

Logit & Robust 회귀모형을 활용한 고용생산성 결정요인연구

- 제10차 한국노동패널자료를 중심으로 -

Research on the Determinants of Employment Productivity

Utilizing Logit & Robust Regression Model

- With Focus on the 10th Korean Labor Panel Data -

이 동 진 (건양대학교 국방경찰행정학부 교수)

Abstract

Dong Jin Lee

The source of national wealth creation is humans and no matter how much research and development investment is made without humans, it cannot be represented in the form of knowledge and technology. In other words, to enhance the productivity to raise the competitiveness of either the country or enterprises, it is necessary to deal with employment productivity of human resources. Up to now, employment productivity has not yet been clearly defined, but it is defined from the aspects that increase in income along with employment stability reinforces social stability and social and economic vitalization, and setting the variables related to employment productivity, which is dealt with through the theories, as the independent factors, the analysis was conducted.

The results of the analysis are as follows. First, it was confirmed that educational background and age had effects not only on employment status such as finding jobs but on the stability and continuity of actual employment. Second, in the case of gender, unlike general viewpoint that males are relatively higher in employment stability and permanent employment status, the results of this research supported the results of the past researches that females are higher in employment productivity than males. Third, it was confirmed that the vocational training factors (vocational training experience and vocational training intention) had positive effects on employment productivity. Particularly, it was confirmed that these factors had positive effects on the probability of becoming permanent job status and also contributed positively to the annual income level. Since the vocational training factor is clearly an important variable that

has effects on employment productivity, it is necessary to supplement and maintain it systematically.

주제어: Logit & Robust 회귀모형, 고용생산성, 한국노동패널자료

Keywords: Logit & Robust Regression Model, Employment Productivity, Korean Labor Panel Data

I. 문제의 제기

세계은행(World Bank, 1999)에 따르면 그 나라의 천연자원, 생산자본, 사회자본, 인적자본으로 국부(國富)가 측정된다고 밝히고 있다. 과거 산업 개발 위주의 성장에서는 천연자원과 생산자본 위주의 대량생산이 국부 창출로 자리 잡았다. 반면 최근의 지식산업 개발 위주의 성장에서는 사회자본이나 인적자본 위주의 다양화된 생산이 모색되고 있으며 새로운 국부의 창출로 자리매김하고 있다. 하지만 무엇보다 국부 창출의 근원은 인간이라 할 수 있다. 권기정(2007: 161)의 지적처럼 많은 연구개발투자가 이루어져도 인간이 없으면 지식 또는 기술의 형태로 나타날 수 없기 때문이다. 국가적 차원이든 기업적 차원이든 경쟁력 제고를 위한 생산성을 향상을 위해서는 인적자산 투자 및 개발에 있다(Nelson & Phelps, 1966; Uzawa, 1965; Arrow, 1962; 권기정, 2007; 장기진·서상철, 2008; 육승돈, 2007).

무엇보다 인적자원 투자 및 개발은 국가 경쟁력 차원에서 매우 중요하다. 왜냐하면 이러한 인적자원 투자 및 개발은 바로 생산성 향상으로 이어질 공산이 크기 때문이다. 즉, 천연자원과 생산자본, 사회자본 등과 함께 생산요소로 역할을 충분히 할 수 있고 누적되는 특징을 가지고 있다는 것이다(김진영, 2004). 그렇기 때문에 이러한 인적자본은 단지 생산을 창출하기 위한 비용요소가 아니라 그 자체가 생산성 요인으로 봐야 한다. 이러한 인적자본 생산성 즉, 인간이 직업세계로 진입하여 생산을 창출하는 힘을 고용생산성으로 이해하고자 한다.

이에 본 연구는 본 연구는 다음과 같은 목적을 지닌다. 첫째, 단편적으로 다루었던 고용의 일부인 취업효과·임금효과 등을 고용생산성의 개념으로 정의하여 다면적·다층적인 차원에서 다루고자 한다. 또한, 이들의 영향요인으로써 이러한 연구를 위해 선행연구에서 검토된 '인구사회학적 요인', '경제적 요인'과 함께 고용과 관련될 때 중요한 요인인 '정책적 요인'을 포함하여 분석을 시도한다.

둘째, 고용의 지속을 살펴보는 중요한 지표로써 정규직여부를 생각할 수 있는데, 이러한 정규직 여부는 정규직/비정규직의 이항자료이다.¹⁾ 따라서 일반 선형모형으로는 다물

수 없다는 측면에서 본 연구는 Logistic Regression Model을 사용한다. Binary Logit Model은 가장 단순한 형태의 확률모형으로써 Maddala(1983)에 의해서 제안되었는데, 하나의 사건 A가 발생하는 경우와 그렇지 않은 경우의 두 가지 선택의 범주가 있을 때 분석할 수 있는 방법이다. 또한, 고용에 의한 생산성을 다루는 데 있어 또 다른 중요한 지표로는 벌어들인 수입을 고려할 수 있다. 본 연구에서 사용하는 자료는 노동패널 제10차 자료인데, 이러한 패널선정시의 무작위성은 이론적으로 모집단에 정규분포함을 가정하지만, 현실에서는 자료의 등분산성이 나타나기 어렵다. 즉, 특정자료들이 편향되거나 치우쳐져 전체회귀모형에 손상을 줄 수 있는 것이다. 이러한 문제점을 해결하기 위해서 수입 금액을 종속변수로 할 때 편향된 관측치에 가중치를 부여하여 각 변수의 적합성을 높이는 분석방법인 Robust Regression Model을 사용하고자 하였다.²⁾

셋째, 통계분석결과를 토대로 정책적 방안에 대한 논의를 시도한다. 이는 기존연구의 문제점을 보완함으로써 보다 구체적인 변수의 영향력을 규명함에 의해 이후의 고용생산성을 높이는데 있어 구체적이고 실질적인 대안마련에 도움이 될 수 있을 것이라 기대한다.

마지막으로, 취업효과를 보다 적실하게 연구할 수 있는 방법론에 대한 고찰이 필요함을 제언하고자 한다. 본 연구에서 사용한 Logistic & Robust Regression Model은 고용생산성의 개념을 살펴볼 수 있지만, 이를 보다 정교하게 분석할 수 있는 방법에 대해 고민할 필요가 있다. 이후 만일 고용생산성 효과를 분석하는 데 있어 이들의 방법론적인 한계가 있을 경우 이를 해소하고 보다 적실한 효과분석을 위해서는 꾸준한 방법론에 대한 관심 및 연구가 병행될 필요가 있다.

이러한 연구를 수행하는 데 있어 본 연구는 다음과 같은 절차로 진행한다. 문제의 제기에 이어지는 제2장에서는 고용생산성의 정의와 고용생산성에 영향을 미치는 변수 및 요인들을 이론적 검토를 통해 확인한다. 제3장에서는 논의된 내용을 토대로 연구모형 및 변수를 정의한다. 제4장에서는 실증분석을 토대로 취업효과를 분석해본다. 마지막으로 제5장에서는 연구결과를 요약 및 정리하고, 이를 통해 정책적 함의 및 시사점을 도출한다.

II. 이론적·제도적 검토

1. 생산성 결정요소

일반적으로 생산성의 의미는 어떠한 새로운 형태를 만들어내는 힘으로 파악되기도 하며

1) 심리적으로 느끼는 고용안정성을 확인하기 위해서 본 연구에서는 고용안정성여부라는 이항자료 역시 종속변수로써 사용하고 있다.

2) 분석시, OLS 추정치도 함께 제시하여 비교분석을 실시하였다.

(Bauer, 2001) 생산을 효율을 나타내는 단순한 지표로의 의미도 가진다. 최근 지식사회에서의 생산성의 의미는 지식자산을 창출하여 그 창출된 지식을 지식화, 기술화, 무형자산화하는 것으로 새롭게 이해될 수 있다. 이러한 지식자산 기반의 생산성을 결정하는 근원은 바로 인간이다. 왜냐하면 이 모든 것은 인간만이 할 수 있기 때문이다. 그렇기에 인간이 일하는 것 자체가 생산성 요인으로 보고 인간이 직업세계로 진입하여 생산을 창출하는 힘을 고용으로 인한 생산성으로 이해할 수 있는 것이다. 그러나, 현실에서의 이 같은 고용생산성은 생산성 결정요소가 아니라 단순한 비용요소로 인식하고 있다(권기정, 2007: 163). 경제위기 이후 계약직 또는 임시직이 급격히 늘어나고(이창순, 2007), 구조조정을 통한 대량해고로 이어지는 현실(하경효, 1999; 김와배와 이경용, 2005), 비정규직이나 계약직의 수가 많아져 이직률과 초과노동 이직율이 증가하여 이로 인한 기업의 교육훈련투자의 감소로 이어지는 현실(정재호·이병희, 2004)에서 이를 뒷받침해주고 있다. 당장 눈에 보이지는 않지만 인간의 고용생산성 즉, 근로자의 고용안정성과 소득생산은 Colman(1977), Lutz와 Balamoune(2003)가 지적한 것처럼 기업의 생산성 향상을 가져오고 나아가 기업가치 및 국부 증대에도 도움이 될 수 있다. 왜냐하면 이러한 고용생산성은 인적자본으로, 새로운 생산요소를 창출할 수 있으며 계속 누적되어 새로운 혁신을 가져올 수 있는 기회를 제공해줄 수 있다. 그 결과 국가 및 기업의 생산성을 향상시켜 한계수익률 곡선을 우측으로 이동시킬 공산이 커지게 되어 최종적으로 기업가치 및 국부증대로 이어지게 할 수 있는 것이다.

2. 인적자본(human resource)의 논의 검토

인적자본이론은 학교교육을 비롯한 직업훈련과 현장훈련 등을 통한 인적자본 향상이 생산성 향상으로 이어져 고용기회와 소득 면에서 유리한 입장에 서게 된다는 이론으로 이는 개인의 고용기회나 고용수준 및 임금수준의 차이는 근로자 개인의 생산성 차이에 의해 결정되며 개별 근로자의 생산성은 학교교육, 직업훈련, 노동시장경력 등 인적자본에 대한 투자량의 차이에서 기인함을 의미한다(Scultz, 1963; Mincer, 1974; 이성규, 2004: 157). Asenfelter(1977)는 인적자본의 향상은 학교교육이 가장 크게 영향을 미치지만, 직업훈련 및 직업체험 등의 요인 역시 중요함을 강조한 바 있다.

개념적으로 살펴보자면, Fisher(1930)는 자본을 '소득 흐름에서 야기되는 특정자산'으로 정의하고 있는데 이에 근거할 때 인적자본은 미래의 금전적 소득을 창출하는데 있어 인간 속에 내재하고 활용되는 자산으로 개념화할 수 있으며, Becker(1964)는 생애소득 증가를 위한 교육, 훈련 등의 투자를 통한 개인역량 제고를 인적자본으로 정의하였다. 인적자본은 자본의 속성에 따라 양적 자본과 질적 자본으로 구분된다. 인적자본의 양적인 요인은 인구수, 노동시간 등이 대표적인 반면, 개인의 능력을 결정하는 기술, 지식 및 이에 기여하는 요인은 인

적자본의 질적측면으로 이해할 수 있다(정일환 외, 2002; 김미혜 외, 2004: 216)

노동에 대한 직업훈련 등의 고용프로그램은 크게 두 가지의 효과를 가져올 수 있다. 먼저, 고용주의 입장에서 경험 및 교육 활동에 대한 정보가 이들에 대한 선택 및 선별을 높이게 한다는 점이다. 즉, 교육·훈련 정도가 높은 사람은 사용자가 그 노동자를 선택할 가능성을 높여주기 때문에, 직접적 효과는 아니더라도 결국에는 교육과 훈련을 통한 고용 확률이 높아진다는 것이다(정은하, 2007: 42-43). 다른 하나는 고령자 개인에게 특정한 교육과 훈련을 제공함으로써 취업에 대한 자신감을 제고함과 동시에 빠르게 변화하는 사회에의 적응력을 높임으로써 고용이후 고용안정성을 향상시킬 수 있다.

한편, 고용생산성을 결정짓는 요인을 논의함에 있어 노동자의 인적속성을 살펴보는 것은 중요하다. 노동자라고 하더라도 그 안에는 이질적인 속성을 갖는 임금근로자, 고용주/자영업자, 그리고 무급가족종사자가 공존하고 있기 때문이다(엄동욱, 2008: 17-18). 따라서 인적자본에 대한 논의에서 인적속성을 구체적으로 제시하고 논의할 필요성이 있다. 이에 건강, 연령, 성별, 학력, 부양가족을 인적자본에 대한 논의 변수로 선정하여 분석을 시도한다.

3. 이중노동시장 및 노동시장 분절론에 대한 논의 검토

이중노동시장 및 노동시장 분절론은 노동시장과 경제체제는 다른 경제체제하에서는 상이한 노동시장이 존재하며 이는 개인적인 역량 및 인적자본의 질이 높을지라도 취업하기 어려울 수 있으며 오히려 경제체제 및 노동시장의 여건이 좋은 곳에 의해 더 큰 취업기회 및 구직의 기회를 많이 얻을 수 있다는 이론이다. 이는 경제 및 거시적인 구조하에서 취업에 대한 논의가 진행되어야 함을 의미한다. 노동시장의 분절기준으로는 성별, 교육수준, 소득수준과 고용형태 등이 있을 수 있는데, 특히 우리나라 노동시장의 경우 학력과 성별이 중요한 영향을 미치고 있다(이병희·황덕순, 1999; 김학주·우경숙, 2004: 101).

구체적으로, 노동시장분절론 또는 이중노동시장이론에 의하면 노동시장이 상당히 다른 속성을 가진 두개의 시장으로 이루어져 있고 제도적 장벽에 의해 분단되어 있다는 것을 기본 전제로 한다. 이에 따르면 1차 노동시장과 2차 노동시장으로 나눌 수 있는데, 1차 노동시장은 고임금, 양호한 노동조건, 고용 안정성 등을 가진 반면, 2차 노동시장은 반대의 특성을 지니고 있어, 2차 노동시장에 속한 노동자들은 승진의 기회가 제한되어 있고 이직율이 높다. 여성, 소수인종, 장애인 뿐만 아니라 노인들도 이러한 소수집단으로서 2차 노동시장에 속한 계층이기 때문에 취업 자체가 어려울 뿐 아니라, 고용이 되어도 교육·훈련 효과를 거두기 어렵다고 한다(정은하, 2007: 43).

그러나, 노동시장이 분절되어 있음에도 중·고령자의 경우 청년들에 비해 노동시장은 상시 열악하다. 이는 청년실업에 대한 사회의 관심이 보다 크고 활용가능성에 대한 평가

역시 높다는 점에서 노인이 청년층에 비해 고용기회가 떨어지기 때문이다. 이는 연령에 따라 다르다. 를 들어, 고령자고용촉진법, 고령자직업훈련과 직업알선제도의 정비는 중·고령자에게 상대적으로 열악한 시장환경에 적응할 수 있는 대안이 될 수 있다. 이에 이중 노동시장 및 노동시장 분절론에서는 성별, 교육수준, 직종 이전직장의 임금수준과 고용형태, 고령자 직업훈련참가 등을 논의해야할 변수로써 고려해 볼 수 있다.

4. 직업훈련(직업능력개발 훈련) 정책 및 요인

근로자직업능력 개발법 제2조 제1호에 의거하여 근로자에게 직업에 필요한 직무수행능력을 습득·향상시키기 위하여 실시하는 훈련을 직업능력개발훈련이라 한다. 이 훈련은 노동부 장관이 정하는 기준에 따라 실시하는 기준훈련과 그 기준에 따르지 않는 훈련으로 구분하여 차등 지원하고 있다. 동법 제4조 제1항에 따르면 국가와 지방자치단체는 근로자의 생애에 걸친 직업능력개발을 위하여 사업주·사업주단체 및 근로자단체 등이 하는 직업능력개발사업과 근로자가 자율적으로 수강하는 직업능력개발훈련 등을 촉진·지원하기 위하여 필요한 시책을 마련하여야 한다고 명시하고 있다. 이 경우 국가는 지방자치단체가 마련한 시책을 시행하는 데에 필요한 지원을 할 수 있다고 추가적으로 기술하고 있다. 이러한 직업능력개발 사업은 실업자 직업훈련(제12조)과 재직자 능력향상훈련(제17조)으로 크게 구분이 가능하다. 김윤경(2005: 85)에 의하면 실업자 훈련은 IMF 이후 대량실업 사태를 맞아 실업자 대책의 일환으로 양적인 성장을 하였다. 이러한 성장추세에도 기업차원에서 근로자의 직업능력을 스스로 개발할 것을 기대하고 있다(이계우, 2009:135). 마찬가지로 국가차원에서도 실업자의 자발적인 직업능력의 개발 즉, 직무수해에 필요한 기본적인 직업능력을 습득하여 고용가능성을 획득하기를 기대하고 있다(김강호, 2009: 124). 직업훈련 정책을 지속적이고 안정적으로 정착시키기 위해 필요한 것은 근로자 및 실업자의 자발적인 의지와 참여를 어떻게 유인(incentive)을 제공하고 의무화하느냐(levy system) 하는 것이다. 여기엔 개별 근로자 및 실업자의 직업훈련 경험, 직업훈련 의사 그리고 직업훈련 유사 교육 이수 유무 같은 요인들이 직업훈련을 선택하는데 있어 중요하게 작용할 수 있다.

Ⅲ. 연구설계

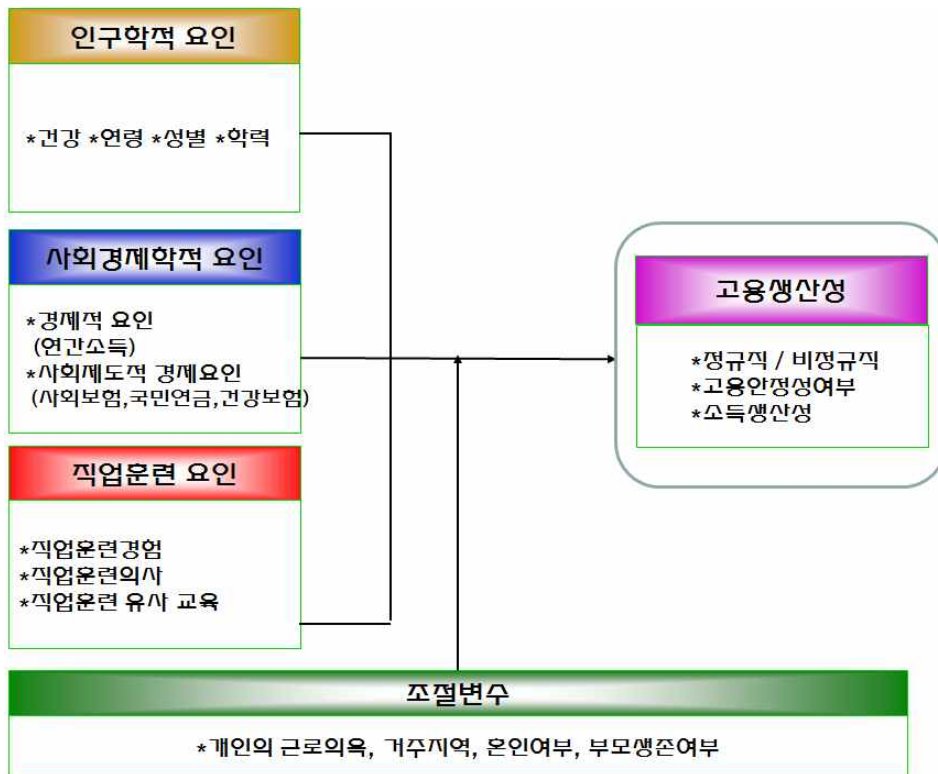
1. 연구모형

이론을 통해 본 연구에서는 다음과 변수들을 선정하였다. 우선, 인구학적 요인으로는 고

용대상자의 성별과 연령, 그리고 학력을 선정하였다. 학력과 연령의 경우 소득생산성에 긍정적인 것이 일관되게 확인되고 있지만(김강호, 2009; 유경준 외, 2008; 김창환 외, 2007; 강순희 외, 2000), 성별의 경우 여성에게 직업훈련자체의 수혜비율이 낮고, 만족스럽지 않아(정형욱, 2010) 소득생산성은 상대적으로 낮아질 수 있다는 관점(김강호, 2009)과 여성의 직업훈련 효과가 높아(Bassi & Ashenfelter, 1985; Bassi et al, 1984; Levy, 1982) 남성에 비해 고용이 안정적이고, 임금효과가 높다는(이석원, 2003; 박진희, 2006) 관점이 대립된다.

둘째로, 사회경제학적 요인으로는 연간소득, 사회보험, 건강보험, 국민연금을 선정하였다. 소득이 높을수록 고용수준에 대해 만족함과 동시에 고용이 안정적이라는 관점이 일반적이며(Bassi & Ashenfelter, 1985), 보험수급여부는 인간내적인 측면에서 안정감을 가져와 고용의 지속과 안정에 긍정적인 기여를 할 수 있다.

셋째로, 직업훈련요인으로는 직업훈련경험, 직업훈련의사, 직업훈련유사교육을 선정하였다. 직업훈련경험, 직업훈련의사, 직업훈련유사교육은 고용효과 및 임금효과에 긍정적이라는 것이 이론(Levy, 1982) 및 선행연구(이석원, 2003; 박진희, 2006; 김창환 외, 2007; 안서연, 2008)들의 공통된 주장이다.



〈그림 1〉 연구모형

마지막으로, 매개특성요인으로는 개인의 근로의욕, 거주지역, 혼인여부, 부양가족여부를 선정하였다. 개인의 근로의욕(김강호, 2009)은 임금효과에 긍정적임과 동시에 고용에 안정된 성향을 주며, 거주지역에 따라서 고용효과가 상이해 질 수 있으며(백일우 외, 2009), 혼인을 한 사람이 그렇지 않은 사람들에 비해 직업훈련 및 고용의 지속성이 높고(김창환 외, 2007), 부양가족의 존재가 임금효과 및 고용효과를 가져온다는 측면에서 이들 변수는 고용생산성에 영향을 줄 수 있는 매개변수로 간주하였다.

고용생산성을 나타내는 종속변수로는 정규직/비정규직여부, 고용안정성, 소득생산성을 선정하였다. 이는 고용의 안정을 나타내는 척도가 정규적인 경우가 일반적이고, 고용안정성은 정규적인 경우에도 내적요소로서의 불안감을 나타낼 수 있는 측면을 의미한다. 또한, 소득생산성은 고용으로 인한 연소득효과를 나타낸다.

2. 조작적 정의

연구모형을 측정하기 위해 한국노동패널에 포함된 정보 가운데 고용생산성을 설명할 수 있는 변수들을 추출하였다. 변수를 설명적 지위에 따라 구분할 경우 독립변수는 그 특성에 따라 인구사회학적 요인, 사회경제학적 요인, 그리고 직업훈련정책 요인이라는 3가지 유형으로 구분되며 종속변수에는 고용생산성을 살펴볼 수 있는 정규직 여부, 고용안정성 여부, 2008년 연간소득이 해당한다. 선정된 변수의 명칭과 분석 과정에서 변수의 정보를 처리한 방법은 <표 1>와 같다.

<표 1> 변수의 설정

구분	변수명		변수기술	
독립 변수	인구 학적 요인	연령	age2	20대일 경우 1, 아니면 0
			age3	30대일 경우 1, 아니면 0
			age4	40대일 경우 1, 아니면 0
			age5	50대일 경우 1, 아니면 0
			age6	60대 이상일 경우 1, 아니면 0
			기준변수	20대 미만
		성별	sex	남성일 경우 1, 아니면 0
			기준변수	여성
		학력	edu1	2년제 대학졸업자이면, 1 아니면 0
			edu2	4년제 대학졸업자이면, 1 아니면 0
			edu3	대학원 석사자이면, 1 아니면 0
			edu4	대학원 박사자이면, 1 아니면 0
			기준변수	고졸이하

	사회 경제학적 요인	경제 요인	연간소득(만원)	income1	2007년도 실소득액	
		사회 요인	사회보험		social_se	사회보험급여 수급자면 1, 아니면 0
				기준변수		사회보험 비수급자
			건강보험		physical_se	건강보험에 가입한 경우 1, 아니면 0
				기준변수		건강보험 비가입자
			국민연금		national_pen	국민연금에 가입한 경우 1, 아니면 0
	기준변수				국민연금 비가입자	
	직업훈련 정책요인	직업훈련경험		job_training	직업훈련경험이 있으면 1, 아니면 0	
			기준변수		직업훈련 무경험자	
		직업훈련의사		job_intent	직업훈련 의사가 있으면 1, 아니면 0	
			기준변수		훈련 받을 의사가 없는 사람	
		직업훈련유사 교육		other	직업내용과 관련된 유사교육을 받았다면 1, 아니면 0	
기준변수				유사교육경험이 없는 사람		
조절 변수	매개특성 요인	개인의 근로의욕		interest1	근로의욕이 보통이면 1, 아니면 0	
				interest2	근로의욕이 높으면 1, 아니면 0	
			기준변수		근로의욕이 낮은 사람	
		거주지역		residual	수도권 지역이면 1, 아니면 0	
			기준변수		비수도권지역	
		혼인여부		married	혼인했다면 1, 아니면 0	
			기준변수		미혼자	
		부양가족여부		family	부양가족이 있으면 1, 아니면 0	
기준변수			부양가족이 없음			
종속 변수	정규/비정규직여부		regular	정규직이면 1, 비정규직이면 0		
	고용안정성여부		stability	안정적이면 1, 불안정하면 0		
	소득생산성		income2	2008년도 실소득액		

〈표 1〉를 구체적으로 언급하면 다음과 같다. 우선, 인구학적 요인인 연령의 경우 20대 미만을 기준으로 하여 20대, 30대, 40대, 50대, 60대이상으로 구분하였고, 성별의 경우 남성인 경우 '1', 여성은 '0'으로 구분하였다. 학력은 고졸이하를 기준변수로 하여 2년제 대학졸업, 4년제 대학졸업, 대학원 석사, 대학원 박사로 구분하였다. 사회경제학적 요인인 연간소득은 2007년 말 연소득(만원)을 측정자료로써 사용하였고, 사회보험 수급여부, 건강보험 수급여부, 국민연금 대상여부를 각 자료로써 사용하였다. 직업훈련요인에서는 직업훈련경험여부, 직업훈련의사여부, 직업훈련유사교육여부를 측정자료로써 선정 및 사용하였다. 또한, 이상의 독립변수들과 달리 이들이외에 독립변수 및 종속변수에 직간접으로 영향을 미칠 수 있는 조절변수를 추가선정하였다. 개인의 근로의욕은 근로의욕이 낮

으면 0, 근로의욕이 보통이면 1, 근로의욕이 높으면 2로써 측정자료변환후 사용하였으며 거주지역은 회사 및 직업이 집약적으로 밀집되어 있는 공간으로 수도권지역이면 '1', 비 수도권이면 '0'으로 구분하여 자료로써 사용하였다. 혼인여부와 부양가족여부 역시 고용 생산성에 영향을 미칠 수 있는 요소임으로 이들의 여부를 측정자료로써 사용하였다.

3. 분석방법 및 자료수집

분석방법은 1차적으로 Logistic 회귀 모형을 통해 정규/비정규직 여부와 고용안정성 여부를 결정하는 데 있어 영향을 미친 변수가 어떤 것인지 살펴본 후, 2차적으로는 OLS 와 Robust 회귀 모형을 통해 독립변수에 포함된 연간소득액을 종속변수로 두고 다른 변수들의 소득에 어느정도 영향력을 미쳤는지 살펴보려고 하였다.

우선 정규직과 비정규직, 그리고 고용가능성의 종속변수들이 이분형 자료이기에 이를 분석하는데 있어 Logistic 회귀모형은 적합하며, 연간소득액의 경우 연속성을 지니는 자료이기에 OLS를 사용하는게 타당하다. 단, OLS 사용시에 중시되어야 하는 것이 등분산성인데, 패널자료의 각 변수들은 이분산성이 나타날 수 있어 본 연구에서는 이분산성을 고려하여 변수들의 회귀계수를 추정하는 Robust 회귀모형을 추가적으로 사용하여 비교 분석하고자 하였다. 한편, 본 연구에서 사용하는 자료는 한국노동연구원에서 조사 및 발간하는 제10차 한국노동패널조사를 활용하였다. 특히, 제10차 대상인 2008년은 최근 고용상태와 문제점을 가장 잘 반영할 수 있다는 측면에서 연구범위로 선정하였고, 이때 응답변수가 포함되는 관측치는 총 1983개로써 이들이 분석을 위해 사용되었다.

1) Logit regression model

Binary Logit Model은 가장 단순한 형태의 확률모형으로써 하나의 사건 A가 발생하는 경우와 그렇지 않은 경우의 두 가지 선택의 범주가 있을 때 사용된다(이성우 외, 2008: 59). 종속변수의 이항 선택성은 일반적인 선형회귀식이 가진 종속변수의 연속성을 가지지 못한다는 측면에서 일반적인 회귀식의 가정이 아니다. 이를 위해 Maddala(1983)는 다음과 같은 가정을 제시하였다(이성우, 2008: 60-61).

$$(1) y^* = \sum_{k=1}^K \beta_k x_k + \epsilon$$

단, ϵ 는 $E(\epsilon)=0$ 인 대칭(Symmetric) 분포이며,

CDF(Cumulative Distribution Function) $\equiv F(\epsilon)$

y^* 가 어떤 수준 이상에서 정규적이거나 고용안정성이 있다는 사건이 발생하며, 이하에서 비정규적이거나 그렇지 않다는 경루로 나타나는 데 이를 더미변인(dummy variable)로 처리한다. 더미변인의 과정은 다음 식 (2)와 같다. 즉, y^* 를 이항으로 구분짓는 기준을 0으로 보고 $y^* > 0$ 의 경우에 연구자가 관찰 가능한 응답변수 $y=1$ 로 나타나게 된다. 예를들어 정규직여부일 경우 정규직이면 1, 비정규직일 경우 0으로써 확인되는 것이다.

$$(2) y = \begin{cases} 1 & \text{if } y^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

이상의 식(1)과 (2)를 통해 이하의 식 (3)을 유추하게 된다.

$$\begin{aligned} (3) \text{Prob}(y=1) &= \text{Prob}\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k + \epsilon > 0\right) \\ &= \text{Prob}\left(\epsilon > -\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \\ &= 1 - F\left(-\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \text{(대칭분포함수의 CDF로부터)} \\ &= F\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right) \end{aligned}$$

이항 선택확률이 곧 오차항 ϵ 의 CDF 함수인 $F(\epsilon)$ 로 정의될 수 있음을 알 수 있는데, 이는 이항 선택성을 가진 불연속적 변수가 종속변수로 사용됨에 의해서 선형회귀로 다룰 수 없던 것을 확률을 통해 연속성 확보가 가능해짐을 나타낸다.

$$(4) F(\theta) = \frac{1}{1+e^{-\theta}} = \frac{1}{1+\frac{1}{e^\theta}} = \frac{e^\theta}{e^\theta+1} = \frac{e^\theta}{1+e^\theta}$$

단, θ 는 임의의 확률변수

한편, 로짓 모형은 두가지의 가정을 추가하는데 한 가지는 표본의 무작위성(randomness)을 확보해 주는 이항분포의 무작위성분(random component)이다. 또 다른 한가지는 ϵ 이 로짓분포(logistic distribution)를 띤다는 것이다. 이를 표현한 것이 식 (4)이다.

$$(3-1) \text{Prob}(y=1) = F(\theta) = F\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right)$$

$$\text{단, } \theta = \sum_{k=1}^K \beta_k x_k$$

상기된 로짓분포 식(4)를 통해서 임의의 확률로 정의된 θ 는 다음과 같은 독립변수들의 선형결합(linear combination)으로써 선형변환(linear transformation)을 하면 식(3-1)을 통해 식(5), (6), (7)를 도출할 수 있다.

$$(5) \text{Prob}(y=1) = F(\theta) = \frac{e^\theta}{1+e^\theta}$$

$$(6) e^\theta = e^{\left(\sum_{k=1}^K \beta_k x_k\right)} = \frac{P(y=1)}{1-P(y=1)}$$

식(6)은 승산비(odds)으로써 정규직/비정규직의 이항 선택의 경우에 있어 정규직이 일어날 확률을 $P(y=1)$ 로 정의하였을 때, 정규직이 일어날 확률은 비정규직일 확률 $(1-P(y=1))$ 로 나누어 준 것을 의미한다. 여기서 승산비(odds)는 한 사건이 일어나지 않을 경우의 확률에 대비해 일어날 확률의 비율이다.

$$(7) \log\left(\frac{P(y=1)}{1-P(y=1)}\right) = \sum_{k=1}^K \beta_k x_k$$

한편, 식(7)은 로그 승산비(log odds)를 나타낸 것으로써 승산비(odds)에 자연로그를 취함으로써 선형결합과 승산비(odds) 간의 관계를 설명해 준다. logit 모형은 비선형이므로 최소자승법에 의한 선형모형 추정으로는 유효한 효용계수를 추정할 수 없으므로 최우추정법(maximum likelihood estimation)으로 추정한다. 최우추정법이란 모수를 추정하기 위하여 관찰된 확률표본이 있다 할 때 이들 확률표본이 얻어질 수 있는 가능성이 가장 높은 모수의 값 θ 를 찾아 이를 모수의 추정량으로 산정하는 방법이다(이길순 외 1992: 135).

2) Robust regression model

김범준 외(2006: 39)는 회귀분석과 같은 정규이론에 의한 통계적 방법은 데이터들의 정규성을 가정지만, 현실에서는 정규성을 가정할 수 없는 경우가 많고 또는 한쪽으로 치

우친 데이터가 존재할 수 있음을 강조한다. 이러한 경우 많은 오차를 포함할 수 있는데 이를 보완하기 위한 방법이 Robust 회귀분석이다. 이 방법은 정규성을 가정할 수 없는 데이터, 즉 이상점들에 적은 가중치를 주어 오차를 작게 하는 방법이다. 또한, Robust 추정치는 너무 특이하거나 영향력이 큰 특정 관찰치가(outlying or influential observations) 만들어낼 수 있는 편향에 대응하는 데 있어 효과적이다(권혁용 외, 2007: 132). 일반적으로 OLS는 관측자료 간 가중치가 존재하지 않기 때문에 특이하거나 영향력이 큰 자료에 따라서 편향성이 발생할 소지가 높다. 특히, 종속변수가 연간소득과 같이 단위 변화가 높은 수준일 경우에 얻어진 응답자료들은 그들간의 흠어짐의 정도가 매우 심할 수 있다. 이러한 측면에서 본 연구가 분석하고자 하는 패널자료의 분석에 오류를 방지하기 위해서 Robust Regression 추정모형은 적합하다고 볼 수 있다.³⁾ 가중치의 함수는 Bisquare로써 다음과 같다.

$$W = \left[1 - \left(\frac{e}{k} \right)^2 \right]^2 \text{ for } e \leq k, \quad W = 0 \text{ for } e > k$$

단, 여기서 W는 가중치, e는 오차, k는 조율상수(tuning constant)를 나타냄
자료: 김범준 외(2007: 40)

이를 분석하기 위해 본 연구에서는 STATA 10.0 패키지의 Robust Regression 모형을 활용하였다. 또한 분석결과를 대조하기 위해 OLS 추정과 함께 추정하여 비교분석을 시도하였다.

IV. 실증분석

1. 정규/비정규 & 고용가능성: Logistic 모형

1) 정규/비정규

정규직여부를 종속변수로 logistic 회귀분석한 결과 연령, 성별, 학력, 건강, 연간소득(2007년), 건강보험, 국민연금, 직업훈련의사, 직업훈련유사 교육, 부양가족여부 등의 변수에서 통계적으로 유의미한 결과를 얻을 수 있었다(<표 2> 참조). 이들 중 가장 큰 승산비를 가지는 변수는 건강이었고, 가장 작은 승산비를 가지는 변수는 성별이었다. 또한,

³⁾ Robust 추정의 기본 아이디어는 전체적인 데이터 형성과정에 조응하는 관측치는 높은 가중치를 부여받고, 그렇지 않은 특이하거나 영향력이 높은 관측치는 매우 낮은 가중치를 부여받는다(권혁용, 2007: 132).

본 연구에서 중심을 두는 독립변수인 직업훈련경험은 통계적으로 유의미하게 확인되지 못하였다. 이때의 슈도 값은 0.2797이었으며, 로그우도 값은 -876.235였다.

〈표 2〉 정규/비정규직에 대한 로지스틱 회귀분석결과

변수명		β	표준오차	승산비[Exp(β)]
연령	age2	.1527822	.2713475	1.1651
	age3	.4044658**	.1990122	1.4985
	age4	.3802377**	.1907692	1.4626
	age5	.4266589	.19188	1.5321
	age6	-	-	-
성별	sex	-.3672817***	.1238581	0.6926
학력	edu1	.4998481***	.177384	1.6485
	edu2	.9684497***	.1735424	2.6339
	edu3	.7278295**	.3333886	2.0706
	edu4	.8053428	.7021648	2.2375
연간소득	income	-1.41e-06*	8.49e-07	1.0000
사회보험	social_se	.0855946	.1982941	1.0894
건강보험	pysical_se	1.948995***	.212776	7.0216
국민연금	national_pen	.4386788**	.2103669	1.5507
직업훈련경험	job_training	-.0479335	.190454	0.9532
직업훈련의사	job_intent	.4637958**	.2119943	1.5901
직업훈련유사 교육	other	-.352388*	.1953178	0.7030
개인의 근로의욕	interest1	-.1770958	.1951525	0.8377
	interest2	-.2844436	.1989656	0.7524
거주지역	residual	-.0571244	.1304245	0.9445
혼인여부	married	-.0110294	.0604612	0.9890
부양가족여부	family	.390324***	.1496169	1.4775
상수	cons	-18.29071	-	-
N		Log Likelihood		Pseudo R^2
1983		-876.23546		0.2797

*는 0.1, **는 0.05, ***는 0.01에서 각각 유의미함

이러한 통계결과는 다음과 같이 분석될 수 있다. 우선, 직업훈련의사의 회귀계수는 0.4637이고, 한계효과는 1.590이었다. 이는 직업훈련의사가 비정규직보다는 정규직에 긍정적으로 작용할 확률이 높음을 나타내는 것이다. 따라서 직업훈련을 하고자 하는 의욕이 있는 사람이 그렇지 않은 사람들 보다 정규직일 가능성이 높다는 것으로 판단해 볼 수 있다. 둘째, 직업훈련유사교육의 경우 회귀계수는 -0.352이고, 한계효과는 0.703이었

다. 이러한 결과는 정규직으로 결정되는 데 있어서 부정적인 결과를 가져올 수 있음을 나타내는 것이며, 한계효과 역시 높지 않음을 알 수 있다. 이러한 결과는 선행연구들이 (Sultz, 1963; Mincer, 1974; 이성규, 2004: 157) 개인인적자본을 개발하기 위한 모든 훈련, 즉 직업훈련교육 및 유사교육 모두가 고용의 안정에 긍정적으로 기여할 수 있다고 언급한 것과는 상이한 결과이다. 물론 단순한 고용이나 취업시에는 해당직업과 큰 관련성이 높지 않아도 훈련자체가 도움이 될 수 있으나, 고용이후 안정성이나 정규직 여부에 있어서는 관련 직업훈련이 중요해질 수 있다는 측면에서 이 결과역시 지속적으로 검증해볼 필요가 있다.

셋째, 연령의 경우 30대와 40대가 통계적으로 유의미하게 확인되었다. 여기서 30대의 회귀계수는 0.404이고 한계효과는 1.498이었고, 40대의 회귀계수는 0.380이었고 한계효과는 1.462였다. 이러한 통계결과는 일정연령까지는 20대 이하 보다 상대적으로 정규직일 확률이 높음을 나타내는 것이다. 즉, 20대 이하에 비해 30대와 40대는 정규직일 확률이 매우 높음을 나타내는 것이다. 50대 이후에는 퇴직 등이 고려될 수 있기 때문에 이후 정규직이 아닐 확률이 높은 것으로 판단해 볼 수 있지만, 50대 이후 재고용 등의 상황이 나타나기 어려울 수 있기 때문에 비정규직으로의 전환 자체가 반영되지 못할 수도 있다. 본 분석결과에서 50대와 60대 이상이 통계적으로 유의미하게 밝혀지지 않은 것도 이러한 요소가 잠재된 결과로 이해해 볼 수 있다. 그렇지만, 이러한 연령별 변화 및 차이는 이들을 대상으로 적용하는 정책 및 직업훈련의 차이 역시 차별화를 부여해야함을 의미하기에 지속적인 검증을 통한 확인이 필요로 된다. 넷째, 성별의 경우 회귀계수는 -0.367이고, 한계효과는 0.692였다. 이는 남성이 여성에 비해 정규직이 높을 확률이 낮음을 의미하는 것으로써 비록 여성 고용인구가 남성 고용인구에 비해 적을지라도 정규직에 있어서의 비율은 남성보다 여성이 높다는 것을 나타내는 것이기도 하다. 다섯째, 건강보험·국민연금 등은 정규직 확률에 긍정적일 수 있는 것으로 확인되었으며, 부양가족여부 역시 정규직 확률에 긍정적일 수 있는 변수인 것으로 확인할 수 있었다. 여섯째, 개인의 근로의욕과 거주지역, 혼인여부 등은 기존연구에서 통계적으로 유의미한 것으로 확인되었으나 본 연구에서는 통계적으로 유의미하게 확인되지 못하였다. 한편, 이렇게 도출된 설명변수 중 4년제 대학교육을 받았으며, 개인의 근로의욕이 높고, 건강은 보통이며, 부양가족이 있고, 평균소득을 가진 30대 남성이 정규직일 확률을 예측해 보면 78.7%가 된다.⁴⁾ 즉, 반면 여성일 경우 정규직일 확률은 84.2%가 된다. 또한, 상기에 언급된 동일한 남성이 직업훈련의사가 없는 경우 정규직 확률은 70%로 낮아지게 된다.

4) Probability(y=1)=

$$\frac{e^{0.404(30대)-0.367(남성)+0.968(4년제대학)-0.00000141*398364.7(연평균소득/백원)+0.4637(직업훈련의사)+0.390(부양가족)}}{1+e^{0.404(30대)-0.367(남성)+0.968(4년제대학)-0.00000141*398364.7(연평균소득/백원)+0.4637(직업훈련의사)+0.390(부양가족)}}$$

2) 고용안정성

고용안정성여부를 종속변수로 logistic 회귀분석한 결과 성별, 연간소득(2007년), 국민연금, 개인근로소득, 거주지역의 변수에서 통계적으로 유의미한 결과를 얻을 수 있었다 (<표 3> 참조). 이들 중 가장 큰 승산비를 가지는 변수는 국민연금이었고, 가장 작은 승산비를 가지는 변수는 거주지역이었다. 또한, 본 연구에서 중심을 두는 독립변수인 직업훈련경험은 통계적으로 유의미하게 확인되지 못하였다. 이때의 Pseudo R^2 값은 0.2411이었으며, Log Likelihood 값은 -376.185였다.

〈표 3〉 고용안정성여부에 대한 로지스틱 회귀분석결과

변수명		β	표준오차	승산비[Exp(β)]
연령	age2	.3323234	.4824585	1.3942
	age3	-.2658188	.3195053	0.7666
	age4	-.2464724	.3111379	0.7816
	age5	-.1844645	.3158643	0.8315
	age6	-	-	-
성별	sex	.3864586*	.2066971	1.4718
학력	edu1	.6012*	.3326426	1.8243
	edu2	.8928947***	.3448105	2.4422
	edu3	.0665658	.5164431	1.0688
	edu4	.1114905	1.136367	1.1179
연간소득	income	.0002065***	.000068	1.0002
사회보험	social_se	-.0491061	.2683868	0.9521
건강보험	pysical_se	.4903467	.3263583	1.6329
국민연금	national_pen	1.122579***	.351147	3.0728
직업훈련경험	job_training	.4045707	.3647429	1.4987
직업훈련의사	job_intent	.185988	.3906231	1.2044
직업훈련유사 교육	other	-.2650614	.3186688	0.7672
개인의 근로소득	interest1	-.4433642	.4103217	0.6419
	interest2	-.7969435*	.4110285	0.4507
거주지역	residual	-2.907175***	.5159575	0.0546
혼인여부	married	.0223904	.0889165	1.0226
부모생존여부	parent	-.0299748	.225714	0.9705
상수	cons	2.732564*	1.596227	15.3723
N		Log Likelihood		Pseudo R^2
1983		-376.18588		0.2411

*는 0.1, **는 0.05, ***는 0.01에서 각각 유의미함

이러한 통계결과는 다음과 같이 해석될 수 있다. 우선, 개인근로의욕이 높은 경우 (interest2) 회귀계수가 -0.7969이고, 한계효과는 0.4507이었다. 이는 개인근로의욕이 높은 사람들이 낮은 사람들 보다 고용에 대해 불안정하다고 느끼고 있다는 의미로 판단된다. 이 변수의 경우 정규직 여부에서는 통계적으로 유의미하지 않았음에도 고용의 안정성에 대한 인식에는 부정적인 영향을 미치고 있다는 것은 일하고자 하는 의미 및 인식이 오히려 불안감을 높이고 있다는 것으로 생각해볼 수 있다. 따라서, 이러한 불안감을 해소하기 위해서는 고용주 및 회사차원에서 지속적인 의사소통이 요청될 수 있다. 이러한 관점에서 고용된 인원들과의 공식적인 정기회의 등의 제도화는 이러한 불안감을 낮추고 노동의 집중력과 안정성을 높여 전체 생산성을 고양하는데 큰 디딤돌이 될 수 있다.

둘째, 성별의 경우 회귀계수가 0.3864이고, 한계효과는 1.4718이었다. 여성에 비해서 남성이 고용이 안정적이라고 느끼고 있다는 것을 보여주는 것이다. 이러한 결과는 정규직여부를 가지고 logitstic한 결과와는 상반되는 결과이다. 즉, 실제정규직일 확률은 여성이 남성에 비해 높았음에도 고용이 안정적이라는 인식에서는 남성이 여성보다 높음을 보여준다는 것이다. 고용생산성이 정규직여부와 고용안정성의 심리적 부분을 모두 포함해야하는 것으로 정의할 때 성별간 이러한 분석의 차이에 대해 심도있는 논의가 수반될 필요가 있다. 인식여부만을 가지고 정책적 지원 및 제도화를 실시하는 우를 범해서도 안되며, 반면에 정규직 여부만을 가지고 쉽게 성별간 차이가 존재하거나 높고 낮음을 평가해서는 안된다는 것이다. 따라서, 후속연구들을 통해 이러한 실제 현상과 심리적인 괴리감의 차이에 기여하는 원인규명과 함께 이들의 차이를 상쇄할 수 있는 제도적인 고려가 있어야 할 것으로 판단된다.

셋째, 학력의 경우 2년제 대학과 4년제 대학이 통계적으로 유의미한 것으로 확인되었다. 이들의 회귀계수는 각각 0.601과 0.892였고, 한계효과는 1.824와 2.442였다. 이러한 결과는 고용안정성에 대한 인식 역시 학력이 낮은 수준에 비해서 높은 수준에 일때 고용은 안정적일 것이다라는 것을 의미한다. 여기서 대학원 석사와 박사의 학력이 통계적으로 유의미하지 않았는데, 석박사의 경우 프로젝트 단위의 일인 경우가 많아서 한 조직에 지속적으로 종사하는 고용안정성과는 관련성이 없었던 것으로 유추해 볼 수 있다.

넷째, 국민연금의 경우 정규직 여부와 동일하게 긍정적인 영향력을 갖는 것으로 확인되었다. 이때 회귀계수는 1.122이고, 한계효과는 3.072이었다. 국민연금 그자체가 정규직 여부와 고용안정성을 나타내는 지표가 되는 것은 아니지만, 분명 공식적인 제도이고, 심리적인 안정감에는 큰 영향을 주는 변수인 것은 틀림없다. 사회보험과 건강보험의 경우 정규직여부에는 긍정적인 변수인 것으로 확인된 반면에 고용안정성여부에는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 상대적으로 국민연금제도가 고용생산성에 중요한 영향력을 갖는 변수임을 나타내는 것이라 할 수 있을 것이다.

다섯째, 연간소득 역시 고용안정성여부라는 심리적 부분에 영향을 미치는 변수임을 확인할 수 있었다. 회귀계수가 0.0002이고, 한계효과는 1.0002로써 이는 전년도의 수입액이 높을수록 본인의 고용이 안정적일 것이라고 생각한다는 것을 나타낸다. 정규직이나 비정규직을 결정하는데 있어서 전년도 연간소득이 통계적으로 유의미하지 않았던 것과는 이 역시 상반되는 결과이다. 고용된 인원들은 자신들의 전년도 소득수준에 따라서 본인의 고용이 안정되었다고 느끼는 것이라 할 수 있지만, 소속된 조직에서 지속적으로 일을 할 수 있을지는 알 수 없다. 이러한 측면에서 연봉액이 상대적으로 작은 곳의 고용주들은 심리적 차원에서 사원들이 고용이 불안정하다고 인식할 수 있는 부분을 고려하여 해당직종의 안정성과 해당조직의 고용의 지속성을 각인시켜 이를 해소하는 것을 고려해봐야 할 것이다.

2. 소득생산성효과: OLS & Robust Regression Model

고용생산성을 논의함과 동시에 본 연구는 제시된 변수들이 설문조사된 패널들의 연소득에 긍정적으로 영향을 미쳤는가를 추가적으로 살펴보고자 하였다. 이는 고용의 생산성이 유지될지라도 개인생활에 있어서의 수익증대와 이를 사용함으로써 발생하는 사회생산성 효과역시 중요할 수 있다는 판단에 근거하기 때문이다. 여기서 독립변수였던 2007년도 연간소득은 독립변수에서 제외하고 2008년도 말의 연간소득액을 종속변수로 OLS와 Robust Regression을 사용하였다.⁵⁾ 분석결과 OLS에서는 근로의욕이 높은 경우만이 통계적으로 유의미하게 확인되었는데, 이때 근로의욕이 낮은 경우보다 높은 경우에 연간소득액이 약 9682(만원) 더 높다는 것으로 확인되었다. 그렇지만, 이러한 결과는 자료가 OLS 모형으로 분석하기에 타당하지 않은 측면이 있기 때문에 통계결과 회귀계수가 지나치게 확대된 것으로 판단된다.

5) 일반 최소자승법(OLS: Ordinal Least Square)이 등분산성을 가정하고 회귀모형을 적용가능하며, 이분산성일 경우에 모형을 적용할 경우 통계적으로 적합하지 않다. 이러한 경우에 Robust Regression Model은 이분산성을 가지는 자료를 가중치 부여를 통해 등분산성으로 교정할 수 있는 통계분석방법이다. 본 연구에서도 이러한 이분산성을 교정하여 분석하고자 Robust Regression을 사용하였다.

〈표 4〉 소득증대효과에 대한 OLS & Robust Regression 모형 결과비교

변수명		OLS		Robust Regression	
		β	표준오차	β	표준오차
연령	age2	-	-	-	-
	age3	3213.322	6196.115	918.3033***	121.9669
	age4	6140.698	6101.063	1096.909***	120.0958
	age5	9507.489	6095.791	715.0164***	119.992
	age6	4908.881	6583.582	195.5338	129.5939
성별	sex	-2133.713	2990.847	-147.3807**	58.87305
학력	edu1	4607.414	4225.663	-68.77261	83.17967
	edu2	-322.6269	3803.231	-76.30621	74.86435
	edu3	-4232.335	7349.41	-162.7337	144.6688
	edu4	-3145.773	14486.39	-239.4029	285.156
사회보험	social_se	-731.1996	5036.721	-105.2723	99.14487
건강보험	pysical_se	-1893.419	4571.718	28.24535	89.99156
국민연금	national_pen	5392.305	4317.1	43.72609	84.97956
직업훈련경험	job_training	-5574.105	4510.842	631.1603***	88.79326
직업훈련의사	job_intent	5484.174	4361.368	-18.95618	85.85095
직업훈련유사교육	other	-3393.223	4460.083	153.6427*	87.79409
개인의 근로의욕	interest1	2700.168	4523.049	324.5971***	89.03353
	interest2	9682.989**	4628.531	676.9761***	91.10989
거주지역	residual	1481.798	3055.743	112.2473*	60.15048
혼인여부	married	337.3379	1544.125	-16.19984	30.39518
부모생존여부	parent	20.52341	3798.423	43.41776	74.7697
상수	cons	-10604.54	37691.02	710.8831	741.9255
N		R^2	Adj. R^2	F(23, 1959)	Prob > F
1983		0.0103	0.0013	14.69	0.0000

*는 0.1, **는 0.05, ***는 0.01에서 각각 유의미함

반면, Robust Regression 결과는 연령, 성별, 직업훈련경험, 직업훈련유사교육경험, 개인의 근로의욕, 거주지역 등이 통계적으로 유의미한 변수로 확인되었다. 우선, 직업훈련요인의 경우 직업훈련경험과 직업훈련 유사교육경험이 통계적으로 유의미하게 도출되었다. 직업훈련경험이 있는 경우 없는 경우 보다 연간소득액이 631.16(만원)이 높았으며, 직업훈련유사교육은 있을 경우 연간소득액이 153.64(만원)이 높은 것으로 나타났다. 이는 두 직업훈련요인을 합할 경우 약 연간소득액이 800(만원) 상당이 높아진다는 것으로 의미한다. 이에 직업훈련은 정규직 및 고용안정성 여부와는 달리 소득증대에는 긍정적 영향력을 줄 수 있는 요인임을 확인할 수 있는 부분이다. 따라서, 정책적으로 또는

조직생산성 증대차원에서 직업훈련의 양과 질을 지속적으로 제고해 나아가야 할 필요가 있는 것으로 보인다.

둘째, 연령의 경우 20대와 60대 이상을 제외하고 30대, 40대, 50대가 통계적으로 유의미하였다. 30대의 경우 기준 변수인 20대 이하에 비해 연간소득이 약 918.3(만원)이 높았으며, 40대의 경우 20대에 비해 연간소득이 1096.9(만원)이 높은 것으로 확인해 볼 수 있었고, 50대의 경우 20대에 비해 연간소득이 715(만원)이 높은 것으로 판단된다. 직접적인 비교는 불가능할지라도 20대에 비해서 상대적으로 연령이 높을수록 연간소득액이 높았으며, 30대나 40대까지는 증가할 수 있지만, 50에 이후에는 낮아질 가능성이 있다. 일반적으로, 50대 초중반까지는 연봉수준이 매우 높을 수 있지만, 50대 중반 이후는 퇴직이 발생하는 시기임을 고려할 때 연간소득이 낮아질 수 있다는 점에서 분석결과와 부합성은 높은 것으로 판단된다.

셋째, 성별의 경우 Robust Regression 결과 회귀계수 -147.3807이 통계적으로 유의미한 것으로 확인되었다. 이는 기준변수인 여성에 비해 남성이 연간소득액이 147.38(만원)이 낮다는 것을 의미한다. 일반적으로 남성위주의 문화를 가진 우리나라에서 직업이나 수당에 있어서 남성이 보다 높은 것으로 인식되어 왔으나, 최근 여성의 사회적 참여와 단순노무직 보다는 전문직 종사자들이 많아지고 있는 추세의 관점에서 실제 연 소득 역시 남성보다 여성이 높게 나타난 것으로 보인다.

마지막으로, 매개요인 중 개인의 근로의욕과 거주지역이 통계적으로 유의미한 것으로 확인되었다. 개인근로의 의욕의 경우 근로의욕이 낮을 때에 비해서 보통일 때 연소득이 324.59(만원)이 더 증가하는 것으로 나타났고, 근로의욕이 낮을 때에 비해서 높을 경우 676.97(만원)이 더 높아질 수 있는 것으로 확인되었다. 또한, 비수도권에 비해서 수도권에 있는 지역일 경우 연소득이 112.24(만원)이 높아질 수 있는 것으로 나타났다.

3. 분석결과 비교논의

〈표 5〉는 본 연구에서 분석한 결과를 요약 및 정리한 것이다. 고용안정과 연간소득액 모두에서 통계적으로 유의미한 변수는 성별 변수였다. 특히, 통계분석결과 여성이 정규직 일 확률과 연간소득액이 보다 높은 수치를 나타내고 있음에도 고용에는 불안함을 나타내고 있었다. 또한, 다음으로 연령, 학력, 국민연금과 같은 변수 역시 중요한 변수로써 확인할 수 있었다.

〈표 5〉 각 종속변수별 독립변수 요약

종속변수		정규직/비정규직	고용안정성여부	연간소득액(robust)
연령	age3	.4044658**	-	918.3033***
	age4	.3802377**	-	1096.909***
	age5	-	-	715.0164***
성별	sex	-.3672817***	.3864586*	-147.3807**
학력	edu1	.4998481***	.6012*	-
	edu2	.9684497***	.8928947***	-
	edu3	.7278295**	-	-
건강보험	pysical_se	1.948995***	-	-
국민연금	national_pen	.4386788**	1.122579***	-
직업훈련경험	job_training	-	-	631.1603***
직업훈련의사	job_intent	.4637958**	-	-

이러한 분석결과는 다음과 같이 해석해 볼 수 있다. 먼저, 직업훈련요인은 부분적으로 정규직과 고용안정성에 긍정적으로 기여할 수 있다는 것을 확인해 볼 수 있다. 다만, 직업훈련경험이 정규직여부와 고용안정성여부에 통계적으로 유의미하지 않았다는 측면은 경험적인 부분이 도움이 될 수 있음에도 내용이나 업무에의 도움이 되지 않았다는 것을 반증하는 것이다. 그럼에도 불구하고 직업훈련경험이 연간소득액에 긍정적으로 영향을 미친다는 측면은 이를 배제하기 보다는 훈련의 내용적인 부분을 보완하여 지속적으로 제안될 필요가 있음을 나타내는 것이다.

둘째, 사회적요인 역시 정규직여부에 긍정적이었으며, 고용안정성이라는 심리적인 부분에도 긍정적이라는 것을 보여준다. 특히, 국민연금은 정규직여부와 고용안정성여부에 모두 긍정적인 영향을 미친다는 측면에서 민간회사의 경우는 국민연금제도를 전략적으로 활용하는 것을 고려해 볼 수도 있다.

마지막으로, 인구학적요인 중 연령의 경우는 일반상식과 동일한 양상을 나타내었다. 즉, 정규직일 확률이 30대가 다른 세대에 비해서 높음에도 가장 높은 임금을 받는 연령대는 40대 이후라는 것이다. 이에 반해 성별의 경우는 일반적인 인식과는 상이한 수준을 나타내었는데 여성이 정규직일 확률이 남성보다 높고 연간소득액 역시 그렇다는 것이다. 다만, 인식에 있어서만 고용이 불안정하다고 느낄 뿐이다. 이러한 통계결과는 표본집단의 대표성 문제로 인해 발생할 수도 있지만, 최근 여성의 사회적 진출이 높아지고 직업유형이 노무직보다는 전문직 종사자가 높다는 측면에서 지속적으로 연구되어야 하는 함의라고 할 수 있다.

V. 결론 및 정책적 함의

본 논문에서는 고용생산성의 영향요인을 연구하기 위해 고용패널 제10차 조사자료를 토대로 Logistic 및 Robust Regression Model을 통해 각 변인의 영향력을 검증하였다. 본 연구는 고용에 있어서의 생산성을 개념적으로 추론하고, 이론 및 선행연구 검토를 통해 각 독립변수들을 도출하여 이들의 관계를 연구모형으로 구체화하였다. 특히, 개념화한 고용생산성은 단순한 의미의 개인소득효과 이외에 고용의 안정성과 지속성, 나아가 정규직 여부를 포함하여 고용이 가질 수 있는 다면적·다층적 차원을 함께 다루었다는 측면에서 그 의미가 있다. 구체적으로, 본 연구에서 도출된 몇 가지 함의를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 고용생산성을 살펴보기 위해 선정한 3가지 측면의 변수들(정규직/비정규직, 고용안정성, 연소득증대)에 통계적으로 유의미한 변수들은 유사성을 띠고 있는 것을 확인할 수 있었다. 이는 각 변수들이 갖는 의미가 상이할 수 있지만, 영향을 주는 독립변수들이 유사하고 각변수들의 의미가 전체적인 고용생산성을 설명할 수 있다는 측면에서 고용생산성의 의미를 다루는 데 있어서 함께 고려되어야 할 변수들이다. 따라서, 향후 연구들은 본 연구가 고려한 세가지 차원의 변수를 고용생산성의 개념을 살펴볼 때 유념할 필요가 있을 것으로 판단된다.

둘째, 학력과 연령은 취업과 같은 고용상태에 영향을 미치는 것을(김강호, 2009; 유경준 외, 2008; 김창환 외, 2007; 강순희 외, 2000) 넘어서 실제고용의 안정과 지속에도 영향을 미치는 것을 확인할 수 있었다. 특히, 정규직을 결정하는데 있어 각 학력 및 각 연령변수들이 통계적으로 유의미하게 나타나 한국고용상황이 학력과 연령과 같은 노동외적 요소가 영향을 미치는 것으로 해석해 볼 수 있었다. 이러한 외적·표면적 요소가 고용에 주는 영향을 배제하기 위해서는 고용과 평가에 있어서 좀 더 다층적인 부분을 고려할 수 있는 시스템이 고려되어야 할 필요가 있다.

셋째, 성별의 경우 고용안정성 및 정규직 등에 있어 일반적인 관점에서 남성이 상대적으로 고용이 안정되고, 정규직 확률도 높을 것이라 것과(김강호, 2009) 달리 본 연구결과는 여성이 남성보다 고용생산성이 높을 것이다(이석원, 2003; 박진희, 2006)는 입장을 지지하였다. 물론, 인식적인 차원에서 고용안정성의 확률은 분명 여성보다 남성이 높게 나타났다는 것은 선행연구(김강호, 2009)의 일부주장과도 일치하긴 하지만, 정규직 확률과 연소득수준에서 여성이 앞선다는 것은 여성의 고용생산성이 높다는 연구들의 관점을 반영하는 것이라 할 수 있다. 이러한 결과는 여성의 사회적 직위 증가로 이해해볼 수 있겠으나, 고용생산성 성별간 차이는 향후의 연구를 통해 추가 검증됨과 동시에 그러한 원인이 어디에 있는지를 밝히려는 노력이 요청된다.

넷째, 직업훈련요인(직업훈련경험 및 직업훈련의사 등)은 고용생산성에 긍정적인 요소인 것으로 확인될 수 있었다(이석원, 2003; 박진희, 2006; 김창환 외, 2007; 안서연, 2008). 특히, 정규직 확률에 긍정적인 영향을 미치는 것과 함께 연소득수준에도 긍정적인 기여를 하는 것을 확인해 볼 수 있었다. 물론, 직업훈련의 내용 및 과정, 그리고 기간 등으로 인한 실효성의 문제가 여전히 제기되고 있지만, 분명 직업훈련요인이 고용생산성에 영향을 주는 중요한 변수임이 틀림없기에 정책적으로 보완·유지될 필요가 있다.

마지막으로, 본 연구에서 사용한 분석방법인 Logistic & Robust Regression Model은 주어진 변수들을 잘 설명할 수 있는 통계결과를 얻어낼 수 있었다. 그럼에도 불구하고, 본 연구에서 직업훈련효과가 다른 요인들에 영향을 줄 수 있는 측면을 있다는 점을 감안한다면 이를 분석하기 위한 연구분석방법이 향후 연구에서는 고려되어야 할 것이다.

고용생산성을 결정하는 영향요인은 취업난에 봉착해있는 우리나라의 상황에서 매우 중요한 관심사이고 연구대상이다. 이는 또한 인간 삶의 질적인 향상, 직업과 삶의 조화 등을 통한 인간의 존엄성을 궁극적 이상가치를 실현하고자 하는 Lasswell의 정책페러다임 하에서도 매우 중요한 정책문제이다. 기술집약 사업의 방향으로 나아가고 있는 지금 이 문제는 미래의 정책환경하에서도 더욱 더 중요한 정책문제로 대두될 것으로 예상되는 바, 본 연구에서 제시된 연구결과를 포함하여 이러한 연구주제에 대한 활발한 후속연구 및 토의를 기대하면서 본 논의를 마치고자 한다.

<참고문헌>

- 권기정. (2007). 교육훈련투자와 생산성 향상. 한국전산회계학회 추계학술발표대회, 161-174.
- 김강호. (2009). 학력과 직업훈련 참여가 임금에 미치는 효과. 『농업교육과 인적자원개발』, 41(3): 123-151.
- 김진영. (1998). 인적자본과 경제성장-신고전학과 이론에 대한 실증적 재검토. 『경제발전연구』, 10(1): 33-49.
- 김왕배·이경용. (2005). 기업구조조정과 생존자들의 사회심리적 건강. 『한국사회학회학』, 39(4): 70-100.
- 강순희·노홍성. (2000). 직업훈련의 취업 및 임금효과. 『노동경제논집』, 23(2): 127-151.
- 김창환·김형석. (2007). 직업훈련의 임금불평등 효과분석. 『한국사회학』, 41(3): 32-64.
- 유경준·이철인. (2008). 실업자 직업훈련의 효과추정. 『노동경제논집』, 31(1): 59-103.
- 정형욱. (2010). 청년층 직업훈련정책의 성별 효과 분석: 산학관 맞춤형 인력양성사업을 중심으로. 『정책분석평가학회보』, 20(1): 91-113.
- 김범준·송재현·김형수·홍일표. (2006). 저류함수모형의 매개변수 보정과 홍수예측: 홍수에 측방법의 비교연구. 『대한토목학회논문집』, 26(1B): 39-50.

- 권혁용·신혜현. (2007). OECD국가의 경제적 제약과 당파적 헤게모니, 그리고 복지국가. 「한국정치학회보」, 41(3): 121-146.
- 이석원. (2001). 능동적 노동시장 정책의 효과성 평가: 실험적 평가방법의 유용성과 활용 방안. 「한국행정학보」, 35(1): 91-107.
- 이창순. (2007). 한국사회 임시직의 분화와 이질성. 「한국사회학」, 41(1): 94-123.
- 백일우·임정준. (2009). 여성고등교육이 성별 임금격차에 미치는 효과분석. 「교육재정경제 연구」, 18(1): 1-26.
- 박진희. (2002). 탈빈곤을 위한 자활직업훈련성과 결정요인 분석. 「사회보장연구」, 22(2): 209-226.
- 이석원. (2003). Propensity Score Matching 방법에 의한 실업자 직업훈련 사업의 효과성 평가. 「한국행정학보」, 37(3): 181-199.
- 장기진·서상철. (2008). 지식경영환경에서의 지식근로자 생산성 향상에 관한 연구: Peter F. Drucker의 사상을 기반으로. 「한국전자거래학회지」, 13(3): 153-171.
- 정은하. (2007). 고령자 취업훈련의 취업 및 임금효과. 「사회복지리뷰」, 12: 37-59.
- 정재호·이병희. (2004). 고용유연화가 기업의 교육훈련투자에 미치는 영향. 「노동정책연구」, 4(4): 187-206.
- 이성우·민성희·박지영·윤성도. (2008). 「로짓·프로빗 응용」. 박영사.
- 이길순·유완. (1992). 로짓모형을 이용한 질적 종속변수의 분석. 「한국가정관리학회지」, 10(1): 131-138.
- 엄동욱. (2008). 중고령자의 취업결정요인. 「노동정책연구」, 8(3): 17-38.
- 김미혜·최혜지. (2004). 직업훈련이 준·고령기 고용에 미치는 효과 분석. 「한국노년학」, 24(4): 215-233.
- 김학주·우경숙. (2004). 중·고령자의 재취업 결정 요인에 관한 연구. 「한국노년학」, 24(2): 97-110.
- 문영미. (2005). 고령자 취업영향요인 분석. 「임상사회사업연구」, 2(2): 77-93.
- 이성규. (2004). 장애인 직업훈련사업의 효과성과 활성화에 관한 연구. 「한국사회복지학」, 56(1): 155-179.
- 윤형호·황진수·임석. (2007). 서울시 고령재취업자의 직종선택의 결정요인. 「한국노년학」, 27(4): 721-737.
- 조우현. (2008). 「노동경제학」. 서울: 법문사
- 하경효. (1999). 기업구조조정과 근로자해고의 문제. 「비교사법」, 6(2): 17-239.
- Ashenfelter, O. (1978). Estimating The Effect of Training Programs On Earnings. *The Review of Economics and Statistics*, 60: 47-57.
- Bassi, L., & O. Ashenfelter. (1985). The Effect Of Direct Job Creation and Training Programs on Low-Skilled Workers. Working Papers from Princeton University, *Department of Economics*, Industrial Relation Section.
- Bassi, Laurie J., Margaret C. Simms, Lynn C. Burbridge, and Charles L.

- Betsey. (1984). Measuring the Effect of CETA on Youth and the Economically Disadvantaged. Final report prepared for the U.S. *Department of Labor under Contract, No. 20-11-82-19*. Washington, D.C.: Urban Institute.
- Bauer. L. (2001). *Morphological productivity*. Cambridge Press.
- Bian, Y. (1997). Bringing Strong Ties Back In: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China. *American Sociological Review*.
- Brechi, S. (2000). The Geography of Innovation: A Cross sector Analysis. *Regional Studies*, 34(3).
- Coleman. (1997). Social Capital in the Creation of Human Capital, *Oxford University Press*: 80-95.
- Granovetter, M. S. (1974). *Getting a Job: A study of Contacts and Careers*. Cambridge, MA: Havard University Press.
- H.Uzawa. (1965). Optimum technological change in an aggregative model of economic growth. *International Economic Review*, 6: 18-31.
- K.J.Arrow. (1962). The economic implications of learning by doing. *Review of economic studies*, 29:155-173.
- Levy, Frank & Shimasaki, Dale & Berk, Bonnie. (1982). Sources of Growth in Local Government Employment: California, 1964-78. *American Economic Review*, 72(2): 278-82.
- Nelson, Richard R, and Edmund S. Phelps. (1996). Investment in Human, Technological Diffusion, and Economic Growth. *American Economic Review*, 69-75.

접수일(2015년 7월 16일)

수정일자(2015년 8월 17일)

게재확정일(2015년 8월 20일)

