pISSN : 1226-7147 eISSN : 2383-9171
https://doi.org/10.17208/jkpa.2018.04.53.2.5
Journal of Korea Planning Association Vol.53, No.2 (2018)
대한국토·도시계획학회지「국토계획」제53권 제2호 pp.5-22

학력 미스매치의 임금효과*

- 수도권 및 비수도권 임금근로자를 대상으로 -

The Effect of Educational Mismatch on Wages in Capital and Non-capital Regions

최예술** · 임업***
Choi, Ye Seul · Lim, Up

Abstract

In recent years, an increasing number of studies has examined the incidence of educational mismatch and its wage effect. However, most existing studies have a potential problem given that they overlooked spatial variation in earnings across the regions and only used cross-sectional data in estimating the wage equation under a standard OLS framework. This paper analyses the effect of educational mismatch on the wage in capital and non-capital regions in Korea based on Hausman-Taylor model. The data used in this study are drawn from the Korean Labor and Income Panel Study for the period of 1998−2015 and the Dictionary of Occupational Titles in Korea. As a result, the extra year of schooling has a positively significant value for overeducated workers. Moreover, overeducated workers in non-capital regions receive wage premiums for the extra year of schooling when compared to those in capital regions. The findings emphasize the need to test the wage effect of educational mismatch among different regions when the endogeneity of education is taken into account.

키 워 드 ▪ 학력 미스매치, 임금효과, 하우스만 테일러 도구변수 모형, 수도권, 비수도권
Keywords ▪ Educational Mismatch, Wage Effects, Hausman-Taylor Model, Capital and Non-capital Regions

Ⅰ. 서 론

1. 연구의 배경

OECD 조사 결과에 따르면, 2015년도 기준 국내 만 25세 이상 64세 이하 인구의 대학교육 이수율은 32%에 달했으며, 이는 OECD 평균인 16%를 상회할 뿐만 아니라 OECD 국가 중에서도 가장 높은 수치이다(OECD, 2015). 이처럼 한국의 대학교육 이수율이 높은 이유 중 하나는 대학 졸업을 중시하는 사회 풍토상 높은 교육 수준이 바로 일자리의 수준과 직결된다고 여겨지기 때문이다. 대학 진학 등의 고등교육 이수는 개인의 인적자본 축적을 촉진함으로써, 노동생산성을 향상시킬 뿐만 아니라 지역의 인적자본을 축적시켜 지역의 생산성 또한 향상시키

* 이 논문은 2017년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (한국연구재단-NRF-2013H1A2A1034041-글로벌박사양성사업). 이 논문은 2017년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2017S1A5A2A01026930).
** Department of Urban Planning and Engineering, Yonsei University
*** Department of Urban Planning and Engineering, Yonsei University (corresponding author: uplim@yonsei.ac.kr)

는 것으로 알려져 있다. 다수의 연구들은 인적자본 이론에 기반하여 이를 실증적으로 확인하고 있다(Rauch, 1993; Glaeser and Mare, 2001; Moretti, 2004; 조성철·임업, 2010).

국내에서는 2000년 이후 대학의 양적 팽창이 지속되면서 더 이상 노동시장의 수요와 공급 수준이 일치하지 않게 되었으며, 이러한 경향은 고용노동부와 한국고용정보원의 "2014~2024 대학 전공별 인력 수급 전망"에서 보다 뚜렷하게 나타난다. 보고서는 2014~2024년까지 10년 동안 전문대 및 4년제 대학 등 대학졸업자 79만 여명이 초과 공급될 것이라고 전망하였다. 그 결과 상당수의 개인들은 해당 직종에서 필요로 하는 교육 수준 이상의 학력을 보유한 상태 즉, 과잉학력(overeducation)으로 대표되는 학력 미스매치(educational mismatch) 상태에 놓이게 될 수 있다. 다시 말해서 과잉학력은 최근 교육에 대한 투자가 증가하여 전반적인 교육 수준이 높아짐에 따라 근로자 개인이 보유한 능력을 충분히 발휘할 수 있는 직업을 구하는 것이 점차 어려워지면서 야기된 해당 직종에서 요구하는 교육 수준과 근로자 개인이 보유한 교육 수준 사이의 불일치를 의미한다. 이 때 과잉학력에 속한 근로자들은 학력-직종 매칭이 잘 이루어진 적정학력자와는 다른 수준의 임금보상을 경험할 가능성이 높다.

더불어 다수의 연구들은 근로자들이 자신의 교육 수준에 적절한 일자리를 얻지 못해 하향취업한 결과로 교육투자가 낭비되어 인적자본 축적에 따른 충분한 금전적 보상을 얻지 못하는 현상 즉, 과잉학력으로 인한 임금불이익에 보다 주목해왔다(Daly et al., 2000; Bauer, 2002; Rubb, 2003; Linsley, 2005). 이러한 맥락에서 학력 미스매치의 원인과 과잉학력과 과소학력으로 대표되는 학력 미스매치가 근로자의 임금 수준에는 어떠한 영향을 미치는지 즉 학력 미스매치의 임금효과를 실증적으로 파악하려는 연구들이 수행되어 왔으나, 학력 미스매치에 속한 근로자의 임금보상에 대한 다양한 논의는 주로 해외에서 이루어져왔으며, 국내 논의는 매우 미흡한 실정이다.

기존 국내외 연구들은 국가 수준에서 학력 미스매치의 원인을 규명하고, 이에 대한 임금효과를 살펴보려는 분석들이 주를 이뤄왔다. 하지만 최근 들어 노동시장의 규모가 클수록 임금격차(wage differential) 또한 크게 벌어지기 때문에 임금효과를 논의함에 있어 지역에 따른 공간적 변이(spatial variation)를 함께 고려해야 할 필요가 있다는 주장이 힘을 얻고 있다(Lenton, 2012). 하지만 국내 연구들은 지역 간에 상이하게 나타나는 학력 미스매치의 임금효과를 분석하는 데에 한계를 가지고 있다. 이러한 맥락에서 특히 고학력자들이 수도권 지역에 집중되어 있는 국내 지역노동시장 특성상 근로자들의 거주 지역 즉, 수도권과 비수도권에 따른 학력 미스매치의 임금효과에 대한 세분화된 논의가 필요하다.

이와 더불어 학력의 임금효과를 분석한 기존의 국내외 연구들은 대부분 횡단면 분석 또는 패널분석을 이용하고 있다. 하지만 횡단면 분석은 학력의 내생성(endogeneity) 문제 즉, 개인 근로자의 능력, 성취동기 등의 관측될 수 없는(unobservable) 특성이 학력 및 임금과 동시에 상관관계를 가짐으로써 발생하는 내생성 문제에 대한 심도 있는 고찰이 미흡하다는 지적이 있으며(박유진·이희연, 2014), 패널분석은 패널고정효과 모형을 통해 학력의 내생성 문제 등의 횡단면 분석의 한계를 보완하고자 하였지만 시간불변변수(time-invariant variable)의 계수 값을 추정할 수 없다는 한계를 가진다. 이러한 측면에서 횡단면 분석과 패널고정효과 모형이 가지는 문제를 보완할 수 있는 대안으로 하우스만 테일러 도구변수 모형의 적용이 고려될 수 있으며, 이를 통해 수도권과 비수도권 간 학력 미스매치에 따른 임금효과에 대한 보다 엄밀한 분석이 수행될 필

요가 있다.

2. 연구의 목적

본 연구는 전국 임금근로자 중 생산가능인구(만 15세 이상 64세 이하)를 분석대상으로 하여 최소자승법(OLS), 패널고정효과 모형(fixed effects model), 하우스만 테일러 도구변수 모형(Hausman and Taylor model)을 적용하여 수도권과 비수도권에서 다르게 나타나는 학력 미스매치의 임금효과를 실증적으로 분석하는 데에 목적이 있다. 본 연구에서는 일차적으로 최소자승법과 설명변수와 개인의 미관측된 특성 간 상관관계가 있다고 가정한 패널고정효과 모형을 이용한 분석을 수행한다. 하지만 패널고정효과 모형은 앞서 설명한 바와 같이 시간불변변수가 모두 제거되는 탓에 근로자의 임금에 유의미한 영향을 미치는 것으로 알려진 성별 등과 같은 시간불변변수가 임금에 미치는 영향을 모형에서 통제할 수 없다는 한계를 가진다. 궁극적으로 이러한 문제를 해결하기 위해 본 연구에서는 하우스만 테일러 도구변수 모형을 활용하여 학력 미스매치가 임금에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고자 한다. 본 연구는 학력 미스매치의 임금효과에서의 편의를 야기하는 근로자의 미관측된 특성을 통제하기 위한 대안으로 패널자료를 이용하여 분석하였으며, 실증분석을 위한 자료로는 한국노동패널조사(Korean Labor & Income Panel Study)의 1차(1998)~17차(2014)년도까지의 자료와 「2012 한국직업사전」 자료를 매칭하여 사용한다.

Ⅱ. 이론적 고찰 및 선행연구 검토

1. 학력 미스매치의 원인

학력 미스매치의 원인은 직업 이동(job mobility) 또는 추가적인 교육투자 등을 통해 적정학력자가 과잉학력자가 되고 과잉학력자가 적정학력자가 되기도 하는 등, 개인이 속한 상황 등에 따라 단 하나가 아닌 다양한 이론을 통해 설명될 수 있다. 즉, 학력 미스매치를 설명하려는 이론들은 서로 상호배타적(mutually exclusive)보다는 상호보완적인 관계라 볼 수 있다. 학력 미스매치 중에서도 과잉학력을 설명하고자 하는 선행연구들은 주로 다음의 세 가지 이론적 논의에 기초한다(Hartog, 2000; Tsai, 2010).

첫 번째는 탐색과 매칭(searching and matching) 이론이다. 매칭 이론은 탐색 이론에서 출발한 것인데 노동경제학에서 바라보는 개인은 자신의 능력 및 교육 수준에 적합한 직업과 매칭되기 위하여 끊임없이 일자리를 탐색하는 과정을 거친다. 하지만 정보의 불완전성과 비대칭성 탓에 개인은 자신의 교육 수준과 완벽하게 매칭되는 일자리를 구하기 어렵게 된다. 그 결과 개인들은 자신의 능력이나 교육 수준보다 낮은 수준의 일자리에 취업하게 되는 하향취업에 이르러 결과적으로 과잉학력 현상을 야기한다(Hartog, 2000).

탐색과 매칭 이론에서는 학력 미스매치를 개인이 노동시장 진입 초기에 겪을 수 있는 일시적이고 이행적인 과정으로 바라본다. 이 때 과잉학력에 속한 개인들은 자신들의 능력을 충분히 발휘하기 위해 자신들의 임금을 극대화하고 일자리 수준을 높이려는 방향으로만 직업 이동을 선택함으로써 개인 수준에서 과잉학력의 상태에서 벗어나려는 움직임을 보이게 된다. 이러한 움직임을 통해 개인은 과잉학력 현상에 속할 확률을 낮출 수 있다.

두 번째는 인적자본 이론(human capital theory)이다. 인적자본 이론의 관점에서는 과잉학력을 개인의 의도적인 선택의 결과로 바라본다. 개인이 과잉학력 상태에 속한 것은 추후 더 좋은 일자

리로 이동하기 위한 개인의 의도적인 선택의 결과라는 것이다. 이 이론에서는 과잉학력을 과잉학력자의 능력 등이 충분히 활용되지 못한 비효율적인 결과로 간주한다. 이 때 과잉학력 상태에 처한 개인들은 자신들의 능력을 충분히 활용하기 위해 직업이동을 통해 과잉학력 상태로부터 벗어나려 시도한다(Alba-Ramirez, 1993).

과잉학력은 고학력자들이 처할 가능성이 더 높은데, 이는 최근 고학력자들의 공급을 고학력 일자리의 수요가 따라가지 못한 결과이다. 따라서 고학력자들은 처음 노동시장에 진입할 때 하향취업, 즉 과잉학력자일 확률이 높으며 다른 학력 집단보다 더 나은 직업으로의 이동(upward job mobility)을 선택할 확률이 더 높아 궁극적으로 이들은 더 높은 임금보상을 받게 된다. de Oliveira et al.(2000)의 연구는 과잉학력자들의 임금상승률이 더 높은 이유를 이와 같은 인적자본 이론을 통해 설명하고 있다.

마지막으로, 할당 이론(assignment theory)에 따르면, 근로자의 생산성은 그들의 교육 수준과 정(+)의 관계를 가지는데, 동일한 교육 수준을 가지는 근로자들이 서로 다른 생산성을 보이는 것은 그들이 서로 다른 직종에 속하기 때문이다. 즉, 과잉학력 등의 직종-학력 간 미스매치는 과잉학력 근로자들이 자신들이 능력이 발휘되기 어려운 일자리에 배정됨에 따라 일자리 매칭이 제대로 이루어지지 않은 결과인 것이다. 또한 할당 이론은 근로자들이 받는 임금은 근로자 개인의 특성뿐만 아니라 직업의 특성에 의해서도 영향을 받는다고 주장하는데, 많은 실증적 연구의 결과들이 이를 뒷받침한다(Tsai, 2010).

2. 학력 미스매치의 임금효과

그렇다면 과잉학력과 과소학력 등 학력 미스매치는 개인 임금근로자의 임금에 어떠한 영향을 미치는가? Duncan and Hoffman(1981)의 연구는 학력미스매치의 임금효과를 다룬 대표적인 실증적 연구이며, 다수의 연구들이 Duncan and Hoffman(1981)의 연구를 바탕으로 논의를 확장시켜 학력 미스매치의 임금효과를 실증해왔다(Daly et al., 2000; Bauer, 2002; Rubb, 2003; Linsley, 2005).

Duncan and Hoffman(1981)은 개인의 실제 교육년수($E_{i,t}$)를 세 가지 요소, 해당 직업의 직무를 수행하는데 필요한 정규교육년수($E^r_{i,t}$) 즉 적정교육년수 그리고 과잉교육년수($E^o_{i,t}$), 과소교육년수($E^u_{i,t}$)로 구분하여 다른 요인들을 통제하였을 때 적정교육년수, 과잉교육년수, 과소교육년수가 임금에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보고자 하였다. 적정교육년수, 과잉교육년수 그리고 과소교육년수 이들 변수들의 관계는 다음 〈식 1〉, 〈식 2〉로 표현될 수 있다.

$$E_i = E^r_i + E^o_i - E^u_i \qquad \text{〈식 1〉}$$

$$E^o_i = \begin{cases} E_i - E^r_i & (\text{if}, E_i > E^r_i) \\ 0 & (otherwise) \end{cases}$$
$$E^u_i = \begin{cases} E^r_i - E_i & (\text{if}, E_i < E^r_i) \\ 0 & (otherwise) \end{cases} \qquad \text{〈식 2〉}$$

이후 Duncan and Hoffman(1981)은 학력 미스매치의 임금효과를 분석하기 위해 Mincer(1974)의 임금함수에 위의 세 가지 학력 관련 변수들을 투입하였으며, 이를 명세화한 모형은 〈식 3〉과 같고 ORU(Over-, Required, Undereducation) 모형으로도 불린다.

$$\begin{aligned} \ln(W_i) &= \beta_0 + \beta_1 E^r_i + \beta_2 E^o_i \\ &\quad + \beta_3 E^u_i + X_i\gamma + \epsilon_i \end{aligned} \qquad \text{〈식 3〉}$$

〈식 3〉에서 β_1, β_2, β_3은 다른 변수들이 통제되

었을 때 변수 $E_{i,t}^{r}$에 대한 임금보상, 변수 $E_{i,t}^{o}$에 대한 임금보상, 변수 $E_{i,t}^{u}$에 대한 임금보상을 의미한다. 이 때 β_2, β_3을 해석하는 과정에서 준거집단은 동일한 직종에 근무하는 적정학력자라는 점을 보다 유의할 필요가 있다.

Duncan and Hoffman(1981)의 모형에 기반하여 학력 미스매치의 임금효과를 분석하고자 했던 다수의 연구들은 추정계수를 예측함에 있어 동일한 직종에 종사하는 적정학력자 대비 과잉학력자의 과잉교육년수 1년에 대한 임금보상은 정(+)의 값($\beta_2 > 0$)을 보이지만 이는 해당 직종의 적정교육년수 1년에 대한 임금보상보다 적음($\beta_1 > \beta_2$)을, 과소교육년수 1년에 대한 임금보상은 부(-)의 값($\beta_3 < 0$)을 보이며, 이와 같은 임금에서의 페널티는 해당 직종에서 필요로 하는 적정교육년수 1년에 대한 임금보상보다 적다는 결과($\beta_1 > -\beta_3$)를 공통적으로 제시하였다(Daly et al., 2000; Bauer, 2002; Rubb, 2003; Linsley, 2005).

앞선 실증적 연구들의 결과가 뒷받침하고 있듯이, 학력 미스매치의 임금효과에 대한 실증연구는 국내외에서 활발하게 이루어져왔다. 하지만 국내에서 수행된 다수의 연구들은 지역 간 임금격차 또는 학력 미스매치의 실태와 원인을 설명하려는 데에 초점을 두었을 뿐 서로 다른 노동시장 특성을 가진 지역 간 학력 미스매치의 임금효과에 주목한 연구는 매우 미비한 실정이다(김주섭, 2005; 이상호, 2012). 박유진·이희연(2014)의 연구는 지역 간에 다르게 나타날 수 있는 과잉학력에 따른 임금효과를 살펴보았다는 점에서 이전 국내 연구들과의 차별성을 찾을 수 있지만 이 연구는 횡단면 자료를 활용한 최소자승법(OLS) 모형을 이용함으로써 학력의 내생성 문제를 다루는 데에 여전히 미흡했다는 한계를 가진다.

국내 연구들과 유사하게 Duncan and Hoffman(1981)의 ORU 모형을 바탕으로 학력 미스매치의 임금효과를 다뤘던 해외 연구들은 국가 수준에서 나아가 지역별로 다르게 나타날 수 있는 과잉학력의 임금효과를 비교 분석하고(Lenton, 2012), 횡단면 분석에 의존했던 Hartog(2000), Chevalier(2003) 등 기존 연구들의 한계를 보완하여 Bauer(2002), Dolton and Silles(2008), Tsai(2010) 등 학력의 내생성 문제를 해결하기 위해 패널분석을 적용한 연구들이 지속적으로 수행되어왔다는 점에서 국내 연구들과 차별화된다. 하지만 설명변수와 개인의 미관측 특성 간의 상관관계가 없음을 가정한 패널임의효과 모형과 시간불변변수가 제거되는 패널고정효과 모형으로는 학력 미스매치의 내생성 문제를 온전히 해결하기는 어렵기 때문에 시간불변변수에 대한 추정을 가능하게 하고 설명변수와 개인의 미관측된 특성을 함께 측정할 수 있는 대안적인 모형을 통한 보다 엄밀한 분석이 요구된다.

Ⅲ. 연구방법

1. 분석 모형의 설정

1) Mincer(1974)의 임금함수

학력의 임금 프리미엄을 설명하려 했던 다수의 연구들은 일반적으로 Mincer(1974)의 임금함수를 이론적 모형으로 활용해왔다. 임금함수의 기본적인 형태는 다음의 <식 4>와 같다.

$$\ln(W_i) = \beta_0 + \sum \beta_{ki} X_{ki} + \epsilon_i \qquad \text{〈식 4〉}$$

인적자본 이론에 기초한 Mincer(1974)의 임금함수는 개인 근로자의 임금의 자연로그값을 종속변수($\ln(W_i)$)로 하여 임금 자연로그값의 변동을 벡터항 X에 해당하는 개인 근로자 수준에서 인적자본 수준을 대변하는 학력 및 경력 등의 설명변수와 성

별, 연령, 결혼 여부 등을 통제변수로 설명한다.

2) 하우스만 테일러 도구변수 모형

그 동안 임금함수를 이용한 다수의 연구들은 대부분 횡단면 자료를 주로 이용하여 학력의 임금 프리미엄을 설명하고자 하였다. 하지만 횡단면 자료를 이용한 분석은 학력 및 경력 수준의 향상에 따른 임금 상승분을 온전히 학력 및 경력의 투자 효과로 해석하고 있다는 점에서 엄밀한 추정방법이라 보기 어렵다(Card, 2001). 즉, 개인 근로자의 학력과 상관관계를 가지지만 개인 근로자의 관측되지 않은 특성인 능력, 성취동기 등은 모형 내 변수로 정형화되기 어려워 이들은 오차항의 일부로 편입되는데, 이 과정에서 추정계수의 편의가 야기된다. 다시 말해서 최소자승법 모형에서 학력 임금효과를 나타내는 추정계수는 학력의 내생성, 즉 학력과 개인의 미관측된 요인 간 상관관계가 존재하기 때문에 실제 임금효과보다 과대 추정 또는 과소 추정될 수 있다는 한계를 가진다.

학력의 내생성 문제를 해결하기 위한 대안으로 패널모형을 이용한 분석이 일반적으로 사용되어 왔다. 패널분석은 패널자료를 활용하여 표본의 크기를 키워 추정의 효율성을 증대시킬 뿐만 아니라 미관측된 개인 근로자의 특성과 잠재적으로 상관관계를 가질 수 있는 시간불변변수를 통제하는 추정 방식으로 개인 근로자들의 시점 간 차이를 반영하여 임금 수준에 영향을 주는 변수들의 효과를 추정한다. 하지만 패널고정효과 모형에서 성별과 같은 시간불변변수는 모두 제거되기 때문에 시간불변변수에 해당하는 임금효과는 추정할 수 없게 된다. 이러한 문제를 보완하기 위하여 본 연구는 하우스만 테일러 도구변수 모형(Hausman-Taylor model)을 제시한다. 하우스만 테일러 도구변수 모형은 〈식 5〉와 같이 임의효과 모형에 도구변수를 포함시킨 모형으로 개인의 미관측된 특성과 상관관계를 가질 수 있는 가능성이 있는 설명변수에 대해 도구변수를 활용하는 방법이다(Hausman and Taylor, 1981).

$$\begin{aligned} y_{i,t} &= X_{1,i,t}\beta_1 + X_{2,i,t}\beta_2 + Z_{1,i}\delta_1 + Z_{2,i}\delta_2 \\ &\quad + \mu_i + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \qquad \text{〈식 5〉}$$

〈식 5〉에서 i는 근로자 개인을 의미하며, t는 시간을 의미한다. X는 시간가변변수, Z는 시간불변변수를 나타내며 $X_{1,i,t}$과 $Z_{1,i}$는 개인의 미관측된 특성을 의미하는 μ_i와 상관관계를 가지지 않는 외생변수, $X_{2,i,t}$와 $Z_{2,i}$는 μ_i와 상관관계를 가지는 내생변수를 나타낸다. 본 연구는 시간 흐름에 따라 동일한 개체가 반복적으로 관측되는 패널자료를 활용하고 있기 때문에 모형 내 시간가변변수(time-variant variable)를 활용하여 도구변수를 적용함으로써 학력의 내생성을 통제한 보다 엄밀한 추정결과를 제시하고자 한다.

3) 실증분석모형

본 연구의 실증분석모형의 기본 형태는 앞서 Duncan and Hoffman(1981)이 제시한 〈식 3〉과 같으며, 이를 바탕으로 근로자의 임금에 영향을 미칠 수 있는 독립변수 및 시간 차원을 추가한 본 연구의 실증분석모형은 〈식 6〉과 같다.

$$\begin{aligned} \ln(W_{i,t}) &= \beta_0 + \beta_1 REGION_{i,t} \\ &\quad + \beta_2 E^r_{i,t} + \beta_3 E^o_{i,t} + \beta_4 E^u_{i,t} \\ &\quad + \beta_5 REGION{*}E^r_{i,t} \\ &\quad + \beta_6 REGION{*}E^o_{i,t} \\ &\quad + \beta_7 REGION{*}E^u_{i,t} \\ &\quad + \beta_8 FEMALE_{i,t} + \beta_9 AGE_{i,t} \\ &\quad + \beta_{10} MARRIED_{i,t} \\ &\quad + \beta_{11} EXPE_{i,t} + \beta_{12}(EXPE_{i,t})^2 \\ &\quad + \beta_{13} STATUS_{i,t} + \beta_{14} REGU_{i,t} \\ &\quad + \mu_i + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \qquad \text{〈식 6〉}$$

4) 변수 설정

〈식 6〉에서와 같이 본 연구의 종속변수는 로그임금률, 즉, 임금근로자의 시간당임금의 자연로그값($\ln(W_{i,t})$)이다. 핵심 설명변수는 근로자가 거주하는 지역(수도권 거주=1, 비수도권 거주=0)을 나타내는 $REGION$과 Duncan and Hoffman(1981)에서 제시한 해당 직업의 직무를 수행하는데 필요한 해당 시점에서의 정규교육년수($E^r_{i,t}$), 과잉교육년수($E^o_{i,t}$), 과소교육년수($E^u_{i,t}$)이다.

정규교육년수인 $E^r_{i,t}$는 한국고용정보원의 「2012 한국직업사전」 내 한국표준직업분류별(세분류) 직업의 직무를 수행하는데 필요한 정규교육수준 정보를 활용하여 산정되는데, 해당 정보는 "6년 이하(무학 또는 국졸 정도)", "6년 초과~9년 이하(중졸 정도)", "9년 초과~12년 이하(고졸 정도)", "12년 초과~14년 이하(전문대졸 정도)", "14년 초과~16년 이하(대졸 정도)", "16년 초과(대학원 이상)"의 등 그 수준을 6단계로 분류하고 있다. 본 연구는 분석 및 해석의 용이성을 고려하여 범주형 변수인 교육년수를 연속형 변수로 변환하였으며, 이 과정에서 "16년 초과"는 석사와 박사학위자의 평균 교육년수를 고려하여 18년, 나머지 네 가지 범주에 대해서는 각 범주의 최대값을 적용(예. "6년 초과~9년 이하"는 9년)하여 $E^r_{i,t}$을 산정하였다. 과잉교육년수 $E^o_{i,t}$는 각 개인 임금근로자의 교육년수($E_{i,t}$)에서 $E^r_{i,t}$를 제한 값($E_{i,t} > E^r_{i,t}$인 경우), 과소교육년수 $E^u_{i,t}$는 $E^r_{i,t}$에서 $E_{i,t}$를 제한 값($E_{i,t} < E^r_{i,t}$인 경우)으로 계산된다.[1] 또한 수도권과 비수도권 간 학력 미스매치의 임금효과를 비교 분석하기 위하여 $REGION \times E^r_{i,t}$, $REGION \times E^o_{i,t}$, $REGION \times E^u_{i,t}$와 같이 거주지역과 학력 미스매치 변수들 간의 상호작용항을 추가하였다.

그 외에 통제변수로서 성별($FEMALE$), 연령(AGE), 경력년수($EXPE$), 결혼여부($MARRIED$), 종사자지위($STATUS$), 정규직여부($REGU$) 등의 변수를 포함하였다. 그 중 경력년수는 조사년도에서 취업년도를 감한 값으로 계산되었으며, 종사자지위 변수는 근로자가 하루하루 일자리를 찾지 않고 안정적으로 고용되어 있는 상용직(=1)과 그렇지 않은 임시직·일용직(=0)으로 구분하였다. 또한 정규직여부 변수는 사업장 내에서 전일제(full-time)로 근무하면서 근로계약기간의 정함이 없이 정년까지 고용

Table 1. Variables

Variable		Description
Dependent variable	$\ln(W)$	Natural logarithm of hourly wage (unit: KRW)
Independent variable	REGION	=1 If living in the capital regions
	E^r	Years of required schooling for a job
	E^o	Years of surplus schooling
	E^u	Years of deficit schooling
	REGION*E^r	Interaction term with Region and E^r
	REGION*E^o	Interaction term with Region and E^o
	REGION*E^u	Interaction term with Region and E^u
	FEMALE	=1 If female
	AGE	Age
	MARRIED	=1 If married
	EXPE	Number of years of worked
	STATUS	=1 If permanent worker
	REGU	=1 If regular worker

이 보장된 일을 하는 정규직(=1)과 일정 기간 동안의 근로관계를 맺고 일하는 비정규직(=0)으로 구분하였다. 변수 설명 및 코딩방식은 〈Table 1〉에 설명되어 있다.

2. 자료 및 분석대상

1) 분석자료

본 연구는 임금근로자의 교육년수와 그들이 종사하는 직종에서 필요로 하는 교육년수가 일치하지 않는 경우를 학력 미스매치라 정의한다. 이 때 과잉교육년수와 과소교육년수를 계산하는 과정에서 직업별 필요교육년수에 대한 정보가 필요하다. 해당 직종에서 필요로 하는 교육년수의 산정은 한국고용정보원에서 발간한 「2012 한국직업사전」 내 한국표준직업분류별 해당 직업의 직무를 수행하는데 필요한 정규교육수준 정보를 이용하였다.

분석 모형 내 변수들을 구축하기 위해 한국노동연구원에서 제공하는 한국노동패널조사의 1차(1998)~18차(2015)년도까지 총 18개 년도의 자료를 활용하였다. 한국노동패널조사 자료는 국내 비농촌지역에 거주하는 패널 표본 구성원을 대표성 있게 추출해 10년 이상 추적 조사하는 종단면조사(longitudinal survey)로서 노동시장에 관련된 가구 및 가구원의 경제활동 및 직업, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 사회생활 등의 정보를 다년간에 걸쳐 제공하므로 동적인 차원에서 국내 임금근로자의 학력 미스매치와 임금으로 대표되는 노동시장에서의 성과를 연계하여 살펴보기에 적합하다.

2) 분석대상

본 연구에서는 학력 미스매치 정도에 따른 임금수준의 변화를 살펴봄에 있어 안정적인 임금 자료를 활용하기 위해 전체 표본 중 자영업자, 무급가족종사자 등의 비임금근로자 표본은 제외한 임금근로자 표본 중 생산가능인구(만 15세 이상 64세 이하) 표본을 분석대상으로 하였다. 임금근로자 중 임금, 학력 등의 주요 설명변수에 대한 결측값을 갖고 있는 표본은 제외하였으며, 통계분석에서 편의(bias)를 야기할 가능성이 있는 임금에서의 이상치

Table 2. The frequency distribution of the observations and individuals

Observations									
Frequency	2	3	4	5	6	7	8	9	
The number of observations	3,114	3,393	4,380	4,820	5,088	6,370	4,320	4,392	
Percentage(%)	4.4	4.8	6.1	6.8	7.1	8.9	6.1	6.2	
Frequency	10	11	12	13	14	15	16	17	Total
The number of observations	4,550	4,477	4,200	4,368	4,144	4,080	4,608	5,049	71,353
Percentage(%)	6.4	6.3	5.9	6.1	5.8	5.7	6.5	7.1	100.0
Individuals									
Frequency	2	3	4	5	6	7	8	9	
The number of individuals	1,557	1,131	1,095	964	848	910	540	488	
Percentage(%)	15.2	11.1	10.8	9.4	8.3	8.9	5.3	4.8	
Frequency	10	11	12	13	14	15	16	17	Total
The number of individuals	455	407	350	336	296	272	288	297	10,234
Percentage(%)	4.4	3.8	3.4	3.3	2.9	2.7	2.8	2.9	100.0

(outliers)를 제거하기 위하여 해당 변수에 평균을 기준으로 3*표준편차 이상의 값을 가지는 표본을 제거하였다. 또한 본 연구는 결측치 및 이상치 제거 이후의 표본 12,487개에 대하여 분석대상 기간 동안 한 번 관찰된 임금근로자(2,253명, 약 18.04%)를 제외하고 두 번 이상 관찰된 임금근로자(총 10,234명, 약 81.96%)로 표본을 한정하였는데, 이는 개인의 장기간에 걸친 이동·변화를 보여주는 패널자료를 활용한 패널모형의 요건을 충족하기 위함이다. 위의 요건을 충족하는 임금근로자에 대한 관찰치는 1차~18차년도까지의 총 18개 년도에 걸쳐 71,353개로 나타나 관찰 빈도가 서로 다른 불균형 패널(unbalanced panel)의 형태를 취하고 있다. 관찰 빈도별 표본 수는 〈Table 2〉의 내용과 같다.

IV. 분석 결과 및 해석

1. 기술통계량

본 연구의 분석대상인 전국 임금근로자 중 생산가능인구(만 15세 이상 만 64세 이하)에 대한 기술통계량은 〈Table 3〉과 같다. 총 18개 년도에 걸쳐 관찰된 임금근로자 중 2번 이상 관찰된 생산가능인구는 10,234명(관측치: 71,353개)으로 나타났다. 본 연구의 종속변수인 임금근로자의 시간당 평균 임금은 8,750원으로 나타났다. 수도권에 거주하는 임금근로자의 비율은 51.61%로 나타나 본 연구에서의 임금근로자는 수도권과 비수도권에 비교적 고르게 분포하고 있는 것으로 나타났다.

또한 본 연구에서 관찰된 직무를 수행하는데 필요한 평균 정규교육년수(E^r)는 13.0837년으로 나타나 임금근로자가 종사하고 있는 직종에서는 평균적으로 고등학교 졸업 이상 학력 수준을 필요로 하는 것으로 나타났으며, 평균 과잉교육년수(E^o)는 0.7064년, 평균 과소교육년수(E^u)는 1.1808년으로 나타났다. 본 연구에서 관찰된 전국 임금근로자 중 여성이 차지하는 비율은 39.58%로 나타났으며, 평균 연령은 39.90세, 혼인한 사람의 비율은 69.10%, 평균 경력년수는 5.9554년으로 나타났다. 더불어 평균 상용직 비율과 정규직 비율은 각각 77.82%, 70.59%로 나타났다. 이와 더불어 본 연구는 시간 흐름에 따라 동일한 개체들이 추적 조사되는 패널

Table 3. Descriptive statistics (observations: 71,353, individuals: 10,236)

Variable		Mean	Std.	Min	Max
Dependent variable	$\ln(W)$	9.0769	0.6689	7.0355	11.1272
Independent variable	REGION	0.5161	0.4997	0	1
	E^r	13.0837	1.8892	9	18
	E^o	0.7064	1.1418	0	9
	E^u	1.1808	1.9672	0	16
	FEMALE	0.3958	0.4890	0	1
	AGE	39.9019	10.6861	15	64
	MARRIED	0.6910	0.4620	0	1
	EXPE	5.9554	6.9661	0	47
	STATUS	0.7782	0.4154	0	1
	REGU	0.7059	0.4556	0	1

Standard deviations of education related variables	E^r	E^o	E^u
Overall	1.8892	1.1418	1.9672
Between	1.7894	1.0690	1.9724
Within	0.6873	0.4963	0.5305

자료를 이용하고 있기 때문에 시간가변변수를 이용한 모형을 적용함에 있어 보다 엄밀한 추정을 위해 학력 미스매치 변수들이 시간에 따라 어느 정도의 변동 값을 나타내는지 확인할 필요가 있다(〈Table 3〉).[2)]

본 연구에서 적정학력 또는 과소학력에서 과잉학력으로 변화한 경우, 진학에 의한 변화가 전체 과잉학력자 4,954명 중 1,710명(약 34.52%)을 차지하며, 학력에 의한 변화가 264명(약 5.33%)을 차지하는 것으로 나타났다. 추가적으로 과잉학력자가 관찰되는 상위 10개 직업과 하위 10개 직업은 〈부록 1〉에서 확인할 수 있으며, 과소학력자가 관찰되는 빈도에 따른 상위 10개 직업과 하위 10개 직업은 〈부록 2〉의 내용과 같다.

2. 실증분석 결과

〈Table 4〉는 전국의 만 15세 이상 만 64세 이하 임금근로자를 대상으로 학력 미스매치의 임금효과를 최소자승법, 패널고정효과 모형[3)], 하우스만 테일러 도구변수 모형을 적용해 분석한 결과를 보여준다. 본 연구는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 학력 미스매치 관련 변수들의 분석 결과에 주목하였다. 과잉학력자와 과소학력자는 근로자의 교육 수준과 직업에서 필요로 하는 교육 수준이 일치하는 사람(이하 적정학력자)을 기준으로 분류된다. 따라서 E^o 및 E^u의 계수는 $|E^r - E|$의 값이 0인 즉, 근로자 개인의 교육 수준과 그들이 종사하는 직업에서 필요로 하는 교육 수준이 일치하는 적정학력자가 참조집단(reference group)이 되어 해석된다. 다시 말해서 과잉교육년수 E^o(과소교육년수 E^u)의 계수는 동일한 직종에 종사하는 적정학력자와 과잉학력자(과소학력자) 간 임금 차이(wage gap)를 나타낸다.

〈Table 4〉의 두 번째 열은 18개 년도에 걸쳐 관찰된 자료를 최소자승법을 이용하여 분석한 결과이

Table 4. Estimated earnings coefficients

Variable	Pooled OLS		Fixed effects		Hausman-Taylor IV	
REGION	-0.3526***	0.0273	0.1152**	0.0539	0.1236**	0.0524
E^r	0.1226***	0.0015	0.0714***	0.0035	0.1309***	0.0031
E^o	0.0763***	0.0025	0.0505***	0.0040	0.0977***	0.0038
E^u	-0.0739***	0.0014	-0.0386***	0.0037	-0.1015***	0.0034
REGION*E^r	0.0273***	0.0019	-0.0043	0.0037	-0.0046	0.0036
REGION*E^o	0.0207***	0.0035	-0.0117**	0.0049	-0.0128***	0.0047
REGION*E^u	0.0088***	0.0020	0.0005	0.0043	0.0051	0.0042
FEMALE	-0.2643***	0.0039	-		-0.0967***	0.0188
AGE	0.0074***	0.0002	0.0605***	0.0003	0.0546***	0.0003
MARRIED	0.0801***	0.0045	0.1056***	0.0058	0.0828***	0.0054
EXPE	0.0478***	0.0007	0.0200***	0.0007	0.0231***	0.0007
EXPE squared	-0.0008***	0.0000	-0.0002***	0.0000	-0.0002***	0.0000
STATUS	0.0541***	0.0068	0.0599***	0.0061	0.0668***	0.0059
REGU	0.0105	0.0064	0.0606***	0.0054	0.0549***	0.0052
Constant	6.9802***	0.0235	5.4458***	0.0461	4.9913***	0.0454
Adjusted R-squared	0.4646		0.4747		-	
Wald statistic(χ^2)	-		-		56964.95	

며, 세 번째 열은 설명변수와 개인의 미관측된 특성 간의 설명변수가 있음을 가정한 패널고정효과 모형에 대한 추정치이다.[4] 네 번째 열은 하우스만 테일러 도구변수 모형을 이용하여 분석한 결과이다. 패널고정효과 모형에서 시간불변변수에 해당하는 성별 변수는 추정되지 않고 제거되었다.[5] 최소자승법을 적용한 모형의 분석 결과에서는 성별, 연령, 결혼여부, 경력, 종사상지위, 정규직여부를 통제했을 때 거주지역, 적정교육년수, 과잉교육년수, 과소교육년수와 더불어 거주지역과 학력 미스매치 변수들 간의 상호작용항 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이를 살펴보면 거주지역의 경우 수도권이 비수도권 대비 약 32.26% 낮은 임금 수준을 누리는 것으로 나타났다. 또한 적정교육년수 1년에 대한 임금상승효과는 약 12.26%이고, 과잉교육년수 1년에 대한 임금상승효과는 약 7.6%로 나타났다. 하지만 다른 조건이 동일할 때 과소교육년수 1년에 대한 임금효과는 약 −7.39%로 나타남을 알 수 있다. 또한 적정교육년수, 과잉교육년수, 과소교육년수 모두에서 수도권이 비수도권에 비해 각각 2.73%, 2.07%, 0.88% 높은 임금을 받는 것으로 나타났다.

패널고정효과 모형의 분석 결과 거주지역, 적정교육년수, 과잉교육년수, 과소교육년수 변수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나 상호작용항에서는 과잉교육년수만이 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 다른 조건이 동일할 때 수도권의 임금프리미엄이 약 11.52%로 나타났으며 적정교육년수, 과잉교육년수, 과소교육년수 1년에 대한 임금효과는 각각 7.14%, 5.05%, -3.86%로 나타났다. 그리고 과잉교육년수 1년에 대해 수도권은 비수도권에 비해 약 1.17% 낮은 임금효과를 보였다. 이와 같은 결과는 앞선 최소자승법을 적용한 경우에 비해 통계적으로 유의미하게 감소한 결과일 뿐만 아니라 거주지역 변수와 상호작용항에서 계수 값의 부호가 바뀌는 등 다소 상이한 결과를 보여준다. 이러한 결과는 시간불변변수인 성별 변수가 패널고정효과 모형에서 제거된 결과로서 해석되기 보다는 패널고정효과 모형에서 미관측된 개인의 특성을 통제함으로써 학력의 내생성이 해소된 결과로 보는 것이 더 적절할 것으로 보인다. 성별 변수가 제거된 패널고정효과 모형과 성별 변수가 포함된 하우스만 테일러 도구변수 모형에서의 추정치들을 비교하면, 추정된 계수 값들 간의 차이는 존재하지만 부호는 모두 동일하기 때문이다.

〈Table 4〉의 네 번째 열인 하우스만 테일러 도구변수 모형의 결과 다른 조건이 동일할 때 수도권이 비수도권에 비해 약 12.36% 높은 임금프리미엄을 보이는 것으로 나타났다. 적정교육년수, 과잉교육년수의 임금상승효과는 각각 13.09%, 9.77%로 나타났으며, 과소교육년수에 대한 임금효과는 −10.15%로 나타났다. 또한 과잉교육년수 1년에 대한 수도권의 임금효과는 비수도권 대비 약 1.28% 낮은 것으로 나타났는데 이는 매우 작은 값으로도 볼 수 있지만 이 결과는 과잉학력자들이 비수도권 대비 수도권에서 통계적으로 유의미한 임금 페널티를 경험할 가능성을 암시한다.

왜 수도권 거주 임금근로자들은 비수도권 거주 임금근로자에 비해 더 큰 임금보상을 받는가? 수도권의 임금 프리미엄을 야기한 주요 원인 중 하나로 수도권과 비수도권 간 직종 즉, 일자리의 질적 차이를 들 수 있다. 김동열·김민정(2014)에 따르면 고임금, 상용직 일자리, 대기업 일자리 등 질적인 측면에서 고임금산업 등으로 대표되는 좋은 일자리의 비중은 수도권에서 가장 크게 나타났을 뿐만 아니라 2007년부터 2012년까지 수도권의 고임금산업(금융보험업, 방송통신정보서비스업, 전기가스수도업, 전문과학기술서비스업, 교육서비스업)의 사업체 비중은 약 48.7%에서 약 51.3%, 고임금산업 종사자

비중은 약 56.9%에서 약 58.9%로 증가하였다. 이는 최저임금이나 최저임금을 약간 웃도는 수준의 임금을 제공하는 제조업 생산직을 다수 보유한 비수도권에 비해 수도권은 상대적으로 고임금산업 일자리로 대표되는 IT 산업 등 고차서비스사업 등에서의 일자리가 증가하고 집중됨에 따라(조의수, 2000) 수도권에서 임금보상이 더 높게 나타나는 현상 즉, 수도권의 임금 프리미엄 가능성을 시사한다.

그렇다면 왜 실제 직무를 수행하는데 필요한 교육수준보다 자신이 보유한 교육 수준이 더 높은 과잉학력자들은 추가교육년수 1년에 대해 수도권이 아닌 비수도권에서 더 큰 임금 프리미엄을 경험하는가? 수도권의 경우 비수도권 대비 고학력-고숙련 직종 및 고임금산업 직종들을 다수 보유하고 있어 고숙련, 고학력 근로자들이 지속적으로 유입되고 있는 실정이다(고용노동부, 2017). 하지만 수도권 내 고임금산업에 속하는 직종의 수는 한정되어 있어 고숙련, 고학력 근로자들 간의 일자리 경쟁은 점차 심화되고 있다. 이처럼 수도권 내 고임금산업 직종에 종사하려는 고숙련, 고학력 근로자들 간의 일자리 경쟁이 높아지는 경우 선행연구에서도 지적한 바와 같이 이들은 과소학력보다는 과잉학력 상태에 놓일 가능성이 높아지고, 대학 졸업자로 간주되는 고학력자들은 더 나은 일자리를 구하기 위해 대학 졸업 후 수도권에 잔류하거나 수도권으로 이동함으로써 고학력자들의 비율이 수도권에서 상당히 높게 나타나게 된다. 따라서 비수도권이 공급하는 일자리에서는 오히려 고학력자를 구인하기가 매우 어려워 인력난을 겪고 있는 반면, 수도권에서는 해당 지역이 보유한 고임금산업 일자리 공급 대비 수요가 매우 많아 추가교육년수 1년에 대해 과잉학력자들이 받을 수 있는 임금보상 수준이 비수도권에 비해 상대적으로 크지 않을 수 있다. 실제로 박유진·이희연(2014)은 시도 수준에서 과잉학력자의 월평균 임금(단위: 만원)을 살펴본 결과 경기(288.8), 전남(279.5), 울산(274.6), 서울(262.9), 강원(257.4) 순으로 나타나 과잉학력자에 대한 임금보상 수준이 비수도권과 비교하였을 때 수도권에서 항상 더 높게 나타나는 것은 아닐 수 있음을 보인 바 있다.

앞선 하우스만 테일러 도구변수 모형의 추정치들의 대부분은 최소자승법을 적용할 때에 비해 증가하는 것으로 나타났다. 일반적으로 학력의 내생성을 통제하면 임금 프리미엄이 감소하는 것으로 알려져 있으나 다수의 연구들에서 내생성을 통제한 이후에 더 큰 임금 프리미엄을 보이는 사례 또한 빈번하게 관찰되고 있다. 대표적인 원인으로는 측정오차, 응답편의, 학력 수준에 따른 교육의 한계 수익률의 이질성 등이 논의되어 왔다(Card, 2001; 이시균, 2006; 이유진·김의준, 2016). 따라서 본 연구는 위 오류들이 발생할 가능성을 검토해보았다. 본 연구는 총 18개년 동안의 한국노동패널 자료를 활용하여 개인의 임금 수준과 학력 수준을 측정하였는데, 임금을 산정할 때 평균을 기준으로 3*표준편차 바깥에 존재하는 값을 이상치로 간주하고 이를 제거하였으며, 학력 수준의 경우 응답이 비일관적인 경우(예를 들어 전년도 최종학력이 4년제 대학교 졸업이었다가 차년도에 고등학교 졸업으로 응답된 경우)를 표본에서 제거함으로써 측정오차 및 응답편의 오류를 최소화하고자 하였다. 학력 수준에 따른 교육의 한계 수익률의 이질성에 대해서는 본 연구가 모형 내에서 변수들의 평균치를 도구변수로 활용하는 하우스만 테일러 도구변수 모형을 적용하고 있기 때문에 학력효과의 이질성으로 인한 편의는 그다지 크지 않을 것으로 판단된다.

학력 미스매치 변수들 외에 추가적으로 통제변수에 대한 하우스만 테일러 모형의 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다. 연령과 결혼여부, 경력, 종사자지위, 정규직여부 변수는 임금과 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계를 보였으며, 성별, 경력년수의 제곱은 통계적으로 유의한 부(-)의 상관관계를 보이

는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 선행연구들의 결과와 일치하는 것으로서 만 15세 이상 64세 이하의 임금근로자들은 연령이 높을수록, 기혼인 경우, 경력년수가 높을수록, 상용직인 경우, 정규직인 경우 그들이 경험하는 임금수준은 높아지며, 여성인 경우에는 이들에 대한 임금보상 수준이 낮아지는 것으로 해석될 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구는 전국의 만 15세 이상 64세 이하 임금근로자를 분석대상으로 하여 최소자승법을 이용한 횡단면 분석, 패널고정효과 모형, 하우스만 테일러 도구변수 모형을 적용하여 수도권과 비수도권에서 다르게 나타나는 학력 미스매치의 임금효과를 실증적으로 분석하고자 하였다. 본 연구는 분석 자료로 한국노동패널조사의 1차(1998)~18차(2015)년도까지의 총 18개 년도 자료와 「2012 한국직업사전」자료를 매칭하여 활용하였다. 본 연구는 지역노동시장의 규모에 따른 공간적 변이를 고려하기 위해 수도권과 비수도권 간 학력 미스매치의 임금효과에 대한 비교 분석을 수행하였으며, 분석 모형으로는 내생성 해결을 위해 하우스만 테일러 도구변수 모형을 적용하였다.

하우스만 테일러 도구변수 모형을 적용하여 분석한 결과 수도권의 임금 프리미엄은 12.36% 수준으로 증가하는 것으로 나타났으며, 적정교육년수, 과잉교육년수, 과소교육년수 1년에 대한 임금효과는 각각 통계적으로 유의미한 13.09%, 9.77%, -10.15%로 나타났다. 즉, 다른 조건이 동일할 때 수도권은 비수도권 보다 더 높은 임금 수준을 경험하며, 추가교육년수 1년에 대해 적정교육년수와 과잉교육년수는 임금근로자에게 임금상승효과, 과소교육년수는 임금하락효과를 가져온다는 것이다. 이는 앞서 논의되었던 선행연구들의 결과와 일치한다.

또한 수도권과 비수도권 간 학력 미스매치의 임금효과를 비교 분석하기 위해 투입한 상호작용항 가운데 거주지역*과잉교육년수만이 통계적으로 유의한 -1.28%의 값을 나타내었는데, 이는 과잉학력자가 수도권에서 통계적으로 유의미한 임금 페널티를 경험할 가능성을 시사한다. 수도권과 비수도권 간에 서로 다르게 나타나는 학력 미스매치의 임금효과에 대한 원인으로는 수도권과 비수도권 간 일자리의 질적 차이 및 일자리 공급과 수요의 비대칭으로 인한 경쟁 심화 등을 꼽을 수 있을 것이다.

이상의 분석 결과는 임금근로자의 거주 지역에 따라 상이하게 나타나는 학력 미스매치의 임금효과를 보여주는 것으로서, 나아가 지역 간 임금격차를 심화시킬 수 있는 지역 간 공간적 변이를 고려하여 임금근로자의 학력 미스매치에 따른 임금효과를 살펴볼 필요성이 있음을 시사한다. 또한 본 연구는 하우스만 테일러 도구변수 모형과 최소자승법, 패널고정효과 모형의 분석 결과를 함께 제시함으로써 내생성 통제 전후의 추정치를 비교 분석하고자 하였다. 이는 보다 엄밀한 추정을 위해 기존 분석 모형이 갖는 내생성 문제를 통제하여 해결할 필요가 있음을 보여주는 것으로서, 학력 미스매치의 임금효과를 분석하는 데에 있어 하우스만 테일러 도구변수 모형의 적용의 중요성을 역설하고 있다.

다수의 연구들에서 실증한 바와 같이 학력 미스매치는 임금근로자의 고용위기를 가중시키는 주요 요인 중 하나이다. 특히 대다수의 임금근로자들은 수도권에 집중하는 경향을 보임에 따라 이로 인한 연쇄작용으로 수도권에서의 일자리 대기행렬이 길어져 임금근로자들의 하향취업이 최근 더욱 증가하고 있다. 이런 상황에서 최근 OECD 및 EU 등의 주요 선진국들은 지역 차원의 접근방식을 통해 지역노동시장에서의 고용문제의 해법을 모색하기 시작했다. 즉, 이들 국가는 성공적인 노동시장 정책

이행을 위해서 광역적 수준에서의 정부 정책과 국지적 수준에서의 장소기반(place-based) 정책이 통합·결합될 필요성을 역설한다(이규용 외, 2015). 이러한 흐름에서 본 연구의 분석 결과는 지역노동시장에 관한 정책 수립에 앞서 수도권과 비수도권 거주 임금근로자의 학력 미스매치에 따른 임금효과를 살펴봄으로써 권역별 지역 특성에 맞는 지역고용전략과 정책을 도출할 필요성을 시사한다.

주1. Duncan and Hoffman(1981)은 학력 미스매치를 측정함에 있어 개인 근로자에게 그들의 직종에서 필요로 하는 정규교육년수를 직접 설문조사한 자료를 이용하였으나, 이는 표본 수 확보의 문제 및 개인의 주관적 판단에 따른 값으로 자료의 객관성이 담보되지 않는 한계를 가진다. 이를 보완하기 위해 Bauer(2002), Tsai(2010) 등의 최근 연구들에서는 각 국가에서 제공하는「직업사전(Dictionary of Occupational Titles(DOT))」내 직종별 정규교육년수 자료를 활용하여 적정교육년수, 과잉교육년수, 과소교육년수를 측정한다.

주2. 학력 미스매치의 임금효과를 살펴보고자 하는 본 연구는 시간가변변수를 이용한 모형을 적용함에 있어 보다 엄밀한 추정을 위해 학력 미스매치 변수들이 시간에 따라 어느 정도의 변동값을 보이는지 즉, 학력 미스매치 변수(E^r, E^o, E^u)들이 충분한 분산(variation)을 가지고 있는지 확인해 볼 필요가 있다. 따라서 본 연구는 근로자 전체(overall), 근로자 간(between), 근로자 내(within) 표준편차를 살펴보았다(<Table 3>). E^o의 근로자 내 표준편차는 0.4963, E^u의 근로자 내 표준편차는 0.5305의 값을 보였다. 이를 학력의 임금효과를 분석했던 선행연구의 값과 비교하면, Tsai(2010)의 E^o의 근로자 내 표준편차는 0.66, E^u의 근로자 내 표준편차는 0.57의 값을 보임에 따라 본 연구에서의 근로자 내 표준편차가 더 작은 값을 보이고 있음을 확인할 수 있다. 근로자 내 표준편차가 작다는 것은 시간에 따라 근로자의 과잉교육년수와 과소교육년수의 변동의 폭이 크지 않음을 보여주는 것이기 때문에 패널고정효과 모형의 추정계수를 해석함에 있어 보다 유의할 필요가 있다.

주3. 패널모형 중 고정효과 모형은 집단 내 변환 과정에서 시간불변변수가 제거됨에 따라 본 연구의 핵심설명변수인 학력 미스매치 변수가 시간불변변수인 경우에는 이들 변수가 종속변수에 미치는 영향을 파악하기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 전체 관측치(71,353개) 중 적정학력자의 관측치가 17,682개(약 24.78%)로 나타났으며, 25,867개(약 36.25%)가 재직 중 진학, 이직 등으로 인한 과잉교육년수 변동 집단의 관측치에 해당되며, 전체 관측치 중 27,804개(약 38.97%)가 학력 변동 없이 더 낮은 교육년수를 요구하는 직장으로의 이직 등으로 인한 과소교육년수 변동 집단의 관측치에 해당되어 이들에 대한 학력 미스매치의 임금효과가 관찰된다.

주4. 패널고정효과 모형과 패널확률효과 모형에 대한 타당성을 검정하는 하우스만 검정(Hausman test) 결과는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 하우스만 검정은 설명변수와 개인의 미관측된 특성 간에 상관관계가 있는지를 검정하는 방법이다. 즉 하우스만 검정 결과는 패널확률효과 모형 내 학력 미스매치 변수들의 추정치가 내생성 편의를 포함하고 있음을 시사한다.

주5. 패널고정효과 모형은 집단 내 변환 과정에서 시간불변변수가 제거된다. 그럼에도 본 연구는 성별이라는 시간불변변수를 패널고정효과 모형에 투입하여 임금함수를 추정하고자 하였는데, 이는 다수의 국내외 선행연구에서 성별이 임금을 결정짓는 주요 요인으로 논의되어 왔기 때문이다. 본 연구의 이론적 모형인 Mincer(1974)의 임금함수에서도 인종, 거주지역과 함께 성별을 임금의 주요 요인으로 꼽고 있다.

인용문헌
References

1. 고용노동부, 2017. 「2016년 서울지역 청년층 고용현황 및 실업 특징 분석」, 세종시.
   Ministry of Employment of Labor, 2017. *Analysis on Characteristics of Youth Employment and Unemployment in Seoul in 2016,* Sejong.
2. 김동열·김민정, 2014.「대한민국 일자리 지도 : 지역별 특징과 시사점」, 서울: 현대경제연구원.
   Kim, D. Y. and Kim, M. J., 2014. *Job Map in Korea: The Regional Characteristics and Implications,* Seoul: Hyundai Research Institute.
3. 김주섭, 2005. "청년층의 고학력화에 따른 학력과잉 실태 분석",「노동정책연구」, 5(2): 1-29.
   Kim, J, S., 2005. "Overeducation in youth labor markets: Focusing on spatial effects", *Quarterly Journal of Labor Policy,* 5(2): 1-29.
4. 박유진·이희연, 2014. "직종특성별 과잉학력에 따른 임금효과 및 지역 간 비교",「국토계획」, 49(3): 255-276.
   Park, Y. J. and Lee, H. Y., 2014. "Differential wage effects of over-education among four

distinct occupational classes and regional comparison", *Journal of Korea Planning Association*, 49(3): 255-276.

5. 이규용·고영우·김우영·오민홍·이상호·홍성효, 2015. 「지역고용전략 수립을 위한 노동시장 연구」, 세종: 한국노동연구원.
Lee, K. Y., Koh, Y. W., Kim, W. Y., Oh, M. H., Lee, S. H., and Hong, S. H., 2015. *An Analysis of Labor Markets in Korea for Establishing Regional Employment Strategies,* Sejong: Korea Labor Institute.
6. 이상호, 2012. "공간적 요인이 청년 대졸자의 하향 취업에 미치는 효과", 「공간과 사회」 22(2): 38-77.
Lee, S. H., 2012. "Overeducation in youth labor markets: Focusing on spatial effects", *Space & Environment*, 22(2): 38-77.
7. 이시균, 2006. "패널자료를 이용한 학력의 임금효과 추정", 「노동리뷰」 6(18): 33-42.
Lee S. K., 2006. "The estimation of effects of education on wage using panel data", *Labor Review*, 6(18): 33-42.
8. 이유진·김의준, 2016. "청년층 대졸 임금 프리미엄 분석", 「노동정책연구」, 16(3): 1-25.
Yi, Y. J. and Kim, E. J. 2016. "The college wage premium among the Korean youth", *Quarterly Journal of Labor Policy*, 16(3): 1-25.
9. 조성철·임업, 2010. "인적자본 외부효과가 임금수준에 미치는 영향 : 위계적 선형모형의 응용", 「국토연구」, 65: 41-52.
Cho, S. C., and Lim, U. 2010. "Human capital externalities and urban wage: A hierarchical linear model", *The Korea Spatial Planning Review*, 65: 41-52.
10. 초의수, 2000. "수도권 집중화에 따른 지역격차 문제와 해소방안", 「지방정부연구」, 4(1): 185-216.
Cho, E. S., 2000. "Solutions for problems of regional disparities due to concentration in metropolitan areas", *The Korean Journal of Local Government Studies*, 4(1): 185-216.
11. Alba-Ramirez, A., 1993. "Mismatch in the Spanish labor market: Overeducation?", *Journal of Human Resources*, 28(2): 259-278.
12. Bauer, T. K., 2002. "Educational mismatch and wages: A panel analysis", *Economics of Education Review*, 21(3): 221-229.
13. Card, D., 1999. "The causal effect of education on earnings", *Handbook of Labor Economics*, 3: 1801-1863.
14. Card, D., 2001. "Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems", *Econometrica*, 69(5): 1127-1160.
15. Chevalier, A., 2003. "Measuring over-education", *Economica*, 70(279): 509-531.
16. Daly, M. C., Büchel, F., and Duncan, G. J., 2000. "Premiums and penalties for surplus and deficit education: Evidence from the United States and Germany", *Economics of Education Review*, 19(2): 169-178.
17. de Oliveira, M. M., Santos, M. C., and Kiker, B. F., 2000. "The role of human capital and technological change in overeducation", *Economics of Education Review*, 19(2): 199-206.
18. Dolton, P. J., and Silles, M. A., 2008. "The effects of over-education on earnings in the graduate labour market". *Economics of Education Review*, 27(2): 125-139.
19. Duncan, G. J., and Hoffman, S. D., 1981. "The incidence and wage effects of overeducation", *Economics of Education Review*, 1(1): 75-86.
20. Glaeser, E., and D. Mare., 2001. "Cities and skills", *Journal of Labor Economics*, 19(2): 316-342.
21. Hartog, J., 2000. "Over-education and earnings: Where are we, where should we go?", *Economics of Education Review*, 19(2): 131-147.
22. Hausman, J. A., and Taylor, W. E. 1981. "Panel data and unobservable individual effects", *Econometrica*, 49(6): 1377-1398.
23. Lenton, P., 2012. "Over-education across British

regions", *Regional Studies*, 46(9): 1121-1135.

24. Linsley, I., 2005. "Causes of overeducation in the Australian labour market", *Australian Journal of Labour Economics*, 8(2): 121-143.
25. Mincer, J., 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
26. Moretti, E., 2004. "Estimating the social return to higher education: Evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data", *Journal of Econometrics*, 121(1-2): 175-212.
27. OECD., 2015. *Educational Attainment and Labour-Force*. Paris: OECD. http://stats.oecd.org (accessed March 31, 2017).
28. Rauch, J., 1993. "Productivity gains from geographic concentration of human capital: Evidence from cities", *Journal of Urban Economics*, 34: 380-400.
29. Rubb, S., 2003. "Post-college schooling, overeducation, and hourly earnings in the United States", *Education Economics*, 11(1): 53-72.
30. Tsai, Y., 2010. "Returns to overeducation: A longitudinal analysis of the US labor market", *Economics of Education Review*, 29(4): 606-617.

부록

Appendix 1. The top 10 and bottom 10 jobs for overeducated workers

For overeducated workers (observations: 25,867)					
The top 10 jobs			The bottom 10 jobs		
Ranking	Job title (Job code)	The number of observations	Ranking	Job title (Job code)	The number of observations
1	Administration Related Clerks (312)	3,012	1	Metal and Material Engineers/Technicians (233)	1
2	Store Sales Workers (521)	2,733	1	Managers and Culture, Art Related Workers (289)	1
3	Accounting Related Clerks (313)	1,121	1	Deck Hands Related Workers (876)	1
4	Liberal Arts, Technology and Arts Instructors (254)	1,047	4	Liberal Arts and Social Science Professionals (212)	2
5	Administration Clerks (311)	1,003	4	Environment Engineers and Technicians (234)	2
6	Deliverers (922)	808	4	Horticultural and Landscape Worker(612)	2
7	Cleaners and Sanitation Workers (941)	696	7	Handcraft Workers and Precious Metalsmiths (791)	3
8	Drama, Film and Image Professionals (283)	541	7	Recycling and Refuse Disposal (882)	3
9	Construction Structure Related Workers (771)	541	7	Legislators, Senior Officials and Senior Officials of Public Organization (111)	3
10	Sales Representatives (510)	532	10	Hairdressing Related Workers (429)	4

Appendix 2. The top 10 and bottom 10 jobs for undereducated workers

For undereducated workers (observations: 27,804)					
The top 10 jobs			The bottom 10 jobs		
Ranking	Job title (Job code)	The number of observations	Ranking	Job title (Job code)	The number of observations
1	Administration Related Clerks (312)	2,028	1	Recycling and Refuse Disposal (882)	1
2	Cleaners and Sanitation Workers (941)	1,774	2	Culture, Art, Design and Image Related Managers (134)	2
3	Accounting Related Clerks (313)	1,186	3	Environment Engineers and Technicians (234)	3
4	Electrical and Electronic Equipment Operators(862)	1,103	3	Imaging and Telecommunication Equipment Related Fitters and Repairers (780)	3
5	Nurses (243)	1,062	3	Print and Photo Development Related Operators (892)	3
6	Drama, Film and Image Professionals (283)	985	3	Elementary Workers (999)	3
7	Textile, Clothing and Leather Related Workers(721)	795	7	Pharmacists and Oriental Pharmacists (242)	4
8	Food Chefs and Cooks (441)	787	7	Curators, Librarians and Archivists (282)	4
9	Administration Clerks (311)	766	7	Hairdressing Related Workers (429)	4
10	Car Operators (873)	675	7	Power Generator Operators (861)	4

Date Received	2017-09-23
Reviewed(1st)	2017-11-04
Date Revised	2018-02-07
Reviewed(2nd)	2018-02-20
Date Accepted	2018-02-20
Final Received	2018-03-12