

勞 動 經 濟 論 集
第29卷(2), 2006. 8, pp. 145~169
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

자격증이 임금, 노동이동에 미치는 효과:* 기능사 2급 자격증을 중심으로

이상준**

이 연구는 국가기술자격증 중 기능사 2급 자격 등급을 이용하여 자격증의 임금, 노동이동 효과에 대한 실증분석을 하고 있다. 이를 위해 모수적 방법과 비모수적 방법을 사용한다. 모수적 방법에서는 자격증의 선택 문제를 해결하고자 직종별 사업장 규모별 자격증 비율을 IV로 사용하였으며 비모수적 방법에는 페어매칭을 이용하였다. 간략한 연구 결과를 살펴보면 자격증이 임금에 미치는 효과는 작게는 5.5%에서 많게는 9.9% 가량 존재하고 있다. 자격증과 노동이동 간의 관계에서는 실제 노동이동을 통한 자격증의 임금효과 보다는 한 직장에 근속함으로써 얻는 임금효과가 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 또한 자격증이 없는 근로자들일수록 상대적으로 동일 사업장에 정착하기가 어렵다는 것을 알 수 있었다.

— 주제어 : 자격, 노동이동, 임금, 매칭

I. 서 론

노동수요자인 기업이 노동을 구매하기 이전까지 근로자의 능력을 파악한다는 것은 실

* 예리하고 유익한 논평을 해주신 익명의 논평자들에게 지면을 통해 감사드린다. 본 논문은 이들이 아니었으면 완성도가 떨어질 논문이 되었을 것이다. 그러나 여전히 남아 있는 오류가 있다면 그것은 전적으로 필자의 몫임을 밝히고자 한다.

** 한국직업능력개발원 전문연구원(sjlee@krivet.re.kr)

로 어렵다. 따라서 기업은 채용비용의 절감과 노동력 구매시 불확실성을 제거하기 위해 개인의 학력이나 면허(licensing), 자격 등(certification)을 통하여 능력에 대한 검증(screening)을 하려고 한다. 반면에 노동공급자인 개인은 학력이나 자격을 취득함으로써 자신의 능력에 대한 신호(signal)를 끊임없이 노동시장에 보내려고 한다. 검증과 신호가 일치하는 지점에서 학력과 자격은 개인 근로자나 기업 모두에게 있어 일자리 일치(job match)를 위한 장치가 될 수 있다.

Spence(1973)는 학력 또는 교육은 노동자의 생산성을 높이는 데 아무런 효과를 가지지 않는다는 가설을 제시하였다. 다만, 학력은 기업이 선별 또는 채용비용과 노동자 훈련비용을 줄이기 위해 능력의 대리변수인 학력에 대해 높은 보수를 지불하려는 동기가 있다고 주장하였다. 노동자가 자신의 능력을 알리는 신호로 학력을 가지려 할 때 실제 학력의 투자수익이 존재하는지에 대해서는 Mincer의 임금방정식을 이용한 투자수익률 분석 등을 통한 많은 연구가 이루어져 왔으며 실제 정의 수익률이 있는 것으로 알려져 있다.

이처럼 학력에 대한 이론과 실증연구는 국내외를 포함하여 상당수의 연구 결과들이 존재하고 있으나 자격에 대한 연구는 학력에 비해 이론적 접근이나 실증적 연구가 많지 않다. 자격과 관련한 연구로는 주로 이론적인 논문이 있을 뿐 실증분석을 한 연구는 상대적으로 적은 편이다. 이론적인 연구로는 Leland(1979), Shapiro(1986) 등이 있고, 실증적 연구로는 교사의 면허증과 교사의 자질에 대한 Angrist & Guryan.(2004)가 있다. 캐나다의 직업 내에서 면허증의 효과를 보여주는 Kleiner(2000), Muzondo & Pazderka(1980)의 연구가 있다. 우리나라의 자격경효과 연구로는 서창교·김덕기(2000), 이동임·김덕기(2001), 김우영(2003), 김안국·강순희(2004), 이병희 외(2004) 등이 있다. 국내 연구를 간략하게 살펴보면 서창교·김덕기(2000), 이동임·김덕기 연구에서는 자격증이 임금효과에 정(+)의 관계를 보이고 있음을 주장하며, 김안국·강순희, 김우영, 이병희 외 연구에서는 임금효과는 유의하지 않으며 취업효과가 존재함을 주장하고 있다.

이처럼 자격에 대한 실증 연구가 많지 않은 이유로는 첫째, 동일 자격이라 하더라도 자격이 가지고 있는 효력이 학력처럼 시장에서 절대적이지 않을 수 있다는 점이다. 동일 자격이라 하더라도 직종, 사업장별로 달리 나타날 수 있다. 둘째, 학력은 최종 학력으로 분석의 일반화가 가능하나 자격은 직종마다 자격이 다양하며 동일 자격에도 등급(class)이 있기 때문에 어떤 자격 하나만을 가지고 자격의 효과를 일반화시키기 어렵다는 문제가 있다. 마지막으로 자격증의 효과를 파악하기 위한 비교그룹(control group)을 선정하는 것이 어려우며 개인별 미시적 수준에서 연구를 수행할 수 있는 통계자료 구축이 많

지 않기 때문이다.

우리나라에서 자격증은 국가기술자격과 민간자격 둘로 나누어진다. 이 중 국가기술자격은 1953년 건설업법에 의한 건설기술자의 자격증 신설을 시작으로 1973년에 국가기술자격법이 최초로 제정되어 오늘날까지 총 19회 개정이 이루어져 왔다. 그러나 국가기술자격은 시행에 있어서 노동시장의 기술수준을 신속하게 반영하지 못한다는 산업계의 거센 반발에 직면하고 있으며 심지어 일부 직종 또는 기업에서는 자격증을 신뢰하지 못하는 일까지 벌어지고 있다. 연구자들 사이에서도 국가기술자격증의 효과성이 노동시장에서 존재하지 않기 때문에 자격증 무용론을 주장하는 그룹과 반대로 자격증의 효과가 여전히 존재하기 때문에 자격증의 신뢰성을 강화시키는 제도와 정책 마련이 필요하다고 주장하는 그룹이 있다. 이 연구는 이러한 문제의식 속에서 한국의 자격증 시스템 상황에서 자격의 효과를 분석하는 것을 목적으로 한다. 분석을 위해서는 먼저 자격에 대한 정의가 필요하다.

일반적으로 자격은 면허와 동일하게 사용되고 있으나 본 연구에서는 이 둘의 개념을 구분하여 사용한다. 면허는 근로자가 특정 직업에서 노동을 하기 위해서는 정부 또는 공신력 있는 기관이 강제적이며 필수적으로 요구하는 것으로 정의한다. 예를 들면 의사, 변호사, 회계사 같은 경우 관련 면허를 취득하지 않으면 해당 직종의 진입이 불가능하므로 취업을 위해 취득한 자격은 면허가 되는 것이다. 반면에 자격은 취득을 하지 않더라도 관련 직종에서 일을 할 수 있는 것으로 정의한다. 따라서 자격은 개인 근로자 선택의 문제가 대두될 수 있다. 학력과 자격 또는 학력과 면허와의 관계에서 후자는 학력 자체가 면허를 취득할 수 있는 조건이 될 수는 있으나 면허를 대신하여 학력이 근로자를 검증하는 장치로 사용될 수는 없다. 반면에 자격은 개인 근로자가 기업에 보내는 신호 중 하나에 불과하기 때문에 기업이 개인 근로자를 스크린할 경우 학력이나 자격이나에 대한 선택 문제가 발생할 수 있다. 즉 기업에 있어서 자격과 학력을 대체재의 관계로 보아야 하는지 아니면 보완재로 보아야 하는지가 문제로 나타날 수 있는 것이다. 아직까지 이에 대한 물음에 일반적인 명쾌한 답을 내릴 수는 없으며 직종마다 달리 나타날 수 있다.

기업이 학력이라는 신호를 자격증보다 신뢰하거나 또는 학력의 신호를 신뢰하지 못하여 개인이 취득한 자격증을 근로자 스크린에 필요한 장치로 사용할 때 학력과 자격 간의 관계는 대체재가 될 수 있다. 그러나 근로자의 자격과 학력이 시장 신호기능을 더욱 강화시킬 경우에 자격증은 보완재가 될 수 있다. 학력과 자격 간의 대체관계가 존재하는 곳에서 자격증효과를 잘 파악할 수 있을 것이다. 한편 자격증 취득이 개인의 능력에 대

한 불리한 신호로 작용할 수도 있다. 즉 자격은 학력과는 달리 역선택(adverse selection)이 발생할 수 있기 때문이다(Leland; 1979, Wimmer & Chezum; 2003). 개인 근로자는 학력 외에 자신의 능력이 모자란다고 판단될 경우 개인의 인적자본이나 능력을 향상시키고자 자격을 취득하려고 할 것이며, 반대로 학력만으로도 자신의 능력을 알릴 수 있는 경우 자격을 취득할 유인이 없을 수 있기 때문이다. 자격은 특정 직종에서 엄격하게 작동될 때 자격증 취득에 따른 시간과 비용 두 차원에서 기회비용이 발생되며 이 기회비용이 자신의 기대수익보다 높다면 괜찮은 근로자가 자신이 선택하고자 하는 직업을 단념하게 만들 수 있다(Angrist & Guryan; 2004). 개인 자신이 취업하고자 하는 특정 직종에서 면허라는 시스템이 작동하고 있지는 않지만 취업자의 대부분이 자격을 가지고 있다는 정보를 알게 되면 자신의 학력과 능력과는 관계없이 자격증을 면허처럼 인식하여 취득할 동기는 충분하다.

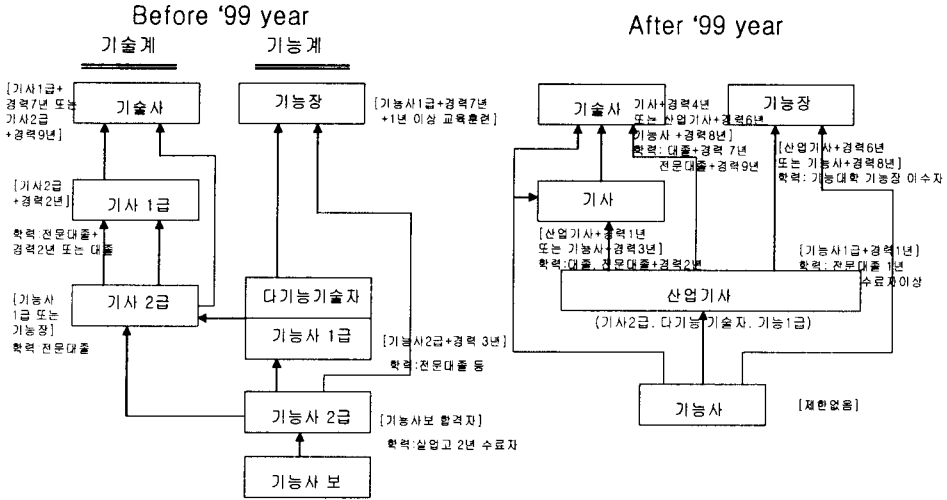
이 연구는 노동부의 「'96년 임금구조기본통계조사보고서」 원자료를 이용하여 한국의 자격증 중 최하 등급인 기능사 2급 자격의 효과를 분석하고 있다. 분석에 있어서 한 가지 문제는 앞에서 언급한 것처럼 선택문제(selection problem) 처리이다. 이를 위해 본 연구에서는 직종별 사업장 규모별 자격증 취득자 비율을 수단변수(IV)로 이용한다. 개인 근로자는 자신이 원하는 직종에서 자격증의 비율이 높다는 것을 알 때 기업이 개인 근로자의 검증을 위해 학력 외에 자격증을 원하는 것으로 인식하여 자격증을 취득할 확률이 높기 때문이다. 분석방법으로는 2단계 최소자승법(2SLS)과 처리효과분석(Treatment effect) 그리고 비모수적방법(Nonparametric)인 메칭(matching)을 이용한다. 또한 자격증 취득여부 방정식의 잔차항 영향으로 자격증 임금효과에 편의가 발생할 수 있는데 이에 대한 영향이 어느 정도인지 민감도 분석을 실시하여 알아보려고 한다. 한편 자격은 자격증 취득 유무에 따라 근로자의 노동이동에 영향을 줄 수 있다. 자신의 사업장에서 자격증이 적합한 대우를 받지 못한다면 자격증이 있는 사람은 자격을 우대하는 사업장으로 이동하려 할 것이며 반대로 자격증이 없는 사람은 지속적으로 남으려 하거나 또는 다른 직무로 변경을 하려 할 유인이 생길 수 있기 때문이다. 따라서 이 연구에서는 자격증의 유무에 따른 노동이동 현황과 임금효과를 살펴본다. 간략한 연구 결과를 먼저 보면 자격증의 임금효과는 적게는 5%, 많게는 10% 가량 존재하고 있음을 알 수 있다. 자격증 유무에 따른 노동이동효과는 기능사 2급 자격은 노동이동시보다 동일 직장에서 오래 근무할 때 더 유리하게 작용하는 것으로 나타났다. 끝으로 이 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 한국의 자격증 현황과 시스템, 그리고 실증분석에 활용된 자료에 대해 설

명한다. 제III장에서는 실증전략을 위한 분석방법에 대해 설명하고 제IV장에서는 자격증이 근로자의 임금과 노동이동에 미치는 실증 결과를 보여주고 마지막 장에서는 결론을 제시하고자 한다.

II. 한국의 자격 시스템 및 자료

1. 한국의 자격증 실태와 종류

한국의 국가기술자격은 1953년 토목, 건축, 전기 분야에서 건설기술자의 자격을 건설업법에 의거하여 제정한 것이 효시이다. 1973년 국가기술자격법이 처음으로 제정되었으며 최근까지 총 19차례의 법 개정이 이루어져 왔다. 가장 최근에 자격체계가 변경된 것은 1999년으로 기존의 기사2급, 기능사1급, 다기능기술자를 산업기사로 통합하여 지금까지 사용하고 있다. 1999년 이후 자격체계를 기준으로 자격 등급의 성격을 살펴보면 기술사는 기계, 금속, 건축 등 97종목에서 실시하고 있으며 다른 자격 등급에 비해 상대적으로 응시 자격이 제한되어 있고 합격률도 저조하다. 그러나 자격을 취득하게 되면 우리나라에서 해당 분야의 최고 기술자로 인정을 받게 됨과 동시에 창업을 하여 자신의 사무실을 운영할 수 있다. 또한 창업을 하게 되면 일정수의 기술사를 고용해야 하는 의무고용규정이 있다. 기능장은 통신, 항공, 건축 등 33종목에서 시행되고 있으며 해당 종목에 최상급 숙련기능을 가지고 산업현장에서 중간관리자로 지도 감독할 수 있는 권한이 부여되는 자격이다. 이 자격은 기능의 숙련에 따라 학력을 대체할 목적으로 운영하고 있으나 실제 산업 현장에서 적절한 대우를 받지 못하고 있다. 자격의 현장 활용 측면에서도 제도적인 문제점이 나타나고 있다. 기사는 조선, 항공, 토목 등 104종목에서 운영하고 있으며 주로 4년제 대학 졸업 또는 졸업 예정자들이 응시하는 자격이다. 이 자격을 취득하게 되면 해당 분야에서 기술자로 인정을 받게 된다. 그러나 기사 자격증은 그림에서도 알 수 있듯이 어떤 종목의 기사자격증을 갖고 있더라도 그 종목이 속한 기술 분야를 고려하지 않고 기사자격 취득자는 모든 기사자격 종목에 응시할 수 있는 능력이 있다고 간주하고 있어 자격의 위상 또는 전문성을 저해한다는 비판을 받고 있다. 산업기사는 기술과 기능을 일정 정도 갖춘 자격 등급으로 주로 전문대학 졸업자 또는 예정자들이 응시할 수



자료: 김상진 외(2003) 참조.

있으며 기사와 마찬가지로 기사와 같은 자격응시 체제 때문에 전문성에 문제점을 가지고 있다(김상진 외; 2003).

마지막으로 기능사 자격증은 현재 등급체계상 가장 낮은 단계의 자격과 등급을 가지고 있으며 주로 고등학교 졸업자를 대상으로 설계되어 있다. 이 자격증은 현재 건축, 섬유, 농림 등 214종목으로 가장 많은 분야에서 사용되고 있는 자격증이다. 그러나 고등학교 학력 이하를 대상으로 하는 순수한 기능인력을 위한 자격이 없어 자신의 일에 대해 이론지식이 부족하더라도 실기시험만을 통해 자신의 기능·기술을 인정받을 수 있는 등급의 신설이 필요하다는 의견이 폭넓게 제시되고 있는 자격이라 할 수 있다.

2. 자료 설명

자격증의 임금효과를 추정하기 위하여 본 연구에서는 「'96년 임금구조기본통계조사보고서」 원자료를 이용하였다¹⁾. 이 자료는 3년에 한 번씩 사업장 표본을 바꾸는 사업체

1) 1996년 자료를 이용하게 된 이유는 1997년, 1998년 우리나라의 경제와 노동시장이 상당히 불안정한 시기임에 따라 자격증효과의 왜곡이 발생할 수 있을 거라 판단하였기 때문이다. 실제로 많은 분들이 1998년 대량실업 시기의 자료를 사용하는 것에 우려를 나타냈다. 한편 1999년 이후 노동부의 「임금구조기본통계조사보고서」 자료는 기능사2급이 기능사로 분류되어 기능사 2급과 자격증이 없는 기능자 간의 임금비교가 불가능하게 되었다.

패널자료이다. 연구에서 사용한 1996년 자료는 1998년까지 동일 표본으로 되어 있다. 이 자료는 임금근로자의 사업장, 직종별 임금실태를 매년 조사하여 다음해 6월경에 발표하고 있다. 이 자료의 한계로는 자영업자도 아니고 정확히 임금근로자도 아닌 특수고용형태의 종사자, 프리랜서 등을 대표하지 못하고 있으며 대체로 정규직 근로자를 대상으로 조사하고 있다는 것이다. 둘째, 자격증 취득 연도를 알 수 없기 때문에 자격증효과는 조사시점에서 노동시장에 반영된 것만을 살펴본다는 것이다. 셋째, 조사가 근로자 개인을 대상으로 하는 것이 아니고 인사담당자가 인사 자료를 가지고 조사표에 기입하는 타계식으로 조사하기 때문에 즉각적으로 보고되지 않는 학력, 결혼 유무 등 개인의 신상 변화나 자격의 변동을 정확히 파악할 수 없다는 한계가 있다. 넷째, 본 자료는 평균 3년에 한 번씩 표본이 바뀌기 때문에 채용 당시 기업의 특성과 시간이 지난 1996년 현재의 기업 특성간의 변화를 고려할 수 없는 문제가 있다. 그러나 현재 한국에서 국가자격에 대한 정보를 자격등급별로 조사한 자료는 이 자료 외에는 없기 때문에 자료의 한계가 존재한다 하더라도 분석에 이용하고자 하였다.

이 조사는 30여 년간 조사 내용의 큰 변화 없이 사업장에서 임금근로자의 임금 외에 경력, 근속연수, 고용형태, 국가기술자격증, 근로시간, 근로일수 등을 물어보고 있다. 본 연구에서는 자격증의 임금효과를 보다 더 세밀하게 추정하기 위하여 다음과 같이 자료를 정돈(data trimming)하였다. 먼저 실증분석 대상자는 대상 직종에서 여성의 근로자수가 절대적으로 적어 남성으로만 분석대상을 한정하였다. 이들 중 기능사2급 자격증(등급)을 소지하고 있는 사람을 처리집단(treatment group)으로 하고 자격증 없는 기능자를 비교집단(control group)으로 나누었다²⁾. 이들을 다시 제조업이면서 기능직과 조립원의 정규직 근로자이고, 보직을 가지고 있지 않은 근로자만을 대상으로 실증분석에 활용하였다. 보직을 갖지 않은 근로자를 대상으로 한 이유는 한국의 임금체계에서 보직수당이 존재하며, 또한 직급이 높을수록 작업장에서 기술직으로 일하기보다는 관리를 주업무로 할 가능성이 높아 자격의 효과성이 상실될 수 있기 때문이다. 처리집단을 기능사2급으로 한정 한 이유는 기능사2급이 고졸자를 대상으로 -특히 실업고³⁾-하는 자격증으로서 타

2) 엄밀히 말하면 이 연구는 자격증효과 분석이라기보다는 자격 등급의 효과 분석이라 할 수 있다. 자격증효과 분석은 전기기사, 열처리기사, 대기환경기사 등 자격 종목별로 나누어 분석하는 것이 바람직하다. 그러나 현실적으로 이러한 분석이 가능한 공신력 있는 자료는 존재하지 않음에 따라 본 연구에서는 기능사2급 자격 등급을 통상적으로 자격증으로 정의하여 자격의 효과를 분석하고자 한다.

3) 일반적으로 기능사2급 자격증은 일반고졸을 포함한 고졸 학력자들을 대상으로 하는 자격증으

직종에서 자격 활용의 가치가 상대적으로 약해 자격 취득 후 자격증과 동일한 직종으로 취업할 확률이 기타 다른 직종보다 높다고 판단하였기 때문이다. 또한 기능사2급 자격증을 원하는 기업은 학력의 신호를 그다지 중요하게 여기지 않을 것으로 생각되지만 가장 중요한 이유는 다른 등급의 자격증은 비교집단의 설정이 어렵기 때문이다.

예를 들면 기사1급과 기사2급 간의 자격증 등급에 따라 임금효과 차이가 발생한다면 그 차이가 경력 또는 근속연수에 의한 것인지, 아니면 자격증에 의한 것인지, 학력에 의한 것인지 식별이 어렵다. 그러나 기능사2급 자격증은 바로 아래 등급이 기능사 보조

<표 1> 기초 통계량

	자격증 취득자		자격증 미취득자		전 체		
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	
연령(세)	30.04	8.42	34.57	9.20	33.25	9.21	
학력(연)	11.80	1.15	11.24	1.74	11.40	1.61	
근속연수(연)	6.22	5.87	6.64	6.11	6.52	6.04	
결혼 유무	0.47	0.50	0.31	0.46	0.35	0.48	
직종(기능직=1)	0.48	0.50	0.37	0.48	0.41	0.49	
경력	1년 미만	0.09	0.29	0.09	0.28	0.09	0.28
	1~2년 미만	0.12	0.32	0.09	0.29	0.10	0.30
	2~3년 미만	0.12	0.32	0.09	0.28	0.10	0.29
	3~4년 미만	0.08	0.28	0.07	0.25	0.07	0.26
	4~5년 미만	0.06	0.23	0.07	0.25	0.07	0.25
	5~10년 미만	0.24	0.43	0.27	0.44	0.26	0.44
사업장 크기	10년 이상	0.29	0.45	0.33	0.47	0.32	0.47
	10~29인	0.01	0.10	0.03	0.18	0.03	0.16
	30~99인	0.05	0.21	0.07	0.25	0.06	0.24
	100~299인	0.22	0.42	0.20	0.40	0.21	0.40
	300~499인	0.17	0.37	0.21	0.40	0.19	0.40
	500인 이상	0.55	0.50	0.50	0.50	0.51	0.50
노조 유무	0.68	0.47	0.73	0.44	0.72	0.45	
수당 포함 시간당 임금(원)	6,678	2,678	6,357	2,431	6,451	2,510	
수당 제외 임금(원)	6,259	2,489	6,072	2,352	6,127	2,394	

로 알려져 있다. 본 자료에서 학력별로 자격증 취득자 11,501명 중 국졸이 1.01%, 중졸이 8.4%, 고졸이 85.5%, 전문대가 4.6%, 대졸이 0.43%로 나타나고 있다.

다음에 ‘자격증이 없는 기능사’로 기능사가 하는 일을 하고는 있으나 자격증이 없는 사람을 의미하기 때문에 자격 등급 비교보다 자격증 유무에 따른 비교연구가 가능하며, 또한 다른 자격증보다 상대적으로 엄밀한 비교집단을 이룰 수 있다는 장점이 있다⁴⁾.

지금까지의 자료 정돈을 통해 최종적으로 선택된 사람은 39,361명이다. <표 1>에서는 이들의 특성에 대한 기초통계량을 보여주고 있다. 연령은 처리집단이 30.0세, 비교집단이 34.7세로 5세의 차이를 보여주고 있으나 학력연수에서는 차이를 보여주고 있지 못하다. 근속연수에서는 처리집단이 6.2년, 비교집단이 6.7년으로 나타나고 있고 경력연수는 처리집단의 29%가 10년 이상의 경력을 가지고 있는 반면에 비교집단은 33%가 10년 이상의 경력을 소지하고 있다. 사업장 크기별로 보면 300~499인 규모의 사업장에 종사하고 있는 비율이 처리집단은 72%, 비교집단은 70%로 나타나고 있다. 노조 유무별로는 처리집단의 근로자들 중 68%가, 비교집단은 74%만이 노조가 있는 사업장에 종사하고 있다. 시간당 임금을 보면 처리집단이 6,669원, 비교집단이 6,424원이며 통상적 수당을 제외한 시간당 임금을 보면 처리집단이 6,249원, 비교집단이 6,135원으로 114원 가량 처리집단이 더 많이 받는 것을 알 수 있다⁵⁾.

-
- 4) ‘해당 없음’ 항목의 경우는 본인이 일하고 있는 직종에서 자격증이 필요 없거나, 있다하더라도 업무에 필요치 않는 자격증을 소지하고 있는 경우를 의미하므로 정확한 비교집단으로 설정하기에는 무리가 있다고 보인다. 따라서 이러한 문제 때문에 「임금구조기본통계조사」 자료에서 이 항목을 단순히 자격증미취득자로 비교집단을 설정할 경우 비교집단 편향의 (comparison group bias)문제가 심각히 나타나 추정결과가 왜곡될 수 있다. 본 연구에서 활용한 96년도 자료만을 보더라도 총 425천개 표본수중 45% 가량인 192천개가 ‘해당 없음’에 해당하고 있는데 직종별로는 자격증 유무가 관찰 될 수 있지만 직종별 사업장규모별로 보았을 때는 정확한 비교집단이 되기 어렵다.
- 5) 96년 자격증 취득자의 특성을 동일한 조건하에서 국제금융위기 하(IMF)에서 사상 초유의 고 실업률이 일어난 98년과 비교를 해보면 자격증 취득자와 미취득자간의 차이는 경력 10년 이상에서 자격증 미취득자가 8%p 늘어났으며, 반면에 자격증 취득자는 1%p 줄어들었다. 또한 500인 이상 사업장 크기에서 자격증 미취득자는 8%p 취득자는 5%p 줄어든 것 외에 커다란 차이를 보이지 않고 있다.

III. 실증전략

1. IV를 이용한 임금방정식

자격증의 임금효과를 분석하기 위해 아래와 같은 식이 필요하다.

$$\ln Y_i = \alpha + \beta X_i + \eta F_i + \rho d_i + \mu_i \quad (1)$$

여기서 Y 는 수당을 제외한 연간 임금 총액을 근로시간으로 나눈 시간당임금⁶⁾에 자연 로그를 취한 값이다⁷⁾. X 는 개인 특성 벡터 (연령, 학력, 결혼 유무, 근속연수, 경력연수, 노조가입 유무등) F 는 기업특성 벡터(직종, 사업체 규모), d_i 는 자격증 선택변수이다. 여기서 d_i 를 제외한 다른 독립변수들은 외생변수로서의 성질을 가지고 있으나 d_i 자격증 선택변수는 랜덤 할당에 의해 근로자에게 외생적으로 주어지는 것이 아니라 개인의 의사결정에 따라 선택되는 내생변수의 성질을 가지고 있다. 따라서 d_i 의 분석과 결과 값해석에 세심한 주의가 필요하다.

d_i 가 관찰가능하거나(observed) 관찰가능하지(unobserved) 않은 어떠한 요인들에 의한 선택 문제로 인해 내생성을 가지게 되면 통상적인 회귀방정식으로 추정된 추정치에는 편의가 발생할 수 있다. d_i 가 μ_i 와 상관되기 때문에 OLS 추정치 값이 불편성을 가지지 못하며 추정 결과의 일치성을 보장하지 못한다. 이를 위해 다음의 식과 같은 또 하나의 방정식이 필요하다.

6) 연간 임금총액은 (기본급 + 통상적 수당 + 초과급여+연간 특별급여)/12개월을 합산한 금액이다.

7) 통상적 수당은 근로계약, 취업규칙 등에서 명시한 통상근로에 대해 모든 근로자에게 정기적이고 일률적으로 지급되는 직책수당, 직무수당, 기술수당, 자격수당, 위험수당, 능률수당 등 통상적 임금 안에 포함되는 수당을 의미한다. 본 연구에서는 동일한 명칭의 수당이라 하더라도 실제 근로 여부에 의해서만 지급되는 수당은 제외하지 않았다. 본 논문의 본문에서 수당 제외라 함은 통상적 수당을 제외하였다는 의미이다.

$$d_i = \alpha + \beta X_i + \eta F_i + \tau S_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

이 식에서 우리가 주목할 것은 IV로 사용하고자 하는 S이다. 여기서 S는 직종별-정확히는 직종 3자리 단위 분류별-자격증 취득자 비율로 구직자에게는 자격이 자신이 원하는 직종에서 검증 장치로 어느 정도 작용되는지를 알 수 있는 정보라 할 수 있다. 즉 S는 $0 < S < 1$ 의 값으로 만일 S=1이면 해당 직종에서는 면허에 준할 만큼 자격증을 요구하는 것으로 볼 수 있으며 S=0이면 자격증 자체가 어떠한 검증으로서의 역할을 하고 있지 않아 자격증 자체가 의미가 없다는 것으로 구직자는 받아들일 수 있다. 그러나 실제 추정상에는 한 가지 문제가 발생할 수 있다. 즉 개인의 현 직장 입사 시점의 S 정보와 분석에 사용한 자료상의 S와는 시차가 발생하기 때문이다. 개인별로 입사 시점이 모두 다르고 자료상에서 개인별 입사연도를 제공하지 않기 때문에 S의 정보를 개인별로 달리하여 추정하는 것은 불가능하다. 그렇다면 본 연구에서 사용한 IV인 S가 정당성을 가지기 위해서는 1996년도 시점의 S와 그 이전의 S 정보가 큰 차이가 없다는 점이 입증되어야 할 것이다. 이를 위해 1993년도 임금구조조사 자료에서 본 연구와 동일한 방식으로 직종별 사업체 규모별 자격증 취득비율을 살펴보았다⁸⁾. 지면의 관계상 모든 직종별·사업체 규모별 자격증 취득비율을 보이지는 않았지만 사업체 규모별에 따른 기능원, 조립원 직종에서 자격증 취득비율 변동이 존재하고 있는 것은 사실이다. 그러나 직종별 사업체 규모별 자격증 취득자 비율이 구직 희망자가 자격증 취득선택 결정을 바꿀 만큼의 커다란 부침을 보이고 있지는 않았다. 이러한 현상은 분석대상인 기능원, 조립원 직종이 전문가, 준전문가 직종만큼 기술 변동이 불확실하거나 급격하지 않으며, 최소한의 기능 수준을 가진 기능인력을 요구하는 노동시장에서 기능사2급 자격증의 수요가 크게 변화하지 않기 때문으로 판단된다.

8) 가급적 과거 자료와 비교되는 것이 마땅하지만 1996년도와 1993년도 비교가 이루어진 것은 필자에게 접근 가능한 가장 오래된 자료가 1993년도이기 때문이다. 가장 자격증 취득자 비율이 높은 직종이 구분류 기준으로 724번 직종인 '전기, 전자장비 정비원 및 설비원', 그리고 828번 직종인 '일반기계 조립 종사자'이다. 724번 직종을 업체 규모에 따라(소규모에서 대규모 순서로) 보면 1993년도는 4.8%, 10.3%, 11.3%, 10.6%, 8.3%이고 1996년도는 23.0%, 14.7%, 10.3%, 10.2%, 10.0%이다. 824번 직종은 93년에는 21.4%, 19.6%, 7.3%, 9.0%, 18.3%이며, 1996년도에 20.5%, 24.9%, 23.0%, 15.1%, 16.4%이다.

2. 메칭(matching)을 통한 임금효과

비모수적 메칭(matching) 방법을 이용한 자격증 임금효과 분석을 위해 이 연구에서는 페어(pair greedy matching) 방법을 이용한다. 이 방법은 처리집단에 가장 적합한 비교집단 1개를 선택하는 것으로 메칭을 위해 로짓 또는 프라빗의 확률값인, $P(x) = p(d=1|x) = \Phi(x'\alpha)$, 성향점수(propensity score)를 사용한다. 이 성향점수(propensity score)를 이용해 처리집단과 비교집단 간의 절대 차이가 caliper보다 작은 것을 메칭된 집단으로 설정한다⁹⁾.

$$|\pi(x_j) - \pi(x_i)| < caliper$$

여기서 $\pi(x_j)$ 는 처리집단의 공변량, $\pi(x_i)$ 는 비교집단의 공변량이다.

한편 그룹의 평균값 차이인 평균 처리효과의 추정치는 각각 아래의 식과 같다. 먼저 평균 처리효과는

$$N_u^{-1} \sum_{i \in T_u} (y_i - y_{mi})$$

이다.

여기서 i 는 처리집단, m 은 비교집단이며, y_{mi} 는 처리집단 i 와 가장 근접한 메칭(matching)을 한 비교집단을 말하며, N_u 는 처리집단의 수를, 그리고 T_u 는 처리집단이 포함된 그룹을 의미한다.

처리효과에 대한 표준편차는 아래의 식과 같다.

$$SD_P = \left[\frac{1}{N_u} \sum_{i \in T_u} ((y_i - y_{mi}) - \overline{y_i - y_{mi}})^2 \right]^{1/2}$$

9) caliper를 얼마나 두느냐에 따라 처리집단과 비교집단 간의 메칭된 관찰치수 크기가 확연히 달라질 수 있다. 본 연구에서는 기초통계량에서 알 수 있듯이 공변량간의 차이가 크지 않고 관찰치수가 4만여 개에 이른다는 점을 감안하여 caliper 크기를 상당히 엄격하게 적용하고자 0.0005를 주었다.

3. 민감도 분석(Sensitivity Analysis)

본 연구에서는 자격증 선택함수인 d_i 의 미관찰항(unobserved term)인 ϵ_i 에 의해 발생하는 hidden bias의 영향 정도를 파악하기 위해 처리효과 분석모델(treatment effect model)의 기본 우도함수 모형을 변화시킨 새로운 민감도 분석을 실시한다. 먼저 분석에 앞서 제시한 식 (1)과 식 (2)를 단순화시켜 보자.

$$y_i = x_i' \beta + \alpha d_i + u_i$$

$$d_i = w_i' \gamma + \epsilon_i$$

여기서 d_i 자격증 취득자이면 1, 아니면 0, 또한 u_i 와 ϵ_i 의 평균과 분산은 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} u_i \\ \epsilon_i \end{bmatrix} \sim N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma^2 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right)$$

가 된다.

위의 식을 처리효과 우도함수(treatment effect analysis likelihood function)로 전환하면

$$\begin{aligned} \log(L = (\alpha, \beta, \gamma, \sigma, \rho)) &= \sum_{(i|d_i=1)} \log \left(\Phi \left(\frac{w_i' \gamma + \frac{\rho}{\sigma} (y_i - x_i' \beta - \alpha)}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) \right) \\ &+ \sum_{(i|d_i=0)} \log \left(1 - \Phi \left(\frac{w_i' \gamma + \frac{\rho}{\sigma} (y_i - x_i' \beta - \alpha)}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right) \right) \\ &+ \sum_{i=1}^n \left(-\frac{1}{2} \log(\sigma^2) - \frac{1}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2\sigma^2} (y_i - x_i' \beta - \alpha d_i) \right) \end{aligned}$$

이 된다. 여기서 $w_i' \gamma$ 는 앞의 식 (2)에서 독립변수를 의미하며, $0.0 \leq \rho \equiv \text{corr}(u_i, \epsilon_i) \leq 1.0$ 이다. 여기서 α 는 실제 처리효과(treatment effect)이다. 이 우도함수에서 ρ 를 0.0에서 1.0까지 변화하여 민감도 분석을 실시하는 것이 기본적인 추정 전략인 것이다. 즉

선형방정식의 잔차항 (μ_j)이 d_j 를 구성하는 관찰불가능한 잔차항(ε_j)간 상관관계 변화에 따라 자격더미 추정계수 값이 일치성을 담보하지 못하고 부호가 변동한다면 미관찰요인에 민감(sensitive)하다고 할 수 있다.

4. 노동이동

자격증이 근로자의 능력을 대변한다면 노동시장에서 자격증 취득자의 노동이동에 어떠한 형태로든 영향을 미칠 수 있을 것이다. 그러나 우리의 자료는 불행히도 근로자의 취업에서 실업으로의 경제상태 변화나 타직장으로의 이동 같은 노동이동을 확인할 만한 어떠한 정보를 제공하고 있지 않다. 그래서 본 연구에서는 다음과 같은 방식을 이용하여 간접적으로 자격증 취득 유무에 따른 노동이동 상태를 확인하고자 한다. 경력연수와 근속연수 간의 결합확률밀도함수를 구한 후 이 확률의 대각행렬(diagonal), 상위행렬(upper), 하위행렬(lower matrix)을 구하여 직종 또는 직장 변경에 따른 노동이동을 파악하고자 한다(박기성, 1992). 즉 결합밀도함수는 $f_{x,y}(x,y) = P(E=e, T=t)$ 으로 여기서 e 는 해당직종의 총경력, t 는 현사업장의 근속연수를 의미한다.

$P_n = \text{diag}(P)$: 경력연수= 근속연수, 타사업장으로 이동을 하지 않고 지속적으로 동일 사업장에 머물러 있는 경우를 의미한다.

$P_U = \text{Upper}(P)$: 경력연수> 근속연수, 타직장에서의 이동 또는 중도 채용

$P_L = \text{Lower}(P)$: 경력연수<근속연수, 동일 직장 또는 동일 사업장에서 직무 또는 직종 변경이 이루어진 경우

5. 자격증 취득 여부에 따른 임금분포

이하에서는 간단한 커널비모수회귀식(Kernel Nonparametric Regression:KNR) 방식을 이용하여 자격증 취득자와 미취득자 간의 임금분포의 경향이 어떻게 다른지 알아보고자 한다.

$$\sum_{i=1}^N \left\{ \frac{K((x_i - x_0)/h)}{\sum_{i=1}^N K((x_i - x_0)/h)} \right\} \cdot y_i$$

위의 식은 KNR 방정식이다. 여기서 K 는 Kernel의 밀도(density)로 본 연구에서는 정규분포 커널(normal kernel)인 $K(z) = (pdfn) \cdot 1[|z| < 1]$ 을 사용하였다. z 는 $((x_j - x_0) / h)$ 이다. h 는 구간폭(bandwidth)이며 y 는 종속변수로 시간당임금을 의미하며 x_i 는 성향점수, x_0 는 성향점수에 대응하는 evaluation point이다.

IV. 실증 결과

1. 자격증의 임금효과

자격증의 임금효과를 알아보기 전에 먼저 매칭 후 처리집단과 비교집단 간 독립변수 차이를 비교하여 보자. 먼저 연령은 자격증 미취득자의 경우 매칭 전에는 처리집단이 30세, 비교집단이 34.6세이었으나 30.9, 31.1세로 차이가 줄어든 것을 알 수 있다. 학력연수에서는 매칭 전에는 처리집단이 11.8, 비교집단이 11.2, 매칭 후에는 11.8, 11.7로 차이가 0.1년 정도밖에 나타나고 있지 않다. 근속연수는 매칭 전 처리집단이 6.2년, 비교집단이 6.6년이었으나 매칭 후에는 거의 동일한 수준의 근속연수임을 보여주고 있다. 그 밖에 경력이나 노조 유무 등 변수에서도 공통적으로 두 집단간의 공변량이 일치하고 있음을 확인할 수 있다.

자격증 취득 여부에 따른 임금효과에 대한 OLS 실증결과를 보면 자격증이 임금에 5.1% 가량 정의효과를 보여주고 있음을 알 수 있다. 자격증의 임금효과가 근속연수

〈표 2〉 처리집단과 비교집단 주요 공변량 매칭 결과

	매칭 전				매칭 후			
	처리집단		비교집단		처리집단		비교집단	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
연령(세)	30.04	(8.42)	34.57	(9.20)	30.89	(8.54)	31.14	(7.89)
학력(연)	11.80	(1.15)	11.24	(1.74)	11.75	(1.22)	11.70	(1.38)
근속연수(연)	6.22	(5.87)	6.64	(6.11)	6.41	(6.02)	6.35	(5.88)

주: 페어매칭 후 결과임.

3.5%보다 1.5%포인트 가량 높은데 이는 자격증이 근속연수 1년보다 더 가치가 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다. 직종별 사업체 규모별 자격증 취득비율을 IV로 사용하여 추정한 2단계 추정회귀식의 결과를 보면 자격증의 임금효과는 15%로 OLS 결과의 3배 가량 늘어난 수치이다. 그러나 마지막 추정식인 처리효과 분석의 결과에서는 자격증의 효과가 9.9%로 IV 결과에 비해 현실적인 추정 결과를 보여주고 있으며 근속연수와는 6.5%포인트 가량 격차를 더 벌리고 있다. 비모수적 추정방법인 메칭을 통한 임금효과를 살펴보자. 이 결과 또한 앞의 모수적 방법과 유사한 결과를 보여주고 있다. 수당을 제외한 임금에 대한 임금효과를 보면 메칭은 전체 효과가 5.5%로 OLS 결과와 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 이러한 크기는 조립원 직종에서도 5.0%로 동일하게 나타나고 있다. 수당을 제외하지 않은 임금에 대한 전체효과는 7.0%이며 기능원 직종은 6.8%, 조립원은 6.5%로

〈표 3〉 OLS, IV, TREATMENT EFFECT

	OLS		IV		TREAT.EFFECT	
	계수값	t-value	계수값	t-value	계수값	t-value
상수항	7.455	272.790	7.303	188.880	7.435	266.550
연령	0.040	30.350	0.047	24.870	0.040	30.540
연령 ²	-0.000	-29.590	-0.001	-25.900	-0.000	-29.740
근속연수	0.035	34.170	0.033	29.830	0.035	33.980
근속연수 ²	-0.000	-12.320	-0.000	-10.740	-0.000	-12.130
학력연수	0.024	26.020	0.022	20.970	0.024	26.040
노조 유무	-0.061	-17.410	-0.054	-14.460	-0.061	-17.310
결혼 유무	-0.046	-10.590	-0.043	-9.910	-0.046	-10.590
경력 1년 미만	-0.219	-33.790	-0.209	-30.730	-0.219	-33.810
1~2년 미만	-0.046	-7.640	-0.042	-6.850	-0.046	-7.620
3~4년 미만	0.007	1.020	0.007	1.030	0.007	1.070
4~5년 미만	0.040	5.760	0.043	6.130	0.040	5.780
5~10년 미만	0.073	11.910	0.072	11.500	0.074	11.950
10년 이상	0.032	4.300	0.022	2.860	0.033	4.340
사업장규모 10~29	-0.081	-8.560	-0.071	-7.390	-0.081	-8.630
30~99	-0.096	-14.160	-0.092	-13.370	-0.097	-14.370
100~299	-0.089	-20.560	-0.094	-21.030	-0.089	-20.600
500 이상	0.097	27.010	0.091	24.160	0.096	26.670
자격증 유무	0.051	16.520	0.151	8.380	0.099	7.220
R-square	0.532		0.5202		ρ=-0.11	

〈표 4〉 메칭을 통한 자격효과

	수당을 제외한 임금			수당을 포함한 임금		
	기능원	조립원	전체	기능원	조립원	전체
평균	0.057	0.050	0.055	0.068	0.065	0.070
표준편차	0.008	0.007	0.005	0.008	0.007	0.005
메칭 전 처리집단 수	5,948	5,553	11,501	5,553	5,948	11,501
메칭 후 처리집단 수	5,172	4,570	9,941	4,570	5,172	9,941

주: 메칭에 사용된 독립변수는 연령, 근속연수, 사업장 규모, 직종, 노조 유무, 학력, 결혼 유무임.

나타나고 있다¹⁰⁾. 이상에서 모수적 방법과 비모수적 방법을 통한 기능사2급 자격증의 임금효과는 대략 5~10% 이내에서 유의미한 정(+)의 효과가 존재하고 있음을 알 수 있다.

자격증은 앞에서 언급한 바와 같이 선택의 문제를 가지고 있다. 특히 관찰불가능한 요인(unobserved confounder)에 의한 선택 문제가 발생할 수 있는데 이 요인에 의한 임금효과가 어느 정도 민감하게 반응하는지를 분석한 결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 표에서 보면 자격증 선택 방정식의 잔차항과 임금방정식의 잔차항 간의 상관관계가 0.1일 때까지는 추정치의 계수가 +로 나오지만 0.2부터는 음의 계수로 변하고 있다. 이는 자격증 결정방정식 (2)의 잔차항이 임금방정식 (1)항의 잔차항과 상관관계가 조금만 늘어나도 관찰불가능한 요인의 변화에 자격증 효과가 민감하게 작용하는 것을 보여주는 것이다. 이러한 결과는 수당을 포함한 임금이나 수당을 제외한 임금 모두에게서 공통적으로 나타나고 있다.

〈표 5〉 민감도 분석

	$\rho=0$	$\rho=0.1$	$\rho=0.2$	$\rho=0.3$	$\rho=0.4$	$\rho=0.5$
수당 제외	0.063 (14.988)	0.016 (3.739)	-0.032 (-7.741)	-0.082 (-19.770)	-0.133 (-32.758)	-0.188 (-47.305)
수당 포함	0.076 (18.093)	0.029 (6.815)	-0.020 (-4.683)	-0.069 (-16.708)	-0.121 (-29.661)	-0.176 (-44.131)

주: 본 추정식에 사용한 독립변수는 연령, 연령², 경력, 노조유무, 학력연수, 결혼유무 ()는 t-value.

10) 본 연구 결과가 자격증의 유의미한 정(+)의 임금효과를 가지고 있다 하더라도 앞에서 언급한 선행연구들의 결과와 비교하는 것은 다소 무리가 있을 수 있다. 본 연구는 전산업, 전직종에서 자격증의 임금효과를 다루었던 선행연구와는 달리 제조업의 기능직, 조립원만을 대상으로 자격증의 임금효과를 추정하고 있기 때문이다. 따라서 본 연구 결과에 의한 자격증 효과의 일반화는 경계되어야 할 것이다.

2. 자격과 노동이동

현재의 사업장에서 자신의 자격이 정당하게 평가를 받지 못한다면 자격취득자는 자신의 자격이 필요한 사업장으로 이동할 유인을 가질 수 있다. 반면에 자격이 없는 사람은 자격이 필요로 하지 않는 사업장으로 이동하거나 또는 동일 사업장에서 직무를 변경하여 동일한 사업장에서 지속적으로 근무를 하려 할 것이다. 이러한 상황을 분석하기 위해 먼저 주변부 확률의 세 가지 행렬에 따른 고용형태를 살펴보자¹¹⁾. 우리의 주요 분석대상인 기능사2급 취득자의 경우 다른 직무로 변경한 직무 변경자의 비율은 1.6%, 타사업장에서 이동한, 즉 중도채용자의 비율은 13.2%, 동일 사업장에 지속적으로 근무하고 있는 사람은 85.2%를 차지하고 있다. 반면에 미취득자는 직무 변경자의 비율이 2%, 타사업장에서 이동한 중도채용자는 18.9%, 지속적으로 동일 사업장에서 근무하는 사람의 비율은 79%로 자격증 취득자에 비해 미취득 근로자의 근속기간이 짧고, 반대로 노동이동이 상대적으로 빈번한 것을 알 수 있다.

기능사2급보다 상위 등급인 기능사1급과 기사1급과의 비교를 해보면 기사1급의 경우 직무 변경자는 한명도 없으나 타사업장에서의 이동이 11.7%, 근속자가 88.8%이며, 기능사1급은 타사업장에서의 이동이 9.1%, 근속자가 90.5%를 보여주고 있다. 이상에서 기능사2급 자격을 미취득한 사람이 한 직장에서 상대적으로 오래 머물러 있기보다는 타사업장에서의 이동이 활발하다는 것을 알 수 있다. 이는 자격증이 없음에 따라 직장에

〈표 6〉 자격 등급별 노동이동 행렬

		동일 사업장내 직무 변경자	타사업장에서 이동한 자	동일 사업장에 근속한 자
기능사2급	취득자	1.61	13.24	85.18
	미취득자	1.98	18.90	79.11
기사1급		0.00	11.71	88.78
기능사1급		0.42	9.12	90.46

11) 앞에서 언급했듯이 자료의 한계상 자격증의 취득 시점을 알 수 없다. 특히 자격을 취득한 상태에서 중도채용이나 직무를 변경한 것인지, 아니면 중도채용이나 직무 변경후 자격증을 취득한 것인지는 더더욱 알 수 없다는 문제가 있다. 그러나 기능사2급 자격증은 대부분이 고등학교 졸업 전·후로 취득하는 것이 일반적임에 따라 자격증을 취득한 상태에서 노동이동이 이루어지는 것으로 보는 것은 큰 무리는 아니다.

〈표 7〉 자격증유무에 따른 노동이동

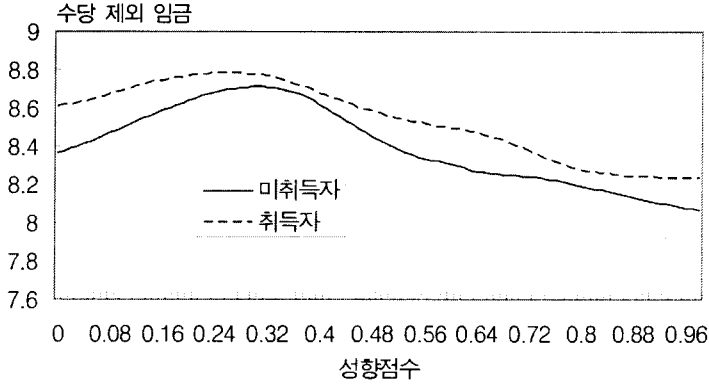
	수당 제외			수당 포함		
	동일 사업장내 직무변경자	타사업장 에서 이동한 자	동일 사업장에 근속한자	동일 사업장내 직무변경자	타사업장 에서 이동한 자	동일 사업장에 근속한자
평균	0.015	0.044	0.102	0.053	0.052	0.122
표준편차	0.044	0.013	0.005	0.047	0.013	0.005
매칭 전 처리집단 수	-	-	-	116	831	5948
매칭 후 처리집단 수	-	-	-	78	811	5798

주: 매칭에 사용한 방정식은 연령 근속연수, 직종, 노조 유무, 학력연수, 결혼 유무임.

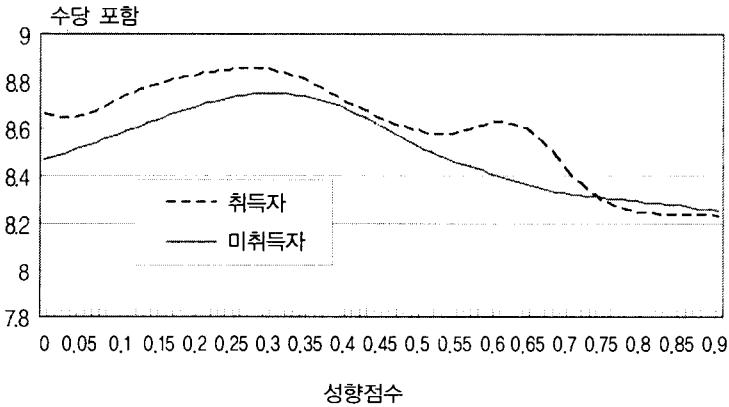
서 정착하기가 상대적으로 어렵다는 것을 보여주는 것이라 하겠다. 반면에 자격등급이 높을수록 동일 사업장에서 정착할 확률이 높으며 중도채용이나 직무 변경을 통한 노동 이동의 가능성이 낮은 것을 알 수 있다. 그렇다면 노동이동에 따른 임금효과는 어떠한가? 이하에서는 자격증 취득 여부에 따라 노동시장의 이동에 따른 자격증의 임금효과를 매칭 방법을 이용하여 분석하였다. 수당을 제외한 임금에서 보면 매칭의 경우 직무 변경한 근로자의 임금효과는 1.5%에 그치지만 타사업장에서 이동한 사람은 4.4%, 그리고 동일 직장에서 출근 근속한 자격증 취득자는 10.2%로 가장 높게 나타나고 있다. 수당을 포함한 임금에서 매칭 결과는 직무 변경한 근로자는 5.3%, 타사업장에서의 이동한 근로자는 5.2%로 별 차이를 가지고 있지 못하며, 동일 직장에 지속적으로 근속한 근로자는 12.2%로 가장 높은 자격증 효과를 보여주고 있다. 결과적으로 기능사2급 자격증은 노동이동에 따른 임금효과보다는 오히려 한 직종에 오래 근속할 경우 임금효과가 크다는 점에서 자격증이 노동이동을 통한 임금 변화에 커다란 영향을 준다고 보기는 어렵다.

아래의 그림은 자격증 취득 유무에 따른 성향점수를 독립변수로 하는 커널 회귀식을 이용하여 임금분포를 나타낸 것이다. 그림에서 알 수 있듯이 수당을 제외한 임금분포는 자격증을 취득할 확률이 0.3에서 임금격차가 가장 적게 나타나고 있으며, 자격을 취득할 확률 구간 모두에서 자격증 취득자가 미취득자보다 임금을 더 많이 받고 있음을 알 수 있다. 그러나 상대적으로 앞의 구간보다 뒤의 구간에서 임금차이가 적게 나고 있다. 한편 수당을 포함한 임금의 경우 자격증을 취득할 확률이 서로 동일하게 0.5에 가까울수록 자격증 취득과 미취득자 간 임금차이는 거의 존재하지 않는 것을 알 수 있다. 자격증을 취득할 확률이 낮은 집단의 경우가 자격증을 취득하면 상대적으로 임금을 더 높게 받고

[그림 1] 자격증 취득자와 미취득자 간의 커널 임금분포(수당 제외 경우)



[그림 2] 자격증 취득자와 미취득자 간의 커널 임금분포(수당 포함 경우)



있다. 그러나 자격증을 취득할 확률이 높은 사람이 실제 자격증을 취득하게 되면 자격증을 취득하지 않은 사람보다 임금의 증가 또는 차이가 나타나지 않는 것을 알 수 있다. 이는 자격증 취득 가능성이 높은 사람은 굳이 자격증이 없더라도 자신의 능력을 다른 형태로 나타내어 자격의 임금효과에 버금가는 능력수당, 직무수당 등을 통해 임금 획득이 가능하기 때문으로 판단된다.

끝으로 자격증이 노동시장에서 채용에 신호로 작용하는지를 보도록 하자. 우리의 자료에서는 신입 채용에 대해 정확한 정보를 제공하고 있지 않기 때문에 우리는 경력연수가 1년이 안 되면서 학력은 고졸, 또는 전문대졸이고, 나이가 고졸의 경우 만 19~20세, 전문대의 경우 군대연수를 포함한 24~25세인 자로 한정하여 기능사 자격증 유무에 따

른 채용비율을 알아보는 것으로 같음하고자 한다. 고졸의 경우 자격증 취득자는 392명, 미취득자는 328명으로 총 64명이 더 많이 신입 채용된 것을 알 수 있다. 전문대졸은 취득자가 28명, 미취득자가 42명으로 미취득자의 비율이 더 많이 나타나고 있다. 이는 적어도 기능사2급 자격증은 고졸 출신의 경우 노동시장에서 채용시 유리하게 작동되고 있다는 것을 반영하는 것이라 하겠다.

V. 결 론

이 연구는 정책적 함의를 도출하기 위한 연구라기보다는 많은 자격증 중 1996년 노동부 「임금구조기본통계조사보고서」 원자료를 이용하여 기능사2급 자격증이 임금과 노동이동에 미치는 효과를 분석한 것이다. 따라서 이하에서는 지금까지의 연구를 정리하며 연구의 의의와 한계에 대한 논의를 끝으로 결론을 같음하고자 한다.

우리는 분석을 위해 모수적 방법과 비모수적 방법 모두를 통해 일관된 결과를 얻고자 하였다. 모수적 방법에서는 자격증의 선택 문제를 해결하고자 직종별 사업장 크기별 자격증비율을 IV로 사용하였고 이 IV가 정당하다면 선택 문제를 고려하지 않은 분석 결과에는 하향 편이가 존재할 수 있음을 알았다. 지금까지의 결과를 살펴보면 자격증이 임금에 미치는 효과는 작게는 5.1%에서 많게는 9.9% 가량 존재하는 것을 알 수 있었다. 한편 자격증 선택방정식의 잔차항이 임금방정식에 상당히 민감하게 작용하고 있었다. 자격증과 노동이동 간의 관계에 대한 분석에서 보면 기능사2급 자격증은 실제 노동이동을 통한 정(+)의 효과보다는 한 직장에 근속함으로써 얻는 정(+)의 효과가 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 수당을 제외한 시간당 임금에 대해 자격증을 가진 사람이 타직장에서 이동함으로써 얻는 이득은 4.4%였으나 근속을 함으로써 얻는 이득은 10.2%였다.

한편 자격증 유무에 따른 임금분포와의 관계를 보면 설사 자격증 취득할 확률이 낮더라도 자격증을 취득하면 자격증이 없는 사람보다는 임금에서 유리한 분포를 가지고 있음을 커널 회귀식을 통하여 알 수 있었다. 기능사2급 자격증이 신규 채용에 주는 효과는 학력이 높은 전문대, 대졸보다 고졸들에게 존재하고 있음을 확인하였다. 노동이동과 신규 채용을 동시에 고려할 때 노동시장에서 기능사2급 자격증 취득으로 인한 노동이동의 장점보다는 고졸자의 취업에 유리하게 작용하는 것으로 판단할 수 있다. 기능사2급에 대

한 자격증효과를 분석함에 따라 이에 대한 결론을 전체의 자격증효과로 해석하기에는 다소 한계가 있을 수 있다. 또한 자료가 가지고 있는 태생적 한계 또한 존재한다. 이러한 한계 속에 임금효과 외에 노동이동과 신규 채용에 자격이 미치는 효과를 분석하였다는 점에서 연구의 의의를 찾을 수 있을 것이다. 또한 분석의 강건성을 확보하고자 모수적, 비모수적 방법을 이용하여 일관된 결과를 보여주고 있으며 선택 문제에 있어 관찰요인을 IV를 통해 고려하고 있으며 미관찰 요인이 임금이 미치는 영향력을 민감도 분석을 통해 찾고 있다는 점에서도 의의를 가질 수 있다.

〈부표 1〉 성향점수를 이용한 메칭후 공변량 평균

	처리집단		비교집단	
	평균	표준편차	평균	표준편차
연령	30.887	8.542	31.15	7.885
근속연수	6.413	6.019	6.354	5.883
경력				
1년 미만	0.09	0.286	0.09	0.286
1~2년 미만	0.114	0.318	0.112	0.315
3~4년 미만	0.079	0.269	0.078	0.269
4~5년 미만	0.06	0.238	0.056	0.229
5~10년 미만	0.25	0.433	0.251	0.434
10년 이상	0.299	0.458	0.302	0.459
사업장 크기				
10~29인	0.01	0.101	0.018	0.133
30~99인	0.048	0.213	0.049	0.216
300~499인	0.186	0.389	0.178	0.382
500인 이상	0.556	0.497	0.537	0.499
직종(기능직=1)	0.442	0.497	0.507	0.5
노조 유무	0.722	0.448	0.707	0.455
학력 연수	11.754	1.219	11.704	1.384
결혼 유무	0.43	0.495	0.432	0.495

참고문헌

- 김상진. 『국가기술자격제도 내실화 방안 연구(Ⅱ) : 국가기술자격 등급체계 및 응시요건 개선 방안』. 대한상공회의소, 2003.
- 김안국·강순희. 「자격취득의 결정요인 및 취업임금효과」. 『노동경제논집』 27권 1호 (2004. 4): 1-26.
- 김우영. 「학력, 훈련, 아르바이트, 자격증의 경제적 효과,-청년층의 취업과 소득을 중심으로-」. 『제1회 산업직업별고용구조조사 및 청년패널 심포지엄』. 중앙고용정보원, 2003.
- 박기성. 『한국의 숙련형성』. 한국노동연구원, 1992.
- 서창교·김덕기·김주섭. 『국가기술자격의 효과분석』. 한국직업능력개발원, 2000.
- 이동임·김덕기. 『노동시장에서 자격의 활용도 제고방안』. 한국직업능력개발원, 2001.
- 이병희 외. 『자격과 노동시장연구』. 한국노동연구원, 2004.
- 이상준. 『정책 평가를 위한 계량경제학적 방법론과 실증사례』. 한국직업능력개발원, 2003.
- Angrist, Joshua D., and Jonathan Guryan. "Teacher Testing, Teacher Education, and Teacher Characteristics." *American Economic Review* 94 (May 2004): 241-246.
- Bradley S. Wimmer, and Brian Chezum. "An Empirical Examination of Quality Certification in a 'Lemons Market.'" *Economic Inquiry* 41 (2) (Apr. 2003): 279-291.
- Carl Shapiro. "Investment, Moral Hazard, and Occupational licensing." *Review of Economic Studies* LIII (1986): 843-862.
- Christiaan Heij, Paul de Boer, Philip Hans Franses, Teun Klaek, Herman K. Van. Dijk. *Econometric Methods with Applications in Business and Economics*. Oxford University Press, 2004, pp.505-506.
- Dan D. Goldhaber & Dominic J. Brewer. "Does Teacher Certification Matter?: High

- School Teacher Certification Status and Student Achievement.” *Education Evaluation and Policy Analysis* 22 (2) (Summer 2000): 129-145.
- Dehejia, R. H., and S. Wahba. “Propensity Score-matching Methods for Nonexperimental Causal Studies.” *Review of Economics and Statistics* 84 (2002): 151-161.
- Joseph G. Altonji, Todd E. Elder, and Christopher R. Taber. “Selection On Observed and Unobserved Variables: Assessing The Effectiveness Of Catholic Schools.” *Journal of Political Economy* 113 (1) (2005): 151-184.
- Leland. H. Quack. “Lemons, and Licensing: A Theory of Minimum Quality Standards.” *Journal of Political Economy* 87 (1979): 1328-1346.
- Lee, M. J. *Methods of Moments and Semiparametric Econometrics for Limited Dependent Variables Models*. Springer 1996.
- _____. *Micoro-Econometrics for Policy, Program, and Treatment Effects*. Oxford University Press, 2005.
- Marris M, Kleiner. “Occupational Licensing.” *Journal of Economic Perspective* 14 (4) (Fall 2000): 189-202.
- Richard Layard and George Psacharopoulos. “The Screening Hypothesis and the Returns to Education.” *Journal of Political Economy* 82 (5) (1974): 985-998.
- Rosenbaum, P.R., and D.B. Rubin. “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects.” *Biometrika* 70 (1983): 41-55.
- Timothy R. Muzondo, & Bohumir Pazderka. “Occupational Licensing and Professional Incomes in Canada.” *Canadian Journal of Economics* XIII (4) (Nov. 1980): 659-667.

abstract

Analysis of Certification Effects on Wage and Labor Mobility : Evidence from Craft II Class Certification

Sangjun, Lee

This study analyze the effect on wage, labor mobility by using Craft II Class certification out of National skill certification. In this article, we used the parametric and nonparametric method. In the former we used IV that the fraction of certification by occupation by firm scale to solve the selection problem. In the latter, it's used matching method and kernel regression. The paper shows that certification effect on wage has about 5.1~9.9%. The result of analysis between certification and labor mobility indicates better certification effects on long term tenure to the same firm than certification effects on wage from labor mobility. Also, we knew that the employee which have no certification relative is difficult to be established in the same workplace.

Key Words: Certification, Labor Mobility, Wage, Matching