

노동정책연구
2022. 제22권 제1호 pp.121~144
한국노동연구원
<http://doi.org/10.22914/jlp.2022.22.1.005>

연구논문

졸업시기 경기변동이 대졸자의 노동시장 성과에 미치는 장기적 효과

임병인*
설귀환**

본 연구는 청년패널조사 자료를 활용하여 노동시장 진입시점 경기변동이 대졸자의 임금수준에 미치는 장기적인 영향을 분석한다. 2007~11년 대학 졸업생을 대상으로 한 임금방정식의 2-stage least squares 추정결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 대학 졸업시점 거주지역의 실업률 1%p 상승 시 대졸자는 졸업연도에 즉각적으로 12.5%~13.6%의 임금손실을 경험하며, 이 효과는 졸업 이후 4년 시점까지 지속되어 4.3%~5.3%의 임금손실이 발생한다. 둘째, 성별과 학력으로 분할한 부분표본 분석결과, 남성에 비하여 여성의 임금손실 효과가 크지만 남성과 여성 모두 졸업 이후 4년 시점에서는 효과가 모두 사라진다. 학력별 이질적 효과는 명백하게 나타나 졸업연도 기준 전문대학 졸업생은 19.1%, 4년제 이상 대학 졸업생은 8.1%의 임금손실이 발생하고, 졸업 4년 경과 시점에서 4년제 이상 대학 졸업생은 임금감소 효과가 사라지지만, 전문대 졸업생은 여전히 9.4%의 임금감소 영향이 지속된다. 셋째, 균형패널 대상 추정 시 졸업시기 경기변동 영향의 크기가 감소하고, 이는 성별, 학력에 관계없이 일관되게 나타난다. 하지만 여전히 전문대학 졸업생은 졸업 이후 4년 시점까지 지속적인 임금감소를 경험한다. 이상의 실증결과 중 경기변동이 임금에 미치는 영향의 크기와 지속기간이 학력수준에 따라 비대칭적으로 나타난다는 분석결과는 청년고용 관련 정책입안에 유용한 정보로 활용될 수 있으며, 상대적으로 취약한 집단에 대한 정책적인 고려가 필요함을 시사한다. 이런 관점에서 청년내일채움공제와 청년추가고용장려금 정책은 바람직한 정책이라고 평가할 수 있다.

핵심용어 : 장기적 영향, 졸업시점의 경기변동, 대졸자, 임금함수 추정

논문접수일: 2021년 8월 10일, 심사의뢰일: 2021년 8월 19일, 심사완료일: 2021년 11월 25일

* (제1 저자) 충북대학교 경제학과 교수(billforest22@gmail.com)

** (교신저자) 한국직업능력연구원 전문연구원(ghseol@krivet.re.kr)

I. 서론

1997년 11월 외환위기, 2003년 신용카드 대란, 2008년 9월 리먼브라더스 파산 이후 이어진 글로벌 금융위기 등으로 촉발된 경제충격은 어김없이 대졸자 취업에 부정적으로 작용했다. 경기침체는 대부분 기업들의 신규채용 규모 축소로 이어지고, 해당 시기에 졸업을 앞둔 대학생들은 취업에 어려움을 겪어 졸업유예, 졸업 후 취업준비 지속(대기실업), 시간제 일자리와 같은 임시직 취업, 하향취업¹⁾ 등의 선택가능성이 높아질 것이다.

경기침체 기간 중에 졸업 후 하향취업을 선택하거나 실업을 거쳐 취업한 경우, 경기호황 국면에 취업한 대졸자에 비하여 단기적으로 임금손실을 경험하게 된다. 첫 직장에서 다른 직장 또는 직업으로 쉽게 이동할 수 있다면 임금 차이가 장기적으로 사라질 수 있지만, 그렇지 않다면 지속적인 임금손실을 경험할 수 있다. 이러한 경향은 ‘낙인효과(stigma effect)’로 불리며, 많은 연구들은 실업의 낙인효과(Vishwanath, 1989; Arulampalam, 2001; Gregg and Tominey, 2005; Mosthaf, 2014)와 하향취업의 낙인효과(Dolton and Silles, 2003; Baert et al., 2013)의 존재를 실증적으로 제시하고 있다. 낙인효과와 원인은 여러 연구에서 다양하게 설명되는데, 인적자본의 축적이 가장 활발한 청년시기에 실업 또는 하향취업으로 인한 인적자본 축적 기회의 상실 또는 입직 초기의 열악한 지위가 부정적인 신호(signal)로 작용하여 열악한 지위에 고착되는 경향이 주요 원인으로 제시되고 있다.

이상에서 보았듯이 본 연구는 경기변동이라는 개인이 통제할 수 없는 거시적 요인이 현재와 미래의 노동시장 성과에 영향을 미쳐, 특정 코호트의 교육투자 수익률(rate of return to investment in education)이 다른 코호트보다 낮아지고, 이는 개인의 교육투자 결정과정에 영향을 미쳐 최적 교육투자 수준에 비하여 작은 교육투자를 결정하게 하여²⁾ 경제 전체의 인적자본 축적을 저해할 수 있다

1) Abel and Deitz(2016)는 글로벌 금융위기 당시 졸업생의 하향취업 경향이 높아짐을 실증적으로 밝혔다.

는 것에 초점을 맞춘다.

본 연구는 이와 같은 문제의식에 기반하여 한국고용정보원이 작성하는 2007~2018년 청년패널조사(Youth Panel, YP2007) 자료를 활용하여 졸업시점의 경기 상황이 대졸자의 임금에 미치는 지속적 영향의 존재 여부를 실증하는 것에 목적이 있다. 구체적으로는 대졸자의 졸업연도부터 졸업 이후 7년간 임금에 대해 졸업시점³⁾의 경기변동이 어떤 영향을 주는지를 추정한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어 제Ⅱ장에서 기존의 국내외 연구를 일별하고 논의한다. 제Ⅲ장에서는 분석자료, 분석대상 설정, 대졸자의 고용률과 실업률로 본 노동시장 현황, 회귀추정을 비롯한 분석방법 등을 상술한다. 제Ⅳ장에서는 주요 분석결과를 논의하고, 그 결과들을 기존 연구결과와 연계시켜 분석한다. 제Ⅴ장에서 주요 분석결과를 요약하고 결론 맺는다

Ⅱ. 기존 연구

졸업시점의 경기상황에 따른 대졸자들의 노동시장 장기성과에 관한 국내외 연구들은 꽤나 많다. 국내 연구로는 이병희(2002), 김준영·전용석(2003), 홍승현·원종학(2012), 박진희·임희정(2013), 강순희(2016), 채창균(2016), 김보민 외(2018), 오상일·이상아(2019), 해외 연구로는 Bowlus(1995), Light and McGarry (1998), Von Wachter and Bender(2006), Oreopoulos et al.(2012), Kahn(2010) 등이 있다.

먼저 국내 연구의 주요 내용을 논의해보면 다음과 같다. 이병희(2002)는 한국노동패널조사 자료를 이용하여 비정규직 취업이 지속적으로 임금에 부정적인 영향을 미치고, 직장이동에 따른 임금상승 효과가 없음을 밝힘으로써 초기 일자리의 임금에 대한 장기적인 영향을 실증하였다. 청년패널조사 자료를 이용

2) 교육투자에 따른 수익의 불확실성이 높아질수록 위험회피적 성향의 행위자가 선택하는 교육에 대한 투자 정도는 축소한다.

3) 2019년 현재 우리나라 대졸자의 졸업 후 첫 취업까지의 소요 기간은 평균 8.0개월인데(통계청, 2019), 본 연구에서는 노동시장 진입시점을 대학교 졸업시점으로 간주한다.

한 김준영·전용석(2003)도 동일한 결과를 제시한다. 청년패널조사 자료를 활용한 강순희(2016)에 따르면, 정규직 진입자가 비정규직 진입자에 비하여 높은 정규직 유지확률과 동일 일자리 유지확률을 보이고, 정규직 및 동일 일자리를 3년 간 유지하는 경우 그렇지 않은 경우에 비하여 높은 임금을 받는 것으로 나타나, 초기 노동시장 조건이 장기적으로 임금에 영향을 미칠 수 있음을 보였다. 홍승현·원종학(2012)은 11년에 걸친 한국노동패널조사 자료를 활용하여 대학 졸업시점을 경기확장기인 1995년, 외환위기로 인한 경기침체기인 1998년, 이후 회복 국면인 2002년으로 구분하는 코호트를 구축한 뒤, 임금수준 및 취업확률의 코호트별 차이를 분석하였다. 패널토빗 모형을 활용한 임금수준 추정과 패널프로빗 모형을 적용한 취업확률 추정결과에 따르면, 1995년 코호트에 비하여 다른 두 코호트는 낮은 초기 임금수준과 취업확률이 추정되었고, 노동시장 경력이 쌓이면서 코호트 간 격차는 축소되는 것으로 나타났다. 유사한 주제의 연구인 박진희·임희정(2013)은 2005년과 2008년의 대졸자직업이동경로조사(GOMS) 자료를 이용하여 졸업시점의 경기변동에 따른 코호트를 구축하고 코호트별 임금격차를 분석함으로써, 경기수축기와 비교하여 경기확장기에는 졸업자 간 임금격차가 더 크다는 사실을 실증하였다. 오상일·이상아(2019)는 1998~2019년 기간 한국노동패널조사 자료를 활용하여, 노동시장 진입시기에 경기침체를 경험하는 대졸자의 장기적 임금손실과 대기업 취업확률의 하락을 밝혔고, 이러한 부정적 영향은 인문계열 전공, 중·하위권 대학, 2년제 대학 졸업자에게 더 크게 나타난다는 결과를 제시하였다.

다음은 해외 연구에 대하여 살펴본다. Bowlus(1995)는 미국의 National Longitudinal Survey of Youth(이하 NLSY) 자료를 이용하여, 일자리 미스매칭이 경기불황기에 더 빈번히 발생하여 근로자의 초기 임금에 영향을 미친다는 것을 실증하였다. Light and McGarry(1998)는 NLSY 1979~93년 자료를 이용하여 노동이동이 많을수록 근로자의 임금은 낮고, 지속적으로 낮은 임금의 일자리로 이동할 가능성이 높다고 제시함으로써 노동시장에서의 열악한 초기 지위가 고착화되는 경향을 확인하였다. 독일의 행정 DB를 이용한 Von Wachter and Bender(2006)는 노동시장 진입시기의 실업으로 인한 임금손실은 진입 초기에는 15% 수준이나 5년 이내에 사라지며, 대기업에서 이탈하는 근로자만이 영구적인 손실

〈표 1〉 기존 연구들의 주요 내용

	연구명	사용자료	주요 내용
국내 연구	이병희 (2002)	한국노동패널 청년층 부가조사 (2000)	<ul style="list-style-type: none"> 청년층의 빈번한 직장이동이 임금상승으로 이어지지 않음 비정규직 경험 누적은 이후 임금수준에 음(-)의 영향
	김준영 전용석 (2003)	청년패널조사 1차	<ul style="list-style-type: none"> 이직횟수가 많으면 재취업 시 임금이 유의한 음(-)의 효과 첫 직장의 임금이 현재 일자리의 임금이 미치는 영향이 크고 지속적이며, 비정규직 경험의 누적은 이후 노동시장에서 부정적인 성과로 이어짐
	장순희 (2016)	청년패널 1~7차 자료	<ul style="list-style-type: none"> 청년층의 초기 노동시장 이행성과가 이후 일자리의 안정성이나 일자리의 질에 큰 영향을 미침
	홍승현 원종학 (2012)	1998~2008 한국노동패널 조사	<ul style="list-style-type: none"> 1998년 경기침체기와 2002년 경기확장기의 임금이 1995년 경기확장기에 비해 낮았고, 그 차이는 5년에 걸쳐 축소 1998년과 2002년 코호트 더미가 유의하게 취업확률을 낮추는 요인으로 작용, 이 역시 약 3년에 걸쳐 그 차이가 줄어들음
	박진희 임희정 (2013)	2005/2008년 대졸자직업 이동경로조사	<ul style="list-style-type: none"> 졸업자 간 임금격차는 경기확장기에 비하여 경기수축기에 더 크고, 첫 일자리 진입당시 임금격차는 졸업 3년 후에 거의 사라짐
	오상일 이상아 (2019)	1998~2019 한국노동패널 조사	<ul style="list-style-type: none"> 졸업연도의 실업률이 1%p 상승할 경우, 1~2년 차 연간 임금이 4.3% 낮고, 3~4년차에도 임금손실률이 2.3%에 이룸
	해외 연구	Bowlus (1995)	NLSY
Light and McGarry (1998)		NLSY	<ul style="list-style-type: none"> 노동이동이 많은 근로자가 낮은 임금을 받고, 저임금을 동반한 이동경로를 따르는 경향이 높음
V.Wachter and Bender (2006)		독일 행정 DB	<ul style="list-style-type: none"> 노동시장 진입시기의 청년 실업자 임금손실은 15%로 추정되고, 이는 5년 이내에 사라짐
Oreopoulos et al. (2012)		1982~1999 캐나다 행정DB	<ul style="list-style-type: none"> 침체기에 졸업하는 남성 대졸자들의 임금이 약 10% 정도 낮으나 그 효과가 약 8년부터 10년에 걸쳐 사라짐
Kahn (2010)		NLSY	<ul style="list-style-type: none"> 실업률이 1%p 증가하면 소득(임금)이 6% 이상 감소하며, 그 효과는 매년 약 1/4씩 소멸하지만, 졸업 15년 이후에도 약 2.5%만큼 임금이 낮음

을 경험함을 밝혔다. Oreopoulos et al.(2012)은 1982~99년 기간 캐나다 행정 DB(대학 - 고용주 - 고용인 연결 DB)를 이용하여 침체기에 졸업하는 남성 대졸자들의 임금이 약 10% 정도 낮으나 그 효과가 영구적이지 않고, 약 8년부터 10년에 걸쳐 사라짐을 보였다. Kahn(2010)은 1979년부터 1989년 사이에 대학을 졸업한 NLSY 응답자를 대상으로 불황기에 대학을 졸업한 학생들의 소득과 호황기에 졸업한 학생들의 졸업 이후 20년 간 임금수준을 비교하였다. 분석결과, 실업률이 1%p 증가하면 신규 대졸자의 소득(임금)이 6% 이상 감소하며, 그 부정적인 효과는 매년 약 1/4씩 소멸하지만, 졸업 15년 이후에도 여전히 임금이 약 2.5% 만큼 낮은 것으로 나타났다.

Ⅲ. 분석자료와 분석방법

1. 분석자료와 분석대상 및 기초통계량

본 연구는 한국고용정보원이 작성하는 YP2007을 분석자료로 활용한다. 청년층의 교육에서 노동시장으로의 진입과 이후의 노동시장 경로에 대한 종합적인 자료를 제공하는 YP2007은 2007년 기준 만 15~29세 청년(2018년 현재 만 26~40세) 표본에 대해 매년 추적조사하는 종단면조사(longitudinal survey)로서 학교 생활, 현재 경제활동상태, 가구배경 등에 대한 정보를 제공하여 노동시장 진입 초기 대졸자의 노동시장 성과를 평가하는 본 연구의 주제에 적합한 자료이다.

2007~2011년 기간 중 대학 또는 전문대학을 졸업한 대졸자⁴⁾ 중 졸업연도부터 졸업 이후 7년까지 총 8개년 구간에서 임금근로자 상태인 관측치를 분석대상으로 설정한다.⁵⁾ 분석대상에 해당하는 표본 중 주요 변수에 결측이 없는 9,419개의 관측치는 졸업당시 거주지역 16개와 졸업연도 5개로 구분되어 80개

4) 글로벌 금융위기 전후에 대학을 졸업한 표본을 포함함으로써 노동시장 진입시점의 경기가 관측치 간에 충분히 큰 변동성을 가질 수 있도록 분석대상을 설정한다.

5) 분석대상이 되는 관측치를 획득하기 위하여, 본 연구는 YP2007의 2007년 자료(2007년도 졸업생의 졸업 당해 연도)부터 2018년 자료(2011년 졸업생의 졸업 이후 7년 경과 시점)까지 12개년 자료를 활용한다.

의 코호트로 구성된다.

본 연구의 연구목적에 비추어 중요한 설명변수인 대학 졸업시점 경제상황은 대학 졸업당시 거주지의 실업률로 측정하며, 지역-연도별 실업률은 <표 2>에서 제시한다. 글로벌 금융위기로 인한 경기침체 기간인 2009년, 2010년은 다른 해에 비하여 실업률이 높고, 지역별로는 서울, 대구, 인천, 울산, 경기, 충남, 경남 지역에서 글로벌 금융위기 구간 실업률 상승이 두드러진다. 또한 수도권(서울·경기·인천)과 광역시 지역이 경기도를 제외한 도 지역에 비하여 지속적으로 높은 실업률을 기록하고 있다. 지역별 실업률 자료의 활용을 통하여 전국 단위 자료를 활용하는 경우에 비하여 주요 설명변수인 졸업시점 경기지표에 더 많은 변동성을 확보할 수 있으며, 일관적인 지역별 실업률 차이를 통제할 수 있다.⁶⁾

<표 2> 지역-연도별 실업률

(단위: %)

지역	졸업연도				
	2007	2008	2009	2010	2011
서울	4.1	3.9	4.5	4.7	4.5
부산	4.0	3.8	4.3	3.6	3.6
대구	3.6	3.7	4.3	4.0	3.7
인천	4.0	3.9	4.5	5.0	4.7
광주	4.0	3.8	3.8	3.5	3.1
대전	4.1	3.7	3.7	3.7	3.6
울산	2.5	3.4	4.1	3.5	2.7
경기	3.3	3.2	3.8	4.0	3.4
강원	1.9	1.7	2.1	2.6	2.2
충북	2.3	2.2	2.1	2.2	2.4
충남	2.4	2.5	3.1	3.0	2.4
전북	2.4	2.2	2.0	2.2	2.3
전남	1.8	2.0	1.6	2.1	2.0
경북	2.1	2.1	2.7	2.8	2.6
경남	2.4	2.2	3.1	2.8	2.2
제주	2.1	1.8	1.6	1.8	1.7
전 체	3.2	3.2	3.6	3.7	3.4

자료: 경제활동인구조사(통계청), 각 연도.

6) 다만 지역이동(졸업당시 거주지와 다른 지역으로 취업)이 활발한 경우, 지역별 자료 활용으로 부터의 이점은 줄어들 수 있다.

〈표 3〉의 계속

		졸업 이후 j 년 경과 시점							
		$j=0$	$j=1$	$j=2$	$j=3$	$j=4$	$j=5$	$j=6$	$j=7$
직업 분포	직업6	0.06 (0.24)	0.05 (0.22)	0.04 (0.20)	0.04 (0.20)	0.04 (0.20)	0.04 (0.19)	0.04 (0.20)	0.04 (0.20)
	직업7	0.08 (0.28)	0.08 (0.27)	0.09 (0.28)	0.09 (0.29)	0.09 (0.28)	0.09 (0.28)	0.08 (0.27)	0.09 (0.28)
	직업8	0.08 (0.27)	0.07 (0.26)	0.07 (0.25)	0.06 (0.24)	0.07 (0.26)	0.07 (0.25)	0.06 (0.24)	0.06 (0.24)
Observations		1,103	1,183	1,218	1,235	1,225	1,196	1,153	1,106

주: 1) 괄호 안은 표준편차.

2) 직업1: 경영·사무·금융·보험직, 직업2: 연구직 및 공학 기술직, 직업3: 교육·법률·사회복지·경찰·소방직 및 군인, 직업4: 보건·의료직, 직업5: 예술·디자인·방송·스포츠직, 직업6: 미용·여행·숙박·음식·경비·청소직, 직업7: 영업·판매·운전·운송직, 직업8: 기타직종(건설·채굴직, 설치·정비·생산직, 농림어업직 포함).

3) 시간당 임금은 소비자물가지수(2015년=100)로 조정된 임금.

이제 지역별 자료가 아닌 연령대별 고용률과 실업률 자료로써 대졸자 노동시장의 특성을 간략하게 파악해본다. 이를 위하여 추세를 제거한⁷⁾ 2000~2019년 기간 고용률과 실업률을 25~29세 연령대와 30~64세 연령대로 구분하여 [그림 1]에 제시하였다.⁸⁾ [그림 1]에서 확인할 수 있는 대졸자 노동시장의 특징은 다음과 같다. 첫째, 25~29세 연령대의 고용지표는 30~64세 연령대 고용지표에 비하여 변동성이 크다. 2000~2019년 기간 추세 제거 고용률의 표준편차가 25~29세 연령대는 0.419, 30~64세 연령대는 0.286이고, 동기간 추세 제거 실업률의 표준편차가 25~29세 연령대는 0.361, 30~64세 연령대는 0.184로, 두 지표 모두 25~29세 연령대에서 크다. 둘째, 글로벌 금융위기로 인한 경기불황 기간(2009~2010년 기간)과 이후 회복 국면(2011~2012년)에서 경기가 개인의 경제활동에 미치는 영향은 25~29세 연령대 노동시장에 더욱 크게 나타난다. [그림 1]에서

7) Hodrick and Prescott 필터($\lambda=1,600$)를 적용하여 추세를 제거하였다.

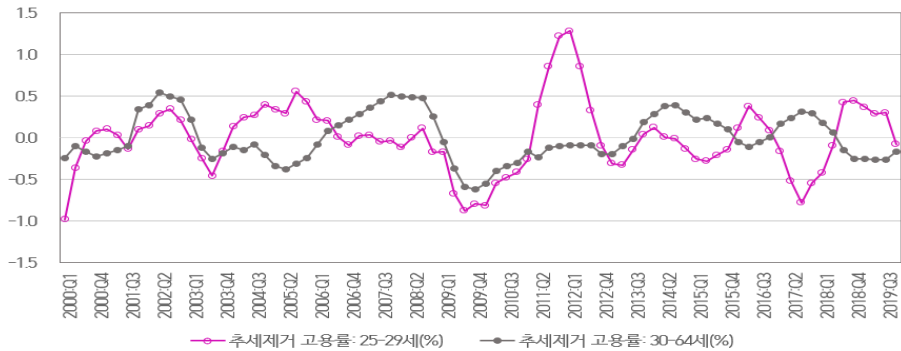
8) 대부분 대졸자의 대학 졸업시점의 연령이 포함된 25~29세 연령대의 경제활동지표가 대졸자 노동시장을 대표한다고 가정하고, 30~64세 연령대의 경제활동지표와 비교함으로써 대졸자 노동시장의 특성을 파악하고자 한다.

확인할 수 있듯이, 경기불황 구간의 고용률 하락 및 실업률 상승과 회복 국면의 고용률 상승 및 실업률 하락은 대졸자 연령대에서 훨씬 크다.

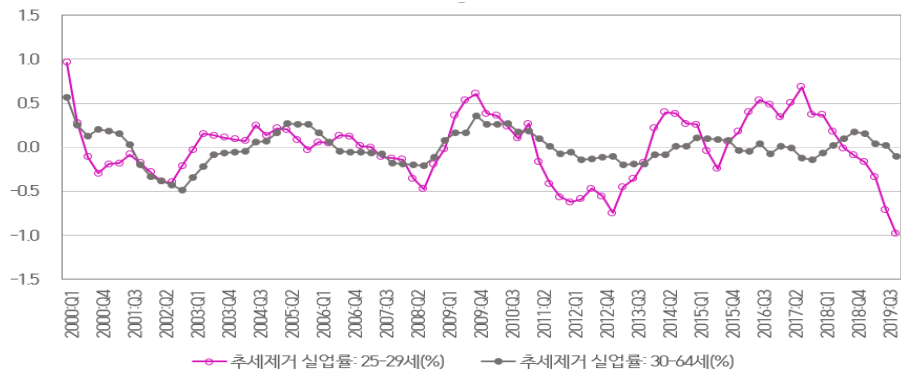
이상의 두 가지 특징에서 다른 연령대에 비하여 대졸자의 취업이 경기에 민감하게 반응함을 확인할 수 있다. 제 I 장에서 논의한 낙인효과와 [그림 1]에서 간접적으로 확인한 대졸자 노동시장의 높은 경기민감도(cyclical sensitivity)로부터 대졸자의 졸업당시 경기침체가 장기적인 임금손실을 야기할 수 있음을 추론할 수 있다. 즉, 청년은 높은 경기민감도로 인하여 경기불황 시 실업 또는 하향 취업을 경험하게 될 가능성이 높으며, 실업 또는 하향취업은 낙인으로 작용하여 미래 노동시장 성과에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 이를 실증하기 위하여 이하에서 분석방법을 논의해본다.

[그림 1] 연령대별 추세 제거 고용률, 실업률 : 2000~2019년

Panel A : 추세 제거 고용률



Panel B : 추세 제거 실업률



자료 : 경제활동인구조사(통계청). 각 연도, 저자 재구성.

2. 분석방법

연구의 분석모형은 대학 졸업당시 경기를 포함한 형태의 Mincer류 임금방정식으로, 대학 졸업연도(g), 대학 졸업당시 거주지(r)로 구분되는 개인 i 의 t 연도 로그 시간당 임금(w_{igrt})⁹⁾은 식 (1)의 추정방정식을 따른다.

$$w_{igrt} = \alpha + \beta_1 UR_{gr} + \beta_2 (UR_{gr} \times PE_{gt}) + \lambda_1 PE_{gt} + \lambda_2 PE_{gt}^2 + \delta U_t + \gamma' X_{it} + \chi_g + \theta_r + u_{igrt} \quad (1)$$

단, ER_{gr} : 대학 졸업당시의 지역별 실업률, PE_{gt} : 잠재경력(potential experience)¹⁰⁾, U_t : 현재 시점의 실업률, X_{it} : 임금수준에 영향을 미칠 수 있는 설명변수 벡터(직장규모, 직종), χ_g : 졸업연도의 고정효과(fixed effects), θ_r : 졸업당시 거주지역의 고정효과, u_{igrt} : 졸업연도와 거주지별 군집형성을 고려한 오차항

본 연구의 관심이 되는 졸업당시 경기상황이 대졸자의 임금에 미치는 영향은 $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$ 로 파악할 수 있다. $\hat{\beta}_1$ 은 노동시장 진입 단계의 경기가 임금에 미치는 즉각적인 영향을 의미하고, $\hat{\beta}_2$ 는 시간의 흐름에 따른 이 효과의 변화를 포착한다. 이때, $\hat{\beta}_1$, $\hat{\beta}_2$ 는 잠재경력의 변화, 실업률로 측정된 현재 시점의 경기, 현재 시점의 특성, 졸업연도 및 거주지의 고정효과를 통제한 결과이다.

한편, 대학 졸업시점과 거주지역은 노동시장 상황에 따라 내생적으로 결정될 수 있다.¹¹⁾ 이러한 내생성 문제를 해결하기 위하여 Kahn(2010)이 제안한 도구

9) 소비자물가지수(2015년=100)로 조정한 임금을 사용한다.

10) 유사한 주제의 연구들(Kahn, 2010; Schwandt and Von Wachter, 2019)에서 졸업 이후 경과한 기간(년)을 잠재경력(potential experience)으로 표현한다. 일반적인 임금함수의 주요 설명변수인 실제 경력은 대학 졸업시점 경기에 영향을 받게 되므로(경기불황으로 인한 실업기간 증가 및 비경제활동상태 유지에 따른 실제 경력의 감소), 본 연구의 추정모형은 잠재경력을 설명변수로 삽입함으로써 실제 경력을 대체한다. 졸업 이후 0년~7년의 기간을 포함하는 본 연구의 표본에서 잠재경력은 0~7의 값을 가진다.

11) 양정승(2015)은 실업률 상승이 졸업유예를 선택하는 확률을 통계적으로 유의하게 증가시킨다는 사실을 제시하여, 개인의 졸업시기가 외생적으로 결정되지 않음을 보이고 있다. 졸업유예가 노동시장 성과에 미치는 효과를 분석한 채창균(2016)은 졸업유예자의 취업률과 초임이 일반졸업자에 비하여 높음을 실증한 반면, 김보민 외(2018)는 졸업유예자가 일반졸업자에 비하여 취업확률은 높지만 초임이 낮다는 추정결과를 제시하였다.

변수(Instrumental Variable, 이하 IV)를 활용한다. Kahn(2010)에 따르면, 외생적인 대학 졸업시기를 측정하는 지표로 개인이 대학 졸업연령의 최빈값¹²⁾에 도달하는 연도의 실업률을 활용할 수 있고, 개인이 거주지역을 결정할 수 있는 가능성이 매우 낮은 14세 당시 거주지역의 실업률을 활용함으로써 거주지역의 내생성을 교정할 수 있다. 예를 들어, 전문대학 졸업 남성의 경우 23세에 도달하는 연도에 측정된 14세 당시 거주지역의 실업률을 졸업연도 거주지역 실업률의 IV로 적용한다. 이때, IV에 부합하는 고정효과를 통제하기 위하여 식 (1)의 IV-2SLS (2-stage least squares) 모형 추정시에는 출생연도와 14세 당시 거주지역의 고정효과를 통제한다.

졸업시기가 내생적으로 결정된다면 졸업 이후 경과된 기간을 의미하는 잠재경력 역시 내생성을 가진다. 외생적인 잠재경력을 측정하는 지표로 연령을 활용하여 잠재경력과 잠재경력 제곱의 IV로 각각 연령과 연령의 제곱을 적용한다. 전술한 IV 활용은 <표 4>에서 요약한다.

<표 4> 본 연구에서 적용하는 각 설명변수에 대응하는 도구변수

설명변수	IV			
졸업연도 거주지역의 실업률(UR)	대학 졸업연령의 최빈값에 도달하는 연도에 측정된 14세 당시 거주지역의 실업률(IV_UR)			
	성별	학력	IV_UR 측정	
			시점	지역
	남성	전문대학	23세 도달연도	14세 당시 거주지역
		4년제 이상	26세 도달연도	
여성	전문대학	20세 도달연도		
	4년제 이상	22세 도달연도		
UR×잠재경력	IV_UR×연령			
잠재경력	연령			
(잠재경력) ²	(연령) ²			

12) 전문대학과 4년제 이상 대학은 졸업에 필요한 기간이 다르며, 우리나라의 경우 군복무로 인하여 성별 간 졸업연령의 차이가 명확하게 나타나므로, 대학 졸업연령의 최빈값을 성별·학력 별로 구분하여 적용하는 것이 합리적이다. 교육통계연보(교육부, 각 연도)에 따라, 전문대학 학력 남성, 4년제 이상 대학 학력 남성, 전문대학 학력 여성, 4년제 이상 대학 학력 여성에 대하여 각각 23세, 26세, 20세, 22세를 적용한다.

Kahn(2010)은 OLS 추정치에 비하여 IV를 적용한 추정에서 대학 졸업시점 경기변동의 효과가 크게 나타날 것이라고 예측하며, 두 가지 이유를 제시하고 있다. 그 이유는 첫째, 졸업시기와 거주지역의 내생적 조정은 경기침체의 부정적인 영향을 상쇄하는 방향으로 발생하는 것, 둘째, 졸업연도와 졸업시점 거주지역에 대한 개인의 응답에서 발생하는 측정오차의 감소이다. Kahn(2010)의 방법론을 준용하는 본 연구의 분석결과 역시 동일한 이유로 OLS 추정치에 비하여 IV추정치에서 졸업당시 경기변동의 영향이 크게 추정될 것으로 기대한다.

IV. 분석결과

이제 분석결과에 대하여 논의한다. 식 (1)의 X_{it} 에 해당하는 임금 측정시점 사업장의 규모와 직종 통제여부에 따른 두 가지 설정모형을 각각 OLS와 IV-2SLS로 추정한 결과를 <표 5>에 제시한다.

추정결과, OLS로 추정한 $\hat{\beta}_1$ 은 사업장 규모와 직종을 통제하지 않은 경우(모형 1)에만 통계적으로 유의하며, 졸업시점의 실업률 1%p 상승 시 시간당 임금 2.7%가 감소($\hat{\beta}_1^{OLS} = -0.027$)하는 것으로 추정된다.

IV-2SLS 추정결과는 명백한 졸업시기 경기변동의 영향을 나타낸다.¹³⁾ 사업장 규모와 직종을 통제하지 않은 경우(모형 1), 졸업시점 실업률 1%p 상승은 즉각적으로 13.6%의 시간당 임금감소를 야기하며($\hat{\beta}_1^{IV} = -0.136$), 노동시장 경력이 축적됨에 따라 그 영향은 매년 2.3%p씩 줄어드는 것으로 나타난다($\hat{\beta}_2^{IV} = 0.023$). 사업장 규모와 직종을 통제된 경우(모형 2)에도 통계적으로 유의한 즉각적 영향과 경력축적에 따른 크기 감소를 확인할 수 있다($\hat{\beta}_1^{IV} = -0.125$, $\hat{\beta}_2^{IV} = 0.018$).

<표 5> 하단에 제시하는 잠재경력 j 년에서의 fitted effects 계산결과를 통하여 졸업시점 경기변동이 미치는 영향의 지속성을 확인할 수 있다. IV-2SLS 추

13) IV-2SLS 추정시 각 도구변수가 설명변수와 충분한 관련성을 가지는 것으로 나타나, 적절한 도구변수가 선택되었다고 판단할 수 있다. 이는 1단계(first stage) 추정 시 산출되는 매우 높은 F-통계량을 통하여 확인할 수 있다(부표 1 참조).

정결과, 졸업시점 실업률 1%p 상승은 모형설정에 따라 졸업 1년 이후 10.7%~11.3%의 임금손실 효과를 가지고, 졸업 4년 이후에도 4.3%~5.3%의 임금손실이 지속되며, 졸업 7년 이후 시점에서는 통계적으로 유의하지 않다. 즉, 졸업시점의 경기변동은 즉각적으로 졸업 당해 대졸자의 임금에 영향을 미칠 뿐 아니라, 적어도 4년 후까지 지속적인 효과를 가진다. 이는 경기침체에 의한 단기적인 고용상황 악화가 노동시장에 신규 진입하는 청년층에게 장기적으로 부정적인 영향을 미쳤음을 실증한 오상일·이상아(2019)의 결과와도 유사하다.

〈표 5〉 졸업시점의 경기변동을 포함한 임금함수 추정결과

	모형 1		모형 2	
	OLS	IV-2SLS	OLS	IV-2SLS
UR	-0.027 * (0.011)	-0.136 *** (0.051)	-0.023 (0.011)	-0.125 *** (0.033)
UR×잠재경력	0.003 (0.003)	0.023 *** (0.007)	0.002 (0.003)	0.018 *** (0.005)
잠재경력	0.071 *** (0.011)	0.000 (0.032)	0.074 *** (0.012)	0.010 (0.024)
(잠재경력) ²	-0.004 ** (0.001)	-0.003 (0.002)	-0.004 *** (0.001)	-0.002 (0.002)
현재 실업률	-0.011 (0.011)	-0.042 ** (0.018)	-0.010 (0.007)	-0.042 *** (0.014)
학력(대졸=1)	0.258 *** (0.013)	0.247 *** (0.021)	0.219 *** (0.006)	0.210 *** (0.024)
성별(남성=1)	0.208 *** (0.012)	0.186 *** (0.023)	0.205 *** (0.014)	0.182 *** (0.023)
cons.	9.137 *** (0.044)	9.693 *** (0.154)	9.089 *** (0.043)	9.621 *** (0.102)
규모/직종 통제	No	No	Yes	Yes
Observations	9,419	9,419	9,419	9,419
R-squared	0.305	0.295	0.383	0.375
잠재경력 <i>j</i> 년에서의 fitted effects				
<i>j</i> =1	-0.024 * (0.010)	-0.113 *** (0.048)	-0.021 (0.010)	-0.107 *** (0.030)
<i>j</i> =4	-0.015 (0.008)	-0.043 * (0.039)	-0.016 (0.008)	-0.053 ** (0.025)
<i>j</i> =7	-0.006 (0.006)	0.027 (0.029)	-0.011 (0.006)	0.001 (0.018)

- 주: 1) ***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 추정계수가 유의함을 의미.
 2) [OLS] 괄호 안은 졸업연도-거주지별 군집된 표준오차(clustered robust standard errors), [IV-2SLS] 괄호 안은 출생연도-14세 당시 거주지별 군집된 표준오차.
 3) [OLS] 졸업연도, 거주지의 고정효과 통제한 추정결과, [IV-2SLS] 출생연도, 14세 당시 거주지의 고정효과 통제한 추정결과.
 4) 잠재경력 *j*년에서의 fitted effects의 크기는 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \times j$ 로 계산.

이 밖의 설명변수의 영향을 살펴보면, 일반적으로 예측되는 바와 같이 현재 실업률은 임금에 부정적인 영향을 미치고, 전문대 졸업자에 비하여 4년제 이상 대학 졸업자가, 여성에 비하여 남성이 평균적으로 높은 시간당 임금을 받고 있음을 확인할 수 있다.

1. 이질적 효과

졸업시점의 경기변동에 따라 비경제활동상태, 실업, 하향취업 등으로 이행할 가능성이 성별 또는 학력별로 상이하다면, 경기변동이 노동시장 성과에 미치는 즉각적인 영향과 지속성 역시 이질적으로 나타날 것이다. 이에 성별 부분표본과 학력별 부분표본별로 식 (1)을 추정함으로써 효과의 이질성을 파악해볼 수 있다. <표 6>은 성별과 학력으로 분할한 부분표본별로 사업장 규모와 직종을 통제하지 않은 식 (1)의 IV-2SLS 추정결과를 제시하고 있다.

노동시장 진입 초기의 경기변동은 남성에 비하여 여성에 더 큰 임금손실 효과를 가져 실업률 1%p 상승 시, 졸업연도에 남성은 11.5%, 여성은 16.2%의 임금손실을 경험한다. 반면, 이 영향의 크기는 여성이 더 빠르게 축소되어 졸업 1년 이후 시점에는 남성 9.7%, 여성 13.3%의 임금손실을 경험하고, 남성과 여성 모두 졸업 이후 4년 시점에는 경기변동의 효과가 사라진다.

노동시장 진입 초기 경기변동은 전문대학 졸업생의 임금에 훨씬 더 큰 영향을 주고 있음이 확인된다. 전문대학 졸업생 표본에 대한 추정결과, $\hat{\beta}_1$ 은 -0.191로 추정되어 -0.081로 추정된 4년제 이상 대졸자 표본에 대한 추정치에 비하여 크다. 중요한 것은 학력수준별로 효과의 지속성도 상이하게 나타났다는 것이다. 전문대학 졸업생은 졸업 4년 이후 시점까지 효과가 지속되는 것으로 나타났다. 졸업시점 실업률 1%p 상승이 전문대학 졸업 4년 이후까지 9.4%의 임금감소 효과를 가지는 반면, 4년제 이상 대학 졸업 이후 1년까지는 6.8% 임금감소 효과를 가지다가 4년 이후 시점에서는 효과가 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

이는 임금수준 또는 능력이 낮은 집단일수록 입직 초기 경기변동의 효과가 더욱 크고 지속적임을 밝힌 Oreopoulos et al.(2012)의 결과가 우리나라에서도

〈표 6〉 졸업시점의 경기변동을 포함한 임금함수 추정결과 : 부분표본 대상 IV-2SLS 추정결과

	성별 부분표본		학력별 부분표본	
	남성	여성	4년제 이상 대졸	전문대졸
UR	-0.115 ** (0.048)	-0.162 *** (0.050)	-0.081 ** (0.039)	-0.191 *** (0.060)
UR×잠재경력	0.018 *** (0.007)	0.029 *** (0.009)	0.013 ** (0.006)	0.024 ** (0.011)
잠재경력	0.071 ** (0.030)	0.000 (0.035)	0.035 (0.027)	-0.027 (0.052)
(잠재경력) ²	-0.009 ** (0.004)	-0.006 *** (0.002)	-0.003 (0.003)	0.001 (0.004)
현재 실업률	-0.033 (0.030)	-0.061 *** (0.022)	-0.028 * (0.016)	-0.073 ** (0.034)
학력(대졸=1)	0.285 *** (0.041)	0.221 *** (0.027)	0.239 *** (0.020)	0.054 ** (0.025)
cons.	9.594 *** (0.133)	8.471 *** (0.130)	9.783 *** (0.103)	9.752 *** (0.184)
규모/직종 통제	No	No	No	No
Observations	4,468	4,951	6,404	3,015
R-squared	0.263	0.215	0.252	0.202
잠재경력 j 년에서의 fitted effects				
$j=1$	-0.097 ** (0.045)	-0.133 ** (0.046)	-0.068 ** (0.036)	-0.166 *** (0.056)
$j=4$	-0.045 (0.031)	-0.047 (0.032)	-0.028 (0.025)	-0.094 ** (0.045)
$j=7$	0.008 (0.024)	0.038 (0.024)	0.011 (0.019)	-0.021 (0.030)

- 주: 1) ***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 추정계수가 유의함을 의미.
 2) 괄호 안은 출생연도-14세 당시 거주지별 군집된 표준오차.
 3) 출생연도, 14세 당시 거주지의 고정효과 통제한 추정결과.
 4) 잠재경력 j 년에서의 fitted effects의 크기는 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \times j$ 로 계산.

지지됨을 보여준다. 또한 국내 연구인 박진희·임희정(2013), 강순희(2016) 등 과도 유사하다고 말할 수 있다.

2. 강건성 검토 : 균형패널분석

제II장에서 기술한 바와 같이 본 연구의 분석대상은 관측 시점에서 임금근로자인 모든 관측치를 포함하므로, 졸업 이후 k 년($k \in [0, 7]$ 은 정수) 시점에서의 분석대상과 졸업 이후 $k+m$ 년($m \in [-7, 7]$ 은 0을 제외한 정수) 시점에서의 분석대상이 동일하지 않다. 연구의 목적인 경력 초기의 경제상황이 미치는 동태적 효과를 파악하기 위하여 모든 졸업 이후 시점에서 동일한 표본으로 구성된 균형패널(balanced panel) 분석결과를 확인할 필요가 있다. 이에 따라 분석대상 중 졸업연도부터 졸업 이후 7년 구간에서 지속적으로 임금근로자 상태를

유지한 420명(남성 222명/여성 198명, 4년제 이상 대학 졸업 282명/전문대학 졸업 138명)의 졸업 이후 8개년 기간을 포함하는 3,360개 관측치로 구성된 균형패널 자료를 구축하고, 임금함수를 추정함으로써 <표 5>, <표 6> 추정결과의 강건성을 검토한다.

<표 7>은 사업장 규모와 직종을 통제하지 않은 식 (1)의 IV-2SLS 추정결과를 제시하고 있다. 균형패널 분석결과, 졸업시점 실업률 1%p 상승 시 대졸자가 졸업연도에 경험하게 될 임금손실의 크기는 8.4%로, 불균형패널 추정결과인 13.6%보다 작게 추정되었다. 이는 성별, 학력별로 일관되게 확인할 수 있는 결과이다. 특히, 4년제 이상 대졸자에 대해서는 경기변동이 졸업연도부터 임금에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 효과의 지속성을 파악할 수 있는 fitted effects 계산결과를 살펴보면, 불균형패널 추정결과는 졸업 이후 4년까지 임금

<표 7> 졸업시점의 경기변동을 포함한 임금함수 추정결과 : 균형패널

	전체 표본		부분표본별 추정							
			남성		여성		4년제 이상 대졸	전문대졸		
UR	-0.084*	(0.044)	-0.098*	(0.056)	-0.144*	(0.086)	-0.019	(0.045)	-0.170*	(0.091)
UR×잠재경력	0.011	(0.010)	0.026***	(0.005)	0.020**	(0.009)	-0.003	(0.010)	0.023**	(0.010)
잠재경력	0.072**	(0.034)	0.003	(0.021)	0.071**	(0.036)	0.091***	(0.023)	-0.013	(0.057)
(잠재경력) ²	-0.006**	(0.003)	-0.004**	(0.002)	-0.010**	(0.004)	-0.002	(0.004)	0.000	(0.005)
현재 실업률	-0.020	(0.020)	-0.033	(0.023)	-0.013	(0.051)	-0.002	(0.017)	-0.047	(0.047)
학력(대졸=1)	0.244***	(0.030)	0.267***	(0.026)	0.248***	(0.042)				
성별(남성=1)	0.159***	(0.025)					0.216***	(0.037)	0.082*	(0.045)
cons.	9.605***	(0.180)	9.789***	(0.232)	9.281***	(0.195)	9.808***	(0.138)	9.753***	(0.344)
규모/직종 통제	No		No		No		No		No	
Observations	3,360		1,776		1,584		2,256		1,104	
R-squared	0.467		0.440		0.413		0.400		0.447	

잠재경력 j 년에서의 fitted effects

$j=1$	-0.073 *	(0.041)	-0.072 *	(0.045)	-0.124 *	(0.070)	-0.022	(0.042)	-0.147 *	(0.082)
$j=4$	-0.040	(0.028)	0.006	(0.043)	-0.065	(0.055)	-0.030	(0.029)	-0.077 *	(0.048)
$j=7$	-0.007	(0.022)	0.084	(0.047)	-0.006	(0.042)	-0.038	(0.022)	-0.008	(0.045)

주: 1) 졸업연도부터 졸업 이후 7년 구간에서 지속적으로 임금근로자 상태를 유지한 표본을 대상으로 한 추정결과.

- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 추정계수가 유의함을 의미.
- 3) 괄호 안은 출생연도-14세 당시 거주지별 군집된 표준오차.
- 4) 출생연도, 14세 당시 거주지의 고정효과 통제된 추정결과.
- 5) 잠재경력 j 년에서의 fitted effects의 크기는 $\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \times j$ 로 계산.

감소 효과가 지속되는 반면, 균형패널 추정 시 졸업 이후 4년 시점에서는 효과가 더 이상 유의하지 않다. 불균형패널 분석결과와 동일하게 남성, 여성은 모두 임금감소 효과가 졸업 이후 4년 시점에서는 사라지며, 전문대학 졸업자는 졸업 이후 4년 시점에서도 유의미한 효과가 지속되어, 졸업시점 실업률 1%p 상승이 7.7% 만큼 임금을 감소시킨다.

V. 결 론

지금까지 한국고용정보원이 작성하는 2007~2018년 YP2007 자료를 활용하여 대학 졸업시점의 경기상황이 대졸자의 임금에 미치는 지속적 영향의 존재 여부와 지속기간에 대하여 분석하였다.

주요 분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 2007~2011년 기간 대학 졸업자 대상 임금함수를 IV-2SLS로 추정한 결과, 대학 졸업시점 거주지역의 실업률 1%p 상승 시 대졸자의 임금수준은 졸업연도에 즉각적으로 12.5%~13.6%의 임금손실을 경험하며, 이 효과는 졸업 이후 4년 시점까지 지속되어 4.3%~5.3%의 임금손실이 발생한다. 둘째, 성별과 학력으로 분할한 부분표본 분석결과, 남성에 비하여 여성의 임금손실 효과가 크지만 남성과 여성 모두 졸업 이후 4년 시점에서는 효과가 사라진다. 학력별 이질적 효과는 명백하게 나타나 졸업연도 기준 전문대학 졸업생은 19.1%, 4년제 이상 대학 졸업생은 8.1%의 임금손실이 발생하고, 졸업 이후 4년 경과 시점에서 4년제 이상 대학 졸업생은 임금감소 효과가 사라지지만, 전문대 졸업생은 여전히 9.4%의 임금감소 영향이 지속된다. 셋째, 균형패널 대상 추정 시, 졸업시기 경기변동 영향의 크기가 감소하고, 이는 성별, 학력에 관계없이 일관적으로 나타난다. 하지만 여전히 전문대학 졸업생은 졸업 이후 4년 시점까지 지속적인 임금감소를 경험한다.

본 연구에서 실증한 노동시장 진입 시 경기상황이 노동시장 성과에 미치는 장기적인 영향은 청년고용 관련 정책입안에 유용한 정보로 활용될 수 있을 것이다. 특히, 경기침체가 주는 영향의 크기와 지속기간이 학력수준에 따라 비대칭적으로 나타난다는 것은 상대적으로 취약한 집단에 대한 정책적인 고려가 필

요함을 시사해준다.

이런 관점에서 우리나라에서 시행되고 있는 청년고용 지원정책에 대한 시사점을 찾을 수 있다. 경기침체가 발생했을 때 즉각적으로 실업 또는 임금감소를 경험하는 청년에 한정한 지원 정책을 실시하는 것은 쉽지 않으므로 실업 위험을 감소하고 임금감소분을 보전할 수 있는 완충재적 성격의 정책이 유효할 것이다. 이러한 측면에서 청년고용 지원정책의 청년내일채움공제¹⁴⁾와 청년추가고용장려금¹⁵⁾ 정책은 본 연구결과에 비추어 바람직하다고 판단된다.

한편, 본 연구의 추정모형은 경기호황-불황 국면의 영향을 선형적으로 파악한 것으로, 경기변동의 방향에 따른 비대칭성, 특히 개인 특성별 비대칭성과 경기호황-불황 국면에 따른 비대칭성 등에 대한 연구는 향후 과제로 남긴다.

참고문헌

- 강순희(2016). 「취업청년의 초기 일자리 변동과 고용안정성」. 『한국청소년연구』 27 (4) : 5~29.
- 김보민·조대연·최형재(2018). 「졸업 유예의 취업 및 임금효과 분석」. 『직업능력개발연구』 21 (2) : 119~156.
- 김준영·전용석(2003). 「청년층의 노동이동과 노동시장 성과: 초기 노동시장 경

14) 중소기업에 정규직으로 취업한 청년(15~34세)들을 대상으로 운영되는 청년내일채움공제 정책은 청년근로자의 임금 일부(매월 12.5만 원, 2년간 총 300만 원) 불입에 대해 기업과 정부가 각각 300만 원과 600만 원을 대응 적립한 1,200만 원(2년 만기시 적립금액, 이자까지도 추가하여 지급)을 청년근로자에게 직접 지급하는 제도로, 참여 기업에게도 무상 상해보험 가입, 창업자금 융자 신청과 정부지원사업 선정 평가 시 가점 등 혜택을 제공하여 많은 기업의 참여를 유도하여 청년근로자들에게 더 많은 혜택이 돌아가게 설계되었다.

15) 2021년 5월에 종료된 청년추가고용장려금 정책은 고용창출장려금 지원사업의 세부사업으로 경기가 불황일 때에도 고용을 늘리는 5인 이상 중소기업의 인건비를 지원하는 사업이다. 한편, 2021년에 종료된 청년추가고용장려금제도와 사실상 동일하고, 2021년에 한시적으로 시행하고 있는 청년채용특별장려금제도는 코로나19 위기로 가장 큰 고용 충격을 받은 청년층의 고용회복을 지원하기 위한 것으로서 전년도 연평균 기준 고용보험 피보험자(상용직) 5인 이상의 우선지원대상 기업 및 중견기업을 지원대상으로 청년 1인당 월 75만 원씩 최대 1년간(최대 900만 원, 청년추가고용장려금제도는 최대 3년간) 지원한다. 청년채용특별장려금은 청년내일채움공제와 중복 지원이 가능하다는 점이 특징이다.

- 험이 노동시장 성과에 미치는 영향 분석」. 『고용동향분석』 pp.223~245.
- 박진희·임희정(2013). 「경기상황과 대졸자의 노동시장 성과: 임금효과 분석을 중심으로」. 『입법과 정책』 5 (2) : 165~192.
- 양정승(2015). 「노동시장상황과 대학생의 졸업유예 결정」. 『응용경제』 17 (4) : 27~56.
- 오상일·이상아(2019). 「고용상황 악화가 신규 대졸자에 미치는 장단기 영향」. 『BOK 이슈노트』 2021 (2) : 1~10.
- 이병희(2002). 「노동시장 이행 초기 경험의 지속성에 관한 연구」. 『노동정책연구』 2 (1) : 1~18.
- 채창균(2016). 『대학 졸업유예실태와 정책과제』. 한국직업능력개발원.
- 통계청(2019). 경제활동인구조사 청년층 부가조사.
- 홍승현·원종학(2012). 『경기순환에 따른 고용상황 변화의 중장기적 재정효과』. 한국조세재정연구원.
- Abel, J. R. and R. Deitz(2016). “Underemployment in the Early Careers of College Graduates Following the Great Recession”. NBER Working Paper, No. w22654.
- Arulampalam, W.(2001). “Is Unemployment Really Scarring? Effects of Unemployment Experiences on Wages”. *The Economic Journal* 111 (475) : 585~606.
- Baert, S., B. Cockx and D. Verhaest(2013). “Overeducation at the Start of the Career : Stepping Stone or Trap?”. *Labour Economics* 25 : 123~140.
- Bowlus, A. J.(1995). “Matching Workers and Jobs : Cyclical Fluctuations in Match Quality”. *Journal of Labor Economics* 13 (2) : 335~350.
- Dolton, P. and M. Silles(2003). “The determinants and consequences of graduate overeducation”. *Overeducation in Europe : Current Issues in Theory and Policy*. pp.189~216.
- Gregg, P. and E. Tominey(2005). “The Wage Scar From Male Youth Unemployment”. *Labour Economics* 12 (4) : 487~509.

- Kahn, L. B.(2010). “The Long-term Labor Market Consequences of Graduating From College in a Bad Economy”. *Labour economics* 17 (2) : 303~316.
- Light, A. and K. McGarry(1998). “Job Change Patterns and the Wages of Young Men”. *The Review of Economics and Statistics* 80 (2) : 276~286.
- Mosthaf, A.(2014). “Do Scarring Effects of Low Wage Employment and Non Employment Differ Between Levels of Qualification?”. *Scottish Journal of Political Economy* 61 (2) : 154~177.
- Oreopoulos, P., T. Von Wachter and A. Heisz(2012). “The Short-and Long-term Career Effects of Graduating in a Recession”. *American Economic Journal : Applied Economics* 4 (1) : 1~29.
- Schwandt, H., and T. Von Wachter(2019). “Unlucky Cohorts : Estimating the Long-term Effects of Entering the Labor Market in a Recession in Large Cross-sectional Data Sets”. *Journal of Labor Economics* 37 (S1), S161~S198.
- Vishwanath, T.(1989). “Job Search, Stigma Effect, and Escape Rate From Unemployment”. *Journal of Labor Economics* 7 (4) : 487~502.
- Von Wachter, T. and S. Bender(2006). “In the Right Place at the Wrong Time : The Role of Firms and Luck in Young Workers’ Careers”. *The American Economic Review* 96 (5) : 1679~1705.

〈부표 1〉 IV-2SLS의 1단계(first stage) 추정결과

	UR	UR×잠재경력	잠재경력	(잠재경력) ²
<i>모형 1</i>				
IV_UR	0.532 *** (0.128)	-7.397 *** (1.540)	0.169 (0.257)	0.201 (1.883)
IV_UR×연령	-0.001 (0.004)	0.320 *** (0.054)	-0.010 (0.008)	-0.051 (0.063)
연령	-0.061 (0.040)	2.077 *** (0.474)	1.029 *** (0.088)	-0.850 (1.222)
(연령) ²	0.001 (0.001)	-0.002 (0.008)	-0.003 (0.002)	0.125 *** (0.021)
cons.	1.394 *** (0.500)	-67.554 *** (7.728)	-27.385 *** (1.428)	-93.474 *** (18.049)
F-statistics for all instruments	168.64	165.65	120.35	117.20
R-squared	0.728	0.829	0.849	0.793
Observations	9,419	9,419	9,419	9,419
<i>모형 2</i>				
IV_UR	0.532 *** (0.131)	-7.514 *** (1.503)	0.142 (0.252)	-0.005 (1.876)
IV_UR×연령	-0.001 (0.004)	0.325 *** (0.053)	-0.009 (0.008)	-0.042 (0.063)
연령	-0.061 (0.040)	2.091 *** (0.477)	1.035 *** (0.088)	-0.812 (1.237)
(연령) ²	0.001 (0.001)	-0.002 (0.009)	-0.003 * (0.002)	0.124 *** (0.022)
cons.	1.409 *** (0.516)	-67.583 *** (7.709)	-27.434 *** (1.402)	-93.780 *** (18.173)
F-statistics for all instruments	144.09	133.56	117.57	106.64
R-squared	0.729	0.830	0.851	0.795
Observations	9,419	9,419	9,419	9,419

주: 1) ***, **, * 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 추정계수가 유의함을 의미.

2) 괄호 안은 출생연도-14세 당시 거주지별 군집된 표준오차.

3) 출생연도, 14세 당시 거주지의 고정효과 통제된 추정결과.

Abstract

Long-term Effects of Business Cycle when Undergraduates Graduate on their Wages

Lim, Byung In · Seol, Gwi Hwan

This study investigates the long-term impact of business cycle at the time of graduation on the wage of college undergraduates using data from the 2007-2018 Youth Panel. Empirical results of estimating wage equations for them from 2007-2011 are as follows: First, when the unemployment rate, measured in the region where an individual resided at the time of graduation, rises by 1% point, the college graduates immediately experiences a wage loss of 12.5% to 13.6% in the year he/she graduated from college. The effect lasts until 4 years after graduation, resulting in a wage loss of 4.3% to 5.3%. Second, from the subsample analysis divided into gender and education level, wage loss of female is greater than that of male, but the effect fade away after 4 years of graduation regardless of gender. The heterogeneous effects by education level are evident. While 4-year university graduates lose their wage by 8.1%, 2-year college graduates experience wage loss of 19.1%. After 4 years of graduation, wage loss of 4-year university graduates disappears, but 2-year college graduates still suffer from wage loss. Third, the magnitude of the impact of economic fluctuations estimated with balanced panel is smaller than that with unbalanced panel. This result is consistent regardless of gender or educational level. However, even in the balanced panel analysis, the long-term negative effect on 2-year college graduates remains. Of these empirical results, the asymmetric effect in terms of both size and duration depending on the educational level will be a useful information for designing

youth employment-related policies. It suggests the need for policies to help relatively vulnerable groups. From this point of view, the mutual-aid project for youth's asset-building program and the subsidy for employment promotion for the youth can be said to be a desirable policy.

Keywords : long-term effect, business cycle, college graduates, wage equation