

장애인 취업·임금차별에 관한 계량적 분석*

강 동 욱

(한국재활복지대학)

[요 약]

장애인들은 불합리한 사회구조적 차별로 인해 경제활동과정에서 비장애인에 비해 상당한 불이익을 받고 있다는 사실이 연구결과 밝혀졌다. 노동시장에서 장애인은 '장애'를 가지고 있다는 이유만으로 취업과정에서는 33.4%의 차별을 그리고 임금수급시에는 67.3%의 차별을 받고 있는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 정부가 향후에 장애인의 취업률과 임금수준을 제고하기 위해서 장애인차별금지법을 제정해 경제활동과정에서 장애인이라는 이유만으로 겪게 되는 터무니없는 차별을 엄격히 규제해야 함을 시사하고 있다. 장애인의 89.4%가 후천적 요인으로 '장애'를 가지게 되는 우리나라의 현재 상황에서는 국민 모두가 잠재적 장애인이라 할 수 있다. 즉 지금 현재 어느 한 개인이 장애를 가지고 있지 않다고 해서 그가 남은 일생도 비장애인으로 살아갈 수 있다고는 아무도 장담하지 못한다는 것이다. 특히 장애인차별금지법은 장애인이나 비장애인에 관계없이 국민 개개인 모두의 인권보장을 위한 최소한의 제도적 안전장치이므로 동법(同法)의 조속한 제정이 요구된다.

주제어 : 장애인, 차별, 인권보장, 고용환경, 장애인차별금지법

1. 서 론

WHO(세계보건기구)에서는 전체 인구의 약 10%를 장애인구로 추정하고 있는데 이 기준에서 보면 2003년 현재 우리나라의 장애인구는 약 480만명이 된다. 많은 장애인들이 사회·경제적으로 매우 어려운 여건에 처해 있다는 사실은 일반국민들도 잘 알고 있지만 이를 구체적인 수치로 보면 적잖이 충격적이다. 정부의 최근 조사에 따르면 우리나라 장애인 실업률은 28.4%로 전체 실업률 4.2%보다 약 7 배 높은 것으로 나타났다. 게다가 장애인 1인당 임금은 79.2만원으로 평균적 상용근로자 임금인 183.7

* 이 논문은 2003년 한국사회복지학회 추계학술대회의 발표원고를 수정·보완한 것이다. 유익하고 꼼꼼한 논평을 해주신 인제대 이선우 교수님을 비롯한 익명의 심사자들에게 감사드린다.

만원의 절반에도 훨씬 못 미치지 못했다. 그렇다면 이러한 장애인의 고실업·저임금 문제에 대한 근본적인 원인은 과연 무엇인가? 그 원인은 크게 '사회구조적인 차별'과 '노동시장에서 비장애인에 비해 상대적으로 불리하게 구성되어 있는 장애인의 인적자본수준'으로 정리될 수 있다. 전자(前者)와 관련된 이론에는 통계적 차별론, 독점이윤차별론 및 취향가설 등이 있으며, 후자와 관련된 이론에는 인적자본이론이 대표적이다. 노동시장에서의 차별은 노동시장에 참가하는 구성원들의 다른 모든 조건이 같다고 할 때, 장애인, 노인 및 여성 등의 취약집단만 고용주의 편견이나 선입견으로 인해 취업과 임금결정과정에서 불이익을 당하는 경우를 말한다. 차별이라는 사회구조적 불합리가 지속된다면 이는 결과적으로 사회전체의 구조적 불평등으로 이어진다. 따라서 본 연구에서는 이러한 문제의식을 바탕으로 우리나라 장애인의 취업·임금차별실태를 계량적으로 분석한 후 그에 따른 정책적 시사점은 무엇인지를 고민해 보고자 한다.

2. 선행연구 검토

본 연구의 주제인 노동시장내 장애인차별과 관련된 국내의 실증연구로는 유동철(2000)이 대표적이다. 이 연구에서는 장애인들의 높은 실업률과 낮은 임금 문제에 관한 주요 요인을 생산성저하와 차별로 보고 이에 대한 실증적인 분석을 시도하였다. 연구결과 취업과 임금결정 과정에서 나타나는 장애인과 비장애인에 대한 생산성 효과와 차별효과와 상대적 크기는 취업과 임금결정과정 모두에서 차별효과가 생산성 효과보다 높은 것으로 분석되었다. 즉 장애인 고실업·저임금의 주된 원인이 장애인의 생산성이 비장애인에 비해 낮아서라기보다는 장애인에 대한 고용주의 차별 때문이라는 것이다. 그러나 이 연구는 취업·임금 차별효과를 10개의 장애유형('95년 당시는 5개 장애유형임) 중 지체장애인만을 대상으로 분석하였기 때문에 연구결과가 우리나라 전체 장애인의 차별실태를 설명하는 데는 한계가 있다. 참고로 한국보건사회연구원(2001)의 '2000년도 장애인실태조사'를 보면 경제활동연령인 15세 이상 지체장애인은 590,460명으로 전체 장애인(재가장애인 기준) 1,331,486명의 44.3%에 불과한 것으로 밝혀졌다. 또한 동(同) 연구에서는 취업차별의 정도를 구할 때 전문·사무직, 비전문·생산직, 실업 등을 종속변수로 설정하여 장애인이 '실업보다는 전문·사무직에 종사할 확률' 그리고 '실업보다는 비전문·생산직에 종사할 확률'을 추정하였다.¹⁾ 차별과 관련한 또 다른 문헌으로 어수봉(1996)의 논문을 들 수 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 수치에

1) 본 연구에서는 선행연구와 달리 분석대상을 10개 장애유형 전체로 확대하고, 원자료도 가장 최근의 것을 이용하여 우리나라 노동시장에서의 장애인 차별실태를 규명해 보고자 하였다. 그리고 모형의 종속변수도 취업, 실업 및 비경제활동으로 설정하고 독립변수의 성격도 달리함으로써 관련 선행연구와 차별성을 두었다. 물론 이선우(2001)의 연구에서 실업/비경제, 취업/비경제, 취업/실업과 관련된 다항로짓 계수치를 추정할 바가 있지만 이 분석결과가 장애인 차별의 크기를 계산하는 과정까지 연결되지는 않았다.

는 장애로 인한 생산성저하 효과와 고용주의 차별효과가 혼재되어 있어 순수한 차별효과가 어느 정도 인지는 알 수 없다. 또한 이 연구의 분석자료가 장애인만을 대상으로 했기 때문에 비장애인과 비교를 통한 엄밀한 실증분석은 불가능하다는 한계가 있다.²⁾

한편 장애인차별 문제를 다룬 주요 국외문헌으로는 Aigner와 Cain(1977), Jonhson과 Lambri- nos(1985), Baldwin과 Jonhson(1994, 1995), NIDDR(2003) 등이 있는데 이들의 연구요지는 다음과 같다.

먼저 Aigner와 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. Jonhson과 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·여성장애인의 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 나타나 있다. 그리고 장애유형에 따른 차별정도를 연구한 논문으로는 Baldwin과 Jonhson(1994, 1995)이 있는데, 이들 두 연구 모두에서는 고용주의 편견이나 선입견이 강하게 작용할 수 있는 장애인은 그렇지 않은 장애인보다 취업가능성과 임금이 상대적으로 더 낮다는 사실을 주장하고 있다. 이 논문에서 저자들은 장애를 가진 미국인 법(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)에서 차별관련 내용을 살펴보면, 미국 장애인 취업난의 주요 요인으로 사회나 고용주의 부정적 태도, 낮은 인적자본수준, 신체적 핸디캡, 장애인 당사자 의지부족 및 취업시 복지혜택 상실에 대한 우려 등이 제시되어 있다. 연구결과 미취업 장애인의 40%가 고용주의 부정적 태도를 주된 취업방해요인으로 대답해 편견으로 인한 '차별' 문제가 상당히 심각함을 알 수 있다.

2) 노동시장의 장애인차별을 다룬 선행연구는 이들 외에 유동철(2002)와 이동영(2003) 등이 있다. 하지만 이 연구들에서는 장애인의 '주관적' 차별경험 정도에 대한 응답치(2000년 장애인실태조사)를 기초로 차별영향이 분석되었기 때문에 연구결과에서 도출되는 차별이 '객관적이고 본질적인' 장애인 차별인지 여부는 검증되지 않는다. 이에 반해 본 연구는 주관적 요소가 최대한 배제된 객관적인 실증자료를 토대로 분석을 시행했기 때문에 기존 선행연구들과 차별성을 가진다. 또한 엄격한 의미에서의 차별영향추정은 장애 외의 다른 모든 조건들을 동일하게 해놓고 장애인집단과 일반인(비장애인)집단을 비교분석할 때 가능한데 위 두 연구는 장애인집단만을 분석대상으로 했기 때문에 진정한 차별영향이 도출되지 않는다.

3. 연구방법 및 분석자료

장애인차별의 계량적 추정과 관련된 주요 연구방법은 Oaxaca(1973), Baldwin과 Jonhson(1994), 유동철(2000) 및 이선우(2001)를 참고하였다. 이러한 분석과정은 여성장애인의 이중적 차별을 다룬 강동욱(2002)의 선행연구에서도 유사하게 활용되었음을 밝혀둔다. 먼저 장애인의 취업(피고용)결정요인 분석에는 다항로짓(multinomial logit)을 이용하는데, 그 이유는 종속변수가 세 범주로 구성되어 있고 또한 차별추정이라는 본 연구의 목적 상 각 종속변수의 해당 확률값이 반드시 필요하기 때문이다. 임금결정요인분석에는 다변량 회귀분석을 이용하였으며 분석을 위한 통계프로그램은 SPSSWIN10.0을 활용하였다. 취업확률 차이와 임금격차를 생산성 차이와 장애차별 영향으로 분해하는 과정에서는 선행연구와 같이 Oaxaca(1973)의 임금격차 분해방식을 원용하였다.

본 연구에서 사용되는 장애인의 경제활동유형, 고용 및 임금실태에 관한 원자료는 한국보건사회연구원원의 '2000년도 장애인실태조사' 자료이며, 일반인(비장애인)의 경제활동유형, 고용 및 임금에 관한 원자료는 '제3차 노동패널(2000)' 자료³⁾이다. 이 두 조사자료는 그 대표성으로 인해 현 시점에서 한국의 장애인·일반인(비장애인) 노동시장적 특성을 비교하기에 가장 적합한 자료라 할 수 있다. 연구방법 및 분석대상에 관한 좀더 상세한 내용은 이하 본문에서 다루어진다.

1) 취업차별

(1) 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 그 외의 다른 범주를 기준범주와 비교하는 방법을 사용하는데, 구체적으로는 종속변수의 결과가 기준범주에 비하여 다른 범주에 속할 확률을 계산하는 것을 의미하며(이선우, 2001),⁴⁾ 이하 각 범주의 해당 확률을 구하는 과정과 이와 관련된 설

3) 일반인(비장애인)들을 대표하는 자료로는 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study)의 원자료가 이용되었다. 물론 엄격한 의미에서 여기의 일반인(비장애인)에는 장애인이 일부 포함되어 있을 수 있으나 장애인과의 비교대상으로 '전체' 또는 '일반인'이라는 표현보다 '비장애인'의 표현이 의미전달에 더 도움이 될 것 같아 본문에서 부득이하게 이 용어를 사용하였음을 밝혀둔다. 장애인 출현율이 3.09%(변용찬 외, 2001)라 가정하면, 노동패널자료 중 본 연구의 분석대상 5,799명에는 약 179명의 장애인이 있을 수 있는데 이는 분석대상 전체의 약 2%로 연구결과에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 예상된다. 그러함에도 불구하고 이 2%가 정제되지(refined) 못한 것은 본 연구의 한계로 수용한다. 참고로 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study)는 비농촌지역에 거주하는 한국의 가구와 가구원을 대표하는 패널표본구성원(5,000가구에 거주하는 가구원)을 대상으로 1년에 1회 경제활동 및 노동이동, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등에 관하여 추적조사하는 종단면 조사(longitudinal survey)를 말한다.

명들은 이선우(2001)의 연구내용에 기초한다.

본 연구에서의 다항로짓분석은 종속변수의 세 가지 범주 중에서 ‘비경제활동(0)’ 범주를 기준범주로 정하고, ‘실업(1)’이나 ‘취업(피고용)(2)’ 등의 다른 범주를 기준범주와 비교하는 방법을 사용하며, 이 과정을 통해 특정 종속변수의 결과가 ‘비경제활동(0)’의 기준범주에 비하여 ‘실업(1)’이나 ‘취업(피고용)(2)’과 같은 다른 범주에 속할 확률값이 계산된다. 종속변수가 특정 경제활동상태 j에 속할 확률을 P(Y=j)라고 할 때, 이에 대한 확률값, 계산과정 및 결과해석방법은 다음과 같다.

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

또한 기준범주 J에 포함될 확률값은

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

이 된다.

한편, J집단에 비해 j집단에 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

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

의 수식이 도출된다.

다항로짓에서의 β값은 위 ③식에서의 계수치로 나타난다. SPSSWIN의 결과물에는 회귀분석의 결과와 비슷한 결과가 나오게 되는데 그 때 β값은 ③식의 값이 된다. 그리고 이 때의 β값은 두 범주의 비교값이 되기 때문에 범주의 수에 따라 값의 수가 달라진다. 본 연구에서는 종속변수의 범주가 세 개이고, 기준범주가 비경제활동이기 때문에 두 종류의 β값이 나타나고, 첫째 β는 실업/비경제활동, 둘

4) 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.

계 β는 취업/비경제활동의 값이 된다. 다항로짓을 통해서 β값을 구하게 되면 다시 반대의 방법으로 종속변수가 각 범주에 속하게 될 확률을 구할 수 있으며, 이 때 각 범주에 속하게 될 확률은 아래와 같다.

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

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

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

(2) 차별효과 도출방법

장애인차별에 관한 기존 이론과 선행연구들을 검토해 볼 때 장애인과 비장애인 사이에 존재하는 취업(피고용)확률격차는 두 집단의 특성차이(생산성 포함)와 장애차별 때문에 발생하는 것으로 추정된다. 한편 본 연구에서는 취업확률격차의 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 취업함수에 따라 취업이 결정된다고 할 수 있다. 즉 장애인에 대한 취업차별이 없다고 가정하면, 장애인 취업함수의 추정계수치는 비장애인 취업함수의 추정계수치와 같아진다. 따라서 비장애인 취업함수에 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 취업확률⁵⁾을 P_n 이라 하고, 장애인에 대한 취업차별이 없을 경우를 가정

5) 이 값을 구하는 과정에서 ‘도움필요정도’와 ‘외부불편’에 대한 비장애인의 함수계수치(또는 보상률)는 장애인의 그것과 동일하게 설정하였다. 먼저 특정계수치를 지정해주어야 하는 이유는 비장애인 조사자료인 노동패널조사에는 이들 두 변수의 특성을 묻는 문항이 없어 본 연구의 목적에 맞는 비장애인 집단의 취업확률을 구할 수 없게 되고, 그 결과 취업확률값에 대한 양집단간의 비교가 불가능하기 때문이다. 그리고 양집단의 계수치를 동일하게 한 이유는 경제활동유형 결정시 나타나는 ‘차별’영향의 과대추정을 방지하기 위해서이다. 실제로 유동철(2000:61)의 연구에서 비장애인 집단의 장애대리변수(기능제한)값을 100(장애인:88.6)으로 한 다음 양집단을 통합하여 분석한 결과 장애인 표본만으로 분석한 계수치(0.0000045735, 0.0018867)보다 훨씬 높은 값(1.674, 1.0584)이 나왔으며,

하면, 추정된 장애인의 취업확률은 비장애인 취업함수에 장애인의 특성변수를 대입한 값이 된다.

따라서 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 특성변수들의 평균치를 의미한다. 그리고 이와 같은 가정에 따를 경우 비장애인과 장애인의 취업확률 격차는 다음의 (A)와 (B) 두 부분으로 분해가 가능하다.

$$P_n - P_d = (P_n - P_d^*) + (P_d^* - P_d)$$

(A)
(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.

$$\overline{W}_n = a_n + b_n \overline{X}_n \quad \textcircled{1}$$

$$\overline{W}_d = a_d + b_d \overline{X}_d \quad \textcircled{2}$$

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, 다시 말해 장애인이 비장애인의 임금함수에 의해 임금을 받는다면 장애인이 받는 평균임금(\overline{W}_d^*)은 아래의 식 ③이 된다.

$$\overline{W}_d^* = a_n + b_n \overline{X}_d \quad \textcircled{3}$$

이러한 경향은 본 연구과정에서도 유사하게 나타났다.

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 식 ①, 식 ② 및 식 ③을 위의 식 ④에 대입하여 다시 정리하면 아래의 식이 유도된다.

$$\overline{W}_n - \overline{W}_d = \mathbf{b}_n(\overline{X}_n - \overline{X}_d) + \mathbf{[(a_n - a_d) + (b_n - b_d)\overline{X}_d]} \quad ⑤$$

(A)
(B)

식 ⑤의 (A) 부분은 비장애인과 장애인의 특성차이에 의한 임금격차로 식 ④의 $(\overline{W}_n - \overline{W}_d^*)$ 에 해당한다. 그리고 식 ⑤의 (B) 부분은 장애인에 대한 차별 때문에 발생하는 임금격차로서 식 ④의 $(\overline{W}_d^* - \overline{W}_d)$ 에 해당하게 된다.

4. 분석결과

1) 취업차별

(1) 분석대상의 분포 및 기술통계적 특성

분석대상자들은 장애인 1,946명 그리고 일반인(비장애인)이 5,799명이다. 성별은 남녀가 비슷하지만 장애인의 경우는 남성의 비율이 약간 높다. 분석대상자들의 경제활동유형별 분포를 보면, 장애인의 경우 취업(피고용)이 41.6%, 실업이 5.5% 그리고 비경제활동이 52.9%로 나타나 경제활동비율이 비경제활동비율보다 낮았다. 이에 비해 비장애인의 경우는 취업(피고용)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>).⁶⁾

장애대리변수로 사용된 도움필요정도는 장애인의 경우 ‘대부분의 일상생활을 남의 도움없이 혼자 할 수 있다(2.04)’고 답했으며, 집밖활동시 외부불편정도는 ‘약간 불편’과 ‘불편하지 않은 편’의 중간치인 2.35(4점 척도)로 나타나 장애로 인한 불편정도가 예상보다 훨씬 작았다.

6) 나머지 변수들의 평균적 특성은 지면관계상 설명을 생략한다.

<표 1> 분석대상자들의 평균적 특성⁷⁾

변수명	단위	장애인(N=1,946)	비장애인(N=5,799)
성(여성기준)	더미	.67(.47)	.45(.50)
연령	세	42.86(10.92)	38.24(10.98)
가구주(비가구주 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(.00)
외부불편	점	2.35(1.26)	4(.00)
교육수준	년	9.23(4.51)	11.72(3.30)
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.

비장애인 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 집단 취업확률과 임금수준결정에도 유의미한 영향을 미칠 것으로 예상된다.

(2) 변수정의

① 종속변수

본 연구의 종속변수는 비경제활동, 실업, 취업(피고용)의 세 범주로 구성되어 있고 비경제활동은 '0', 실업 '1', 취업 '2'로 부호화하였다.⁸⁾ 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.

7) 비장애인의 경우 '도움필요'와 '외부불편'에 각각 1,4의 값을 부여하였으나 이는 어디까지나 기술통계적 특성을 장애인과 비교해보는 차원에서 기술한 것이다. 따라서 통계분석의 모형에 이들 상수는 포함될 수 없고, 실제 컴퓨터 통계분석에서도 이들 상수는 독립변수(x)로 사용되지 않았음을 밝혀 둔다.

8) 종속변수의 조작적 정의는 다음과 같다.

- ▶ 취업(자) : ① 지난 일주일간 수입을 목적으로 1시간 이상 일한 자, ② 지난 일주일간 18시간 이상 일한 무급가족종사자, ③ 취업중이지만 병·사고, 휴가, 노사분규, 조업중단 등으로 인한 일시 휴직자
- ▶ 실업(자) : 지난 일주일간 수입 있는 일을 하지 못하고 일자리를 찾아 적극적으로 구직활동을 한 사람으로 즉시 취업이 가능한 자
- ▶ 비경제활동(인구) : 만 15세이상 인구 중 취업자도 실업자도 아닌 사람, 즉 일할 능력은 있으나 일할 의사가 없거나(적극적인 구직활동을 하지 않은 경우) 혹은 일할 능력이 없는 자

② 독립변수

장애인의 취업과 임금결정과정에서 나타나는 차별의 존재여부와 크기를 실증적으로 파악하고자 하는 본 연구에서 독립변수는 인구사회학적 변수, 인적자본변수 및 노동시장변수로 크게 구분한다. 이는 경제활동형태와 임금이 영향을 미치는 여러 변수들을 주요 특성에 따라 분류한 것이라 할 수 있다. 먼저 인구사회학적 변수는 지위성취이론에 기초하는데(유동철, 2000), 이 이론은 개인의 소득결정이 당사자의 가족적 배경과 선천적 능력 그리고 부모의 사회경제적 배경 등에 의해 결정됨을 주장하고 있다. 인적자본변수는 지식, 기술, 기능, 건강상태 등의 인적자본이 개인의 취업기회와 임금수준을 결정한다는 인적자본이론과 관련이 있으며, 노동시장변수는 지역, 종사직종 및 고용형태와 같이 노동시장자체의 구조적 특성으로 인해 한 개인의 취업가능성이나 임금수준이 영향을 받는다는 관점에 근거하여 분류되었다.

㉠ 인구사회학적 변수

성별은 범주변수로서 여성은 '0', 남성은 '1'의 값을 주었다. 일반적으로는 남성의 취업가능성이 여성보다 높을 것으로 예상했으나 장애인관련 선행연구의 결과를 살펴보면 반드시 그렇지도 않음을 알 수 있다. 장애인의 실업탈출확률을 구하기 위해 해자드모형(hazard model)을 이용한 어수봉(1996)의 연구에서는 남성일수록 취업가능성이 높은 것으로 나타났다. 그러나 이선우(1997)와 유동철(2000)의 연구에서는 성별이 취업가능성에 별다른 영향을 미치지 못한다는 결과가 나왔는데 이는 장애인의 취업시 성별보다는 장애 그 자체가 더 중요한 취업결정요소로 작용했기 때문인 것으로 추정된다.

연령은 연속변수인 만 나이를 기준으로 한다. 선행연구에서 연령이 취업 그 자체에는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했다(이선우, 1997, 2001). 이에 비해 연령계층별로 더미화한 변수들을 사용한 유동철(2000)의 연구에서는 40대, 50대 및 50대 이상 집단의 취업가능성이 30대 미만에 비해 더 떨어지는 결과가 나왔다. 이런 현상은 근로자의 연령증가에 따라 고용주의 임금이 대한 부담감도 동시에 커지기 때문인 것으로 보인다. 본 연구에서 연령은 연속변수로 사용한다.

가구주여부는 범주변수로서 가구주이면 '1', 비가구주이면 '0'의 값을 주었다. 가장의 책임 때문에 비가구주에 비해 가구주일수록 취업률이 높은 것이 일반적이는데, 이러 현상은 본 연구주체와 관련된 여러 선행연구들(유동철, 2000; 이선우, 2001; 안주엽 외, 2002)에 의해서도 뒷받침되고 있다.

가구원수는 연속변수로 작성되었는데 선행 연구들(이선우, 1997, 2001)에서는 가구원수가 장애인 취업에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 가구원수가 적을수록 취업에 대한 부담감이 커진다고 볼 때 본 연구에서도 유사한 결과가 나올 것으로 예상된다.

가구소득은 연속변수로 설정한다. 기존 연구에서는 가구소득이 높을수록 비경제활동이나 실업보다 취업상태에 있을 가능성이 더 많았다(이선우, 2001; 강동욱, 2002).

결혼상태는 범주변수로서 미혼 '0', 기혼 '1' 그리고 이혼·사별은 '2'의 값을 부여한다. 분석대상에 남녀 장애인 모두를 포함시킨 이선우(2001)의 연구에서는 기혼보다 미혼 또는 사별·이혼일수록 실업과 비경제활동인구가 될 가능성이 더 높게 나타났다. 그러나 안주엽 외(2002)의 연구에서는 장애인의 결혼여부가 취업에는 전혀 영향을 미치지 않는 것으로 나타났기 때문에 결혼효과를 일률적으로 단정 지을 수는 없다. 한편 이를 성별로 분리했을 때는 남성장애인의 경우에서만 긍정적인 결과가 나왔으

며(강동욱, 2002), 취업가능성을 직종별로 나누어 본 유동철(2000)의 연구에서는 기혼일수록 전문·사무직에의 취업확률이 높게 나타났다. 결혼이 취업확률에 미치는 영향은 성별에 따라 다를 수 있으나 전체적으로는 취업가능성을 높일 것으로 예상된다.

㉔ 인적자본변수

일상생활 도움필요정도의 경우 도움필요 정도를 5점 척도로 수치화했으며, 장애가 심할수록 점수가 높아진다. 비장애인의 경우는 '1'의 값을 주며 '장애'에 대한 대리변수로 사용한다. 외부불편은 4점 척도로 나타내는데, 점수가 높을수록 불편의 정도가 경미하다.⁹⁾ 일반적으로는 도움이 많이 필요할수록 그리고 외부활동상의 불편이 클수록 취업가능성은 떨어질 것으로 예상된다. 선행연구의 경우 동일한 변수를 사용한 연구(이선우, 2001)에서 도움필요정도가 낮고 외부 활동상의 불편이 적을수록 비경제 활동보다는 취업할 가능성이 높게 나타났다. 한편 지체장애인을 대상으로 기능제한정도(Barthel Index) 설명변수를 사용한 연구(유동철, 2000)의 경우 기능제한정도가 '비전문·생산직/실업'에만 유의미한 영향을 미쳤다.¹⁰⁾ 교육수준은 교육받은 실제 교육년수를 연속변수로 사용한다. 장애인의 경우는 당사자의 교육연한이 길다 하더라도 노동시장내의 직종제한이나 차별(유동철, 2000) 등의 각종 장벽 때문에 학력이 높다 하더라도 그 영향이 반드시 긍정적이지는 않을 것으로 예상된다.

㉕ 노동시장변수

지역은 거주지역을 의미하는데, 대도시 이외는 '0', 대도시는 '1'의 값을 준다. 장애인이 비장애인에 비해 단순직종에 종사하는 비율이 높은 현실을 감안할 때 이런 직종의 노동수요가 중소도시에 비해 상대적으로 많을 것으로 예상되는 대도시일수록 장애인의 취업가능성도 높을 것으로 보인다. 참고로 보면, 비전문·생산직의 경우는 대도시 거주자일수록 그 직종에 종사할 확률이 높았으며(유동철, 2000), 일반인들의 경우는 지역이 취업(피고용)에 별다른 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다(강철희, 2004).

(3) 취업(피고용) 결정요인 분석 : 다항로짓분석

장애인과 비장애인의 취업, 즉 피고용여부에 미치는 각 독립변수들의 영향을 보면, 성별의 경우 장애인과 비장애인 집단 모두에서 남성이 여성에 비해 취업(피고용) 가능성이 더 높은 것으로 나타났다(<표 2>). 그리고 연령의 경우는 연령이 많을수록 양 집단의 취업가능성을 떨어뜨리는 것으로 밝혀졌

9) 물론 비장애인들도 경우에 따라 육체적·심리적인 건강상태 때문에 일상생활에서 타인의 도움을 일시적으로 필요로 하거나 아니면 외부활동시에 불편을 느낄 수 있다. 그러나 그러한 도움이나 불편 정도는 장애인에 비해 훨씬 경미하므로 본 연구에서는 비장애인의 장애관련 특성값을 '1'(모든 일상생활을 혼자 할 수 있음)과 '4'(외부활동시 거의 불편을 느끼지 않음)로 설정하였다. 앞의 언급과 같이 이 두 변수는 장애인 모형의 회귀분석에 포함되지 않는다.

10) 인적자본변수에 장애유형도 포함될 수 있지만 본 연구가 장애인집단(장애인 실태조사)과 비장애인 집단(노동패널 ; 장애유형·정도관련변수가 없음)간의 비교를 통해 진행되기 때문에 노동패널자료에 없는 장애유형 변수는 제외하였다. 이선우(2001, 재인용)에 따르면, 장애유형별 고용가능성은 신체장애가 다른 유형의 장애에 비해 고용가능성이 높으며, 정신장애가 가장 선호되지 않는다고 한다. 그리고 외형적으로 장애가 뚜렷이 나타나는 뇌병변이나 정신지체의 경우도 선입견이나 편견으로 인해 취업률이 다른 장애유형보다 상대적으로 낮은 것이 일반적이다.

다. 이는 구조적인 임금근로자 노동시장에서의 입직구가 연령별로 다양하게 존재하지 않으며, 실령 연령별로 다양하게 존재한다고 하더라도 고용주는 장·노년층 노동력보다는 청년층과 같이 상대적으로 임금부담이 적은 노동력을 더 선호하기 때문인 것으로 보인다.

가구주여부가 취업에 미치는 영향은 일반적인 예상과 같이 가구주일수록 비경제활동보다는 취업을 할 가능성이 훨씬 높게 나타났으며, 반면에 가구원수는 그 수치가 높을수록 장애인의 취업에는 부정적인 영향을 미쳤다. 이는 장애인 집단의 경우 조사대상 장애인이 속한 가구의 가구원이 많을수록 대상자 본인의 취업필요성이 상대적으로 낮아지기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 그러나 비장애인의 경우는 가구원수가 당사자의 취업에는 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타나(이상은, 2004 ; 황수경, 2004) 양 집단간의 취업과정에 차이가 있는 것으로 밝혀졌다.

가구소득의 경우 두 집단 모두에서 가구소득이 많을수록 비경제활동보다는 취업할 확률이 더 높게 나타났다. 하지만 엄밀하게는 취업여부가 가구소득에 영향을 미쳤을 가능성도 있으므로 연구결과에서 나타난 계수치는 양자간의 정(正)의 상관관계를 보여주는 데에 의미가 있다고 하겠다.

<표 2> 장애인과 비장애인의 취업(피고용) 결정요인¹¹⁾

설명변수	장애인		비장애인	
	취업(피고용) /비경제활동	실업/비경제활동	취업(피고용) /비경제활동	실업/비경제활동
성(여성기준)	.547***	.334	1.028***	1.758***
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*
지역(기타도시 기준)	.493***	.327	-.045	.246
상수	.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

11) 차별수치를 계산할 때 사용되는 장애인의 취업확률식은 $P_d^* = P_n(\bar{X}_d)$ 인데 여기서 \bar{X}_d 는 장애인 특성변수들의 평균치 벡터(vector)를 의미하므로 차별의 크기를 추정할 때 상수계수치는 계산과정에서 제외된다.

결혼상태가 경제활동유형 결정에 미치는 영향을 보면 장애인의 경우는 이선우(2001)의 연구에서처럼 기혼일수록 취업자일 가능성이 더 높게 나타났지만, 비장애인의 경우는 예상과 달리 기혼일수록 취업할 확률이 낮았다. 그리고 장애인은 이혼·사별일 경우도 미혼일 때보다 취업(피고용)할 가능성이 더 높아지는 것으로 나타났다. 이는 이혼이나 사별을 한 본인의 경제적 독립 필요성이 배우자가 있을 때에 비해 훨씬 증가하기 때문일 것이다.

도움필요정도는 예상한 바와 같이 일상생활에서 도움을 많이 필요로 할수록 취업이나 실업과 같은 경제활동에 참가할 가능성이 적어지는 것으로 나타났다. 그리고 외부불편도 그 정도가 경미할수록 장애인의 취업(피고용)가능성은 향상되었다. 이러한 결과는 정부나 사업주가 장애인들의 물리적 핸디캡이 최소화하도록 직장환경을 개선하고 이들의 이동성을 보장해준다면 그 효과가 곧바로 취업률증가로 연결될 수 있음을 시사한다.

교육수준변수는 장애인의 취업(피고용)에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 장애인의 교육수준과 취업여부와와의 관계에서 도출된 이와 같은 분석결과는 교육수준을 연속변수로 처리한 기존의 어수봉(1996)과 권유경(1998)의 연구들에서도 유사하게 나타났다. 이러한 현상이 발생하는 것은 장애인에 대한 수요가 고학력이 요구되지 않는 비교적 단순생산직종이나 서비스직종에 몰려있는 노동시장의 특징이 하나의 이유가 될 수 있다. 만약 장애인의 주된 종사직종이 단순노동생산직만이 아닌 전문·사무직도 일정수준 이상의 비중을 차지하고 있다면 교육수준변수는 피고용여부에 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 연구결과가 도출된 것으로 추정된다.

지역의 경우 장애인 집단은 대도시에서 거주할수록 취업(피고용) 가능성이 증가하는 것으로 나타났는데 이는 장애인근로자에 대한 노동수요가 중소도시보다 대도시에서 상대적으로 더 많음을 의미하기도 한다.¹²⁾ 하지만 비장애인 집단의 취업(피고용) 가능성은 지역변수와 무관한 것으로 나타났는데, 이는 한편 한국노동패널 5차년도 자료를 바탕으로 일반인의 '재취업'에 대해 cox proportional hazard model 분석을 실시한 연구(강철희, 2004)의 결과와도 일치한다.

(4) 취업차별

① 총격차

앞에서 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

12) 본 연구의 주된 목적이 장애인의 취업·임금 차별을 다루는 것이므로 노동시장의 장애인 차별영향이 임노동자에 비해 상대적으로 미약하다고 볼 수 있는 자영업자, 고용주, 무급가족종사자 및 농업종사자는 본 연구의 분석대상에서 제외했다. 이런 이유로 인해 장애인의 대도시 취업(피고용)률이 기타 지역에 비해 상대적으로 더 높게 나타날 수 있다.

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 장애인의 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	장 애 인			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%p, 12.0%p 높은 것으로 나타났다. 본 연구에서는 이와 같이 수치적(數值的)으로 나타나는 취업확률의 차이를 특성요인과 차별요인으로 분리하여 그 각각의 크기를 추정하게 된다. 그리고 이 과정을 거치면 장애인들의 경제활동형태 결정에 어떤 요소가 어느 정도 크기의 영향을 미치는지가 구체적으로 나타나게 된다.

② 격차분해(차별효과)

앞의 연구방법에 있는 격차분해방법을 이용해 장애인과 비장애인의 취업(피고용)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, 동시에 장애인에 대한 차별도 그들의 취업가능성을 약 5.8%p(전체 격차의 33.4%에 해당) 하락시키는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 현재 한국의 전체노동시장에서 장애인들의 취업률이 비장애인들에 비해 낮은 원인이 특성차이나 차별요인 중의 어느 특정한 한 가지 요인 때문만이 아니고 이들 두 요인 모두가 장애인들의 취업과정에 동시에 영향을 미치고 있기 때문임을 말해주고 있다.

<표 4> 장애인과 비장애인의 취업(피고용)확률의 격차 분해¹³⁾

(단위 : %)

구 분	취 업	실 업	비경제활동
특성 차이	0.1154(66.62)	-0.0050(9.46)	-0.1104(91.77)
차 별	0.0578(33.37)	-0.0478(90.50)	-0.0099(8.23)
총 격 차	0.1732(100)	-0.0528(100)	-0.1203(100)

13) 표에서 보는 바와 같이 취업과 실업 관련 차별은 각각 33.37%, 90.50%로 이 비율은 비경제활동 관련 차별정도인 8.23%보다 상당히 높은 수준이다. 즉 취업차별의 경향은 실업차별에 어느 정도 반영되었다고 할 수 있으나 비경제활동 차별에는 상대적으로 미미하게 반영되었음을 알 수 있다. 이렇게 비경제활동에서 차별보다는 특성요인의 비중이 큰 것은 경제활동인구 對 비경제활동인구(적극적인 구직활동을 하지 않거나 일할 능력이 없는 자)의 특성차이가 취업과 실업을 반복하는 경제활동인구간의 인구사회학적, 인적자본적 및 노동시장적 특성차이에 비해 상대적으로 매우 크기 때문에 나타나는 현상으로 보인다.

따라서 정부가 향후 장애인의 취업률을 제고하려면 우선 장애인들의 특성(인적자본요인 포함)이 취업에 긍정적으로 작용하도록 각종 고용환경을 개선(직장 내 고용환경개선, 출퇴근 편의성 제공, 개인별 보조공학적 지원 등)해야 하고, 동시에 장애인차별금지법 제정을 통해 취업과정에서 장애인이라는 이유만으로 겪게 되는 불합리한 차별을 엄격히 금지시켜야 한다.

2) 임금차별

(1) 분석대상자의 일반적 특성

임금결정요인에 관한 분석대상은 장애인과 비장애인 집단 모두에서 임금근로자들(15~60세)에 한정된다. 분석대상은 장애인 임금근로자의 경우는 489명 그리고 비장애인 임금근로자는 3,300명이다(<표 5>).

<표 5> 분석대상자들의 기술통계적 특성

변수명	단위	장애인(N=498)	비장애인(N=3,300)
로그임금		3.96(1.02)	4.55(.58)
성(여성기준)	더미	.52(.50)	.45(.50)
연령	세	43.64(9.94)	38.24(10.98)
가구주(비가구주 기준)	더미	.64(.47)	.37(.48)
가구원수	명	3.11(1.51)	3.96(1.19)
결혼상태(미혼기준)	더미		
기혼		.58(.41)	.66(.47)
이혼·사별		.15(.27)	.07(.26)
도움필요정도	점	1.50(.904)	1(.00)
외부불편	점	2.59(1.20)	4(.00)
교육수준	년	9.77(5.63)	11.72(3.30)
근속년수	년	5.77(3.13)	6.25(6.77)
지역(기타도시 기준)	더미	.33(.49)	.60(.49)
고용형태(비상용기준)	더미	.56(.39)	.78(.41)
종사직종(단순노무/생산직 기준)	더미		
고위관리·전문직		.06(.21)	.10(.30)
사무직		.09(.32)	.07(.25)
서비스/판매직		.10(.19)	.31(.45)
직장종류(정부·정부관련기관 기준)	더미	.82(.42)	.91(.67)

주 : 1) ()안은 표준편차

2) 장애인(N=498)자료는 2000년 장애인실태조사(한국보건사회연구원, 2001)에서 그리고 비장애인(N=3,300)은 2000년 노동패널자료(한국노동연구원, 2002)에서 가져옴.

먼저 임금의 경우는 자연로그임금으로 환산하여 분석하였는데 장애인의 평균 로그임금은 3.96으로 예상한 바와 같이 비장애인의 로그임금보다 낮았다. 성별은 남성의 비율이 양 집단에서 각각 52%와 45%이다. 장애인들의 평균 근속년수는 비장애인보다 약간 짧은 5.77년 정도였으며 고용형태는 장애인

의 경우 상용직 비율이 56%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%, 9% 및 10%의 비율로 나타났다. 그리고 직장종류는 정부·정부관련기관을 기준변수로 볼 때 장애인들의 일반사업체 종사비율은 약 82% 정도가 되고 비장애인들의 경우는 이보다 약간 높은 91%로 나타나 분석대상자들의 대부분이 일반사업체에 근무하고 있는 것으로 나타났다.

(2) 변수정의

① 종속변수

임금결정요인 분석에서의 종속변수는 자연로그(log)임금으로 설정하였다.

② 독립변수

㉠ 인구사회학적 변수

성별은 범주변수로서 여성은 '0', 남성은 '1'의 값을 준다. 대부분의 선행연구에서 남성일수록 임금수준에는 긍정적 영향을 미치는 것으로 밝혀져(어수봉, 1996; 권유경, 1998; 유동철, 2000; 강동욱, 2001) 본 연구에서도 유사한 결과가 나올 것으로 예상된다.

연령은 연속변수인 만 나이를 기준으로 한다. 선행연구에서는 장애인의 연령이 증가할수록 임금수준도 올라가는 것으로 나타난다(유동철, 2000; 안주엽 외, 2002). 가구주여부는 범주변수로서 가구주이면 '1', 비가구주이면 '0'의 값을 주는데 가구주일수록 가족부양 책임으로 인해 임금(특히 의중임금)이 높을 것으로 예상되며, 유동철(2000)의 연구에서도 유사한 결과가 도출되었다. 같은 원리로 가구원수도 가구주변수에서처럼 가구원수가 많을수록 임금이 높을 것으로 예상된다. 임금결정요인과 관련한 기존 연구들에서는 가구원수를 독립변수로 거의 사용하지 않았으나 본 연구에서는 그것의 영향이 가구주변수와 유사할 것으로 예상되어 선형적으로 분석에 포함시켜 보았다. 따라서 결과를 해석할 때 이 점에 유의할 필요가 있다. 가구소득은 원래의 가구소득을 연속변수로 사용한다. 결혼상태는 범주변수로서 미혼(기준변수) '0', 기혼 '1' 그리고 이혼·사별은 '2'의 값을 부여한다. 유동철(2000)의 연구에서처럼 본 연구에서도 미혼보다 기혼일수록 임금수준이 높아질 것으로 예상된다.

㉡ 인적자본변수

일상생활 도움필요정도의 경우 도움필요정도를 5점 척도로 수치화 했으며, 장애가 심할수록 점수가 높아진다. 외부불편은 4점 척도로 나타내는데, 점수가 높을수록 불편의 정도가 경미하다.¹⁴⁾ 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. 선행연구들(유동철, 2000; 강동욱, 2001)에서도 기능제한정도가 적을수록 그리고 교육년수와 근속년수가 길수록 임금수준이 올라가는 것으로 나타났다.

14) 앞의 <표 1>과 같이 기술통계적 특성의 비교를 위해 장애인의 경우 '도움필요'와 '외부불편'에 각각 1,4의 값을 부여하였다. 통계분석의 모형에는 이들 상수가 독립변수(x)로 포함되지 않는다.

㉔ 노동시장변수

지역은 거주지역을 의미하는데, 대도시 이외는 '0', 대도시는 '1'로 한다. 고용형태는 상용직을 '1', 비 상용직을 '0'으로 하였다. 종사직종의 경우는 범주형 변수로서 고위관리·전문직, 사무직, 서비스/판매 직, 단순노무/생산직(기준변수) 등으로 나누어 더미화하였다.¹⁵⁾ 직장종류는 정부·정부관련기관(기준 변수)을 '0', 일반사업체를 '1'로 설정하였다.¹⁶⁾ 일반적으로 임금수준은 남성일수록, 대도시 거주자일수록, 상용직일수록, 고급직종일수록 그리고 정부·정부관련기관일수록 그렇지 않은 경우에 비해 임금 수준이 더 높을 것으로 예상된다.

(3) 임금결정요인 분석

각각의 독립변수들이 분석대상자들의 임금수준에 미치는 영향은 다음의 <표 6>과 같다. 성별(性別) 변수의 경우는 양 집단 모두에서 여성에 비해 남성일수록 임금이 더 높은 것으로 나타났다. 연령의 경우 장애인 집단에서는 연령이 증가할수록 임금이 낮아지는 예상외의 결과가 나왔고 비장애인 집단에서는 연령증가에 따라 임금수준도 거의 미미하게 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 본 연구의 분석대상 장애인의 연령에 따른 임금의 체감적(遞減的) 증가 시점(始點)이 비장애인들보다 빠르기 때문에 나타나는 현상으로 보인다. 참고로 본 연구에는 시도되지 않았으나 '연령의 제곱'변수의 경우는 대부분의 선행연구에서 계수부호가 음(-)으로 나타났다(유동철, 2000 ; 장동욱, 2001 ; 안주엽 외, 2002).

가구주일 경우는 예상외로 비장애인 집단에서만 임금증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타

15) 여기서 단순노무/생산직 변수의 경우, 엄밀히 따지면 '단순노무'와 '생산직'은 단어의 사전적(辭典的) 의미가 달라 하나의 동일변수로 보기에는 다소 생소할 수 있다. 그러나 노동경제학적 또는 노동시장구조적 측면에서는 동일한 성격의 변수로 보아도 큰 무리가 없다. 이효수(2002)는 한국노동시장구조가 직무의 구조 및 성격, 노동력 이질성 및 고용관리관행이라는 요소에 의해 네 가지 단층(상위단층, 중상위단층, 중하위단층, 하위단층)으로 이루어져 있음을 주장했다. 즉 상위단층과 중위(중상위 및 중하위) 단층은 관리·전문직이나 사무직과 같이 승격과 승급의 기회가 주어지고 승진관리가 비교적 합리적으로 이루어지는 정규직 노동시장이며, 하위단층은 승격과 승급의 기회가 주어지지 않고 동시에 승진관리도 제대로 이루어지지 않는 서비스직 또는 생산직 등의 비정규직 노동시장이라는 것이다. 그리고 또 하나의 대표적 노동시장구조이론인 이중노동시장론(dual labor market theory)에서는 노동시장이 1차노동시장과 2차노동시장으로 나누어져 있으며, 1차노동시장은 2차노동시장에 비해 상대적으로 고학력, 고숙련, 양호한 근로조건(임금포함) 등을 특징으로 하고 2차노동시장은 이와 달리 저학력, 저숙련, 낮은 인적자본, 열악한 노동조건 등이 주된 특성임을 주장하고 있다. 물론 '대기업에서 20~30년간 근속한 생산직 근로자의 연봉이 1억을 넘는다'는 최근의 신문기사도 있기는 하지만 이런 경우는 일반적인 아닌 매우 예외적인 상황이라 할 수 있다. 이러한 관점에서 볼 때 직종을 나누는 기준 중의 한 변수로 '단순노무/생산직'을 사용하여도 내용의 논리적 전개에는 별다른 영향을 미치지 못할 것으로 보인다.

16) 공무원·민간부문 임금격차의 경우, 한국을 포함한 대부분의 OECD회원국(오스트레일리아, 캐나다, 핀란드, 프랑스, 멕시코, 네덜란드, 뉴질랜드, 포르투갈, 스페인, 영국, 미국 등)에서 공무원 평균임금이 민간부문보다 근소하게 높은 것으로 나타났다(조우현, 1999). 한편 방하남 외(2004)는 '좋은 일자리의 개념구성 및 결정요인의 분석'이라는 논문에서 '좋은 일자리'의 구성요소로 임금수준, 사회적 위세 및 직무만족도를 제시했는데, 연구결과 좋은 일자리 비율의 경우 '공공부문'이 37.4% 그리고 '민간부문'이 11.6%로 나타났다. 이러한 결과는 공공부문의 임금수준이 민간부문보다 상대적으로 더 양호함을 간접적으로 시사해 준다.

났다. 가구주는 한 가구의 생계를 책임져야 하기 때문에 일자리를 구할 때 직종에 관계없이 임금을 조금이라도 더 많이 주는 직장을 선택하려는 것이 일반적이다. 그러나 본 연구에서 이러한 결과가 나온 것은 분석대상 장애인 가구주의 경우는 ‘장애’로 인한 낮은 의중임금(reservation wage) 효과가 일반적인 ‘가구주’ 영향보다 더 크게 작용했기 때문인 것으로 보인다. 가구원수의 경우는 두 집단 모두 가구원수가 많을수록 임금수준도 올라가는 것으로 밝혀졌다.

<표 6> 임금함수에 대한 회귀분석

설명변수	장애인(N= 498)	비장애인(N=3,300)
	회귀계수	회귀계수
성(여성기준)	.139**	.308***
연령	-.121**	.002***
가구주(비가구주 기준)	.089	.216***
가구원수	.123***	.018***
결혼상태(미혼기준)		
기혼	.132***	.006
이혼·사별	-.057***	.001
도움필요정도	.041	-
외부불편	.149***	-
교육수준	.338***	.031***
근속년수	.268***	.017***
지역(기타도시 기준)	.037	-.004
고용형태(비상용기준)	.501***	.312***
종사직종 (단순노무/생산직 기준)		
고위관리·전문직	.126***	.297***
사무직	.221***	.211***
서비스/판매직	-.184***	.087***
직장종류 (정부·정부관련기관 기준)	.024*	-.037***
상수	2.314***	3.295***
R-square	.336	.522
(F)	20.054	213.313

주: 1) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

2) 장애인(N= 489)자료는 2000년 장애인실태조사(한국보건사회연구원, 2001)에서 그리고 비장애인(N=3,300)은 2000년 노동패널자료(한국노동연구원, 2002)에서 가져왔으며, 각 사례수는 본 연구의 분석목적에 맞게 조정되었음.

결혼상태는 기혼일 경우 양 집단 모두의 임금에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었으나 통계적으로 유의미한 결과는 장애인 집단에서만 나타났다. 이혼·사별의 경우 장애인 집단의 임금에는 예상외로 부정적인 영향을 미쳤으나 비장애인 집단의 임금에는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 전국의 5인 이상 사업체(2000년 기준)에 근무하는 장애인근로자(3,798명)의 임금결정요인을 분석하면서 ‘배우자 유무’를 독립변수로 두었을 때 유배우자일수록 임금이 더 높아지는 것으로 나왔으나(강동욱, 2001) 안주엽 외(2002)의 연구에서는 결혼여부가 임금에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로

로 나타나 장애인의 결혼과 임금간의 관계를 일률적으로 단정짓기는 어려운 것으로 보인다.

도움필요정도와 외부불편정도가 임금에 미치는 영향은 예상과 같이 두 변수 모두 임금에 는 유의미한 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과들은 장애인들에게 적절한 임금을 제공하기 위해서는 일상생활과 이동상의 불편을 최소화시켜 주는 정책적 지원이 얼마나 중요한지를 잘 말해주고 있다.

교육수준과 근속년수가 임금에 미치는 영향은 예상한 것처럼 교육수준이 높을수록 그리고 근속년수가 길수록 임금도 증가하는 것으로 나타났는데 이는 일반적인 노동시장이론 및 선행연구들(유동철, 2000; 강동욱, 2001)의 결과와도 일치한다. 특히 이들 변수의 계수의 절대치는 다른 설명변수들보다 높는데 이는 장애인의 임금수준 향상에 이들 변수가 매우 중요한 역할을 한다는 것을 의미한다. 따라서 교육수준과 근속년수 제고를 위해 장애인 당사자도 적지 않은 노력을 해야 되겠지만 정부측에서도 당사자들 못지않은 정책적·제도적 노력을 해야 한다.

지역변수의 경우 두 집단 모두에서 임금에는 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 권유경(1998)의 연구결과(통합모델)와 대체로 일치하나 대도시 거주자의 임금이 그렇지 않은 지역 거주자들에 비해 높게 나타난 유동철(2000)과 강동욱(2001)의 분석결과와는 다르다고 할 수 있다.

고용형태는 두 집단 모두에서 일반적인 예상과 선행연구(권유경, 1998; 유동철, 2000)에서처럼 비상용직에 비해 상용직일수록 임금이 더 증가하는 것으로 나타났으며, 임금수준에 미치는 영향력도 양 집단 모두에서 높게 나타나 정규·비정규직간의 임금수준격차가 두 집단 모두에서 심각함을 말해준다.

종사직종에서는 단순노무/생산직을 기준으로 볼 때 예상과 같이 양 집단 모두 이 직종보다는 고위관리·전문직 및 사무직에 종사할수록 임금이 더 높아지는 것으로 나타났다. 다만 장애인의 경우는 비장애인 집단과 달리 그들이 서비스/판매직에 종사하게 되면 단순노무/생산직에 종사할 때보다 임금이 더 낮아지는 것으로 나왔다. 이를 직종의 질적(質的) 측면만을 고려해 해석해 보면 분석대상 장애인들이 종사하는 '서비스/판매직'은 비장애인들이 종사하는 동일직종에 비해 고용의 질적 수준이 한 단계 떨어짐을 의미하기도 한다. 한편 종사직종 또는 직무를 고위관리/전문직, 사무직, 서비스/판매직, 생산직 및 농어업직(기준변수)으로 나누어 분석한 연구(권유경, 1998)에서는 고위관리/전문직과 사무직의 임금이 농어업직보다 확연하게 높은 것으로 나타났으며, 기준변수를 단순노무/생산직으로 한 본 연구에서도 이들 직종의 임금이 유의미하게 높아 '종사직종'이 장애인 임금결정과정에서 매우 중요한 의미를 지니고 있음을 알 수 있다.

직장의 종류가 임금에 미치는 영향을 보면, 장애인의 경우 이들이 정부·정부관련기관보다 일반사업체에 근무할 때 임금을 조금 더 많이 받는 것으로 나타났으나 비장애인의 경우는 관련 문헌들(조우현, 1999; 방하남 외, 2004)에서와 같이 정부·정부관련기관 근무자일수록 임금이 더 높아지는 것으로 발견되었다. 이런 현상은 비장애인의 비상용(비정규직)직 종사비율(22%)보다 상대적으로 높은 장애인의 비상용(비정규직)직 종사비율(44%)이 공공부문에도 그대로 적용되었기 때문인 것으로 보인다.

(4) 임금차별의 정도

앞의 연구방법에서 언급한 임금분해방식을 이용해 양 집단 간 로그임금의 총격차를 100(%)으로

보면, '특성요인'이 총격차의 32.7%를 그리고 '차별요인'이 나머지 67.3%를 설명하고 있는 것으로 계산되었다(<표 7>).¹⁷⁾

본 연구에서 차별이 의미하는 바가 '다른 모든 특성들이 양 집단 간에 동일하다고 가정한 상태에서 장애인이라는 이유만으로 취업(피고용)과 임금결정과정에서 비장애인들과는 다른 불리한 대우를 받는 것'이라고 볼 때 분석결과에서 나타난 67.3%이라는 장애인 임금차별정도는 매우 사회적으로 매우 불합리한 수준이다.

임금차별의 정도에 대한 연구결과는 전체적으로는 장애인들의 임금결정과정에서 인적자본특성(생산성)과 장애인차별의 두 요인 모두가 임금수준결정에 영향을 미치기는 하나 그 중에서는 특히 차별이 훨씬 더 중요한 결정요인으로 작용하고 있음을 말해 준다. 임금차별 연구결과는 앞의 취업과정에서와 같이 장애인들의 임금결정과정도 생산성을 중시하는 특성(인적자본이론)과 임금격차가 장애인 개인의 어떠한 과 상관없이 사회나 고용주의 차별 때문에 발생한다는 차별이론의 두 가지 관점에 의해 설명되어짐을 보여준다.

그러나 그 비율을 나누어 보면 임금격차의 경우는 개인의 교육이나 기타 특성에 대한 투자로 인해 결정된다는 인적자본이론보다 차별이론이 좀더 큰 설명력을 지니는 것으로 나타난다.

따라서 향후 장애인과 비장애인간의 임금격차해소를 위해서는 가장 먼저 임금결정과정에서의 차별을 제도적으로 없애야 한다. 임금결정과정에서 장애인과 비장애인이 처한 노동시장적 조건이 모두 동일함에도 불구하고 '장애'를 가지고 있다는 단 한가지의 이유만으로 장애인이 비장애인에 비해 상대적으로 낮은 임금을 받고 있는 것은 사회구조적으로 매우 불합리한 관행임에 틀림없다.

17) 미국의 CPS(Current Population Survey, 1991)자료를 이용한 경우 여성임금기준 남녀간(백인남성·백인여성) 임금격차는 36%로 나타났다. 여기에 Oaxaca의 임금분해방식을 적용하면, 남녀간 임금격차 중 3/4가 차별 때문이고 나머지 1/4이 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 6/10은 차별 때문이고 나머지 4/10은 남녀간 생산성차이 때문인 것으로 분석되었다(조우현, 1999). 이러한 연구결과들에 비추어볼 때 본 논문에서 도출한 장애인 임금차별정도인 67.3%는 신뢰할만한 결과라 할 수 있다.

<표 7> 장애인과 비장애인의 임금격차요인¹⁸⁾

임금격차 구성요소			
총임금격차(log)			크기
특성요인	인적자본	도움필요	-0.0205
		외부불편	0.21009
		교육수준	0.06045
		근속년수	0.00816
	인적 속성	성	-0.02156
연령		-0.0108	
가구주여부		-0.05832	
가구원수		0.0153	
노동시장	결혼상태	0.000416	
	지역	-0.00108	
	고용형태	0.06864	
	중사직종	0.027035	
직장유형			-0.00333
소계			0.274501 (32.7%)
차별요인	인적자본	도움필요	0
		외부불편	0
		교육수준	-2.99939
		근속년수	-1.44827
	인적 속성	성	0.08788
연령		5.36772	
가구주여부		0.08128	
가구원수		-0.32655	
노동시장	결혼상태	-0.06438	
	지역	-0.01453	
	고용형태	-0.10584	
	중사직종	0.03646	
직장유형			-0.05002
소계			0.56536 (67.3%)

18) 일부 선행연구들에서는 임금차별의 '각 독립변수별 격차분해'를 시도하였으나 이 방법은 차별의 크기를 잘못 계산하게 할 가능성이 상당히 높다. 즉 변수별 격차를 분해하려는 시도는 옳으나 분해 결과 비율 또는 확률(%)값의 부호가 '-'가 되어 그 이후의 계산이 아무 의미가 없어진다. 따라서 엄밀하게는 '특성차이에 기인한 격차'와 '차별에 기인한 격차'의 두 소계만이 의미를 가지며, 두 요인간의 상대적 비율은 두 소계의 합을 100(%)으로 두고 분해하면 간단히 구해질 수 있다.

5. 요약 및 결론

연구결과 장애인들은 불합리한 사회구조적 차별로 인해 경제적으로 상당한 불이익을 받고 있는 것으로 밝혀졌다. 즉 노동시장에서 장애인은 ‘장애’를 가지고 있다는 단 하나의 이유만으로 취업과정에서는 33.4%의 차별을 그리고 임금수급시에는 67.3%의 차별을 받고 있다는 것이다. 따라서 정부가 향후 장애인의 취업률과 임금수준을 올리려면 먼저 장애인차별금지법 제정을 통해 취업과정에서 장애인이라는 이유만으로 겪게 되는 불합리한 차별을 엄격히 감시해야 한다. 그리고 이와 함께 장애가 있다 하더라도 그와 상관없이 원활한 경제활동을 할 수 있도록 노동시장내의 고용환경개선(직장 내 고용환경개선, 출퇴근 편의성 제공, 개인별 보조공학적인 지원, 교육 및 훈련확대 등)에도 적지 않은 노력을 기울여야 한다. 장애인의 89.4%가 후천적 요인으로 ‘장애’를 가지게 되는 현재 우리나라의 상황에서는 국민 모두가 잠재적 장애인이라 할 수 있다. 어떤 한 사람이 지금 현재 장애인이 아니라고 해서 이후 남은 일생도 비장애인으로 살아갈 수 있다고는 아무도 장담하지 못한다. 이러한 관점에서 볼 때 특히 장애인차별금지법은 장애인·비장애인을 떠나 국민 개개인 모두의 인권보장을 위한 최소한의 제도적 안전장치이다. 그러므로 정부나 관련 정당은 현재 장애인이나 시민단체가 주도적으로 추진하고 있는 장애인차별금지법(안)의 법제화를 더 이상 미루면 안 된다.

참고문헌

- 강동욱. 2001. “장애인의 임금결정구조분석”. 사회복지정책, 12.
- _____. 2002. “노동시장의 여성장애인 이중차별구조”. 사회복지정책, 15.
- 강철희. 2004. “재취업에 관한 분석 : 인적자본 관점과 인간능력관점을 중심으로 한 탐색”. 『제5회 한국노동패널 학술대회 논문집』. 한국노동연구원 외.
- 권유경. 1998. “한국 장애인의 피고용여부와 월임금수준 결정요인”. 서울대학교 석사학위논문.
- 김재원. 1997. 노동경제학. 서울: 박영사.
- 방하남 외. 2004. “좋은 일자리의 개념구성 및 결정요인의 분석”. 제5회 한국노동패널 학술대회 논문집., 한국노동연구원 외.
- 변용찬 외. 2001. 2000년도 장애인 실태조사. 한국보건사회연구원.
- 서동영. 2003. “노동시장에서의 장애인 고용차별 분석”. 서강대학교 석사학위논문.
- 인주엽 외. 2002. 사회적 통합을 위한 장애인 고용정책. 한국노동연구원.
- 어수봉. 1996. “한국의 장애인 노동시장분석”. 노동경제논집, 19(1).
- 유동철. 2000. “노동시장의 장애인 차별 영향 분석 - 지적장애인을 중심으로 -”. 서울대학교 박사학위논문.
- _____. 2002. “장애인 실업의 원인 : 생산성 또는 차별? 한국사회복지학, 48.
- 이상은. 2004. “국민기초생활보장제도의 노동공급효과 평가”. 제5회 한국노동패널 학술대회 논문집. 한국노동연구원 외.

- 이선우. 1997. “장애인의 취업 및 취업형태에 영향을 미치는 요인에 대한 분석”. 한국사회복지학, 33.
- _____. 2001. “장애인의 경제활동유형 결정요인에 대한 연구 : 다항로짓을 이용한 분석”. 사회복지연구, 18.
- 이효수. 2002. “노동시장환경변화와 노동시장의 구조변동”. 경제학연구, 50(1).
- 조우현. 1999. 노동경제학. 서울: 법문사.
- 정충영·최이규. 2000. SPSSWIN을 이용한 통계분석. 무역경영사.
- 황수경. 2004. “기혼여성의 노동공급과 단시간근로”. 제5회 한국노동패널 학술대회 논문집.
- Aigner, D. J., and G. G. Cain. 1977. “Statistical Theories of Discrimination in Labor Market.” *Industrial and Labor Relation Reviews*. January 175-187.
- Baldwin, M., and W. G. Johnson. 1994. “Labor Market Discrimination Against Men with Disabilities”. *Journal of Human Resources* 14(1): 1-19.
- Baldwin, M., and W. G. Johnson. 1995. “Labor Market Discrimination Against Women with Disabilities”. *Industrial Relation* 34(4): 555-577.
- Johnson, W. G., and J. Lambrinos. 1985. “Wage Discrimination against Handicapped Men and Women”. *Journal of Human Resources* 20(2): 264-277.
- Oaxaca, R. L. 1973. “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets”. *International Economic Review*.
- NIDRR. 2003. <http://www.ed.gov/offices/OSERS/NIDRR>

An Empirical Analysis on the Discriminations(Employment and Wage) for People with Disabilities

Kang, Dong-Ug

(Korea National College of Rehabilitation and Welfare)

This study shows that people with disabilities are very disadvantageous in employment and wage, which is originated from social discriminations. In this study, numerical value of employment-discrimination was calculated as 33.4%, and that of wage-discrimination calculated as 67.3%. But these discriminations are only come from one's disability not from productivity. So, Government must legislate 'The Discrimination Prohibit Act for People with Disabilities' rapidly to promote of people with disabilities' life qualities. Nobody knows when he get disabilities. Together with 'The Discrimination Prohibit Act for People with Disabilities', Government also have to improve people with disabilities' way of working, mobility, and provide assistive technology for the promotion of people with disabilities' employment rate and wage.

Key words : people with disabilities, discrimination, human rights, employment circumstances, The Discrimination Prohibit Act for People with Disabilities.

[접수일 2004. 2. 25 게재확정일 2004. 4. 25]