

노동정책연구
2021. 제21권 제1호 pp.129~164
한국노동연구원
<http://doi.org/10.22914/jlp.2021.21.1.005>

연 구 논 문

핵심자기평가와 초기노동시장의 성별 임금격차*

고영근**
안태현***

본 연구는 노동시장 성과의 결정 요인으로 최근 주목받고 있는 ‘핵심자기평가(core self-evaluation : CSE)’가 초기노동시장에서의 성별 임금격차를 얼마나 설명하는지 분석한다. 특히 핵심자기평가의 구성 요인 중 자기효능감과 신경증(또는 정서적 안정성)에 초점을 맞춰 분석한다. 이를 위해 한국교육고용패널을 이용하여 회귀분석, Oaxaca-Blinder 분해 및 반사실적 분포를 이용한 임금분포 분해를 실시하였다. 회귀분석 결과, 자기효능감과 정서적 안정성, 외향성은 임금과 양의 관계를 보였다. 특히 자기효능감과 정서적 안정성은 여성에 비해 남성이 더 높았으며, 이는 성별 임금격차의 4.5%(각각 2.6%, 1.9%)를 설명하는 것으로 나타났다. 또한 자기평가 지표의 설명력은 임금 분위에 따른 차이가 없었다.

핵심용어 : 성별 임금격차, 핵심자기평가, 자기효능감, 신경증, 비인지적 능력

논문접수일: 2020년 10월 21일, 심사의뢰일: 2020년 10월 21일, 심사완료일: 2020년 11월 9일

* 본 논문은 서강대학교 대학원 경제학과에 제출한 고영근의 박사학위 논문 일부를 수정 보완하여 작성되었다. 본 논문은 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 작성되었다(NRF- 2020S1A3A2A02104190).

** (제 1 저자) 서강대학교 경제학부 박사(ygoh@sogang.ac.kr)

*** (교신저자) 서강대학교 경제학부 교수(ahn83@sogang.ac.kr)

I. 서론

한국은 경제협력개발기구(OECD) 국가 중 성별 임금격차가 가장 큰 국가이다(OECD, 2020). 성별 임금격차의 장기 추세 변화를 살펴보면, 1980년대 이후 성별 임금격차가 지속적으로 감소하다가 2000년대부터 감소 추세가 둔화되었으나, 여전히 성별 임금격차가 상당 부분 남아 있다(김수현, 2015; 장광남, 2020; 정진화, 2007). 기존 연구는 이러한 성별 임금격차의 원인을 이해하기 위해 교육 투자 수준, 노동시장 경력, 직종 분리, 가사노동, 육아 부담 등에서의 성별 차이를 중심으로 분석하였다(금재호, 2011; 안태현, 2012; 장진희, 2020). 하지만 최근 들어 노동시장 성과의 결정에 있어서 비인지적 역량의 중요성이 부각되었고(Ahn, 2015; Almlund, Duckworth, Heckman, and Kautz, 2011; Heckman, Stixrud, and Urzua, 2006; 고영근·안태현, 2016) 남성과 여성 간의 심리적 차이에 대한 관심이 커지면서(Bertrand, 2011), 성별 임금격차에 대한 비인지적 역량의 역할에 관한 분석의 필요성이 커지고 있다.

본 연구는 초기노동시장에서의 성별 임금격차를 핵심자기평가(core self-evaluation : CSE)의 구성 요인 중 자기효능감(self-efficacy)과 신경증(neuroticism)을 통해 얼마나 설명할 수 있는지 분석한다. 핵심자기평가란, 상호 밀접한 4가지 심리적 요인인 자기효능감, 자존감(self-esteem), 내적 통제소재(internal locus of control), 신경증에 공통적으로 내재된 특성을 뜻한다(Chang, Ferris, Johnson, Rosen, and Tan, 2012; Judge, Erez, Bono, and Thoresen, 2002). 핵심자기평가 지표의 구성 요인들은 노동시장 성과와 밀접한 관련이 있을 뿐만 아니라(Ahn, 2015; Fletcher, 2013; Heckman et al., 2006; Stajkovic and Luthans, 1998a) 설문조사 및 실험을 통해 성별에 따른 수준 차이가 발견되었다(Bleidorn et al., 2016; Costa, Terracciano, and McCrae, 2001; Croson and Gneezy, 2009; Manning and Swaffield, 2008; Sherman, Higgs, and Williams, 1997; 이진권, 2016). 이는 핵심자기평가 지표가 남성과 여성의 임금 차이를 설명할 수 있는 중요한 요인일 가능성이 있음을 시사한다.

본 연구는 평균임금에서의 성별 임금격차뿐만 아니라 임금분포 전반에 걸쳐 핵심자기평가가 성별 임금격차를 얼마나 설명하는지 분석하였다. 정규직과 비정규직, 고임금 직종과 저임금 직종 등은 성별에 따라 요구되는 비인지적 능력의 차이가 존재할 수 있기 때문에 핵심자기평가의 성별 임금격차 설명력은 임금 분위에 따라 이질적으로 나타날 수 있다. 이러한 평균임금 수준에서가 아닌 임금분포 전반에 걸친 성별 임금격차 분해 결과는 임금격차를 완화하기 위한 정책 설계 시 도움을 주는 근거 자료가 될 수 있다.

분석을 위해 본 연구는 한국교육고용패널(KEEP)의 10~12차 연도 자료에 포함된 자신에 대한 설문, 자존감, 통제소재 문항을 통합한 핵심자기평가 수준 변수를 구축하여 자기효능감이 임금에 얼마나 영향을 미치는지 분석하고 성별 임금격차에 대한 분해 결과에 활용한다. 이와 더불어, Big 5 성격 요인이면서 핵심자기평가 수준 변수인 신경증을 함께 포함하여 분석한다. 분해를 위한 분석 방법은 통합표본의 회귀 계수를 이용한 Oaxaca-Blinder 분해(Neumark, 1988; Oaxaca and Ransom, 1994)와 반사실적 분포를 이용한 임금분포 분해(Melly, 2006)이며, 선행 과정으로 회귀분석과 분위회귀분석을 함께 시행한다.

분석 결과, 자기효능감과 신경증은 청년층의 성별 임금격차를 설명하는 중요 요인인 것으로 나타났다. 먼저 통합표본을 이용한 회귀분석 결과, 자기효능감은 임금과 양의 관계, 신경증은 임금과 음의 관계로 나타났다. 이를 바탕으로 Oaxaca-Blinder 분해를 실시했을 때, 자기효능감과 정서적 안정성은 여성에 비해 남성이 더 높았으며, 이러한 성별 차이는 각각 성별 임금격차의 2.6%, 1.9%를 설명하였다. 이는 핵심자기평가 수준이 개인 및 직장 특성을 모두 통제된 후에도 성별 임금격차의 4.5%를 설명할 수 있음을 보여 준다. 또한 분위회귀분석 결과, 성별 임금분포에 따라 자기효능감 및 신경증에 대한 임금 보상 수준에 차이가 있었다. 이렇게 추정된 계수를 바탕으로 반사실적 분포를 이용한 임금분포 분해를 실시한 결과, 자기평가 지표는 임금분포 전반에 걸쳐 성별 임금격차의 4.5~5% 정도로, 균등한 설명력을 가지는 것으로 나타났다.

나머지 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 선행연구와 이론적 논의를 소개한다. 제3장에서는 분석 모델을 설명한다. 제4장에서는 분석 변수, 자료 및 요약 통계량을 보여 주며, 제5장에서는 성별 임금격차 분해 결과를 설명한다. 제6장

에서는 강건성 검정 결과를 설명하고, 마지막으로 제7장에서는 전반적인 요약과 함께 결론을 맺는다.

II. 선행연구 및 이론적 논의

1. 선행연구

남성 대비 여성의 임금 비율은 1980년 43.9%에서 2000년 64.9%로 성별 임금격차가 감소하는 추세를 보였으나, 2001~2017년의 경우 여성의 상대 임금 비율이 65~68%로 나타나 성별 임금격차의 변동성이 크지 않음을 알 수 있다(장광남, 2020). 한국에서의 성별 임금격차에 관한 연구는 주로 교육 연수, 근무 기간, 노동조합, 혼인 및 자녀 유무에서의 성별 차이 등을 중심으로 분석되었다(금재호, 2011; 박현미, 2020; 장진희, 2020). 이러한 변수 중 대부분이 장기적으로 설명력이 감소하는 추세이나 특히 연령과 학력의 설명력 감소가 뚜렷하게 나타난 반면, 근무 연수와 산업의 설명력은 최근 들어 증가하고(장광남, 2020) 직종 분리 현상도 여전히 존재함을 보여 준다(김수현·이정아·정주연, 2013; 안태현, 2012). 본 연구와 같이 청년층의 성별 임금격차에 대한 최근 연구에 따르면, 인적 자본이 격차를 설명하는 비중은 약 7%인 반면 직장 특성이 약 62%를 설명하는 것으로 나타났다(유정미, 2017).

본 연구에서 성별 임금격차 설명 요인으로 중점을 두는 것은 핵심자기평가이다. 선행연구에 따르면 핵심자기평가는 자기효능감, 통제소재, 신경증, 자존감으로 구성되는데, 모두 자신의 가치와 능력에 대해 내리는 근본적인 평가라는 공통적인 특성이 있다(Chang et al., 2012). 신경증은 심리적 고통과 정서 불안, 우울감의 정도를 뜻하는데(Digman, 1990), 이는 부정적 자기평가로 이어질 가능성이 크다. 자존감은 자신의 가치에 대한 전반적인 평가를 뜻한다(Robins, Hendin, and Trzesniewski, 2001). 통제소재는 운명이나 타인이 주로 자신의 삶에 영향을 미친다고 믿는지(외적), 아니면 자신의 행동이나 선택을 통해 삶이 결정된다고(내적) 믿는지를 나타낸다(Rotter, 1966). 자기효능감은 Bandura(1977)

에 의해 처음 제시된 개념이며, 자신의 능력으로 잘 수행할 수 있는지에 대한 판단 또는 잘 수행해 낼 수 있을 것이라 믿는 신념을 나타낸다.

심리학 및 경제학에서의 연구는 비인지적 능력에서 상당한 성별 차이가 존재함을 보여 주는데, 그중에서도 핵심자기평가 지표에서 성별 차이가 현저하게 나타났다. 먼저, 신경증은 한국을 포함한 26개 문화권에 대한 조사 결과, 여성이 평균적으로 남성보다 더 높은 경향이 발견되었다(Costa et al., 2001 ; 이진권, 2016). 통제소재는 지난 20년간 연구를 종합한 결과, 남성에 비해 여성이 자신의 삶에 대한 통제성이 낮다고 믿는 것을 발견했다(Sherman et al., 1997). 또한 약 100만 명에 대한 인터넷 설문조사에 따르면 48개국에서 일관되게 여성이 남성보다 자존감이 낮은 것으로 나타났다(Bleidorn et al., 2016). 그리고 Manning and Swaffield(2008)은 영국의 청년층을 대상으로 자신의 능력에 대한 평가가 포함된 자기 이미지에 관해 설문조사한 것을 분석한 결과, 여성은 남성에 비해 낮은 자아 이미지(self-image)를 가지고 있고 자기 회의(self-doubt) 발생률이 더 높다는 점을 발견했다. 마지막으로 자기효능감과 관련이 있는 자신감에 대한 경제학적 실험 결과는 여성이 남성에 비해 자신감이 더 낮은 경향을 일관되게 보여 준다(Buser, Grimalda, Putterman, and van der Weele, 2020; Croson and Gneezy, 2009; Niederle and Vesterlund, 2007). 이를 종합해 볼 때 남성에 비해 여성은 핵심자기평가 지표의 4가지 구성 요인이 모두 더 낮을 것이라 짐작할 수 있다.

핵심자기평가의 각 구성 요인은 경제학적 성과 변수와 밀접한 관련성이 있다. 먼저, 자기효능감은 성과를 이루기 위해 얼마나 많은 노력을 할 것인지에 영향을 미치기 때문에, 조직 내에서 높은 자기효능감을 가진 근로자는 업무 관련 노력을 충분히, 지속적으로 기울여 성공 확률을 높일 것이다(Bandura, 2001; Stajkovic and Luthans, 1998b, 1998a). 다음으로, 내적 통제소재는 일자리 탐색 노력 및 더 좋은 일자리로의 이직을 증가시키고 실직 확률을 감소시키며(Ahn, 2015; Caliendo, Cobb-Clark, and Uhlendorff, 2015) 직업훈련을 받을 가능성 또한 증가시킨다(Caliendo, Cobb-Clark, Obst, Seitz, and Uhlendorff, 2020). 또한 자존감이 높은 개인일수록 임금이 높은 경향이 발견된다(Drago, 2011; Murnane, Willett, Braatz, and Duhaldeborde, 2001). 특히 Heckman et al.(2006)

은 인지적 능력뿐만 아니라 통제소재와 자존감에 내재되어 있는 비인지적 능력이 청년층의 노동시장 성과에 긍정적 영향을 미칠 수 있음을 보였다.

신경증이 포함된 Big 5는 분석 대상 및 성별에 따라 임금과의 관계가 다양하게 나타난다(Mueller and Plug, 2006; Nyhus and Pons, 2012). 본 연구에서 주목하는 청년층 신경증의 경우, 청년층을 대상으로 형제 고정효과를 이용하여 내생성을 완화하고자 시도한 Fletcher(2013)는 임금과 정서적 안정성의 양의 관계를 발견했다. 특히 남성의 정서적 안정성이 임금과 양의 관계를 가짐을 보였다. 반면, 영국의 개인 자료를 이용한 Furnham and Cheng(2013)은 남성과 달리 여성의 성인기 임금이 신경증과 음의 관계가 있음을 발견했다.

종합하면, 핵심자기평가는 성별에 따른 수준 차이가 있으며 노동시장 성과를 예측할 수 있는 비인지적 능력이라 볼 수 있다. 이는 핵심자기평가의 수준 차이로 인해 성별 임금격차가 발생할 수 있음을 보여 준다.

2. 핵심자기평가와 성별 임금격차에 대한 이론적 논의

자신의 노력이 결과에 얼마나 영향을 미치는지에 대한 믿음을 나타내는 통제소재는 일자리 탐색 모델(search model)을 통해 노동 성과에 대한 이론적 예측을 할 수 있다. 이론적으로 통제소재는 자신의 노력에 대한 기대 수익의 평가 정도에 영향을 미친다. 일자리 탐색 모델에 통제소재를 통합한 모델에 따르면, 내적 통제소재를 가진 개인은 자신의 탐색 노력이 일자리 제안(job offer) 확률에 영향을 미칠 것이라 예상하여 직업 탐색 노력을 증가시킬 것으로 예측된다(Caliendo et al., 2015). 또한 직장에서의 탐색 모델(on-the-job search model)에 통제소재를 결합한 모델은 내적 통제소재를 가질수록 취업 이후 더 좋은 일자리로 이직할 가능성이 크고 실직 위험이 더 낮을 것이라 예측한다(Ahn, 2015). 마지막으로, 통제소재를 결합한 직업 훈련 모델에 따르면, 내적 통제소재를 가진 사람은 훈련 참여가 미래의 임금 인상으로 이어질 것이라는 기대감이 더 높을 것이기에 통제소재가 훈련 투자 결정에 영향을 미칠 수 있다고 예측한다(Caliendo et al., 2020).

자신의 전반적인 능력에 대한 믿음인 자신감은 신호 모델, 인적 자본 투자

모델, 주인-대리인 모델, 신고전 의사결정 모델과 같은 다양한 경제학적 모델과 결합하여 교육 성과, 임금, 후생(welfare)에 대해 이론적으로 예측한다(Compte and Postlewaite, 2004; Filippin and Paccagnella, 2012; Lemoine, 2016; Santos-Pinto, 2012). 특히 신호 모델에 자신감을 결합한 연구는 자신감의 성별 차이가 성별 임금격차의 주요 요인이 될 수 있음을 이론적으로 보였다(Santos-Pinto, 2012). 신호 모델에서 자신감은 개인이 교육 성취에 대한 한계 비용을 얼마나 과소평가하는지에 따라 그 크기가 결정되는 것으로 가정한다. 이 모델에 의하면, 실제보다 자신의 능력이 더 강하다는 믿음(overconfidence)은 후생을 증가시켰다. 만약 교육 수준이 생산성을 향상시킨다면 성별에 대한 임금격차는 성별 간 자신감의 차이로 설명될 수 있다. 자신감을 결합한 신고전 의사결정 모델 역시 강한 자신감의 중요성을 보여 준다(Compte and Postlewaite 2004). 이 모델은 자신감이 성공 확률에 영향을 미치고 과거의 지각된 성공 경험 횟수에 의존하는 것으로 가정한다. 앞의 신호 모델과 같이 자신감에 대해 긍정적으로 편향된 인식을 갖는 것이 후생을 증가시킬 수 있다고 예측했다.

이와 같은 자신의 능력에 대한 지각된 믿음에 관한 이론적 논의는 노동시장 성과에서 일치되는 긍정적 예측 결과를 보여 준다. 즉, 자신의 능력에 대한 평가 또는 능력이 결과에 영향을 미칠 수 있다고 믿는 정도가 강할수록 노동 시장 성과는 이론적으로 향상될 수 있다. 그뿐만 아니라 실제 자신의 능력을 알 수 없다고 할 때, 자신의 능력에 대한 강한 믿음은 향후 개인의 노동시장 성과에 긍정적인 영향을 미칠 수도 있음을 보여 준다.

Ⅲ. 분석 모델

1. Oaxaca-Blinder 분해

본 연구에서는 성별 임금격차 분해를 위해 통합표본 계수를 이용한 Oaxaca-Blinder 분해를 실시한다(Neumark, 1988; Oaxaca and Ransom, 1994). 이를 분석하기 위해서는 먼저, 식 (1)과 같은 남성, 여성, 통합표본의 임금 함수를 추정

해야 한다.

$$\ln w_g = X'_g \beta_g + \varepsilon_g, \quad g = m, f, p \quad (1)$$

여기서, w_g 는 월별 임금, X 는 상수항을 포함한 설명 변수 벡터, β 는 계수 벡터, ε_g 는 평균이 0인 오차항을 뜻한다. 하첨자 g 는 그룹을 나타내며 m 은 남성, f 는 여성, p 는 남성과 여성을 모두 포함한 통합표본을 뜻한다. 이때 남성과 여성의 평균임금 차이는 식 (2)와 같이 추정할 수 있다.

$$\overline{\ln w_m} = \overline{X'_m} \hat{\beta}_m, \quad \overline{\ln w_f} = \overline{X'_f} \hat{\beta}_f, \quad (2)$$

$$\overline{\ln w_m} - \overline{\ln w_f} = (\overline{X'_m} - \overline{X'_f}) \hat{\beta}^* + \overline{X'_m} (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}^*) + \overline{X'_f} (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f)$$

여기서 $\hat{\beta}^*$ 는 차별이 없을 때의 계수 추정치 벡터를 뜻한다. $(\overline{X'_m} - \overline{X'_f}) \hat{\beta}^*$ 는 남성과 여성의 관측 가능한 특성의 차이로 인해 발생하는 성별 평균임금격차를 나타내는 부분으로, 구성효과(composition effect), 부존 효과(endowment effect) 등으로 불린다. $\overline{X'_m} (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}^*) + \overline{X'_f} (\hat{\beta}^* - \hat{\beta}_f)$ 는 남성과 여성의 평균임금이 차별이 없을 때의 임금과 비교하여 얼마나 많고 적은지를 나타내는 부분으로 차별로 인한 효과, 임금구조효과(wage structure effect), 계수효과(coefficient effect) 등으로 불린다. 이러한 Oaxaca-Blinder 분해 방식은 $\hat{\beta}^*$ 의 값에 따라 결과가 달라진다. 본 연구에서는 식 (3)과 같이, Neumark(1988), Oaxaca and Ransom(1994)이 제안한 통합표본에서의 회귀 계수 추정치 벡터 $\hat{\beta}_p$ 를 사용한다.

$$\overline{\ln w_m} - \overline{\ln w_f} = (\overline{X'_m} - \overline{X'_f}) \hat{\beta}_p + \overline{X'_m} (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_p) + \overline{X'_f} (\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_f) \quad (3)$$

2. 분위회귀를 이용한 임금분포 분해

본 연구에서는 핵심자기평가 지표의 설명력이 임금분포의 위치에 따라 어떻게 달라지는지 추정하기 위하여 분위회귀 모형에 기반한 임금분포 분해를 실시한다.¹⁾ Melly(2006)는 분위회귀 추정치를 사용하는 반사실적 임금분포(counterfactual distribution)에 기반한 임금분포 분해 방법을 제안하였다. 먼저

조건부 분위 함수는 정의상 식 (4)를 만족하며 식(5)를 통해 도출된다.

$$Q_{\theta}(W_i|X_i) = F_w^{-1}(\theta|X_i) \quad (4)$$

$$Q_{\theta}(W_i|X_i) = \underset{q(X_i)}{\operatorname{argmin}} E[\rho_{\theta}(W_i - q(X_i))] \quad (5)$$

이때 F_w^{-1} 는 임금분포 함수의 역함수, θ 는 분위로 0과 1사이의 값이며, $Q_{\theta}(W_i|X_i)$ 는 조건부 분위 함수, $\rho_{\theta}(u)$ 는 u 가 0보다 크면 θ 만큼, 0보다 작으면 $(1-\theta)$ 만큼 가중치를 주는 체크 함수(check function)이다. 이때 조건부 분위 함수를 X 에 대하여 선형이라 가정하면 다음과 같은 최소화 문제를 만족하는 θ 분위에 대한 분위회귀 추정치 $\beta(\theta)$ 를 추정할 수 있다.

$$\beta(\theta) = \underset{\beta}{\operatorname{argmin}} E[\rho_{\theta}(W_i - X_i'\beta)] \quad (6)$$

이와 같은 분위회귀 추정치를 이용하여 실제 관측할 수 없는 반사실적 임금 분포를 추정한 후, θ 분위에서의 무조건부 성별 임금격차 분해를 실시한다. 이를 위해 X 에 대한 조건부 분포 함수를 모두 통합하여(integrating) 무조건부 분포 함수를 생성한 후, 이에 대한 역함수를 이용하여 무조건부 분위 함수를 추정한다. 먼저, 역함수가 가능한(단조성을 가진) 조건부 분포 함수는 다음과 같다.

$$\widehat{F}_{W_g}(q|X_{ig}) = \int_0^1 1[X_{ig}\widehat{\beta}_g(\theta) \leq q]d\theta = \sum_{j=1}^J (\theta_j - \theta_{j-1}) 1(X_{ig}\widehat{\beta}_g(\theta_j) \leq q),$$

$$g = m, f \quad (7)$$

여기서 $1[\cdot]$ 는 대괄호 안의 조건을 만족하면 1, 그렇지 않으면 0을 주는 지시 함수이다. 이를 X 에 관해 통합하여 무조건부 분포 함수를 추정하면 식 (8)과 같다. 또한 식 (8)을 이용하여 역함수를 구하면 식 (9)와 같은 무조건부 분위 함수를 추정할 수 있다.

1) 이 장은 Melly(2006), Angrist and Pischke(2008)를 참고하여 작성하였다.

$$\widehat{F}_{W_g}(q) = \int \widehat{F}_{w_g}(q|X_{ig})dF_{X_{ig}}(x) = n_g^{-1} \sum_g \widehat{F}_{w_g}(q|X_{ig}), g = m, f \quad (8)$$

$$\widehat{q}_\theta(w_g) = \inf(q: n_g^{-1} \sum_g \widehat{F}_{w_g}(q|X_{ig}) \geq \theta), g = m, f \quad (9)$$

이를 바탕으로 여성 그룹에 대한 반사실적 분포를 추정하면 식 (10)과 같다. 식 (10)은 여성의 특성에 남성의 임금구조를 적용했을 때의 임금분포를 보여 준다.

$$\widehat{q}_\theta(w_c) = \inf(q: n_f^{-1} \sum_f \widehat{F}_{w_m}(q|X_{if}) \geq \theta) \quad (10)$$

이러한 반사실적 분포를 이용하였을 때 분포에 따른 성별 임금격차는 식 (11)과 같이 분해할 수 있다.

$$\widehat{q}_\theta(w_f) - \widehat{q}_\theta(w_m) = [\widehat{q}_\theta(w_f) - \widehat{q}_\theta(w_c)] + [\widehat{q}_\theta(w_c) - \widehat{q}_\theta(w_m)] \quad (11)$$

식 (11)의 우변 첫 번째 대괄호 부분은 여성 그룹에 대한 차별 정도를 나타내는 임금구조효과이며 두 번째 대괄호 부분은 구성효과이다. 본 연구에서는 분석에 포함되는 변수를 점차 확장시켜 나갈 때 임금구조효과의 크기 변화를 통해 구성효과를 분석한다.

IV. 변수 구성 및 요약 통계량

1. 자기효능감 변수의 구성 방법

본 연구에서는 10~12차 연도 한국교육고용패널(KEEP)의 자신에 대한 설문 6문항과 사회적 자본 영역의 1문항을 이용하여 자기효능감 변수를 구성하였다. 구체적인 설문 내용은 <표 1>과 같다. 이 중 6번 문항은 자존감에 관한 설문으로 볼 수 있고(Robins et al., 2001) 7번 문항은 내적 통제소재²⁾(locus of

2) 자신에 대한 설문은 5점 척도인 반면 통제소재 설문은 10점 척도이기 때문에 통제소재

〈표 1〉 자기효능감 관련 설문

자신에 대한 설문
1) 내가 무엇을 잘하는지 알고 있다. 2) 내가 좋아하는 일을 알고 있다. 3) 내 삶에서 무엇이 중요한지를 알고 있다. 4) 내가 결정해야 할 일을 무리 없이 결정한다. 5) 내가 계획한 것을 잘할 수 있다. 6) 내가 괜찮은 사람이라고 생각한다.
사회적 자본 설문
7) 나는 나의 인생을 완전히 통제할 수 있다.

자료: 한국직업능력개발원, 『한국교육고용패널』, 10~12차년도 자료.

control)에 관한 문항으로 볼 수 있다(Rotter, 1966). 본 연구는 이러한 총 7개의 문항 점수의 평균을 자기효능감이라 가정하였다.

<표 1>의 7개 문항이 자기효능감을 측정한다고 가정한 근거는 다음과 같다. 첫째, 7개의 문항과 9차 연도에 조사한 Big 5에 관한 30문항을 이용한 주성분 분석(principal component analysis) 결과, 7문항은 요인부하량(factor loading) 0.5를 기준으로 했을 때 1개의 요인으로 구분되었다.³⁾ 둘째, 다른 연구에서 타당성이 인정된 실제 자기효능감 문항들과의 비교 작업 결과 유사성이 발견되었다. 1~3번 문항은 진로 효능감(Taylor and Betz, 1983), 구직 효능감(윤미, 2016)과 유사한 측면이 있고, 4~5번 문항은 일반적 자기효능감(general self-efficacy) (Chen, Gully, and Eden, 2001; Sherer et al., 1982), 자기 조절 측면의 효능감 문항(김아영, 1997; 김아영·박인영, 2001)과 유사하였다. 그뿐만 아니라 자존감, 통제소재 문항(6~7번) 역시 핵심평가지표의 구성 요인으로(Judge et al., 2002), 자기효능감과 상호 연관성이 높다. 마지막으로 7개 문항의 신뢰도 분석을 위해 크론바흐 알파(cronbach's alpha) 계수를 계산한 결과 0.79로 나타나 높은 신뢰 수준을 보였다.

설문을 5점 척도로 변환하였다.

3) 분석 결과는 저자에게 요청할 시 제공이 가능하다.

2. 분석 자료 생성 및 요약 통계량

본 연구의 분석 자료는 10~12차 연도(2013~2015년) 한국교육고용패널(KEEP)이다. 한국교육고용패널은 크게 중3 코호트, 전문계 및 일반계 고3 코호트, 보정패널⁴⁾로 구성되어 있다. 이러한 코호트 자료는 청소년기 교육 환경, 대학 입시 제도, 거시경제적 충격 등을 공유하는 다수의 관측치를 이용한 성별 비교 표본을 만들 수 있는 장점이 있다.

분석 자료의 구성 과정은 다음과 같다. 먼저, 분석 대상은 10~12차의 임금 근로자⁵⁾로 한정한다. 임금 근로자는 4,588명이고 이들의 10~12차 관측치 수는 1만 78개이다. 이 중 월별 평균임금의 결측치 1,205개를 제외⁶⁾한 결과, 남은 근로자 수는 4,246명이었다. 또한 10~12차 자료의 개인 아이디(ID)를 기준으로 9차 연도에 조사된 Big 5 자료를 병합하였다. 이때 Big 5 조사에 참여하지 않은 자료 574개를 제외하였다.⁷⁾ 마지막으로 월별 평균임금이 50만 원 미만인 경우와 주당 총근로시간이 10시간 미만인 경우⁸⁾는 미취업 상태라 보고 제외하였다. 이와 같은 과정을 거쳐 최종 자료는 3,895명으로 구성되며, 관측치 수로는 8,231개이다.

주요 변수의 요약 통계량은 <표 2>와 같다. 월별 총임금은 월별 평균임금과 초과 및 특별 급여를 모두 합한 금액⁹⁾으로 평균 약 222만 원 또는 자연로그(log)를 적용하였을 때 14.55 로그 포인트(log point)이다. 핵심자기평가 수준 변수인 자기효능감은 5점 척도(1~5)이고 평균은 3.64이다. Big 5는 4점 척도(0~3)이고 신경증의 평균은 1.29이다. 이 자료의 여성 비율은 약 41%인데, 이는 남성이 군 입대로 인해 대학 졸업 시점이 늦어 발생한 것으로 볼 수 있다.¹⁰⁾

4) 한국교육고용패널에서는 남성과 여성의 초기노동시장 성과를 비교할 수 있도록 대졸 남성으로 구성된 보정패널을 제공하고 있다.

5) 일자리 유형이 자영업자와 무급가족종사자인 비중은 전체 관측치의 6.5%로 크지 않다.

6) 임금은 핵심 변수이기 때문에 결측치를 따로 추정하지 않고 모두 제외하였다.

7) 성별 임금격차에 대한 자기효능감의 영향은 Big 5 결측치의 제외 여부와 관계없이 통계적으로 일치한다.

8) 월별 평균임금이 50만 원 미만인 경우는 46개, 주당 총근로시간이 10시간 미만인 경우는 22개이다.

9) 초과 및 특별 급여 결측치의 비율은 각각 4.8%, 5.8%이며, 결측치는 약 55%의 응답자가 보고한 최빈값인 0으로 추정하였다.

〈표 2〉 통합표본의 요약 통계량

변수명	평균(표준편차)	최소	최대
log(월별 총임금)	14.55 (0.35)	13.12	17.22
월별 총임금	2,216,183 (850533)	500,000	30,000,000
자기효능감	3.64 (0.54)	1	5
신경증	1.29 (0.52)	0	3
친화성	1.8 (0.39)	0	3
성실성	1.66 (0.42)	0	3
외향성	1.72 (0.46)	0	3
개방성	1.61 (0.41)	0	3
여성(=1)	0.41 (0.49)	0	1
연령	28.55 (2.19)	25	33
남성 보호자 학력(고졸 이상=1)	0.63 (0.48)	0	1
여성 보호자 학력(고졸 이상=1)	0.58 (0.49)	0	1
[최종 학력]고졸 이하	0.21 (0.41)	0	1
초대졸	0.33 (0.47)	0	1
일반대졸	0.42 (0.49)	0	1
대학원졸	0.04 (0.19)	0	1
혼인(=1)	0.17 (0.37)	0	1
자녀(=1)	0.09 (0.28)	0	1
근속기간(개월)	33.81 (26.2)	1	183
주당 총근로시간	47.92 (10.24)	10	156
정규직(=1)	0.85 (0.36)	0	1
상용직(=1)	0.91 (0.28)	0	1
노조 가입(=1)	0.09 (0.29)	0	1
[기업 규모]10명 미만	0.2 (0.4)	0	1
10~49명	0.23 (0.42)	0	1
50~99명	0.11 (0.31)	0	1
100~499명	0.19 (0.39)	0	1
500명 이상	0.29 (0.45)	0	1
[직종]관리직	0.006 (0.08)	0	1
경영재무직	0.269 (0.44)	0	1
사회서비스직	0.212 (0.41)	0	1
판매 및 개인서비스직	0.189 (0.39)	0	1
건설 및 생산직	0.307 (0.46)	0	1
농림어업직	0.002 (0.05)	0	1
군인	0.014 (0.12)	0	1
표본 수	8,231		

주: 월별 총임금은 월별 평균임금과 초과 및 특별 급여를 모두 합한 금액이다. 산업 더미가 분석에 포함되었으나 요약 통계량은 생략하였다.

10) 재학생의 77%가 남성이다.

〈표 3〉 성별에 따른 요약 통계량

변수명	남성	여성	성별 차이
log(월별 총임금)	14.64 (0.34)	14.42 (0.33)	0.21**
월별 총임금	2,409,670(911,441)	1,938,348(662,205)	471,322**
자기효능감	3.68 (0.54)	3.58 (0.54)	0.10**
신경증	1.19 (0.51)	1.43 (0.5)	-0.24**
친화성	1.81 (0.41)	1.80 (0.36)	0.01
성실성	1.69 (0.43)	1.63 (0.4)	0.05**
외향성	1.72 (0.47)	1.71 (0.43)	0.02
경험에 대한 개방성	1.62 (0.43)	1.6 (0.38)	0.03**
연령	29.23 (2.25)	27.58 (1.67)	1.66**
남성 보호자 학력(고졸 이상=1)	0.61 (0.49)	0.67 (0.47)	-0.06**
여성 보호자 학력(고졸 이상=1)	0.55 (0.5)	0.62 (0.48)	-0.07**
[최종 학력]고졸 이하	0.22 (0.41)	0.19 (0.39)	0.03**
초대졸	0.33 (0.47)	0.34 (0.47)	-0.01
일반대졸	0.41 (0.49)	0.44 (0.5)	-0.03*
대학원졸	0.04 (0.2)	0.03 (0.17)	0.01**
혼인(=1)	0.2 (0.4)	0.11 (0.32)	0.09**
자녀(=1)	0.11 (0.32)	0.05 (0.21)	0.07**
근속기간(개월)	34.39 (25.98)	33 (26.49)	1.39*
주당 총근로시간	49.22 (10.74)	46.07 (9.15)	3.15**
정규직(=1)	0.87 (0.34)	0.82 (0.39)	0.05**
상용직(=1)	0.92 (0.27)	0.9 (0.3)	0.02*
노조 가입(=1)	0.11 (0.31)	0.06 (0.24)	0.05**
[기업 규모]10명 미만	0.15 (0.36)	0.26 (0.44)	-0.11**
10~49명	0.22 (0.41)	0.23 (0.42)	-0.02
50~99명	0.11 (0.31)	0.11 (0.31)	0.00
100~499명	0.22 (0.41)	0.15 (0.35)	0.07**
500명 이상	0.31 (0.46)	0.26 (0.44)	0.05**
[직종]관리직	0.009 (0.093)	0.003 (0.057)	0.005**
경영재무직	0.206 (0.404)	0.36 (0.48)	-0.154**
사회서비스직	0.12 (0.325)	0.344 (0.475)	-0.224**
판매 및 개인서비스직	0.209 (0.407)	0.161 (0.367)	0.048**
건설 및 생산직	0.431 (0.495)	0.13 (0.336)	0.301**
농림어업직	0.004 (0.059)	0.001 (0.03)	0.003**
군인	0.022 (0.148)	0.001 (0.038)	0.021**
표본 수	4,852	3,379	

주: 월별 총임금은 월별 평균임금과 초과 및 특별 급여를 모두 합한 금액이다. 괄호 안의 수치는 표준편차이다. *, **는 평균 차이에 대한 t-test 결과이다. 산업 더미가 분석에 포함되었으나 요약 통계량은 생략하였다. ** p<0.01, * p<0.05

<표 3>은 청년층 성별 임금격차에 기여할 것으로 예측되는 관측 가능한 주요 특성의 성별 차이를 보여 준다. 먼저 월별 총임금의 성별 차이는 0.21 로그 포인트로, 남성이 여성에 비해 약 47만 원 더 많다. 이와 같은 차이는 대졸자를 분석한 유정미(2017)에서 나타난 0.24 로그 포인트보다 작은 것을 알 수 있다. 하지만 본 연구의 분석 대상을 대졸자로 한정했을 때의 성별 임금격차는 0.23 로그 포인트로, 선행연구의 결과와 크게 다르지 않았다.

주요 변수의 성별 차이는 다음과 같다. 자기효능감은 남성이 여성보다 평균적으로 0.1만큼 더 높았다. 정서적 안정성(신경증) 역시 남성이 여성에 비해 더 높았다. 친화성과 외향성은 성별에 따른 유의한 차이가 없었으며, 성실성, 경험에 대한 개방성은 모두 남성이 여성보다 더 높은 것으로 나타났다. 학력의 경우 남성에 비해 여성의 대졸 비중이 더 높았다. 직장 특성의 경우 여성에 비해 남성이 정규직 및 대규모 기업에 취업해 있는 비율이 더 높았다. 또한 성별 직종 분리가 존재하는 것으로 나타났다.

V. 분석 결과

1. 회귀분석 결과

본 연구에서는 통합표본 및 성별에 따른 회귀분석을 통해 비인지적 능력과 임금의 관계를 분석했다. <표 4>는 통합표본에 대한 분석 결과를 보여 준다. 1열은 자기효능감, 2열은 자기효능감과 Big 5를 설명 변수로 포함한 분석 결과이다. 3열은 노동시장 진입 이전에 결정된 변수로 볼 수 있는 성별 더미, 연령, 연도 및 지역 더미, 남성 및 여성 보호자 학력 더미를 추가한 결과이다. 4열에서는 취업 이전에 결정된 변수인 학력 더미를 추가했다. 5열은 취업 이후에 결정된 변수로 볼 수 있는 혼인 및 자녀 더미, 근속기간, 근속기간², 정규직 및 상용직 여부, 노조 가입 여부, 기업 규모 더미, 주당 총근로시간을 추가하여 분석한 결과이고, 마지막 6열은 7개의 직종 더미와 16개의 산업 더미를 추가한 분석 결과이다.

1~2열의 분석 결과는 다음과 같다. 1열에 비해 Big 5를 추가한 2열에서 자기효능감의 계수 추정치 크기가 감소한다. <표 4>에 보고하진 않았지만 Big 5 요인 중 특히 신경증이 분석에 추가될 때 자기효능감의 계수가 크게 감소했다. 이는 자기효능감과 신경증이 공통 요인을 가지고 있다는 점을 발견한 핵심자기평가에 관한 연구 결과와 일치한다(Judge et al., 2002). 신경증 역시 임금과 유의한 음의 관계를 보였고 외향성과 경험에 대한 개방성은 임금과 유의한 양의 관계가 나타났다.

<표 4> 통합표본 회귀분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
자기 효능감	0.112** (0.009)	0.082** (0.009)	0.077** (0.009)	0.071** (0.009)	0.049** (0.007)	0.054** (0.007)
신경증		-0.082** (0.011)	-0.037** (0.010)	-0.030** (0.010)	-0.019* (0.008)	-0.017* (0.008)
친화성		-0.003 (0.016)	-0.001 (0.015)	-0.008 (0.015)	-0.014 (0.012)	-0.016 (0.012)
성실성		0.007 (0.015)	0.014 (0.014)	0.019 (0.014)	0.012 (0.012)	0.012 (0.011)
외향성		0.039** (0.014)	0.037** (0.013)	0.038** (0.013)	0.025* (0.010)	0.029** (0.010)
개방성		0.040* (0.016)	0.008 (0.015)	-0.001 (0.015)	0.006 (0.012)	0.011 (0.012)
개인 특성			✓	✓	✓	✓
최종 학력				✓	✓	✓
취업 이후					✓	✓
산업, 직종						✓
표본 수	8,231	8,231	8,231	8,231	8,231	8,231
Adj. R ²	0.030	0.048	0.191	0.200	0.409	0.439

주: 종속 변수는 log(월별 총임금)이다. 모든 열에 상수항이 포함되었다. 3~6열에 통제 변수로 추가된 ‘개인 특성’은 성별 더미, 연령, 남성 및 여성 보호자 학력 더미, 연도 및 지역 더미를 포함한다. 4~6열에는 최종 학력 더미가 추가되었다. 5~6열에 추가된 ‘취업 이후’는 혼인 및 자녀 더미, 근속기간(개월), 근속기간², 정규직 더미, 상용직 더미, 노조 가입 여부, 기업 규모 더미, 주당 총근로시간을 포함한다. 6열은 산업 및 직종 더미가 추가되었다. 괄호 안의 수치는 개인 수준에서의 클러스터 표준오차이다. ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

3~6열의 분석 결과는 자기효능감, 신경증, 외향성이 임금과 유의한 관계가 있음을 보여 준다. 먼저 2열에 비해 3열에서 신경증의 계수 크기가 큰 폭으로 감소한다. 이러한 신경증 계수값의 감소는 성별 더미를 추가했을 때 발생한 현상으로, 이는 신경증이 성별과 밀접한 관련성이 있음을 보여 준다. 4열에 비해 5열에서 자기효능감, 신경증, 외향성에 대한 임금 보상 수준이 상대적으로 크게 감소하였는데, 이러한 감소는 5열에서 추가된 통제 변수 중 혼인 및 자녀 유무 더미가 아닌 근속 연수, 정규직 여부, 기업 규모 더미와 같은 직장 특성 변수로 인해 발생한 것이다. 마지막으로 6열은 직종 및 산업 더미가 통제될 때 핵심자기평가 지표인 자기효능감과 신경증의 계수 크기 변화가 거의 없었고, 외향성 역시 계수 크기 변화가 거의 없음을 보여 준다.

<표 5>는 성별에 따른 분석 결과를 보여 준다. 1~3열은 남성, 4~6열은 여성 표본에 대한 분석 결과이다. 1열과 4열은 자기효능감, 2열과 5열은 자기효능감

<표 5> 성별 회귀분석 결과

	남성			여성		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
자기 효능감	0.109** (0.012)	0.090** (0.012)	0.067** (0.010)	0.074** (0.013)	0.055** (0.013)	0.030** (0.010)
신경증		-0.024† (0.014)	0.006 (0.011)		-0.063** (0.016)	-0.046** (0.010)
친화성		-0.006 (0.020)	-0.022 (0.016)		0.013 (0.024)	-0.012 (0.017)
성실성		0.010 (0.020)	0.023 (0.015)		-0.019 (0.021)	0.004 (0.017)
외향성		0.044** (0.017)	0.034** (0.013)		0.031 (0.022)	0.027† (0.015)
개방성		0.021 (0.021)	-0.001 (0.016)		0.045* (0.023)	0.032† (0.017)
표본 수	4,852	4,852	4,852	3,379	3,379	3,379
Adj. R ²	0.030	0.035	0.375	0.015	0.027	0.436

주: 종속 변수는 log(월별 총임금)이다. 모든 열에 상수항이 포함되었다. (3)열과 (6)열에는 여성 더미, 연령, 남성 및 여성 보호자 학력 더미, 연도 및 지역 더미, 최종 학력 더미, 혼인 및 자녀 더미, 근속기간(개월), 근속기간², 정규직 더미, 상용직 더미, 노조 가입 여부, 기업 규모 더미, 주당 총근로시간, 산업 및 직종 더미가 포함되었다. 괄호 안의 수치는 개인 수준에서의 클러스터 표준오차이다.

** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

과 Big 5를 설명 변수로 포함하여 분석하였다. 3열과 6열은 <표 4>에서 사용한 통제 변수를 모두 포함하여 분석한 결과를 보여 준다.

분석 결과, 자기효능감과 임금의 유의한 양의 관계는 남성과 여성 모두에게서 나타나, 성별에 따른 차이가 발견되지 않았다. 반면, 신경증과 임금의 관계에서는 성별에 따른 차이가 존재했다. 여성의 신경증은 임금과 유의한 음의 관계인 반면(6열), 남성의 신경증 계수는 유의하지 않았다(3열). 그리고 외향성과 임금의 유의한 양의 관계는 남성 표본에서 강하게 나타났고 여성의 외향성은 유의수준 10%에서 임금과 양의 관계로 나타났다. 마지막으로 유의한 관계가 발견되지 않은 남성과 달리 여성의 경험에 대한 개방성은 유의수준 10%에서 임금과 유의한 양의 관계로 나타났다.

2. 통합표본 계수를 이용한 Oaxaca-Blinder 분해 결과

<표 6>은 통합표본 계수를 이용한 Oaxaca-Blinder 분해 결과를 보여 준다. 각각의 열에 포함된 통제 변수는 <표 4>와 동일하다. <표 6>의 패널 A는 전체 성별 임금격차를 구성효과와 임금구조효과로 분해한 결과이고, 패널 B는 구성효과를 세부적으로 분해한 결과이다. 세부 분해 결과의 항목 중 ‘비인지적 능력’은 자기효능감과 Big 5, ‘핵심자기평가’는 자기효능감과 신경증, ‘나머지 Big 4’는 친화성, 성실성, 외향성, 경험에 대한 개방성의 성별 임금격차에 대한 기여도의 총합을 나타낸다. 그리고 ‘직업 특성’에 포함된 변수는 산업 및 직종 변수를 제외한 노동시장 특성 변수이다.

먼저 패널 A를 살펴보면, 월별 총임금의 성별 차이는 0.2141로 여성의 임금에 비해 남성의 임금이 약 24% 더 높다. 모든 통제 변수가 포함된 6열을 보면, 구성효과의 크기가 0.1175, 임금구조효과의 크기가 0.0967로 전체 성별 임금격차의 약 55%가 구성효과에 의해 설명된다.

패널 B의 1열은 여성에 비해 남성의 더 높은 자기효능감이 성별 임금격차를 0.0098 로그 포인트만큼 설명함을 보여 준다. Big 5 성격 요인을 추가했을 때(2열), 자기효능감의 설명력은 0.0078로 감소하였고 신경증은 성별 임금격차를 0.0098만큼 설명하였다. 이를 모두 합한 자기평가 지표의 성별 임금격차에 대

〈표 6〉 통합표본 계수를 이용한 Oaxaca-Blinder 분해 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
패널 A						
log(월별총임금) 성별 차이	0.2141** (0.0100)					
구성효과	0.0098** (0.0017)	0.0190** (0.0032)	0.0767** (0.0059)	0.0691** (0.0061)	0.0946** (0.0079)	0.1175** (0.0089)
임금구조 효과	0.2043** (0.0100)	0.1951** (0.0102)	0.1374** (0.0107)	0.1450** (0.0107)	0.1195** (0.0093)	0.0967** (0.0097)
패널 B						
비인지적 능력:	0.0098** (0.0017)	0.0190** (0.0032)	0.0185** (0.0031)	0.0163** (0.0029)	0.0107** (0.0024)	0.0108** (0.0023)
핵심자기 평가	0.0098** (0.0017)	0.0176** (0.0029)	0.0169** (0.0028)	0.0148** (0.0027)	0.0097** (0.0022)	0.0096** (0.0021)
자기효능감	0.0098** (0.0017)	0.0078** (0.0015)	0.0080** (0.0015)	0.0074** (0.0014)	0.0051** (0.0011)	0.0056** (0.0011)
신경증		0.0098** (0.0026)	0.0089** (0.0025)	0.0074** (0.0025)	0.0046* (0.0020)	0.0041* (0.0019)
나머지 Big 4		0.0014 (0.0011)	0.0016† (0.0010)	0.0015† (0.0009)	0.0010 (0.0007)	0.0012 (0.0007)
친화성		0.0000 (0.0002)	-0.0000 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	-0.0002 (0.0003)
성실성		-0.0001 (0.0008)	0.0007 (0.0008)	0.0010 (0.0008)	0.0011 (0.0008)	0.0007 (0.0006)
외향성		0.0007 (0.0006)	0.0006 (0.0006)	0.0007 (0.0006)	0.0006 (0.0006)	0.0004 (0.0004)
개방성		0.0008 (0.0006)	0.0002 (0.0004)	-0.0000 (0.0004)	0.0000 (0.0004)	0.0001 (0.0003)
연령			0.0582** (0.0046)	0.0516** (0.0046)	0.0244** (0.0041)	0.0258** (0.0040)
보호자 학력			-0.0032** (0.0011)	-0.0019* (0.0009)	-0.0012† (0.0007)	-0.0016* (0.0008)
학력				-0.0006 (0.0013)	-0.0001 (0.0014)	-0.0004 (0.0014)
혼인, 자녀					0.0044** (0.0013)	0.0040** (0.0012)
직업 특성					0.0549** (0.0055)	0.0507** (0.0052)
산업, 직종						0.0273** (0.0044)
표본 수	8,231	8,231	8,231	8,231	8,231	8,231

주: 월별 총임금은 월별 평균임금과 초과 및 특별 급여를 모두 합한 금액이다. 상수항이 모든 열에 포함되었고, 3~6열에 지역 및 연도 더미를 포함하였다. ‘비인지적 능력’은 핵심자기평가와 나머지 Big 4, ‘핵심자기평가’는 자기효능감과 신경증, ‘나머지 Big 4’는 친화성, 성실성, 외향성, 개방성을 포함한다. ‘직업 특성’에 포함된 변수는 근속기간(개월), 근속기간², 정규직, 상용직, 노조 가입, 기업 규모, 주당 총근로시간이다. 괄호 안의 수치는 개인 수준에서의 클러스터 표준오차이다. ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

한 설명력은 8.2%이다. 2열에서 나머지 Big 4의 경우 성별 임금격차에 대한 설명력이 거의 없었다. 그중에서도 특히 외향성은 기존 통합표본 임금 회귀분석에서 임금과 유의한 양의 관계가 나타났지만, 외향성의 성별 차이가 존재하지 않아 성별 임금격차에 대한 설명력이 거의 없는 것으로 판단된다.

<표 6>의 3~6열의 결과는 자기평가 지표의 설명력이 통제 변수를 포함하더라도 여전히 유의하게 성별 임금격차를 설명함을 보여 준다. 핵심자기평가는 직업 특성 변수를 포함한 5열에서 설명력이 크게 감소한 반면, 직종 및 산업 더미를 포함했을 경우(6열)에는 설명력 변화가 없었다. 최종적으로 자기평가 지표는 성별 임금격차의 4.5%를 설명하였는데(6열), 자기효능감의 성별 차이가 2.6%, 신경증의 성별 차이가 1.9%를 설명하였다. 6열에서 나타난 나머지 Big 4의 설명력은 크지 않았고 통계적으로도 유의하지 않았다.

3. 임금분포 분해 결과

본 연구는 임금분포 분해를 통해 핵심자기평가 수준 변수인 자기효능감과 신경증이 포함될 때 증가하는 구성효과의 크기가 임금분포별로 이질적인지 여부를 분석한다. 변수가 추가됨에 따라 감소하는 임금구조효과의 크기는 추가된 변수로 인해 증가한 구성효과의 크기와 같다. 따라서 본 연구는 Melly(2006)에서 제안한 임금구조효과를 통해 구성효과의 크기 변화를 분석하였다. Melly(2006)에서의 임금구조효과는 식 (11)에서 알 수 있듯이 여성의 분위별 임금에서 여성의 반사실적 임금을 차감한 값이다. 이때 여성의 분위별 임금 및 반사실적 임금은 분위회귀 계수를 바탕으로 추정된 무조건부 분위함수 및 반사실적 임금분포를 통해 계산된다.

먼저, <표 7>은 임금분포 분해를 위한 선행 과정인 성별에 따른 분위회귀분석 결과를 보여 준다. 분위회귀분석 시, <표 4>의 6열에서 사용한 모든 통제 변수를 포함하였다. 핵심자기평가 지표인 자기효능감과 신경증에 대한 보상 수준은 임금분포에 따라 다르게 나타났다. 먼저 자기효능감을 살펴보면, 남성의 경우 임금의 하위 분포에서 상위 분포로 갈수록 임금에 대한 보상이 감소하는 경향이 발견된다. 반면 여성의 경우 임금분포의 10%인 저임금층을 제외한 중

상위층에서 자기효능감에 대한 임금 보상 수준이 전반적으로 비슷하면서 유의했다. 신경증의 경우, 남성은 임금과 유의한 관계가 발견되지 않았지만 여성의 신경증은 모든 임금 분위에서 유의한 음의 관계가 발견되었다. 특히 중위 임금에 비해 양 극단에서 신경증에 대한 임금 페널티가 큰 것으로 나타났다.

〈표 7〉 분위회귀분석 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	10%	30%	50%	70%	90%
패널 A. 남성					
자기효능감	0.087** (0.013)	0.055** (0.010)	0.068** (0.010)	0.067** (0.011)	0.046** (0.016)
신경증	0.013 (0.013)	-0.003 (0.009)	0.001 (0.009)	-0.004 (0.010)	0.021 (0.016)
친화성	-0.024 (0.018)	-0.012 (0.015)	-0.020 (0.016)	-0.034† (0.018)	-0.044† (0.024)
성실성	0.033† (0.018)	0.003 (0.012)	-0.002 (0.013)	0.006 (0.013)	0.008 (0.021)
외향성	0.025 (0.016)	0.034** (0.010)	0.035* (0.013)	0.041** (0.010)	0.032 (0.021)
개방성	-0.033† (0.019)	0.021† (0.013)	0.022 (0.014)	0.004 (0.015)	0.036 (0.023)
표본 수	4,582	4,582	4,582	4,582	4,582
패널 B. 여성					
자기효능감	0.013 (0.015)	0.039** (0.010)	0.032** (0.012)	0.032** (0.012)	0.036* (0.015)
신경증	-0.046** (0.016)	-0.029* (0.011)	-0.029** (0.009)	-0.036** (0.010)	-0.071** (0.016)
친화성	0.015 (0.025)	0.013 (0.015)	-0.017 (0.016)	-0.029† (0.015)	-0.076** (0.024)
성실성	-0.033 (0.027)	0.012 (0.016)	0.017 (0.018)	0.006 (0.016)	0.018 (0.022)
외향성	0.011 (0.026)	0.008 (0.015)	0.020 (0.014)	0.038** (0.013)	0.045* (0.020)
개방성	0.024 (0.027)	0.034* (0.016)	0.036* (0.015)	0.037** (0.014)	0.015 (0.024)
표본 수	3,379	3,379	3,379	3,379	3,379

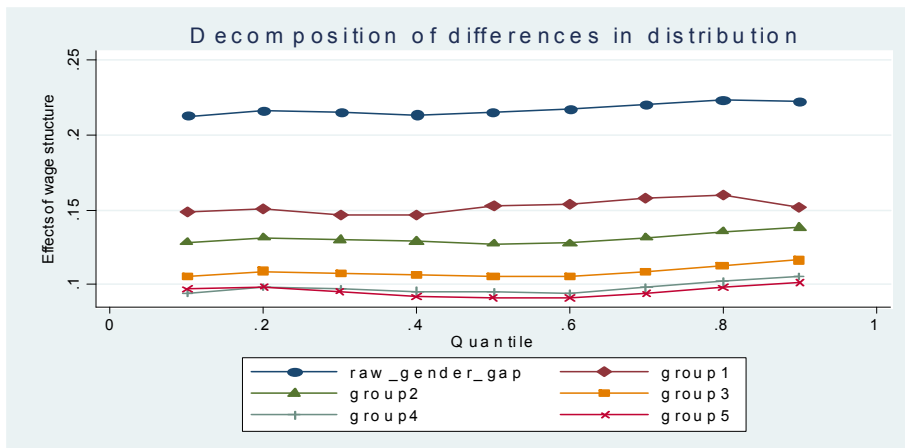
주: 종속 변수는 log(월별 총임금)이다. 모든 열에 상수항, 여성, 연령, 보호자 학력, 연도, 지역, 최종 학력, 혼인, 자녀, 근속기간(개월), 근속기간², 정규직, 상용직, 노조 가입, 기업 규모, 주당 총근로시간, 산업, 직종 변수가 포함되었다. 괄호 안의 수치는 200번 반복 추출하는 부트스트랩(Bootstrap) 표준오차이다. ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

친화성, 성실성, 외향성, 경험에 대한 개방성에 대한 분위회귀 결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저 남성과 여성 모두 친화성의 임금 페널티는 임금의 상위 분포에서 큰 것으로 나타났다. 이러한 친화성의 임금 페널티는 해외 연구에서도 발견되며(Mueller and Plug, 2006 ; Nyhus and Pons, 2012) 이타적 행동이 임금에 불리하게 작용할 수 있음을 보여 준다. 외향성의 경우 남성은 임금분포의 중위층에서, 여성은 주로 상위층에서 임금과 유의한 양의 관계가 발견되어 성별 차이를 보였다. 마지막으로 여성의 경험에 대한 개방성은 양극단을 제외한 임금의 중위층에서 임금과 유의한 양의 관계가 발견되었다.

[그림 1]은 식 (11)을 이용하여 계산한 임금구조효과를 그룹별로 나타낸 결과이다. [그림 1]의 그룹 1은 개인 특성 및 학력 변수이고 그룹 2에는 취업 이후에 결정된 변수인 혼인 및 자녀와 직장 특성 변수를, 그룹 3에는 직종과 산업 더미를 추가하였다. 그룹 4에는 본 연구의 관심인 자기효능감과 신경증을 추가하여 성별 임금격차 설명력이 임금분포에 따라 어떤 차이가 있는지 분석하였다. 마지막으로 그룹 5에는 신경증을 제외한 나머지 Big 4를 추가하였다.

먼저 성별 임금격차(raw_gender_gap)는 임금분포의 하위에서 상위로 갈수록 증가한다.¹¹⁾ 이러한 성별 임금격차 중 개인 특성 및 학력 변수가 포함될 때(그룹 1)

(그림 1) 임금분포 분해



11) 성별 임금격차의 로그값을 금액으로 환산하였을 때, 10분위에서의 성별 임금격차는 약 29만 원, 50분위에서 약 45만 원, 90분위에서 약 68만 원으로 나타났다.

임금 분위별 임금구조효과의 크기는 약 0.15~0.16 사이로 나타난다. 그룹 2의 꺾은선 그래프를 살펴보면, 성별 임금격차를 설명하는 혼인 및 직장 관련 변수가 추가되면서 임금구조효과가 그룹 1에 비해 감소하는데, 90분위의 경우 임금구조효과 감소폭이 상대적으로 작은 것을 알 수 있다. 직종과 산업 더미가 추가된 그룹 3의 경우 그룹 2의 임금구조효과와 비교하여 임금분포 전반에 걸쳐 임금구조효과가 대체로 일정하게 감소하는 것을 알 수 있다. 이는 직종 및 산업 더미로 인해 발생한 성별 임금격차 설명력이 임금분포에 따라 이질적이지 않음을 보여 준다.

본 연구의 주된 관심사인 핵심자기평가 지표를 추가한 그룹 4의 꺾은선 그래프는 그룹 3에 비해 모든 임금 분위에서 약 0.01 로그 포인트만큼 균등하게 임금구조효과가 감소함을 보여 준다. 이를 비율로 계산했을 때, 성별 임금격차의 4.5~5%에 해당한다. 이는 4.5%로 나타난 평균임금에서의 자기평가 지표 설명력과 대체로 일치한다. 따라서 임금분포에 따른 핵심자기평가에 대한 보상 수준이 성별에 따라 이질적이었던 분위회귀분석 결과와 달리, 핵심자기평가의 설명력은 임금 분위별로 이질성을 갖는 것이 아니라 모든 분위에서 일정하게 성별 임금격차를 설명하는 것으로 나타났다. 마지막으로 나머지 Big 4를 추가할 경우(그룹 5) 임금구조효과의 변화가 거의 없었다.

VI. 강건성 검정

본 연구에서는 누락 변수(omitted variable)와 역인과관계(reverse causality)로 인한 내생성 측면을 보완할 수 있는 강건성 검정을 실시하였다.¹²⁾ 첫째, 인지적 능력 변수를 포함한 임금 분해를 실시한다. 인지적 능력은 임금의 주요 결정 요인이며, 이를 통제하지 못할 경우 누락 변수로 인한 내생성 문제가 발생할 수 있다. 본 연구는 수능 등급과 대학 졸업 평점을 인지적 능력의 대리 변수(proxy variable)로 사용하여 임금 분해를 실시하였다. 수능 등급은 중3 및 고3 코호트

12) 취업자 분석에서 발생할 수 있는 선택 편향의 문제는 헤크만 표본선택모델 분석을 실시한 결과 존재하지 않는 것으로 나타났다.

에서만 관측 가능하였다.¹³⁾ 수능 등급은 1~9등급으로 제공되며 국어, 영어, 수학 3과목의 평균 등급을 이용하였다. 남성의 평균 등급은 5.59, 여성의 평균 등급은 5.09로 여성이 더 높았다. 대학 졸업 평점¹⁴⁾의 경우, 남성은 3.57, 여성은 3.66으로 졸업 평점 역시 여성이 더 높았다. 둘째, 과거에 측정된 자기효능감 변수를 이용한 임금 분해를 실시한다. 핵심자기평가 요인은 초기노동시장 성과로부터 영향을 받아 변동하는 역인과관계가 존재할 가능성이 있다. Bandura(1977)는 성취 경험이 자기효능감을 강화시킬 수 있는 주요 요인임을 언급하고 있는데, 이는 초기노동시장 성과가 자기효능감에 영향을 줄 수 있음을 보여 준다.¹⁵⁾

<표 8>은 수능 등급과 대학 졸업 평점을 포함한 임금 분해 결과를 보여 준다. 1열의 결과는 수능 등급을 제외한 모든 통제 변수가 포함된 분해 결과이며 2열은 수능 등급을 추가한 분해 결과이다. 3열은 대학 졸업자를 대상으로 대학 졸업 평점을 제외한 모든 통제 변수가 포함된 분해 결과이다. 4열에서는 대학 졸업 평점을 추가하였고 5열은 대학교의 특성을 통제하기 위해 대학교 더미를 추가한 분해 결과이다.¹⁶⁾ 패널 A는 성별 임금격차를 구성효과와 임금구조효과로 분해한 결과이고, 패널 B는 구성효과를 세부적으로 분해한 결과이다.

1~2열의 분해 결과, 패널 A의 성별 임금격차가 0.1512로 기존에 비해 크게 감소하였는데 이는 성별 노동시장 비교를 용이하게 해 주는 보정 패널이 제외되었기 때문이다. 이와 같이 과소 추정된 성별 임금격차는 핵심자기평가의 설명력 수준을 과대 추정할 여지가 있기 때문에 해석에 주의가 요구된다. 패널 B의 세부 분해 결과는 수능 등급이 포함되지 않은 1열에 비해 수능 등급이 포함되었을 때 주로 신경증의 설명력 감소가 나타나는 것을 보여 준다. 하지만

13) 고3, 중3 코호트 6,828개 관측치 중 수능 등급이 존재하는 관측치는 3,390개로 이는 50% 정도를 차지한다.

14) 대학 졸업자인 6,214개의 관측치 중에서 졸업 평점과 대학교명을 알 수 없는 143개를 제외한 6,071개의 관측치를 대상으로 분석하였다. 대학 졸업 평점은 대상자의 90%가 4.5점 만점이었기 때문에 4.5점 만점이 아닌 경우를 모두 4.5점 만점으로 변환하였다. 변환 방법은 학교마다 기준이 다르기 때문에 가장 간단한 방법을 이용하였다. 먼저, 4.0, 4.3점 만점인 경우 각각 졸업 평점에 0.5, 0.2를 더하였다. 그리고 100점 만점인 경우 (평점-55)/10을 이용하여 4.5점 만점으로 변환하였다.

15) 또 다른 핵심자기평가 요인인 정서적 안정성(신경증) 변수는 9차 연도에 측정되어 역인과 문제가 비교적 크지 않다.

16) 대학교 더미의 개수는 총 367개로 평균적으로 학교당 17개의 관측치가 존재하였다.

핵심자기평가의 설명력은 여전히 유의하며 설명력 변화도 0.0144에서 0.0120으로 크지 않아 수능 등급이 핵심자기평가의 설명력에 큰 영향을 주지는 않는 것으로 판단된다. 수능 등급은 여성의 임금에 유리하게 작용하였는데, 설명력의 크기는 0.0156으로 나타났다.

〈표 8〉 인지적 능력을 포함한 Oaxaca-Blinder 분해 결과

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	중3, 고3 코호트		대학 졸업자(초대졸, 일반대졸)		
패널 A					
log(월별총임금)	0.1512**	0.1512**	0.2292**	0.2292**	0.2292**
성별 차이	(0.0149)	(0.0150)	(0.0111)	(0.0111)	(0.0112)
구성효과	0.0791**	0.0692**	0.1438**	0.1398**	0.1340**
	(0.0134)	(0.0137)	(0.0105)	(0.0105)	(0.0120)
임금구조효과	0.0721**	0.0819**	0.0854**	0.0894**	0.0953**
	(0.0148)	(0.0147)	(0.0114)	(0.0114)	(0.0114)
패널 B					
비인지적능력 :	0.0168**	0.0144**	0.0125**	0.0120**	0.0103**
	(0.0038)	(0.0037)	(0.0026)	(0.0026)	(0.0025)
핵심자기평가	0.0144**	0.0120**	0.0116**	0.0113**	0.0102**
	(0.0035)	(0.0034)	(0.0024)	(0.0024)	(0.0023)
자기효능감	0.0066**	0.0060**	0.0053**	0.0051**	0.0043**
	(0.0019)	(0.0019)	(0.0012)	(0.0012)	(0.0011)
신경증	0.0078*	0.0059†	0.0063**	0.0062**	0.0059**
	(0.0031)	(0.0031)	(0.0022)	(0.0022)	(0.0022)
나머지 Big 4	0.0024†	0.0024	0.0009	0.0007	0.0001
	(0.0015)	(0.0015)	(0.0009)	(0.0009)	(0.0009)
인지적 능력 :					
수능 등급		-0.0156**			
		(0.0036)			
대학 졸업 평점				-0.0031**	-0.0033**
				(0.0011)	(0.0011)
표본 수	3,390	3,390	6,071	6,071	6,071
대학교 더미	-	-	X	X	O

주: 1~2열은 중3, 고3 코호트 중 수능 자료가 존재하는 대상을 분석한 결과이다. 3~5열은 대학 졸업자 중 대학 졸업 평점과 대학교명이 존재하는 대상을 분석한 것이다. 월별 총임금은 월별 평균임금과 초과 및 특별 급여를 모두 합한 금액이다. ‘비인지적 능력’은 핵심자기평가와 나머지 Big 4, ‘핵심자기평가’는 자기효능감과 신경증, ‘나머지 Big 4’는 친화성, 성실성, 외향성, 개방성을 포함한다. 모든 열에 상수항, 여성, 연령, 보호자 학력, 연도, 지역, 최종 학력, 혼인, 자녀, 근속기간(개월), 근속기간², 정규직, 상용직, 노조 가입, 기업 규모, 주당 총근로시간, 산업, 직종 변수가 포함되었다. 괄호 안의 수치는 개인 수준에서의 클러스터 표준오차이다.

** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

〈표 9〉 과거의 자기효능감을 이용한 Oaxaca-Blinder 분해 결과

	2015년 자료를 이용한 분석				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2015년 자기효능감	2013년 자기효능감	(2)열+ 대졸자	(3)열+ 졸업 평점	(4)열+ 대학교 더미
패널 A					
log(월별 총임금) 성별 차이	0.2087** (0.0125)	0.2087** (0.0125)	0.2158** (0.0140)	0.2158** (0.0140)	0.2158** (0.0140)
구성효과	0.1137** (0.0108)	0.1119** (0.0108)	0.1308** (0.0126)	0.1271** (0.0127)	0.1119** (0.0149)
임금구조효과	0.0950** (0.0125)	0.0969** (0.0125)	0.0850** (0.0146)	0.0887** (0.0146)	0.1039** (0.0149)
패널 B					
비인지적 능력 :	0.0124** (0.0031)	0.0110** (0.0030)	0.0116** (0.0033)	0.0113** (0.0033)	0.0119** (0.0033)
핵심자기평가	0.0111** (0.0029)	0.0094** (0.0028)	0.0103** (0.0030)	0.0101** (0.0030)	0.0109** (0.0030)
자기효능감	0.0062** (0.0016)	0.0039** (0.0014)	0.0032* (0.0014)	0.0030* (0.0013)	0.0027* (0.0013)
신경증	0.0048† (0.0025)	0.0055* (0.0025)	0.0071* (0.0029)	0.0071* (0.0029)	0.0082** (0.0029)
나머지 Big 4	0.0013 (0.0010)	0.0015 (0.0010)	0.0013 (0.0013)	0.0011 (0.0014)	0.0010 (0.0014)
인지적 능력 :					
대학 졸업 평점				-0.0030* (0.0014)	-0.0023† (0.0013)
표본 수	2,924	2,924	2,131	2,131	2,131
대학교 더미	-	-	X	X	O

주: 분석 대상은 2015년 자료이다. 1열의 자기효능감은 2015년에 측정된 것이고 2열의 경우, 2013년에 측정된 자기효능감을 2015년 자료에 연결한 것이다. 3~5열은 2열의 조건에 대졸자 조건을 추가하여 인지적 능력의 대리 변수인 대학 졸업 평점과 대학교 더미를 추가한 결과이다. 월별 총임금은 월별 평균임금과 초과 및 특별급여를 모두 합한 금액이다. ‘비인지적 능력’은 핵심자기평가와 나머지 Big 4, ‘핵심자기평가’는 자기효능감과 신경증, ‘나머지 Big 4’는 친화성, 성실성, 외향성, 개방성을 포함한다. 모든 열에 상수항, 여성, 연령, 보호자 학력, 연도, 지역, 최종 학력, 혼인, 자녀, 근속기간(개월), 근속기간², 정규직, 상용직, 노조 가입, 기업 규모, 주당 총근로시간, 산업, 직종 변수가 포함되었다. 괄호 안의 수치는 개인 수준에서의 클러스터 표준오차이다. ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

3~5열의 결과는 대학 졸업 평점 및 대학교 더미를 포함하더라도 핵심자기평가 설명력의 감소는 거의 없음을 보여 준다. 대학교 더미, 대학 졸업 평점을 포함하여 분석한 결과(5열), 자기효능감과 신경증의 설명력이 3열에 비해 크게 차이가 없고 여전히 유의한 것을 알 수 있다. 핵심자기평가의 설명력은 0.0102 로그 포인트로 성별 임금격차의 4.5%를 설명하는데, 이는 기존 결과에서 나타난 핵심자기평가의 설명력과 일치한다. 그리고 대학 졸업 평점은 수능 등급과 같이 여성의 임금에 유리하게 작용하는 것으로 나타났다. 이러한 수능 등급, 대학 졸업 평점을 이용한 강건성 검정 결과는 인지적 능력이 포함되지 않은 기존 결과의 강건함을 보여 준다.

<표 9>는 2015년(12차)에 측정한 임금 자료에 2013년(10차)에 측정한 자기효능감을 연결¹⁷⁾하여 분석한 결과를 보여 준다. 1열은 2015년 자료를 이용한 분석 결과¹⁸⁾이며, 모든 통제 변수를 포함하였다. 2열은 과거의 자기효능감을 이용한 분석으로, 2013년에 측정한 자기효능감을 2015년 자료에 연결하여 분석하였다. 3열은 대학 졸업자를 대상으로 2열과 같이 과거의 자기효능감을 이용한 분석 결과이다. 4열과 5열은 3열의 조건에 대학교 학점과 대학교 더미를 추가한 분석 결과이다.

패널 B의 구성 효과 세부 분해 결과에 의하면 1열에 비해 2열에서 자기효능감의 설명력이 다소 감소하나 핵심자기평가의 설명력은 여전히 유의한 것을 알 수 있다. 성별 임금격차에 대한 핵심자기평가의 설명력은 1열에서 5.3%, 2열에서 4.5%로 감소 폭이 크지 않다. 따라서 역인과관계 문제가 존재할 수는 있지만, 주요 분석 결과에 유의미한 영향을 미칠 정도는 아닌 것으로 판단된다. 또한, <부표 1>의 2015년 자기효능감에 대한 도구 변수로 2013년 자기효능감을 사용한 2단계 최소자승법 분석 결과¹⁹⁾는 자기효능감의 회귀 계수가 여전히 유의하며 기존에 비해 계수의 크기가 증가하는 것을 보여 준다(1~3열). 이는 역인과관계 문제가 크지 않을 가능성을 보여 준다.

17) 2015년의 2,924개 관측치 중 2,862개는 2013년의 자기효능감 자료가 존재하였고 연결이 되지 않는 62개의 관측치는 2015년 자기효능감을 사용하였다.

18) 단, Big 5는 9차에 측정한 자료이다.

19) 2단계 최소자승법 분석 시 통제 변수는 취업 이전 형성되었을 것이라 볼 수 있는 연령, 남성 및 여성 보호자 학력 더미, 최종 학력 더미, 지역더미만 포함하였다.

<표 9>의 3~5열은 과거의 자기효능감 변수를 사용함과 동시에 인지적 능력의 대리 변수인 대학 학점이 포함되더라도 자기평가 지표의 설명력은 거의 변화가 없음을 보여 준다. 누락 변수와 역인과관계를 모두 고려한 5열에서 핵심 자기평가의 설명력은 5%로 기존 결과인 4.5%와 상당히 유사하며 이는 본 연구의 결과가 강건함을 보여 준다.

VII. 결 론

본 연구는 초기노동시장 임금의 성별 차이를 자기효능감과 신경증으로 구성된 핵심자기평가 지표를 통해 얼마나 설명할 수 있는지 분석하였다. 청년층 분석을 위해 청소년기 시절부터 노동시장 진입 이후까지 추적 조사하는 「한국교육고용패널」의 10~12차년도 자료를 이용하였다. 성별 임금격차 분해를 위해 통합표본의 회귀 계수를 이용한 Oaxaca-Blinder 분해와 반사실적 분포를 이용한 임금분포 분해를 함께 실시하였다.

연구 분석 결과, 자기효능감과 신경증의 성별 차이가 여성의 임금에 불리하게 작용할 수 있음을 발견하였다. 임금 분해 결과, 학력, 개인 및 직장 특성을 모두 통제하고 난 뒤에도 자기효능감과 신경증은 성별 임금격차에 대한 유의한 설명력을 가지는 것으로 나타났다. 이는 남성에 비해 여성의 낮은 자기효능감과 정서적 안정성 수준이 성별 임금격차를 증가시킬 가능성이 있음을 시사한다. 또한 분위회귀에 기초한 임금분포 분해 결과, 자기평가 지표는 임금분포 전반에 걸쳐 비슷한 크기의 설명력을 가진 것으로 분석되었다.

본 연구 결과는 청년층의 성별 임금격차 감소에 있어서 비인지적 역량이 중요한 역할을 할 수 있음을 시사한다. 성별 임금격차 완화를 위해 기존의 교육 투자 수준, 직종 분리, 차별 등의 영향을 고려함과 동시에 심리적 요인, 그중에서도 자신에 대한 평가와 관련된 특성의 성별 차이에 관심을 가질 필요가 있다. 기존 연구에 의하면, 태도, 성격, 동기와 같은 비인지적 역량은 유년기나 청소년기의 정책적 개입 또는 교육 환경의 변화를 통해 개선될 수 있다(Heckman, Pinto, and Savelyev, 2013; Jackson, 2018; Kautz, Heckman, Diris, Ter Weel

and Borghans, 2014). 이에 비추어 볼 때, 노동시장의 성별 격차 개선을 위해 청소년기 교육 또는 훈련 정책에 자기평가 요인 발달을 위한 개입의 여지가 있다. 특히 청소년기 여성의 자기효능감과 정서적 안정성을 보다 적극적으로 향상시킬 방안을 모색할 필요가 있다.

참고문헌

- 고영근·안태현(2016). 「비인지적 특성과 청년층 노동시장 진입 및 성과」. 『고용직업능력개발연구』 19(2): 1~32.
- 금재호(2011). 「성별 임금격차의 현상과 원인에 대한 연구」. 『국제경제연구』 17(3): 161~184.
- 김수현(2015). 「한국의 성별 임금격차 변화에 대한 연구: 분위별 임금격차 양상」. 『사회경제평론』 48: 113~148.
- 김수현·이정아·정주연(2013). 「여성 중고령 노동자와 저임금 노동시장의 상호구성: 성차별과 연령차별의 중첩 및 일자리 분리에 대한 고찰」. 『노동정책연구』 13(3): 59~90.
- 김아영(1997). 「학구적 실패에 대한 내성의 관련변인 연구」. 『교육심리연구』 11(2): 1~19.
- 김아영·박인영(2001). 「학업적 자기효능감 척도 개발 및 타당화 연구」. 『교육학연구』 39(1): 95~123.
- 박현미(2020). 「노동조합과 성별임금격차: 1960~70년대를 중심으로」. 『여성경제연구』 17(1): 25~57.
- 안태현(2012). 「임금분포에 따른 한국의 성별임금격차 분석」. 『응용경제』 14(1): 127~149.
- 유정미(2017). 「청년세대 노동시장 진입 단계의 성별임금격차 분석」. 『한국여성학』 33(1): 107~155.
- 윤미(2016). 『대학생의 구직효능감에 관한 연구』. 이화여자대학교 대학원 석사논문.

- 이진권(2016). 「위험기피도 및 성격속성의 남녀 간 성별 차이에 관한 실험 연구」 『인문사회과학연구』 17 (1) : 565~588.
- 장광남(2020). 「성별 임금격차의 장기 추세와 요인분해분석」. 『노동경제논집』 43 (2) : 75~107.
- 장진희(2020). 「혼인과 자녀가 성별임금격차에 미치는 영향」. 『이화젠더법학』 12 (1) : 179~212.
- 정진화(2007). 「한국 노동시장에서의 성별 임금격차 변화- 혼인상태 및 직종특성별 비교」. 『노동경제논집』 30 (2) : 33~60.
- 한국직업능력개발원(2017). 「한국교육고용패널(KEEP)」 10~12차년도 자료. <https://www.krivet.re.kr/ku/ha/kuCAFIn.jsp>
- Ahn, T.(2015). “Locus of Control and Job Turnover.” *Economic Inquiry* 53 (2) : 1350~1365.
- Almlund, M., A. L. Duckworth, J. Heckman, and T. Kautz(2011). “Personality Psychology and Economics.” In *Handbook of the Economics of Education*. Elsevier, pp.1~181.
- Angrist, J. D., and J.-S. Pischke(2008). “Mostly harmless econometrics: An empiricist’s companion.” Princeton university press.
- Bandura, A.(1977). “Self-Efficacy: Toward a Unifying Theory of Behavioral Change.” *Psychological Review* 84 (2) : 191.
- Bandura, A.(2001). “Social Cognitive Theory: An Agentic Perspective.” *Annual Review of Psychology* 52 (1) : 1~26.
- Bertrand, M.(2011). “New Perspectives on Gender.” In *Handbook of labor economics*. Elsevier. pp.1543~1590.
- Bleidorn, W., R. C. Arslan, J. J. A. Denissen, P. J. Rentfrow, J. E. Gebauer, J. Potter, and S. D. Gosling(2016). “Age and Gender Differences in Self-Esteem - A Cross-Cultural Window.” *Journal of Personality and Social Psychology* 111 (3) : 396.
- Buser, T., G. Grimalda, L. Putterman, and J. van der Weele(2020). “Overconfidence

- and Gender Gaps in Redistributive Preferences : Cross-Country Experimental Evidence.” *Journal of Economic Behavior & Organization* 178 : 267~286.
- Caliendo, M., D. A. Cobb-Clark, C. Obst, H. Seitz, and A. Uhlendorff(2020). “Locus of Control and Investment in Training.” *Journal of Human Resources* 0318-9377R2.
- Caliendo, M., D. A. Cobb-Clark, and A. Uhlendorff(2015). “Locus of Control and Job Search Strategies.” *Review of Economics and Statistics* 97 (1) : 88~103.
- Chang, C. H., D. L. Ferris, R. E. Johnson, C. C. Rosen, and J. A. Tan(2012). “Core Self-Evaluations : A Review and Evaluation of the Literature.” *Journal of Management* 38 (1) : 81~128.
- Chen, G., S. M. Gully, and D. Eden(2001). “Validation of a New General Self-Efficacy Scale.” *Organizational Research Methods* 4 (1) : 62~83.
- Compte, O., and A. Postlewaite(2004). “Confidence-Enhanced Performance.” *American Economic Review* 94 (5) : 1536~1557.
- Costa Jr, P. T., A. Terracciano, and R. R. McCrae(2001). “Gender Differences in Personality Traits across Cultures: Robust and Surprising Findings.” *Journal of Personality and Social Psychology* 81 (2) : 322~331.
- Crosan, R., and U. Gneezy(2009). “Gender Differences in Preferences.” *Journal of Economic Literature* 47 (2) : 448~474.
- Digman, J. M.(1990). “Personality Structure: Emergence of the Five-Factor Model.” *Annual Review of Psychology* 41 (1) : 417~440.
- Drago, F.(2011). “Self-Esteem and Earnings.” *Journal of Economic Psychology* 32 (3) : 480~488.
- Filippin, A., and M. Paccagnella(2012). “Family Background, Self-Confidence and Economic Outcomes.” *Economics of Education Review* 31 (5) : 824~834.
- Fletcher, J. M.(2013). “The Effects of Personality Traits on Adult Labor Market Outcomes : Evidence from Siblings.” *Journal of Economic Behavior & Organization* 89 : 122~135.
- Furnham, A., and H. Cheng(2013). “Factors Influencing Adult Earnings : Findings

- from a Nationally Representative Sample.” *The Journal of Socio-Economics* 44 : 120~125.
- Heckman, J. J., J. Stixrud, and S. Urzua(2006). “The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior.” *Journal of Labor Economics* 24 (3) : 411~482.
- Heckman, J. J., R. Pinto, and P. Savelyev(2013). “Understanding the Mechanisms through Which an Influential Early Childhood Program Boosted Adult Outcomes.” *American Economic Review* 103 (6) : 2052~2086.
- Jackson, C. K.(2018). “What Do Test Scores Miss? The Importance of Teacher Effects on Non - Test Score Outcomes.” *Journal of Political Economy* 126 (5) : 2072~2107.
- Judge, T. A., A. Erez, J. E. Bono, and C. J. Thoresen(2002). “Are Measures of Self-Esteem, Neuroticism, Locus of Control, and Generalized Self-Efficacy Indicators of a Common Core Construct?.” *Journal of Personality and Social Psychology* 83 (3) : 693.
- Kautz, T., J. J. Heckman, R. Diris, B. Ter Weel, and L. Borghans(2014). “Fostering and Measuring Skills : Improving Cognitive and Non-Cognitive Skills to Promote Lifetime Success.” NBER Working Paper No. 20749.
- Lemoine, D.(2016). “The Process of Self-Discovery : Learned Helplessness, Self-Efficacy, and Endogenous Overoptimism.” University of Arizona Working Paper 16-01.
- Manning, A., and J. Swaffield(2008). “The Gender Gap in Early career Wage Growth.” *The Economic Journal* 118 (530) : 983~1024.
- McGee, A. D.(2015). “How the Perception of Control Influences Unemployed Job Search.” *Industrial and Labor Relations Review* 68 (1) : 184~211.
- Melly, B.(2006). “Estimation of Counterfactual Distributions Using Quantile Regression.” Discussion Paper, University of St. Gallen.
- Mueller, G., and E. Plug(2006). “Estimating the Effect of Personality on Male and Female Earnings.” *Industrial and Labor Relations Review* 60 (1) : 3~22.

- Murnane, R. J., J. B. Willett, M. J. Braatz, and Y. Duhaldeborde(2001). “Do Different Dimensions of Male High School Students’ Skills Predict Labor Market Success a Decade Later? Evidence from the NLSY.” *Economics of Education Review* 20 (4) : 311~320.
- Neumark, D.(1988). “Employers’ Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination.” *Journal of Human Resources*, pp.279~295.
- Niederle, M., and L. Vesterlund(2007). “Do Women Shy Away from Competition? Do Men Compete Too Much?.” *The Quarterly Journal of Economics* 122 (3) : 1067~1101.
- Nyhus, E. K., and E. Pons(2012). “Personality and the Gender Wage Gap.” *Applied Economics* 44 (1) : 105~118.
- Oaxaca, R. L., and M. R. Ransom(1994). “On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials.” *Journal of Econometrics* 61 (1) : 5~21.
- OECD(2020). Gender wage gap (indicator). doi : 10.1787/7cee77aa-en (Accessed on 02 October 2020).
- Robins, R. W., H. M. Hendin, and K. H. Trzesniewski(2001). “Measuring Global Self-Esteem : Construct Validation of a Single-Item Measure and the Rosenberg Self-Esteem Scale.” *Personality and Social Psychology Bulletin* 27 (2) : 151~161.
- Rotter, J. B.(1966). “Generalized Expectancies for Internal versus External Control of Reinforcement.” *Psychological Monographs : General and Applied* 80 (1) : 1~28.
- Santos-Pinto, L.(2012). “Labor Market Signaling and Self-Confidence : Wage Compression and the Gender Pay Gap.” *Journal of Labor Economics* 30 (4) : 873~914.
- Sherer, M., J. E. Maddux, B. Mercandante, S. Prentice-Dunn, B. Jacobs, and R. W. Rogers(1982). “The Self-Efficacy Scale : Construction and Validation.” *Psychological Reports* 51 (2) : 663~671.
- Sherman, A. C., G. E. Higgs, and R. L. Williams(1997). “Gender Differences in

- the Locus of Control Construct.” *Psychology and Health* 12 (2) : 239~248.
- Stajkovic, A. D., and F. Luthans(1998a). “Self-Efficacy and Work-Related Performance : A Meta-Analysis.” *Psychological Bulletin* 124 (2) : 240~261.
- Stajkovic, A. D., and F. Luthans(1998b). “Social Cognitive Theory and Self-Efficacy : Going beyond Traditional Motivational and Behavioral Approaches.” *Organizational Dynamics* 26 (4) : 62~75.
- Taylor, K. M., and N. E. Betz(1983). “Applications of Self-Efficacy Theory to the Understanding and Treatment of Career Indecision.” *Journal of Vocational Behavior* 22 (1) : 63~81.

〈부표 1〉 도구 변수 분석

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
자기 효능감	0.159** (0.035)	0.181** (0.049)	0.136** (0.050)	0.054** (0.007)	0.067** (0.010)	0.030** (0.010)
신경증	-0.018 (0.013)	0.006 (0.017)	-0.059** (0.021)	-0.017* (0.008)	0.006 (0.011)	-0.046** (0.010)
친화성	0.006 (0.019)	0.027 (0.024)	-0.026 (0.029)	-0.016 (0.012)	-0.022 (0.016)	-0.012 (0.017)
성실성	-0.016 (0.018)	-0.003 (0.024)	-0.034 (0.029)	0.012 (0.011)	0.023 (0.015)	0.004 (0.017)
외향성	0.038* (0.017)	0.033 (0.020)	0.047† (0.028)	0.029** (0.010)	0.034** (0.013)	0.027† (0.015)
개방성	0.004 (0.019)	-0.015 (0.025)	0.035 (0.029)	0.011 (0.012)	-0.001 (0.016)	0.032† (0.017)
개인 특성	✓	✓	✓	✓	✓	✓
최종 학력	✓	✓	✓	✓	✓	✓
취업 이후				✓	✓	✓
산업, 직종				✓	✓	✓
분석 모델	IV	IV	IV	OLS	OLS	OLS
분석 표본	전체	남성	여성	전체	남성	여성
표본 수	2,924	1,773	1,151	8,231	4,852	3,379
Adj. R ²	0.170	0.116	0.082	0.439	0.375	0.436

주: 종속 변수는 log(월별 총임금)이다. 1~3열은 2단계 최소자승법 분석 결과이며 2015년 자기효능감에 대한 도구 변수로 2013년 자기효능감을 사용하였다. 4~6열은 OLS 결과로 <표 4>, <표 5>의 결과와 일치한다. 모든 열에 상수항이 포함되었다. ‘개인 특성’은 성별 더미, 연령, 남성 및 여성 보호자 학력 더미, 연도 및 지역 더미를 포함한다. ‘취업 이후’는 혼인 및 자녀 더미, 근속기간(개월), 근속기간², 정규직 더미, 상용직 더미, 노조 가입 여부, 기업 규모 더미, 주당 총근로시간을 포함한다. 괄호 안의 수치는 개인 수준에서의 클러스터 표준오차이다. ** p<0.01, * p<0.05, † p<0.1

Core Self-Evaluation and Gender Wage Gap Among Young Workers

Goh Young-geun · Ahn Taehyun

The core self-evaluation(CSE) has recently drawn attention as an important determinant of labor market performance. We analyze how much the CSE explains the gender wage gap during the early phases of the labor market. We focus on self-efficacy and neuroticism among the four indicators of the CSE. We conduct Oaxaca-Blinder decomposition and counterfactual quantile regression decomposition using Korean Education & Employment Panel. We find self-efficacy and emotional stability are positively correlated with wage. We also find men have higher self-efficacy and emotional stability than women, which explains in total 4.5% of the gender wage gap (2.6% and 1.9%, respectively). In addition, the counterfactual decomposition results reveal that the CSE explains wage gaps constantly across the wage distribution.

Keywords : gender wage gap, core self-evaluation, self-efficacy, neuroticism, noncognitive ability