

노동정책연구

2003. 제3권 제1호 pp.141~169

© 한국노동연구원

연구논문

# 장애인-비장애인의 취업확률 격차와 장애효과

황수경\*

본 연구는 장애(disability)가 취업확률에 미치는 효과를 노동시장에서 상이한 의미를 갖는 요인으로 구분하여 분석한다. 장애는 건강상태나 기능상의 제약과 같은 요인들에도 영향을 미치기 때문에 이로 인한 취업상의 불평등 요소는 전적으로 기업에 전가하기 어려운 측면이 있다. 그러나 이러한 요인들을 배제한 다른 원인에 의한 불평등은 노동시장의 차별적 관행과 보다 밀접하게 연관된다고 할 수 있다. 장애효과를 세분함으로써 장애인이 받는 취업상 불이익의 원천을 판별하고 그에 합당한 정책적 지원방안을 모색하고자 하는 것이 본 연구의 기본 목적이다. 분석 결과는 두 가지로 압축된다. 첫째, 장애인-비장애인 간의 취업확률 격차의 대부분은 다른 요인이 아닌 장애로 인한 격차이다. 둘째, 건강상의 제약을 고려한 순수 장애효과는 전체 취업확률 격차의 절반 수준에 불과하다. 직무수행능력과 직·간접적으로 연관된 건강상의 제약으로 인한 장애인의 고용 기회 감소는 시장의 몫이 아니라 정부가 책임져야 할 몫이라는 인식이 요구된다. 분석 자료로는 부가조사를 포함한 제4차 「한국노동패널조사」가 사용되었다. 장애인의 기능상 제약과 관련된 정보의 일부가 누락된 것을 보완하기 위해 관측된 자료를 중심으로 회귀 추정에 의한 복제기법(regression imputation)을 이용하였다.

핵심용어 : 장애(disability), 취업확률, 취업확률 격차, 건강상의 제약, 자료의 대체(imputation)

## I. 서론

우리나라에서 그동안 장애인 고용에 관한 연구는 경제학적 분석보다는 사회복지 혹

투고일: 2003년 2월 5일, 심사의뢰일: 2월 14일, 심사완료일: 2월 28일

\* 한국노동연구원 부연구위원(skhwang@kli.re.kr)

은 복지행정 차원에서의 연구가 주종을 이루어 왔다. 분석대상 및 관점도 노동시장에서의 장애인 지위를 객관적으로 짚어보기보다는 장애인을 중심에 두고 다분히 노동시장의 객관적 여건과는 분리되어 이루어져 왔다. 장애인 복지의 목표가 정상화(normalization)<sup>1)</sup>와 사회적 통합(social inclusion)으로 외연을 확대하고 있는 지금, 노동시장의 틀 내에서 장애인의 취업이나 고용에 관한 심층적 분석이 풍부하게 제공되고 있지 못한 것은 자못 의아스럽다. 장애인의 사회통합은 궁극적으로 일반인들로부터 격리되지 않고 섞여서 생활하는 공존 상태를 지향하며 이를 위한 가장 기본적인 전제가 취업이다. 취업은 경제적 측면에서만이 아니라 비장애인과의 사회적·심리적 격차를 줄임으로써 장애인의 정상화와 사회통합에 핵심적인 역할을 수행한다. 서구 복지국가에서도 1990년대 이후 장애인복지정책은 소득보조 중심에서 직업재활 및 고용지원을 우선하는 것으로 방향을 선회하였다. 일할 의사와 능력이 있는 장애인에게 다른 사회 구성원과 동등하게 노동시장에서의 취업기회를 보장하는 것은 장애인정책의 출발점이자 궁극적 목표이기도 하다.

2000년 현재 우리나라의 전체 장애인구는 145만명으로 인구 100명당 장애인구 비율은 3.1%로 나타나고 있다(보건사회연구원).<sup>2)</sup> 이 가운데 133만명이 15세 이상 인구이고 이들 중 경제활동에 참가하고 있는 장애인은 64만명, 취업자는 56만명으로 추산된다. 장애인의 경제활동참가율은 47.8%이고 취업률과 실업률은 각각 71.6%와 28.4%로 나타나, 비장애인에 비해 경제활동참가율과 취업률은 낮고 실업률은 매우 높다는 특징을 보이고 있다. 특히 장애인 실업률은 전체 실업률 4.1%와 비교할 때 무려 7배에 달하는 수치로 우리 사회에서 장애인 고용여건이 매우 열악함을 단적으로 보여주고 있다(표 1 참조).<sup>3)</sup>

- 1) 일각에서는 장애인의 정상화 개념이 비장애인과의 통합환경 조성에 초점이 맞추어지면서 중증장애인을 중심으로 한 특수시설의 역할을 과소평가한다고 비판한다. 자세한 논의는 이성규(2000) 참조.
- 2) 1995년 106만명에 비해 39만명이 증가했으며 장애인구 비율은 2.5%에서 3.09%로 늘었다. 그러나 우리나라 장애인구 비율은 미국 20.6%(1995), 독일 8.4%(1991), 호주 18.0%(1993), 일본 4.8% (1995) 등에 비하면 매우 낮은 수준이다. 이는 장애인수가 절대적으로 적다기보다는 국가의 복지혜택이 미치는 장애인 인정범위가 선진국보다 좁고 사회적 편견 때문에 장애를 인정하거나 신고를 꺼리는 데 근본 원인이 있다고 보여진다. 세계보건기구(WHO) 기준으로 보면 통상 장애인구 비율이 10%일 것으로 추산하고 있으며 이에 따라 일각에서는 우리나라 장애인 규모를 400만~450만명으로 추산하기도 한다.
- 3) 「장애인실태조사」에서의 실업자는 구직희망 여부로 정의되어 통계청의 실업자 정의와 반드시 일치하지 않는다. 그러나 장애인과 같은 고용취약계층의 경우 현실적인 취업 가능성이 희박함에 따라 구직활동을 포기하고 비경제활동인구(즉 실망실업자)로 잠재해 있을 가능성이 매우 크다는 점이 고려될 필요가 있다.

〈표 1〉 한국과 미국의 장애인의 경제활동상태 비교

	장애인			비교그룹 <sup>1)</sup>		
	경활참가율	취업률	실업률 <sup>2)</sup>	경활참가율	취업률	실업률
한국(2000)	47.8	71.6	28.4	60.9	95.9	4.1
미국(1998)	30.4	87.7	12.3	82.3	95.2	4.8

주 : 1) 한국의 비교그룹은 장애인을 포함한 전체 인구의 경제활동상태이고, 미국은 장애인을 제외한 비장애인의 경제활동상태임. 미국의 수치는 16~64세 인구를 대상으로 함.

2) 「장애인실태조사」에서의 실업자는 구직희망 여부로 정의되어 통계청의 실업자 정의와 정확하게 일치하지 않음.

자료 : 한국, 보건복지부, 「2000년도 장애인실태조사」, 2001.

U.S. Census Bureau, Housing Household and Economic Statistics Division.

미국과 비교하면 우리나라의 경우 장애인의 경제활동참가율이 상대적으로 높다는 특징을 보이는데, 이는 장애인에 대한 사회적 보장 수준이 낮아 취업 필요성을 그만큼 더 절실하게 느끼고 있음을 반영하는 것이다. 그러나 높은 경제활동참가율에도 불구하고 취업률이 매우 저조하고 실업률은 두 배 이상 높아, 우리나라 장애인은 경제적 불안정과 낮은 취업 가능성이라는 악순환의 늪에 빠져 있을 가능성이 그만큼 크다고 할 수 있다. 이처럼 우리나라 장애인의 높은 경제활동참가율과 낮은 취업 가능성은 노동시장 내에서의 장애인의 지위와 고용상 특징과 관련해 많은 것을 함축하고 있다고 판단된다.

본 연구는 노동시장에서 장애인의 취업확률을 직접적인 분석대상으로 한다. 제Ⅱ장에서는 노동시장적 접근방법에 입각해 장애인 고용의 지위와 특성을 분석한 선행연구를 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용된 자료의 기본적인 특성을 소개한다. 제Ⅳ장에서는 연구내용 및 분석방법을 소개하고 실증분석 결과를 요약한다. 장애(disability)효과를 건강상의 제약과 구분하여 취업확률 분석을 수행한 후, 이를 토대로 각각에 의한 취업확률상의 불이익을 계량적으로 추정한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구에서의 분석 결과를 토대로 정책적 함의를 모색한다.

## Ⅱ. 선행연구

장애인 고용에 관한 노동시장적 접근은 기본적으로 경쟁적 노동시장에서 고용기회

및 임금 등에서 나타나는 장애인-비장애인간의 차이를 분석하고 장애인의 취업 저해요인을 규명하는 데 주안점이 두어진다. 분석적인 시각에서 볼 때, 장애인 고용 문제를 접근하는 기본적 관점은 장애인의 노동공급 측면(supply-side)의 특수성에 주목하여 장애인 고용 여건을 분석하려는 시각과 장애인에 대한 시장에서의 차별 혹은 노동시장의 제도적 또는 구조적 요인 등 노동수요 측면(demand-side)에 초점을 두는 시각으로 대별될 수 있을 것이다.

많은 연구자들에 의해 장애인의 노동공급이 비장애인과 동일한 분석틀에서 분석이 가능하다는 것이 입증되는 가운데, 공급 측면에서의 가장 일반적인 분석 결과는 장애인이 교육수준이 상대적으로 낮고 직업훈련이나 직장경험이 적으며 덜 사회화되어 있어 직업활동에 상대적으로 불리한 인적자원을 갖는다는 것이다. 이처럼 생산성과 관련된 요인에서 장애인의 열등한 조건을 가짐으로 인해 기업이 채용을 기피하게 되고 장애인의 취업 및 고용여건이 불리해지는 필연성이 존재하게 된다. 우리나라에서는 어수봉(1996)이 장애인 노동시장에서의 의중임금 및 구직기간 분석을 통해 장애인의 경우에도 일반인과 유사한 노동공급방식이 존재하며 학력, 직업훈련 여부, 취업경험 유무가 경제활동참가 및 실업탈출확률에 체계적인 영향을 미치고 있음을 보였다. 이선우(1997, 2001)는 장애인의 인적특성 및 장애특성 등을 설명변수로 하여 취업 및 취업형태에 미치는 효과를 추정하였다.

장애인이 기능장애(impairment) 혹은 능력장애(disability)를 가진다는 특수성에 기초하여 장애 유형 및 장애 정도가 고용 및 임금에 미치는 효과를 분석하기도 한다. Stern(1989)은 통상의 장애 유형 및 장애 정도를 직업적 장애로 재구성하기 위해 직무에 직접적으로 영향을 주는 장애지표(disability index)를 구성하고 이렇게 측정된 장애 정도가 경제활동참가에 미치는 효과를 추정하였다. Mullahy(1991)와 Baldwin(1994, 1995)은 기능적 한계 혹은 건강상태의 임금 패널티를 측정하고 생산성과의 연관성을 통해 기능적 한계와 차별을 구분지으려는 일련의 작업을 수행하였다.

소득보조(income transfer)와 같은 사회보장제도가 장애인의 노동공급 및 고용패턴에 어떤 효과를 미치는지에 관해서도 많은 실증연구가 진행되어 왔다. 이러한 연구로는 Mulle(1996)와 Burkhauser(2001/2002) 등을 꼽을 수 있는데, 둘 다 소득보조정책이 장애인 취업유인을 저해한다는 분석 결과를 내놓았다. Burkhauser(1998)는 미국과 독일의 장애인복지제도의 차이<sup>4)</sup>를 비교함으로써 양국 장애인의 취업행태 및 고용패턴에

4) 장애인복지정책은 크게 두 가지로 구분되는데, 하나는 소득보조프로그램(transfer program)이고 다른 하나는 재활(rehabilitation)이다. 전자는 장애로 인해 잃어버린 소득(lost earnings)을 대체하는 사회적 보상을 강조하는 반면, 후자는 고용주도프로그램으로 기능적 손상(impairment)의 효과를

서의 차이를 설명하고 있다. 한편 생산적 복지(productive welfare)의 논거에 입각해 장애인의 빈곤탈출 및 사회화 과정에서의 고용의 역할에 초점을 맞춘 실증분석도 활발하게 이루어지고 있다. Kruse(1998)와 Burkhauser(1998)는 장애인의 빈곤탈출에서 고용이 핵심적인 역할을 하고 있음을 보이고 있으며, Schur(2002)는 장애인의 빈곤과 사회적 배제(social exclusion)가 비고용상태에서 비롯되고 있음을 분석하였다.<sup>5)</sup>

장애인 노동시장에서 수요 측면에 초점을 맞추는 연구에서는 주로 장애인근로자에 대한 기업주, 동료근로자, 소비자의 편견이나 사회구조적 요인에 의해 발생하는 차별(discrimination)의 문제가 핵심적인 분석대상으로 부각된다.<sup>6)</sup>

장애인에 대한 차별이론을 뒷받침하기 위한 실증연구로는 Zadny(1979), Ehrenberg(1998) 등을 들 수 있는데, Zadny(1979)은 장애인을 많이 고용해 본 고용주일수록 장애인에 대해 보다 긍정적 태도를 가진다는 분석 결과를 통해 선호에 의한 차별이론을 뒷받침하였고, Ehrenberg(1998)는 장애인 등 소수집단에 대한 차별은 시장의 경쟁압력으로부터 벗어나 있는 독점업체에서 실질적으로 발생하고 있음을 보여 이중노동시장론을 지지하였다. 우리나라에서는 유동철(2000)이 장애인에 대한 노동시장에서의 차별을 본격적인 주제로 다루고 있는데, 고용주의 장애인에 대한 선입견의 정도가 심할수록 선입견의 대상인 소수집단의 고용과 임금수준은 더 낮게 나타나며, 장애인은 2차노동시장에 주로 고용되어 취업과 실업을 반복하는 등 취약한 고용상태에 있다고 분석하였다. 어수봉(1996)은 차별을 본격적인 의제로 삼고 있지 않지만 기업의 고용제의합수를 추정하여 제반 설명변수에 대해 탄력적인 장애인수요함수의 존재를 보인 바 있다.

장애인에 대한 차별의 정도는 장애인의 인적특성과도 밀접하게 관련돼 있다는 분석도 제기되고 있다. Baldwin(1994)은 성과 장애라는 이중의 차별요인을 결합하여 분석하고 이를 통해 여성 장애인이 남성 장애인에 비해 차별받는 정도가 상대적으로 더

---

상쇄시키고 고용주로 하여금 장애인 고용을 촉진하도록 하는 기제이다. 전통적으로 미국은 소득보조프로그램에 상대적으로 많은 노력을 기울이고 노동시장에 대한 정부 개입은 최소화해 온 데 반해 독일은 적극적으로 직무를 창출하는 등 상대적으로 재활정책에 노력을 집중해 왔다.

- 5) 일반적으로 장애인은 교육수준이 낮고 덜 사회화되어 있어 정치활동에 소극적이며, 생활만족도가 낮고 부정적인 사회적 태도를 가진다고 여겨지나 고용활동은 이러한 사회적 배제요인을 상당부분 줄여 주고 있다고 분석하였다(Louis Harris and Associates, 2000; Schur, 2002).
- 6) 노동시장에서 장애인 차별을 설명하는 데 적합한 이론으로는 선호가설, 통계적 차별이론 및 이중노동시장론 등을 들 수 있다. 선호가설은 소수 집단에 대한 차별을 그 집단에 대한 고용주의 선입견을 중심으로 설명하고 있고, 통계적 차별이론은 한 개인이 자신의 특성이 아닌 소속집단의 평균적 특성에 의해 평가받게 되는 것을 차별의 원인으로 제시하며, 이중노동시장론은 자본주의 하에서 노동시장은 1차노동시장과 2차노동시장으로 분절되며 장애인과 같은 소수집단은 2차노동시장에 주로 속하게 됨으로써 구조적 차별을 받게 된다고 설명한다.

크다는 사실을 입증하였다. 유동철(2001)도 여성 지체장애인에 대한 이중차별 문제를 실증적으로 분석하였고, 이선우 외(2001)는 장애인의 학력이 높을수록 직업생활 및 임금에서의 차별이나 인권침해 가능성이 상대적으로 낮으며, 시각장애인과 언어·청각장애인은 지체장애인에 비해 직업생활에서의 차별 정도가 더 높다고 분석하였다. 그러나 이들의 연구에서 차별의 원인에 관해서는 명시적인 언급은 없다.

이상에서 살펴본 바와 같이 장애인의 노동공급 측면에 주목하는 연구는 장애인의 인적 특성에 해당하는 학력, 경력, 건강 등 인적자본(human capital)의 측면에서 노동시장에서 상대적으로 열등한 노동력을 구성하기 때문에 이로 인해 고용기회가 제한되거나 노동시장에서 불리한 지위에 처할 수 있다는 점을 강조한다. 따라서 장애인의 업무 능력이 비장애인에 비해 상대적으로 열등할 수밖에 없는 객관적인 현실 인식에서 출발하여, 이동권 보장 등 장애 자체로 인한 제약을 완화시키는 노력을 포함하여 장애인의 노동능력 향상을 도모함으로써 노동시장에 원천적인 제약과 격차를 줄이기 위한 정책적 노력이 필요함을 제기한다.

한편 장애인에 대한 노동수요 측면에 주목하는 연구는 장애인의 취업이나 고용여건이 장애인 개인의 인적특성에 의해서라기보다는 사회적 편견이나 차별, 그리고 그가 속한 사회의 제도적·구조적 특성에 의해 주로 결정된다는 점을 강조한다. 따라서 장애인이 받고 있는 불이익을 완화하고 개선하기 위해서는 고용할당 등 정책적 강제수단이 필요함을 이론적으로 뒷받침하고 사회 전반에 걸친 편견이나 차별적 관행을 없애기 위한 제도적 장치가 필요함을 강조한다.

그러나 노동공급자로서의 장애인의 인적특성을 강조하는 공급 측면의 분석과 장애인을 고용하는 기업이나 이를 둘러싼 시장환경에서의 차별적 요인을 강조하는 수요 측면의 분석이 상호 배타적이거나 모순적이기보다는 서로 보충적인 관계에 있다고 보는 것이 타당할 것이다. 장애인과 같은 고용상의 취약계층일수록 노동시장에서의 지위와 관련해 공급 측면의 원인과 수요 측면의 원인이 복합적으로 작용하게 되는 것이 일반적이기 때문이다. 예컨대 장애인의 직업능력 부족이 노동시장에서 고용기회 제한을 가져오고 고용기회 제한은 다시 직업능력 향상의 원천적 제약으로 이어져 구조적인 배제와 차별로 귀결된다. 사회적 배제와 차별이 구조화되면 장애인 취업여건은 더욱 악화되고 이는 장애인의 취업유인을 더욱 떨어뜨리게 될 것이다.

우리나라에 국한하여 살펴보면 아직은 장애인의 취업 및 고용여건에 관한 체계적인 실증분석이 매우 부족한 실정이다. 어수봉(1996), 이선우(1997, 2001), 유동철(2000) 등이 몇 안 되는 실증연구인 셈인데, 장애인 고용에 관한 실증연구가 이처럼 미흡한 데는 자료의 제약이 가장 큰 문제점으로 지적되어 왔다.<sup>7)</sup> 이선우(1997, 2001)와 유동

철(2000)은 보건사회연구원의 「장애인실태조사」를 분석 자료로 이용하고 있는데, 기본적으로 노동시장 정보가 부족하여 장애인 고용의 공급구조를 분석하는 이상으로 연구를 진전시킬 수 없다는 한계를 가진다. 이에 비해 어수봉(1996)은 장애인고용촉진공단의 장애인 구인구직자 DB를 이용하여 장애인 노동시장의 공급과 수요 양 측면을 분석하고 있으나, 이 자료가 취업알선을 목적으로 한 자료이기 때문에 가구특성과 같은 배경변인들의 정보가 부족하고 취업 이후 정보가 부족하여 고용안정성과 같은 장애인 노동시장의 질적 측면을 분석하는 것이 곤란하다. 다음 장에서 서술되었지만 「한국노동패널」을 사용하고 있는 본 연구도 자료 제약이라는 한계로부터 그리 자유롭지 못하다.

### Ⅲ. 분석 자료

본 연구에서는 한국노동연구원의 「한국노동패널조사」(이하 노동패널)<sup>8)</sup>가 이용된다. 「노동패널」은 2001년 제4차 조사에서 최근의 정책적 관심을 반영하여 건강 및 은퇴에 관한 부가조사를 실시하였는데, 이 부가조사에는 장애 유형, 장애 정도 등과 같은 장애 관련 문항이 포함되었다. 제4차년도 조사에서 장애인으로 판별된 개인은 조사대상자 11,043명 중 368명(3.3%)으로 보건사회연구원에서 실시한 「2000년 장애인실태조사」에 나타난 장애인 출현율 3.09%와 거의 유사하다(표 2). 표본의 기본적 특성은 <표 3>~<표 4>에 정리되었다. 패널조사의 특성을 이용하면 매년의 조사를 결합하여 4년에 걸

- 7) 현재 장애인과 관련된 대표적인 자료로는 보건사회연구원이 5년마다 실시하는 「장애인실태조사」와 장애인고용촉진공단의 「장애인근로자실태조사」를 꼽을 수 있다. 「2000년 장애인실태조사」는 1995년 인구주택총조사 조사구를 표본추출 모집단으로 하고 200개 지역, 지역당 220가구 총 44,000가구를 층화추출하고 있다. 이 조사는 모집단 대표성이 확보되고 표본 크기가 가장 크다는 장점을 가지고 있어 장애인구 및 출현율, 장애 유형별 분포, 재가장애인의 취업활동 등 장애인 현황에 관한 가장 일반적인 정보원으로 사용되고 있으나 고용과 관련한 상세정보가 부족하여 장애인 노동시장의 구체적인 구조분석에 적절치 않다는 지적이 제기된다. 한편 장애인고용촉진공단의 「2000년 장애인근로자실태조사」는 5인 이상 사업체 4,115개소와 장애인 근로자 11,071명을 대상으로 실시되었으며 장애인 근로자의 취업실태와 관련해 가장 구체적인 설문내용을 포함하고 있으나, 취업하고 있는 장애인만을 조사대상으로 했기 때문에 미취업 장애인 및 비장애인과 같은 비교집단이 없어 장애인 노동시장의 특징을 분석하기 위한 자료로서 결정적인 한계를 지닌다.
- 8) 「한국노동패널조사」는 비농촌지역 거주 가구를 대표하는 5,000가구를 대상으로 1년에 1회 가구 및 개인의 경제활동 및 사회생활 등에 관하여 추적조사하는 중단면조사(longitudinal survey)로서 1998년에 제1차 조사가 이루어져 현재 제5차 조사(2002년)가 완료되고 제4차 조사 결과까지 이용가능하다.

친 장애인·비장애인의 고용 및 취업실태와 관련된 상세정보를 가진 패널자료가 구축될 수 있다. 「노동패널」은 다른 자료와 비교하여 비교집단이 명확하고 가구정보와 개인의 경제활동에 대한 상세정보를 이용할 수 있다는 장점을 가지는 데 반해, 장애인 고용구조를 파악하기 위한 목적으로 표본 설계된 것이 아니기 때문에 장애인 관측치가 충분치 않다는 약점을 가진다.

〈표 2〉 노동패널과 장애인 실태조사의 비교

	노동패널(장애인)			장애인실태조사
	남 자	여 자	전 체	전 체
경제활동참가율	45.9	22.1	38.0	47.8
실업률	8.0	7.4	7.9	28.4 <sup>1)</sup>
취업자 비율	42.3	20.5	35.1	34.2

주 : 1) 보사연의 「장애인실태조사」에서는 실업률을 구직활동 유무와 상관없이 구직희망자를 기준으로 작성하고 있어 일반적인 의미의 실업률 산정 기준과 차이가 있음. 지난 1달간 구직활동을 한 장애인을 기준으로 하면 실업률은 9.8% 수준일 것으로 추정됨.

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 제4차 자료.

보건사회연구원, 「2000년도 장애인실태조사」.

「노동패널」 부가조사에는 직접적으로 장애 여부를 물은 것 이외에도 두 가지의 다른 건강 관련 문항을 포함한다. 하나는 자가진단 건강상태(self-rated health index)이고 다른 하나는 일과 관련한 건강상의 제약 정도(health limits)이다. 전자는 응답자의 건강상태를 ‘아주 건강하다’, ‘건강한 편이다’, ‘보통이다’, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’의 5점 척도로 답하도록 하고 있으며, 후자는 “건강상의 이유로 일자리에서 하시는 일의 종류나 양에 제한을 받으신 적이 있습니까?”하고 묻고 ‘일의 종류와 양 모두에 제한을 받은 적이 있다’, ‘일의 종류에 제한을 받은 적이 있다’, ‘일의 양에 제한을 받은 적이 있다’, ‘그런 적 없다’, ‘비해당(일을 한 적이 없다)’의 5개 선택지 중 하나에 응답하도록 하고 있다. 자가진단 건강상태나 일과 관련한 제약 정도는 장애와 밀접한 관련이 있을 뿐만 아니라 장애(disability)의 측정지표 중의 하나로 인식되기도 한다.<sup>9)</sup>

9) Stern(1989)은 미국의 Survey of Disability and Work와 Health Interview Survey를 이용한 분석에서 장애(disability)의 세 가지 측정지표로 자가진단 건강상태, 일과 관련한 건강상의 제약, 의학적 소견 및 증상을 사용하고 있다.



〈표 3〉 장애·비장애인의 인구학적 특성

(단위 : 명, %)

전 체		장애인	비장애인
		368 [100.0]	10,675 [100.0]
성 별	남성	142 (66.85)	5,067 (47.5)
	여성	97 (33.15)	5,608 (52.5)
연령	15 ~ 19 세	8 ( 2.2 )	1,072 (10.0)
	20 ~ 29 세	35 ( 9.5 )	2,164 (20.3)
	30 ~ 39 세	49 (13.3 )	2,248 (21.1)
	40 ~ 49 세	85 (23.1 )	2,118 (19.8)
	50 ~ 59 세	74 (20.1 )	1,378 (12.9)
	60세 이상	117 (31.8 )	1,659 (15.9)
교육	국졸 미만	71 (19.3 )	802 ( 7.5)
	국졸	96 (26.1 )	1,391 (13.0)
	중졸	77 (20.9 )	2,022 (19.0)
	고졸	81 (22.0 )	3,399 (31.8)
	대재	10 ( 2.7 )	961 ( 9.0)
	전문대졸	6 ( 1.6 )	706 ( 6.6)
	대졸 이상	27 ( 7.3 )	1,415 (12.8)
혼인상태	미혼	63 (17.1 )	3,002 (28.1)
	기혼 유배우	248 (67.4 )	6,701 (62.8)
	기혼 무배우	57 (15.5 )	972 ( 9.1)
가구주 여부	비가구주	147 (40.0 )	6,675 (62.5)
	가구주	221 (60.0 )	4,000 (37.5)
보호대상 가구 여부	아님	328 (89.1 )	1,0508 (98.4)
	맞음	40 (10.9 )	167 ( 1.6)
경제활동상태	임금근로자	63 (17.1 )	3,781 (35.4)
	고용주/자영업자	53 (14.4 )	1,493 (14.0)
	가족종사자	13 ( 3.5 )	422 ( 4.0)
	실업자	11 ( 3.0 )	256 ( 2.4)
	비경제활동인구	228 (62.0 )	4,723 (44.2)

자료 : 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」 제4차 자료.

〈표 4〉 장애특성별 취업자 분포

(단위: 명, %)

		전체	취업자	미취업자	
전 체		368(100.0)	129 (35.0)	239 (65.0)	
장애유형	지체	257 (69.8)	92 (35.8)	165 (64.2)	
	시각	28 ( 7.6)	7 (25.0)	21 (75.0)	
	청각	31 ( 8.4)	16 (51.6)	15 (48.4)	
	정신지체	27 ( 7.3)	6 (22.2)	21 (77.8)	
	기타	25 ( 6.8)	8 (32.0)	17 (68.0)	
장애판정여부	받지 않았다	134 (36.4)	41 (30.6)	93 (69.4)	
	받았다	234 (63.6)	88 (37.6)	146 (62.4)	
장애등급	1~2급	75 (20.4)	12 (16.0)	63 (84.0)	
	3~6급	146 (39.7)	69 (47.3)	77 (52.7)	
	7급 이상	6 ( 1.6)	4 (66.7)	2 (33.3)	
	급없음	141 (38.3)	44 (31.2)	97 (68.8)	
산업재해여부	그렇다	56 (15.2)	26 (46.4)	30 (53.6)	
	아니다	312 (84.8)	103 (33.0)	209 (67.0)	
	장애 발생 시기	태어날 때부터	31 ( 9.9)	11 (35.5)	20 (64.5)
		어렸을 때	69 (22.1)	33 (47.8)	36 (52.2)
성인 이후		212 (68.0)	59 (27.8)	153 (72.2)	

주 : 중복장애인의 경우 주된 장애를 기준으로 분류됨.

〈표 5〉 장애 여부와 건강상의 제약

(단위 : 명, %)

		장애인	비장애인
전 체		368 (100.0)	10,675 (100.0)
건강상태	아주 건강하다	1 ( 0.3)	581 ( 5.4)
	건강한 편이다	42 ( 11.4)	5,767 ( 54.0)
	보통이다	54 ( 14.7)	2,461 ( 23.1)
	건강하지 않은 편이다	169 ( 45.9)	1,587 ( 14.9)
	건강이 아주 안좋다	102 ( 27.7)	279 ( 2.6)
건강상의 제약	일의 종류와 양 모두에 제한	57 ( 15.5)	183 ( 1.7)
	일의 종류에 제한	3 ( 0.8)	59 ( 0.6)
	일의 양에 제한	17 ( 4.6)	121 ( 1.1)
	그런 적 없다	118 ( 32.1)	6,263 ( 58.7)
	비해당(일을 한 적이 없다)	173 ( 47.0)	4,049 ( 37.9)

문제는 ‘비해당(일을 한 적이 없다)’이라는 선택지에 답한 사람들을 어떻게 보아야 할 것인가 하는 점이다. 특히 장애인의 경우 경제활동에 참가한 적이 없는 경우가 많아 상당수가 비해당(47%)에 응답하여 일과 관련된 제약 여부를 판별할 수 없도록 되었다는 것이다(표 5). 이 경우 ‘비해당’에 응답한 응답자를 분석에서 제외하거나 별도의 독립된 카테고리로 취급(dummy variable regression with missing characteristic)하여 분석하는 것이 가장 손쉬운 해결책이 될 수 있으나, 전자는 이용가능한 상당수 정보를 누락시키기 때문에 비효율적이라 할 수 있고 후자는 ‘비해당’ 응답자가 장애와 체계적으로 연관될 때 추정치의 편의를 발생시킨다(Rubin, 1976; Little & Rubin, 1987). 이 경우 적절한 방법으로 무응답을 대체(imputation)하면 응답된 정보의 손실 없이 효과적으로 기존 분석방법을 이용할 수 있는 장점을 가지게 된다. 본 연구에서는 관측된 자료를 이용, 회귀 추정에 의한 대체기법(regression imputation method)을 사용하여 자료의 제약을 보완할 것이다.

## IV. 실증분석

### 1. 연구 내용 및 분석 방법

본 연구는 장애인의 취업 여부에 초점을 맞추어 장애인의 고용여건을 분석하고자 한다. 취업 여부를 분석대상으로 삼는 것은 고용 자체가 갖는 중요성 때문이다. 일반적으로 고용 또는 취업은 장애인과 같은 사회적 한계 집단에 가까울수록 삶의 질에 더 많은 영향을 미친다. 특히 장애인의 고용은 그들 스스로가 직접적인 생계수단을 확보하게 됨으로써 빈곤 탈출의 기반을 제공할 수 있을 뿐만 아니라, 장애인의 심리적 안정감 및 삶의 만족도를 증대시킨다는 점에서도 매우 긍정적인 효과를 미친다(Schur, 2002). 또한 취업 비율은 장애인의 노동공급뿐만 아니라 노동시장에서의 수요까지를 반영하여 결정됨으로써 보다 직접적인 고용여건의 지표로 이용될 수 있다. 여기서는 취업 비율을 종속변수로 하여 장애인의 취업을 결정함에 있어 장애(disability)가 미치는 효과에 주목하고자 한다.

근로자의 취업 여부는 일정한 외생변수들의 집합에 조건부로 결정된다고 가정한다. 장애 여부가 취업에 미치는 효과를 프로빗(Probit)을 이용한 이항선택모형으로 분석할 때, 취업 여부를 결정하는 관계식은 일반적으로 다음과 같이 표현된다.

$$y_i^* = \beta' X_i + \gamma D_i + u_i \dots\dots\dots (1)$$

$$y = \begin{cases} 1 & \text{if } y_i^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$y^*$ 는 현실에서 관측되지 않지만 일정 수준을 경계로 취업 여부( $y$ )를 결정하는 잠재 변수(latent variable)이고  $D$ 는 장애인 여부를 나타내는 더미변수이다.  $X$ 는 취업 여부에 영향을 미치는 나머지 공변량들(covariates)이다. 장애 여부가 취업에 미치는 효과는  $\gamma$ 의 추정치로 평가된다.

이때  $X$ 와  $D$ 가 주어진 개인이 취업할 확률,  $E(y|X, D)$ 는 식 (1)에서의 관계를 이용하여 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} P(y_i=1) &= P(u_i > -\beta' X_i - \gamma D_i) \\ &= 1 - F(-\beta' X_i - \gamma D_i) \dots\dots\dots \\ &= F(\beta' X_i + \gamma D_i) \end{aligned} \dots\dots\dots (2)$$

여기서  $F(\cdot)$ 는  $u_i$ 에 대한 누적표준정규분포함수이다. 이를 이용하면 비장애인(PN)과 장애인(PD)의 취업확률에서의 격차는 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$P_N - P_D = F(\hat{\beta}' X_N) - F(\hat{\beta}' X_D + \hat{\gamma}) \dots\dots\dots (3)$$

위의 식 (3)은 노동시장에서 ‘전체적으로’ 장애인과 비장애인의 취업확률 격차를 보여줄 뿐 취업확률 격차의 원인이나 노동시장에서 장애인이 받는 고용기회의 불평등 정도를 나타내 주지 못한다. 이러한 목적을 위해 두 가지 관점에서 분석을 확장할 수 있다. 첫째는 다른 조건이 동일할 때 장애가 없었다면 장애인이 가질 취업확률을 이용하여 장애로 인한 고용기회에서의 불평등 정도를 측정하는 것이고, 둘째는 장애(disability)의 효과를 좀더 세밀하게 구분하여 기능이나 능력상의 손실로 인한 직무수행상의 제약을 명시적으로 모형에 포함시키는 것이다.

우선 장애인의 여타의 속성들이 현재와 동일하다고 할 때 장애가 없었다면 가졌을 취업확률을  $P_D^N$ 이라고 하면 현재 장애인이 받고 있는 취업확률에서의 격차, 즉 고용기회의 불평등 정도는 다음과 같이 측정될 수 있다.<sup>10)</sup>

10) 식 (1)은 암묵적으로 장애인과 비장애인의 노동시장 구조가 동일하다고 가정되어 있다. 장애인과

$$Gap = P_D^N - P_D = F(\widehat{\beta}'X_D) - F(\widehat{\beta}'X_D + \widehat{\gamma}) \dots\dots\dots (4)$$

다음으로 장애(disability)의 효과를 좀더 세밀하게 구분해 보기로 하자. 노동시장에서 장애인은 기능이나 능력상의 손실을 동반하는 노동력으로 간주된다. 그가 보유한 장애로 인해 직무수행에 일정한 제약이 존재한다면 이로 인해 기업이 장애인을 기피하여 취업확률이 낮아지는 것은 노동공급측 요인으로 판단될 수 있다. 그러나 직무수행상 제약은 장애인이 아니더라도 나타날 수 있으며 반대로 장애인이라 하더라도 일을 수행함에 있어 반드시 제약이 있다고 할 수 없다. 따라서 직무수행상 제약에 의한 효과를 제외한 장애인의 취업 기회상의 불이익은 설명되지 않는 수요측 요인에 의한 것으로 간주될 수 있다. 이처럼 취업 가능성과 직접적으로 연관되고 비장애인에게도 일관되게 적용될 수 있는 기준을 명시적으로 모형에 도입함으로써 장애가 취업에 미치는 효과를 공급측 요인과 수요측 요인으로 구분하는 것이 가능해진다.

$$y_i^* = \beta'X_i + \gamma_1 H_i + \gamma_2 L_i + \gamma_3 D_i + u_i \dots\dots\dots (1)'$$

여기서 H와 L은 장애와 독립적인 직무수행능력의 제약을 측정하는 지표로서, H는 건강상태이고 L은 일의 종류나 양에서의 제약 정도를 의미한다. 추정 계수  $\gamma_1$ 은 건강상태가 취업에 미치는 효과를,  $\gamma_2$ 는 일의 종류나 양에서의 제약이 취업에 미치는 효과를 각각 포착한다. 장애인 여부를 나타내는 D의 추정 계수  $\gamma_3$ 은 이제 실질적인 직무 수행능력과는 다른 장애인에 대한 차별적 요인에 의한 고용기회의 불평등 정도를 포착한다.

건강상태를 나타내는 지표는 「노동패널」에서 5점 척도로 이루어진 자가진단 건강상태(self-rated health index)가 사용된다. 한편 「노동패널」에서 약 38%의 관측치가 일을 한 경험이 없다고 응답하여 일의 종류나 양에서의 제약 정도(health limits)와 관련해 정보가 누락되어 있다. 이같이 정보의 일부가 누락된 경우 관측치 자체를 제외시키지 않고 적절한 방법으로 누락된 정보를 대체하는 방법(imputation method)이 사용될

---

비장애인의 노동시장 구조가 동일하지 않다면 추정 계수는 같지 않을 것이며 따라서 장애인과 비장애인에 대해 별도의 관계식이 필요하며 상이한 추정 계수를 이용하여 Blinder-Oaxaca 방법에 의한 분해분석(Decomposition analysis)이 가능할 것이다. 그러나 장애인과 비장애인의 노동시장구조가 상이할 수 있음을 고려하기 위해서는 장애인의 취업확률모형을 추정할 수 있는 충분한 관측치가 있어야 하나 어렵게도 「노동패널」은 이러한 조건을 충족시키지 못하고 있다.

수 있음은 앞서 언급한 바와 같다. 본 분석에서는 관측된 자료가 충분히 많고 (N=6,821) 이를 설명할 수 있는 다양한 변수들(covariates)이 함께 조사되고 있다는 점에 근거하여 회귀 추정에 의한 대체기법(regression imputation)을 사용하였다.<sup>11)</sup> 단, 결측치가 발생한 변수가 범주형 변수이고 일정한 정도를 의미한다는 점에서 대체회귀 모형은 순차프로빗(ordered probit)모형이 사용되었다.<sup>12)</sup>

$$L = \begin{cases} i & \text{if } d_i < d^* \leq d_{i+1} \text{ for } i = 0, 1, 2 \\ 3 & \text{if } d^* > d_3 \end{cases} \quad \begin{matrix} d^* = \beta' X_i + u_i \dots\dots\dots (5) \end{matrix}$$

대체(imputation)에 의해 재구성된 자료를 이용하여 식 (1)'를 추정하면 실질적인 직무수행능력과는 다른 장애인에 대한 차별적 요인에 의한 노동시장에서의 고용기회 격차는 다음과 같이 측정될 수 있다.

$$Gap = P_D^N - P_D = F(\widehat{\delta}' Y_D) - F(\widehat{\delta}' Y_D + \widehat{\gamma}_3) \dots\dots\dots (4)'$$

여기서  $\widehat{\delta} = [\widehat{\beta} \quad \widehat{\gamma}_1 \quad \widehat{\gamma}_2]$ 이고  $Y = [X \ H \ L]$ 이다.

앞의 식 (4)는 장애인이기 때문에 감수해야 하는 고용기회상의 불이익 전체를 의미하는 반면, 식 (4)'는 직무수행능력을 감안하고서도 장애인이 감수해야 하는 고용기회상의 불이익, 즉 설명되지 않는 노동시장에서 차별의 정도를 의미한다.<sup>13)</sup>

## 2. 실증분석 결과

식 (1)의 추정에는 연령, 성별, 결혼상태, 가구주 여부와 같은 인구학적 특성 변수,

- 11) 자료의 대체방법(imputation)으로 평균대체(mean substitution), 회귀대체(regression imputation), 비대체(ratio imputation), 핫덱(hot-deck imputation), 무작위대체(random imputation) 등 다양한 방법이 사용되고 있는데, 표본이 충분히 크고 연관 변수들이 많은 단변수대체(univariate imputation)의 경우 모형에 기반한 대체가 가장 효율적인 대체방법으로 알려져 있다(Schafer, 2000). 단, 회귀대체기법을 이용하는 경우 표본오차가 과소 추정될 가능성이 있다는 점에 주의할 필요가 있다(Rubin, 1976; Little & Rubin, 1987). 그러나 이를 고려한 분석은 차후 과제로 넘기고 본 연구에서는 주요하게 다루어지지 않을 것이다.
- 12) ‘일의 종류와 양 모두에 제한을 받은 적이 있다’=3, ‘일의 종류에 제한을 받은 적이 있다’=2, ‘일의 양에 제한을 받은 적이 있다’=1, ‘그런 적 없다’=0.
- 13) 동일한 방법으로 매년의 불평등도를 추정하면 지난 4년간 장애인의 취업여건이 비장애인에 비해 상대적으로 개선되었는지 아니면 악화되었는지를 판별할 수 있게 될 것이다.

교육수준, 직업훈련 경험, 자격증 유무, 직업 경험 등 인적자본 변수를 비롯하여 가구 소득수준 및 기초생활보호대상자 여부 등과 같은 변수들이 설명변수로 포함되었다. 장애의 효과는 모형별로 장애인 여부와 장애 유형이 각각 사용된다.

<표 6> 분석에 이용된 변수의 정의 및 기초통계량

변수명	정의	전체	장애인
		평균 (표준편차)	평균 (표준편차)
DISABLE	장애인 여부	0.033 (0.179)	-
EMP	취업 여부	0.533 (0.499)	0.359 (0.480)
AGE	연령	40.96 (16.78)	50.58 (15.99)
AGESQ	연령의 제곱	-	-
FEMALE	여성 더미	0.519 (0.500)	0.332 (0.471)
MARRIED	유배우 기혼 더미	0.629 (0.483)	0.674 (0.469)
FEMARR	FEMALE*MARRIED	0.316 (0.465)	0.190 (0.393)
HEAD	가구주 더미	0.382 (0.486)	0.601 (0.490)
ED	교육년수	10.750 (4.227)	8.136 (4.733)
EDU1	교육수준 더미 1 (초졸 이하)	0.214 (0.410)	0.454 (0.499)
EDU2	교육수준 더미 2 (중졸)	0.190 (0.392)	0.209 (0.407)
EDU3	교육수준 더미 3 (고졸 및 대재)	0.403 (0.491)	0.247 (0.432)
EDU4	교육수준 더미 4 (전문대졸 이상)	0.193 (0.394)	0.090 (0.286)
JTR	직업훈련 경험 더미	0.091 (0.287)	0.052 (0.222)
QUA	자격증 소지 더미	0.188 (0.391)	0.087 (0.282)
JEXP	직업 경험 더미	0.813 (0.390)	0.834 (0.372)
HINCOME	자신의 소득을 제외한 가구소득 (만원)	1525 (2373)	1119 (2265)
TRANSFER	생활보호대상자 더미	0.019 (0.136)	0.109 (0.312)
CLASS1	장애 유형 1 (지체 = 1)	0.023 (0.151)	0.698 (0.460)
CLASS2	장애 유형 2 (시각 = 1)	0.003 (0.050)	0.076 (0.265)
CLASS3	장애 유형 3 (청각 = 1)	0.003 (0.053)	0.084 (0.278)
CLASS4	장애 유형 4 (정신지체 = 1)	0.002 (0.049)	0.073 (0.261)
CLASS5	장애 유형 5 (기타 = 1)	0.002 (0.048)	0.068 (0.252)
SERIOUS	중증장애 더미 (장애등급 1-2급 = 1)	0.011 (0.106)	0.342 (0.475)
HEALTH	현재 건강상태	3.403 (0.933)	2.106 (0.947)
HCHANGE	1년 전 비교시 현재 건강상태	3.128 (0.513)	3.524 (0.781)
LIMIT	건강상 일 종류 및 양 제한	0.144 (0.594)	0.995 (1.341)
NEEDHELP	타인으로부터 도움 필요 더미	0.018 (0.131)	0.258 (0.438)

주 : 1) LIMIT의 관측치는 전체 6,821(장애인 195)이고 나머지 변수의 관측치는 전체 11,043(장애인 368)임.

2) HEALTH: ‘아주 건강하다’=5, ‘건강한 편이다’=4, ‘보통이다’=3, ‘건강하지 않은 편이다’=2, ‘건강이 아주 안좋다’=1; HCHANGE: ‘훨씬 건강해졌다’=1, ‘건강해진 편이다’=2, ‘비슷하다’=3, ‘나빠진 편이다’=4, ‘훨씬 더 나빠졌다’=5; LIMIT: ‘일의 종류와 양 모두에 제한을 받은 적이 있다’=3, ‘일의 종류에 제한을 받은 적이 있다’=2, ‘일의 양에 제한을 받은 적이 있다’=1, ‘그런 적 없다’=0.

식 (1)'의 추정에는 위의 설명변수들에 추가해 자가진단 건강상태(HEALTH)와 건강상 일 종류 및 양 제한(LIMIT)이 포함된다. 앞서 지적한 바와 같이 건강상 일 종류 및 양 제한(LIMIT) 설문지의 관측치에서 발생한 누락을 대체하기 위해 순차프로빗모형이 이용되었으며, 회귀 추정에는 연령, 교육년수, 성, 결혼상태, 가구주 여부, 가구소득 수준, 직업 경험, 건강상태 및 건상상태의 변화, 장애 유형, 중증장애 여부, 타인으로부터 도움 필요 여부 등이 고려되었다. 분석에 사용된 변수에 대한 설명과 기초통계량은 <표 6>에 정리되어 있다.

<표 7>은 취업 여부에 대한 프로빗모형의 추정 결과를 보여준다. 첫번째와 두번째 열은 식 (1)의 추정 결과이고 세번째와 네번째 열은 직무 수행과 관련된 건강상의 제약 여부(HEALTH, LIMIT)를 포함시킨 식 (1)'의 추정 결과이다. <표 7>의 네 가지 추정 결과 중 (1)과 (3)은 장애인 더미를 설명변수로 이용하였고 (2)와 (4)는 다섯 가지 장애 유형을 설명변수로 이용하였다. 결과 (1)에 따르면 장애 여부의 추정 계수는 -0.730으로 1% 수준에서 유의하게 취업확률에 부(-)의 효과를 미치는 것으로 나타난다. 그러나 직무수행과 관련된 건강상의 제약 여부를 포함시키는 경우 장애 여부의 추정 계수는 -0.407로 취업확률에 미치는 부(-)의 효과가 반감되고 있음을 알 수 있다. 장애 유형별로 살펴보면(결과 2) 정신지체장애인의 경우에 취업 가능성이 가장 희박하고(추정 계수 -1.258) 다음으로 시각장애인 → 기타장애인 → 지체장애인 순인 것으로 나타나고 있다. 청각장애는 10% 유의수준에서 취업확률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 한편 직무 수행과 관련된 건강상의 제약을 모형에 포함하면 이러한 관계가 뚜렷하게 드러나지 않는다.

그러나 추정 결과 (3)과 (4)는 일의 종류나 양과 관련된 제약(LIMIT)에 대해 정보가 있는 사람들만을 포함하고 있음에 주의할 필요가 있다. 관측치수가 줄어들었을 뿐만 아니라, 정보가 누락된 경우가 경제활동에 참가한 적이 없는 사람들이기 때문에 여성과 장애인과 같은 그룹이 대거 제외됨으로써 추정치에 편의가 발생할 소지가 높다는 점이 고려되어야 한다. 예컨대 한 번도 경제활동에 참가한 적이 없는 여성들이 모형의 추정에서 원천적으로 제외됨에 따라 미혼 여성의 취업확률이 상대적으로 높은 것으로 포착되고 있음이 확인된다. 또한 장애인의 경우 건강상의 제약이 비장애인에 비해 상대적으로 클 것으로 예상됨에도 불구하고 그로 인해 아예 일을 해보지 못한 장애인들이 추정에서 제외됨으로써 LIMIT의 효과는 과소 추정되고 그에 따라 장애효과는 과대 추정될 가능성이 있는 것이다.



<표 7> 취업 여부 프로빗모형 추정 결과 (종속변수 = EMP)

	식 (1)의 추정		식 (1)'의 추정	
	(1)	(2)	(3)	(4)
INTERCEPT	-3.920 (0.171)**	-3.939 (0.171)**	-3.789 (0.257)**	-3.794 (0.257)**
AGE	0.129 (0.007)**	0.130 (0.007)**	0.108 (0.009)**	0.109 (0.009)**
AGESQ	-0.002 (0.000)**	-0.002 (0.000)**	-0.001 (0.000)**	-0.001 (0.000)**
FEMALE	0.056 (0.056)	0.050 (0.056)	0.185 (0.069)**	0.183 (0.069)**
MARRIED	0.494 (0.056)**	0.481 (0.056)**	0.432 (0.068)**	0.426 (0.069)**
FEMARR	-1.039 (0.069)**	-1.030 (0.069)**	-0.861 (0.085)**	-0.857 (0.085)**
EDU2	-0.118 (0.054)*	-0.117 (0.054)*	-0.224 (0.072)**	-0.226 (0.073)**
EDU3	-0.297 (0.051)**	-0.298 (0.052)**	-0.416 (0.070)**	-0.418 (0.070)**
EDU4	-0.049 (0.059)	-0.047 (0.059)	-0.200 (0.079)*	-0.201 (0.080)*
JTR	0.211 (0.053)**	0.211 (0.053)**	0.088 (0.062)	0.088 (0.062)
QUA	0.142 (0.040)**	0.142 (0.040)**	0.086 (0.049) <sup>+</sup>	0.087 (0.049) <sup>+</sup>
JEXP	2.548 (0.112)**	2.549 (0.112)**	2.577 (0.153)**	2.581 (0.153)**
HINCOME	-0.0001 (0.000)**	-0.0001 (0.000)**	-0.0001 (0.000)**	-0.0001 (0.000)**
TRANSFER	-0.732 (0.122)**	-0.736 (0.123)**	-0.436 (0.159)**	-0.446 (0.159)**
HEALTH			0.130 (0.027)**	0.129 (0.027)**
LIMIT			-0.213 (0.031)**	-0.211 (0.031)**
DISABLE	-0.730 (0.082)**		-0.407 (0.107)**	
CLASS1		-0.717 (0.097)**		-0.403 (0.128)**
CLASS2		-1.070 (0.287)**		-0.613 (0.348) <sup>+</sup>
CLASS3		0.370 (0.332)		0.604 (0.474)
CLASS4		-1.258 (0.306)**		-0.604 (0.364) <sup>+</sup>
CLASS5		-0.900 (0.292)**		-0.694 (0.315)*
N	11,043	11,043	6,821	6,821
-2 Log L	9395.9	9379.0	5583.4	5576.8

주 : ( )는 표준오차; \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1.

〈표 8〉 대체회귀모형 추정 결과 (종속변수 = LIMIT)

	(A)	(B)	(C)
INTERCEPT	-2.783 (0.090)**	-2.049 (0.204)**	-0.140 (0.348)
INTERCEP2	-2.661 (0.089)**	-1.925 (0.204)**	0.007 (0.347)
INTERCEP3	-2.452 (0.087)**	-1.712 (0.203)**	0.262 (0.347)
AGE	0.022 (0.002)**	0.009 (0.003)**	-0.007 (0.003)*
FEMALE	0.107 (0.051)*	0.157 (0.070)*	0.022 (0.076)
MARRIED	-0.245 (0.057)**	-0.173 (0.060)**	-0.135 (0.066)*
ED		-0.055 (0.008)**	-0.035 (0.009)**
JEXP		0.236 (0.135) <sup>+</sup>	0.251 (0.148) <sup>+</sup>
HEAD		0.234 (0.073)**	0.227 (0.079)**
HINCOME		-0.000004 (0.00001)	0.000000 (0.00001)
HEALTH			-0.672 (0.041)**
HCHANGE			0.187 (0.056)**
CLASS1	1.055 (0.131)**	0.976 (0.132)**	0.452 (0.140)**
CLASS2	1.068 (0.343)**	1.078 (0.345)**	1.195 (0.357)**
CLASS3	0.484 (0.360)	0.533 (0.358)	0.278 (0.406)
CLASS4	1.465 (0.335)**	1.551 (0.338)**	1.106 (0.341)**
CLASS5	1.247 (0.296)**	1.218 (0.301)**	0.749 (0.312)*
SERIOUS	0.256 (0.206)	0.217 (0.208)	0.216 (0.213)
NEEDHELP	0.884 (0.195)**	0.933 (0.197)**	0.302 (0.203)
N	6,821	6,821	6,821
-2 Log L	3714.5	3651.9	3132.6
%Concordant	72.3	74.7	85.5

주 : ( )는 표준오차; \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1.

이러한 문제점을 보정하기 위해 자료의 대체(imputation)를 시도하였다. <표 8>은 건강상 일 종류 및 양 제한(LIMIT)을 종속변수로 하는 대체회귀 추정의 결과이다. 모형 (A)는 인구학적 특성과 장애 관련 변수만을 포함한 것이고 모형 (B)는 거기에 인적자본 및 가구 특성 변수를 추가하였으며 모형 (C)는 다시 건강상태와 관련된 정보를 포함시켰다. 건강상 일 종류 및 양 제한 여부는 장애 유형 및 장애 정도는 물론 건강상태와 매우 밀접한 관련을 갖는 것으로 확인되고 있다. 자료 대체에는 예측 오차가 가장 적은 모형 (C)의 결과가 사용되었다. <표 9>는 대체 이후 LIMIT의 분포를 보여준다.

<표 9> 대체(imputation) 이후 장애 여부와 건강상의 제약

(단위 : 명, %)

		장애인	비장애인
전 체		368 (100.0)	10,675 (100.0)
건강상의 제약	일의 종류와 양 모두에 제한	144 (39.1)	281 ( 2.6)
	일의 종류에 제한	31 ( 8.4)	177 ( 1.7)
	일의 양에 제한	61 (16.6)	753 ( 7.0)
	그런 적 없다	132 (35.9)	9,464 (88.7)

<표 5>의 원자료 분포와 비교하면 ‘일을 한 적이 없다’고 응답한 장애인 173명 가운데 87명은 일의 종류와 양 모두에 제한을 받는 것으로, 28명은 일의 종류에 제한을 받는 것으로, 44명은 일의 양에 제한을 받는 것으로, 그리고 14명은 아무런 제약이 없는 것으로 대체되었다.

자료 대체 이후 직무수행과 관련된 건강상의 제약 여부를 포함시킨 식 (1)'를 다시 추정한 결과가 <표 10>에 정리되어 있다. 모형 (5)는 장애인 더미를, 모형 (6)은 다섯 가지 장애 유형을 설명변수로 이용한 것이다. 자료 대체 이후 배경 변수들의 추정 계수는 <표 7>의 모형 (1), (2)와 보다 근접해지고 전반적으로 추정 계수의 유의도가 증대되었음을 알 수 있다. 예상한 대로 FEMALE, LIMIT, DISABLE, CLASS1-CLASS5 등의 추정 계수에 유의한 변화가 발견되고 있다.

모형 (6)의 추정 결과를 살펴보면 건강상 일 종류 및 양 제한(LIMIT)의 추정 계수는 -0.213에서 -0.275로 증가하고 장애효과는 -0.407에서 -0.333으로 줄어들었다. 장애 유형별 효과를 측정하는 모형 (7)의 결과에서도 LIMIT의 추정 계수는 -0.211에서 -0.272로 늘고 장애효과는 전반적으로 완화되고 있음이 확인된다. 이는 장애인의 경제 활동 미참가가 장애로 인한 기능상의 손실과 밀접하게 관련되고 있으나 이들 일부가 추정에서 제외됨으로써 LIMIT의 효과는 과소 추정되고 장애효과는 과대 추정되었음을 뒷받침하는 것이다.

건강상의 제약 여부를 포함시키지 않은 경우(<표 7>의 모형 (1)과 (2))와 비교하면 장애가 취업확률에 미치는 효과는 -0.730에서 -0.333으로 절반 이하 수준으로 부(-)의 효과가 줄어들고 있음을 확인할 수 있다. 장애 유형별로 취업확률에 미치는 장애효과도 유사한 패턴을 보여주고 있다.

〈표 10〉 대체(imputation) 이후 취업 여부 프로빗모형 추정 결과 (종속변수 = EMP)

	(5)	(6)
INTERCEPT	-4.3319 (0.1965)**	-4.3446 (0.1970)**
AGE	0.1328 (0.0072)**	0.1338 (0.0072)**
AGESQ	-0.0016 (0.0001)**	-0.0017 (0.0001)**
FEMALE	0.0921 (0.0563)	0.0882 (0.0564)
MARRIED	0.4767 (0.0565)**	0.4684 (0.0568)**
FEMARR	-1.0687 (0.0696)**	-1.0635 (0.0698)**
EDU2	-0.1904 (0.0546)**	-0.1898 (0.0547)**
EDU3	-0.4037 (0.0528)**	-0.4040 (0.0529)**
EDU4	-0.1754 (0.0608)**	-0.1741 (0.0609)**
JTR	0.2237 (0.0537)**	0.2239 (0.0537)**
QUA	0.1326 (0.0401)**	0.1333 (0.0402)**
JEXP	2.5855 (0.1125)**	2.5868 (0.1124)**
HINCOME	-0.0001 (0.0000)**	-0.0001 (0.0000)**
TRANSFER	-0.5550 (0.1244)**	-0.5585 (0.1247)**
HEALTH	0.1024 (0.0218)**	0.1016 (0.0219)**
LIMIT <sup>a</sup>	-0.2754 (0.0276)**	-0.2718 (0.0277)**
DISABLE	-0.3332 (0.0883)**	
CLASS1		-0.3420 (0.1030)**
CLASS2		-0.6529 (0.2918)*
CLASS3		0.5749 (0.3479) <sup>+</sup>
CLASS4		-0.6714 (0.3166)*
CLASS5		-0.4531 (0.2981)
N	11,043	11,043
-2 Log L	9184.9	9174.5

주 : 1) ( )는 표준오차; \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1.

2) LIMITa는 <표 8>의 모형(C) 추정 결과를 이용해 누락 정보를 대체한 것임.

지금까지의 취업확률 추정에서는 암묵적으로 장애인과 비장애인의 노동시장 구조가 동일하다고 가정되고 있다. 그러나 장애인과 비장애인의 노동시장 구조가 동일하지 않다면 장애인과 비장애인에 대해 별도의 관계식이 필요하며 설명변수들의 추정 계수는 유의하게 다르게 나타날 것이다. <표 11>과 <표 12>는 장애인과 비장애인을 나누어 그룹별로 취업 모형을 추정한 결과이다. 장애인 모형에서는 취업여건이 가장 열악한 정신지체장애인(CLASS4)을 기저 그룹으로 설정하여 추정되었다. 일부 변수(FEMALE, EDU2)를 제외하면 전반적으로 장애인과 비장애인의 추정 계수 부호가 일치하고 있는 것으로 나타나지만 장애인의 추정 계수는 관측치가 적어 통계적 유의성이 떨어진다.

장애인의 추정 결과에서 가구소득 관련 변수와 건강상의 제약과 관련된 변수의 효과에 주목해 보자. 이들은 통계적으로도 유의하고 계수의 크기에서도 비장애인과 다소 차이를 보이고 있는 것으로 판단된다. 별도의 가구소득(HINCOME)이 증가할수록 취업확률이 감소하는 것은 비장애인과 동일하나 취업확률의 감소 폭은 장애인의 경우에 크게 나타나며 국민기초생활보장법상 보호대상가구(TRANSFER)에 속하는 개인일수록 취업확률이 낮아지는 효과도 장애인의 경우에 훨씬 큰 것으로 나타나고 있다. 전자는 장애인의 노동공급이 가구소득에 더 탄력적임을 의미하는 것이고 후자는 경제적 불안정과 미취업의 연관성이 장애인 가구에서 보다 확연하게 관찰되고 있음을 의미한다.

현재의 건강상태(HEALTH)나 일의 종류나 양의 제한(LIMIT)과 같은 직무수행에서의 제약 요인이 취업확률에 미치는 효과도 장애인의 경우 상대적으로 크게 나타나고 있다. 특히 일의 종류나 양의 제한과 같은 제약 요인이 취업확률에 미치는 효과는 비장애인의 경우 -0.242인 데 반해 장애인의 경우에는 -0.440~-0.422로 나타나 추정 계수에서 두 배 가까운 차이를 보이고 있다.<sup>14)</sup> 이에 대해서는 두 가지 해석이 가능하다. 우선 공급 측면에서 보면 장애인의 기능적 손실의 정도가 비장애인의 그것에 비해 확연하지만 지표상으로 포착되지 못하고 있을 가능성이 있다는 것이고, 수요 측면에서 보면 기능적 손실의 정도에 비해 장애인의 취업 기회에서의 불이익이 지나치게 과다하게 이루어지고 있을 가능성이 있다는 것이다. 어떤 요인이 직접적인 원인인지 판별하기 위해서는 보다 엄밀한 분석이 요구되나, 장애인의 고용여건을 분석하기 위해서는 무엇보다도 장애인의 기능적 손실에 대한 연구가 보다 활발하게 이루어질 필요가 제기된다는 점은 분명하다.

14) 프로빗모형에서의 한계효과는 추정 계수  $\times \phi(\beta'X_i)$ 로 나타나기 때문에 일의 종류나 양의 제약의 정도가 취업확률에 미치는 효과의 크기는 해당 변수뿐만 아니라 확률분포상의 위치에 의존한다. 그러나 전반적으로 장애인의 경우 보다 민감하게 작용하고 있음은 분명하다.

〈표 11〉 장애인/비장애인별 취업 여부 프로빗모형 추정 결과 (종속변수 = EMP)

	비장애인	장애인	
		(1)	(2)
INTERCEPT	-3.956 (0.173)**	-5.503 (157.9)	-6.616 (153.2)
AGE	0.132 (0.007)**	0.038 (0.039)	0.054 (0.042)
AGESQ	-0.002 (0.000)**	-0.0006 (0.0004) <sup>+</sup>	-0.0008 (0.0004)*
FEMALE	0.065 (0.057)	-0.191 (0.328)	-0.383 (0.341)
MARRIED	0.511 (0.058)**	0.291 (0.240)	-0.053 (0.262)
FEMARR	-1.069 (0.070)**	-0.354 (0.399)	-0.104 (0.411)
EDU2	-0.131 (0.056)*	0.055 (0.218)	0.092 (0.224)
EDU3	-0.318 (0.053)**	-0.029 (0.233)	-0.047 (0.245)
EDU4	-0.067 (0.061)	-0.052 (0.295)	0.080 (0.301)
JTR	0.207 (0.054)**	0.259 (0.325)	0.284 (0.335)
QUA	0.137 (0.040)**	0.408 (0.273)	0.508 (0.284) <sup>+</sup>
JEXP	2.540 (0.112)**	5.393 (157.9)	5.645 (153.2)
HINCOME	-0.0001 (0.0000)**	-0.0003 (0.0001)**	-0.0004 (0.0001)**
TRANSFER	-0.679 (0.136)**	-0.885 (0.287)**	-0.959 (0.306)**
CLASS1			0.861 (0.371)*
CLASS2			0.409 (0.450)
CLASS3			1.906 (0.508)**
CLASS5			0.544 (0.447)
N	10,675	368	365
-2 Log L	9,025.3	349.4	330.8

주 : 1) ( )는 표준오차; \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1.

2) 장애인 모형 (2)에서 장애 유형 중 기저 그룹은 정신지체장애인(CLASS4)임.

<표 12> 대체(imputation) 이후 장애인/비장애인별 취업모형 추정 결과 (종속변수 = EMP)

	비장애인	장애인	
		(1)	(2)
INTERCEPT	-4.372 (0.200)**	-6.694 (227.1)	-7.311 (225.4)
AGE	0.135 (0.007)**	0.065 (0.043)	0.080 (0.045) <sup>+</sup>
AGESQ	-0.0017 (0.0001)**	-0.0008 (0.0004)*	-0.0010 (0.0004)*
FEMALE	0.097 (0.057) <sup>+</sup>	-0.067 (0.356)	-0.187 (0.371)
MARRIED	0.490 (0.058)**	0.414 (0.266)	0.201 (0.291)
FEMARR	-1.089 (0.071)**	-0.597 (0.433)	-0.430 (0.447)
EDU2	-0.198 (0.056)**	-0.048 (0.239)	-0.022 (0.243)
EDU3	-0.418 (0.054)**	-0.113 (0.257)	-0.108 (0.265)
EDU4	-0.183 (0.063)**	-0.365 (0.326)	-0.287 (0.334)
JTR	0.219 (0.054)**	0.305 (0.350)	0.333 (0.358)
QUA	0.130 (0.041)**	0.320 (0.301)	0.385 (0.308)
JEXP	2.576 (0.113)**	6.098 (227.1)	6.202 (225.4)
HINCOME	-0.0001 (0.0000)**	-0.0004 (0.0001)**	-0.0004 (0.0001)**
TRANSFER	-0.505 (0.138)**	-0.745 (0.301)*	-0.784 (0.311)*
HEALTH	0.104 (0.022)**	0.173 (0.114)	0.148 (0.120)*
LIMIT <sup>a</sup>	-0.242 (0.030)**	-0.440 (0.076)**	-0.422 (0.079)**
CLASS1			0.370 (0.397)
CLASS2			-0.042 (0.491)
CLASS3			1.126 (0.552)*
CLASS5			0.231 (0.478)
N	10,675	368	365
-2 Log L	8,869.9	285.7	278.6

주 : 1) ( )는 표준오차; \*\* p<0.01, \* p<0.05, + p<0.1.

2) LIMITa는 <표 8>의 모형 (C) 추정 결과를 이용해 누락 정보를 대체한 것임.

3) 장애인 모형 (2)에서 장애 유형 중 기저 그룹은 정신지체장애인(CLASS4)임.

다음으로 앞서의 추정 결과를 이용하여 취업확률에서의 장애효과를 측정해 보자. 취업확률에서의 장애효과는 통상적인 설명변수만을 이용하는 식 (4)와 건강상의 제약을 명시적으로 고려하는 식 (4)'에 따라 장애로 인한 취업확률에서의 불평등 정도로 측정된다. <표 13>은 장애인·비장애인간 취업확률 및 취업확률에서의 격차를 다양한 방식으로 측정하고 있다. 표에서 첫번째 행은 실제 취업자 비율을 보여주고 있고 두번째와 세번째 행은 취업 모형으로 추정된 취업확률과 해당 취업 모형에서 여타 조건이 현재와 동일할 때 장애가 없었다면 가능했을 장애인의 가상적 취업확률을 보여준다. 식 (4)와 식 (4)'로 측정되는 장애로 인한 취업확률에서의 불평등 정도는 추정 모형별로 [ ] 안에 보고되고 있다. 이 격차는 장애인과 비장애인의 여타 조건들을 통제하고 난 후에 취업확률에 미치는 순수한 장애효과를 의미한다.

<표 13> 장애인/비장애인간 취업확률에서의 격차

(단위: 명, %, %p)

	전 체			남 성			여 성		
	비장애인	장애인	격차	비장애인	장애인	격차	비장애인	장애인	격차
	(10,675)	(368)		(5,067)	(246)		(5,608)	(122)	
취업자 비율	53.9	35.9	18.0	66.9	43.1	23.9	42.0	21.3	20.7
모형 I	취업확률	54.1	36.2	17.9	67.2	44.5	22.8	19.4	22.8
	취업확률*		55.0	[18.8]		64.0	[19.6]	36.7	[17.3]
모형 II	취업확률	54.1	36.2	17.9	67.2	44.2	23.0	20.1	22.1
	취업확률*		44.5	[8.3]		53.1	[8.8]	27.4	[7.2]

주 : ( )는 관측치수. 취업확률은 개인 취업확률의 평균으로 계산됨.

- 1) 모형 I은 통상적인 설명변수만을 이용한 취업 모형(표 7의 모형 1)으로부터 얻어진 취업확률이고, 모형 II는 통상적인 설명변수 이외에 건강상의 제약을 명시적으로 고려한 취업 모형(표 10의 모형 5)으로부터 얻어진 취업확률임.
- 2) 취업확률\*는 해당 취업 모형에서 여타 조건이 현재와 동일할 때 장애가 없었다면 가능했을 가상적 취업확률을 의미함.
- 3) [ ]는 장애가 없었다면 가능했을 가상적 취업확률과 장애인이기 때문에 감수해야 하는 취업확률간의 격차를 의미함.

<표 13>에 따르면, 건강상의 제약을 고려하지 않을 경우 장애인이 아니었다면 가능했을 취업확률은 55.0%로 비장애인(54.1%)보다 오히려 근소하게 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 달리 표현하면 현재의 여타 조건-인구학적 특성, 가구 특성 및 인적자



본 특성 등—이 동일하다고 가정할 때 장애가 없었다면 평균적으로 장애인은 비장애인에 비해 취업확률이 특별히 낮아야 할 이유가 없고 오히려 장애인의 취업확률이 높아야 한다는 것을 의미한다. 그러나 실제로는 장애인이기 때문에 추산되는 취업확률은 36.2%에 불과하여 장애로 인한 취업확률 격차는 18.8%포인트에 달하고 있다. 이는 장애인-비장애인의 취업확률 격차 17.9%포인트를 초과하는 수준이다.

그러나 건강상의 제약을 명시적으로 모형에 포함시킬 경우 순수하게 장애인이기 때문에 받는 취업확률에서의 격차는 절반 이하인 8.3%포인트 수준으로 줄어든다. 이는 장애효과의 상당 부분이 장애로 인한 기능상의 손실과 연관되어 순수한 장애효과로 포착되지 않게 된 데 기인한다. 장애인과 비장애인간의 취업 기회에서의 격차를 남성과 여성으로 나누어 살펴보아도 개략적인 특징은 대동소이하다. 결과를 요약하면 두 가지로 압축된다. 첫째, 장애인-비장애인간 취업확률 격차의 대부분은 다른 요인이 아닌 장애로 인한 격차라는 것이다. 둘째, 건강상의 제약을 고려한 순수 장애효과는 전체 취업확률 격차의 40% 수준에 머문다는 것이다.

이러한 분석 결과가 갖는 함의를 추출하기 위해서는 취업확률 격차의 의미를 짚어보는 것이 필요하다. 두 가지 각도에서 다르게 측정된 취업확률 격차는 각기 다른 의미를 갖고 있다고 할 수 있다. 우선 기능상의 손실을 고려하지 않은 경우 장애로 인한 취업확률에서의 격차(A)는 노동공급자인 장애인의 입장에서 장애인이기 때문에 받는 고용 기회상의 불이익을 의미한다고 할 수 있는 데 반해, 직무수행능력과 직·간접적으로 연관된 건강상의 제약을 고려하고 난 뒤에도 장애인이 감수해야 하는 취업확률 격차(B)는 설명되지 않는 노동시장에서의 차별 정도를 의미한다고 할 수 있을 것이다. 다시 말해 장애인과 비장애인간의 취업 기회에서의 불평등을 해소하기 위해서는 전자의 취업확률 격차(A)를 해소하는 데 초점이 맞추어져야 하며 노동시장에서의 장애인 고용차별을 해소하기 위해서는 후자의 취업확률 격차(B)를 해소하는 방안이 강구되어야 한다는 것이다. 직무수행능력과 직·간접적으로 연관된 건강상의 제약으로 인한 고용기회의 감소는 시장의 몫이 아니라 정부가 책임져야 할 몫이라는 점도 명확히 인식되어야 할 것이다.

## V. 맺음말

본 연구에서는 장애(disability)가 취업확률에 미치는 효과를 노동시장에서 상이한 의미를 갖는 요인으로 구분하여 분석하였다. 장애는 건강상태나 기능상의 제약과 같은 요인들에도 영향을 미치기 때문에 이로 인한 취업상의 불평등 요소는 전적으로 기업에 전가하기 어려운 측면이 있다. 반면에 이러한 요인들을 배제한 다른 원인에 의한 불평등은 노동시장의 차별적 관행과 보다 밀접하게 연관된다고 할 수 있을 것이다. 장애가 취업에 미치는 효과를 이처럼 공급측 요인과 수요측 요인으로 구분하여 분석함으로써 장애인이 받는 고용 기회상의 불평등의 원천을 판별하고 그에 합당한 정책적 지원 방안을 모색하는 것이 가능해질 수 있을 것이다.

국가 경제수준의 향상, 시민사회의 성숙 등에 힘입어 장애인에 대한 편견이 완화되고 다양한 장애인 편의시설로 인한 장애인의 이동성이 증가됨에 따라 장애인들의 노동시장 참여 욕구는 급속하게 증가될 것으로 전망된다. 교육 기회가 확대되어 장애인이 점차 고학력화되는 것도 장애인의 취업 욕구 증대에 한몫을 할 것이다.

그러나 장애인의 취업 여건은 그다지 개선되지 않은 것으로 보인다. 한편으로 경제 환경이 전통적인 물적자원 기반 경제에서 지식 기반 경제로 전환되는 과정에서 지식 기반 산업을 중심으로 일자리 창출이 활발히 이루어지고 직업 형태 및 고용 형태가 다양해지면서 장애인의 직업 접근성이 확대되는 측면이 전혀 없는 것은 아니지만, 다른 한편으로는 세계화의 흐름 속에서 경쟁 격화를 배경으로 시장경제 논리가 가속화되면서 기업들은 생산성 저하나 효율성을 이유로 장애인 고용을 기피하려는 유인을 더욱 강하게 갖게 되었다.

장애인의 취업 기회가 비장애인과 비교하여 제한되고 있다면 정부의 장애인고용정책은 당연히 그 격차를 줄이기 위한 방향으로 이루어져야 한다. 그러나 정부의 재정적 지원이 없이 형평성의 원칙만을 내세워 시장에 모든 책임을 전가하는 것은 가능하지 않을 뿐만 아니라 타당하지도 않다. 기업에서의 차별적 요인을 제거하기 위한 정책적 노력과 함께 직업능력에 손실이 있는 장애인에 대해서는 정부가 직접 지원함으로써 장애인의 취업 여건을 개선할 필요가 있다. 장애인의 경제적 불안정과 낮은 취업률은 악순환의 메커니즘을 창출한다. 악순환의 고리를 끊기 위해서는 장애인에 대한 획기적인 고용 여건 개선 노력이 필요할 것이다.

## 참 고 문 헌

- 변용찬 외, 『2000년 장애인 실태조사를 위한 기초연구』, 한국보건사회연구원, 1999.
- 어수봉, 「한국의 장애인노동시장 분석」, 『노동경제논집』, 한국노동경제학회, 1996.
- 유동철, 「여성지체장애인에 대한 이중차별 분석: 고용과 임금을 중심으로」, 『사회복지연구』, 서울대학교 사회복지연구소, 2000.
- 유동철, 「장애인 실업의 원인: 생산성 또는 차별?」, 『한국사회복지학』, 한국사회복지학회, 2002.
- 이선우, 「장애인 취업 및 취업형태에 영향을 미치는 요인에 관한 분석: 프로빗을 이용한 분석」, 『한국사회복지학』, 1997.
- 이선우, 「장애인의 경제활동유형 결정요인에 대한 연구: Multinomial Logit(다항로짓)을 이용한 분석」, 『사회복지연구』, 2001.
- 이선우·김성희·임정기 외, 『장애유형별 고용현황 및 직업재활방안』, 한국보건사회연구원, 2001.
- 이성규, 「장애인고용창출의 제3영역에 관한 연구-장애인표준사업장을 중심으로」, 『직업재활연구』, 한국직업재활학회, 2000.
- 임두택·전리상, 「장애인고용이론과 요인에 대한 고찰」, 『현대사회과학연구』, 전남대학교 사회과학연구소, 2000.
- Baldwin, Marjorie L., “Gender differences in wage losses from impairments: Estimates from the Survey of Income and Program Participation”, *The Journal of Human Resources* 29 (3) (1994): 865-87.
- Baldwin, Marjorie L., “Labor market discrimination against women with disabilities”, *Industrial Relations* 34(4) (1995): 555-577.
- Burkhauser, Richard V., “Disability and work: the experiences of American and German men”, *Economic Review-Federal Reserve Bank of San Francisco* (1998): 17-29.
- Ehrenberg, R.G. and Smith. R.S., *Modern labor economics*, Scott, Foresman and Company, 1998.

- Kruse, Douglas, "Persons with disabilities: demographic, income, and health care characteristics", *Monthly Labor Review* 121 (Sep. 1998): 8-15.
- Little, R.J.A. and Rubin, D.B., *Statistical Analysis with Missing Data*, J. Wiley & Sons, New York, 1987.
- Louis Harris and Associates, N.O.D./Harris survey of Americans with disabilities, NY, Louis Harris and Associates, 2000.
- Mullahy, John and Sindelar, Jody L. "Gender differences in labor market effects of alcoholism", *The American Economic Review* 81 (2) (1991): 161-5.
- Muller, L. Scott, "Labor-force participation and earnings of SSI disability recipients: A pooled cross-sectional times series approach to the behavior of individuals", *Social Security Bulletin*, Washington 59 (1) (Spring 1996): 22-42.
- Rubin, D.B., "Inference and missing data", *Biometrika* 63 (1976): 581-92.
- Schafer, J. L., Multiple imputation: Fabricate your data well, monograph. prepared for Washington Statistical Society, 2000
- Schur, Lisa, "The difference a job makes: The effects of employment among people with disabilities", *Journal of Economic Issues* 36 (2) (2002): 339-347.
- Stern, Steven, "Measuring the effect of disability on labor force participation", *The Journal of Human Resources* 24 (3) (1989): 361-95.
- Zadny, J., *Employer reactions to efforts to place disabled and disadvantaged workers*, Portland State University, Regional Research Institute, 1979.

abstract

---

## **Employment Disadvantages of Persons with Disabilities and the Disability Effect**

Hwang, Soo Kyeong

This paper investigates the effect of disability on employment probability, incorporating functional work-limit factors which have different meanings in the labor market. Disabilities affect individual's health conditions and functional limits in his working life. The employment disadvantages due to those limits can not be imputed to employers and should be dealt with as governmental responsibility. Incorporating functional work-limit factors therefore helps us to distinguish the sources of disadvantages of persons with disabilities and to find different policy implications. The findings of this paper are twofold. First, the employment probability gap between the disabled and the non-disabled mainly results from disability itself rather than any other reasons. Second, the pure effect of disability excluding the effect of health conditions and functional limits on employment probability shrinks about the half of the total employment probability gap. The main dataset used is the fourth KLIPS data with the special module on health and retirement.