

雇傭職業能力開發研究  
第18卷(2), 2015. 8. pp. 77~97  
© 韓國職業能力開發院

## 기업에서 학력의 외부효과 분석

이 호 준\* · 이 성 은\* · 정 승 환\* · 정 설 미\* · 정 동 욱\*\*

본 연구는 이원고정효과모형을 활용하여 기업 내 학력의 외부효과와 개인 및 기업 특성에 따른 외부효과의 차별적 효과를 분석하였다. 분석결과, 기업에서 학력의 외부효과는 소속집단의 평균교육연한이 1년 증가함에 따라서 1.2% 만큼의 임금상승효과를 가져오는 것으로 나타났다. 또한 학력의 외부효과는 개인특성 및 기업특성에 따라 그 효과가 다르게 나타났다. 이런 결과는 교육의 효과를 제대로 평가하기 위해서는 개인의 교육투자수익률뿐만 아니라 외부효과까지 고려해야 하며, 개인 및 조직의 특성에 따른 차별적 효과까지 고려하여 조직을 전략적으로 운영해야 할 필요성이 있음을 보여준다. 이에 본 연구는 교육의 효과가 개인의 교육투자수익률뿐만 아니라 제3자에게 영향을 미치는 외부효과까지 고려하여 평가되어야 한다는 인식의 전환과, 외부효과를 높일 수 있도록 기업 내 각 구성원들 간 상호작용의 기회를 증가시킬 수 있는 여건을 마련해야 함을 정책적 시사점으로 제기하는 바이다.

- 주제어: 외부효과, 차별적 효과, 이원고정효과모델

투고일: 2014년 10월 31일, 심사일: 2015년 02월 15일, 게재확정일: 2015년 03월 25일

\* 이호준 (서울대학교 교육학과 박사과정, l3900hs0417@snu.ac.kr)

이성은 (서울대학교 교육학과 석사, clementpb@snu.ac.kr)

정승환 (서울대학교 교육학과 석사, jungseunghwan@snu.ac.kr)

정설미 (서울대학교 교육학과 석사과정, namoo07@snu.ac.kr)

\*\* 교신저자: 서울대학교 교육학과 부교수 (jeongdw@snu.ac.kr)

## I. 서론

인적자본에 대한 투자는 생산성 증대로 이어진다는 인적자본론(Human Capital Theory)은 인적자본 투자의 필요성과 정당성을 뒷받침한다. 일부 선행 연구들은 개인의 생산성뿐만 아니라 주변 동료 및 소속된 기업의 생산성을 향상시키는 주요 요인으로 개인의 인적자본 투자를 논의하였다(김기태, 2008; 황정희·김광용, 2013; Acemoglu & Angrist, 2000; Greenstone, Hornbeck, & Moretti, 2010; Mas & Moretti, 2009; Moretti, 2004a; 2004b; Rudd, 2000). 특히 가치창출의 요인으로 지식이 중시되는 지식기반사회에서 인적자본을 위한 투자는 더욱 강조되었고(황정희·김광용, 2013), 지식의 과급성을 강조하며 교육의 외부효과에 더 많은 관심을 기울여 왔다(반가운, 2012).

학력(學歷)의 외부효과에 관한 논의는 인적자본 축적을 통해 개인의 생산성 증대와 함께 의도하지 않은 제3의 효과가 존재한다는 점에서, 교육의 효과를 재고해 볼 수 있다는 데 의미가 있다. 즉, 한 개인이 받은 교육의 진정한 의미는 긍정적인 외부효과로 인해 교육을 받은 당사자뿐만 아니라 제3자에게 미치는 영향까지 충분히 고려될 때 타당하게 논의할 수 있는 것이다. 하지만 기존의 교육투자수익률을 분석해 온 연구들은 교육의 효과를 교육수혜자의 임금 향상에 미치는 교육의 영향으로 한정해 왔다(신경수·송일호, 2005; 신동균, 2010; 최강식, 2002; Angrist & Krueger, 1991; Ashenfelter & Rouse, 1998; Martins & Pereira, 2004; Uusitalo, 1999). 교육의 외부효과가 존재한다면 기존의 교육투자수익률 관련 연구들은 교육의 효과를 과소평가한 것으로 볼 수 있다. 이런 의미에서 교육의 실질적 효과를 분석하기 위해서는 교육의 외부효과까지 함께 고려할 필요가 있다.

학력의 외부효과에 관한 선행연구들은 외부효과의 실재를 실증적으로 분석하고자 노력하였지만, 다음과 같은 한계점을 가진다. 첫째, 외부효과를 분석한 선행연구들은 활용 데이터, 활용 변수, 분석 방법 등의 차이로 인해 일관된 결론을 도출하지 못하였다. 선행연구들 중 일부는 학력의 긍정적인 외부효과를 제시했던 반면(Moretti, 2004a; 2004b; Mas & Moretti, 2009; Greenstone 외, 2010), 다른 연구들은 기업 내 외부효과가 없거나 오히려 부정적인 영향을 미친다고 밝혔다(Acemoglu & Angrist, 2000; Rudd, 2000; Park, 2012). 둘째, 관련 선행연구들은 지식전이, 사회적 압력, 모방, 실행에 의한 학습 등을 통해

외부효과의 발생 메커니즘에 대해 논의해 왔지만(Acemoglu & Angrist, 2000; Mas & Moretti, 2009; Greenstone 외, 2010), 어떻게 외부효과를 높일 수 있는지 그 구체적인 방안에 대해서는 크게 관심을 기울이지 못하였다.

이에 본 연구는 인적자본기업패널 2~5차년도 자료를 활용하여 기업 내 외부효과와 개인 및 기업 특성에 따른 외부효과의 차별적 효과(differential effect)를 분석하여 교육의 외부효과와 관련한 정책적 시사점을 도출하고자 하였다. 이를 위해 본 연구는 소속집단의 평균 교육연한이 개인에게 미치는 영향을 분석하고 이를 학력의 외부효과로 추정하였다(Acemoglu & Angrist, 2000; Moretti, 2004a; 2004b; Mas & Moretti, 2009; Greenstone 외, 2010). 또한 본 연구에서는 관찰하기 어려운 기업의 개체 고정적인 특성과 특정 시점에서 이질적인 특성을 적절히 통제하지 못하여 발생하는 내생성(endogeneity)의 문제를 해결하기 위해 기업고정효과와 연도고정효과를 함께 고려한 이원고정효과모델(two-way fixed effect)을 활용하여 외부효과를 분석하였다. 본 연구의 연구문제는 다음과 같다. 첫째, 기업 내 교육의 긍정적인 외부효과가 존재하는가? 둘째, 교육의 외부효과는 개인 특성에 따라 달라지는가? 셋째, 교육의 외부효과는 기업 특성에 따라 달라지는가?

## II. 이론적 배경

### 1. 외부효과

외부효과(externality effect)는 경제학에서 불완전경쟁시장, 공공재, 정보의 비대칭성 등과 함께 시장실패를 야기하는 원인의 하나로 어떤 사람의 행동이 제3자에게 의도하지 않은 혜택이나 손해를 가져다주면서 이에 대한 대가를 받지도 혹은 지불하지도 않는 상태로 정의된다(이준구, 2008). 외부효과와 관련한 연구들은 개인의 학력이 다른 동료의 임금 상승에 미치는 영향을 분석하면서 다음과 같은 경로를 통해 영향을 미친다고 밝혀 왔다(Mas & Moretti, 2009; Greenstone 외, 2010). 첫째, '사회적 압력'과 '친사회적 성향'이다. '사회적 압력'은 생산성이 높은 동료를 의식하여 무임승차를 하지 않으려는 다른 동료의 행동으로 일종의 집단압력이 개인에게 작용함을 의미하며, '친사회적 성향'은 동료 간 관계형성을 용이하게 만들어 외부효과를 증대시키는 것을 의미한다. 이와 관련하여 Mas와 Moretti(2009)

는 직장 안에서 인적자본의 외부효과는 사회적 압력과 친사회적 성향의 경로를 통해 나타난다고 밝힌 바 있다. 둘째, 아이디어의 교환(exchange of ideas)이다. 지식이나 기술의 공식적·비공식적 공유가 생산성 향상의 긍정적인 외부효과를 불러일으킨다는 입장이다. Greenstone 외(2010)는 아이디어 교환을 통한 외부효과는 특허관련 사업 등 하이테크 산업에서 특히 더 효과적이라고 주장하였다.

외부효과는 개인이나 집단의 특성에 따라 다른 메커니즘이 작용하여 그 효과가 달리 나타날 수 있다. 우선, 선행연구결과를 토대로 볼 때, 성별에 따라 교육연한의 외부효과가 달라질 수 있다(김희선, 1998) 남성의 경우 여성에 비해 '장(場)'독립적인 성향이 강하고 자율지향성이 높은 반면, 여성의 경우 '장(場)'의존적인 성향과 관계지향적인 경향을 가지고 있다. 이런 여성의 관계 지향적 성향은 친사회적 성향으로 이어져 동료 간 관계 형성을 자극하고 이로 인해 남성에 비해 학력의 외부효과를 증대시킬 가능성이 있다. 다음으로 기혼자는 미혼자에 비해 공감, 동정, 보호, 수용 등의 특성을 보이는 '양육적 어머니 자아'가 발달하기 때문에(성은현, 1998), 기혼자가 미혼자에 비해 보다 관계지향적인 성향을 가져 이로 인한 외부효과가 기혼자에게서 더 크게 나타날 수 있다. 뿐만 아니라, 지식의 공유 정도에 따라 외부효과가 다르게 나타난다는 점을 고려해 볼 때, 지식공유가 잘 이루어지는 직종인지 여부에 따라 외부효과도 달라질 수 있음을 알 수 있다(김문주·윤정구, 2012). 마지막으로 주인-대리인 이론에 따라 집단 성과급제를 통해 구성원 간 아이디어의 교환 및 공유가 더욱 빈번해질 때, 학력의 외부효과가 더욱 커질 수 있음을 알 수 있다(Abowd, 1990; Sprinkle, 2000; Fisher 외, 2003).

## 2. 관련선행연구

지난 10년 동안 기업 내 학력의 외부효과를 인과적으로 추정하려는 시도가 꾸준히 있어 왔지만, 일관된 결론으로 이어지지 못하였다. 먼저 Acemoglu와 Angrist(2000)는 의무교육연한법(compulsory schooling law)을 도구변수로 사용하여 집단의 교육수준이 개인의 임금 상승에 미치는 영향을 실증적으로 분석하였다. 분석결과, 1990년 이후 주(州)평균교육연한이 임금 상승에 긍정적인 영향을 미친다고 밝혔다. 또한 Moretti(2004a)는 도시의 대규모 집적단지의 유무를 도구변수를 이용하여 인적자본의 저장(stock)이 높은 지역과 그렇지 않은 지역에서 발생하는 임금(생산성)의 차이가 통계적으로 유의함을 밝혔다. 뿐만 아니라, 두 국가에서 대규모단지의 이전으로 인하여 발생하는 국가 간 총 요소 생산성을 비교

한 Greenstone 외(2010)는 대규모 단지가 유입된 국가는 대규모 단지가 유출된 국가에 비해 총 요소 생산성이 12%가 더 높다고 밝혔다. 식료품 회사를 대상으로 한 Mas와 Moretti (2009)의 연구에서도 직장 내 구성원의 이질적인 조합이 기술의 다양성을 통해 생산성 증대로 이어질 수 있다고 밝혔다. 반면, 시계열 데이터 자료를 이용한 Rudd의 연구(2000)에서는 지역의 평균교육연한의 증가가 개인의 임금향상에 미치는 영향을 분석하여 지역의 평균교육연한과 개인 임금 간의 통계적 유의성을 밝힐 수 없다고 주장하였다. 또한 대학 신입생 비율의 변화를 도구변수로 사용하여 인적자본의 외부효과가 산업단지의 생산성에 미치는 효과를 살펴 본 Park(2012)도 인적자본의 외부효과와 산업단지의 생산성 간의 통계적으로 유의한 효과가 존재하지 않는다고 밝혔다.

한편, 국내에서도 학력의 외부효과를 분석한 연구들이 있었다. 먼저, 도시별·산업별 인적자본의 외부효과를 분석한 장수명·이변송(2001)의 연구는 도시에서 3%, 산업에서 5~7%의 긍정적인 외부효과가 각각 존재한다고 밝혔다. 박정호·이희연(2009)은 위계선형모형을 통해 인적자본의 외부효과를 분석하여 4.4% 정도의 긍정적인 외부효과가 존재한다고 밝히면서 이런 효과가 고학력 집단으로 갈수록 더 커진다고 보고하였다. 이현영·조성철·임엽(2011)도 인적자본 지표를 활용하여 지역노동시장에서 인적자본의 외부효과가 존재함을 실증적으로 분석하였다. 학력이 아닌 교육훈련스톡을 통해 기업 간 존재하는 외부효과를 분석한 반가운(2012)은 상장기업을 대상으로 타 기업에서의 교육훈련투자가 자기 기업의 지식형성 활동에 미치는 영향을 실증적으로 분석하여 기업 간에 긍정적인 외부효과가 존재한다고 밝혔다.

아래의 <표 1>은 기업에서 학력의 외부효과를 추정한 연구들을 정리한 결과이며, 주요한 결과는 다음과 같다. 첫째, 기업에서 학력의 외부효과에 대해 선행연구들은 서로 상반된 결과를 제시한다. 일부 연구들은 학력이 기업 내에서 긍정적인 외부효과가 존재한다고 밝혔던 반면(박정호·이희연, 2009; 장수명·이변송, 2001; 이현영 외, 2011; Moretti, 2004a; 2004b; Mas & Moretti, 2009; Greenstone 외, 2010), 다른 부류의 연구들은 기업 내 외부효과가 없거나 오히려 부정적인 영향을 미친다고 밝혔다(Acemoglu & Angrist, 2000; Rudd, 2000; Park, 2012). 둘째, 연구마다 분석결과가 상이한 이유로 연구에서 활용한 종속변수가 각각 다른 점을 들 수 있다. 개인 수준에서 개인이 받는 임금, 개인의 업무처리 속도 등을 종속변수로 활용하여 분석한 선행연구들이 있었으며(박정호·이희연, 2009; 장수명·이변송, 2001; 이현영 외, 2011; Acemoglu & Angrist, 2000; Rudd, 2000; Moretti, 2004b; Mas & Moretti, 2009), 반면 기업 수준에서 기업 순이익 규모 및 규

모의 변화 등을 종속변수로 사용하여 분석한 연구들이 있었다(Moretti, 2004a; Greenstone 외, 2010; Park, 2012).

<표 1> 인적자본의 외부효과 추정 연구 정리

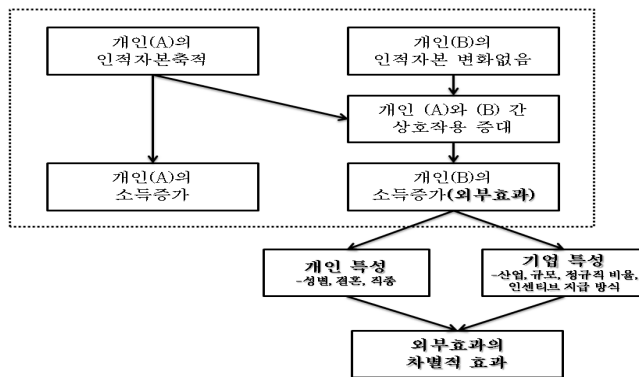
저자	종속변수	분석방법	결론
Acemoglu & Angrist (2000)	개인 임금	도구변수	<·>효과
Rudd (2000)	개인 임금	고정효과모델	<·>효과
Moretti (2004a)	기업 순이익 변화	고정효과모델	<+> 효과
Moretti (2004b)	개인 임금	도구변수	<+> 효과
Mas & Moretti (2009)	개인 생산성	고정효과모델	<+> 효과
Greenstone 외(2010)	기업 순이익	고정효과모델	<+> 효과
Park (2012)	기업생산성, 개인 임금	도구변수	<-> 효과
장수명, 이변송 (2001)	개인 임금	도구변수	<+> 효과
박정호, 이희연 (2009)	개인 임금	3수준 위계적 선형 모델	<+> 효과
이현영, 조성철, 임업 (2011)	개인 임금	2수준 위계적 선형 모델	<+> 효과
반가운 (2012)	교육훈련스톡	동적패널모형	<+> 효과

셋째, 분석결과가 연구마다 활용한 분석방법에 따라서 차이가 있다. 외부효과를 분석한 연구들은 고학력을 요구하는 하이테크 산업이 육성된 지역이나 고급기술을 요구하는 기업으로 높은 인적자본을 가진 근로자들이 모이는 '선택편의로 인한 내생성 문제(endogeneity)'가 발생하여 외부효과와 인과추정을 어렵게 한다고 밝혔다. 선행연구들은 이런 문제 상황을 해결하기 위해 다양한 접근법을 활용하였다. 일부 연구들은 도구변수를 활용한 접근방식(Acemoglu & Angrist, 2000; Moretti, 2004b; Park, 2012; 장수명·이변송, 2001)을 활용한 반면, 다른 연구들은 고정효과모델을 활용한 접근 방식으로 내생성의 문제를 해결하고자 하였다(Rudd, 2000; Moretti, 2004a; Mas & Moretti, 2009; Greenstone 외, 2010). 특히, 반가운(2012)의 경우 종속변수의 이전년도 값을 설명변수로 포함하는 동적패널분석을 실시하였다.

### 3. 분석틀

[그림 1]은 본 연구에서 이용한 분석틀로 동일한 조직 내에서 개인 A와 개인 B 간에 나타

나는 외부효과와 이런 외부효과가 개인특성과 기업특성에 따라 달라질 수 있음을 제시한 그림이다. 개인 A의 인적자본축적은 인적자본론에 따라 개인 A의 소득 증가로 이어지는 반면, 개인 B의 인적자본에는 변화가 없다. 하지만 사회적 압력, 친사회적 성향, 지식전이 등의 경로들을 통해 개인 A와 개인 B 간 상호작용으로 개인 B의 소득이 증가한다면, 이런 결과는 개인 A의 인적자본축적으로 인한 개인 B의 소득증가로 이어지는 외부효과가 발생한 것으로 볼 수 있다.



[그림 1] 본 연구의 분석틀

학력의 외부효과는 [그림 1]에 제시된 것과 같이 성별, 결혼, 직종 등 개인 특성과 산업유형, 기업규모, 기업의 인센티브 방식 등의 기업 특성에 따라 그 효과가 각기 달리 나타나는 차별적 효과(differential effect)를 가진다. 한 개인  $i$ 가 소속된 집단의 평균교육연한이 개인  $i$ 의 소득에 미치는 영향은 장 의존적인 성향 및 관계지향적인 성향 등으로 인해 성별에 따라 달리 나타날 수 있다. 또한 '양육적 아버지 자아'의 발달로 인해 기혼자가 보다 관계지향적인 성향을 가지게 된다는 선행연구의 연구결과를 살펴볼 때(성은현, 1998), 결혼 유무에 따라 기업 내에서의 상호작용이 달리 나타날 수 있다. 뿐만 아니라, 직종에 따라 지식 공유의 정도가 다르다는 김문주·윤정구(2012)의 연구는 직종별로 외부효과가 차이를 보일 수 있음을 시사한다. 기업 수준에서 외부효과는 산업유형, 기업규모, 인센티브 방식과 같은 기업 특성에 따라 달라질 수 있다. 또한 장수명·이변송(2001)의 연구결과 역시 기업의 산업유형에 따라 산업별 외부효과가 달라질 수 있음을 보여주고 있다. 기업규모에 따라 협력방식의 차이가 나타나고 궁극적으로 기술혁신 활동에 일정한 차이가 존재한다는 선행연구의 결과도 기업 규모에 따라 협력방식의 차이로 인해 외부효과가 달라질 수 있음을 말해준다(성

태경, 2003). 또한 주인-대리인 이론에 근거해 볼 때 기업의 인센티브 지급 방식에 따라 학력의 외부효과가 달라질 수 있다(Abowd, 1990; Sprinkle, 2000; Fisher 외, 2003).

### Ⅲ. 분석 방법

#### 1. 분석자료

본 연구에서는 한국직업능력개발원이 제공하는 인적자본기업패널(HCCP) 2~5차년도<sup>1)</sup> 자료를 활용하였다. 2005년 1차 조사를 시작으로 2013년에 5차년 조사까지 수행된 2년 주기 중장기적 패널조사인 인적자본기업패널은 조사 기본 단위가 근로자 수 100인 이상의 일반 '기업'이다. 인적자본기업패널은 산업별, 규모별, 기업형태별 층화한 후 임의표본추출방식을 통해 해당 기업과 근로자들을 표집 하였다는 특징을 가지고 있다(한국직업능력개발원, 2012). 인적자본기업패널은 다음과 같은 활용의 의의가 있다. 첫째, 인적자본기업패널은 기업 수준의 종단자료이기에 기업의 관찰하기 어려운 고정효과를 적절히 통제할 수 있다는 장점이 있다. 둘째, 인적자본기업패널은 인적자원 개발 및 관리 현황, 인력현황 등 기업 특성에 관한 정보 및 개인임금, 성별, 교육수준 등 개인 특성에 관한 정보들을 풍부하게 제공한다는 이점이 있다. 본 연구에서는 주요 변수 중 미응답 또는 무효응답, 매칭 불가 사례 등을 결측치로 처리하여 최종적으로 총 32,569명의 근로자와 1,322개 기업을 분석에 사용하였다.

#### 2. 분석변수

〈표 2〉는 본 연구에서 활용한 주요 변수들을 정리한 표이다. 본 연구에서 활용한 종속변수는 개별 근로자의 명목임금(연봉)을 자연로그로 변환한 값을 사용하였다.<sup>2)</sup> 주요한 관심

1) 본 연구에서 1차년도와 2~5차년도 간 소득을 묻는 설문방식의 차이로 인해 두 기간 사이의 소득에 일정한 차이가 발생할 수 있다는 점을 고려하여 1차년도를 분석에서 제외하였다.

2) 연도별 물가 차이를 반영한 실질임금을 사용하지 않고 명목임금을 사용한 이유는 본 연구의 분석방법인 이원고정효과 중 연도고정효과를 적용할 경우 연도별 물가 수준의 차이를 적절히 통제할 수 있다고 판단하였기 때문이다. 또한 본 연구에서는 연봉이 월급에 비해 정기수당, 성과급 등을 포함하기 용이하여 연봉을 종속변수로 활용하였다.



변수인 집단평균교육연한은 소속 집단 내 근로자 자신을 제외한 동료의 교육 연한(Year of schooling)값을 활용하였다.<sup>3)</sup> 본 연구에서 활용한 주요 통제변수들은 Mincer의 임금합수를 활용한 선행연구(신경수·송일호, 2005; Martins & Pereira, 2004; Hanushek, 외, 2015)를 참고하여 교육연한, 경력, 결혼여부 등의 변수들을 활용하였다. 주요 통제 변수는 크게 근로자 개인 특성 변수와 기업 특성 변수로 구분해 볼 수 있다. 개인 특성 변수는 다음과 같다. 첫째, 성별 변수는 여성일 경우 '1', 남성일 경우 '0'으로 코딩하여 변수로 활용하였다. 둘째, 결혼 변수는 결혼을 한 경우 '1', 그렇지 않은 경우 '0'으로 코딩하여 분석에 활용하였다. 셋째, 학력 변수는 범주형 변수로 제시된 값을 실제 교육연한으로 변환하여 분석에 활용하였다. 넷째, 직종은 관리직, 생산관리, 생산, 서비스, 핵심전문직 등 5개 하위 요소로 구분하고 각각을 더미변수로 코딩하여 분석에 활용하였다. 다섯째, 정규직 유무 변수는 정규직에 근무할 경우 '1', 그렇지 않은 경우 '0'으로 코딩하여 분석에 활용하였다. 여섯째, 경력은 기준연도에서 입사연도를 뺀 값으로 추산하였다.

본 연구에서 활용한 기업 특성 변수는 다음과 같다. 첫째, 기업형태는 제조업, 금융업, 비금융업 등으로 구성된 범주변수를 각각 더미변수로 코딩하여 분석에 활용하였다. 둘째, 기업규모변수는 기업 전체 근로자 수를 나타내는 범주형 변수를 각각 더미변수로 코딩하여 분석에 포함하였다. 셋째, 정규직 비율은 정규직 근로자 수를 전체 근로자 수로 나눈 값을 변수로 활용하였다. 넷째, 기업평균임금은 기업 내 구성원들의 임금을 평균한 값으로 기업 간에 존재하는 고유한 임금 차이를 통제하기 위해 분석에 포함하였다.<sup>4)</sup> 여섯째, 기업의 선호도는 기업의 채용계획 인원 대비 응시인원을 비율로 제시한 값을 변수로 활용하였다. 일곱째, 보상제도와 관련하여 호봉제 실시 여부, 연봉제 실시 여부, 직무제 실시 여부, 직능제 실시 여부 등과 같이 더미변수로 코딩된 변수들을 분석에 포함하였다. 여덟째, 노동조합변수는 기업 내

3) 여기서 집단평균교육연한은 근로자 자신을 제외한 집단 내 교육연한의 합을 근로자 수 - 1(근로자 자신)로 나눈 평균값이다. 이는 선행 연구들(Acemoglu & Angrist, 2000; Moretti, 2004a; 2004b; Mas & Moretti, 2009; Greenstone 외, 2010)과 동일하게, 한 개인이 속한 조직의 평균교육연한이 자신의 임금 향상에 영향을 미치는 것이 조직의 인적자본 수준에 의해 '의도하지 않게' 작용하였고 이에 대한 어떤 보상이 이루어지지 않았다면 이런 영향력을 외부효과로 볼 수 있다고 판단하였기 때문이다.

4) 본 연구는 '학력의 외부효과로 인한 개인의 임금상승 효과'와 '개인이 근무하는 기업의 임금 수준으로 인한 개인의 임금상승 효과'를 구분하기 위해 기업평균임금을 통제하였다. 가령, 우수한 인적자본을 가진 사람들이 임금 수준이 높은 기업에서 근무하고, 그런 기업에서 학력의 외부효과가 더 크게 나타난다면, 학력의 외부효과로 인한 효과와 기업의 높은 임금수준으로 인한 효과가 혼재하게 된다. 이에 본 연구에서는 기업평균임금을 통제하지 않아 나타날 수 있는 '누락변수로 인한 내생성의 문제'를 고려하여 기업평균임금을 통제하였다.

노동조합이 존재할 경우 '1', 그렇지 않은 경우 '0'으로 코딩하였다. 아홉째, 인적자원개발 변수는 기업이 사내·외 교육훈련, 인터넷 학습, 핵심인재육성 등의 인적자원개발과 관련하여 실제로 실시하고 있는 인적자원개발 프로그램의 수를 합산하여 산출하였다.

<표 2> 주요 변수 설명

변수명		변수설명
<b>종속변수</b>		
	명목임금	연봉(세전, 단위: 만원)의 자연로그값
<b>독립변수(개인특성)</b>		
기본 특성	성별	여자=1, 남자=0
	결혼	기혼=1, 미혼=0
	학력	최종학력(중졸이하=1 ~ 대학원졸 이상=7)을 실제 연한으로 조정한 값
직무 특성	직종	1. 관리직, 2. 생산관리직, 3. 생산직, 4. 서비스직, 5. 핵심전문직
	정규직유무	정규직=1, 비정규직=0
	경력	현재연도 - 입사연도
<b>독립변수(기업특성)</b>		
	집단평균교육연한	소속 집단 내 근로자 자신을 제외한 동료의 교육연한(year of schooling) 평균값
	기업형태	제조업, 금융업, 비금융업 구분(더미변수)
	기업규모	근로자수를 기준 4분위 구분(100~299인, 300~999인, 1,000~1,999인, 2,000인 이상)
	정규직비율	정규직수/전체근로자수
	기업평균임금	기업 내 구성원들의 임금을 평균한 값
	기업선호도	응시인원/채용계획인원
	보상제도	호봉제 / 연봉제 / 개인성과급 / 팀성과급 실시여부(더미변수)
	노동조합유무	노동조합존재유무(더미변수)
	인적자원개발	사내교육, 사외교육, 인터넷학습 등 운영 중인 주요 인적자원개발 프로그램 수를 합산한 값

### 3. 분석모델

본 연구는 Mincer의 임금함수를 활용하여 교육의 외부효과를 추정하였다. 본 연구에서 활용한 기본 수식은 다음과 같다.

$$(1) \ln Y_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 S_{ikt} + \beta_2 E_{ikt} + \beta_3 E_{ikt}^2 + \beta_4 \bar{X}_{-ikt} + I_{ikt} \delta + C_{ikt} \lambda + \epsilon_{ikt}$$

여기서  $\ln Y_{ikt}$ 는 k기업에 근무하는 i근로자의 t년도의 임금을,  $S_{ikt}$ 는 k기업에서 i근로자가 t년도의 교육수준을,  $E_{ikt}$ 는 k기업에서 i근로자가 t년도의 경력을,  $I_{ikt}$ 는 근로자 i의 개인특성을,  $C_{ikt}$ 는 k기업의 기업특성을,  $\bar{X}_{-ikt}$ 는 집단평균교육연한을 의미한다.

하지만 위의 식은 오차항에 포함된 관찰이 불가능한 기업의 이질적인 특성들을 적절히 고려하지 못하여 관심변수와 종속변수 사이의 관계에 영향을 미치는 관찰이 어려운 기업별 이질적인 특성으로 인해 일치추정량을 추정하기 어렵다는 한계가 있다(Greene, 2008). 이에 본 연구는 이원고정효과모형을 통해 기업의 관찰하기 어려운 이질적인 특성과 연도별 이질적 특성을 통제하여 누락변수로 인한 내생성의 문제를 완화시키고자 하였다. 또한 개별 근로자 수준에서 분석을 실시하여 '집합화의 오류'로 인해 편의를 최소화하고자 하였다. 최종적으로 활용한 분석모델은 다음의 수식 (2)와 같다.

$$(2) \ln Y_{ikt} = \beta_0 + \beta_1 S_{ikt} + \beta_2 E_{ikt} + \beta_3 E_{ikt}^2 + \beta_4 \bar{X}_{-ikt} + I_{ikt} \delta + C_{ikt} \lambda + \mu_k + \nu_t + e_{ikt}$$

위 식에서  $\mu_k$ 는 시간에 따라 변하지 않는 개체별 고정효과를,  $\nu_t$ 의 경우 특정한 시점에서 고정효과를,  $e_{ikt}$ 는 확률오차항을 의미한다.

다음으로 본 연구는 개인 특성 및 기업 특성에 따른 외부효과의 차별적 효과(differential effect)를 분석하였다. 이를 위해 개인 및 기업 특성 변수와 집단평균교육연한의 상호작용항을 분석에 포함하여 차별적 효과를 분석하였다.

## IV. 분석 결과

### 1. 기술통계분석

주요 변수의 기술통계는 <표 3>과 같으며, 주된 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 종속 변수인 근로자 1인당 연평균임금은 2007년 3,903만원, 2009년 4,178만원, 2011년 4,051만원, 2013년 4,232만원으로 나타나 개인 임금이 증가세를 확인하였다. 둘째, 집단의 평균교육연한은 2007년 14.30년에서 2009년 14.58년으로 근소하게 증가하는 추세를 보였으나, 이후에는 큰 변화가 없는 것으로 나타났다.

&lt;표 3&gt; 주요변수의 기술통계분석

구 분	2007		2009		2011		2013		
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	
임금(만원)	3903.34	2037.45	4178.97	2063.88	4051.55	1895.64	4233.62	1928.75	
여성유무	0.17	0.38	0.19	0.39	0.21	0.41	0.20	0.40	
연령	37.69	8.04	37.99	7.86	37.70	8.28	38.20	8.32	
결혼유무	0.71	0.46	0.69	0.46	0.66	0.47	0.66	0.47	
최종학력	14.47	2.23	14.64	2.13	14.56	2.11	14.59	2.06	
업무 분야	관리직	0.49	0.50	0.51	0.50	0.54	0.50	0.54	0.50
	생산관리	0.04	0.19	0.04	0.19	0.03	0.18	0.04	0.19
	생산	0.33	0.47	0.31	0.46	0.34	0.47	0.35	0.48
	서비스	0.03	0.18	0.04	0.20	0.02	0.15	0.02	0.14
	핵심전문	0.11	0.31	0.09	0.29	0.07	0.25	0.06	0.24
정규직유무	0.97	0.16	0.98	0.14	0.98	0.15	0.98	0.13	
경력	8.70	7.27	9.04	7.53	8.61	7.72	9.19	7.91	
N		11,473		10,019		10,064		10,043	
집단교육연한	14.30	1.12	14.58	1.04	14.39	1.14	14.58	1.01	
기업 유형	제조업	0.68	0.47	0.72	0.45	0.74	0.44	0.74	0.44
	금융	0.08	0.26	0.08	0.27	0.07	0.26	0.07	0.42
	비금융	0.25	0.43	0.21	0.41	0.19	0.39	0.19	0.50
기업 규모	300 미만	0.41	0.49	0.37	0.48	0.48	0.50	0.49	0.50
	300~999	0.40	0.49	0.36	0.48	0.34	0.48	0.33	0.47
	1000~1900	0.10	0.30	0.07	0.26	0.09	0.29	0.09	0.29
	2000 이상	0.10	0.30	0.10	0.30	0.09	0.28	0.08	0.28
정규직비율	0.90	0.20	0.93	0.13	0.92	0.14	0.93	0.13	
기업평균임금(만원)	4168.04	1545.16	4282.24	1522.26	4035.56	1404.61	4069.37	1373.81	
기업선호도	26.41	56.95	20.23	25.17	28.93	104.49	35.89	125.97	
호봉제실시	0.60	0.49	0.61	0.49	0.60	0.49	0.58	0.50	
연봉제실시	0.81	0.40	0.80	0.40	0.83	0.37	0.82	0.39	
직무급실시	0.15	0.36	0.13	0.34	0.16	0.37	0.15	0.36	
직능급실시	0.08	0.27	0.08	0.27	0.08	0.28	0.08	0.27	
노동조합유무	0.83	0.38	0.89	0.32	0.89	0.31	0.87	0.33	
인적자원지원	5.30	21.13	4.11	13.53	4.04	16.54	2.53	8.65	
N		467		473		500		482	

## 2. 기업의 외부효과 분석

<표 4>는 1인당 연평균 임금 값의 자연대수를 종속변수로 하여 집단평균교육연한이 연평균 임금 값을 높이는 데 미치는 영향을 분석한 결과이다. 기업고정효과와 연도고정효과를 함

계 포함한 모델 4의 분석결과에 따르면, 집단평균교육연한이 개인의 임금에 미치는 영향은 각각 1.2% 정도인 것으로 나타나, 긍정적인 외부효과가 존재함을 확인하였다. 또한 근로자의 경력변수는 제곱항을 포함하여 경력이 개인의 임금에 미치는 영향이 비선형임을 가정하였는데, 근로자의 경력은 임금을 상승시키는 효과가 있는 것으로 나타났지만, 증가율은 감소하는 비선형적 관계가 실제로 존재하는 것으로 나타났다.<sup>5)</sup>

<표 4> 고정효과모형을 활용한 외부효과 추정

구 분	모델1	모델2	모델3	모델4
집단평균교육연한	0.103*** (0.008)	0.041*** (0.005)	0.024*** (0.003)	0.012*** (0.003)
경력	0.042*** (0.002)	0.036*** (0.001)	0.039*** (0.001)	0.039*** (0.001)
경력제곱항	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
개인변수통제	Yes	Yes	Yes	Yes
기업변수통제	No	Yes	Yes	Yes
기업고정효과	No	No	Yes	Yes
연도고정효과	No	No	No	Yes
R <sup>2</sup>	0.59	0.69	0.75	0.76
N	36,035	32,569	32,569	32,569

주: ( )는 기업 간 이질적 특성을 고려한 표준편차(cluster standard error at company level)를 의미함. 개인특성변수로 여성유무, 교육연한, 경력, 경력제곱항, 결혼여부, 직급, 정규직여부를 분석에 포함함. 기업 특성변수<sup>6)</sup>로 산업분야(업종), 기업규모, 정규직 비율, 기업평균임금, 기업선호도, 호봉제 여부, 연봉제 여부, 직무급 여부, 직능급 여부, 노동조합여부, 인적자원지원 등을 분석에 포함함.

범주: \*  $p < .1$ ; \*\*  $p < .05$ ; \*\*\*  $p < .01$ .

- 5) 내생성의 문제를 고려하여 기업의 평균임금을 포함하였지만, 집단평균교육연한과 평균임금 간 상관관계가 높다는 한계점을 가진다. 이에 본 연구는 평균임금을 분석에서 제외하고 동일한 분석을 실시하였다. 분석결과, 집단평균교육연한의 회귀계수는 0.012로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 효과가 있는 것으로 나타났다.
- 6) 고정효과모형을 활용할 경우 기업특성변수 중 시불변 변수로 볼 수 있는 업종과 같은 변수들은 분석기간 동안 미미한 변화가 있어 통계패키지에서는 돌아가더라도 변이가 매우 작아 실제 분석에서 추가적 정보를 주지 않을 수 있다. 이에 따라 본 연구에서는 시불변 변수로 볼 수 있는 기업형태, 기업규모, 보상제도, 노동조합유무 등을 제외하고 분석을 실시하였다. 분석결과 집단평균교육연한 회귀계수는 0.013으로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 효과를 가지는 것으로 나타났다.

### 3. 외부효과의 차별적 효과 분석

<표 5>는 개인 및 기업 특성에 따른 차별적 외부효과를 분석한 결과이다. 본 연구에서는 평균적 효과 분석에 사용한 최종 모형에 개인 특성 혹은 기업 특성 변수와 집단평균교육연간의 상호작용항을 포함하여 외부효과의 차별적 효과를 분석하였다.

<표 5> 외부효과의 차별적 효과

구 분		고정효과모형	
		회귀계수	표준오차
성별	집단평균교육연한	0.008*	(0.005)
	집단평균교육연한*여성	0.023***	(0.007)
기업 사례 수		1,322	
개인 사례 수		33,018	
결혼 유무	집단평균교육연한	-0.019***	(0.006)
	집단평균교육연한*결혼유무	0.046***	(0.005)
기업 사례 수		1,322	
개인 사례 수		33,018	
직종	집단평균교육연한	0.004	(0.005)
	집단평균교육연한*서비스	0.103**	(0.043)
	집단평균교육연한*핵심전문	0.068***	(0.013)
기업 사례 수		1,322	
개인 사례 수		33,018	
직능급	집단평균교육연한	0.002	(0.011)
	집단평균교육연한*직능급	0.025***	(0.008)
기업 사례 수		1,322	
개인 사례 수		32,619	

주: ( )는 기업 간 이질적 특성을 고려한 표준편차(cluster standard error at company level)를 의미함.

주요통계변수는 <표 5>의 모델 4와 동일함

범주: \* p < .1; \*\* p < .05; \*\*\* p < .01.

주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 남성보다는 여성이 2.3%p 정도 외부효과가 높은 것으로 나타나, 성별에 따른 차별적 효과가 존재하는 것으로 밝혀졌다. 둘째, 결혼 여부에 따라라도 차별적인 효과가 존재하는 것으로 나타났다. 분석 결과에 의하면 기혼자가 미혼자에 비해 4.6%p 정도로 더 큰 외부효과를 가지고 있음을 확인할 수 있었다. 셋째, 직종별로는 준거집단인 관리직에 비해 서비스직이 10.3%p 가량 높았으며 핵심전문직이 6.8%p 가량 높은 결과를 보여 집단평균교육연한이 개인의 임금에 미치는 영향이 직종별로 다르다는 것을 알 수

있었다. 넷째, 기업 특성과 관련하여 직능급을 실시하는 기업의 경우는 그렇지 않은 기업에 비해 2.5%p 정도 외부효과가 더 높게 나타났다. 여기서 직능급은 종업원의 직무 수행 능력에 따라 정한 보수체제를 말하는데(이종수, 2009), 이런 결과는 개인이 맡은 업무를 충실히 잘 수행하는 정도에 따라 보수가 정해지는 직능급의 경우 개인 임금에 미치는 집단평균교육연한의 영향이 가장 크게 나타나 외부효과가 가장 큰 보상체제임을 말해 준다.<sup>7)</sup>

#### 4. 민감도 분석

이원고정효과 모형을 통해 기업 및 시간의 관찰 불가능한 이질적 특성을 통제하여 내생성의 문제를 완화시켰다하더라도, 실제 효율성임금이론(efficiency wage theory)에 따라 고임금 경영전략을 추구하는 대기업에 우수한 인재들이 몰리는 현실을 고려해 볼 때, 고임금 경영전략이 고학력자들이 회사에 몰리게 하는 가능성이 존재할 경우 일치추정량을 얻기 어렵다는 한계가 노정되어 있다.

<표 6> PSM 실시 후 외부효과와 평균적 및 차별적 효과

구 분	기본모델	차별적 효과			
		성별	결혼유무	직종	직능급
집단평균교육연한	0.007* (0.004)	-0.416*** (0.118)	-0.689*** (0.083)	-1.478*** (0.261)	-0.409*** (0.131)
상호작용항	-	0.014** (0.008)	0.054** (0.006)	0.092*** (0.016)	0.029*** (0.009)
R <sup>2</sup>	0.770	0.79	0.79	0.79	0.79
N	20,461	20,461	20,461	20,461	20,461

주: ( )는 기업 간 이질적 특성을 고려한 표준편차(cluster standard error at company level)를 의미함. 개인특성변수로 교육연한, 경력, 경력제공항, 성별, 결혼유무, 직급, 정규직여부를 분석에 포함함. 기업특성변수로 산업분야, 기업규모, 정규직 비율, 기업선호도, 호봉제 여부, 연봉제 여부, 직무급 여부, 직능급 여부, 기업 평균임금, 노동조합여부, 인적자원지원 등을 분석에 포함함.

범주: \* p < .1; \*\* p < .05; \*\*\* p < .01.

7) 구성원 간 지식공유가 조직 구성원 간 관계가 수평적 혹은 위계적인지 여부에 따라 달라질 수 있음을 고려하여 1. 팀 내 의사소통 원활 정도 2. 상급자에게 자유롭게 의견제시 가능정도 3. 부서 간 커뮤니케이션의 정도 4. 업무를 주도할 충분한 자율성 부여 등의 설문문항을 활용하여 '기업 내 구성원 간 수평적 관계' 변수를 구성하였다. 이를 통해 '팀 내 구성원 간 수평적 관계'로 인한 집단평균교육연한의 차별적 효과를 분석하였다. 분석결과, 통계적으로 유의한 효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

이에 본 연구는 경향점수매칭(propensity score)을 활용하여 추가적인 분석을 실시하였다.<sup>8)</sup> 분석결과, 회귀계수 크기는 다소 차이가 있지만, 전체적인 회귀계수의 부호와 유의성은 원래의 분석결과와 동일하여 연구결과의 강건성(robustness)이 있음을 확인할 수 있었다.

## V. 결 론

본 연구는 인적자본기업패널의 2~5차년도 자료를 활용하여 기업 내 학력의 외부효과를 분석하고, 개인 및 기업의 특성에 따른 외부효과와 차별적효과(differential effect)까지 비교·분석하는데 그 목적이 있다. 이를 위해 본 연구에서는 관찰이 불가능한 기업의 개체 고정적 특성과 특정 시점의 이질적인 기업특성들을 적절히 통제하지 못하여 발생하는 내생성(endogeneity)의 문제를 해결하기 위해 기업고정효과와 연도고정효과를 통제한 이원고정효과모델(two-way fixed effect)을 활용하였다.

본 연구를 통해 나타난 주요 분석결과를 제시하면 다음과 같다. 첫째, 동료들의 평균교육연한이 1년 증가함에 따라 자신의 임금이 1.2%만큼 증가하는 긍정적인 외부효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이런 결과는 우리나라에서도 교육의 외부효과가 존재한다는 기존의 선행연구들이 제시한 결과와 유사하며(박정호·이희연, 2009; 이현영 외, 2011; 장수명·이변송, 2001; Greenstone 외, 2010; Mas & Moretti, 2009; Moretti, 2004a; 2004b), 교육투자의 실질적인 수익률이 기존의 교육투자수익률 연구들이 제시한 수익률에 비해 높을 수 있음을 시사한다. 실제 본 연구의 결과를 바탕으로 전체 임금 중 외부효과로 인해 얻게 된 수익을 추정해 보면, 2013년 평균 근로자 임금 4,233만원 중 약 3,603만원은 개인의 교육투자로 얻게 된 수익이며, 630만원은 외부효과로 인해 얻은 수익으로 볼 수 있다.<sup>9)</sup>

8) 먼저 기업의 평균임금을 기준으로 전체 기업을 고임금기업과 저임금기업으로 구분한 후, 성별, 결혼 여부, 나이, 학력, 업무관련 자격증 유무 등 근로자의 개인변수들을 활용하여 두 집단에 속한 사람들 간 경향점수(propensity score)를 산출하였다. 산출된 경향점수를 가지고 두 집단 내에서 유사한 경향점수를 가진 근로자들을 매칭하여 새로운 데이터 세트를 구성한 후 앞서 실시한 분석들을 동일하게 실시하였다.

9) 2013년 평균 근로자의 임금이 연 4,233만원이고 집단교육연한의 평균값이 14.58년임을 고려해 볼 때, 집단교육연한이 1년 증가함으로써 얻을 수 있는 임금증가율은 1.2%이므로 전체적인 임금 상승분인 17.49%이다. 즉, 전체 임금 중 약 17.49%가 외부효과로 인해 증가한 소득으로 볼 수 있다.



둘째, 성별, 결혼, 직급 등의 개인특성에 따라 학력의 외부효과가 각기 달라지는 차별적 효과가 존재하는 것으로 나타났다. 먼저 여성은 남성에 비해 학력의 외부효과가 2.3%p 정도 더 큰 것으로 나타났는데, 남성이 여성보다 장 독립적 경향이 더 높다고 밝힌 김희선(1998)에 따라 장 독립적인 경향이 높은 남성들보다는 여성들이 상대적으로 타인과의 상호작용을 통해 관계를 형성하려는 경향이 높다고 볼 수 있다. 다음으로 학력의 외부효과는 기혼자가 미혼자에 비해 4.6%p 정도 더 많은 임금 증대 효과를 가지는 것으로 나타났다. '양육적 아버지'에 관한 연구인 성은현(1998)의 연구에 근거해 볼 때, 기혼자들이 미혼자에 비해 타인 수용적 성향이 높기 때문에 기혼자들의 외부효과가 더 크게 나타나는 것으로 해석해 볼 수 있다. 뿐만 아니라, 서비스직과 핵심전문직에 종사하는 경우 관리직에 비해 각각 10.3%p, 6.8%p 정도의 긍정적인 외부효과가 가지는 것으로 밝혀졌다. 이런 결과는 사람들과의 상호작용의 강도와 빈도가 상대적으로 높은 서비스직과 핵심전문직의 직종 특성에서 기인한 것으로 볼 수 있다.

셋째, 교육의 외부효과는 직무수행 능력에 따라 임금을 결정하는 직능급을 운영하는 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 2.5%p의 긍정적인 외부효과를 갖는 것으로 밝혀졌다. 주인-대리인 이론에 근거해 볼 때, 개인의 인센티브 기준을 성과에 연계할 경우 그렇지 않는 경우보다 구성원 간 아이디어 교환이 더욱 빈번하게 이루어진다는 점을 통해 직능급을 실시할 경우 교육의 외부효과가 크게 나타나는 것을 이해할 수 있다(Abowd, 1990; Sprinkle, 2000; Fisher 외, 2003).

이상의 분석결과를 토대로 기업의 정책적 시사점을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 교육투자의 효과에 대한 인식의 전환이 필요하다. 교육 및 특정 교육프로그램의 효과를 분석할 경우에 단순히 정책수혜자에 대한 효과뿐만 아니라, 비수혜자들에게 미친 외부효과에 대해서도 고려할 필요가 있다. 둘째, 기업 내 각 구성원들 간 상호작용의 기회를 높여 외부효과를 높일 수 있는 여건을 마련해 주는 접근이 필요하다. 남성과 미혼자들에게 구성원들과의 상호작용을 강화시켜 줄 기회를 제공할 필요가 있다. 셋째, 교육의 외부효과를 높일 수 있도록 기업의 운영체제를 개선할 필요가 있다. 특히 보다 긍정적인 외부효과를 얻기 위해서는 기업의 보상체제를 직무급 방식보다는 직능급에 의한 보상시스템으로 개선할 필요가 있다.

## 참 고 문 헌

- 김기태(2008). 『교육훈련 투자가 조직성과에 미치는 영향: 직무만족, 직무능력 향상, 종업원 역량의 매개 효과를 중심으로』, 『조직과 인사관리연구』, 제32권 제4호, 29~57쪽, 한국인사관리학회.
- 김문주·윤정구(2012). 『팀 다양성과 팀 공유멘탈모형의 상호작용이 팀 효과성에 미치는 영향에 관한 연구』, 『한국인사조직학회 발표논문집』, 제2권, 857~881쪽, 한국인사조직학회.
- 김희선(1998). 『대학생의 내외향성, 인지양식과 대인관계능력과의 관계』, 이화여자대학교 대학원 석사학위논문.
- 민인식·최필선(2012). 『STATA 패널데이터 분석』, 한국STATA학회.
- 박용승(2010). 『노사관계와 지식공유』, 『인적자원관리연구』, 제17권 제4호, 127~143쪽, 한국인적자원관리학회.
- 박정호·이희연(2009). 『위계선형모형을 이용한 인적자본의 외부효과 분석』, 『한국경제지리학회지』, 제12권 제4호, 627~644쪽, 한국경제지리학회.
- 반가운(2012). 『상장기업의 교육훈련 파급효과 분석』, 『경제학연구』, 제60권 제1호, 93~123쪽, 한국경제학회.
- 성은현(1998). 『성별, 결혼, 연령이 성격 차이에 어떠한 영향을 미치는가 : 이고그램을 통한 연구』, 『한국여성심리학회지』, 제3권 제1호, 51~63쪽, 한국심리학회.
- 성태경(2003). 『기업규모와 기술혁신활동의 연관성: 우리나라 제조업에 대한 실증적 연구』, 『중소기업연구』, 제25권 제2호, 305~325쪽, 한국중소기업학회.
- 신경수·송일호(2005). 『교육투자가 임금에 미치는 효과에 관한 실증분석』, 『사회과학연구』, 제12권 제1호, 79~102쪽, 경희대학교 사회과학연구원.
- 신동균(2010). 『교육 투자수익률 분석』, 『경제학연구』, 제58권 제3호, 221~254쪽, 한국경제학회.
- 이종수(2009). 『행정학사전』, 대영문화사.
- 이준구(2004). 『재정학(제3판)』, 다산출판사.

- 이현영·조성철·임업(2011). 「일자리 수준의 숙련지표를 이용한 지역노동시장 인적자본 외부효과 분석」, 『지역연구』, 제27권 제4호, 131~151쪽, 한국지역학회.
- 장수명·이변송(2001). 「인적자본의 지역별·산업별 분포와 그 외부효과」, 『노동경제논집』, 제24권 제1호, 1~33쪽, 한국노동경제학회.
- 최강식(2002). 「교육투자의 경제적 수익률 분석」, 『응용경제』, 제4권 제2호, 229~257쪽, 한국응용경제학회.
- 한국직업능력개발원(2012). 『인적자본 기업패널 1차(2005)~4차(2011)년도 조사』.
- 황정희·김광용(2013). 「교육훈련투자가 기업 가치에 미치는 영향」, 『경영관리연구』, 제6권 제2호, 39~60쪽, 성신여자대학교 경영연구소.
- Abowd, J. M. (1990). "Does performance-based managerial compensation affect corporate performance?", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol.43 No.3, pp. 52~73.
- Acemoglu, D., & Angrist, J. (2001). "How large are human-capital externalities? Evidence from compulsory-schooling laws", In *NBER Macroeconomics Annual 2000*, Vol.15, pp. 9~74. MIT Press.
- Angrist, J. D., & Krueger, A. B. (1990). "Does compulsory school attendance affect schooling and earnings?" (No. w3572). *National Bureau of Economic Research*.
- Ashenfelter, O., & Rouse, C. (1998). "Income, schooling, and ability: Evidence from a new sample of identical twins", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.113 No.1, pp. 253~284.
- Battu, H., Belfield, C. R., & Sloane, P. J. (2004). "Human capital spillovers in the workplace: Evidence for the service sector in Britain", *International journal of manpower*, Vol.25 No.1, pp. 123~138.
- Fisher, J. G., Pfeffer, S. A., & Sprinkle, G. B. (2003). "Budget-based contracts, budget levels, and group performance", *Journal of Management Accounting Research*, Vol.15 No.1, pp. 51~74.
- Greene, W. H. (2008). *Econometric analysis*(6th ed.). NJ: Pearson Education, Inc.
- Greenstone, M., Hornbeck, R., & Moretti, E. (2010). "Identifying agglomeration spillovers: Evidence from winners and losers of large plant openings", *Journal of Political Economy*, Vol.118 No.3, pp. 536~598.
- Hanushek, E. A., Schwerdt, G., Wiederhold, S., & Woessmann, L. (2015). "Returns to

- skills around the world: Evidence from PIAAC”, *European Economic Review*, Vol.73, pp. 103~130.
- Martins, P. S., & Pereira, P. T. (2004). “Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries”, *Labour Economics*, Vol.11 No.3, pp. 355~371.
- Mas, A., & Moretti, E. (2009). “Peers at work”, *American Economic Review*, Vol.99 No.1, pp. 112~45.
- Moretti, E. (2004a). “Workers’ education, spillovers, and productivity: Evidence from plant-level production functions”, *American Economic Review*, Vol.94 No.3, pp. 656~690.
- \_\_\_\_\_ (2004b). “Estimating the social return to higher education: Evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data”, *Journal of econometrics*, Vol.121 No.1, pp. 175~212.
- Park, W. (2012). “Does human capital spillover beyond plant boundaries?: Evidence from Korea” (Unpublished paper). Columbia University.
- Rudd, J. B. (2000). *Empirical evidence on human capital spillovers*.
- Sprinkle, G. B. (2000). “The effect of incentive contracts on learning and performance”, *The Accounting Review*, Vol.75 No.3, pp. 299~326.
- Uusitalo, R. (1999). “Return to education in Finland”, *Labour Economics*, Vol.6 No.4, pp. 569~580.

---

Abstract

---

An Analysis on Human Capital Externality within Firms

Lee Ho Jun, Lee Seong Eun,  
Jung Seung Hwan, Jeong Seol Mi, Dong Wook Jeong\*

In this paper, we estimate human capital externality within the firm and identify its differential effects, exploiting two-way fixed effect model. Our results show significantly 1.2% external effects within the firm. This result means that a worker within the firm that has high level of workers' average years of schooling has wage premium. This result suggests that the social returns to education from human capital externality are strongly positive, implying that the effect of education should be evaluated by positive human capital externality as well as private return to education not to underestimate the effect of education. We also estimate the differential effect of human capital externality with regard to personal and company characters. Human capital externality has differential effects by gender, marital status, occupational type, and incentive type. These results emphasize that a company should establish proper strategies in order to maximize the benefit of human capital externality.

**Key word:** Human Capital, Externality, Differential Effect

---

\* Corresponding Author: associate professor, College of Education, Seoul National University

