관한 것으로 나타났다.

라. 취업차별

1) 총격차

위에서 설명한 바와 같이 다항로짓함수의 계수치와 각 집단의 특성치를 이용해 종속변수가 각 범주에 속하게 될 확률을 구하고, 그 후 양 집단간 확률차이의 정도와 크기를 구하면 다음의 <표 3>과 같은 결과가 나온다. 먼저 장애인 집단이 각각의 경제활동유형에 속할 확률을 보면 취업(피고용)에 속할 확률값이 0.327117, 실업에 속할 확률값이 0.062444 그리고 비경제활동에 속할 확률값은 0.610439로 나타난다. 비장애인에 해당하는 각각의 경제활동유형 확률값은 <표 3>과 같으며, 장애인과 비장애인의 취업확률의 차이는 전자(前者)의 확률값에서 후자(後者)의 확률값을 뺀 값이 된다.

<표 3> 장애인과 비장애인의 취업(피고용)확률 차이(총격차)

구분	장애인			비장애인			취업확률의 차이		
	취업	실업	비경제 활동	취업	실업	비경제 활동	취업	실업	비경제 활동
확률	0.327117	0.062444	0.610439	0.500324	0.009601	0.49007	-0.173207	0.052843	0.120364

주 : 확률계산(%)은 표의 해당값에 100을 곱하면 됨.

한편, 경제활동형태를 취업, 실업 및 비경제활동의 세 가지 유형으로 나누어 각각의 유형에 속할 확률을 계산한 결과 장애인의 취업확률은 비장애인에 비해 각각 약 17.3%p(포인트) 높게 나타났고, 이에 비해 실업일 확률과 비경제활동인구일 확률은 장애인이 비장애인에 비해 각각 5.3%, 12.0%p 높은 것으로 나타났다. 본 연구에서는 이와 같이 표면적으로 나타나는 취업확률의 차이를 특성요인(인적자본요인 포함)과 차별요인으로 분리하여 그 각각의 크기를 추정하게 되는데 그 결과 장애인들의 경제활동형태 결정에 어떤 요소가 어느 정도 크기의 영향을 미치는지가 구체적으로 나타난다.

2) 격차분해(차별효과)

앞의 연구방법에 있는 격차분해방법을 이용해 장애인과 비장애인의 취업(파고용)확률격차를 특성요인과 차별요인으로 나누어 살펴보면 다음과 같다(<표 4>). 장애인의 취업과정에서 그들의 특성요인이 취업가능성을 약 11.5%p(전체 격차의 66.6%에 해당) 감소시키는 역할을 하고 있으며, 장애인에 대한 노동시장의 차별도 그들의 취업가능성을 약 5.8%p(전체 격차의 33.4%에 해당) 하락시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 현재 한국의 전체노동시장에서 장애인들의 취업률이 비장애인들에 비해 낮은 원인이 특성차이나 차별요인 중의 어느 특정한 가지 요인 때문만이 아니고 이들 두 요인 모두가 장애인들의 취업과정에 동시에 영향을 미치고 있음을 말해주고 있다.

<표 4> 장애인과 비장애인의 취업(파고용)확률의 격차 분해

(단위 : %)

구분	취업	실업	비경제활동
특성 차이	0.1154(66.62)	-0.0050(9.46)	-0.1104(91.77)
차 별	0.0578(33.37)	-0.0478(90.5)	-0.0099(8.23)
총 격 차	0.1732(100)	-0.0528(100)	-0.1203(100)

2. 임금차별

가. 분석대상자의 일반적 특성

임금결정요인에 관한 분석대상자는 당연히 장애인과 비장애인 집단 모두에서 임금근로자들에 한정된다. 분석대상은 장애인 임금근로자의 경우는 가중치가 부여된 187,724명 그리고 비장애인 임금근로자는 가중치가 부여되지 않은 3,300명이다(<표 5>).

먼저 임금의 경우는 자연로그임금으로 환산하여 분석하였는데 장애인의 평균 로그임금은 4.27로 예상한 바와 같이 비장애인의 로그임금보다 낮았다. 장애인들의 평균 근속년수는 예상과 달리 비장애인보다 약간 긴 6.7년 정도였으며 고용형태는 장애인의 경우 상용직 비율이 58%로 비장애인의 상용직 비율인 78%보다 약 20%p 낮았다. 종사직종은 장애인 집단의 경우 단순노무/생산직이 전체의 75% 정도를 차지했고 나머지 고위관리·전문직, 사무직 및 서비스/판매직이 각각 6.7%, 10.5% 및 8.2%의 비율로 나타났다. 그리고 직장종류는 정부·정부관련 기관을 기준변수로 볼 때 장애인들의 일반사업체 종사비율은 약 85% 정도가 되고 비장애인들의 경우는 이보다 약간 높은 91%로 나타나 분석대상자들의 대부분이 일반사업체에 근무하고 있는 것으로 나타났다.

<표 5> 분석대상자들의 기술통계적 특성

변수명	단위	장애인(N=187,724)	비장애인(N=3,300)
로그임금		4.27(.68)	4.55(.58)
연령	세	42.57(11.24)	38.24(10.98)
가구주(비)가구주 기준)	더미	.53(.50)	.37(.48)
가구원수	명	3.52(1.43)	3.96(1.19)
결혼상태(미혼기준)	더미		
기혼		.59(.49)	.66(.47)
이혼·사별		.13(.34)	.07(.26)
도움필요정도	점	2.05(1.30)	1(0.00)
외부불편	점	2.45(1.18)	4(0.00)
교육수준	년	9.35(4.44)	11.72(3.30)
근속년수	년	6.66(8.01)	6.25(6.77)
성(여성기준)	더미	.66(.47)	.45(.50)
지역(기타도시 기준)	더미	.41(.49)	.60(.49)
고용형태(비상용기준)	더미	.58(.49)	.78(.41)
종사직종 (단순노무/생산직 기준)	더미		
고위관리·전문직		.06(.25)	.10(.30)
사무직		.10(.30)	.07(.25)
서비스/판매직		.08(.27)	.31(.45)
직장종류 (정부·정부관련기관 기준)	더미	.85(.36)	.91(.67)

주 : 1) ()안은 표준편차

2) 장애인(N= 187,724)자료는 2000년 장애인 실태조사(한국보건사회연구원, 2001)에서 그리고 비장애인(N=3,300)은 2000년 노동패널자료(한국노동연구원, 2002)에서 가져옴.

나. 변수정의

1) 종속변수

임금결정요인 분석에서의 종속변수는 자연로그(log)임금으로 설정하였다.

2) 독립변수

(가) 인구사회학적 변수

연령은 연속변수인 만나이를 기준으로 한다. 일반경제이론에서와 같이 연령증가에 따라 임금도 체감적(遞減的)으로 증가할 것으로 예상된다. 가구주여부는 범주변수로서 가구주이면 '1',

비가구주이면 '0'의 값을 주는데 가구주일수록 가족부양 책임으로 인해 임금이 높을 것으로 생각된다. 가구원수는 연속변수로서 가족구성원이 많을수록 임금이 많을 것으로 예상된다. 가구소득은 원래의 가구소득을 연속변수로 사용한다. 결혼상태는 범주변수로서 미혼(기준변수) '0', 기혼 '1' 그리고 이혼·사별은 '2'의 값을 부여한다. 기혼일수록 임금이 많을 것으로 예상되어 변수를 세 가지로 구분했다.

(나) 인적자본변수

일상생활 도움필요정도의 경우 도움필요정도를 5점 척도로 수치화 했으며, 장애가 심할수록 점수가 높아진다. 비장애인의 경우는 '1'의 값을 주며 '장애'에 대한 대리변수로 사용한다. 외부불편은 4점 척도로 나타내는데, 점수가 높을수록 불편의 정도가 경미하다. 그리고 교육수준은 교육받은 실제 교육년수를 연속변수로 사용한다. 근속년수는 현재의 직장에서의 계속 근무년수를 의미하고 연속변수이다. 장애가 경미할수록 그리고 교육연한과 근속년수가 길수록 임금에는 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.

(다) 노동시장변수

성별은 범주변수로서 여성은 '0', 남성은 '1'의 값을 준다. 지역은 주거지역을 의미하는데, 대도시 이외는 '0', 대도시는 '1'로 한다. 고용형태는 상용직을 '1', 비상용직을 '0'으로 하였다. 종사직종의 경우는 범주형 변수로서 고위관리·전문직, 사무직, 서비스/판매직, 단순노무/생산직(기준변수) 등으로 나누어 더미화하였다. 직장종류는 정부·정부관련기관(기준변수)을 '0', 일반사업체를 '1'로 설정하였다. 일반적으로 임금수준은 남성일수록, 대도시 거주자일수록, 상용직일수록, 고급직종일수록 그리고 일반사업체일수록 그렇지 않은 경우에 비해 더 높을 것으로 추측된다.

다. 임금결정요인 분석

각각의 독립변수들이 분석대상자들의 임금수준에 미치는 영향은 다음의 <표 6>과 같다. 먼저 연령의 경우 장애인 집단에서는 연령이 증가할수록 임금이 낮아지고 비장애인 집단에서는 일반적인 예상처럼 연령증가에 따라 임금수준도 증가하는 것으로 나타났다. 이는 비장애인의 경우는 연령증가와 그에 따른 노동력의 숙련화로 인해 정상적인 임금보상을 받지만 장애인의 경우는 그렇지 못하다는 사실을 말해준다.

가구주일 경우는 양 집단 모두에서 임금증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이를 다른 측면에서 보면 가구주는 한 가구의 생계를 책임져야 하기 때문에 일자리를 구할 때 직종에 관계없이 임금을 조금이라도 더 많이 주는 직장을 선택하려는 경향 때문이라고도 볼 수 있다. 가구원수의 경우도 두 집단 모두에서 임금수준에 정(正)의 영향을 미쳤는데 이러한 현상도 가구주 변수에서와 같은 논리가 적용될 것으로 추정된다. 결혼상태는 기혼일 경우

양 집단 모두의 임금에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었으나 통계적으로 유의미한 결과는 장애인 집단에서만 나타났다.

<표 6> 임금함수에 대한 회귀분석

설명변수	장애인(N= 187,724)	비장애인(N=3,300)
	회귀계수	회귀계수
연령	-.001***	.002***
가구주(비)가구주 기준)	.144***	.216***
가구원수	.026***	.018***
결혼상태(미혼기준)		
기혼	.132***	.006
이혼·사별	-.057***	.001
도움필요정도	-.099***	-
외부불편	.007***	-
교육수준	.028***	.031***
근속년수	.014***	.017***
성(여성기준)	.313***	.308***
지역(기타도시 기준)	.069***	-.004
고용형태(비상용기준)	.468***	.312***
종사직종		
(단순노무/생산직 기준)		
고위관리·전문직	.305***	.297***
사무직	.195***	.211***
서비스/판매직	-.184***	.087***
직장종류		
(정부·정부관련기관 기준)		
상수	.024***	-.037***
3.227***	3.295***	
R-square	.548	.522
(F)	10264.315	213.313

주 : 1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

2) 장애인(N= 187,724)자료는 2000년 장애인실태조사(한국보건사회연구원, 2001)에서 그리고 비장애인(N=3,300)은 2000년 노동패널자료(한국노동연구원, 2002)에서 가져옴.

3) 장애인 임금의 회귀계수 유의확률이 거의 p<0.01 인 것은 원조사자료에 가중치를 부여해 사례수가 처음보다 상당히 많아졌기 때문인 것으로 생각됨.

이혼·사별의 경우 장애인 집단의 임금에는 예상외로 부정적인 영향을 미쳤으나 비장애인 집단의 임금에는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 드러났다.

일반적으로는 이혼이나 사별을 할 경우 자신이나 동거가족의 생계를 스스로 책임져야 하기 때문에 그 이전 경우보다 수입이 상대적으로 더 많이 필요할 것으로 예상된다. 그러나 이 변수가 장애인 임금수준에 부정적인 영향을 미치는 이유는 이들의 인적자본특성이 다른 분석 대상 집단들에 비해 불리하게 구성되어 있기 때문일 것으로 생각된다.

도움필요정도와 외부불편정도가 임금에 미치는 영향은 예상과 같이 도움이 많이 필요하고

외부불편이 심할수록 임금은 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 분석대상 장애인들의 대부분이 일상생활에서 타인의 도움을 일반적인 예상보다 적게 필요로 하지만 이러한 도움필요정도도 그들의 임금에는 유의미하게 영향을 미친다는 것을 의미한다. 한편 임금격차요인분석에서 이들 두 변수에 대한 비장애인의 계수치는 앞서와 같이 장애보상을 위한 과대추정방지를 위해 장애인과 동일한 값을 주었다.

교육수준과 근속년수가 임금에 미치는 영향은 예상한 것처럼 교육년수가 높을수록 그리고 근속년수가 길수록 임금도 증가하는 것으로 나타났으며, 일반적인 노동시장이론과도 일치한다.

성별(性別) 변수의 경우는 양 집단 모두에서 여성에 비해 남성의 임금이 더 높은 것으로 나타났으며, 보상을의 크기도 양 집단에서 비슷한 것으로 분석되었다. 지역변수의 경우 장애인 집단에서는 기타도시에 비하여 대도시 거주자의 임금이 높은 것으로 나타났다. 비장애인 집단에서는 예상과 달리 그 반대의 결과가 나왔으나 통계적으로 유의미하지는 않았다.

고용형태는 두 집단 모두에서 일반적인 예상처럼 비상용직에 비해 상용직일수록 임금이 더 증가하는 것으로 드러났으며, 임금수준에 미치는 영향력도 양 집단 모두에서 높게 나타나 정규·비정규직간의 임금격차가 일정수준 이상으로 벌어져 있음을 밝혀준다.

종사직종에서는 단순노무/생산직을 기준으로 볼 때 예상과 같이 양 집단 모두 이를 직종보다 고위관리·전문직 및 사무직에 종사할수록 임금이 더 높아지는 것으로 나타났다. 다만 장애인의 경우 비장애인 집단과 달리 그들이 서비스/판매직에 종사하게 되면 단순노무/생산직에 종사할 때보다 임금이 더 낮은 것으로 나타났다. 이를 직종의 질적(質的) 측면만을 고려할 때 분석대상 장애인들이 종사하는 '서비스/판매직'은 비장애인들이 종사하는 동일직종에 비해 고용의 질적 수준이 한 단계 떨어짐을 의미하기도 한다.

직장의 종류가 임금에 미치는 영향을 보면, 장애인의 경우 이들이 정부·정부관련기관보다 일반사업체에 근무할 때 임금을 조금 더 많이 받는 것으로 드러났으나 비장애인의 경우는 그 반대의 현상이 나타났다. 장애인 집단의 경우 일반적으로는 그들이 일반사업체보다 정부 및 정부관련기관에서 일할 때 더 많은 임금을 받을 것으로 예상되나 연구결과가 이와 다르게 나타났다. 직장종류와 임금의 관계에서 예상외의 결과가 나온 이유는 표본 추출시 발생하는 직종관련 자료의 편의(bias) 때문일 수도 있으나 이에 대한 정확한 규명은 추후 연구과제에서 다루기로 한다.

라. 임금차별의 정도

앞의 연구방법에서 언급한 임금분해방식을 이용해 양 집단 간 로그임금의 총격차를 100(%)으로 보면, '특성요인'이 총격차의 82.7%를 그리고 '차별요인'이 나머지 17.3%를 설명하고 있는 것으로 분석되었다(<표7>).^{4),5)}

4) 본 연구에서는 차별요인의 과다추정방지를 위해 장애변수에 대한 비장애인의 보상을 장애인과 동일하게 해주었지만, 임금에 대한 장애보상을에도 취업과정과 같이 차별이 존재한다고 가정하여 그 수치

를 장애인의 약 2배로 해 줄 경우 특성요인(인적자본 포함)이 총임금격차의 43.3% 그리고 차별요인이 총임금격차의 55.7%를 설명하는 것으로 나타났다. 하지만 비장애인에게 장애보상을 2배로 하는 것은 ‘차별’의 크기를 과다하게 추정할 우려가 있어 본 연구에서는 이 보상을 두 집단에 동일하게 적용하고 결과해석도 이에 따른다.

- 5) 미국의 CPS(Current Population Survey, 1991) 자료를 이용한 경우 여성임금기준 남녀간(백인남성·백인여성) 임금격차는 36%로 나타났다. 여기에 Oaxaca의 임금분해방식을 적용하면, 남녀간 임금격차 중 $\frac{3}{4}$ 가 차별 때문이고 나머지 $\frac{1}{4}$ 이 생산성차이 때문인 것으로 밝혀졌다. 한편 한국의 1989년 제조업 임금조사자료에서는 여성은 남성임금의 50.7%만을 받는 것으로 조사되었는데, 배무기·조우현(1995)이 여기에 Oaxaca의 임금분해방식을 적용해본 결과, 남녀간 임금격차 중 $\frac{6}{10}$ 은 차별 때문이고 나머지 $\frac{4}{10}$ 은 남녀간 생산성차이 때문인 것으로 분석되었다(조우현, 1999). 그리고 수많은 실증적 연구를 종합해 본 결과, 남녀간 또는 흑·백인간 임금격차는 노동시장에서의 차별과 기능수준의 차이가 결합된 요인 때문에 발생하는 것으로 드러났다(김재원, 1997).

<표 7> 장애인과 비장애인의 임금격차의 분해

임금격차 구성요소			변수별 격차 분해		
총임금격차(log)			크기	비율(%)	소계
특성요인	인적자본	도움필요	0.10395	53.0	93.1%
		외부불편	0.011253	5.7	
		교육수준	0.074655	38.0	
		근속년수	-0.00722	-3.7	
	인적 속성	연령	-0.01169	-6.0	-19.3%
		가구주여부	-0.03456	-17.6	
		가구원수	0.00814	4.1	
		결혼상태	0.000333	0.2	
	노동시장	성	-0.06468	-33.0	8.9%
		지역	-0.00082	-0.4	
		고용형태	0.0624	31.8	
		종사직종	0.022765	11.6	
		직장유형	-0.00222	-1.1	
소계			0.162312	82.7%	
차별요인	인적자본	도움필요	0	0.0	25.8%
		외부불편	0	0.0	
		교육수준	0.032725	16.7	
		근속년수	0.017982	9.2	
	인적 속성	연령	0.195822	99.8	69.8%
		가구주여부	0.03816	19.4	
		가구원수	-0.02957	-15.1	
		결혼상태	-0.06737	-34.3	
	노동시장	성	-0.0033	-1.7	-78.4%
		지역	-0.03005	-15.3	
		고용형태	-0.09048	-46.1	
		종사직종	0.022164	11.3	
		직장유형	-0.05219	-26.6	
소계			0.033896	17.3%	

본 연구에서 차별이 의미하는 바가 '다른 모든 특성들이 양 집단 간에 동일하다고 가정한 상태에서 장애인이라는 이유만으로 취업(파고용)과 임금결정과정에서 비장애인들과는 다른 불리한 대우를 받는 것'이라고 볼 때 분석결과에서 나타난 17.3(%)라는 장애인차별 수치는 결코 낮은 수준이 아니다.

결론적으로는 <표 7>의 연구결과를 볼 때, 장애인들의 임금결정과정에서도 취업과정에서와 같이 인적자본특성(생산성)과 장애인차별의 두 요인 모두가 임금수준결정에 영향을 미친다는 사실을 확인할 수 있었다.

이상의 연구결과는 앞의 취업과정에서와 같이 장애인들의 임금결정과정도 생산성을 중시하는 인적자본이론과 임금격차가 장애인 개인의 어려움과 상관없이 사회나 고용주의 차별 때문에 발생한다는 개인적 편견이론 등의 두 가지 관점의 이론들에 의해 설명되어짐을 보여주고 있다. 그리고 이러한 이론들 중에서는 개인의 교육이나 기타 특성에 대한 투자로 인해 임

금이 향상된다는 인적자본이론의 설득력이 다른 이론들보다 상당히 높은 것으로 나타났다.

따라서 정책적으로 향후 장애인들의 임금향상과 장기적 고용안정을 위해서는 그들의 인적자본수준을 현재보다 한 단계 더 끌어올리는 것이 가장 효과적이라고 할 수 있다. 그리고 장애인들의 임금수준 향상과 관련하여 이상의 인적자본개발정책과 함께 동시에 병행되어야 하는 정책은 노동시장, 특히 임금결정과정에서 장애인차별을 제도적으로 없애는 것이다. 이는 임금결정과정에서 장애인과 비장애인의 처한 노동시장적 조건이 모두 동일하다고 하더라도 '장애'를 가지고 있다는 단 한가지의 이유만으로 장애인이 비장애인에 비해 상대적으로 낮은 임금을 받고 있는 것은 어느 누가 보더라도 매우 불합리한 고용관행이기 때문이다.

V. 정책적 함의

1. 취업차별

본 연구결과 노동시장에서 비장애인에 비해 불리하게 구성된 장애인들의 여러 특성요인 때문에 그들의 취업(폐고용)확률이 비장애인에 비해 11.5%p 낮아졌다. 그리고 노동시장 내부에 존재하는 장애인에 대한 각종 차별 때문에 그들의 취업(폐고용)확률은 비장애인에 비해 5.8%p 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 장애인들의 취업률이 비장애인에 비해 낮게 나타나는 것은 특성요인이나 차별요인이라는 두 가지 요인 모두가 그들의 취업과정에 영향을 미치고 있기 때문이며, 두 요인 중에는 차별요인보다 특성요인이 장애인들의 취업(폐고용)여부에 더 많은 영향을 미치고 있다는 것을 뜻한다.

특성요인은 인적자본 특성요인과 기타 특성요인으로 나뉘어지는데, 연구결과 장애인의 인적자본의 취약, 특히 도움필요정도나 외부활동불편과 같은 장애특성으로 인해 장애인 취업(폐고용)확률이 비장애인보다 20.3%p 낮아졌다. 이는 장애인의 취업에는 도움필요정도나 외부활동가능정도와 같은 개인의 장애특성이 취업에 상당히 중요한 영향을 미치고 있음을 뜻한다. 인적자본이론에서 중요하게 여기는 교육수준은 예상과 달리 장애인의 취업(폐고용)확률 제고에 별 다른 영향을 미치지 못하는 것으로 밝혀졌다. 하지만 교육수준이 장애인들의 임금향상과는 아주 밀접한 상관관계를 가지고 있으므로 장애인들의 근본적인 고용안정과 삶의 질 개선을 위해서는 교육수준을 현재보다 더 높은 수준으로 끌어올리는 정책이 무엇보다 중요하다.

또한 지금까지의 연구결과들을 볼 때 장애인들의 취업(폐고용)을 향상을 위해 정책당국이 가장 먼저 해결해야 할 과제는 '장애' 그 자체로 인한 결손부분을 보완해주는 것임을 알 수 있다. 즉 장애인들이 신체적·정신적 결손으로 인해 일상생활이나 직장생활에서 겪게 되는 각종 불편을 제도적 장치를 통해 최소화시켜 주어야 한다는 것이다. 다시 말하면 신체적 장애인들에 대해서는 각종 재활공학이나 보조공학적 지원 그리고 접근성·이동성을 철저한 배려함으로써 그들도 아무 불편 없이 비장애인들과 동일하게 직장생활을 할 수 있는 환경을 제공

해주어야 한다는 것이다. 또한, 정신적 장애인들에 대해서는 직업생활에서 나타나는 각종 정신적 결함이나 결여부분들을 제도적 장치를 통해 1차적으로 보완해주고, 이 후 여기서 더 나아가 특정 장애유형(정도)에 대해서는 지원고용을 확대하고 동시에 그들 주변에 직업재활상담사·직무지도원 상시 배치시킴으로서 그들도 직업을 통해 사회에 완전히 통합(integration)될 수 있게 해야 한다.

한편 특성요인과 함께 장애인의 취업(피고용) 가능성을 떨어뜨리는 또 다른 요인은 취업시의 장애인 차별 때문임이 본 연구의 결과에서 밝혀졌다. 수치적으로는 구직자가 장애인이라는 이유만으로 그들의 취업(피고용) 확률이 비장애인에 비해 5.8%p 낮아지는 것으로 나타났다. 언뜻 보기에는 이 수치의 절대적 가 대수롭지 않게 보일 수 있지만 장애인·비장애인간 취업확률 총격차의 33.4%를 설명하고 있으므로 결코 무시할 수준이 못된다. 따라서 향후에는 취업 관련 사항이 상세히 명기된 장애인차별금지법의 즉각적인 제정이 반드시 필요하다. 장애인의 89.4%가 후천적으로 장애인이 된 우리나라의 상황에서는 국민의 어느 누구도 '장애'로부터 자유로울 수 없다. 즉 일정기준시점에서 한 개인이 장애를 가지고 있지 않다고 해서 그가 남은 일생동안에도 비장애인으로 살아갈 수 있다고는 아무도 장담하지 못한다는 것이다. 이러한 관점에서 볼 때 장애인차별금지법 제정은 장애인, 비장애인에 상관없이 국민 개개인 모두를 위한 법적(法的) 장치임이 자명해진다.

2. 임금차별

장애인은 그들의 취업과정에서와 같이 임금수급시에도 여러 이유로 비장애인에 비해 낮은 임금을 받고 있는 것으로 나타났다. 연구결과 이들 두 집단 간의 총임금격차의 크기를 100%으로 볼 때 '특성요인'이 총격차의 82.7(%)을 그리고 '차별요인'이 나머지 17.3(%)을 차지하고 있는 것으로 나타났다. 단, 본 연구에서는 임금에 대한 장애차별 영향의 과다추정 방지를 위해 장애보상을 양 집단 모두 동일하게 가정한 결과 특성요인의 비중이 실제보다 다소 높게 나타날 수 있으므로 해석시 이 점에 유의할 필요가 있다. 그러나 이러한 가정을 완화하여 특성요인에 의한 격차정도가 조금 내려간다고 하더라도 총임금격차의 상당부분은 특성요인에 의해 설명될 것으로 예상된다. 따라서 향후 장애인들의 임금향상을 위해서는 가장 먼저 장애인들의 특성요인을 변화시켜야 한다. 물론 특성요인도 여러 요소들로 구성되어 있겠지만 장애인 임금향상을 위한 가장 직접이고 효율적인 정책은 장애인들의 신체적, 정신적 결손부분을 제도적 지원을 통해 먼저 보완해주고 동시에 이와 함께 그들의 인적자본수준을 점진적, 단계적으로 상승시켜주는 것이 될 것이다.

장애인들의 임금이 비장애인에 비해 낮아지는 또 다른 이유는 임금결정과정에서 발생하는 차별 때문이라는 것이 본 연구결과에서 밝혀졌다. 본 연구에서 차별이 의미하는 바가 '다른 모든 특성들이 양 집단 간에 동일하다고 가정한 상태에서 당사자가 단지 장애인이라는 이유만으로 취업과 임금결정과정에서 비장애인들과는 다른 불리한 대우를 받는 것'이라고 할 때

본 연구결과에서 나타난 17.3(%)라는 장애인차별 수치는 결코 낮은 수준이 아니다. 그러므로 장애인 임금개선을 위한 방안도 앞의 취업의 경우에서와 같이 먼저는 장애인들의 인적자본수준을 제고시키고 동시에 이와 함께 장애인차별금지법과 같은 제도적 장치를 통해 동일한 생산성을 가지고 있음에도 불구하고 장애인이라는 이유만으로 낮은 임금을 지급하는 잘못된 고용관행을 즉시 중단시켜야 한다.

참고문헌

- 강동욱, 2002.12, '노동시장의 여성장애인 이중차별구조', '사회복지정책', 제15호, 한국사회복지정책학회.
- 권유경, 1998, '한국 장애인의 피고용여부와 월임금수준 결정요인', 서울대 석사학위논문.
- 김재원, 1997, '노동경제학', 박영사.
- 변용찬 외. 2001. 2000년도 장애인 실태조사 . 한국보건사회연구원.
- 어수봉 외. 1995. "한국의 장애인 노동시장분석". 한국노동연구원.
- 유동철, 2000, '노동시장의 장애인 차별 영향 분석 - 지체장애인을 중심으로 -', 서울대 박사학위논문.
- 이선우, 2001(가을), '장애인의 경제활동유형 결정요인에 대한 연구: 다항로짓을 이용한 분석', '사회복지연구', 제18호.
- 조우현. 1999. '노동경제학 . 법문사.
- 정충영 · 최이규, 2000, 'SPSSWIN을 이용한 통계분석', 무역경영사.
- Aigner, D. J. & Cain, G. G. (1977). "Statistical Theories of Discrimination in Labor Market," Industrial and Labor Relation Revies, January 175-187.
- Baldwin, M., & Johnson, W. G. (1994). "Labor Market Discrimination Against Men with Disabilities", Journal of Human Resources, vol. 14, no 1, 1-19.
- Baldwin, M. & Johnson, W. G. (1995). "Labor Market Discrimination Against Women with Disabilities", Industrial Relation vol. 34, no. 4, 555-577.
- Johnson, W. G. & Lambrinos, J. (1985). "Wage Discrimination against Handicapped men and women", Journal of Human Resources, vol. 20. no. 2, 264-277.
- Ronald L. Oaxaca(1973), "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", International Economic Review.
- NIDRR, (2003). <http://www.ed.gov/offices/OSERS/NIDRR>