

노동시장 제도와 미스매치가 노동시장 성과에 미치는 영향: 국제 성인역량조사(PIAAC)를 통한 주요 국가의 비교*

류 기 락**

◀ 요약 ▶

노동시장에서 개인이 보유하고 있는 인적자원과 일자리에서 요구하는 역량이 상이하면, 인적자원이 효과적으로 활용되지 못하여 거시경제성과에도 부정적 영향을 미친다. 미스매치를 해소하기 위한 정책은 주로 인력수급 균형을 확보하기 위한 측면에서 논의되어 온 반면, 노동시장의 구조적 속성과 제도적 조건, 특히 노동시장 분절의 성격에 따라 미스매치가 노동시장 성과에 미치는 영향이 좌우될 수 있다는 사실은 상대적으로 간과되어 왔다. 본 논문에서는 국제 성인역량조사 자료를 활용하여 노동시장의 제도적 성격과 미스매치가 어떠한 양상으로 상호작용하여 노동시장 성과에 영향을 미치는가를 분석하였다.

노동시장에서 인적자원의 배치 및 보상과 관련된 성과 지표로서 비전형 근로 가능성과 직무 관련 직업훈련 참여, 임금을 분석한 결과, 전반적으로 이들 변수에 대한 미스매치의 부정적

* 본 논문의 초고는 2014년 한국사회정책학회춘계학술대회(5.3)와 2014년 한국정책학회하계학술대회(6.18)에 발표된 바 있다. 유익한 논의를 해주신 토론자 선생님들께 깊이 감사드린다. 또한 PIAAC 데이터분석을 도와준 한국직업능력개발원 황혜신 위촉연구원에게도 고마움을 전한다.

** 한국직업능력개발원 연구위원(ryukirak@krivet.re.kr)

영향이 확인되었다. 더불어 노동시장 분절이 단체교섭이나 노동시장정책의 성격, 실업급여의 관대성의 제도적 성격에 따라 미스매치의 부정적 효과를 강화하는 것으로 드러났다. 이러한 분석 결과는 인적자원의 효과적 배치와 활용을 위한 정책 개입이 비단 노동수급 균형 차원의 시각뿐만 아니라 노동수요의 구조적 성격, 즉 노동시장 분절을 완화하기 위한 구조개혁과 병행될 때 그 효과가 극대화 될 수 있음을 시사하고 있다.

주제어: 노동시장제도, 노동시장 분절, 학력 및 스킬 미스매치, 국제 성인역량조사 (PIAAC)

1. 문제제기

노동시장에서 수요와 공급의 불일치는 인적자원의 효과적 활용을 저해하고 임금이나 일자리의 질과 같은 노동시장 성과에도 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다(류기락, 2014; Hall and Soskice, 2001; OECD, 2013a). 여러 국가에서 미스매치를 해소하고 인적자원의 수급 균형을 달성하고자 하는 정책적 개입 또한 인적자원 배치와 활용의 효과를 극대화하기 위한 목적으로 이루어져 왔다. 그러나 과연 이러한 수급 균형 차원의 정책 개입만으로 노동시장 성과의 불평등을 해소하고 거시경제성과를 제고할 수 있는가? 노동시장의 인적자원 활용과 배치에 영향을 미치는 구조적 혹은 제도적 요인들이 노동시장 미스매치와 상호작용하여 노동시장 성과를 좌우하는 것은 아닌가? 이 논문에서는 바로 노동시장 제도와 미스매치의 상호작용이 노동시장 성과에 미치는 영향을 이론적, 실증적으로 규명하고, 노동시장에서 이 수급 중심 정책의 효과를 제고하기 위해서라도 구조적 분절의 해소가 병행되어야 함을 입증하고자 한다.

주지하다시피 공급중심 노동시장론에서는 노동시장에서 개인이 보유하고 있는 역량이 기업 혹은 직무에서 요구하는 스킬과 일치한다면, 인적자원의 총량이 효과적으로 활용되어 국민경제의 생산성이 제고될 것으로 파악하고 있다(Auer, 2002; Beer and Schils, 2009). 반면 노동수요와 공급의 불일치가 광범위하게 나타나면, 인적자본의 과소활용 (underutilization)으로 인하여 실업이나 비경활인구가 확대되어 국민경제의 활력이 저하되고 고용 또한 감소할 것으로 예상된다(Conti, 2001). 그러나 이러한 논의는 노동시장이

자유경쟁시장으로 작동한다는 전제에 기반하고 있다. 하지만 노동시장이 다양한 구조적 속성에 의해 분절되어 복수의 노동시장으로 존재하고 있고, 이들 부문 간의 분리가 공고하다면 단순히 인력수급 미스매치의 해소만으로 생산성 향상이나 고용 확대 등의 긍정적 성과를 기대하기는 어렵다.

그렇다면 과연 노동시장에서 분절은 어떠한 경로를 통해 개인이나 집단의 임금, 직업훈련 참여, 일자리의 질에 영향을 미치는가? 또한 분절의 효과는 (미스매치와 상호작용하여) 어떠한 과정을 매개로 하여 노동시장에서의 불평등을 구조화하는가? 본 논문에서는 이러한 문제에 답하고자 노동시장제도가 노동시장 분절의 영향을 구조화하는 메커니즘을 규명하고자 한다. 또한 노동시장 분절이 노동시장 성과에 미치는 영향이 국가별 노동시장 제도의 특성에 따라 상이한지를 살펴보고자 OECD 주요 국가에 대한 실증분석을 하고자 한다.

2. 이론적 논의

1) 노동시장 분절

노동시장 분절은 노동시장 정책의 주요 관심사이다. 자유주의 노동시장인 미국이나 영국 등에서는 이민자 증가에 따라 내국인과 이주민 사이에 노동시장 분리와 그에 따른 불평등의 문제에 주목한 여러 연구가 진행되었으며, 북구 사회민주주의 국가에서는 공공부문에서 사회서비스 투자 확대에 여성의 노동시장 참여가 증가함에 따라 노동시장에서의 직종 분리와 성별 불평등 등의 문제가 제기되었다. 한편 대륙 유럽 보수주의 국가에서는 사회보험 중심의 복지국가 체제에 따른 조기퇴직과 여성의 노동시장 참여를 억제하는 복지국가제도로 인해 남성생계부양자와 여성가사노동자, 청년층과 고령층 사이에서 복지국가의 계층화가 진행되기도 하였다(Esping Andersen 1990; 1999).

그밖에 한국이나 일본 등 동아시아 국가에서도 급속한 산업화와 불균등한 경제발전 등으로 인하여 도시와 농촌, 제조업과 서비스업, 공공과 민간 부문에 걸쳐 다양한 형태의 분절이 전개되었고 그 양상도 매우 복잡한 것으로 알려져 있다(정이환, 2011). 노동시장

의 분절은 보다 근본적으로는 자본주의 산업화와 탈산업화 과정에서 중심과 주변부의 분리와 그에 따른 노동력 활용 및 배치 전략의 차이에 기인한다. 또한 독점부문과 경쟁부문 간의 상품시장에서의 경쟁과 분리도 노동시장의 이중구조화에 영향을 미친다. 이처럼 노동시장 분절의 구조와 양상은 국가별, 시기별로 매우 다양하게 전개된다.

그러나 노동시장의 분절이 다양하다 하더라도, 노동시장 분절이 노동시장 내부에서 집단 간, 부문 간 격차 혹은 불평등이 구조화되는 가장 중요한 기제라는 점에서는 큰 이견이 없다고 할 수 있다. 더불어 노동시장 분절은 하나의 노동시장이 존재하는 것이 아니라 복수의 노동시장이 존재하는 것을 의미한다. 산업부문 간 불균형 발전과 기술구조변화와 더불어 노동시장 분절은 노동수요의 구조적 속성이며, 이것이 노동시장 제도에 의해 강화 또는 변형된다는 점에서 노동시장의 사회적 구성을 촉진하는 가장 중요한 요인이라 할 수 있다.

노동시장 분절이 실제 다양한 노동시장 집단의 경력 이동이나 고용, 소득 확보에 영향을 미치는 과정에서 노동시장 제도의 효과에 주목할 필요가 있다. 노동시장 분절이 실제 노동시장 성과에 영향을 미치는 과정에서 노동력의 배치와 활용, 임금과 고용 규모의 결정을 좌우하는 노동시장 제도에 의해 그 영향이 상쇄되거나 혹은 강화될 수 있다. 구체적으로는 단체교섭과 고용보호제도, 최저임금, 공공부문 고용 규모 등 노동시장의 제도적 속성에 의해 분절의 효과가 좌우될 수 있다(Häusermann and Schwander, 2010).

다른 한편에서 노동시장 분절은 노동시장 내에서 노동력의 수요와 공급, 배치와 활용을 결정하는 경계라 할 수 있다. 가장 대표적으로는 인적 속성이라 할 수 있는 성별, 연령 등에 따라 노동시장이 분절되어 있으며, 고용형태와 부문, 임금노동과 자영업 등의 구조적 요인에 의한 분절 또한 가능하다. Charpe et al.(2014)은 적극적 노동시장 정책이 정부가 최후의 고용주로서 노동시장에 개입하여 분절을 축소하고 거시 경제 안정성을 담보할 수 있다는 점을 강조하였다. Fernández-Kranz and Rodríguez-Planas(2010)은 분절노동시장에서의 파트타임 임금 페널티에 관한 분석에서 파트타임 일자리가 노동시장에서 분절을 악화시킨다는 점을 언급하고 있다. 특히 대륙유럽 국가에서 정규-임시직 고용에 대한 차별적 보호가 노동시장 분절을 강화할 수 있다는 점에 주목한다. Svalund(2013)는 북유럽 국가에서 정규직과 임시직 고용보호제도의 다양한 조합에 따라 노동시장 이행 유형에 차이가 나타나는지를 경험적으로 규명하였다. 분석결과에 의하면 실업에서 임

시직 고용으로 이행은 임시직 고용에 대한 규제가 낮고 정규직 고용에 대한 규제가 높은 스웨덴이나 핀란드에서 보다 빈번했다. 또한 임시직 고용에서 정규고용으로의 이행은 정규직 고용에 대한 규제수준이 덜 엄격한 덴마크와 엄격한 노르웨이에서 높은 것으로 나타났다. 이 연구는 노동시장에서의 분절을 임시직 고용에서 정규직 고용으로의 낮은 이동으로 해석하고 있다.

Kovalenko and Mortelmans(2013)는 노동이동과 노동시장 경력에 대한 연구에서 핵심-주변 노동시장의 분절을 정의하고, 복수의 결정적 이동의 국면이 묶여져 있음(bundled)을 규명하고 있다. 높은 수준의 노동이동과 경력 단절 모두 주변부 노동시장에서 특징적인 현상으로 노동시장 분절이론의 명제와 부합하는 것으로 간주된다. 특히 이들은 경력 이동의 복잡성과 전반적인 노동시장 경력 사이에는 부정적 관계가 있음을 발견하였다. Benassi(2013)는 4개 독일 자동차 산업 공장에서 중심-주변부 노동력 구성의 기업 간 차이를 파견노동의 측면에서 분석하였다. 스킬, 상품, 노동력 구성 간에 기계적 관계가 존재하는 것이 아니라 권력자원 기반 접근이 유효한 이론임을 강조하였다. 즉 직장 평의회와 전략에 따라 중심-주변부 노동력 구성에 큰 차이가 있음을 확인하였다. 공장의 사회적 배경이 기업수준 노사관계 못지않게 중요함을 강조하였다. 이들 연구는 노동시장 분절의 정치적/갈등적 성격을 강조한 것이다.

미시적 수준에서는 노동시장 분절은 노동시장 성과, 즉 임금이나 일자리의 질에도 영향을 미친다. 노동시장 분절은 개인의 노동시장 이동성(mobility)를 제한하는 효과를 갖는다. 신고전경제학의 주장처럼 노동시장이 자유경쟁시장의 속성과 비슷하다면 노동수요와 공급, 개인의 선택 등에 의해 일자리 간 이동이 상대적으로 활발할 것이다. 그러나 실제 노동수요와 공급의 의사결정과정에서는 정보와 자원, 재정적 제약, 비경제적 요인 등 다양한 조건들이 시장에서의 최적화를 불가능하게 한다. 만약 노동시장에서 이와 같은 구조적 속성에 의해 경계가 공고화다면 개인으로서는 노동경력 동안 일자리 이동 수준이 낮을 것으로 예상된다. 즉, 노동시장의 분절 수준이 높다면, 노동이동의 빈도가 상대적으로 낮다(Estevez-Abe. 2006; Iversen and Soskice, 2001).

2) 학력 및 스킬 미스매치

노동시장 분절은 인적자원의 배치와 활용의 효율성에도 영향을 미친다. 노동시장 내에서 노동의 이동성이 제한되어 있어 실제 직무에서 요구하는 지식, 기술, 역량이 노동자가 보유하고 있는 인적자원과 괴리된다면, 개인의 노동시장 성과에 부정적 영향을 줄 뿐만 아니라 거시경제적 효율성에도 영향을 미칠 것이다.

미스매치는 학교에서 노동시장으로의 이행 성과를 가늠하는 매우 중요한 지표라고 할 수 있다(OECD, 2013a). 학교교육과 직무에서 요구하는 스킬 간의 조응 여부를 나타내는 미스매치는 근로자의 생산성에 영향을 미쳐 노동시장 성과를 좌우한다. 한편으로는 학령기에 축적한 인적자본이 노동시장에서 효과적으로 활용되면 기업의 생산성이 제고될 뿐만 아니라, 국민경제 전체의 활력이 증진되어 거시경제 성과에 긍정적 영향을 미칠 것이다. 반면, 노동시장으로의 이행이 지연되거나 미스매치가 큰 규모로 발생한다면 청년실업 문제가 심각해지며, 기업 생산성에 부정적 영향을 미쳐 지속가능한 성장을 크게 저해할 수 있다. 청년고용과 관련하여 미스매치의 효과를 분석한 국내 연구에서도 주로 미스매치가 노동시장 이행 과정에 부정적 영향을 주고 있으며, 특히 정규직-임시직 간 고용보호 수준의 격차가 클수록 이러한 부정적 효과가 강화됨을 보여주고 있다(김용성, 2008; 김재훈, 2009; 남재량 외, 2011; 오호영, 2012; 이승렬, 2011).

기존 연구에서 학력과 스킬은 생산성의 대리 지표로서, 취업자의 임금과 일자리의 질과 밀접하게 연관되어 있는 것으로 간주된다(OECD, 2013a; 김세움 외, 2011; 임언 외, 2013). 그러나 실제로 직장에서 미스매치가 노동시장 성과에 영향을 주는 과정은 매우 복잡적이다.

미스매치의 발생 원인으로 학력 및 스킬 수준별 노동력 수요에 대한 차이, 즉 고학력 또는 고숙련 노동에 대한 기업의 수요를 살펴보아야 한다. 고학력 일자리와 저학력 일자리 분포의 국제 간 차이를 먼저 검토해 볼 필요가 있다. 다수 국가에서는 두 종류의 일자리의 규모는 서로 상충관계이다. 예컨대, 미국이나 영국 등은 교육 요구수준별 일자리 분포가 양극화되어 있는데, 저학력 수준 일자리가 다수 존재하면서 동시에 고학력 수준 일자리에 대한 수요가 상대적으로 커서 일자리 양극화(job polarization) 양상을 보여 준다

(Bosch, 2009). 반면, 일부 국가에서는 중간 학력수준을 요구하는 일자리가 다수 분포하고 있는데, 이러한 차이는 각 국가별로 생산전략 및 고용주의 인적자원관리 전략, 국제분업 구조에서의 위치 등이 서로 다르기 때문에 생겨난다(Autor, Katz, and Kearney, 2008; Dustmann, Ludsteck, and Schönberg, 2009; Goos, Manning, and Salomons, 2009).

국가 간 일자리 필요학력 수준 차이의 원인으로는 생산기술의 발전 정도의 차이와 고용주 채용전략의 차이를 들 수 있다. 첫째, 국가별로 생산기술 발전 수준의 차이로 인해 고급 지식을 요구하는 일자리의 규모가 상이하고, 그 결과 이러한 일자리에 필요한 인력 채용전략이 다를 수 있다. 즉, 노동시장에서의 이동이 활발하고 고등교육에 기반을 둔 일반 숙련이 효과적으로 공급되는 국가에서는 고용주가 고숙련 노동에 필요한 인력을 외부 노동시장에서 채용할 것으로 기대할 수 있다. 반면, 노동시장이 업종, 고용형태, 성별, 연령 등에 따라 분절되어 있고, 노동시장 내 이동이 원활하지 않지만 현장훈련을 통한 숙련 형성이 제도적으로 뒷받침되는 경우에는 고숙련 노동에 대한 내부조달이 지배적인 것으로 예상된다(Busemeyer, 2009; Hall and Soskice, 2001; Estevez-Abe et al., 2001; Iversen and Stephens, 2008; Thelen, 2004).

둘째, 일자리의 학력 요구수준이 높다고 하더라도 이것이 반드시 직무복잡성 증대로 귀결되지 않는다는 점을 고려해야 한다. 선별가설(Spence, 1973)에 따르자면, 고용주가 학력 수준으로 구직자를 선별한다면, 전체 인구의 교육수준이 증가될수록 고용주는 인력을 채용하고자 하는 일자리의 직무 복잡성이 증가하지 않더라도 채용기준(요구 학력 수준)을 높이기 때문에 학력 미스매치가 발생할 수 있다.

셋째, 교육 및 일자리에서 획득한 스킬과 노동시장에서 필요한 스킬 간의 매치 문제가 대두된다. 노동시장에서 매칭 적합성이 높으면 인적자본 활용을 극대화하여 생산성을 제고함으로써 지속가능한 성장을 이끌 수 있다. 반면, 개인 차원에서 학력 및 스킬 미스매치는 직장에 대한 만족도와 임금에 영향(부정적)을 주고, 기업 단위에서는 이직률과 생산성에, 국민경제 수준에서는 실업과 GDP 성장에 영향을 주게 되며, 결과적으로 인적자본 축적 또는 생산성 변동을 결정하게 된다.

예외적으로 미스매치가 생산성에 긍정적 영향을 미칠 수도 있다. 이는 일자리에 필요한 숙련 수준보다 높은 학력과 인력을 보유하더라도 이들이 동료효과(peer effect)를 통해 생산성에 긍정적인 영향을 미칠 가능성이 있다는 주장이다. Kämpelmann and

Rycx(2012)은 학력과잉으로 인해 고숙련 인적 자본 풀을 보유함으로써 교육수준이 높은 근로자가 자신의 직무 성격뿐만 아니라 동료의 직무에도 긍정적인 영향을 줄 수 있다는 점을 그 근거로 제시하고 있다.

최근 우리나라에서도 학력 및 스킬 미스매치에 관한 연구가 활발하게 진행되어 왔으나, 선행 연구에서는 주로 ‘미스매치의 존재’ 여부에 대한 주관적 인식을 기준으로 노동시장 성과에 미치는 영향 등을 추정하였다(김세움 외, 2011; 임언 외, 2012). 본 연구에서는 PIAAC 자료를 활용하여 학력 및 스킬 미스매치를 규명하고, 미스매치와 노동시장 분절을 결합하여 일자리의 질과 소득에 미치는 영향을 파악한다.

학력 미스매치와 스킬 미스매치가 노동시장 성과에 미친 영향에 대해서는 상당히 많은 연구가 진행되어 왔다. 미스매치가 개인적 수준에서 직무만족도를 낮추고 잦은 이직을 유발하며, 정규교육단계에서의 투자 유실을 초래해 부정적 성과를 낳는다는 의견이 다수를 이룬다(임언 외, 2012). 미스매치의 유형에 따라 학력과잉과 학력부족의 효과를 구분한 경우도 있다. 스킬 미스매치의 효과에 대해서는 스킬 미스매치가 지속되면 부정적 효과가 두드러진다는 의견이 있는가 하면(Sloane et al., 1999; Dolton & Vignoles, 2000), 스킬 과잉의 경우 학력 과잉과 마찬가지로 사회적 낭비를 초래하지만 장기적으로는 스킬 보유로 인해 긍정적 효과가 실현될 수 있다는 견해도 있다. 스킬 부족은 새로운 생산기술 등의 현장 적용에 방해가 되어 부정적 효과를 초래한다는 견해가 지배적이다. 요컨대 학력/스킬 미스매치가 과잉 또는 부족 여부에 따라 그 효과가 상반된다는 의견도 일부 있으나 다수는 미스매치의 수준에 관계없이 부정적 효과를 초래한다는 입장을 보여주고 있다.

학력과 스킬에 대한 수요자인 기업의 입장에서 학력과잉이나 스킬 과잉을 선호할 가능성이 없는 것은 아니다. 예컨대 선별가설의 이론을 적용하자면 기업이 의도적으로 과잉학력이나 과잉스킬을 보유한 구직자를 채용함으로써 복잡한 채용과정 마련에 따르는 비용을 절감한다. 그러나 이러한 경우에도 장기적으로는 채용된 근로자의 만족도 저하와 잦은 이직으로 노동시장 성과가 낮다.

다수 연구에서는 학력 및 스킬 미스매치가 노동시장 성과에 부정적 영향을 주는 것으로 파악하고 있다. 이와 관련하여 미스매치가 임금, 직무만족도, 이직 등의 성과에 미치는 영향에 대한 다양한 분석이 시도되었다(Berg, 1970; Cohn & Khan, 1995; Duncan & Hoffman, 1981; Groot & Maassen van den Brink, 2000; McGuinness, 2003; Quinn &

Mandilovich, 1975; Sattinger, 1993; Shockey, 1989; Tsang & Levin, 1985).

미스매치의 부정적 임금효과는 누락변수의 효과 혹은 일시적인 현상으로 간주되기도 하지만, 비교적 일관된 경향을 보여준다. Berg(1970)는 학력 미스매치가 직무만족도에 부정적 영향을 준다는 점을 실증하였다. Galasi(2008)는 25개 유럽국가에서 학력 미스매치의 효과를 경험적으로 분석한 결과가 미스매치의 부정적 효과가 장기적으로 상쇄된다는 인적자본 이론의 가설이 지지되지 않고, 직무경쟁이론의 가설과 일치한다는 사실을 보여주고 있다.

자본주의 다양성론(Hall and Soskice, 1999; Estevez-Abe et al., 2001)에서는 제도의 비교우위를 구성하는 중요한 요인으로 스킬에 주목하며, 생산체제의 성격에 따라 고용주가 필요로 하는 스킬의 유형에 차이가 있다는 점을 강조한다. 스킬의 통용가능성을 기준으로 일반스킬과 특수스킬로 구분하며 조정시장경제에서는 특수스킬에 대한 수요가 높으며 이를 뒷받침하기 위해서 초기직업교육훈련, 다양한 노동시장 조정기제, 관대한 복지제도 등이 뒷받침되어야 함을 강조한다. 반면 자유시장경제에서는 일반스킬에 대한 수요가 높으며 이는 시장에서의 일반스킬에 대한 높은 보상이 뒷받침되어야 한다. 자본주의 다양성론은 스킬형성체제가 일자리의 질과 노동시장 이중구조화에 미친 영향을 규명한 의의가 있으나 스킬이 노동시장 성과에 미치는 영향이 구체적으로 어떠한 제도적 조건에 따라 변화하는지에 대한 경험연구는 상대적으로 드문 편이다.

Gallie(2008)는 조직노동의 성격이 고용체제 유형을 결정하는 가장 중요한 요인임을 지적하고 있다. 그는 통합적/이중구조적/시장중심 고용체제를 구분하고 취약계층에 대한 적극적 노동시장정책의 지출 규모, 임금격차 축소 및 고용기회 평등 제고를 위한 국가개입 수준이 체제에 따라 상이함을 강조하고 있다. 특히 이중구조적 체제에서 정규직과 임시직의 고용보호 수준 차이가 커서 노동시장 분절이 강화됨을 지적하고 있다. 그러나 이 연구 또한 고용체제에 대한 유형분류가 이론적 논의 수준에 머물고 있으며 실증 분석 또한 기술통계의 비교에 머물고 있어 실제 노동시장 분절과 미스매치의 효과를 경험적으로 규명하는데 한계가 있다.

Hanushek(2013)은 PIAAC 자료를 활용하여 스킬에 대한 수익을 국가별로 비교하고, 국가별 노동시장 제도가 스킬의 임금효과에 어떤 영향을 주는지를 분석하였다. 기존 인적자본 이론의 임금결정방정식이 스킬의 차이를 학력이수로 간주한데 반해 PIAAC 자료

의 다양한 스킬 변수를 활용하여 지식기반 노동시장에서 스킬에 대한 보상의 규모를 추정하는 것이다. 분석결과 핵심정보처리역량은 정의 임금효과를 갖는 것으로 드러났다. 국가별 차이도 두드러지는데, 자유시장경제의 대표적 사례인 미국의 경우 스킬의 임금 수익률이 가장 높은 반면 북구 사회민주주의국가에서 스킬의 수익률은 미국의 절반에 불과하였다. 또한 노조조직률과 고용보호제도, 공공부문 고용은 임금압축을 통해 스킬의 수익률을 낮추는 것으로 확인되었다. 요컨대 노동시장제도가 여러 방식으로 노동시장 성과를 좌우하는 국가에서 스킬의 임금효과는 상대적으로 낮은 것으로 확인되었다. 이는 또한 일반스킬에 대한 보상이 높은 국가에서 PIAAC의 스킬 효과가 큰 것임을 알 수 있다. 이 연구는 노동시장 제도가 스킬의 임금효과에 영향을 미치는 메커니즘을 실증한 의의가 있으나, 노동시장 분절에 대한 분석은 논의되고 있지 않다.

3) 노동시장 분절과 미스매치에 따른 노동시장 성과

지금까지 노동시장 분절의 형태와 수준에 따라 개인의 노동시장 성과가 좌우된다는 점을 이론적으로 논의하였다. 더불어 학력과 스킬 미스매치가 노동시장 성과에 전반적으로 부정적 영향을 미친다는 것을 파악하였다. 그렇다면 노동시장 분절과 미스매치는 어떠한 양상으로 일자리의 질이나 임금에 영향을 미치고 있는가? 또한 그러한 상호작용의 양상이 과연 노동시장 제도나 복지국가 체제에 따라 상이하게 드러나는가?

노동시장 분절과 미스매치의 상호작용에 대한 연구는 매우 드문 편이다. 예외적으로 (Allen and Van der Velden(2001)과 OECD(2011)에서는 노동시장 분절이 크지 않아 노동이동이 원활한 경우 근속이 증가함에 따라 스킬 미스매치의 부정적 현상이 강화되지 않는다는 가설을 제시하였다. 즉, 노동시장 분절을 강화할 가능성이 높은 제도는 미스매치의 부정적 효과를 더욱 두드러지게 한다는 주장이다. 따라서 정규직과 임시직 고용보호 격차가 크면, 미스매치의 부정적 효과가 더욱 강화될 수 있다. 요컨대, 노동시장 내 분절이 강화되면, 생애경력 내에서 입직과 승진, 임금 보상 등이 노동시장의 경계 내에서 이루어지게 되며, 이러한 분절은 사회 계층화를 결정하는 중요한 요인이 된다(Esping-Andersen, 1999).

반면 노동시장에서의 내부자와 외부자의 경계를 완화시킬 가능성이 높은 제도나 정책은 미스매치의 부정적 효과를 상쇄할 것으로 기대된다. 적극적 노동시장 정책의 경우 구조적 실업에 따른 노동시장 이동을 강화하는 데 기여하여 분절의 부정적 효과를 상쇄할 것으로 기대할 수 있다. 반면, 조직노동이 내부자의 독점적 이익을 강화하는 방식으로 영향력을 행사한다면, 노조조직률이 높을수록 미스매치가 노동시장 성과에 미치는 부정적 영향이 강화될 수 있다.

3. 분석 모형 및 자료

1) 분석 모형

본 논문의 핵심 문제는 노동시장 분절과 미스매치의 상호작용을 경험적으로 입증하는데 있다. 이를 위해서 우선 개별 국가의 노동시장 분절 수준을 정규직-임시직 고용 간 고용보호 수준의 상대적 격차로 측정한다¹⁾. 이는 국제 성인역량조사 자료가 국가 간 비교가 가능한 횡단 자료임을 감안하여 분절의 대표적 경계인 고용형태의 효과를 파악하고자 한 것이다. 미스매치는 개인이 보유한 학력과 역량이 실제 일자리에서 요구되는 학력이나 역량과 일치하는지 여부에 따라 학력 및 스킬 미스매치 여부를 파악하였다.

본 논문에서 학력 및 미스매치는 아래 [표 1]과 같은 기준으로 개인 수준에서 판별하였다. 국가 간 비교를 위해서 직종 대분류 수준(ISCO2008-2 digit)에서 요구학력 및 역량과 보유 학력 및 역량의 일치 여부를 판정하고 이를 기준으로 미스매치 변수를 코딩하였다.

1) 노동시장에서의 분절은 개별 국가 노동시장의 특성에 따라 성별, 연령 등의 인적 속성뿐만 아니라 고용형태와 기업규모, 임금노동과 자영업 등의 구조적 요인에 의해 상이한 양상을 보인다. 본 논문에서는 가장 대표적인 분절의 경계를 정규-임시 고용 간 고용보호 수준의 차이로 간주하고 그 효과를 경험적으로 분석하고자 한다. 성별이나 연령, 기업 규모 및 고용 부문에 따른 분절의 효과를 파악하기 위해서는 또 다른 연구가 필요하다.

[표 1] PIAAC의 학력 및 스킬 미스매치 측정

유형		측정도구
학력 미스매치		- 응답자의 최종 학력이 현재 일자리에 취업하기 위해 요구되는 학력과 일치하는 경우에는 적정 학력, 높은 경우에는 학력 과잉, 낮은 경우에는 학력 부족으로 분류 - 학력 미스매치는 학력과잉이거나 학력부족인 경우
스킬 미스매치 (언어능력 및 수리력, 컴퓨터 기반 문제해결력)	적정 스킬	1) 아래의 두 질문에 모두 '아니요'라고 응답한 경우 ① "귀하는 현재 하는 일보다 더 어려운 일을 해낼 수 있는 능력을 가지고 있다고 생각하십니까?" ② "귀하는 현재 업무를 무리 없이 수행하기에는 능력이 부족해서 추가적인 훈련을 받아야 한다고 생각하십니까?" 2) 스킬 과잉과 스킬 부족 집단에 해당하지 않는 경우
	스킬 과잉	위의 두 질문 중 하나라도 '예'라고 응답한 자 중, 적정 스킬 집단 역량 값의 상위 5%에 속하는 경우
	스킬 부족	위의 두 질문 중 하나라도 '예'라고 응답한 자 중, 적정 스킬 집단 역량 값의 하위 5%에 속하는 경우

자료: 류기락(2014)

분석모형은 식(1) - (2)과 같다. 노동시장 분절과 미스매치의 효과를 파악하기 위해 종속변수는 대표적인 노동시장 성과 변수인 비전형 근로 여부, 직무관련 직업훈련 참여 여부, 그리고 로그 월평균 임금이다. 비전형 근로는 고용계약기간의 정함이 없고 전일제 근로인 경우 중 하나라도 해당되지 않는 경우를 의미한다. 직무관련 직업훈련 참여 여부는 지난 한 해 동안 직무능력 향상을 위한 형식/비형식 교육훈련에 참여한 적이 있는지 여부에 대한 응답이다. 양자 모두 노동시장에서 일자리의 질과 관련되어 있는 변수이다. 식(1)은 비전형 근로 여부와 직업훈련 참여 여부를 로지스틱 회귀모형으로 추정한 것이며, 식(2)는 로그 월평균 임금을 최소자승모형(OLS)으로 추정한 결과이다. 모형 추정과정에서 개인의 역량점수(수리력)를 설명변수로 포함하였으며, 반복표집오차와 다중보정오차를 조정하여 회귀계수를 추정하였다.

$$\text{식(1)} \log\left(\frac{p_{ic}}{1-p_{ic}}\right) = \beta_0 + \beta_1 C_{ic} + \beta_2 M_{ic} + \beta_3 (M_{ic} \times N_c) + \gamma\chi + \mu_c + \epsilon_{ic}$$

where $\epsilon_{ic} \sim \text{logistic}(0,1)$

$$\text{식(2)} \ln y_i = \beta_0 + \beta_1 C_{ic} + \beta_2 M_{ic} + \beta_3 (M_{ic} \times N_c) + \gamma\chi + \mu_c + \epsilon_{ic}$$

설명변수 C_{ic} 는 개인의 역량을 나타내는 변수이다. 국제 성인역량조사(PIAAC: Programme for the International Assessment of Adult Competencies)에서 언어능력, 수리력, 컴퓨터 기반 환경에서의 문제해결력으로 측정되며 핵심정보처리역량으로 일컫는다. 이 변수는 개인이 정규교육과정뿐만 아니라 일상생활에서 획득한 인적자원의 수준을 나타내며, 교육수준이나 노동시장 경험 등 대리변수가 아니라 실제 역량에 대한 평가(Direct Assessment)를 통해 엄격하게 측정된 변수이다²⁾. β_1 은 개인 역량에 대한 수익을 나타내는 회귀계수이다. M_{ic} 는 학력 및 스킬 미스매치 여부를 나타내는 변수이다. 따라서 M_{ic} 는 미스매치 여부에 따라 고용과 임금 성과에 미치는 영향을 측정한다. β_2 는 미스매치 여부에 따른 고용 및 임금 효과를 나타내는 회귀계수이다.

$M_{ic} \times N_c$ 는 미스매치 여부와 노동시장 분절 정도의 상호작용, 그리고 미스매치 여부와 국가 제도 변수(N_c)의 상호작용항으로서 이 논문에서 가장 중요한 변수이다. 학력 미스매치와는 다르게 스킬 미스매치 변수의 측정방법은 개인의 주관적 인식과 해당 국가 내 직종 수준의 스킬 점수 분포를 함께 고려하여 최종적으로 미스매치 여부를 판별한 것이다.³⁾

주지하다시피 노동시장에서 임금 및 고용성과는 비단 개인의 인적자원뿐만 아니라 노동시장에서 임금과 고용을 결정하는 규칙인 노동시장 제도와 복지국가의 제도 효과에 의해 영향을 받는다. 따라서 N_c 는 노동시장 제도와 복지국가 효과를 파악하기 위해 국가별 제도적 속성을 나타낸다. 노동시장 관련 변수로는 노동조합 조직률, 단체교섭의 중앙 집중화 정도, 정규직과 임시직에 대한 고용보호제도의 차이가 포함되어 있다. 복지국가 제도 관련 변수로는 실업급여 제도의 관대성(Unemployment Insurance Generosity), 적극적인 노동시장 정책 상대 지출 비율(ALMP/PLMP expenditure ratio)이 포함되어 있다. 국가 고정효과를 추정하기 때문에 N_c 는 M_{ic} 와의 상호작용항만을 모형에 포함한다. β_3 는 노동

2) 본 논문에서는 수리력 점수를 활용하여 회귀계수를 추정하였다. 언어능력 점수와 수리력 점수는 모두 개인의 핵심정보처리역량을 나타내며 상관관계가 매우 높은 것으로 알려져 있다(OECD, 2013b). 언어능력 점수를 활용하여 분석한 결과도 본 논문의 분석결과와 거의 차이가 없다.

3) 이러한 측정방법은 주관적 인식에 기초한 측정방법을 보완하는 장점이 있으나, 한편으로는 사후 분포에서 미스매치 여부를 판단하는 기준이 상대적으로 자의적일 수밖에 없다는 단점이 있다(OECD, 2013b). 이를 보완하기 위해서 본 논문에서는 스킬 미스매치 회귀분석에서 95/5분위를 각각 기준점으로 사용하되, 90/10분위와 80/20분위로 기준점(cut-off)을 변경하여 스킬 미스매치 변수의 민감도를 분석해보았다. 그러나 이러한 변수구성의 변화에도 스킬 미스매치의 직접 및 상호작용 효과에는 거의 차이가 없었다. 지면의 제약으로 인하여 분석 결과는 수록하지 않는다.

시장 내 위치와 국가제도 변수의 상호작용 효과를 나타내는 회귀계수의 벡터이다. 국가 수준 주요 변수의 기술통계는 [표 2]에 제시되어 있다.

[표 2] 국가수준 변수 기술통계

국가수준 변수	표본 수	평균	표준오차	최소값	최대값
언어능력 점수(0-500)	24	272.72	9.84	250.48	296.24
수리력 점수(0-500)	24	279.24	11.62	245.82	288.17
정규직 고용보호 (개인적&집단적 해고)	24	2.30	0.54	1.10	3.08
정규직 고용보호 (개인적 해고)	24	2.05	0.64	0.49	3.00
임시직 고용보호	24	1.72	0.96	0.21	3.75
노동시장분절수준	24	0.34	0.79	-1.15	1.73
적극적 노동시장/소극적 노동시장정책 지출 비율	20	1.79	0.39	1.25	2.73
실업급여 관대성	18	6.68	2.91	2.45	10.96
적정학력 비중	20	65.98	5.86	57.10	77.90
학력부족 비중	20	12.92	4.42	4.10	22.40
학력과잉 비중	20	21.14	5.14	13.30	31.30
적정스킬 비중	20	86.15	3.45	80.40	90.50
스킬부족 비중	20	3.50	1.42	1.30	6.50
스킬과잉 비중	20	10.37	3.89	5.80	18.20

γ 는 개인 수준에서 노동시장 성과에 영향을 미치는 변수들의 벡터이다. 구체적으로는 최종학력 수준(연속 변수 또는 최종학력 집단 근속연수, 고용형태(임금합수), 성별(남성), 연령 집단(준거집단 25~44세), 자녀 유무, 외국출생 여부, 혼인상태(유배우자 또는 동거자 유무), 중소기업 근무(250인 이하 기업) 여부 등이 포함되어 있다.

μ_c 는 위의 식(1)은 미스매치와 노동시장 분절이 고용 및 임금에 미치는 영향을 추정하는 국가 고정효과를 나타내는 변수이다. 즉, μ_c 는 국가를 지시하는 N-1 개의 더미 변수를 포함함으로써 관측 단위 내의 변이를 통해 미스매치와 노동시장 분절이 고용 및 임금에 미치는 효과를 추정한다. $\ln y_i$ 는 종속변수로서 로그 월평균 소득(US \$ - 구매력 지수

조정값)을 나타낸다. 식(2)에서 p_{ic} 는 비전형 근로와 직업훈련 참여 확률을 나타낸다. $i=1, 2, \dots, n$, c 는 1, 2, ..., 24 로 각각 개인과 국가를 나타낸다. ϵ_{ic} 는 모형에 의해 설명되지 않는 오차항이다.

[표 3] 국가별 주요변수 분포

국가분류	국가	수리력	노동시장분절 수준	학력 미스매치 비중	스킬 미스매치 비중
자유주의	호주	276.69	0.32	50.64	13.35
	아일랜드	269.21	0.04	59.36	20.28
	영국	274.40	0.63	34.83	12.83
	미국	264.16	-0.23	44.69	13.92
	캐나다	268.15	0.47	54.02	11.31
대륙유럽 보수주의	오스트리아	286.19	-0.49	44.52	18.50
	벨기에	290.76	-0.62	36.36	9.77
	프랑스	268.86	0.41	58.28	8.58
	독일	283.04	-0.57	—	22.20
	네덜란드	290.32	-1.45	48.07	6.22
북유럽 사회 민주주의	덴마크	287.50	0.22	36.52	9.10
	핀란드	294.51	1.07	48.85	10.12
	노르웨이	289.80	-0.60	51.11	9.78
	스웨덴	292.67	-0.28	67.00	11.27
남유럽& 동아시아	이탈리아	262.67	-0.75	48.29	23.03
	일본	295.06	1.69	47.40	9.33
	한국	271.87	0.37	36.15	17.30
	스페인	260.09	1.77	50.75	22.79
동유럽	사이프러스	274.91	0.84	45.17	13.58
	체코	283.30	-0.04	42.94	16.79
	에스토니아	277.00	-1.89	58.96	8.92
	폴란드	270.44	1.62	45.70	15.93
	러시아	277.87	-0.72	68.15	14.08
	슬로바키아	286.19	-1.81	50.58	19.91

주: 독일은 PIAAC 마이크로 데이터에 학력변수가 포함되어 있지 않은 국가임.

앞의 [표 3]은 국가별로 핵심변수인 수리력 점수와 노동시장 분절, 학력 및 스킬 미스매치의 비중을 제시한 것이다. 수리력 점수는 24개 국가 평균이 약 279점인데, 일본이 가장 높고 북유럽 국가인 핀란드와 스웨덴, 대륙유럽 국가인 벨기에와 네덜란드 등이 높은 수준을 유지하였다. 반면 영국, 아일랜드 등 자유주의 국가와 사이프러스와 폴란드, 한국 등은 전체 국가 평균보다 다소 낮은 수준을 보여주고 있다.

노동시장 분절 수준은 정규-임시직 고용보호 수준 간 격차를 표준화한 점수로서 값이 커질수록 임시직에 비해 정규직에 대한 고용보호의 상대적 수준이 높아 노동시장 분절의 정도가 크다고 할 수 있다. 스페인과 일본, 폴란드와 핀란드 등 국가가 상대적으로 정규직에 대한 고용보호 수준이 높은 국가로 간주된다. 반면 체코, 미국, 스웨덴 등은 정규직과 임시직 고용 간 고용보호 수준 차이가 크지 않은 분류할 수 있다. 전반적으로 북유럽 사회민주주의 국가나 대륙 유럽 국가에 비해 남유럽 및 동아시아 국가의 분절 수준이 높은 것으로 확인되고 있다.

학력 미스매치와 스킬 미스매치의 국가별 분포 또한 매우 흥미로운 결과를 보여주고 있다. 러시아가 68.1%로 학력 미스매치가 가장 두드러졌다. 아일랜드와 캐나다, 호주 등 영미 자유주의 국가에서 학력 미스매치가 높은 수준을 유지하고 있으며, 핀란드와 네덜란드, 덴마크, 벨기에 등이 학력 미스매치가 비교적 낮은 수준을 보여주고 있다.

스킬 미스매치는 학력 미스매치보다는 전반적으로 빈도가 낮은 편인데, 이탈리아, 스페인, 독일, 아일랜드 등이 스킬 미스매치 비중이 20%가 넘어 비교적 높은 편이다. 한국도 스킬 미스매치가 상대적으로 높은 수준이다. 반면 노르웨이나 벨기에, 네덜란드, 덴마크 등의 국가는 스킬 미스매치가 비교적 낮은 편이다.

2) 분석 자료

(1) 국제 성인역량조사(PIAAC) 자료

국제 성인역량조사(PIAAC: Program for the International Assessment of Adult Competencies)는 2008년부터 시작된 장기 프로젝트로서 OECD 국가를 중심으로 성인 인구의 핵심역량(key information processing skills) 수준 및 분포, 직장과 가정에서의 역량 활용을 조사하여 인적자원 개발 및 활용에 관한 정책 시사점을 얻고자 하는 목적으로 시행된 조사이다. 예

비조사와 문항개발 및 검증, 시스템 개발 및 조사준비, 예비조사 실시, 본조사 실시 등 전체 과정에서 표본 추출 원칙과 조사 품질 관리가 국제표준에 따라 엄격하게 진행되었으며, 국제비교 가능성을 높이기 위한 상당한 노력이 투입되었다. 한국도 2008년 예비조사 단계부터 참여하여 2013년 1차 조사결과 발표에 포함되어 있다.

조사내용은 직접평가(DA: Direct Assessment), 직무요구분석(JRA: Job Requirement Approach), 배경설문(BQ: Background Questionnaire) 등 크게 세 부분으로 구성되어 있다. 첫째, 직접평가는 ICT 기반 사회의 특징을 반영하고자 전자 텍스트가 사용되었으며, 개인의 역량에 따라 문항 난이도가 조정되는 컴퓨터 적응검사(Computer Adaptive Testing) 방식으로 언어능력, 수리력, 컴퓨터 기반 문제해결력을 측정하였다. 둘째, 직무요구분석에서는 현재 '직무에서 사용되는 역량'을 측정하였다. 또한 개인의 직장과 가정에서 역량 활용에 관하여 조사하였다. 마지막으로 배경설문에는 인적자원의 수준과 분포, 활용에 관한 다양한 정책 시사점을 도출할 수 있도록 개인의 인구통계학적 특성, 가구 및 가족 구조, 언어적 배경, 이민 상태, 사회적 배경, 거주지 등에 관한 상세한 정보를 포함하고 있다. 즉 국제 성인역량조사(PIAAC)에는 역량에 대한 직접평가와 더불어 개인의 학습, 직업생활, 스킬 사용에 관한 다양한 문항이 포함되어 역량의 획득과 활용, 그리고 스킬의 경제 사회적 성과를 파악할 수 있도록 설계되었다(임언 외, 2013; OECD, 2013b).

조사대상으로는 해당 국가의 16세 이상 성인 인구를 목표모집단으로 하여 표본을 추출하였으며, 다단계 확률비례추출 방법을 활용하였다. 표준오차는 표집오차와 역량추정 개연값(plausible values)을 활용한 보정오차를 포함한 값을 최종적으로 산출하여 통계치의 분산과 유의도를 판단하였다.

PIAAC의 직접평가는 국제학생성취도평가(PISA)와 유사하게 문항반응이론(IRT: Item Response Theory)에 근거하여 문항의 난이도와 개인의 잠재능력을 기반으로 각 역량 영역의 점수를 추정하는 방식으로 이루어졌다. PIAAC 역량 평가 문항은 불완전 행렬구조(Incomplete Matrix Design)로 되어 있어 모든 사람이 모든 문항에 응답하지 않으며, 응답자의 잠재능력 수준에 따라 다양한 경로로 평가가 진행되는 방식이다. 또한 개인이 문항에 정답을 맞힐 확률은 응답자의 능력과 문항의 특성 양자의 상호작용에 따라 달라진다는 문항반응이론의 논리를 따르고 있다(OECD, 2013b).

IRT 방식에 더하여 PIAAC의 역량점수는 다중보정(Multiple Imputation) 방식으로 이

루어져 10개의 개연값(Plausible Values: PVs)이 추정된다. 즉, 문항 응답의 패턴과 배경변수의 속성에 따라 개인의 능력분포로부터 랜덤하게 추출된 값이 10개의 개연값으로 부여되는 것이다. PVs는 PIAAC과 같은 다단계층화확률표집과 IRT 기반 역량평가 자료의 모집단 모수를 추정하는데 가장 최적화된 방법으로 알려져 있다(OECD, 2013b).

또한 PIAAC 조사는 다단계 확률비례표집으로 진행되기 때문에 단순확률표집을 전제로 한 분산 추정 방법을 사용할 수 없다. 따라서 가상의 방법으로 반복표본(replicate samples)을 추출하여 사후적으로 표집오차를 추정하고 있다. 참여 국가별로 반복표집이 이루어진 횟수와 표집 방법에는 약간의 차이가 있다. 한국의 경우 80회의 반복표본을 추출하고 Jackknife 2 방식으로 표집 오차를 추정하였다. PIAAC Public Use File에는 최종 표본 가중치(full sample weight: SPFWT0)와 반복표본가중치(SPFWT1-SPFWT10)가 포함되어 있다.

PIAAC에서 통계적 유의성을 계산하기 위한 방법은 사용되는 변수가 PVs를 활용한 역량 점수인지 여부에 따라 약간 다르다. 아래에서 식(3)은 개연값이 포함되어 있지 않은 표준오차를 추정하는 방식이다. 여기서 f 는 승수로서 반복표집 추정 방식이 Jackknife 1인 경우와 Jackknife 2인 경우에 따라 상이하다. 한국 자료는 Jackknife 2 방식을 따르고 있다.⁴⁾

$$\text{반복표집 방법 JK 1, } f = \frac{VENREPS - 1}{VENREPS}$$

$$\text{반복표집 방법 JK 2, } f = 1.0$$

PIAAC에서 통계적 유의도를 계산하는 방법은 다음과 같다.⁵⁾

4) 두 방식의 가장 큰 차이는 반복표본을 표집하는 단계에서 층화 여부에 있다. 식(3)은 언어능력, 수리력, 문제해결력 등 핵심 역량 변수를 활용하여 통계적 추론을 할 때 사용해야 하는 표준오차 산출 방식이다. 자세한 내용은 OECD(2013b)을 참고할 것.

5) R 은 반복표집의 횟수, P 는 개연값의 수, C 는 Composite estimate에 포함된 요인 개수, ϵ_0 는 최종표집 가중치를 적용한 PV값을 포함하지 않은 통계치를 추정하는 경우, ϵ_r 는 반복가중치 r 을 적용한 PV를 포함하지 않은 통계치를 추정하는 경우, $\epsilon_{0,P}$ 는 최종표집 가중치를 적용한 PV를 포함하여 통계치를 추정하는 경우, $\epsilon_{r,p}$ 는 반복가중치 i 를 활용한 PV값을 포함하여 통계치를 추정하는 경우, a, b, etc 는 표본에 대해 통계치를 계산하는 경우, α, β, etc 는 국제평 균을 계산할 때 사용된 통계치, ω_c 는 개별 국가의 모집단 크기(가중치의 합계)를 나타낸다.

식(3) PVs를 포함하지 않은 경우 표준오차

$$SE_{\epsilon} = \sqrt{f * \sum_{r=1}^R (\epsilon_r - \epsilon_0)^2}$$

식(4) PVs를 포함한 경우 표준오차

$$SE_{\epsilon} = \sqrt{\left[\sum_{p=1}^P \left(f * \sum_{r=1}^R (\epsilon_{r,p} - \epsilon_{0,p}) \right)^2 * \frac{1}{P} \right] + \left[\left(1 + \frac{1}{P} \right) * \frac{\sum_{p=1}^P (\epsilon_{0,p} - \bar{\epsilon}_{0,p})^2}{P-1} \right]}$$

$$\text{where : } \bar{\epsilon}_{0,p} = \frac{\sum_{p=1}^P \epsilon_{0,p}}{P}$$

(2) 분석 대상 국가 및 제도 변수

국제 성인역량조사(PIAAC) 1단계 조사에 참여한 국가는 총 24개 국가이다. 이들 국가를 비교복지국가체제론과 동아시아 복지국가론 등의 논의에 기초하여 아래와 같이 5개 국가군으로 분류하였다. 특히 남부유럽 국가와 동아시아 국가는 분석의 편의를 고려함과 동시에 성별과 연령에 따른 노동시장 분절 수준이 비슷하다는 점을 고려하여 같은 집단으로 하나의 국가군으로 통합하였다. 동유럽 국가는 사회주의로부터 자본주의로의 체제 전환의 경험을 공유하고 있다는 점에서 동일한 국가군으로 분류하였다. 최종적으로 자유주의 국가에는 호주, 아일랜드, 영국, 미국, 캐나다 등 5개 국가, 대륙 유럽 보수주의 국가에는 오스트리아, 벨기에, 프랑스, 독일, 네덜란드 등 5개 국가, 북유럽 사회민주주의 국가에는 덴마크, 핀란드, 노르웨이, 스웨덴 등 4개 국가, 남부 유럽 및 동아시아 국가에는 이탈리아, 일본, 한국, 스페인 등 4개 국가, 동유럽 국가에는 사이프러스, 체코, 에스토니아, 폴란드, 러시아, 슬로바키아 등 6개 국가가 포함되었다.

노동시장 분절과 관련한 주요 변수로는 정규직과 비정규직에 대한 고용보호 수준의 차이 변수를 활용하였다. 다음으로 노동시장 제도 관련 변수는 실업보험의 관대성 지수와 적극적 노동시장 상대 지출 비율 변수를 활용하였다.

첫째, 노동시장 분절의 수준은 정규직과 비정규직(임시직 및 파견직)에 대한 고용보호 수준의 차이로 측정하였다(OECD, 2013b). 고용보호제도는 고용주와 노동자의 고용

계약 체결에 관한 법적 규정으로 개별적 해고와 집단적 해고, 임시근로계약에 대한 규제, 집단적 해고의 추가 비용 등에 관한 내용이 포함되어 있다. 지표로는 『OECD Indicators on Employment Protection-Annual time series data 1985~2013』 중 2011년 자료를 사용하였다. OECD의 고용보호지수는 매년 1월 1일을 기준으로 정규계약 노동자의 개별해고, 임시계약근로 규제, 집단적 해고의 추가 비용에 관한 21개 항목으로 구성되어 있다. 정규직 개별해고와 관련한 지표 12개, 정규직 집단해고와 관련한 지표 4개, 임시직 근로에 대한 규제와 관련해서는 기간제 계약관련 3개, 파견근로계약 관련 5개 지표로 구성되어 있다. 고용보호지수는 항목별 구성과 가중치 부여 방법에 따라 3개의 다른 버전의 총합 지수가 제시되어 있는데, 본 논문에서는 Version 3을 활용하였다. 이는 정규직 근로에 대한 개별적/집단적 규제와 비정규직(임시직 근로, 파견근로계약)에 대한 전반적 고용보호 수준을 기능하기에 가장 적합하기 때문이다. 각 지표는 0~6의 값을 갖고 있으며 지표 값이 클수록 고용보호제도가 엄격함을 의미한다(OECD, 2013a; 장신철, 2011). 본 논문에서는 2011년 기준 각 국가별 고용보호지수 값을 활용하였다. 최종적으로 노동시장 분절 수준에 관한 변수는 정규직에 대한 고용보호와 비정규직에 대한 고용보호 지수의 차이를 표준화한 변수를 사용하였다. 표준화된 고용보호지수 차이 변수는 노동시장에서 정규직과 비정규직 간의 분단을 측정하는 대리 지표로 간주된다.

둘째, 실업보험의 관대성 지수는 에스핑 엔더슨의 복지국가 관대성 지수를 업데이트한 스크러그(Scruggs, 2004) 자료와 이를 수정·보완한 반 블리엣과 카미난다(Vliet and Caminanda, 2012)의 자료를 사용하였다.⁶⁾

셋째, 노동시장 정책의 성격을 규정하기 위한 변수로 1인당 GDP 대비 적극적 노동시장 정책 상대 지출 규모 변수를 사용하였다. 이는 적극적 노동시장 지출 규모를 소극적 노동시장 지출 규모로 나눈 값이다. OECD 기준에 따라 적극적 수단에 대한 지출은 1인당 GDP 대비 적극적 수단에 대한 지출(공공고용서비스 및 행정, 일자리 알선 및 관련 서비스, 급여지급 관리, 훈련, 일자리 순환 및 일자리 나누기, 고용 인센티브(채용 인센티브 및 고용유지지원금), 고용보조금, 직접일자리 창출, 창업인센티브)을 나타내며, 소극적 수단에 대한 지출은 실업보상이나 조기퇴직에 대한 금전적 지원에 대한 지출을 의미한다.

6) 실업보험 관대성 지수의 구체적인 내용과 지수 구성 방법은 Scruggs(2004)와 Van Vliet and Caminanda(2012), 류기락(2012)을 참고할 것.

후자에 대한 전자의 지출 규모 비율은 각 국가의 노동시장 정책의 성격을 보여주는 대리 변수로 활용하였다. 요컨대, 소극적 수단에 비해 적극적 수단에 대한 지출 규모가 크다면 상대적으로 인적자원의 효율적 활용과 배치를 위한 지출이 크다는 점을 의미한다. 각 국가의 자료는 OECD StatExtrats에서 직접 추출하였다(OECD, 2012a).

다음으로 국가 수준에서 임금 불평등에 영향을 미치는 요인을 고려하기 위해서 노사 관계 및 단체협상 관련 변수를 활용하였다. 노조조직률은 임금노동자 대비 순노조조직률을 의미한다. 단체교섭 조율 정도는 범주형 변수로 1~5의 값을 갖는데, 값이 클수록 중앙 교섭이 이루어짐을 의미하며 값이 작으면 기업수준 교섭이 이루어지는 것을 의미한다 (Visser, 2011).

4. 분석 결과

아래에서는 노동시장 분절과 미스매치가 노동시장 성과에 미치는 영향을 파악하기 위해서 회귀분석 모형을 추정한다. 비전형 근로관계에 종사할 확률과 직업훈련 참여 가능성, 소득에서 노동시장 분절과 미스매치에 따른 효과를 파악하고, 두 가지 메커니즘의 상호 작용이 어떠한 양상으로 드러나는지 파악한다.

[표 4] 비전형 근로에 대한 로지스틱 모형-학력 미스매치

	모형1				모형2			
	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)
Intercept	-0.566	0.145	0.000	0.568	-1.324	0.172	0.000	0.270
16~24세	0.983	0.111	0.000	2.674	0.993	0.111	0.000	2.700
45~54세	-0.045	0.077	0.564	0.956	-0.033	0.078	0.674	0.970
55세 이상	0.783	0.086	0.000	2.187	0.812	0.087	0.000	2.250
유자녀	-0.103	0.077	0.186	0.902	-0.097	0.080	0.228	0.910
후기중등교육 이수	-0.192	0.093	0.043	0.826	-0.203	0.095	0.036	0.820
고등교육 이수	-0.542	0.096	0.000	0.582	-0.599	0.096	0.000	0.550

	모형1				모형2			
	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)
외국출생	0.783	0.101	0.000	2.187	0.648	0.119	0.000	1.910
남성	-1.099	0.057	0.000	0.333	-1.131	0.060	0.000	0.320
기혼	-0.079	0.083	0.346	0.924	-0.038	0.087	0.660	0.960
중소기업	0.462	0.082	0.000	1.588	0.503	0.088	0.000	1.650
수리력 (표준화점수)	-0.009	0.036	0.800	0.991	-0.016	0.036	0.665	0.980
학력 미스매치	2.876	0.270	0.000	17.744	0.903	0.357	0.013	2.470
×임금교섭집중화*	-0.368	0.064	0.000	0.692	-0.260	0.074	0.001	0.770
×ALMP 상대지출 비율*	-0.767	0.112	0.000	0.464	-0.351	0.148	0.020	0.700
×노동시장분절* (정규-임시 고용보호격차)	0.504	0.038	0.000	1.655	0.206	0.053	0.000	1.230
×노동조직률*	0.001	0.001	0.379	1.001	0.002	0.002	0.354	1.000
×실업보험의 관대성*	-0.063	0.019	0.002	0.939	0.053	0.020	0.011	1.050
country dummy	no	no	no	no	yes	yes	yes	yes
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

* 학력 미스매치 변수와 상호작용항

[표 4]는 비전형 고용관계에 종사할 확률을 미스매치와 국가 수준 노동시장 분절 및 제도 변수로 추정한 것이다. 모형 2에서 학력 미스매치인 경우에는 적정학력에 비해 비전형 근로 확률은 2.47배 높았다. 학력 미스매치의 부정적 효과는 임금교섭이 집중화되어 있을수록, 적극적 노동시장 정책 상대지출 비율이 높을수록 일부분 상쇄되었다. 반면 노동시장에서 정규직과 비정규직의 고용보호 수준의 차이가 큰 경우에는 학력 미스매치의 부정적 효과가 더 강화되는 것으로 확인되었다. 노동조합 조직률과 실업보험의 관대성 지수는 통계적 유의성을 확보하지 못하고 있다.

[표 5] 비전형 근로에 대한 로지스틱 모형-스킬 미스매치

	모형1				모형2			
	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)
Intercept	-0.538	0.135	0.000	0.584	-1.419	0.159	0.000	0.240
16~24세	0.970	0.110	0.000	2.637	0.991	0.110	0.000	2.690
45~54세	-0.027	0.077	0.725	0.973	-0.028	0.079	0.727	0.970
55세 이상	0.797	0.086	0.000	2.219	0.823	0.086	0.000	2.280
유자녀	-0.097	0.075	0.199	0.907	-0.088	0.079	0.266	0.920
후기중등교육 이수	-0.198	0.087	0.027	0.821	-0.217	0.094	0.025	0.810
고등교육 이수	-0.489	0.092	0.000	0.613	-0.578	0.096	0.000	0.560
외국출생	0.647	0.099	0.000	1.909	0.641	0.118	0.000	1.900
남성	-1.070	0.055	0.000	0.343	-1.120	0.060	0.000	0.330
기혼	-0.104	0.082	0.212	0.901	-0.042	0.087	0.635	0.960
중소기업	0.483	0.082	0.000	1.620	0.525	0.088	0.000	1.690
수리력 (표준화점수)	-0.030	0.036	0.407	0.971	-0.023	0.037	0.539	0.980
스킬 미스매치	2.031	0.526	0.000	7.622	-0.064	0.638	0.920	0.940
× 임금교섭집중화*	-0.214	0.147	0.150	0.807	0.023	0.158	0.885	1.020
× ALMP 상대지출 비율*	-0.390	0.253	0.127	0.677	0.135	0.294	0.648	1.140
× 노동시장분절* (정규-임시 고용보호격차)	0.246	0.085	0.005	1.279	-0.125	0.089	0.165	0.880
× 노조조직률*	0.000	0.003	0.911	1.000	0.000	0.004	0.957	1.000
× 실업보험의 관대성*	-0.074	0.040	0.065	0.928	-0.002	0.042	0.957	1.000
country dummy	no	no	no	no	yes	yes	yes	yes
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

* 스킬 미스매치 변수와 상호작용항

[표 5]에서는 학력 미스매치 대신 스킬 미스매치의 효과를 추정한 결과이다. 모형 1에서 스킬 미스매치인 경우에는 적정학력에 비해 비전형 근로 확률이 7.62배 높은 것으로 확인되었으나 국가 고정효과를 통제한 모형에서는 통계적 유의성이 없었다. 스킬 미스매치와 국가 제도의 상호작용항은 학력 미스매치와는 다르게 거의 유의미하지 않은 것으로 확인되었다. 다만 고정효과를 통제하지 않은 경우, 노동시장에서 정규직-임시직

간 고용보호 수준 차이가 클수록, 스킬 미스매치의 부정적 효과가 더욱 강화되는 것으로 나타났다.

[표 6] 직무관련 직업훈련 참여 로지스틱 모형-학력 미스매치

	모형1				모형2			
	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)
Intercept	0.847	0.232	0.000	2.332	0.984	0.297	0.001	2.676
16-24세	-0.845	0.108	0.000	0.430	-0.939	0.110	0.000	0.391
45-54세	-0.026	0.061	0.677	0.975	-0.022	0.063	0.728	0.978
55세 이상	-0.360	0.087	0.000	0.698	-0.347	0.090	0.000	0.707
유자녀	0.035	0.069	0.614	1.036	0.049	0.071	0.486	1.051
정규직	0.262	0.054	0.000	1.299	0.241	0.055	0.000	1.272
후기중등교육 이수	0.384	0.078	0.000	1.468	0.476	0.086	0.000	1.610
고등교육 이수	1.144	0.084	0.000	3.140	1.309	0.094	0.000	3.701
외국출생	0.114	0.069	0.103	1.120	-0.297	0.074	0.000	0.743
남성	0.134	0.045	0.004	1.143	0.180	0.045	0.000	1.197
기혼	0.148	0.068	0.032	1.160	0.082	0.071	0.251	1.086
중소기업	-0.466	0.067	0.000	0.628	-0.459	0.068	0.000	0.632
수리력 (표준화점수)	0.186	0.032	0.000	1.204	0.164	0.033	0.000	1.178
학력 미스매치	-1.742	0.194	0.000	0.175	-1.112	0.254	0.000	0.329
× 임금교섭집중화*	-0.585	0.052	0.000	0.557	-0.138	0.080	0.087	0.871
× ALMP 상대지출 비율*	-0.382	0.103	0.000	0.682	-0.335	0.144	0.023	0.715
× 노동시장분절* (정규-임시 고용보호격차)	-0.017	0.032	0.586	0.983	0.204	0.047	0.000	1.226
× 노조조직률*	0.007	0.001	0.000	1.007	0.004	0.002	0.038	1.004
× 실업보험의 관대성*	0.099	0.017	0.000	1.104	-0.010	0.026	0.711	0.990
country dummy	no	no	no	no	yes	yes	yes	yes
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

* 학력 미스매치 변수와 상호작용항

다음으로 [표 6]과 [표 7]은 직무관련 직업훈련에 참여할 확률을 로지스틱 모형으로 추정한 결과이다. 직무관련 직업훈련은 노동시장 지위에 따라 참여기회가 차별적으로 분배되며, 훈련 참여가 개인에게는 승진이나 임금인상 등 노동시장에서 성취를 의미하기도 한다(Tomaskovic-Devey and Skaggs, 2002). [표 6]에서 학력 미스매치인 경우에는 적정학력에 비해 직무관련 직업훈련에 참여할 확률이 0.33배에 불과하였다. 직무관련 직업훈련 참여가 노동시장 내에서 경력이동, 특히 상향이동이나 승진과 관련되어 있다는 점에서 학력 미스매치가 노동시장 성과에 부정적 영향을 주는 것으로 확인되었다.

노동시장 제도 관련 변수의 효과를 살펴보면, 임금교섭 집중화 여부에 따라 학력 미스매치의 부정적 효과가 변화하지는 않았다. 반면 적극적 노동시장정책 지출 상대비율이 높은 국가에서 학력 미스매치의 부정적 효과가 더욱 강화되고 있었다. 노동시장에서의 분절 정도가 높을수록 학력 미스매치의 부정적 효과가 일부 상쇄되고 있으며, 노조조직률이 높은 국가에서 학력 미스매치임에도 직업훈련 참여 확률이 높아지고 있었다.

[표 7] 직무관련 직업훈련 참여 로지스틱 모형-스킬 미스매치

	모형1				모형2			
	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)
Intercept	-0.504	0.114	0.000	0.604	0.102	0.132	0.440	1.108
16~24세	-0.892	0.105	0.000	0.410	-0.994	0.110	0.000	0.370
45~54세	-0.059	0.059	0.320	0.942	-0.038	0.061	0.537	0.963
55세 이상	-0.442	0.086	0.000	0.642	-0.383	0.090	0.000	0.682
유자녀	0.042	0.068	0.541	1.043	0.047	0.069	0.493	1.049
후기중등교육 이수	0.349	0.077	0.000	1.417	0.485	0.083	0.000	1.625
고등교육 이수	1.116	0.083	0.000	3.054	1.301	0.089	0.000	3.672
외국출생	0.144	0.070	0.042	1.155	-0.321	0.076	0.000	0.726
남성	0.147	0.043	0.001	1.158	0.201	0.044	0.000	1.223
기혼	0.180	0.064	0.006	1.198	0.102	0.069	0.144	1.108
중소기업	-0.490	0.067	0.000	0.613	-0.489	0.067	0.000	0.613
수리력 (표준화점수)	0.201	0.032	0.000	1.222	0.183	0.033	0.000	1.200

	모형1				모형2			
	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)
스킬 미스매치	1.896	0.372	0.000	6.659	1.205	0.426	0.006	3.335
×임금교섭집중화*	-0.790	0.123	0.000	0.454	-0.328	0.127	0.012	0.720
×ALMP 상대지출 비율*	-0.682	0.193	0.001	0.506	-0.684	0.223	0.003	0.504
×노동시장분절* (정규-임시 고용보호격차)	0.009	0.069	0.897	1.009	0.136	0.070	0.057	1.145
×노조조직률*	0.005	0.003	0.069	1.005	0.003	0.003	0.388	1.003
×실업보험의 관대성*	0.167	0.033	0.000	1.181	0.075	0.036	0.039	1.078
country dummy	no	no	no	no	yes	yes	yes	yes
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

* 스킬 미스매치 변수와 상호작용항

[표 7]에서는 모형 1에서 스킬 미스매치인 경우에는 적정스킬에 비해 직무관련 직업 훈련에 참여할 확률이 6.66배에 높은 것으로 확인되었으며 고정효과를 통제하여도 그 효과가 여전히 유지되었다. 또한 스킬 미스매치와 노동시장 제도의 상호작용항의 효과도 매우 복잡한 것으로 나타났다. 단체교섭 수준이 높고, 적극적 노동시장 정책 지출 비중이 높은 경우에는 스킬 미스매치인 경우 직업훈련에 참여할 가능성이 다소 낮아지는 것으로 확인되었다. 반면 실업보험의 관대성이 높은 경우에는 스킬 미스매치임에도 불구하고 직업훈련 참여 확률이 높아졌다.

[표 8] 로그 월평균 소득 OLS 모형-학력 미스매치

	모형1				모형2			
	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)
Intercept	6.910	0.155	<.0001	1.00×10 ³	25.450	0.141	<.0001	1.13×10 ¹¹
유자녀	0.011	0.077	0.867	1.011	-0.061	0.075	0.421	0.941
정규직	0.480	0.067	<.0001	1.616	0.158	0.063	0.014	1.171
외국출생	0.932	0.176	<.0001	2.538	-0.154	0.144	0.293	0.857

	모형1				모형2			
	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)
주당 근로시간	0.014	0.002	<.0001	1.014	0.021	0.002	<.0001	1.021
남성	0.139	0.051	0.007	1.149	0.235	0.049	<.0001	1.265
기혼	0.411	0.089	<.0001	1.508	0.199	0.078	0.013	1.221
근속년수	0.014	0.003	<.0001	1.014	0.022	0.003	<.0001	1.023
최종 학력	0.020	0.009	0.023	1.020	0.067	0.009	<.0001	1.070
중소기업	-0.238	0.052	<.0001	0.788	-0.079	0.047	0.101	0.924
수리력 (표준화점수)	0.089	0.033	0.003	1.093	0.017	0.031	0.421	1.017
학력 미스매치	-25.403	0.411	<.0001	0.000	-0.068	0.290	0.819	0.935
× 임금교섭집중화*	2.099	0.114	<.0001	8.159	0.016	0.082	0.848	1.016
× ALMP 상대지출 비율*	16.443	0.235	<.0001	1.38×10 ⁷	0.049	0.165	0.771	1.050
× 노동시장분절* (정규·임시 고용보호격차)	-4.360	0.051	<.0001	0.013	-0.054	0.051	0.288	0.947
× 노조조직률*	-0.280	0.003	<.0001	0.756	-0.004	0.001	0.004	0.996
× 실업보험의 관대성*	0.116	0.029	0.000	1.123	0.002	0.025	0.936	1.002
country dummy	no	no	no	no	yes	yes	yes	yes
Fit Statistics	R ² =.34				R ² =.74			

* 학력 미스매치 변수와 상호작용항

학력 미스매치가 로그 월평균 소득에 미친 영향을 추정된 결과는 [표 8]과 같다. 학력 미스매치인 경우 적정학력에 비해 월평균 소득이 0.94배에 불과한 것으로 확인되었다. 학력 미스매치의 부정적 임금효과가 노동시장 및 복지제도에 의해 좌우되는지를 살펴본 결과, 임금교섭 수준이 높고 노동조합 조직률이 높을수록 학력 미스매치의 부정적 효과가 상쇄되는 것으로 확인되었다. 또한 적극적 노동시장 정책 지출 비율이 높을수록 학력 미스매치인 집단도 임금 손실을 일부 보전하는 것으로 나타났다. 학력 미스매치인 경우 노조조직률이 높은 국가에서 오히려 더 손해를 보는 것으로 확인되었다. 반면, 실업보험의 관대성이 높을수록 학력 미스매치의 부정적 효과가 일부 상쇄되었다.

[표 9] 로그 월평균 소득 OLS 모형-스킬 미스매치

	모형1				모형2			
	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)	회귀 계수	표준 오차	prob_T	exp(β)
Intercept	7.716	0.166	<.0001	2.24×10^3	25.705	0.146	<.0001	1.46×10^{11}
유자녀	0.020	0.083	0.780	1.021	-0.070	0.075	0.357	0.932
정규직	0.714	0.069	<.0001	2.042	0.170	0.062	0.008	1.185
외국출생	2.160	0.205	<.0001	8.668	-0.185	0.142	0.199	0.831
주당 근로시간	0.010	0.002	<.0001	1.010	0.021	0.002	<.0001	1.021
남성	0.073	0.059	0.206	1.076	0.234	0.051	<.0001	1.263
기혼	0.641	0.106	<.0001	1.897	0.207	0.078	0.010	1.230
근속년수	0.010	0.003	0.005	1.010	0.022	0.003	<.0001	1.023
최종 학력	-0.028	0.009	0.001	0.972	0.051	0.011	<.0001	1.052
중소기업	-0.326	0.055	<.0001	0.722	-0.111	0.046	0.018	0.895
수리력 (표준화점수)	0.162	0.037	<.0001	1.176	0.039	0.031	0.109	1.040
스킬 미스매치	-19.445	0.847	<.0001	0.000	0.744	0.451	0.102	2.104
× 임금교섭집중화*	0.699	0.220	0.002	2.011	-0.227	0.146	0.124	0.797
× ALMP 상대지출 비율*	13.317	0.500	<.0001	6.08×10^5	-0.389	0.234	0.100	0.678
× 노동시장분절* (정규·임시 고용보호격차)	-3.450	0.119	<.0001	0.032	-0.053	0.069	0.445	0.948
× 노조조직률*	-0.246	0.009	<.0001	0.782	0.003	0.003	0.331	1.003
× 실업보험의 관대성*	0.331	0.058	<.0001	1.392	0.067	0.043	0.126	1.069
country dummy	no	no	no	no	yes	yes	yes	yes
Fit Statistics	R ² =.07				R ² =.74			

* 스킬 미스매치 변수와 상호작용항

[표 9]는 스킬 미스매치가 로그 월평균 소득에 미치는 영향을 추정한 표이다. 모형 1에서 스킬 미스매치는 로그 월평균 소득에 부정적인 효과를 주는 것으로 나타났으나, 모형 2에서 고정효과를 통제하면 그 영향이 사라졌다. 다만 고정효과를 통제하지 않은 모형 1에서 스킬 미스매치가 임금에 미치는 영향이 노동시장 및 복지제도에 의해 좌우되는지를 살펴본 결과, 임금교섭 수준이 높고 적극적 노동시장 지출 상대 규모가 커질수록 스킬 미스매치가 임금에 미치는 부정적 효과가 상쇄되었다. 반면 노동시장 분절의 정도가 크고 노조조직률이 높을수록 스킬 미스매치의 부정적 효과가 강화되었다.

5. 결론

본 논문에서는 노동시장 분절과 미스매치가 일자리의 질(비전형 근로)이나 직업훈련참여, 소득에 어떠한 영향을 미치는지를 실증 분석하였다. 분석결과에 따르면 노동시장에서 고용형태에 따라 노동시장 분절은 국가체제별로 매우 복잡한 양상을 보여주는 것을 나타냈다. 학력 및 스킬 미스매치는 소득에 부정적 효과를 갖는데, 노동시장 및 복지제도의 의해 상이한 영향을 받았다. 정규직과 임시파견직 간 고용보호 수준의 차이가 클수록 학력 및 스킬 미스매치가 일자리의 질에 미치는 부정적 영향이 강화되었다. 적극적 노동시장 정책의 비율이 높고 노조조직률이 높은 국가에서 학력 미스매치가 직업훈련 참여에 미치는 부정적 효과가 상쇄되었다. 노조조직화와 적극적 노동시장 정책 지출, 관대한 실업보험은 학력 미스매치의 부정적 임금효과를 일부 상쇄하는 효과를 갖는 것으로 확인되었다. 이러한 분석 결과는 노동시장에서 정규직-임시직 간 고용보호 수준의 차이가 노동시장 분절을 강화하여 노동이동에 따른 미스매치의 부정적 효과의 상쇄를 저해한다는 이론적 논의를 뒷받침하는 것으로 파악된다(Allen & Van der Velden, 2001; OECD, 2011). 반면 노동시장에서 고용형태에 따라 내부-외부자의 경계를 완화시키는 정책적 개입은 미스매치의 부정적 효과를 상쇄한다는 논의에 대한 경험적 근거도 발견되고 있다.

본 논문의 분석결과 노동시장의 분절과 미스매치는 노동시장 및 복지제도의 제도적 구성에 의해 그 영향이 매우 상반되게 나타났다. 노동시장 분절이 심할수록 학력 및 스킬 미스매치의 부정적 영향이 강화되는 것으로 나타났으며, 인적자본투자 규모가 클수록 미스매치의 부정적 영향이 감소하였다. 요컨대 노동시장에서의 매칭 정도는 노동시장 분절과 제도적 조건에 따라 노동시장 성과에 역동적인 영향을 주고 있다. 이러한 분석 결과는 인적자원의 효과적 배치와 활용을 위한 정책이 비단 노동수급 균형 차원의 개입뿐만 아니라 노동수요의 구조적 성격, 즉 노동시장 분절을 완화하기 위한 구조개혁과 병행될 때 그 효과가 강화될 수 있음을 시사하고 있다.

■ 참고문헌 □

- 김세움, 김진영, 조영준(2011). 학력별 노동시장 미스매치 분석과 교육제도 개선 과제-고등교육기관과 전문계고를 중심으로. 한국노동연구원.
- 김주섭(2005). 청년층의 고학력화에 따른 학력과잉 실태분석. 노동정책연구. 5. 2. 1-29.
- 류기락(2012). 노동시장제도와 청년 고용: OECD 주요 국가 노동시장의 제도적 상보성, 1998-2010. 경제와 사회. 비판사회학회. 96. 252-287.
- 류기락(2014). 학력 및 스킬 미스매치와 노동시장 성과. KRIVET Issue Brief. 19(2013.05.15). 한국직업능력개발원.
- 박성준(2005). 청년층의 학력과잉 실태와 임금에 미치는 영향. 한국경제연구원.
- 임언, 서유정, 이지은(2012). 청년층 학력과잉과 스킬 불일치 측정 방법 연구. 한국직업능력개발원.
- 임언, 권희경, 김안국, 류기락, 서유정, 최동선, 최수정(2013). 한국인의 역량, 학습과 일-국제성인역량조사(PIAAC) 보고서(Programme for the International Assessment of Adult Competencies, PIAAC 2013). 한국직업능력개발원.
- 장신철(2011). OECD의 임시직 개념과 각국의 규제 내용. 국제노동브리프. 9(7). 39-50. 한국노동연구원.
- 정이환(2011). 경제위기와 고용체제. 한울아카데미.
- Allen, J. & Van der Velden, R. (2001). Educational Mismatches Versus Skill Mismatches: Effects on Wages, Job Satisfaction, And on The Job Search. Oxford Economic Papers, 53(3), 434-452.
- Auer, P. (2002). *Flexibility and security: Labor market policy in austria, denmark, ireland and the netherlands, in schmid, gunther, and bernard gazier(Eds.): The dynamics of full employment: social integration through transitional labour markets*. Edward elgar pub, 243-265.
- Autor, D. H., Lawrence F. K. & Melissa S. K. (2008). Trends in US Wage Inequality: Revising The Revisionists. The Review of Economics and Statistics, 90(2), 300-323.
- Beer, P. & Trudie, S. (2009). *The labour market triangle: employment protection, unemployment compensation and activation in europe*. Edward elgar publishing.
- Benassi, C. (2013). *Political economy of labour market segmentation: Agency work in the automotive industry*. ETUI working paper 2013.06. Brussels: European trade union institute, 2013.
- Berg, I. (1970). *Education and jobs: The great training robbery*. New york: Praeger.
- Bosch, G. (2009). Low-wage Work in Five European Countries And The United States. International Labour Review. 148(4), 337-356.
- Burris, V. (1983). The Social And Political Consequences of Overeducation. American Sociological

- Review, 48, 454~467.
- Busemeyer, M. (2009). Asset Specificity, Institutional Complementarities And The Variety of Skill Regimes in Coordinated Market Economies. *Socio-Economic Review*, 7, 375-406. Advance Access Publication.
- CEDEFOP. (2012). *Skill mismatch: The role of the enterprise, cedefop research papers*. Luxembourg: Publications office.
- Charpe, M., Flaschel, P., Hartmann, F., & Malikane, C. (2014). *Segmented labor markets and the distributive cycle: A roadmap towards inclusive growth*. *Economics research international*, 2014.
- Dustmann, C., Johannes, L, & Uta, S. (2009). Revisiting The German Wage Structure. *The Quarterly Journal of Economics*, 124(2), 843-881.
- Esping-Andersen, G. (1990). *The three worlds of welfare capitalism*. Princeton: Princeton university press.
- Esping-Andersen, G. (1999). *Social foundations of postindustrial economies*. Oxford and New york: Oxford university press.
- Estevez-Abe, M. (2006). Gendering The Varieties of Capitalism. A Study of Occupational Segregation by Sex in Advanced Industrial Societies. *World Politics*, 59(1), 142-175.
- Fernández-Kranz, D. & Núria Rodríguez-Planas. (2011). The Part-time Pay Penalty in a Segmented Labor Market. *Labour Economics*, 18(5), 591-606.
- Galasi, P. (2008). The Effect of Educational Mismatch on Wages for 25 Countries, Institute of Economics. Hungarian Academy of Sciences, Budapest, Working Papers on The Labour Market, 2008(8).
- Hall, P. A. & Soskice, D. (2001). *A introduction to varieties of capitalism*. Hall and soskice (eds.), *Varieties of capitalism: The institutional foundations of comparative advantage*. Oxford: Oxford University Press. 1-68.
- Hausemann, S. & Schwander, H. (2011). *Varieties of dualization? Labor market segmentation and insider outsider divides across regimes*. The age of dualization. Structures, policies, politics. New york/Oxford: Oxford University Press.
- Gonzalez, E. (2012). *Calculating standard errors in TIMSS, PIRLS, ICCS, TEDS-M, PISA, and PIAAC*. OECD: Paris.
- Goos, M., Manning, A. & Salomons, A. (2009). *Job polarization in europe: The role of technology and globalization*. in *matching skills and jobs: Anticipating needs in challenging times*. agora conference, cedefop. 11-12 June 2009 held in Thessaloniki, Greece.

- Iversen, T. & Soskice, D. (2001). An Asset Theory of Social Policy Preferences. *American Political Science Review*, 95(4), 875-893.
- Iversen, T. & Stephens, J. (2008). Partisan Politics, The Welfare State, And The Three Worlds of Human Capital Formation. *Comparative Political Studies*, 41(4-5), 600-637.
- Kampelmann, S. & Francois, R. (2012). *The impact of educational mismatch on firm productivity: Evidence from linked panel data*. *Economics of education review*, 31, 918-931.
- Kovalenko, M. & Mortelmans, D. (2013). *Labor market segmentation and the protean career: the effects on labor market experience*. Leuven: Steunpunt werk en sociale economie / Antwerpen: CELLO, Universiteit Antwerpen, 39.
- OECD. (2011). *OECD employment outlook 2011*. OECD Publishing.
- OECD. (2013a). Online OECD employment database. <http://www.oecd.org/employment/labour-stats/onlineoecdemploymentdatabase.htm>.
- OECD. (2013b). *Skills outlook 2013 I*. OECD.
- Scruggs, L. (2004). Summary dataset, welfare state entitlements data set: A comparative institutional analysis of eighteen welfare states. version 1.2. Available at <http://sp.uconn.edu/~scruggs/cwed/sumdat11.xls>.
- Sloane, P., Battu, H. & Seaman, P. (1999). Overeducation, Undereducation And The British Labour Market. *Applied Economics*, 31, 1437-1453.
- Spence, M. (1973). Job Market Signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355-374.
- Svalund, Jørgen. (2013). Labor market institutions, mobility, and dualization in the Nordic countries. *Nordic journal of working life studies* 3.1 . 123-144.
- Thelen, K. (2004). *How institutions evolve: The political economy of skills in germany, britain, the united states, and japan*. Cambridge university press.
- Tomaskovic-Devey, D. & Sheryl, S. (2002). Sex Sgregation, Labor Process Organization, and Gender Earnings Inequality. *American Journal of Sociology*, 108, 102-128.
- Visser, J. (2011). *Data base on institutional characteristics of trade unions, wage setting, state intervention and social pacts, 1960-2010(ICTWSS)*. Amsterdam institute for advanced labour studies AIAS university of amsterdam version 3.0.
- Vliet, V. O. & Caminada, K. (2012). Unemployment Replacement Rates Dataset Among 34 Welfare States 1971-2009. NEUJOBS Special Report2. NEUJOBS project, January 2012.

[부표 1] 개인 수준 변수 기술 통계(Unweighted)

변수	Obs	평균	표준편차	최소값	최대값
학력 미스매치	91,393	0.508	0.500	0	1
스킬 미스매치(수리력)	79,539	0.132	0.339	0	1
남성	164,997	0.472	0.499	0	1
유배우자	141,016	0.677	0.468	0	1
유자녀	162,516	0.623	0.485	0	1
외국출생	162,569	0.118	0.322	0	1
연령 16~24세	122,709	0.191	0.393	0	1
연령 25~44세	122,709	0.398	0.489	0	1
연령 45~54세	122,709	0.197	0.397	0	1
연령 55~65세	122,709	0.215	0.411	0	1
전기중등교육 이수 이하	162,564	0.222	0.416	0	1
후기중등교육 이수	162,564	0.431	0.495	0	1
고등교육 이수	162,564	0.347	0.476	0	1
최종학력 연수	162,599	16.729	18.190	3	22
근속연수	78,864	9.080	9.867	0	55
중소기업 근무(250인 미만)	96,192	0.808	0.394	0	1
정규직(고용형태)	75,122	0.756	0.429	0	1
주당 평균 근로시간	82,197	38.005	13.658	1	125

How Does the Interplay of Labor Market Institutions and Mismatch Affect Labor Market Outcomes?: An Empirical Analysis of 24 Countries Using PIAAC Data

Ryu, Kirak*

It is commonly known that mismatch between human capital embodied by the employee and the demand for skills will lead to an under-utilization of human resources, therefore yielding a negative impact on the macro economy. While policy efforts have been made in terms of equilibrium of labor demand and supply, it seldom attracts attention that structural properties and institutional features of labor markets can play a role in determining labor market outcomes. This paper has tried to fill this gap by analyzing how the interplay of labor market institutions and mismatch unfolds in generating labor market outcomes using the PIAAC data.

Results show that the likelihood of working on atypical contract, job-related training participation, and earnings, when used as measures for human resources placement and rewards, have revealed negative impacts of education and skills mismatches. In addition, labor market segmentation, in conjunction with collective bargaining, nature of labor market policy, and generosity of unemployment insurance, aggravates the negative effects of mismatches on labor market outcomes. These findings attest to the request for balance of policy orientation between the equilibrium and the structural approach to human capital utilization and placement.

Key Words: Labor Market Institutions, Labor Market Segmentation, Education and Skills Mismatch, PIAAC

◆ 2014.11.24. 접수 / 2014.12.15. 1차 수정 / 2014.12.19. 게재 확정

* Research Fellow, KRIVET (ryukirak@krivet.re.kr)