



BOK 경제연구



전공 불일치가 불황기 대졸 취업자의
임금에 미치는 장기 효과 분석

최영준



2021. 12



전공 불일치가 불황기 대졸 취업자의 임금에 미치는 장기 효과 분석

최영준*

이 연구내용은 집필자 개인 의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

* 한국은행 경제연구원 미시제도연구실 연구위원(전화: 02-759-5471, E-mail: yjchoi70@bok.or.kr)

논고 작성에 유익한 논평을 해주신 한국은행 경제연구원 미시제도연구실장 정형권, 국제경제연구실장 이승환, 조사국 고용분석팀 오삼일 차장, 경제연구원 미시제도연구실 김혜진 부연구위원 및 익명의 심사위원께 감사의 뜻을 표합니다. 본 논문에 남아 있을 수 있는 오류는 저자의 책임임을 밝힙니다.

차 례

I. 서론	1
II. 전공 불일치 현황 및 기존 연구	2
III. 자료 및 분석모형 설정	12
IV. 추정결과	21
V. 강건성 검정	26
VI. 요약 및 시사점	31
참고문헌	33
〈부록〉	37

전공 불일치가 불황기 대졸 취업자의 임금에 미치는 장기 효과 분석

최근 코로나19 확산에 따라 젊은층을 중심으로 고용상황이 악화되면서 불황기에 대학을 졸업하는 근로자의 장기적인 임금 손실 및 동 현상의 메커니즘에 대한 관심이 증대되고 있다. 기존 연구를 보면 불황기에 노동시장에 진입한 대졸자가 지속적인 임금 손실을 경험한다는 연구는 상당히 축적되어 있으나 이러한 현상의 메커니즘에 대한 실증연구는 크게 부족한 편이다.

이러한 배경하에 본고에서는 한국의 전공 불일치 정도가 매우 높다는 점을 감안하여 전공 불일치가 불황기에 첫 직장을 가지는 대졸자의 임금 손실을 지속적으로 야기하는지 여부를 살펴보았다. 분석결과 불황기에 첫 직장을 가지는 대졸 근로자는 불황기와 같은 단기 노동시장 충격이 발생할 경우 지속적인 임금 손실을 경험하는 것으로 나타났다. 이러한 임금 손실의 지속성은 근로자의 대학교 전공과 직장에서 요구하는 기술이 불일치되는 전공 불일치에 기인하는 것으로 분석되었다. 즉 불황으로 근로자가 직장경력 초기에 자신의 전공과 불일치하는 일자리에 취직할 경우 경력 손실 등으로 더 나은 일자리로의 상향이동이 어려워질 수 있다. 이에 따라 근로자가 첫 직장과 비슷한 수준의 일자리들로만 이직을 계속할 경우 임금 손실은 지속될 수 있다는 것이다.

이러한 분석결과는 경기변동의 진폭을 줄이는 것도 중요하지만 직업 선택에 있어 전공 불일치 정도를 완화하는 것도 매우 중요함을 시사한다. 정책적인 관점에서는 근로자들이 이직을 통해 전공활용이 가능한 산업으로 이동할 수 있도록 노동시장의 경직성 완화 노력이 필요할 것으로 보인다. 기업 입장에서든 근로자에 대한 재교육 등을 통해 전공 불일치 문제를 완화하고 인적자본을 확충해 나갈 필요가 있겠다.

JEL Classification Number: E32, J31, J62

핵심 주제어: 불황, 전공 불일치, 임금, 실업

I. 서론

최근 코로나19 확산에 따라 젊은층을 중심으로 고용상황이 악화되고 있다는 것은 많이 알려져 있다. 그러나 어떠한 메커니즘을 통해 코로나19와 같은 불황이 젊은층에 부정적인 영향을 미치는지에 대한 관심은 상대적으로 작은 모습이다. 기존 연구에서도 불황기에 노동시장에 진입한 대졸자가 지속적으로 임금 등에서 손실을 본다는 연구는 상당히 많이 축적되어 있는 반면 어떠한 경로를 통해 불황이 젊은층에게 지속적인 임금 손실을 야기하는지에 대한 실증연구는 상대적으로 부족한 편이다.

이러한 배경하에 본고는 Liu et al.(2016)을 따라 전공 불일치가 불황기에 첫 직장을 가지는 젊은층의 임금 손실을 지속적으로 야기하는지 여부를 살펴보았다. 주지하다시피 한국의 높은 교육열로 인해 근로자는 취업과 밀접하게 연관되는 전공 선택보다는 대학진학을 위해 전공을 선택하는 경우가 많다. 실제로 한국의 전공 불일치 정도는 OECD 국가중에서 매우 높은 수준에 있다(Montt, 2015; OECD, 2016). 따라서 한국에서 평상시의 높은 전공 불일치가 불황기에 더 악화되어 젊은층의 지속적인 임금 손실을 야기할 가능성이 높다. 이론적으로는 불황으로 경력 초기에 근로자가 자신의 전공과 불일치(mismatch)하는 일자리에 취직할 경우 더 나은 일자리로의 상향이동이 어려워지고 비슷한 수준의 일자리들만 전전하게 된다면 임금 손실이 지속될 수 있다(Nilsen and Reiso, 2011; 이병희, 2003; 한요셉, 2017). 즉 대졸자는 불황기 일자리 감소로 인해 자신의 전공과 불일치하는 일자리를 선택하게 되고 이는 근로자의 경험축적과 같은 인적자본 형성을 저해하게 된다(Becker, 1993). 또한 전공과 일치하지 않는 일자리 경험이 이직 단계에서 근로자의 협상 지위를 약화시키거나 근로자에 대한 부정적 신호를 주게 될 경우 불황기에 첫 직업을 가진 근로자의 임금 손실은 지속적일 수 있다(Lockwood, 1991).

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 전공 불일치 현황 및 기존 연구를 살펴본다. III장에서는 사용자료 및 실증분석 모형을 제시하고 IV장에서는 추정결과를 살펴 보았다. V장에서 추정결과의 강건성(robustness)을 검정하고 마지막으로 VI장에서는 본고의 주요 결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

II. 전공 불일치 현황 및 기존 연구

1. 전공 불일치 정의 및 측정

일반적으로 학력과 직업 불일치는 전공 불일치¹⁾(field-of-study mismatch), 자격 불일치(qualification mismatch), 기술 불일치(skill mismatch)로 구분될 수 있다(OECD, 2016). 전공 불일치는 대학에서 특정 학과를 전공한 근로자가 전공과 다른 업종에 고용될 때 발생한다. 자격 불일치는 노동자가 이수한 학교 교육의 양이 직업에서 요구하는 학력과 일치하지 않는 것을 의미한다. 대표적인 예로 과잉교육²⁾(over-education)을 들 수 있다. 이는 근로자가 취업한 업종이 고등학교 졸업자격이면 충분하나 실제 학력이 대졸인 경우를 의미한다. 마지막으로 기술 불일치는 노동자가 보유한 핵심 정보처리능력³⁾이 취업한 업종과 부합하지 않을 때 발생하는 것을 말한다.

전공 불일치 논의 이전에 자기선택(self-selection)의 문제, 즉 근로자들이 전공과 업종을 스스로 선택하는지 여부가 검토될 필요가 있다. 먼저 전공의 경우 통상 근로자가 대학 입학시 결정하기 때문에 근로자가 졸업시의 불황을 염두에 두고 전공을 선택한다고 보기 어렵다. 실제로 Berger(1988), Beffy et al.(2012)은 대학생의 전공 선택이 경기순환에 크게 반응하지 않는다고 하였다. 다음으로 졸업시 대학생이 선택하는 업종은 경기주기와 연관될 가능성이 있으나 본고에서는 이를 회피하기 위해 기존 연구와 같이 졸업시기를 출생년도를 통해 산출하는 방법을 사용하였다.⁴⁾

한편 전공 불일치의 측정은 주관적인 혹은 객관적인 방법에 의해 이루어질 수 있다(Borghans and Grip, 2000). 주관적인 방법은 근로자가 자신의 전공과 직장에서의 업무내용이 일치되는지 여부를 근로자 자신이 측정하는 것을 말한다. 동 방법은 시간과 비용이 절감될 수 있는 장점이 있으나 근로자들이 주관적인 관점으로 전공 불일치 여부를 선택하기 때문에 전공 불일치 측정이 자기선택의 문제에 빠질 수 있다는 단점이 있다. 한편 객관적인 측정 방법은 직무분석 전문가가 직업사전(the

-
- 1) 연구자에 따라 전공 불일치를 skill mismatch 혹은 job mismatch라는 용어로 사용하는 경우도 있다.
 - 2) 과잉교육에 대해서는 Abel and Deitz(2017), Bell and Blanchflower(2021), Barnichon and Zylberberg(2019), Sahin et al.(2014) 등을 참고하기 바란다.
 - 3) OECD(2016)에서는 기술 불일치(skill mismatch)를 문해력(literacy), 즉 글을 읽고 이해하는 능력이라고 정의하고 있다.
 - 4) 이에 대해서는 p.19에 자세하게 기술되어 있다.

dictionary of occupational titles) 등을 활용하여 객관적으로 전공 불일치를 측정하는 것을 의미한다. 동 방법은 결과의 투명성을 얻을 수 있다는 장점이 있으나 시간과 비용이 많이 든다는 단점을 가진다. 객관적인 측정 방법의 대표적인 연구는 Wolbers(2003), Liu et al.(2016)을 들 수 있다. Wolbers(2003)는 국제노동기구(ILO)의 국제표준직업분류(ISCO-88) 소분류(3-digit) 코드를 바탕으로 해당 코드와 일치되는 직업의 전공분야를 제시하고 근로자가 자신의 전공분야와 연계되는 직업에 종사할 경우 전공 일치로, 그렇지 않은 경우 전공 불일치로 정의하였다. 그러나 동 방법론은 국제표준직업분류의 직업과 연계되는 전공과 근로자의 전공이 매치되는 정도를 판단하는 기준이 다소 자의적일 수 있다. 한편 Liu et al.(2016)은 각각의 산업에 종사하는 대졸자의 전공에 대한 임금을 추정하여 임금의 크기에 대한 순위를 매긴 다음 임금이 작을수록 전공 불일치 정도가 커지는 것으로 정의하였다. 예를 들어 대졸자의 전공이 사회과학 계열이라고 하면 동 전공에 대한 6개의 산업에 대한 임금을 각각 추정한 후 임금이 가장 작은 산업을 1로, 가장 큰 산업을 6으로 순위를 매기는 것이다.

이와 같이 전공 불일치 측정에는 일치된 방법론이 존재하지 않는 등 전공 불일치 정도를 정확하게 측정하기 어렵다는 문제가 있다. 그러나 Liu et al.(2016)의 방법론은 다른 방법론과 달리 전공 불일치 정도를 모형을 통해 산출함에 따라 전공 불일치 측정의 자의성을 줄일 수 있다는 장점이 있다. 따라서 본고에서는 Liu et al.(2016)을 따라 전공 불일치를 측정하였다.⁵⁾

2. 전공 불일치 현황

한국의 전공 불일치는 OECD 국가중에서 매우 높은 편이다(〈그림 1〉 참조). OECD 국가중 성인역량조사(survey of adult skills)에 참가한 29개국⁶⁾중 한국의 전공 불일치율⁷⁾(전체 고용중 전공 불일치 고용 비율)은 50.1%로 인도네시아(54.6%)에

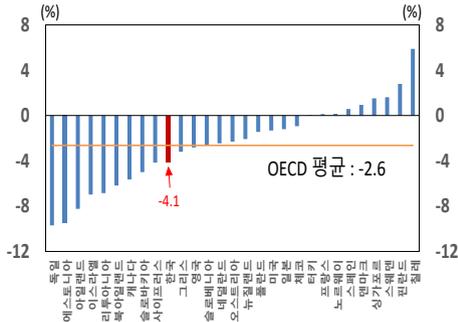
5) 동 방법은 Gottschalk and Hansen(2003)의 연구와 비슷하다. 동 연구는 대학 교육을 받은 근로자에게 지급되는 임금 프리미엄(wage premium)에 따라 직업형태를 대학을 나오지 않아도 수행이 가능한 비대학 직업(noncollege occupations)과 대학을 나와야만 수행이 가능한 대학 직업(college occupations)으로 분류하였다.

6) OECD의 성인역량조사(survey of adult skills)에는 총 33개국이 참여하였다. 이중 호주, 오스트리아, 캐나다 등 24개국은 2012년에, 칠레, 그리스 등 9개국은 2015년에 조사되었다. 각각의 조사항목에서 자료가 없는 국가는 제외되었다.

7) 근로자가 자신의 직업에 대응하는 분야와 다른 분야를 전공했다고 응답할 때 그 노동자는 전공 불일치로 간주된다(OECD, 2016).

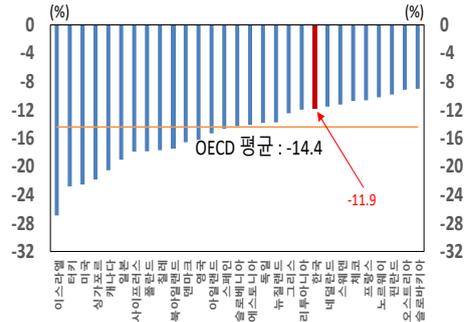
로 OECD 평균(0.02%)과 동일한 모습을 보였다. 한국의 경우 생산성 손실과 매물 교육비용을 합한 총비용은 GDP의 1.02%로 북아일랜드 다음으로 높은 모습을 보였다(<그림 6> 참조).

〈그림 3〉 OECD 국가별 전공 불일치의 임금에 대한 영향¹⁾



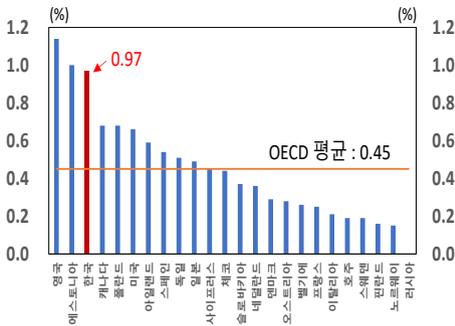
주: 1) 로그 시간당 임금에 대한 전공 불일치의 OLS 추정계수
자료: OECD(2016)

〈그림 4〉 OECD 국가별 과잉교육 비율의 임금에 대한 영향¹⁾



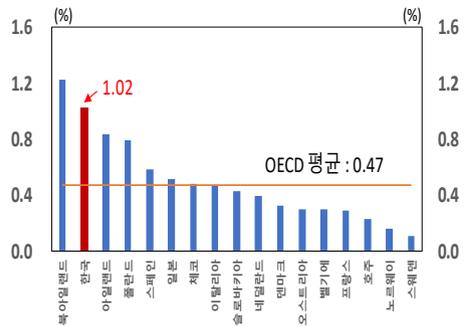
주: 1) 로그 시간당 임금에 대한 과잉교육 비율의 OLS 추정계수
자료: OECD(2016)

〈그림 5〉 전공 불일치의 생산성 손실¹⁾



주: 1) 세로축은 각국 GDP대비(%)
자료: Montt(2015)

〈그림 6〉 전공 불일치의 총비용¹⁾²⁾



주: 1) 생산성 손실 + 매물 교육비용
2) 세로축은 각국 GDP대비(%)
자료: Montt(2015)

3. 경기변동과 전공 불일치

일반적으로 호황기의 고용상황이 불황기에 비해 더 좋을 것으로 예상되나 일자리가 부족한 불황기에는 전공 불일치로 인해 고용상황이 호황기에 비해 더 좋은 것처럼 나타날 수 있다.¹¹⁾ 이는 불황기에 근로자가 자신의 전공과 다른 일자리에 취업하는 경우가 증가하는 데 기인한다. 이와 같이 불황기에 고용상황이 더 좋은 것처럼 나타나는 현상을 전공 불일치의 경기 역행적(countercyclical) 현상 혹은 경기주기적 전공 불일치(cyclical skill mismatch)라고 한다(Liu et al., 2016).

한국의 전공 불일치가 매우 심하다는 점을 감안하여 한국의 근로자를 대상으로 불황기와 호황기의 졸업 이후 10년 동안의 경제활동참가율과 고용률을 비교하여 보았다. 통계청 기준순환일 기준 불황기는 자료의 이용가능성 등을 고려하여 1998년(제6순환기 저점), 2005년(제8순환기 저점), 2009년(제9순환기 저점)으로 하였다.¹²⁾ 또한 동 불황기에 대학을 졸업한 집단은 출생년도를 기준으로 졸업 예상년도를 구하여 1998년 졸업 코호트, 2005년 졸업 코호트, 2009년 졸업 코호트라고 정의하였다.¹³⁾ 불황기 코호트에 인접한 호황기 졸업 코호트도 출생년도를 기준으로 하였다.

먼저 1998년 졸업 코호트와 인접한 호황기인 2000년 졸업 코호트를 비교해보면 1998년 졸업 코호트의 경제활동참가율과 고용률이 2000년 졸업 코호트에 비해 높은 모습이다(<그림 7, 8> 참조). 다음으로 2005년 졸업 코호트와 호황기인 2000년 졸업 코호트를 비교해 보면 1998년 졸업 코호트와 같이 2005년 졸업 코호트의 경제활동참가율과 고용률이 소폭 더 높은 것으로 나타났다(<그림 9, 10> 참조). 이러한 현상은 2009년 졸업 코호트와 2011년 호황기 졸업 코호트 비교에서도 나타난다(<그림 11, 12> 참조). 이와 같은 결과는 한국에서 경기주기적 전공 불일치가 나타나고 있음을 의미한다.

4. 평균 근속년수와 전공 불일치

한국의 전공 불일치는 청년층의 잦은 이직으로 평균 근속년수가 감소하고 있는 데서도 확인된다. 즉 청년층은 불황기에 들어든 일자리 때문에 자신의 전공과 연관성

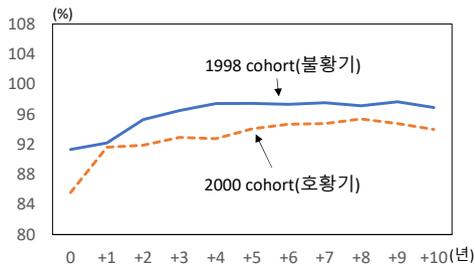
11) 이러한 결과는 안주엽·홍서연(2002), 홍승현·원종학(2012)에서도 보고되고 있다.

12) 제6순환기 저점은 1998년 8월, 제8순환기 저점은 2005년 4월, 제9순환기 저점은 2009년 2월로 되어 있으나 본고에서 사용한 한국노동패널 자료가 연간으로 조사되어 있어 불황기 구분도 연간 기준으로 하였다.

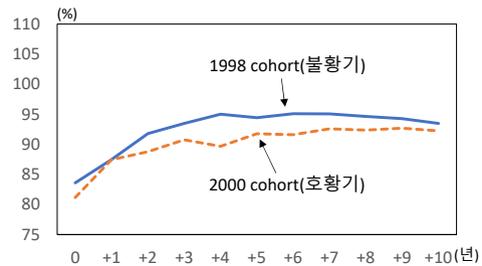
13) 불황기에는 졸업연기, 대학원 진학 등 내생성 문제가 발생할 수 있어 실제 졸업년도보다는 출생년도를 이용한 졸업 예상년도를 이용하는 것이 일반적이다(Kahn, 2010; 홍승현·원종학, 2012).

이 떨어지는 업종에 취직하였다가 경제상황이 호전될 경우에도 이전 직장과 비슷한 일자리로 빈번하게 이직하면서 평균 근속년수가 감소할 수 있다. 이는 미국이나 캐나다와 같이(Gardecki and Neumark, 1998; Topel and Ward, 1992; Yamaguchi, 2010) 활발한 경력간 및 경력내 이직을 통해 점진적으로 더 나은 매치로 상향이동하는 사례와 달리 한국의 청년층에서는 더 나은 직업으로의 상향이동이 제한적이고 자신의 전공과 적성에 맞는 직업으로의 이직이 드문 데 기인한다(이병희, 2003; 한요섭, 2017).

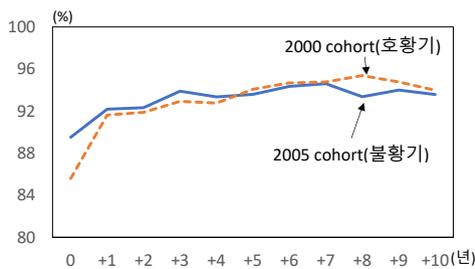
〈그림 7〉 1998년 코호트 경제활동참가율



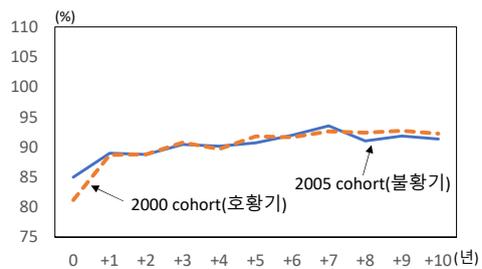
〈그림 8〉 1998년 코호트 고용률



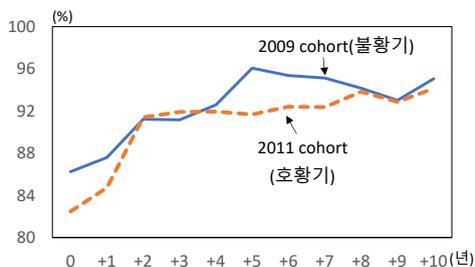
〈그림 9〉 2005년 코호트 경제활동참가율



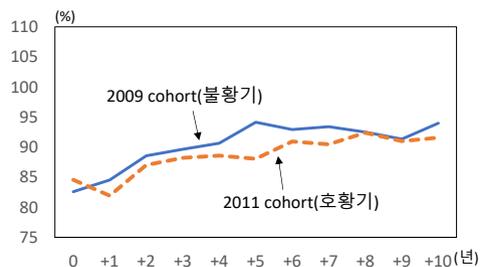
〈그림 10〉 2005년 코호트 고용률



〈그림 11〉 2009년 코호트 경제활동참가율



〈그림 12〉 2009년 코호트 고용률



자료: 「경제활동인구조사」, 저자계산

한국의 경우 50대를 중심으로 전연령의 평균 근속년수가 증가세를 보이고 있으나 청년층(20~34세)의 평균 근속년수는 1997년 외환위기 이후 지속적으로 감소하고 있다(〈그림 13〉 참조). 실제로 청년층중 20~24세의 평균 근속년수는 1995년 1.7년에서 1998년 2.2년까지 증가했다가 꾸준히 감소하여 2020년에는 1.4년을 기록하였다. 25~29세의 평균 근속년수도 1995년 2.7년에서 1998년 3.3년으로 증가한 후 지속적으로 감소세를 보여 2020년에는 2.3년을 기록하였다. 30~34세의 평균 근속년수의 변화도 20대와 비슷한 모습을 보였다.

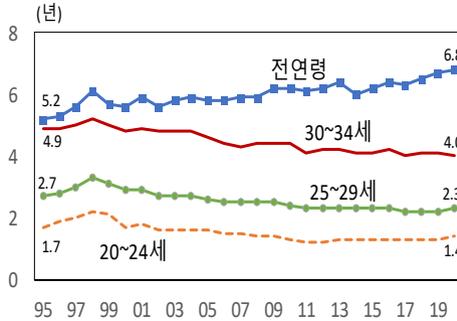
다음으로 청년층의 불황기 평균 근속년수(불황기 시작년도 이후 10년 평균)를 호황기와 비교해 보았다(〈그림 14〉 참조). 그 결과 1998년 불황기를 제외한 여타 불황기의 평균 근속년수는 호황기에 비해 단축된 것으로 나타났다. 구체적으로 1998년 불황기의 평균 근속년수는 3.06년이고 인접한 2000년 호황기의 평균 근속년수는 2.92년으로 나타났다. 이는 〈그림 13〉에서와 같이 1997년 외환위기 이후 청년층의 평균 근속년수가 지속적으로 감소하기 때문에 1998년 불황기의 평균 근속년수 감소 정도가 2000년 호황기의 감소 수준보다 작은 데 기인한다. 그러나 2005년 불황기의 평균 근속년수는 2.69년, 2002년 호황기는 2.81년으로 나타났으며 2009년 불황기에도 평균 근속년수는 2.59년으로 호황기인 2008년 2.61년에 비해 짧았다.

이러한 결과는 1997년 외환위기 이후 경제성장률이 이전에 비해 크게 낮아지고¹⁴⁾ 일자리도 함께 감소하면서 2005년 및 2009년 불황기의 대졸자들이 1998년 불황기에 비해 이직을 더 빈번하게 한 데 기인한 것으로 보인다.¹⁵⁾ 따라서 한국에서는 1997년 외환위기에 따른 불황기인 1998년 보다 2005, 2009년 불황기에 임금 손실이 더 크게 나타날 가능성이 높다고 할 수 있다. 실제로 〈표 3〉 불황기 졸업의 임금에 대한 영향 추정에서 1998년 불황기에 비해 2005, 2009년 불황기의 임금 손실이 더 큰 것으로 나타났다.

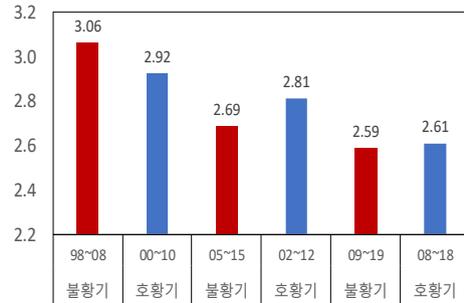
14) 실질 경제성장률은 1990~97년중 평균 8.4%, 2000~19년중 평균 4.1%를 기록하였다.

15) 일각에서는 1997년 외환위기에 비해 상대적으로 노동시장 충격이 크지 않았던 2005, 2009년에 임금 손실이 더 크게 나타난 데에 의문을 제기할 수 있다. 이는 1997년 외환위기 이후 구조조정 등에 따라 발생한 노동시장 충격이 이후 노동시장에 진입하는 근로자에게 큰 영향을 미친 데 기인한 것으로 추측된다. 이에 대한 분석은 추후 연구과제로 남긴다.

〈그림 13〉 청년층 평균 근속년수

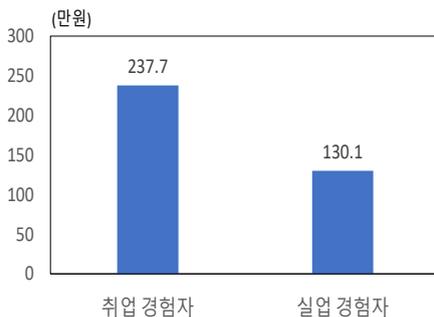
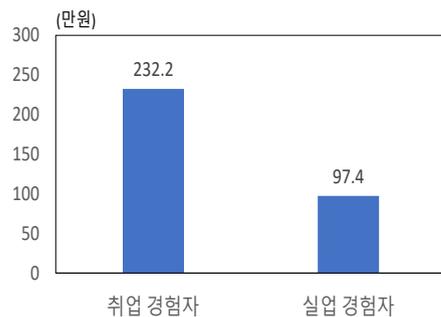


자료: 「고용형태별 근로실태조사」

〈그림 14〉 청년층 경기주기별 평균 근속년수¹⁾주: 1) 20~34세의 각 불황기 이후 10년 평균값 기준
자료: 「고용형태별 근로실태조사」

5. 경기변동과 임금 손실의 지속성

불황기 졸업 이후 실업을 경험한 청년층(25~35세)은 취업을 유지한 근로자에 비해 임금이 더 낮은 것으로 나타났다. 한국고용정보원의 「대졸자 직업이동경로조사」를 통하여 불황기 대졸자중 실업 경험자의 임금 손실을 살펴보면 2005년 및 2008년 불황기 모두 실업 경험자는 취업을 유지한 대졸자에 비해 졸업 이후 3년차 임금(명목기준 월평균 근로소득)이 낮은 것으로 나타났다(〈그림 15〉, 〈그림 16〉 참조).¹⁶⁾ 구

〈그림 15〉 2005년 졸업자의 근로소득 변화¹⁾주: 1) 2005년 취업(실업) 경험 후 2008년 취업자의 월평균 명목 근로소득
자료: 「대졸자 직업이동경로조사」, 저자계산〈그림 16〉 2008년 졸업자의 근로소득 변화¹⁾주: 1) 2008년 취업(실업) 경험 후 2011년 취업자의 월평균 명목 근로소득
자료: 「대졸자 직업이동경로조사」, 저자계산

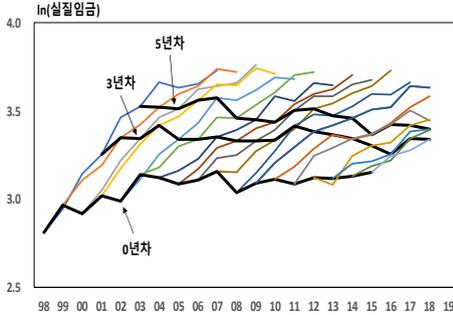
16) 사용자료의 구조 때문에 졸업 이후 3년차 임금을 비교하였다.

체적으로 2005년(2008년) 졸업자중 실업 경험자의 월평균 임금은 130.1만원(97.4만원)으로 계속 취업자의 임금(2005년 237.7만원, 2008년 232.2만원) 대비 2배 정도 작은 모습을 보였다. 1998년 불황기는 조사가 되지 않아 분석을 하지 못하였다.

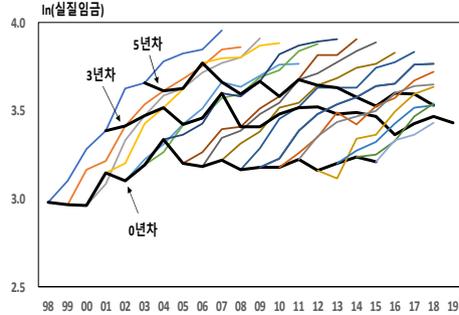
한편 불황기에 첫 직장을 가진 대졸자의 임금추이를 살펴보면 임금은 불황기 첫째 해에 감소한 후 즉시 회복되지 않고 감소세가 서서히 완화됨을 알 수 있다. 이를 달리 표현하면 실업과 같은 단기 노동시장 충격에 따라 임금 손실의 지속성이 나타난다고 할 수 있다. 실제로 대학교 졸업 이후 첫 직장에서 직장경력 경과에 따른 졸업 코호트별 로그 연간 실질임금의 변화는 이를 잘 보여준다(〈그림 17〉, 〈그림 18〉 참조). 대학교 졸업 당해년도¹⁷⁾($t=0$)를 기준으로 1998년에 졸업하여 첫 직장을 가진 남성과 여성, 즉 1998년 졸업 코호트의 실질임금(〈그림 17〉 참조)은 불황기인 1998년에 크게 감소한 것을 알 수 있다. 또한 2005년 졸업 코호트의 실질임금도 소폭 감소하였으며 리먼사태가 발생한 2008년 졸업 코호트의 실질임금도 큰 폭으로 감소하였다. 그러나 3번의 불황기 모두 불황기 이후 3년차($t=3$)와 5년차($t=5$)의 실질임금은 졸업 당해년도($t=0$)에 비해 평탄해져 불황기일 때의 임금 손실이 서서히 완화되었음을 알 수 있다. 실제로 변동계수(coefficient of variation)를 보면 $t=0$ 일 때 3.0, $t=3$ 일 때 1.3, $t=5$ 일 때 1.7로 t 가 3, 5일 때의 변동계수가 $t=0$ 일 때 보다 작음을 알 수 있다.

남성만을 대상으로 한 경우(〈그림 18〉 참조) 2009년 졸업 코호트를 제외한 나머지 불황기의 실질임금의 추이는 남성과 여성을 모두 대상으로 한 경우와 비슷한 모습을 보였다. 1998년과 2005년 졸업 코호트의 경우 $t=0$ 일 때 임금 손실이 발생한 것을 알 수 있다. 남녀 모두를 대상으로 한 경우와 비슷하게 불황기 이후 3년차($t=3$)와 5년차($t=5$)의 실질임금은 졸업 당해년도($t=0$)에 비해 평탄해져 불황기일 때의 임금 손실이 서서히 완화됨을 알 수 있다. 실질임금의 변동계수는 $t=0$ 일 때 3.1, $t=3$ 일 때 1.6, $t=5$ 일 때 1.7을 기록하여 남녀 모두를 포함한 경우와 비슷하였다.

17) 한국의 경우 대학생은 대학교 졸업월인 2월 이전에 이미 취업을 하고 있다는 점을 감안하여 대학교 졸업 당해연도를 $t=0$ 이라고 하였다. 연구자에 따라 졸업 당해연도를 $t=1$ 이라고도 함에 유의하기 바란다.

〈그림 17〉 졸업 코호트별 실질임금¹⁾

주: 1) 가로축은 졸업 코호트
자료: 「한국노동패널」, 저자계산

〈그림 18〉 남성의 졸업 코호트별 실질임금¹⁾

주: 1) 가로축은 졸업 코호트
자료: 「한국노동패널」, 저자계산

6. 기존 연구

불황기에 노동시장에 진입한 대졸자가 지속적으로 임금 손실 등을 경험하고 있는 지에 대한 연구흐름은 잘 알려져 있고 관련 연구도 상당히 축적되어 있다. 그러나 단기 노동시장 충격이 임금 손실의 지속성을 야기하는 메커니즘에 대한 실증연구는 상대적으로 작다.

먼저 불황기에 노동시장에 진입한 대졸자들이 경험한 고용 및 임금 손실의 지속성에 대한 국가별 연구는 다음과 같다. 미국의 경우 Genda et al.(2010), Kahn(2010), Hershbein(2012), Altonji et al.(2016), Schwandt and von Wachter(2020), 캐나다의 경우 Oreopoulos et al.(2012), 일본의 경우 Genda et al.(2010), 오스트리아의 경우 Brunner and Kuhn(2014), 벨기에의 경우 Cockx and Ghirelli(2016), 네덜란드의 경우 Van den Berge(2018), 노르웨이의 경우 Raaum and Røed(2006), Liu et al.(2016), 스페인의 경우 Fernandez-Kranz and Rodriguez-Planas(2018), 한국은 Choi et al.(2020)을 들 수 있다.¹⁸⁾

다음으로 단기 노동시장에 대한 충격이 지속적인 임금 손실을 야기하는 메커니즘을 연구한 논문으로는 Oreopoulos et al.(2012), Hagedorn and Manovskii(2013), Frühwirth-Schnatter et al.(2012), Altonji et al.(2016), Liu et al.(2016)을 들 수 있다.¹⁹⁾ Liu et al.(2016) 이전 논문들은 불황기에 근로자가 처음으로 취업한 일자

18) 국가패널 등 거시자료를 사용하여 청년기에 높은 실업률을 경험한 세대가 이후에도 임금 등에서 지속적으로 부정적인 영향을 받는다는 이력현상(hysteresis)을 연구하는 흐름도 있다. 이에 대해서는 Kawaguchi and Murao(2014), 김남주(2019)를 참고하기 바란다.

리의 품질(quality)이 낮은 경우 단기 노동시장의 충격이 지속적인 임금 손실을 야기할 수 있다고 하였다. Oreopoulos et al.(2012)는 불황기 첫 번째 직업의 품질이 낮고 취업후 경력이 쌓이면서 첫 번째 직업의 품질이 직업 탐색마찰(search frictions)과 결합될 경우 임금 손실의 지속성을 설명할 수 있다고 하였다. Altonji et al.(2016)는 졸업후 첫 일자리가 고임금을 받는 좋은 일자리인 경우 취업후 지속적인 임금 손실이 나타나지 않는다는 것을 발견하였다.²⁰⁾ Hagedorn and Manovskii(2013), Frühwirth-Schnatter et al.(2012)은 기업이 필요로 하는 자격요건을 갖춘 근로자를 채용하지 못하는 노동시장 경색(tightness of the labor market)이 지속적인 임금 손실을 야기한다고 하였다.

한편 Liu et al.(2016)은 기업 측면만을 연구한 기존 연구와 달리 기업과 근로자를 함께 고려하였다. 즉 Liu et al.(2016)은 첫 직장에서 요구하는 기술과 대학 졸업자의 전공간 불일치 현상이 발생할 경우 단기 노동시장 충격으로 인한 임금 손실의 지속성이 나타난다고 하였다. 따라서 본고에서는 전술한 바와 같이 한국의 전공 불일치가 매우 심하다는 점을 감안하여 Liu et al.(2016)을 따라 전공 불일치가 단기 노동시장의 충격에 따른 임금 손실의 지속성을 설명할 수 있는지 여부를 살펴보았다.

Ⅲ. 자료 및 분석모형 설정

1. 자료

본고에서 사용한 자료는 한국노동연구원의 한국노동패널(KLIPS; Korea Labor and Income Panel Study) 자료이다. 한국노동패널은 1998년부터 매년 조사되고 있으며 현재 22차(2019년)까지 조사가 완료되어 있다. 불황기를 통계청 기준순환일의 경기저점이라고 정의할 경우 불황기는 제6순환기 저점인 1998년, 제8순환기 저점인 2005년, 제9순환기 저점인 2009년으로 정의할 수 있다. 따라서 본고에서는 KLIPS 1차 조사년도인 1998년부터 22차 조사년도인 2019년까지의 개인력 자료를 사용하였다.

19) 단기 효과의 경우 Genda et al.(2010), Hershbein(2012), Spee (2016)를 들 수 있다.

20) 고임금 전공(전자공학, 경영학 등) 취업자들의 임금 손실은 평균 임금을 받는 전공(지구과학, 신문방송학 등) 취업자 대비 절반 정도인 것으로 나타났다(Altonji et al., 2016).

한편 전공 불일치 추정을 위한 대학교 전공자료는 KLIPS 5차 조사년도인 2002년부터 조사되고 있다. 이를 자세히 살펴보면 노동패널 1차년도에는 고등학교에 재학 중인 개인에 한하여 고등학교 전공을 조사하였으며 2차년도에는 고등학교와 전문대 이상에 재학중(졸업여부는 조사하지 않았음)인 개인을 별도로 구분하지 않고 전공을 조사하였다. 3차년도에는 전공계열 질문이 없었으며 4차년도 개인용 자료로부터 개인의 정규교육과 관련한 자세한 정보를 조사하고 있으나 세부전공 분류는 5차년도(2002년) 부터 본격적으로 조사되고 있다. 기존 연구(이병희, 2004; 류재우, 2004)에서는 2차년도의 대학교 학과명을 기준으로 이후 조사년도의 학과를 전공분야로 재분류하여 분석대상자료를 구축하고 있으나 전술한 바와 같이 2차년도는 개인의 고등학교와 대학 졸업여부가 분명하지 않고 고등학교와 대학의 전공을 분리하지 않고 있는 데다 전공분류도 5차년도 이후 자료의 전공분류와 상이하다. 이에 따라 기존연구와 같이 2차년도의 전공 코드를 기준으로 5차년도 부터의 전공자료를 재분류하는 것은 오류의 가능성이 있다. 따라서 전공 불일치 추정과 이를 활용한 불황시졸업의 임금 손실의 지속성을 분석하는 부분에서는 분석대상 기간을 2002~2019년으로 하였다.

불황기를 나타내는 실업률은 통계청에서 조사한 경제활동인구조사중 구직 기간 1주 기준으로 측정된 전국 실업률을 사용하였다. 다만 1주 기준 자료는 1988년까지 조사되어 있어 1989년부터는 4주 기준 자료를 사용하였다. 임금 변수는 '주된 일자리 연평균 임금수준(만원)'을 사용하였으며 소비자물가지수(2015=100)를 사용하여 실질소득으로 변환한 후 로그를 취하였다.

전공 불일치 지표 추정을 위한 전공, 산업자료는 Liu et al.(2016)을 참고하여 이용자료인 KLIPS 자료의 사용가능성을 기준으로 분류하였다. 본고에서 사용한 전공자료는 KLIPS에서 분류한 인문계열, 사회계열, 자연계열, 공학계열, 의학계열, 사범계열, 음악계열, 미술계열, 체육계열, 기타 등 총 10개이다. 이는 UNESCO가 국가별 교육통계에 대한 국제적 비교를 가능하게 위해 만든 교육에 대한 국제 표준(ISCED; International Standard Classification of Education)을 우리나라 현실과 유사하게 재분류한 것과 비슷하다. 구체적으로 UNESCO의 전공분류는 ① 교육, ② 인문/예술계열, ③ 사회과학/비즈니스/법계열, ④ 자연과학계열, ⑤ 공학/제조/건설계열, ⑥ 농업계열, ⑦ 의료/사회복지계열, ⑧ 서비스계열이다. 여기서 김기현(2006)은 Wolbers (2003)의 전공분야별 직업연계표중 고등교육 전공분야와는 무관한 ⑧ 서비스계열 전공분야를 제외하고 세분화된 ⑤와 ⑥은 공학계열로 통합하여 한 분야로 사용하였다. 이와 함께 ⑦ 의료/사회복지계열은 우리나라에서 사회복지계열

이 의료계열보다는 사회과학계열로 분류되고 있는 점을 고려하여 사회복지계열은 사회과학계열로 재분류하였다. 이에 따라 김기현(2006)은 전공분야를 ① 사범계열, ② 인문/예체능계열, ③ 사회과학계열, ④ 자연과학계열, ⑤ 공학계열, ⑥ 의료계열과 같이 6개 범주로 구성하였다. 이와 같은 방법론을 참고하여 KLIPS의 전공분류에서 인문계열과 음악, 미술, 체육 계열을 합치고 기타를 제외하면 김기현(2006)과 유사하게 ① 인문계열(음악, 미술, 체육계열 포함), ② 사회계열, ③ 자연계열, ④ 공학계열, ⑤ 의과학계열, ⑥ 사범계열과 같이 총 6개의 전공을 만들 수 있다. 따라서 본고의 전공분류는 국제적 기준을 따르면서 이를 한국적 상황에 맞게 재분류한 것으로 평가할 수 있다.

전공 불일치를 추정할 때 사용되는 산업은 KLIPS의 8차 한국표준산업분류(KSIC; Korean Standard Industry Classification)를 기준으로 6개 산업을 정의하였다.²¹⁾ 6개 산업은 ① 농림어업, 광업, 전기·가스·수도업, 건설업, ② 제조업, ③ 도소매업, 음식 및 숙박업, ④ 운송, 보관 및 통신, ⑤ 금융, 보험, 부동산 및 사업서비스업, ⑥ 회원단체, 사회 및 개인 서비스업이다.

한편 본고에서 분류한 전공, 산업구분이 다소 자의적일 수 있다. 그러나 Liu et al.(2016)에서처럼 각 전공 및 산업에 충분한 자료 수를 확보하기 위하여 각 전공 및 산업을 적절히 세분하기 어렵다는 문제가 있다. 따라서 Liu et al. (2016)을 참고하여 추정이 가능한 범위내에서 전공의 경우 음악, 미술, 체육계열을 인문계열로 분류하였으며, 산업에 대해서는 전기·가스·수도업, 건설업을 농림어업, 광업에 포함하였다. 실제로 음악, 미술, 체육계열을 별도의 전공으로, 전기·가스·수도업, 건설업을 별도의 산업으로 분류하여 추정한 결과 자유도(degree of freedom) 부족으로 추정이 되지 않는 문제가 있었다.

통제변수로는 대졸자의 성별, 정규직 여부를 사용하였다. 기존 연구에서는 출생년도, 지역, 정규직 여부, 성별, 아버지 교육수준, 어머니 교육수준, 대학생이 14세때 부모님의 경제활동상태(종사상 지위), 대학교 유형(2년제 혹은 4년제)을 사용하고 있다. 그러나 대졸자의 성별, 정규직 여부만을 포함한 모형과 모든 통제변수를 포함한 경우를 비교해 본 결과 큰 차이가 없어 본고에서는 대졸자의 성별, 정규직 여부만을 통제변수에 포함하였다.²²⁾ 한편 기존 연구에서는 여성의 경우 출산 등으로 실제 근무년수를 정확히 측정하기 어렵기 때문에 남성만을 분석대상으로 하는 경우가

21) KLIPS 사용자료는 2002~2019년인데 5차년도부터 자료가 존재하는 업종은 표준산업분류 5차와 8차 자료이다. 이중 최근 분류인 8차 분류를 사용하였다.

22) 정규직 여부와 성별을 제외한 추정결과는 모든 통제변수를 제외한 추정결과와 비교하여 큰 차이가 있었다. 이에 따라 정규직 여부와 성별 변수는 추정식에 포함하였다.

많다. 그러나 본고에서는 남녀를 모두 고려하되 더미변수를 통해 남녀 차이의 영향을 통제하였다. 강건성 검정에서 남성과 여성을 별도로 추정할 경우 1998년, 2005년 불황기는 남녀 모두를 대상으로 한 경우와 대체로 비슷한 결과를 보였다. 그러나 2009년 불황기에는 여성이 남성에 비해 불황기의 영향을 더 크게 받는 것으로 나타났다.

2. 분석모형 설정

2.1. 전공 불일치 측정

먼저 전공 불일치 수준을 정량적으로 측정하기 위해 Liu et al.(2016)을 따라 다음과 같은 회귀식을 설정하였다.

$$\log y_{i0} = \sum_m w_{mc}^j I_{im} + X_i \beta_c^j + \epsilon_i \quad (1)$$

y_{i0} 는 불황기 졸업 당시($t=0$) 근로자 i 의 임금²³⁾을, j 는 졸업 이후 근로자가 첫 번째 고용된 산업, I_{im} 은 대졸 근로자 i 의 전공이 m 이면 1의 값을 가지는 지시변수(indicator variable), c 는 졸업 코호트를 의미한다. X_i 는 지역, 정규직 여부, 성별 더미변수를 포함한다.

구체적으로, 각각의 산업에 대하여 졸업 코호트별로 전공에 대한 임금을 추정하여 전공 m , 산업 j 및 졸업 코호트 c 에 대해 지급된 임금의 집합(임금 프리미엄)인 $\{w_{mc}^j\}$ 를 산출한다. 이때 졸업 당시 대졸 근로자 i 의 임금에 미치는 일시적인 산업별 영향을 제거하기 위해 회귀식은 졸업 코호트를 중심으로 5년 이동창(five-year moving window)을 사용하였다.²⁴⁾ 다음으로 각각의 산업 j 를 대상으로 졸업 코호트 c , 전공 m 에서 임금 프리미엄 크기의 순위(rank)를 정하였다. 요약하면 각 산업 j 에 대해 졸업 코호트 c , 전공 m 에서 추정된 임금 프리미엄을 $\{w_{mc}^j\}$ 라고 정의하면

23) 식 (5)에서 $c=2005$ 일 경우 2005년 실업률은 UR_{2005} 로 나타내었다. 마찬가지로 $c=2005$ 일 경우 2005년 기준 임금 프리미엄 순위를 추정하기 위해 y_{i0} , 즉 y_{i2005} 를 사용하였다. 이는 식 (5)에서 $c=2005$ 일 경우 $\sum \beta_c UR_{2005}$ 과 $\sum \gamma_c R_{2005}$ 에서 처럼 2005년 불황기의 실업률과 임금 프리미엄 순위가 경력(e) 변화에 따라 임금에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지를 살펴보기 위함이다.

24) 5년 이동창은 졸업 코호트 c 를 기준으로 $c-2, c-1, c, c+1, c+2$ 의 5개 코호트가 추정에 포함됨을 의미한다(Liu et al., 2016).

$\{w_{mc}^j\}$ 에서 각 산업 j 에 대한 임금 프리미엄의 크기에 따라 순위를 매긴 것은 $\{w_{mc}^j\}_{j=1}^J$ 로 나타낼 수 있으며 편의상 이를 R_{mc}^j 로 표기한다. R_{mc}^j 는 근로자와 산업 간 매치 품질(match quality)을 의미한다고 정의한다.

한편 R_{mc}^j 는 순위의 절단점(cutoff)을 기반으로 전공 불일치 지표(mismatch indicator)인 M_{mc}^j 로 정의될 수 있다.

$$M_{mc}^j = \begin{cases} 0, & \text{if } R_{mc}^j > 3 \\ 1, & \text{if } R_{mc}^j \leq 3 \end{cases} \quad (2)$$

여기서 전공 m 인 근로자가 임금 프리미엄 순위(R_{mc}^j)가 하위 3번째 내에 있는 산업에 고용될 경우 대학생의 전공은 불일치된 것으로 보며 M_{mc}^j 는 1의 값을 가진다. 반대로 전공 m 인 근로자가 R_{mc}^j 가 상위 4번째 이상인 산업에 고용되면 대학생의 전공은 매치된 것으로 보며 이 때 M_{mc}^j 는 0의 값을 가진다. 여기서 절단점을 3으로 정한 것은 절단점 3이 임금 프리미엄 순위 1~6의 중간²⁵⁾이기 때문이다. 강건성 검정에서 절단점을 2, 4로 변경하여 추정하여 보았으나 결과는 비슷하였다.

다음으로 식 (1)을 통하여 추정된 임금 프리미엄을 기준으로 각 전공 및 산업별로 임금 프리미엄의 순위를 매길 수 있다(〈표 1〉 참조).²⁶⁾ 각 전공 및 산업별로 가장 낮은 임금 프리미엄 순위는 1로, 가장 높은 임금 프리미엄 순위는 6으로 하였다. 매치 결과를 보면 〈그림 1〉에서와 같이 한국은 전공 불일치가 OECD 국가중 매우 높은 수준을 기록하고 있는 점을 반영하여 전공과 산업의 매치가 잘 이루어지지 않고 있음을 알 수 있다. 예를 들어, 자연계열 전공과 매치 순위가 가장 높은 업종은 업종 3(도소매업, 음식 및 숙박업)으로 나타났다. 이는 한국의 높은 교육열로 대학 진학률은 높으나 전공과 취업하는 산업이 일치하지 않는 데 주로 기인한다(한요셉, 2020). 그러나 매치 품질이 가장 좋지 않은 산업, 즉 전공 불일치가 가장 심한 산업은 인문계열을 제외한 사범, 사회, 의학, 공학 계열 모두 동일하게 제조업으로 나타났다. 이

25) 산업 1~6개의 임금 프리미엄 평균(mean)과 중간값(median)은 모두 3.5이다. 본고에서는 순위의 평균(중간값)을 기준으로 절단점을 3으로 하였다.

26) 본고의 전공, 산업구분이 다소 불명확하기 때문에 전공 및 산업별 임금 프리미엄이 아닌 개별 졸업자의 임금 프리미엄을 살펴볼 필요가 있다는 주장이 있을 수 있다. 그러나 본고에서는 전공과 산업의 불일치 정도를 임금 프리미엄을 통해 추정하기 때문에 개별 졸업자의 임금 프리미엄을 구하더라도 이를 통해 전공 불일치 정도를 알 수 없다는 한계가 있다.

는 대부분의 근로자들이 자신의 전공과 무관하게 제조업에 취업하는 것을 기피하기 때문인 것으로 보인다. 실제로 제조업의 미충원율²⁷⁾은 2011년 상반기 31.3%, 2015년 상반기 18.6%, 2020년 상반기 11.3%로 높은 수준을 유지하고 있다.

〈표 1〉 졸업 코호트별 평균기준 임금 프리미엄 순위¹⁾

	업종 ²⁾					
	1	2	3	4	5	6
인문, 예체능 계열 전공	3.80	3.40	3.13	3.40	3.60	3.67
사범계열 전공	2.40	2.40	3.93	3.40	4.33	4.53
사회계열 전공	3.13	1.93	3.80	5.0	4.13	3.00
자연계열 전공	4.07	2.53	4.47	3.33	2.53	4.07
의학계열 전공	2.20	1.87	4.93	3.13	3.87	5.00
공학계열 전공	5.13	2.00	4.66	3.73	3.13	2.33

주: 1) 순위는 정수이어야 하나 졸업 코호트별 임금 프리미엄 순위의 평균을 구하였기 때문에 실수로 표현되어 있음

2) 업종 1 : 농림어업, 광업, 전기·가스·수도업, 건설업

업종 2 : 제조업

업종 3 : 도소매업, 음식 및 숙박업

업종 4 : 운송, 보관 및 통신업

업종 5 : 금융, 보험, 부동산 및 사업서비스업

업종 6 : 회원단체, 사회 및 개인 서비스업

다음으로 〈그림 7〉 ~ 〈그림 12〉에서 살펴본 바와 같이 불황기에 전공 불일치가 더 많이 발생하는 경기주기적 전공 불일치가 발생하는지를 살펴보기 위해 식 (3)을 설정하였다. 동 식은 불황기에 임금 손실의 지속성이 나타나는지 여부를 살펴보기 위한 식 (4)에서 종속변수인 임금(y_{crt})을 전공 불일치 지표(R_{mc}^j , M_{mc}^j)로 대체한 것이다. 따라서 동 식에 대한 자세한 설명은 다음 장을 참고하기 바란다.

$$R_{mc}^j(M_{mc}^j) = \alpha + \sum_e \beta_e UR_c + X'_{crt} \gamma + f(c) + \phi_t + \theta_r + \delta_e + u_{crt} \quad (3)$$

27) 고용노동부, 직종별 사업체 노동력 조사, [(구인인원-채용인원)/구인인원]×100

2.2. 전공 불일치의 임금에 대한 영향

앞서 살펴본 바와 같이 불황과 같은 단기 노동시장 충격이 불황기에 졸업한 근로자의 임금 손실에 지속적인 영향을 미칠 수 있다. 여기서는 불황기 임금 손실의 지속성이 경기주기적 전공 불일치에 의해 발생하는지 여부를 살펴보고자 한다.

먼저 불황기에 임금 손실의 지속성이 나타나는지 여부를 살펴보기 위하여 기존 연구(Kahn, 2010; Oreopoulos et al., 2012; Altonji et al., 2016; Liu et al., 2016; Schwandt and von Wachter, 2020; Choi et al., 2020)를 참고하여 식 (4)와 같이 모형을 설정하였다.

$$y_{crt} = \alpha + \sum_e \beta_e UR_c + X'_{crt} \gamma + f(c) + \phi_t + \theta_r + \delta_e + u_{crt} \quad (4)$$

식 (4)에서 y_{crt} 는 대학졸업 코호트 c , 지역 r , 연도 t 에서의 임금을 의미한다. UR_c 는 대학졸업 코호트 c 에서 측정된 전국 실업률(불황기의 대응변수)을, e 는 잠재적 노동시장 경력년수²⁸⁾(potential labor market experience)를 의미한다 ($e \equiv t - c$). X_{crt} 는 대졸자의 성별, 정규직 여부 변수를 포함한다. 그리고 다중공선성을 피하기 위해 각각의 경기침체기 추정모형에서 준거집단(reference year)을 경기저점인 1998년, 2005년, 2009년으로 설정하였다. 이는 본고의 분석목적인 경기저점 대비 임금 손실의 지속성을 살펴보기 위함이다.

식 (4)에서 UR_c 의 계수인 β_e 는 잠재적 노동시장 경력년수에 따라 달라질 수 있다. UR_c 의 변동이 노동수요의 외생적 변화를 포착한다면 OLS를 사용하여 추정되는 β_e 는 초기 노동시장 조건의 인과적 효과를 포착한다. 즉 β_e 는 실업률 1%p 상승시 노동시장에서의 경력 변화가 임금에 미치는 영향을 나타낸다. 예를 들어, 1998년 불황기를 대상으로 식 (4)를 추정후 β_0 이 음(-)의 부호를 지닌다면 β_0 는 1998년 연간 실업률이 1%p 상승할 경우 1998년 대학 졸업자가 첫 취업 이후 1년 동안 받는 임금 손실로 해석할 수 있다. 강건성(robustness) 검정에서 표본을 남성으로 한정할 경우, 실업률 대신 비고용률을 사용한 경우 등을 통해 결과의 견고성을 검정한 결과 기본모형과 큰 차이가 없음을 확인할 수 있었다.

28) 근로자가 취업 이후 직장에서 근무한 기간을 의미한다. 취업 이후 대졸자는 실업률이 낮아질 경우 더 나은 일자리를 찾아 이직하는 등 실업률의 영향을 받을 수 있기 때문에 대졸자의 노동시장 경험은 실제 경력년수가 아닌 연도(t)에서 졸업 코호트(c)를 뺀 잠재적 경력년수(e)를 사용하였다. 예를 들어 졸업 코호트(c), 즉 졸업연도가 2005년일 경우 t 가 2015년이면 e 는 10년(2015 - 2005)이 된다.

한편 식 (4)와 같은 모형설정은 근로자가 대학교 졸업시 실업률 뿐만 아니라 졸업 이후의 실업률에도 영향을 받는 것을 허용하는 무제약 모형(unrestricted model)이다. 예를 들어, 1998년 불황기에 취직한 근로자의 경력년수가 1년($e = 1$)인 경우 근로자는 1998년의 실업률 뿐만 아니라 1999년 실업률의 영향도 받을 수 있다. 이러한 동적 효과(dynamic effect)는 각 연도에 걸친 실업률의 상관관계로 인해 근로자가 졸업시 당면하는 실업률만을 식별할 수 없게 만들 가능성이 있다. 이러한 문제 때문에 Oreopoulos et al. (2012)는 외생적인 불황기 영향을 식별하기 위해 식 (4)에서 $\sum_e \beta_e UR_{1998}$, 즉 $\beta_0 UR_{1998} + \beta_1 UR_{1998} + \dots + \beta_8 UR_{1998} + \beta_9 UR_{1998}$ 대신 $\beta_{e,1998} UR_{1998} + \beta_{e,1999} UR_{1999} + \dots + \beta_{e,2007} UR_{2007}$ 를 사용하였다. 여기서 $\beta_{e,1998}$ 는 $\sum_e \beta_e UR_{1998}$ 와 같은 의미이며 $\beta_{e,1999} \sim \beta_{e,2007}$ 는 불황기인 1998년 이후 10년 동안 근로자가 받는 실업률의 영향을 통제하기 위한 것이다.²⁹⁾ 본고에서도 Oreopoulos et al. (2012)를 따라 불황기 이후의 실업률을 통제하고자 하였으나 추정계수의 과다한 증가³⁰⁾에 따른 자유도 문제로 기존 연구(Kahn, 2010; Liu et al., 2016)를 따라 식 (4)를 추정하였다. 따라서 식 (4)의 β_e 추정치에 편의(bias)가 있을 수 있다는 점에 유의할 필요가 있다.

한편 대학 졸업시 전국적인 불황으로 실업률이 상승할 경우 대학생들은 취업 대신 휴학 혹은 상급학교 진학을 통해 노동시장으로의 진입을 연기하는 경향이 있다. 이 경우 대학생의 실제 졸업연도는 불황시 실업률과 내생적인 관계에 놓이기 된다(Kahn, 2010). 이에 따라 본고에서는 실업률의 외생성을 확보하기 위해 실제 졸업연도가 아닌 출생연도를 기준으로 대학졸업 코호트(c)를 산출하였다. 남성의 경우 군복무 기간³¹⁾을 고려하여 대학졸업 코호트를 계산하였다. 예를 들어, 출생연도가 1975년인 남성은 정상적인 경우 1994년에 대학교에 입학하고 대학 2년을 마친 후 입대하는 것으로 가정하였다. 이 경우 군복무 기간을 고려한 졸업예상연도, 즉 대학졸업 코호트는 2001년이 된다. 1975년생 여성의 대학졸업 코호트는 군복무 기간이 없기 때문에 1998년이 된다.

대부분의 선행연구에서는 불황의 척도로 지역 실업률을 사용하고 있다. 이는 외국의 경우 대학생들이 졸업 후 지역에 있는 대학 소재지에서 취업을 하는 경우가 많기

29) 세부 내용은 Oreopoulos et al.(2012)를 참고하기 바란다.

30) 예를 들어 1998년 불황기에 추정해야 할 추정치의 수는 $\beta_{e,1998} \sim \beta_{e,2007}$ 9개에 각 β_e 당 5개의 추정치(예를 들어 $\beta_{e,1998} = \{\beta_{0,1998}, \beta_{1,1998}, \dots, \beta_{4,1998}\}$)가 있으므로 45개이다.

31) 군복무 기간은 국방부의 군복무 단축일정을 감안하여 산출하였다.

때문이다. 그러나 한국은 국토가 협소하며 대학 졸업생의 일자리가 서울 및 수도권에 집중되어 있으며 지역 실업률과 전국 실업률 간의 상관관계가 높다.³²⁾ 또한 KLIPS 자료구조상 대학생이 졸업한 대학 소재지를 추출할 때 그 대학생은 대학 졸업자이어야 한다는 조건을 줄 경우 결측값(missing data)이 너무 많아져 추정이 불가능하였다. 이에 따라 본고에서는 Choi et al.(2020)을 따라 지역 실업률 대신 전국 실업률을 사용하였다.

그러나 전국 실업률을 사용할 경우 대학졸업 코호트 고정효과만으로는 대학졸업 코호트의 추세를 충분히 통제하지 못할 수 있다(Choi et al., 2020). 이에 따라 전국 실업률을 사용하는 논문³³⁾에서는 졸업 코호트의 다항식을 사용하는데 본고에서도 졸업 코호트 고정효과(c) 대신 c 의 삼차함수인 $f(c)$ 를 사용하였다. 한편 ϕ_t , θ_r , δ_e 는 각각 연도, 지역, 노동시장 경력 고정효과를 의미하는데 졸업 코호트, 연도, 지역, 경력 변수는 선형관계에 있으므로 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있을 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 본고에서는 한요셉(2017), Choi et al.(2020)을 감안하여 연도더미를 제외하였다.

다음으로 전공 불일치가 불황기에 노동시장에 진입하는 근로자의 임금 손실 지속성을 설명할 수 있는지를 살펴보기 위해 식 (4)에 전공 불일치 변수인 R_c 를 추가한 식(5)를 설정하였다.³⁴⁾

$$y_{crt} = \alpha + \sum_c \beta_e UR_c + \sum_e \gamma_e R_c + X'_{crt} \eta + f(c) + \phi_t + \theta_r + \delta_e + u_{crt} \quad (5)$$

여기서 R_c 는 졸업 당시($t=0$)의 대학생 i 와 i 를 고용한 산업간의 매치 품질인 R_{mc}^j 을 의미한다. 전공 불일치 변수로 R_{mc}^j 만을 대상으로 한 것은 M_{mc}^j 는 R_{mc}^j 를 바탕으로 구해져 중복되기 때문이다. R_c 의 계수인 γ_e 는 UR_c 의 계수인 β_e 와 같이 잠재적인 경력년수(e)에 따라 달라질 수 있다. γ_e 는 R_c 가 잠재적인 경력년수 변화에 따라 임금에 미치는 영향을 나타낸다. 한편 지역, 코호트 및 연도 고정 효과는 지역, 코호트 및 연도에 따라 관찰되지 않은 변화를 통제한다.

32) 분석대상 기간인 1998~2019년중 전국과 서울, 부산 등 지역 실업률간의 상관계수는 0.78~0.98를 기록하였다.

33) Cockx and Ghirelli(2016)는 벨기에를 대상으로 선형 스플라인(linear spline)을, Oreopoulos et al.(2012)는 캐나다를 대상으로 선형 또는 2차 함수를 사용하였다.

34) Liu et al.(2016)은 R_c 가 지역 및 졸업 코호트에 따라 달라질 수 있도록 R_c 와 θ_r 의 교차항, R_c 와 $f(c)$ 의 교차항을 포함하였으나 본고에서는 Choi et al.(2020)을 따라 두 교차항을 포함하지 않았다. 그러나 두 교차항을 포함하여도 결과는 큰 차이가 없었다.

한편 R_c 는 관찰되지 않은 개인의 능력을 포함하지 않고 있어 누락변수(omitted variable)에 따른 내생성 문제가 있을 수 있다. 즉 개인의 능력이 우수할 경우 자신의 전공에 부합하는 업종에 취직하여 전공 불일치 정도가 낮아질 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 Liu et al.(2016)은 개인의 능력에 대한 대용변수(proxy variable)로 식 (5)에 IQ 자료를 포함한 결과와 포함하지 않은 결과를 비교하였는데 두 결과는 큰 차이를 보이지 않았다. 본고에서 이용한 한국노동패널 자료에는 IQ가 조사되지 않아 Choi et al.(2020)을 따라 아버지의 교육수준을 대학생의 능력에 대한 대용변수로 사용하였다. 그러나 아버지의 교육수준을 식 (5)에 추가할 경우 추정이 되지 않는 문제가 있었다. 이는 식 (1)에서 전공 불일치 정도를 추정하는 과정에서 자유도가 감소한 데 기인하는 것으로 보인다. 이로 인해 식 (5)의 추정결과에 편의가 있을 수 있다. 그러나 불황기에 임금 손실의 지속성이 나타나는지 여부를 살펴보는 식 (4)에 아버지의 교육수준을 포함한 식과 그렇지 않은 식의 추정결과에 큰 차이가 발생하지 않았다. 따라서 식 (5) 추정시 대학생의 능력을 포함하지 않은 데 따른 추정결과의 편의는 크지 않을 것으로 보인다.

IV. 추정결과

1. 경기변동과 전공 불일치

본 장에서는 불황기에 전공 불일치가 더 많이 발생하는 경기주기적 전공 불일치가 발생하는지를 식 (3)을 통해 살펴보았다.³⁵⁾ 동 식에서 β_e 는 불황의 척도인 실업률 1%p 상승시 노동시장에서의 경력 변화가 전공 불일치 변수에 미치는 영향을 나타낸다. 전술한 바와 같이 KLIPS의 전공자료는 2002년부터 존재하여 1998년 불황기에 대해서는 동 식을 추정하지 못하였다.

추정결과(〈표 2〉 참조) 불황기에 β_e 의 값은 통계적으로 유의하게 음(-)의 부호를 나타내어 불황기에 전공 불일치가 더 심화됨을 알 수 있었다. 먼저 2005년 불황기의 R_{mc}^j 에 대한 β_e 의 추정치는 경력년수 0~1년의 경우 -38.6%, 2~3년은 -9.5%, 4~5년은 -8.7%로 나타났다. 이는 실업률 1%p 상승시 직장경력이 0~1년인 경우 매치 품

35) Liu et al.(2016)의 <그림 6>과 같이 전공 불일치의 경기변동성을 살펴보고자 하였으나 자료 한계로 가능하지 않았다.

질은 38.6%, 2~3년은 9.5%, 4~5년은 8.7% 악화됨을 의미한다. 2009년 불황기의 R_{mc}^j 에 대한 β_e 의 값도 2005년 불황기와 유사하게 직장경력 4~5년은 -19.0%, 6~7년은 -28.0%로 나타났다. 이와 같이 β_e 추정값이 큰 것은 앞서 살펴본 바와 같이 평상시 전공 불일치가 고착화되어 있는 상황에서 불황기에 전공 불일치가 더 악화된 데 기인한다고 볼 수 있다.³⁶⁾

종속변수를 M_{mc}^j 로 한 경우에도 추정결과는 R_{mc}^j 사용시와 다르지 않았다. M_{mc}^j 는 전공 불일치일 경우 1, 일치일 경우 0의 값을 가지는 이진변수이기에 불황기의 M_{mc}^j 에 대한 β_e 의 값이 양(+)일 경우 전공 불일치 확률이 높아진다고 해석한다. 추

〈표 2〉 불황기의 전공 불일치에 대한 영향

	매치 품질(R_{mc}^j)		전공 불일치 지표(M_{mc}^j)	
	2005	2009	2005	2009
0~1년	-0.386*** (0.006)	0.126*** (0.006)	0.073*** (0.002)	-0.026*** (0.001)
2~3년	-0.095 (0.041)	-0.040 (0.020)	0.029 (0.011)	-0.005 (0.006)
4~5년	-0.087** (0.018)	-0.190*** (0.015)	0.031** (0.005)	0.027** (0.004)
6~7년	-0.271*** (0.019)	-0.280*** (0.017)	0.062*** (0.003)	0.037** (0.004)
8~9년	-	-	-	-
정규직	-0.800*** (0.000)	-0.318*** (0.000)	-0.200*** (0.000)	0.136*** (0.000)
성별	0.104** (0.022)	-0.038 (0.023)	0.047** (0.006)	0.103*** (0.006)
연도더미	no	no	no	no
경력더미	yes	yes	yes	yes
지역더미	yes	yes	yes	yes
출업더미	yes	yes	yes	yes
R^2	0.037	0.063	0.051	0.044
Obs.	255	187	255	187

주: 1) ()내는 군집에 강건한 표준오차를 의미
 2) ***, **는 각각 1%, 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

36) Liu et al.(2016)의 경우 실업률 1% 상승에 따른 R_{mc}^j 는 직장경력 1~4년에 걸쳐 -3.8 ~ -6.4%인 것으로 추정되었다.

정결과를 보면 2005년 불황기에 M_{mc}^j 에 대한 β_e 의 값은 직장경력 0~1년에 7.3%, 4~5년에는 3.1%, 6~7년은 6.2%로 추정되었다. 2009년 불황기에도 β_e 의 값은 2005년 불황기와 비슷하였다. 이러한 추정결과는 경기주기적 전공 불일치, 즉 불황기에 전공 불일치 발생확률이 높아짐을 의미한다.

2. 전공 불일치와 임금

2.1. 불황기 졸업의 임금에 대한 효과

여기서는 불황기 졸업 근로자의 임금 손실 메커니즘을 감안하지 않고 기존연구에서 처럼 불황기 대졸 근로자의 임금 손실이 어떻게 나타나는지를 식 (4)를 통해 살펴보았다(〈표 3〉 참조). 먼저 1998년 불황기에 졸업한 대학생의 경우 실업률이 1%p 상승할 경우 실질임금은 직장경력 초기에 통계적으로 유의하게 감소하였다가 즉각 회복되지 않고 서서히 완화되는 모습을 보였다. 세부적인 추정결과를 보면 직장경력 0~1년에 실질임금은 8.3% 감소한 후 2~3년에는 7.0%로 감소하여 감소폭이 축소되었다. 2005년 불황기의 경우 실질임금 추정값은 직장경력 0~3년에 걸쳐 -4.5 ~ -9.2%, 2009년에는 0~3년에 -7.0 ~ -9.4%로 추정되어 1998년 불황기에 비해 다소 큰 모습이다.

한편 불황기 졸업의 임금 손실에 대한 영향이 기존 연구에 비해 다소 크게 추정된 것은 〈그림 1〉 ~ 〈그림 6〉에서 살펴본 바와 같이 평상시 한국의 전공 불일치가 매우 심한 데다 불황기 졸업생의 전공 불일치가 더 악화된 데 기인하는 것으로 보인다.³⁷⁾

37) Liu et al.(2016)의 경우 실업률 1% 상승에 따른 임금 손실은 직장경력 1~4년에 걸쳐 -2.5 ~ -6.1%인 것으로 추정되었다.

〈표 3〉 불황기 졸업의 임금에 대한 효과

	ln(실질임금)		
	1998	2005	2009
0~1년	-0.083*** (0.021)	-0.092** (0.041)	-0.094** (0.042)
2~3년	-0.070*** (0.019)	-0.086*** (0.023)	-0.070** (0.035)
4~5년	-0.027 (0.019)	-0.045* (0.024)	-0.029 (0.037)
6~7년	0.009 (0.020)	-0.011 (0.024)	0.005 (0.038)
8~9년	0.032* (0.018)	0.013 (0.022)	0.028 (0.037)
정규직	0.395*** (0.036)	0.402*** (0.037)	0.404*** (0.039)
성별	0.408*** (0.035)	0.407*** (0.037)	0.402*** (0.039)
연도더미	no	no	no
경력더미	yes	yes	yes
지역더미	yes	yes	yes
졸업더미	yes	yes	yes
R^2	0.591	0.587	0.595
Obs.	2,160	1,824	1,342

주: 1) ()내는 군집에 강건한 표준오차를 의미

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

2.2. 전공 불일치와 불황기 졸업의 임금에 대한 효과

여기서는 불황기 대졸 근로자의 임금 손실 지속성이 불황기에 증가한 전공 불일치에 기인하는지 여부를 알아보기 위하여 식 (5)를 추정하였다. 식 (5)는 식 (4)에 전공 불일치 변수 R_c , 즉 졸업 당시($t=0$) 대졸 근로자 i 와 i 를 고용한 산업간의 매치 품질(R_{mc}^j)을 추가한 것이다. R_c 추가에 따라 β_e 에 따른 임금 손실이 작아지거나 나타나지 않을 경우 이는 추정 모형내에서 전공 불일치 효과(R_c)가 불황에 따른 임금 손실 효과를 압도한 데 기인하는 것으로 볼 수 있다.

식 (4)에 R_c 를 포함한 식 (5)를 추정한 결과 β_e 의 부호는 대부분 통계적으로 유의하게 음(-)의 크기가 작아지거나 양(+)의 크기가 커지는 것으로 나타났다(〈표 4〉 참

조). 구체적으로, 2005년 불황기의 경우 직장경력 0~1년 동안 β_e 의 값은 R_e 를 포함하지 않은 경우 -0.083, R_e 를 포함한 경우 -0.025로 추정되었으며 직장경력 2~3년 동안 β_e 의 값은 통계적으로 유의하지 않지만 각각 -0.043, -0.026로 나타났다. 한편 직장경력 4~5년 동안 β_e 의 값은 각각 0.087, 0.104로, 6~7년은 0.079, 0.095로 나타났다. 2009년 불황기의 추정결과도 대체로 2005년 불황기와 유사하였다.

한편 식 (5)의 추정결과인 <표 4>의 관측치 수는 식 (4)를 추정할 <표 3>에 비해 크게 줄어든다. 이는 KLIPS 자료가 5차년도(2002년)부터 전공을 조사하기 시작하여 전공과 산업이 기재되지 않은 자료가 많은 데다 식 (5)에서 전공 불일치 변수 R_c 추정 때문에 불황기 졸업 당시($t=0$)를 제외한 졸업 후 1~9년 까지의 자료가 포함

<표 4> 불황기의 임금에 대한 효과: 전공 불일치의 역할

	ln(실질임금)			
	2005	2005	2009	2009
0~1년	-0.083*** (0.004)	-0.025* (0.006)	-0.083*** (0.004)	-0.029** (0.006)
2~3년	-0.043 (0.029)	-0.026 (0.032)	-0.043 (0.029)	-0.030 (0.031)
4~5년	0.087** (0.013)	0.104** (0.010)	0.087** (0.013)	0.100** (0.011)
6~7년	0.079*** (0.007)	0.095*** (0.009)	0.079*** (0.007)	0.092*** (0.009)
8~9년	-	-	-	-
정규직	0.260*** (0.000)	0.341*** (0.013)	0.260*** (0.000)	0.341*** (0.013)
성별	0.676*** (0.015)	0.555*** (0.008)	0.676*** (0.016)	0.574*** (0.007)
R_c	no	yes	no	yes
연도더미	no	no	no	no
경력더미	yes	yes	yes	yes
지역더미	yes	yes	yes	yes
졸업더미	yes	yes	yes	yes
R^2	0.910	0.910	0.910	0.910
Obs.	255	255	187	187

주: 1) ()내는 군집에 강건한 표준오차를 의미

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

되지 않는 데 주로 기인한다. 이에 따라 R^2 가 높게 나타날 가능성이 있으므로 해석에 유의하기 바란다.

V. 강건성 검증

1. 기본모형 변경

기본 모형의 강건성을 점검하기 위하여 먼저 표본의 범위를 남녀 모두에서 남성과 여성으로 나누어 식 (4)를 추정하여 보았다(〈표 5, 6〉 참조). 남성의 경우 1998년, 2005년 불황기의 추정결과는 기본모형 추정결과와 비교하여 큰 차이가 나지 않았

〈표 5〉 불황기의 임금에 대한 효과: 남성

	ln(실질임금)_1998		ln(실질임금)_2005		ln(실질임금)_2009	
	모든 자료	남성	모든 자료	남성	모든 자료	남성
0~1년	-0.083*** (0.021)	-0.093*** (0.022)	-0.092** (0.041)	-0.095*** (0.031)	-0.094** (0.042)	-0.050 (0.098)
2~3년	-0.070*** (0.019)	-0.042** (0.021)	-0.086*** (0.023)	-0.044 (0.030)	-0.070** (0.035)	-0.031 (0.057)
4~5년	-0.027 (0.019)	0.003 (0.022)	-0.045* (0.024)	0.000 (0.031)	-0.029 (0.037)	0.008 (0.060)
6~7년	0.009 (0.020)	0.048** (0.021)	-0.011 (0.024)	0.043 (0.030)	0.005 (0.038)	0.052 (0.061)
8~9년	0.032* (0.018)	0.074*** (0.022)	0.013 (0.022)	0.069** (0.029)	0.028 (0.037)	0.070 (0.059)
정규직	0.395*** (0.036)	0.330*** (0.046)	0.402*** (0.037)	0.331*** (0.047)	0.404*** (0.039)	0.327*** (0.056)
성별	0.408*** (0.035)	-	0.407*** (0.037)	-	0.402*** (0.039)	-
연도더미	no	no	no	no	no	no
경력더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
지역더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
졸업더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R^2	0.591	0.636	0.587	0.642	0.595	0.663
Obs.	2,160	1,734	1,824	1,482	1,342	655

주: 1) ()내는 군집에 강건한 표준오차를 의미

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

다. 그러나 2009년 불황기에는 남성의 임금 손실이 기본모형과 달리 통계적으로 유의하게 나타나지 않았다. 이는 <그림 18>에서 살펴본 것처럼 2009년 불황기의 실질 임금이 남성만을 대상으로 한 경우 1998년, 2005년 불황기와 다르게 감소하지 않았던 결과와 유사하다. 한편 여성의 경우 남성과 비교하여 1998년, 2005년 불황기의 임금 손실이 더 많은 것으로 나타났으며 2009년 불황기에는 남성과 달리 통계적으로 유의하게 임금 손실이 발생한 것으로 추정되었다.³⁸⁾ Choi et al.(2020)은 한국을

〈표 6〉 불황기의 임금에 대한 효과: 여성

	ln(실질임금)_1998		ln(실질임금)_2005		ln(실질임금)_2009	
	남성	여성	남성	여성	남성	여성
0~1년	-0.093*** (0.022)	-0.106*** (0.029)	-0.095*** (0.031)	-0.133*** (0.036)	-0.050 (0.098)	-0.057 (0.064)
2~3년	-0.042** (0.021)	-0.069** (0.027)	-0.044 (0.030)	-0.098*** (0.035)	-0.031 (0.057)	-0.151*** (0.054)
4~5년	0.003 (0.022)	-0.028 (0.026)	0.000 (0.031)	-0.059* (0.034)	0.008 (0.060)	-0.115** (0.055)
6~7년	0.048** (0.021)	-0.005 (0.027)	0.043 (0.030)	-0.035 (0.033)	0.052 (0.061)	-0.095* (0.055)
8~9년	0.074*** (0.022)	0.020 (0.028)	0.069** (0.029)	-0.009 (0.034)	0.070 (0.059)	-0.063 (0.055)
정규직	0.330*** (0.046)	0.301*** (0.042)	0.331*** (0.047)	0.308*** (0.045)	0.327*** (0.056)	0.322*** (0.048)
성별	-	-	-	-	-	-
연도더미	no	no	no	no	no	no
경력더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
지역더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
출업더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R^2	0.636	0.452	0.642	0.430	0.663	0.443
Obs.	1,734	1,548	1,482	1,281	655	911

주: 1) ()내는 군집에 강건한 표준오차를 의미

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

38) 실제로 2009년 불황기 전후 성별 취업자 수 증감을 살펴보면 남성은 산업별로 크게 변하지 않은 반면 여성은 보건 및 사회복지사업 취업자 수가 계속 증가하여 2016년에는 동 산업의 취업자 수가 1.1백만명에 이르러 2007년(0.52백만명) 대비 대폭(106.4%) 증가하였다. 이는 고령화 등으로 인한 복지예산 지출 증가에 따라 주로 전문대졸 여성들이 자기의 전공과는 무관하게 동 산업에 취직하여 임금 손실이 발생한 데 기인한 것으로 보인다.

대상으로 1998년 불황기에 경력년수가 단기³⁹⁾(취업 후 1~2년)인 경우 여성의 임금 손실이 남성에 비해 컸으나 이후 경력년수에는 남성의 임금 손실이 더 크게 나타났다고 하였다. 이러한 결과는 불황초기 이후 대졸 여성이 결혼과 출산을 선택하여 이들이 경제활동인구에서 제외된 데 기인한다고 하였다.

한국의 경우 30대 이후로 여성의 출산, 육아 등에 따른 경력단절로 남성과 여성의 경력전개가 크게 달라지기 때문에 이와 같은 결과가 나타날 수 있다. 실제로 세계경제포럼(World Economic Forum)의 세계 젠더격차 보고서(Global Gender Gap Report, 2021)에 의하면 2021년 한국의 젠더격차는 조사대상 156개국 중 하위권인 102위를 기록하였다. 그러나 좀더 구체적인 원인에 대해서는 추후 연구과제로 남긴다.

다음으로 <표 7>은 불황의 척도를 실업률 대신 비고용률로 대체하여 식 (4)를 추정한 결과이다. 이는 실업률이 사실상의 실업자⁴⁰⁾ 때문에 실업 상태를 잘 반영하지 못할 수 있다는 점을 감안한 것이다. 비고용률을 사용할 경우 추정결과는 실업률 사용시와 거의 비슷하였다. 다만 β_e 의 추정치가 실업률 사용시에 비해 다소 작았다.

<표 8>에서는 통제변수로 정규직 대신 근로시간(주당 평균 기준)을 사용하여 식 (4)를 추정하여 보았다. 이는 정규직 변수의 사용이 내생성 문제를 야기할 가능성이 존재하기 때문이다. 즉 경력초기에는 정규직과 비정규직간 임금 차이가 크지 않으나 경기상황에 따라 정규직, 비정규직 취업확률이 달라져 임금 차이가 크게 나타날 수 있기 때문이다. 추정결과 근로시간 사용시 추정계수의 크기가 정규직 사용에 비해 소폭 커졌으나 유의성 및 임금 손실의 지속성은 비슷하였다.

39) Choi et al.(2020)은 경력년수가 졸업후 1년부터 시작된다고 하였다.

40) 사실상의 실업자는 비경제활동인구중 구직단념자, 취업준비자 등 실업자와 유사한 인구를 의미한다.

〈표 7〉 불황기의 임금에 대한 효과: 비고용률

	ln(실질임금)_1998		ln(실질임금)_2005		ln(실질임금)_2009	
	실업률	비고용률	실업률	비고용률	실업률	비고용률
0~1년	-0.083*** (0.021)	-0.075** (0.024)	-0.092** (0.041)	-0.055* (0.030)	-0.094** (0.042)	-0.069* (0.035)
2~3년	-0.070*** (0.019)	-0.011 (0.018)	-0.086*** (0.023)	-0.010 (0.020)	-0.070** (0.035)	-0.023 (0.024)
4~5년	-0.027 (0.019)	-0.008 (0.018)	-0.045* (0.024)	-0.007 (0.020)	-0.029 (0.037)	-0.019 (0.024)
6~7년	0.009 (0.020)	-0.005 (0.018)	-0.011 (0.024)	-0.004 (0.020)	0.005 (0.038)	-0.017 (0.024)
8~9년	0.032* (0.018)	-0.003 (0.018)	0.013 (0.022)	-0.003 (0.020)	0.028 (0.037)	-0.015 (0.024)
정규직	0.395*** (0.036)	0.391*** (0.037)	0.402*** (0.037)	0.396*** (0.038)	0.404*** (0.039)	0.405*** (0.040)
성별	0.408*** (0.035)	0.407*** (0.037)	0.407*** (0.037)	0.401*** (0.038)	0.402*** (0.039)	0.408*** (0.040)
연도더미	no	no	no	no	no	no
경력더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
지역더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
졸업더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R^2	0.591	0.589	0.587	0.587	0.595	0.595
Obs.	2,160	2,160	1,824	1,824	1,342	1,342

주: 1) ()내는 군집에 강건한 표준오차를 의미

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

〈표 8〉 불황기의 임금에 대한 효과: 근로시간

	ln(실질임금)_1998		ln(실질임금)_2005		ln(실질임금)_2009	
	정규직	근로시간	정규직	근로시간	정규직	근로시간
0~1년	-0.083*** (0.021)	-0.102*** (0.033)	-0.092** (0.041)	-0.185*** (0.040)	-0.094** (0.042)	-0.106 (0.087)
2~3년	-0.070*** (0.019)	-0.062** (0.030)	-0.086*** (0.023)	-0.112*** (0.034)	-0.070** (0.035)	-0.110** (0.048)
4~5년	-0.027 (0.019)	-0.058* (0.035)	-0.045* (0.024)	-0.080** (0.035)	-0.029 (0.037)	-0.080 (0.052)
6~7년	0.009 (0.020)	-0.020 (0.028)	-0.011 (0.024)	-0.032 (0.033)	0.005 (0.038)	-0.031 (0.051)
8~9년	0.032* (0.018)	0.013 (0.043)	0.013 (0.022)	-0.005 (0.032)	0.028 (0.037)	-0.005 (0.049)
정규직	0.395*** (0.036)	-	0.402*** (0.037)	-	0.404*** (0.039)	-
근로시간	-	0.002** (0.001)	-	0.003** (0.001)	-	0.003** (0.001)
성별	0.408*** (0.035)	0.387*** (0.070)	0.407*** (0.037)	0.396*** (0.071)	0.402*** (0.039)	0.370*** (0.079)
연도더미	no	no	no	no	no	no
경력더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
지역더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
졸업더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R^2	0.591	0.624	0.587	0.597	0.595	0.597
Obs.	2,160	698	1,824	586	1,342	482

주: 1) ()내는 군집에 강건한 표준오차를 의미

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

2. 절단점 변경

〈표 9〉는 전공 불일치의 절단점을 3(cutoff_3)에서 2(cutoff_2)와 4(cutoff_4)로 변경하여 식 (5)를 추정한 것이다. 추정결과 절단점이 2와 4인 경우 모두 기본모형(절단점 3)에서의 추정값과 비슷한 결과를 보였다.

〈표 9〉 불황기의 임금에 대한 효과: 절단점 변경

	ln(실질임금)_2005			ln(실질임금)_2009		
	cutoff_2	cutoff_3	cutoff_4	cutoff_2	cutoff_3	cutoff_4
0~1년	-0.027** (0.006)	-0.025* (0.006)	-0.031** (0.005)	-0.018 (0.007)	-0.029** (0.006)	-0.028** (0.006)
2~3년	-0.028 (0.031)	-0.026 (0.032)	-0.033 (0.031)	-0.019 (0.033)	-0.030 (0.031)	-0.030 (0.031)
4~5년	0.102** (0.011)	0.104** (0.010)	0.097** (0.011)	0.111*** (0.009)	0.100** (0.011)	0.100** (0.011)
6~7년	0.094*** (0.009)	0.095*** (0.009)	0.089*** (0.008)	0.102** (0.010)	0.092*** (0.009)	0.092*** (0.009)
8~9년	-	-	-	-	-	-
정규직	0.341*** (0.013)	0.341*** (0.013)	0.341*** (0.013)	0.341*** (0.013)	0.341*** (0.013)	0.341*** (0.013)
성별	0.558*** (0.008)	0.555*** (0.008)	0.572*** (0.007)	0.555*** (0.088)	0.574*** (0.007)	0.568*** (0.007)
R_c	yes	yes	yes	yes	yes	yes
연도더미	no	no	no	no	no	no
경력더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
지역더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
졸업더미	yes	yes	yes	yes	yes	yes
R^2	0.910	0.910	0.910	0.910	0.910	0.910
Obs.	255	255	255	187	187	187

주: 1) ()내는 군집에 강건한 표준오차를 의미

2) ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

VI. 요약 및 시사점

본고에서는 불황기에 처음으로 노동시장에 진입하는 대졸자의 임금 손실이 불황 초기뿐만 아니라 중장기까지 지속되는 메커니즘을 실증적으로 규명해보고자 하였다.

추정결과 임금 손실의 지속성은 경기주기적 전공불일치, 즉 불황기에 근로자가 자신의 전공과 관련이 낮은 업종에 더 많이 취업하는 현상에 주로 기인함을 알 수 있

었다. 구체적으로 자신의 전공과 관련이 낮은 업종에 취업한 근로자는 직장경력 초기부터 전공과 부합되는 업무능력을 획득할 수 없게 된다. 또한 전공과 맞지 않는 일자리 경험이 이직 단계에서 근로자의 경력에 대한 부정적인 신호를 줄 수 있다. 이에 따라 근로자는 경제상황이 호전되더라도 자신의 전공을 활용할 수 있는 일자리로 이직하기 어려워지고 비슷한 수준의 일자리들로만 전전하게 된다면 임금 손실의 지속성이 나타날 수 있다.

이러한 분석결과는 전공 불일치를 해소할 경우 불황기 대졸자의 임금 손실의 지속성이 개선될 수 있다는 점에서 다음과 같은 시사점을 제시한다. 먼저 기업측면에서 전공 불일치 완화를 위해 기업내 근로자에 대한 재교육 등 인적자본 확충에 노력할 필요가 있겠다. 둘째, 교육측면에서는 학생들이 대학입학에만 전념하기보다 대학졸업후 자신의 전공에 맞는 직장을 구할 수 있는 여건을 마련할 필요가 있겠다. 예를 들어 전공과 직업에 대한 학생들의 이해도를 높이기 위해 미래 경력개발 경로 설정 등에 대한 사전교육을 강화할 필요가 있을 것으로 보인다. 마지막으로 불황 초기 전공과 업종이 불일치된 산업에 취직한 근로자들이 이직을 통해 전공활용이 가능한 산업으로 이동할 수 있도록 노동시장의 경직성을 완화하는 노력을 강화해야 할 것으로 보인다.

참고문헌

- 김기현(2006), “업무내용과 대학(원) 전공의 불일치,” 노동리뷰, 한국노동연구원.
- 김남주(2019), “청년실업의 이력현상 분석,” 경제분석, 한국은행 경제연구원.
- 류재우(2004), “과학기술 인력의 노동시장 성과 및 근래의 성과,” 노동경제논집, 제27권 제1호, 한국노동경제학회.
- 안주엽·홍서연(2002), “청년층의 첫 일자리 진입 : 경제위기 전후의 비교,” 한국노동경제논집, 한국노동경제학회.
- 이병희(2003), “청년층 노동시장 분석,” 연구보고서, 2003-01, 한국노동연구원.
- 이병희(2004), “대학 전공의 노동시장 성과,” 노동정책연구, 제4권 제4호, 한국노동연구원.
- 한요셉(2017), “청년기 일자리 특성의 장기효과와 청년고용대책에 관한 시사점,” KDI Policy Study, 2017-07, KDI.
- 한요셉(2020), “전공 선택의 관점에서 본 대졸 노동시장 미스매치와 개선방향,” KDI FOCUS, KDI.
- 홍승현·원종학(2012), “경기순환에 따른 고용상황 변화의 중장기적 재정효과,” 한국조세연구원.
- Abel, J. R., and R. Deitz (2017), “Underemployment in the Early Careers of College Graduates following the Great Recession,” *NBER Working Paper*, No. 22654.
- Altonji, J. G., L. B. Kahn, and J. D. Speer (2016), “Cashier or Consultant? Entry Labor Market Conditions, Field of Study, and Career Success,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 34(1), S361-S401.
- Barnichon, R., and Y. Zylberberg (2019), “Underemployment and the Trickle-Down of Unemployment,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, pp. 40-78.
- Becker, G. S. (1993), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, NBER with The University of Chicago Press.

- Beffy, M. D. Fougère, and M. Arnaud (2012), “Choosing the Field of Study in Post-Secondary Education: Do Expected Earnings Matter?” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 94(1), pp. 334-347.
- Bell, D. N. F., and D. G. Blanchflower (2021), “Underemployment in the United States and Europe,” *ILR Review*, Vol. 74(1), pp. 56-94.
- Berger, M. C. (1988), “Predicted Future Earnings and Choice of College Major,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 41(3), pp. 418-429.
- Borghans, L., and A. de Grip (2000), *The Overeducated Worker?: The Economics of Skill Utilization*, Cheltenham, England: Edward Elgar.
- Brunner, B., and A. Kuhn (2014), “The Impact of Labor Market Entry Conditions on Initial Job Assignment and Wages,” *Journal of Population Economics*, Vol. 27(3), pp. 705-738.
- Choi, E. J., J. Choi, and H. Son (2020), “The Long-Term Effects of Labor Market Entry in a Recession: Evidence from the Asian Financial Crisis,” *Labour Economics*, Vol. 67.
- Cockx, B., and C. Ghirelli (2016), “Scars of Recessions in a Rigid Labor Market,” *Labour Economics*, Vol. 41, pp. 162-176.
- Fernández-Kranz, D., and N. Rodríguez-Planas (2018), “The Perfect Storm: Graduating During a Recession in a Segmented Labor Market,” *ILR Review*, Vol. 71(2), pp. 492-524.
- Frühwirth-Schnatter, S., C. Pamminger, A. Weber, and R. Winter-Ebmer (2012), “Labor Market Entry and Earnings Dynamics: Bayesian Inference Using Mixtures-of-Experts Markov Chain Clustering,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 27(7), pp. 1116-1137.
- Gardecki, R., and D. Neumark (1998), “Order from Chaos? The Effects of Early Labor Market Experiences on Adult Labor Market Outcomes,” *ILR Review*, Vol. 51(3), pp. 299-322.
- Genda, Y., A. Kondo, and S. Ohta (2010), “Long-term Effects of a Recession at Labor

- Market Entry in Japan and the United States,” *The Journal of Human Resources*, Vol. 45(1), pp. 157-196.
- Gottschalk, P., and M. Hansen (2003), “Is the Proportion of College Workers in Noncollege Jobs Increasing?,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 21(2), pp. 449-471.
- Hagedorn, M., and I. Manovskii (2013), “Job Selection and Wages over the Business Cycle,” *American Economic Review*, Vol. 103(2), pp. 771-803.
- Hershbein, B. J. (2012), “Graduating High School in a Recession: Work, Education, and Home Production,” *B. E. Journal of Economic Analysis and Policy*, Vol. 12(1).
- Kahn, L. B. (2010), “The Long-term Labor Market Consequences of Graduating from College in a Bad Economy,” *Labour Economics*, Vol. 17(2), pp. 303-316.
- Kawaguchi, D., and T. Muraio (2014), “Labor-Market Institutions and Long-Term Effects of Youth Unemployment,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 46, pp. 95-116.
- Liu, K., K. G. Salvanes, and E. Ø. Sørensen (2016), “Good skills in Bad Times: Cyclical Skill Mismatch and the Long-term Effects of Graduating in a Recession,” *European Economic Review*, Vol. 84, pp. 3-17.
- Lockwood, B. (1991), “Information Externalities in the Labour Market and the Duration of Unemployment,” *Review of Economic Studies*, Vol. 58(4), pp. 733-753.
- Montt, G. (2015), “The Causes and Consequences of Field-of-study Mismatch: An Analysis Using PIAAC,” *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, No. 167.
- Nilsen, Ø. A. and K. H. Reiso (2011), “Scarring Effects of Unemployment,” *Discussion Paper*, No. 6198.
- OECD (2016), *Skills Matter: Further Results from the Survey of Adult Skills*, OECD Skills Studies, OECD Publishing, Paris.
- 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*, Vol. 4(1), pp. 1-29.
- Raaum, O., and K. Røed (2006), “Do Business Cycle Conditions at the Time of Labor Market Entry Affect Future Employment Prospects?” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 88(2), pp. 193-210.
- Sahin, A., J. Song, G. Topa, and G. L. Violante (2014), “Mismatch Unemployment,” *American Economic Review*, Vol. 104(11), pp. 3529-3564.
- Schwandt, H., and T. von Wachter (2020), “Socioeconomic Decline and Death: Midlife Impacts of Graduating in a Recession,” *NBER Working Paper*, No. 26638.
- Speer, J. (2016), “Wages, Hours, and the School-to-Work Transition: The Consequences of Leaving School in a Recession for Less-Educated Men,” *B. E. Journal of Economic Analysis and Policy*, Vol. 16, pp. 97-124.
- Topel, Robert H., and Michael P. Ward (1992), “Job Mobility and the Careers of Young Men,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107(2), pp. 439-479.
- Van den Berge, W. (2018), “Bad Start, Bad Match? The Early Career Effects of Graduating in a Recession for Vocational and Academic Graduates,” *Labour Economics*, Vol. 53, pp. 75-96.
- Yamaguchi, S. (2010), “Job Search, Bargaining, and Wage Dynamics,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 28(3).
- Wolbers, M. H. J. (2003), “Job Mismatches and Their Labour-Market Effects among School-Leavers in Europe,” *European Sociological Review*, Vol. 19(3), pp. 249-266.
- World Economic Forum (2021), *Global Gender Gap Report 2021*.

〈부록〉

경기주기와 전공 불일치

이론 모형을 통해 전공 불일치의 발생과 경기주기와 전공 불일치의 연관성을 살펴본다. 먼저 경제에 1과 2의 두 산업이 있고 기업은 각 산업 내에서 동질적이라고 가정한다. 모든 근로자(최근 대학 졸업자)에게는 전공 묶음인 $z_i = (z_i^1, z_i^2)$ 이 부여된다. z_i^j 는 j 산업 기업과 매치(match)되는 근로자 i 의 생산성을 의미한다. 일부 대학 졸업생은 첫 번째 산업에서 훨씬 더 생산적($z_i^1 > z_i^2$)일 수 있고 이 경우 그 노동자는 산업 1에서 일할 것이라는 사전적(ex ante) 기대가 형성될 수 있다. 여기서 이런 근로자는 산업 1에 대한 교육을 받았다고 간주하며 만약 그 근로자가 산업 2에서 일할 경우 전공 불일치로 간주된다.

α^j 가 산업 j 에 대한 생산성 충격이라고 가정할 경우 근로자 i 가 산업 j 와 매치되면 생산은 아래 식과 같이 정의될 수 있다.

$$y(i, j; \alpha) = z_i^j + \alpha^j$$

생산($y(i, j; \alpha)$)은 j 산업 기업과 매치되는 근로자 i 의 생산성(z_i^j)과 산업 j 에 대한 생산성 충격(α^j)의 합으로 정의된다. 또한 근로자의 임금은 한계 생산물만큼 지급받는 것으로 가정한다($w(i, j; \alpha) = y(i, j; \alpha)$).

한편 전공 불일치는 효율적인 전공 불일치(efficient mismatch)와 비효율적인 전공 불일치(inefficient mismatch)로 구분될 수 있다. 먼저 근로자가 위험 중립적(risk neutral)이고 두 기간(two-period)동안 생존한다고 가정한다. 이들은 각 기간에 노동시장의 두 상태 중 하나를 선택한다, 즉 근로자들은 산업 1에서 일하거나 산업 2에서 일한다. 이를 $D \in \{1, 2\}$ 로 표시한다. t 기간에 산업 j 에서 일하는 근로자 i 에게 주어지는 Bellman equation은 다음과 같다.

$$V_t(i, j) = w_t(i, j; \alpha_t) + \beta E_t \max\{w_{t+1}(i, 1; \alpha_{t+1}, D), w_{t+1}(i, 2; \alpha_{t+1}, D)\}$$

여기서 효율적인 불일치는 $z_i^1 > z_i^2$ 기술로 졸업하여 산업 1에서 일할 것으로 기대되는 근로자가 더 나은 직업 전망, 즉 $V(i, 2) > V(i, 1)$ 가 될 만큼 산업 2의 임금이

높아 산업 2에 입직할 경우 발생한다.

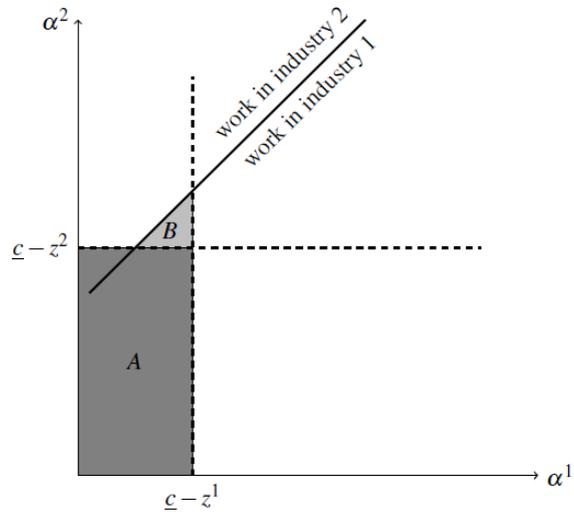
다음으로 모형을 확장하여 실업이 존재하고 근로자가 신용 제약(credit-constrained)에 직면하고 있으며 필요한 경우 실업수당(unemployment benefits)을 받아 최소 소비수준인 \underline{c} 를 달성해야 하는 경우를 상정한다. 단순화를 위해 소비는 \underline{c} 에서 고정되어 있다고 한다. 이 경우 $\alpha^j \geq \underline{c} - z^j$ 를 만족하는 직업만 매치 대상이 된다고 가정한다.⁴¹⁾ 즉 산업 j 에 대한 생산성 충격(α^j)이 최소 소비수준인 \underline{c} 에서 j 산업 기업과 매치되는 근로자의 생산성(z^j)을 차감한 값보다 크거나 같은 직업만 매치 대상이 된다.

〈그림〉은 산업 1을 위해 훈련된 근로자를 중심으로 비효율적인 전공 불일치를 나타낸다. 점선은 타당성 제약(feasible constraints)을 의미한다. 즉 〈그림〉에서 $\alpha^j \geq \underline{c} - z^j$ 을 만족하지 못하는 A 영역은 근로자가 최소 소비수준을 달성하지 못하고 실업급여를 받는 집합이다. 이 경우 산업 1을 위해 훈련된 근로자가 산업 1에서 일하기로 선택한 영역 B를 생각해 볼 수 있다. 근로자는 산업 1에서 교육받았으므로 영역 B에 있을 경우 산업 2에서 제공되는 높은 임금을 받는 것보다 기술을 더 잘 보존할 수 있다. 그러나 신용 제약이 있는 상황에서 이 근로자는 자신이 훈련한 기술을 유지하는 데 필요한 자금을 빌릴 수 없어 산업 2에서 일해야 한다. 이는 실업과 신용 제약이 있는 경우 비효율적인 전공 불일치가 발생할 수 있음을 의미한다.

불황기에는 신용 제약 증가로 산업 2에서 일하는 근로자가 더 많아져 B 영역이 더 커짐에 따라 비효율적인 전공 불일치가 증가하게 된다. 이는 불황기에 비효율적인 전공 불일치가 증가함을 의미한다. 요약하면 불황기에 전공 불일치의 경기 역행적(countercyclical) 현상, 즉 전공 불일치가 불황기에 악화되는 현상이 발생함을 알 수 있다.

41) 앞서 생산은 $y(i, j; \alpha) = z_i^j + \alpha^j$ 로 정의하였다. 생산된 것이 모두 소비된다고 하면 $\underline{c} = z_i^j + \alpha^j$ 로 표현할 수 있고 이는 $\underline{c} - z_i^j = \alpha^j$ 로 쓸 수 있다. 이는 최소 소비수준에서 j 산업 기업과 매치되는 근로자 i 의 생산성(z_i^j)을 차감한 값은 산업 j 에 대한 생산성 충격과 동일함을 의미한다.

〈그림〉 불황기와 비효율적인 전공 불일치



자료: Liu et al.(2016)

The Long-Term Wage Effects of Graduating in a Recession

Young Jun Choi*

Recently, as the employment condition has deteriorated, especially among young people, due to the spread of COVID-19, interest in the long-term wage loss of workers graduating from university during a recession and the mechanism of this phenomenon is increasing. Existing studies show that college graduates who entered the labor market during a recession experience continuous wage loss, but there are very few empirical studies on the mechanism of this phenomenon. Against this background, in this study, considering that the degree of mismatch in majors in Korea is very high, we examine whether major mismatch continues to cause wage loss for college graduates who have their first job in a recession.

As a result of the analysis, it was found that college graduates who have their first job during a recession experience continuous wage loss when a short-term labor market shock such as a recession occurs. The continuity of this wage loss was analyzed to be due to the mismatch of majors in which workers' college majors and the skills required at work do not match. In other words, if a worker gets a job in a job that does not match his/her major in the early stages of his or her career due to a recession, it may be difficult to move up to a better job due to career loss. Accordingly, if an employee continues to change jobs only to jobs at a level similar to that of his first job, the wage loss may continue.

The results of this analysis suggest that the continuity of wage losses for college graduates during recessions can be improved if the major mismatch is resolved.

Keywords: Recession, Field-of-study mismatch, Wage, Unemployment

JEL Classification: E32, J31, J62

* Senior Economist, Economic Research Institute, Bank of Korea, E-mail: yjchoi70@bok.or.kr

The views expressed herein are those of the authors and do not necessarily reflect the official views of the Bank of Korea. When reporting or citing this paper, the author's names should always be explicitly stated.

BOK 경제연구 발간목록

한국은행 경제연구원에서는 Working Paper인 『BOK 경제연구』를 수시로 발간하고 있습니다. 『BOK 경제연구』는 주요 경제 현상 및 정책 효과에 대한 직관적 설명 뿐 아니라 깊이 있는 이론 또는 실증 분석을 제공함으로써 엄밀한 논증에 초점을 두는 학술논문 형태의 연구이며 한국은행 직원 및 한국은행 연구용역사업의 연구 결과물이 수록되고 있습니다. 『BOK 경제연구』는 한국은행 경제연구원 홈페이지(<http://imer.bok.or.kr>)에서 다운로드하여 보실 수 있습니다.

제2019 -1	Deciphering Monetary Policy Board Minutes through Text Mining Approach: The Case of Korea	Ki Young Park · Youngjoon Lee · Soohyon Kim
2	The Impacts of Macroeconomic News Announcements on Intraday Implied Volatility	Jieun Lee · Doojin Ryu
3	Taking a Bigger Slice of the Global Value Chain Pie: An Industry-level Analysis	Chong-Sup Kim · Seungho Lee · Jihyun Eum
4	Trend Growth Shocks and Asset Prices	Nam Gang Lee
5	Uncertainty, Attention Allocation and Monetary Policy Asymmetry	Kwangyong Park
6	Central Bank Digital Currency and Financial Stability	Young Sik Kim · Ohik Kwon
7	은행의 수익 및 자산구조를 반영한 통화정책 위험선호경로	김의진 · 정호성
8	혁신기업에 대한 산업금융 지원: 이론모형 분석	강경훈 · 양준구
9	가계부채 제약하의 통화정책: 2주체 거시모형(TANK)에서의 정량적 분석	정용승 · 송승주
10	Alchemy of Financial Innovation: Securitization, Liquidity and Optimal Monetary Policy	Jungu Yang
11	Measuring Monetary Policy Surprises Using Text Mining: The Case of Korea	Youngjoon Lee · Soohyon Kim · Ki Young Park
12	Tracking Uncertainty through the Relative Sentiment Shift Series	Seohyun Lee · Rickard Nyman
13	Intra-firm and Arm's Length Trade during the Global Financial Crisis: Evidence from Korean Manufacturing Firms	Moon Jung Choi · Ji Hyun Eum

14	특허자료를 이용한 우리나라 지식전파의 지역화 분석	이지홍 · 남윤미
15	Overhead Labour and Skill-Biased Technological Change: The Role of Product Diversification	Choong Hyun Nam
16	Does the Number of Countries in an International Business Cycle Model Matter?	Myunghyun Kim
17	High-Frequency Credit Spread Information and Macroeconomic Forecast Revision	Bruno Deschamps · Christos Ioannidis · Kook Ka
18	경제 분석을 위한 텍스트 마이닝	김수현 · 이영준 · 신진영 · 박기영
19	Takeover, Distress, and Equity Issuance: Evidence from Korea	Euna Cho
20	The Cash-Flow Channel of Monetary Policy: Evidence from Mortgage Borrowers	Sang-yoon Song
21	부의 효과의 분위 추정: 분위 정준 공적분 회귀를 중심으로	김기호
22	Identifying Government Spending Shocks and Multipliers in Korea	Kwangyong Park · Eun Kyung Lee
23	Systemic Risk of the Consumer Credit Network across Financial Institutions	Hyun Hak Kim · Hosung Jung
24	Impact of Chinese Renminbi on Korean Exports: Does Quality Matter?	Jihyun Eum
25	Uncertainty, Credit and Investment: Evidence from Firm-Bank Matched Data	Youngju Kim · Seohyun Lee · Hyunjoon Lim
26	A Structural Change in the Trend and Cycle in Korea	Nam Gang Lee · Byoung Hoon Seok

제2020 -1	인구 고령화가 실질 금리에 미치는 영향	권오익 · 김명현
2	달러라이제이션이 확산된 북한경제에서 보 유외화 감소가 물가·환율에 미치는 영향	문성민 · 김병기
3	상태공간 벡터오차수정모형을 이용한 월별 GDP 추정: 깃스표본추출 접근	김기호
4	우리나라 외환시장 오퍼레이션의 행태 및 환율변동성 완화 효과	박준서 · 최경욱
5	Common Factor Augmented Forecasting Models for the US Dollar–Korean Won Exchange Rate	Hyeongwoo Kim · Soohyon Kim
6	북한 「경제연구」로 분석한 경제정책 변화: 텍스트 마이닝 접근법	김수현 · 손 욱
7	북한의 광물 수출과 품목별 수입: 대중무역 을 중심으로	김병연 · 김민정 · 김다울
8	Network–Based Measures of Systemic Risk in Korea	Jaewon Choi · Jieun Lee
9	Aggregate Productivity Growth and Firm Dynamics in Korean Manufacturing 2007–2017	Kyoo il Kim · Jin Ho Park
10	2001년 이후 한국의 노동생산성 성장과 인적자본: 교육의 질적 개선 효과를 중심으로	유혜미
11	House Prices and Household Consumption in Korea	Seungyoon Lee
12	글로벌 가치사슬 변화가 경제성장에 미치는 영향: 2008년 금융위기 전후 전·후방참여 효과의 국제비교를 중심으로	김세완 · 최문정
13	산업구조조정이 고용 및 성장에 미치는 영향	서병선 · 김태경
14	Cross–border Trade Credit and Trade Flows During the Global Financial Crisis	Moon Jung Choi · Sangyeon Hwang · Hyejoon Im

15	International Co-movements and Determinants of Public Debt	Hasan Isomitdinov · Vladimir Arčabić · Junsoo Lee · Youngjin Yun
16	북한 비공식금융 실태조사 및 분석·평가	이주영 · 문성민
17	북한의 장기 경제성장률 추정: 1956~1989년	조태형 · 김민정
18	Macroeconomic and Financial Market Analyses and Predictions through Deep Learning	Soohyon Kim
19	제조업의 수출과 생산성 간 관계 분석: 사업체 자료 이용	이윤수 · 김원혁 · 박진호
20	우리나라 제조업 수출기업의 내수전환 결정요인 분석	남윤미 · 최문정
21	A Model of Satisficing Behaviour	Rajiv Sarin · Hyun Chang Yi
22	Vulnerable Growth: A Revisit	Nam Gang Lee
23	Credit Market Frictions and Coessentiality of Money and Credit	Ohik Kwon · Manjong Lee
24	북한의 자본스톡 추정 및 시사점	표학길 · 조태형 · 김민정
25	The Economic Costs of Diplomatic Conflict	Hyejin Kim · Jungmin Lee
26	Central Bank Digital Currency, Tax Evasion, Inflation Tax, and Central Bank Independence	Ohik Kwon · Seungduck Lee · Jaevin Park
27	Consumption Dynamics and a Home Purchase	Dongjae Jung
28	자본유입과 물가상승률 간의 동태적 상관관계 분석: 아시아의 8개국 소규모 개방경제를 중심으로	최영준 · 손종철

29	The Excess Sensitivity of Long-term Interest rates and Central Bank Credibility	Kwangyong Park
30	Wage and Employment Effects of Immigration: Evidence from Korea	Hyejin Kim
제2021-1	외국인력 생산성 제고 방안—직업훈련 프로그램의 노동시장 성과 분석을 중심으로	김혜진 · 이철희
2	한국경제의 추세 성장을 하락과 원인	석병훈 · 이남강
3	Financial Globalization: Effects on Banks' Information Acquisition and Credit Risk	Christopher Paik
4	The Effects of Monetary Policy on Consumption: Workers vs. Retirees	Myunghyun Kim · Sang-yeon Song
5	북한지역 토지자산 추정에 관한 연구: 프레임워크 개발 및 탐색적 적용	임송
6	김정은 시대 북한의 금융제도 변화 - 북한 문헌 분석을 중심으로 -	김민정 · 문성민
7	Chaebols and Firm Dynamics in Korea	Philippe Aghion · Sergei Guriev · Kangchul Jo
8	한국의 화폐환상에 관한 연구	권오익 · 김규식 · 황인도
9	재원조달 방법을 고려한 재정지출 효과 분석 : 미국의 사례를 중심으로	김소영 · 김용건
10	The Impact of Geopolitical Risk on Stock Returns: Evidence from Inter-Korea Geopolitics	Seungho Jung · Jongmin Lee · Seohyun Lee
11	Real Business Cycles in Emerging Countries: Are Asian Business Cycles Different from Latin American Business Cycles?	Seolwoong Hwang · Soyoung Kim
12	우리 수출의 글로벌 소득탄력성 하락 요인 분석	김경근
13	북한의 경제체제에 관한 연구: 실태와 평가	양문수 · 임송

-
- 14 Distribution–Dependent Value of Money: A Coalition–Proof Approach to Monetary Equilibrium Byoung–Ki Kim · Ohik Kwon · Suk Won Lee
 - 15 A Parametric Estimation of the Policy Stance from the Central Bank Minutes Dong Jae Jung
 - 16 The Immigrant Wage Gap and Assimilation in Korea Hyejin Kim · Chulhee Lee
 - 17 Monetary Non–Neutrality in a Multisector Economy: The Role of Risk–Sharing Jae Won Lee · Seunghyeon Lee
 - 18 International Transmission of Chinese Monetary Policy Shocks to Asian Countries Yujeong Cho · Soyoung Kim
 - 19 The Impact of Robots on Labor Demand: Evidence from Job Vacancy Data for South Korea Hyejin Kim
 - 20 전공 불일치가 불황기 대졸 취업자의 임금에 미치는 장기 효과 분석 최영준
-

BOK 경제연구 제 2021-20

2021년 12월 22일 인쇄

2021년 12월 22일 발행

발행인 이 주 열

편집인 박 양 수

발행처 한국은행

경제연구원

서울시 중구 남대문로 39 (3가 110번지)

인쇄처 (사)남북장애인교류협회

서울시 영등포구 경인로82길 3-4 센터플러스 1105호

© 한국은행, 2021

■ 본 자료는 한국은행 홈페이지에서 무료로 다운로드 받으실 수 있습니다. <http://www.bok.or.kr>

