

勞 動 經 濟 論 集
第 43 卷 第 4 號, 2020.12. pp.87~116
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

첫 일자리 제안과 직업만족도에 관한 연구*

김 현 수** · 정 세 은***

본 연구는 선택대안의 수가 증가할 때 개인의 효용이 꼭 증가하는 것은 아닐 수 있음을 노동시장의 관점에서 보고자 하였다. 한국노동패널조사(KLIPS)의 3차 부가조사에서 수집한 취업제의를 받은 개수와 매년 수집되는 노동자의 직업만족도 변수를 각각 선택대안의 수와 개인의 효용에 대한 대리변수로 사용하여 일자리선택과 직업만족도의 상관관계를 실증분석하였다. 분석 결과, 취업제의를의 수는 개인의 소득을 통제할 경우 직업만족도와 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한, 이 관계에는 성별, 나이, 소득에 따른 이질성이 존재한다. 이러한 결과를 토대로 본 논문은 효용에 있어서 취업제의를의 수가 끼칠 수 있는 잠재적인 부정적인 영향에 대해 논의한다.

주제어 : 선택의 역설, 직업만족도, 취업제외

논문 접수일: 2020년 8월 14일, 논문 수정일: 2020년 12월 25일, 논문 게재확정일: 12월 28일

* 이 논문은 인하대학교의 지원(61523-01)에 의하여 연구되었음.

** (제1 저자) 인하대학교 경제학과 박사과정 (hskim150920@gmail.com)

*** (교신저자) 인하대학교 경제학과 조교수 (jse@inha.ac.kr)

I. 서론

1996년 2.0%의 낮은 실업률을 유지하던 한국의 노동시장은 1997년 외환위기로 인해 실업률이 증가하였으며, 이와 함께 청년실업률에 대한 문제 역시 대두되었다. 20년이 넘는 시간 동안 청년층의 취업 문제는 풀지 못한 숙제가 되었고, 지난 2009년 금융위기와 더불어 올해(2020년) 코로나 팬데믹 등 지속적인 경기침체 이슈로 인해 여전히 청년 구직시장은 우리나라 사회의 가장 큰 화두 중 하나이다.

이러한 상황에서 청년들의 첫 일자리가 가지는 의미는 더욱 중요해지고 있다. 첫 일자리에 안정적으로 정착하는 경우도 있으나, 대부분의 청년 취업자는 첫 직장에 만족하지 못하고 더 높은 임금과 안정적인 일자리를 찾아 잦은 이직을 한다(황광훈, 2020). 그러나 잦은 이직과 짧은 근속연수는 임금 및 근로조건에 부정적인 영향을 미칠 수 있으며(문영만 외, 2017; 안준기, 2015; 이병희, 2002; Light & MsGarry, 1998; Neumark, 2002), 기업의 입장에서도 초기 투자비용이 높은 신입사원의 이직은 생산성 하락을 비롯한 조직성과에 부정적인 영향을 미치고 있다(문영만 외, 2017; 권기욱, 2016; Eckardt, et al., 2014; Hancock, et al., 2013; Kwon, et al., 2012; Batt & Colvin, 2017; 나인강, 2011; Hausknecht & Trevor, 2011). 그렇기에, 단순히 취업 자체만을 목적으로 두는 사람도 있겠지만, 요즘 같은 취업난 속에서도 많은 청년 구직자들은 단순한 취업이 아니라 흔히 ‘좋은 직장’이라 말하는 곳에 취업하기 위해 노력할 것이다. 일반적으로 좋은 직장의 한 요소는 높은 임금으로 볼 수 있으나, 최근 ‘워라밸’이라는 신조어가 이제는 낯설게 들리지 않을 만큼 임금 외의 다른 가치들도 중요해졌다.¹⁾ 좋은 직장에 다니고 있는지 여부는 현재 일자리에 대한 만족도를 나타내는 직업만족도(job satisfaitaion)를 통해 유추할 수 있을 것이다.²⁾

이러한 직업만족도는 현재 일자리의 조건뿐만 아니라 구직활동 당시 일자리탐색 강도

1) 워라밸이란 ‘일과 삶의 균형’을 의미하는 ‘Work-life balance’의 줄인 말이다.

2) 여기서 말하는 직업만족도란 Locke(1976)가 정의하는 “a pleasurable or positive emotional state resulting from the appraisal of one’s job or job experiences.”를 의미하며 임금을 포괄하는 개념으로 볼 수 있다.

에 따라서도 영향을 받는다. 일자리탐색 강도란 일자리탐색에 대한 시간 투여, 노력 정도(Blau, 1994), 탐색 빈도(Wanberg et al., 2000) 등으로 정의되며, 구직성과는 취업에 이르기까지의 소요 시간인 탐색 기간, 취업제의 수 등으로 측정되고, 청년 구직자의 직업탐색 강도는 구직성과에 긍정적인 영향을 미친다.

그렇다면, 구직성과 중 하나인 일자리 제안(횟수)은 구직자의 직업만족도를 증가시키는가? 기존 연구에서는 강도 높은 구직활동은 인터뷰 기회, 일자리 제안, 대기업 정규직 취업 여부 등의 구직성과에 긍정적인 영향을 미치며, 따라서 직업만족도에도 긍정적인 영향을 끼칠 것이라 예상한다. 그러나 본 연구는 행동경제학적 접근을 통해 이 양의 상관관계가 항상 성립하는 것은 아님을 실증적으로 제시하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서 첫 일자리 제안과 직업만족도에 관한 연구를 하게 된 이론적 배경을 설명하고, 제III장에서 연구에 사용한 한국노동패널조사(KLIPS) 자료와 주요 변수에 대해서 설명한다. 제IV장에서는 첫 일자리 취업제의 수와 직업만족도 사이의 관계에 관한 실증분석을 하였으며, 마지막으로 제V장에서 연구 결과 요약 및 시사점을 논의한다.

II. 이론적 배경

이 장에서는 연구에서 관심을 갖고 있는 선택대안의 수(일자리 제안 수)가 직업만족도와 어떠한 관계가 있는지에 대한 이론적 배경을 살펴보고자 한다.

앞서 언급한 바와 같이 사람들은 아무 직장에 취업하는 것이 아니라 좋은 직장에 취업하는 것을 목표로 한다. 이때 구직자들의 취업성과는 소득, 임금향상, 취업형태, 기업 규모, 전공 일치 여부 등과 같은 객관적인 지표와 직업만족, 삶의 질 향상, 직무적합 등과 같은 주관적인 지표들을 통해 유추할 수 있다(임다희 외, 2014).

여러 취업성과들 중 직업만족도가 중요한 이유는 크게 개인적 차원과 기업 차원으로 나누어 볼 수 있다. 먼저, 개인적 차원에서 직업만족도가 중요한 이유는 개인의 삶의 만족에 직접적인 영향을 주는 주요 요인 중 하나가 직업만족도이기 때문이다(제갈돈 외, 2007). 기업 차원에서 직업만족도는 직원들의 직업만족도가 높은 경우 직원들의 결근율, 이직의도, 이직률 등을 낮출 수 있으며(양애선 외, 2013; 박광표 외, 2019), 개인의 직무

성과에 직접적인 영향을 미침으로써 기업의 생산력이나 경쟁력을 향상시킬 수 있기 때문에 중요하다 할 수 있다(임다희 외, 2014). 특히 낮은 직업만족도는 태업 및 잦은 이직으로 이어지게 되어 사회적 비용을 초래하기도 한다. 그러므로 구직자가 직업에 만족하는지 여부는 개인의 효용, 기업의 성과, 그리고 나아가 사회적 비용 차원에서 중요한 부분으로 다루어져야 할 것이다.

Mortensen(1986)과 Pissarides(2000)에 의해 제시된 일자리 탐색이론(job-searching theory)은 청년층 노동시장의 특징인 일자리 탐색의 어려움과 그에 따른 미취업 상태의 장기화, 더불어 잦은 직장 이동의 결과 취업 및 미취업 상태가 빈발하게 되는 현상을 분석하기에 적절한 모형으로 인식되고 있다(김용성, 2012). 이론에 따르면 구직자들은 유보 임금(reservation wage)이라는 일정 수준 이상의 임금을 받을 때까지 취업을 하지 않고 계속해서 일자리를 탐색하는 임금의 임계값을 가지고 있다. 이때 구직자들은 유보임금을 받을 수 있는 일자리에 취직할 때까지 구직활동을 계속하는데, 이를 일자리 탐색(job search)이라고 한다. 이러한 탐색 활동에는 시간이 소요될 뿐만 아니라 탐색 기간 동안의 생활비를 비롯한 구직 정보를 얻는 데 들어가는 비용, 그리고 구직활동 기간 중에 포기한 임금소득의 기회비용도 발생한다. 이러한 모든 비용을 합하여 일자리 탐색비용이라 하며, 탐색 활동에 따른 편익은 더 높은 임금, 즉 더 좋은 직장을 구하는 것이 된다.

일자리 탐색 모형에 따르면 유보임금이 높을수록 구직기간이 늘어나게 되며, 그에 따른 취업제외가 증가하고, 최종적으로 선택한 일자리의 임금은 높아질 것이다. 이때 임금은 직업만족도를 높이는 가장 중요한 결정요인 중 하나이므로 (방하남, 2000; 박지혜 외, 2009; 조동훈, 2018; 김현수 외, 2019), 취업제외와 임금 사이에 양(+)의 상관관계가 존재한다면 취업제외와 만족도 역시 양의 상관관계를 보일 것으로 추론할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 취업제외와 만족도 사이에 양의 상관관계가 항상 성립하는 것은 아님을 행동경제학적으로 접근하여 실증적으로 제시하고자 한다.

최근 행동경제학에서는 개인의 선택비용 및 후회회피(regret aversion) 경향 등이 존재함으로써 선택대안의 수가 많더라도 꼭 효용이 증가하는 것만은 아닐 수 있다고 제안한다.³⁾ Schwartz(2004)에 따르면 선택대안이 적은 사람에 비해 선택대안이 많았던 사람의 경우 후회가 더 커지며,⁴⁾ Reutskaja and Hogarth(2009)의 연구에서는 선택대안의 수가

3) 전통적인 경제학에서는 선택대안의 수가 많으면 많을수록 개인의 효용이 단조적으로(monotonic) 증가한다고 본다.

4) 경제학에서 기회비용이란 선택하지 못한 대안들 중 가장 가치가 높은 것으로 측정되지만, Schwartz(2004)은 사람들이 선택하지 못한 대안들 전부의 합을 기회비용으로 기억하게 된다고

증가할수록 얻는 편익(benefit)보다 비용이 더 크게 증가하여 선택대안의 수가 많아질수록 개인의 효용이 역U자 형태가 됨을 제시한다.

선택대안의 수가 많아질수록 개인의 효용이 감소한다는 개념은 행동경제학에 앞서 심리학 및 소비자학에서 먼저 다뤄졌다. 그동안 “overchoice”(Settle & Golden, 1974), “choice overload”(Iyengar & Lepper, 2000; Mogilner et al., 2008), “paradox of choice”(Schwartz, 2004), “overchoice effect”(Gourville & Soman, 2005), “too much choice”(Fasolo et al., 2009; Gingras, 2003), “overwhelming alternatives”(Brasel, 2004) 등 다양한 용어로 표현되어 왔으며, 각각의 용어가 의미하는 바는 엄밀히 따졌을 때 차이가 있지만 공통적으로 선택대안의 수가 많아질 때 개인의 만족도가 감소하는 부정적인 영향에 초점을 맞추고 있다.

국내에서도 과도한 선택대안에 초점을 맞춘 연구들이 존재하지만, 관광상품, MP3 플레이어, 골프용품, 가전제품, 방향제, 영화예매, 화장품, 기타 생활용품 등 유·무형의 상품을 대상으로 하였으며(박현숙 외, 2019; 양윤 외, 2018; 김동규 외, 2016; 박지우 외, 2014; 류가연 외, 2013; 하환호 외, 2011; 하환호 외, 2004), 노동시장의 일자리를 대상으로 한 연구는 미흡한 상황이다. 이에 본 연구는 이를 노동시장으로 확장하여 실증결과를 제시하고자 한다.

일 자리를 대상으로 하는 경우 앞서 설명한 상품 및 서비스 등의 소비재를 대상으로 할 때와 동일한 논리를 적용할 수 있을지 고려해볼 필요가 있다. 상품 및 서비스의 경우에는 한 시점에서 동시적으로 여러 대안 중 하나를 선택한다고 볼 수 있지만, 후자의 일자리 선택의 경우 동시적 탐색과 순차적 탐색이 모두 가능하기 때문이다. 동시적 탐색의 경우 정보의 불확실성으로 인해 선택대안이 증가할 때 효용이 감소할 개연성이 존재한다. 즉, 여러 취업제의 중 주어진 정보 아래에서 가장 만족도가 높은 일 자리를 선택하지만, 선택대안이 많을수록 기회비용(두 번째로 만족도가 높은 일자리) 역시 커질 것이다. 그리고 선택한 일 자리를 실제로 경험해보면 자신이 기대했던 것과 다를 수 있으며, 이때 선택하지 않은 일자리들 중에 현재 직업보다 더 좋은 일자리가 있다고 믿을 가능성이 증가한다. 순차적인 경우에도 비슷한 논리로 접근이 가능할 것이다. 일자리 탐색이론에 따르면 순차적으로 일 자리를 찾는 경우 현재의 제안이 유보임금보다 낮은 경우 거절을 하고 다음 제안을 기다리게 되는 상황을 반복한다. 결국 유보임금이 높은 경우, 평균적으로 구직기간을 더 길게 견디며 더 높은 임금을 받게 된다. 이 경우 거치게 되는 선택대

말한다.

안의 수도 증가하며 이는 결국 최종 선택한 일자리 이전 거절한 일자리의 퀄리티를 증가 시킴으로 기회비용을 증가로 이어질 것이다. 높은 기회비용은 결국 현 직장에 만족하지 못할 경우 후회로 이어질 가능성이 존재한다. 이는 결국 노동시장의 경우 역시 소비재와 마찬가지로 선택의 역설이 존재할 가능성이 있음을 제시한다.

Ⅲ. 자료설명

1. 한국노동패널조사

노동시장에서 일자리를 선택함에 있어서 선택대안의 수가 많아질 때 개인의 효용에 미치는 영향을 실증 분석하기 위해 본 연구는 ‘한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: 이하 KLIPS)’를 사용하였다. KLIPS는 1998년부터 한국노동연구원 에서 도시지역에 거주하는 한국의 5,000가구와 가구원을 대표하는 패널 표본 구성원 (5,000가구에 거주하는 모든 가구원으로 약 13,000명)을 대상으로 매년 1회씩 조사를 실시하고 있다.⁵⁾ KLIPS 자료는 크게 가구를 조사 대상으로 한 가구용 자료와 가구에 속한 만 15세 이상의 가구원을 조사 대상으로 한 개인용 자료, 3차 연도부터 추가되었으며, 매년 다른 내용을 조사하는 부가조사로 구분된다. 이 중 본 연구에서는 개인용 자료와 3차 부가조사를 사용하였다. 개인용 자료는 개인의 경제활동상태, 소득활동 및 소비, 교육 및 직업훈련, 고용상의 특성, 근로시간, 직무만족 및 생활만족, 구직활동, 노동시장 이동 등의 다양한 내용을 담고 있으며, 3차 부가조사는 ‘청년’이라는 주제로 만 15세 이상에서 만 30세 미만을 대상으로 교육 및 직업훈련, 구직활동 등에 대하여 상세한 내용을 다루고 있다.

KLIPS의 전체 패널 중에서 본 연구는 3차 부가조사 대상자인 당시 만 15세 이상에서 만 30세 미만의 구직활동 경험이 있는 사람이면서, 매년 조사 시점 기준으로 재직 중인 전일제 근로자로 한정하여 패널을 구성하였다.

5) 12차(2009년)부터 기존의 5,000가구 외에 추가로 1,415가구를 표본에 추가하였으며, 20차(2017년)의 경우 총 5,674가구, 13,774명이 설문에 응답하였다.

2. 주요 변수 설명

본 연구에서 개인의 효용을 나타내는 대리변수로 직업만족도 변수를 사용하였다. 직업만족도 변수는 KLIPS 3차(2000년) 연도부터 측정하였으며, “귀하의 주된 일자리에 대해 전반적으로 얼마나 만족하고 계십니까?”에 대한 응답으로 ‘1. 매우 만족스럽다, 2. 만족스럽다, 3. 보통이다, 4. 불만족스럽다, 5. 매우 불만족스럽다’로 답할 수 있는 5 ladder Likert scale을 지닌 변수이다. 한편, 본 연구에서는 이 변수들을 분석 후 해석의 용의함을 위하여 만족도를 1: 매우 불만족, ..., 5: 매우 만족, 즉 변수의 값이 커질수록 만족도가 증가하는 것으로 변환하여 사용하였다.⁶⁾

다음으로 선택대안 수를 나타내는 변수로 취업제의 횟수(이하 취업제의)를 사용하였다. 취업제의 변수는 KLIPS 3차(2000년) 부가조사(청년)에서 1회 측정되었다.⁷⁾ 설문지에서 “졸업 이후 구직활동 결과 일자리 혹은 취업제의 받아 본 적이 있습니까?”에 대해 ‘1. 없다, 2. 있다(횟수)’로 답할 수 있었으며, 여기서 있다고 한 횟수를 선택대안의 수에 해당하는 변수로 사용하였다. 그러나 제의 횟수만 알 수 있을 뿐, 제의받은 일자리의 질(quality)에 대한 정보는 없으며, 취업제의를 받은 기간에 대한 정보 역시 빠져있는 상태이다.⁸⁾

그 외 본 연구에서 사용한 변수들에 대한 설명과 기초통계량을 <표 1>에 제시하였다. 기초통계는 직업만족도 조사 및 3차 부가조사(청년) 자료가 있는 3차 KLIPS부터 20차까지 총 18개년도의 전일제 근로자 2,947명(표본 수 527명)을 대상으로 하였다. 직업만족도의 평균은 3.27로 보통에 가까운 값이지만 불만족보다는 만족에 가까우며, 주요 관심 변수인 취업제의 변수는 평균 1.37회로 나타났다. 나머지 변수들을 살펴보면 여성 비율은 50%이며, 월 소득 평균은 약 178만 원, 주당 평균 근로시간은 50.32시간, 나이는 32.1세, 교육연수는 13.8년, 기혼비율은 51%로 나타났다. 또한 근무하는 기업의 형태로는 사기업 종사자가 76%로 가장 큰 비중을 차지하며 공기업 종사 14%, 기타 9% 순으로 나타났다.

-
- 6) 직업만족도 변수를 개인의 효용으로 사용하는 경우 현재 직업이 없는 사람들에게 대한 만족도를 알 수 없다는 한계를 가진다.
 - 7) KLIPS의 부가조사 중 청년에 대한 부가조사는 현재 3번(3차, 9차, 19차 부가조사) 조사됐으나, 본 연구에서 사용하려는 취업제의 횟수에 대한 조사는 3차 부가조사에서만 조사되었다.
 - 8) 여기서 말하는 취업제의 기간이란 두 가지를 의미한다. 하나는 구직기간의 개념으로 취업제의를 2회 받았다고 하였을 때, 1주일이라는 구직기간 동안 받은 것인지 1달이라는 구직기간인지 1년 인지를 알 수 없다. 다른 하나는 시차의 개념으로 취업제의를 3회 받았다고 했을 때, 순차적으로 제의를 받고 거절을 했던 것인지 아니면 비슷한 시기에 동시에 제의를 받았던 것인지를 알 수 없다.

〈표 1〉 변수 설명 및 기초통계(n=2,947)

변수	설명	평균	표준편차
직업만족도	주된 일자리의 전반적인 만족도 (1: 매우 불만족, 2: 불만족, 3: 보통, 4: 만족, 5: 매우 만족)	3.27	0.63
취업제의 소득	취업 이후 구직활동 결과 일자리 혹은 취업제의를 받아 본 수 월평균 소득(단위: 만원)	1.37	2.59
근로시간	주당 평균 근로시간(단위: 시간)	178.0	120.5
여성	여성이면 1, 아니면 0	50.32	11.98
나이	나이(단위: 년)	0.50	0.50
기혼여부	현재 배우자가 있으면 1, 아니면 0	32.1	6.2
교육수준	최종학력기준 교육년수(단위: 년)	0.51	0.50
사기업	사기업 종사자면 1, 아니면 0	13.8	1.97
공기업	공무원 및 공공기관 종사자면 1, 아니면 0	0.76	0.43
기타	사기업-공기업 외 근로자면 1, 아니면 0	0.14	0.35
		0.09	0.29

3. 성별 비교

<표 2>는 ‘성별’로 구분한 기초통계량 및 집단 간 평균 차이 분석(T-test)을 실시한 결과를 제시하고 있다. 먼저 직업만족도에서 여성이 남성보다 통계적으로 유의하게 더 높은 평균값을 가지는 것으로 나타났으나, 주요 관심변수인 취업제이는 남성이 평균적으로 좀 더 많은 제의를 받는 것으로 나타났다. 그 외에 소득, 근로시간, 나이, 기혼비율, 사기업 종사 비율 등에서 남성의 평균이 통계적으로 유의하게 더 컸으며, 기타 임금근로자 비율 등에서는 여성의 평균이 더 높게 나타나고, 교육수준 및 공기업 종사자 비율은 차이가 없는 것으로 나타났다. 성별 차이가 나타난 이유 중 하나는 본 연구의 분석대상이 현재 일하고 있는 전일제 근로자를 대상으로 하기 때문에 기혼이면서 휴직 중인 여성은 표본에서 제외된 부분이 반영된 것으로 보인다. 이러한 표본의 특성으로 인해 상대적으로 남성의 기혼비율이 더 높게 나타날 수 있으며, 일반적으로 나이가 많을수록 기혼자일 가능성이 높기 때문에 기혼 여성이 제외된 여성 표본의 평균 나이도 적게 나타날 수 있고, 나이와 소득 사이에 양(+)의 관계가 있다는 가정이 성립할 경우 여성의 평균 소득이 낮게 나올 개연성 역시 존재한다.

<표 2> 성별 기초통계

구분	남성(n=1,469)				T-test	여성(n=1,478)			
	평균	표준편차	최솟값	최댓값		평균	표준편차	최솟값	최댓값
직업만족도	3.20	0.65	1	5	***	3.33	0.61	1	5
취업제의	1.47	3.41	0	40	**	1.27	1.33	0	10
소득	216.2	137.8	10	3000	***	139.9	84.6	30	700
근로시간	53.4	13.76	30	280	***	47.2	8.88	30	120
나이	33.3	5.62	18	47	***	30.90	6.44	18	47
기혼여부	0.55	0.50	0	1	***	0.47	0.50	0	1
교육수준	13.8	2.03	9	22		13.7	1.91	6	18
사기업	0.79	0.41	0	1	***	0.74	0.44	0	1
공기업	0.14	0.34	0	1		0.15	0.36	0	1
기타	0.08	0.27	0	1	***	0.11	0.31	0	1

주: *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 각각 의미함.

4. 취업제의 비교

<표 3>은 취업제의 수에 따른 기초통계량이다.⁹⁾ 취업제의 수가 증가할수록 직업만족도 (통계적으로 유의하지는 않음) 및 소득이 증가하는 것을 알 수 있다. 이는 앞서 서술한 일자리 탐색모형에서 예측한 것과 같이 임금과 취업제의 수가 양의 상관관계를 지닌다는 것을 보인다. 또한 [그림 1] 취업제의별 직업만족도를 살펴보면, 취업제의 2 이상 그룹의 경우 시간이 흐름에 따라 직업만족도가 우상향하는 추세를 보이고 있으며, 취업제의 0 그룹은 상대적으로 가장 변화가 적은 것으로 나타난다.

그러나 임금이 증가하게 되면 직업만족도가 증가할 것이므로, 기초통계량과 그래프만을 가지고는 임금을 통제된 상태에서의 취업제의와 직업만족도 간의 직접적인 상관관계를 보기엔 무리가 있다. 따라서 다음 장에서는 직업만족도에 영향을 끼치는 여러 요소를 통제된 상태에서 취업제의와 직업만족도 간의 상관관계를 분석모형을 통해 실증 분석한다.

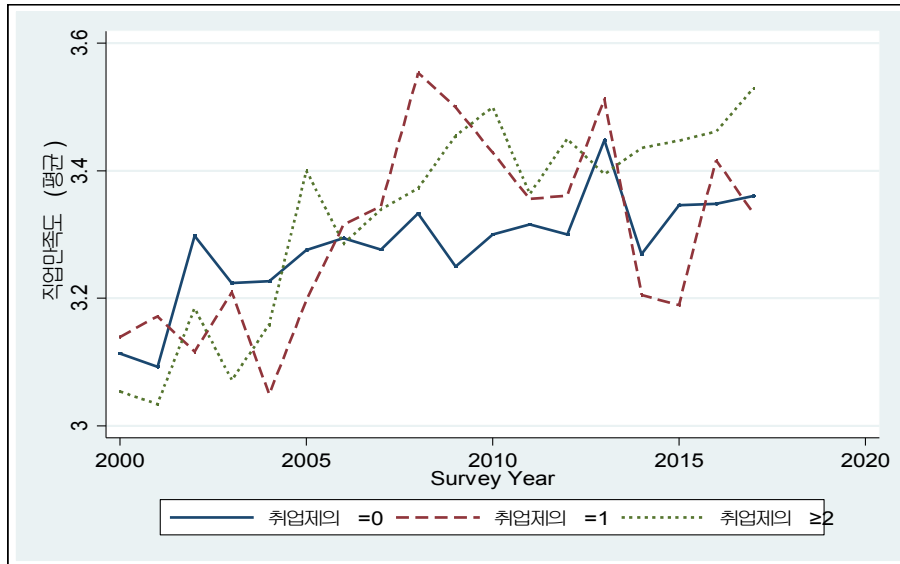
9) ‘취업제의 수 ≥ 2’의 구성 비율은 2(62.2%), 3(21.8%), 4(8.0%), 5(3.6%), 6(1.2%), 10(1.2%), 40(1.0%)이다.

〈표 3〉 취업제의별 기초통계

구분	취업제의 = 0 (n=884)				취업제의 = 1 (n=1,079)				취업제의 ≥ 2 (n=984)			
	평균	표준편차	최솟값	최댓값	평균	표준편차	최솟값	최댓값	평균	표준편차	최솟값	최댓값
직업만족도	3.25	0.61	1	5	3.26	0.61	1	5	3.28	0.67	1	5
소득	163.2	100.80	30	800	179.1***	107.18	10	700	189.9***	146.39	30	3000
근로시간	50.4	10.71	30	120	50.3	13.69	30	280	50.3	11.04	30	120
여성	0.52	0.50	0	1	0.48*	0.50	0	1	0.51	0.50	0	1
나이	31.46	6.12	18	46	32.0**	6.06	18	47	32.8***	6.25	18	47
기혼여부	0.45	0.50	0	1	0.54***	0.50	0	1	0.53***	0.50	0	1
교육수준	13.6	1.90	9	22	13.5*	1.80	6	18	14.2***	2.12	6	22
사기업	0.77	0.42	0	1	0.74	0.44	0	1	0.78	0.41	0	1
공기업	0.17	0.37	0	1	0.16	0.36	0	1	0.11***	0.31	0	1
기타	0.06	0.24	0	1	0.10***	0.30	0	1	0.11***	0.31	0	1

주: 평균의 *는 취업제의=0을 기준으로 비교한 T-test 결과로 *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 각각 의미함.

[그림 1] 취업제의별 직업만족도



III. 실증분석

1. 계량 모형

식 (1)은 패널 데이터를 횡단면 데이터처럼 분석하는 Pooled OLS 형태의 모형으로 $\ln U_{it}$ 는 개인 i 의 t 시점에서의 로그 직업만족도를 의미하고, $Offer_{it}$ 는 본 연구의 주요 변수인 취업제의 변수로 단순 선형모형으로 사용하는 것과 선형모형에 제곱항을 추가하여 비선형을 고려하는 모형 등 두 가지의 형태로 분석에 사용된다. X_{it} 는 통제변수 벡터로 로그소득, 근로시간, 여성 더미, 나이, 교육수준, 기혼 여부 더미, 공기업 종사자 더미, 기타임금근로자 더미 등이 포함되며, 추가적으로 연도 더미와 지역 더미를 넣어 통제하였다. 식 (2)는 패널분석 방법인 확률효과모형(Random Effect Model)으로 식 (1)에서 개인 i 의 개인 특성 오차항 u_i 가 추가되었으며, u_i 는 확률변수(random variable)로 가정하고 분석한다.

$$\ln U_{it} = Offer_{it}\alpha + X_{it}\beta + Year_t + region_{it} + e_{it} \quad (137)$$

$$\ln U_{it} = Offer_{it}\alpha + X_{it}\beta + Year_t + region_{it} + u_i + e_{it} \quad (138)$$

일반적으로 패널분석은 확률효과모형과 함께 고정효과모형(Fixed Effect Model)을 분석한다. 그러나 본 연구의 경우 연구의 주요 관심 변수인 취업제의 변수가 분석 기간 중 단 한 번(3차 부가조사)만 조사되었기에 고정효과모형을 사용하는 경우 취업제의 변수는 성별처럼 개인에 따라 변하지 않는 고유한 변수로 인식되어 개인의 특성을 나타내는 오차항 u_i 에 포함되고, 취업제의에 대한 추정계수를 제시하지 않는 문제가 발생한다. 그러므로 본 연구에서는 고정효과모형 대신 확률효과모형만을 가지고 분석을 시행하였다.

2. 실증분석 결과

가. 직업만족도

<표 4>는 로그 직업만족도를 종속변수로 하는 두 가지 모형의 결과를 제시하고 있다. 1, 2열은 Pooled OLS 모형으로 추정한 것이고, 3, 4열은 확률효과모형으로 추정한 결과이다. 그리고 짝수(2, 4)열은 주요 관심변수인 취업제의 변수가 비선형의 특성을 가지고 있는지 확인하기 위해 취업제의 변수의 제곱항을 추가한 모형이다.

선택대안의 수를 나타내는 취업제의 변수는 모든 결과에서 음(-)의 값을 가지고 있지만, 선형이 아닌 비선형 모형의 결과에서만 통계적으로 유의하게 나타났다. 이를 통해 선택대안의 수가 직업만족도에 음의 효과를 주지만, 선형보다는 비선형의 특성을 가지는 것으로 예상된다. 확률효과모형에서만 취업제의 변수가 유의하게 나타난 이유는 본 연구에서 사용한 자료의 한계로 인한 것으로 생각되나, 취업제의 변수를 포함한 모든 결과들이 Pooled OLS와 패널분석에서 일관된 모습을 보여주어 결과의 강건성을 확인할 수 있었다.

한편, 기존 연구와 비슷하게 본인의 소득이 증가할수록¹⁰⁾, 주당 근무시간이 짧을수록, 나이가 어릴수록, 여성인 경우, 교육수준이 높을수록, 기혼자인 경우, 사기업 종사자가 아닌 공기업 또는 기타 근로자의 경우에 현재 직업에 대한 만족도가 높게 나타났다. <표 3>에서 나타난 것처럼, 취업제의 수가 높을수록 소득이 높은 특성을 지닌다. 취업제의 수와 소득이 양의 상관관계를 가짐에도 불구하고, 소득을 통제할 경우 취업제의 수는 만족도와 음의 상관관계를 가지며 취업제의 수가 만족도에 부정적인 영향을 끼칠 가능성을 제시한다. 물론 확률효과모형을 사용하여 개인적인 특성을 고려하였지만, 이 결과를 인과관계로 해석하기엔 내생성의 문제가 있을 수 있다. 예컨대 애초에 직업에 만족을 못하는 사람들 혹은 후회를 많이 하는 사람들이 지원도 많이 하고 이직도 많이 하는 경향이 존재할 수 있고, 이로부터 역인과관계가 발생하거나, 내생성의 문제로 과대추정이 생길 수 있다.

한편, 현 직장에 만족하지 못하고 이직을 한 경우에는 반대로 이직 후 직업만족도가 증가할 가능성도 있다. 이 경우에는 취업제의 수를 개인의 구직활동에 대한 성향의 대리변수로 사용될 것이며, 취업제의 수와 직업만족도는 양의 상관관계를 지닐 것이다.

10) 조동훈(2018), 김현수 외(2019) 등.

그러므로 이는 본 연구에서 찾은 음의 상관관계를 과소추정하게 할 가능성이 존재할 것이다.

이를 해결하기 가장 좋은 방법은 취업제의를 외생적으로 변화시키는 요인을 찾는 것이나, 데이터의 한계로 본 연구의 범위를 넘어선다. 가능한 많은 인구통계학적 정보를 통제하고, 개인의 특성을 감안한 확률효과 모형을 사용하여 최대한 비교 가능한 그룹을 보려고 하였으나, 취업제의를의 수는 시간에 따라 변화하지 않는 고정변수이므로 내생성의 문제는 완벽하게 해결이 되지 않는다. 그러므로 본 논문에서 다루는 결과는 인과관계가 아닌 상관관계 정도로 해석을 해야 함에 각별히 유의해야 할 것이다.

그럼에도 불구하고 실증분석 결과 일자리 탐색모형으로 유추할 수 있는 취업제외와 직업만족도 간의 양의 상관관계를 찾을 수 없었고, 이를 행동경제학적으로 해석하는 것이 설득력이 있음을 시사한다. 임금을 통제한 이후 취업제외가 직업만족도와 음의 상관관계를 지니며 이는 구직기간이 길고 취업제외가 많을수록 기회비용이 커질 가능성이 있으며 (거절한 직업 중 가장 좋은 직업이 취업제외가 적은 경우에 비해 더 좋은 직업일 가능성이 크므로) 비용에 대한 만족도가 감소할 가능성이 존재함을 시사한다.

한편, 본 장에서의 실증분석은 매년 직업만족도를 포함한다. 이론적으로는 첫 일자리 취업제외의 수가 첫 일자리의 직업만족도에 미치는 영향을 보기 위해 표본을 첫 일자리를 유지하는 경우에만 한정하는 것이 옳지만, 표본 수의 한계로 매년 직업만족도를 탐색하였다. 현 직장에 만족을 못하고 이직하는 경우에는 이직하여 만족도가 증가할 가능성이 클 것이며, 이는 본 연구의 음의 상관관계 결과를 과소추정하는 방향으로 작동할 것이므로, 결과를 하한선(lower bound) 정도로 해석하여 통계적 유의미함을 강조하고자 한다.

나. 교차항 분석

<표 5>는 위의 <표 4>의 확률효과모형에서 취업제의 변수와 소득, 시간, 성별, 나이, 교육수준 등의 개인 특성 변수 사이의 교차항 분석을 실시한 결과를 제시하고 있다.¹¹⁾ 1열은 소득과의 교차항 분석을 실시한 결과이며, 2열은 시간, 3열은 성별, 4열은 나이, 5열은 교육수준과의 교차항 분석 결과를 보여주고 있다.

11) <표 5>에서는 취업제외의 선형모형의 결과만을 제시하고 있으며, 비선형을 고려한 결과는 <부표 1>로 첨부하였다.

〈표 4〉 직업만족도

log(직업만족도)	pooled		RE	
	(1)	(2)	(3)	(4)
취업제의	-0.00182 (0.00222)	-0.0116** (0.00539)	-0.00450 (0.00389)	-0.0175*** (0.00602)
취업제의 제공		0.000293** (0.000129)		0.000434*** (0.000144)
log(소득)	0.127*** (0.0126)	0.126*** (0.0126)	0.124*** (0.0135)	0.123*** (0.0135)
근로시간	-0.00149*** (0.000409)	-0.00144*** (0.000409)	-0.00128*** (0.000372)	-0.00127*** (0.000371)
여성	0.0797*** (0.0112)	0.0815*** (0.0112)	0.0856*** (0.0125)	0.0886*** (0.0125)
나이	-0.00543*** (0.00175)	-0.00535*** (0.00175)	-0.00458** (0.00202)	-0.00451** (0.00202)
기혼여부	0.0316*** (0.0114)	0.0308*** (0.0114)	0.0311** (0.0127)	0.0304** (0.0126)
교육수준	0.00641** (0.00294)	0.00715** (0.00304)	0.00804*** (0.00306)	0.00860*** (0.00310)
공기업	0.0686*** (0.0153)	0.0678*** (0.0159)	0.0477*** (0.0155)	0.0468*** (0.0156)
기타	0.0507*** (0.0160)	0.0536*** (0.0161)	0.0296* (0.0179)	0.0307* (0.0179)
상수항	0.546*** (0.0827)	0.540*** (0.0831)	0.578*** (0.111)	0.578*** (0.111)
클러스터	O	O	O	O
연도더미	O	O	O	O
지역더미	O	O	O	O
모델검정	11.54***	11.67***	329.09***	341.31***
N	2,947	2,947	2,947	2,947
within-R ²			0.0615	0.0618
between-R ²			0.1879	0.1979
overall-R ²			0.1606	0.1635
R ²	0.1681	0.1709		

주: 괄호 안에 값은 군집표준오차(cluster standard error)를 의미함, *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 각각 의미함, 공기업 종사자, 기타 임금근로자의 레퍼런스 그룹은 사기업 종사자임, 연도더미 및 지역더미 계수는 생략함, 모델검정은 Pooled OLS는 F-test, RE는 χ^2 -test를 의미함.

〈표 5〉 교차항 분석

log(직업만족도)	RE				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
교차항 변수	소득	시간	여성	나이	교육
취업제의	-0.0421** (0.0183)	0.0142 (0.00900)	0.0000751 (0.00108)	-0.0388*** (0.0137)	-0.0734*** (0.0276)
취업제의*교차항	0.00709** (0.00299)	-0.000365** (0.000173)	-0.0239*** (0.00667)	0.00107*** (0.000363)	0.00447** (0.00174)
log(소득)	0.113*** (0.0141)	0.123*** (0.0135)	0.124*** (0.0135)	0.122*** (0.0135)	0.123*** (0.0135)
근로시간	-0.00127*** (0.000370)	-0.000792** (0.000397)	-0.00128*** (0.000373)	-0.00127*** (0.000369)	-0.00126*** (0.000369)
여성	0.0862*** (0.0125)	0.0856*** (0.0125)	0.118*** (0.0143)	0.0868*** (0.0124)	0.0888*** (0.0124)
나이	-0.00462** (0.00201)	-0.00459** (0.00201)	-0.00481** (0.00203)	-0.00586*** (0.00204)	-0.00448** (0.00201)
기혼여부	0.0318** (0.0127)	0.0322** (0.0127)	0.0306** (0.0125)	0.0316** (0.0127)	0.0319** (0.0126)
교육수준	0.00815*** (0.00306)	0.00798*** (0.00305)	0.00823*** (0.00307)	0.00806*** (0.00304)	0.00203 (0.00365)
공기업	0.0480*** (0.0155)	0.0483*** (0.0156)	0.0455*** (0.0155)	0.0478*** (0.0155)	0.0486*** (0.0156)
기타	0.0302* (0.0179)	0.0296* (0.0179)	0.0308* (0.0179)	0.0293* (0.0177)	0.0296* (0.0180)
상수항	0.632*** (0.114)	0.557*** (0.111)	0.586*** (0.112)	0.625*** (0.114)	0.664*** (0.116)
클러스터	O	O	O	O	O
연도더미	O	O	O	O	O
지역더미	O	O	O	O	O
χ^2 -검정	369.34**	335.49**	343.39**	389.78**	342.05**
N	2,947	2,947	2,947	2,947	2,947
within-R ²	0.0623	0.0632	0.0617	0.0630	0.0613
between-R ²	0.1964	0.1902	0.2064	0.1957	0.2000
overall-R ²	0.1654	0.1604	0.1670	0.1648	0.1640

주: 괄호 안에 값은 군집표준오차(cluster standard error)를 의미함, *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 각각 의미함, 공기업 종사자, 기타 임금근로자의 레퍼런스 그룹은 사기업 종사자임, 연도더미 및 지역더미 계수는 생략함.

결과를 분석하기에 앞서 <표 5>에서 제시하고 있는 교차항 모델들이 과연 적합한지를 먼저 판단해보고자 한다. 이를 위해 각 모델에서 취업제의 변수, 교차항 분석에 사용하는 개인 특성 변수, 그리고 교차항 변수 등 세 변수의 유의성을 확인하였다. 그 결과 2월 근로시간 변수와의 교차항 분석과 3월 여성 변수와의 교차항 분석에서는 취업제의 변수가 통계적으로 유의하지 않았으며, 5월 교육수준과의 교차항 분석에서는 교육수준 변수가 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 그러나 취업제의 변수와 교차항 변수를 제외한 나머지 변수들의 경우 <표 5>의 확률효과모형에서의 결과와 일관된 모습을 보임으로써 통제변수들의 강건성을 확인할 수 있었다.

취업제의 변수와 교차항 변수 및 교차항 개인 특성 변수 모두 통계적으로 유의하게 나타난 1월(소득)과 4월(나이)의 결과를 보면, 이때 취업제의 변수는 통계적으로 유의한 음(-)의 효과가 나타났다. 즉, <표 4>의 분석 결과와 다르게 선형효과가 존재하는 것으로 나타났다.¹²⁾

1월 소득과의 교차항 결과를 보면, 취업제의 부정적 효과는 소득이 높아지는 경우 그 영향이 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 일자리탐색 이론과 부합하는 결과로 보여진다. 즉, 취업제의를 구직활동의 결과로 본다면, 취업제의를 증가는 높은 소득으로 이어지고 소득증가에 따라 직업만족도 역시 증가하게 될 것이다. 선택대안으로 보는 경우에는 여러 취업제의 중에서 현재 선택한 직업의 소득이 충분히 클 경우 만족도가 높지만, 반대로 현재 직업의 소득이 충분히 높지 않다면 선택하지 못한 일자리에 대한 아쉬움, 후회 등으로 취업제의를 받지 못한 경우보다 현재 직업에 대한 불만족이 더 커지게 됨을 의미한다. 다른 한편으로는 일반적으로 취업을 하고 시간이 지나면(경력이 쌓이면) 소득이 증가할 것이다. 이 경우 소득이 증가한다는 것은 시간이 흘렀다는 것으로 볼 수 있을 것이며, 시간이 흐름으로 인해 과거 선택하지 못함으로써 겪게 되는 부정적 영향들이 희미해졌다고도 볼 수 있을 것이다.¹³⁾

다음으로 4월 나이와의 교차항 결과를 보면, 취업제의를 받을 때 나이가 많을수록 또는 같은 나이에서 취업제의를 받았을수록 현재 직업에 대한 만족도가 높은 것으로 나타났다. 취업제의를 개인의 구직활동에 대한 성향이 반영된 하나의 변수로 볼 경우 다음과

12) <부표 1>을 보면 소득의 경우 비선형 교차항 결과에서도 취업제의를 통계적으로 유의한 음(-)의 결과가 나타나지만, <표 4>에서 나타나지 않았던 선형효과가 <표 5>에서는 나타난 것에 중점을 두었다.

13) 이러한 해석은 첫 일자리를 계속 유지하는 경우에 가능한 해석으로, 첫 일자리 이후 이직하는 과정의 정보가 빠져있는 현재로서는 단순히 가능성도 있다고만 보아야 한다.

같은 해석이 가능하다. 나이가 증가한다는 것은 첫 직장 이후로 시간이 흘렀다는 것으로 첫 일자리에서 다른 곳으로 이직했을 가능성을 내포하며, 직업만족도가 낮은 사람들이 이직을 더 하게 된다(문영만 외, 2017; 황광훈 2020). 이직하는 과정에서 다시 일자리 탐색과정을 거치게 되고 구직강도가 높은 사람의 취업확률이 더 높으므로, 이직을 통한 직업만족도 상승이 나타날 수 있다. 또한 앞서 소득에서 설명한 바 있듯이 시간이 흐름으로 인해 부정적 영향이 희미해졌다는 시각을 이 결과에도 적용이 가능하다.

라. 성별 비교 분석

노동시장에서 성별 이질성에 관한 여러 연구가 진행되었으며 그 중 직업만족도를 종속 변수로 한 연구 역시 다수 존재한다. 본 연구에서도 성별에 따라 선택대안의 수에 대한 반응이 이질적으로 나타나는지 분석하고자 하였으며 이를 <표 6>에 정리하였다. 모든 분석은 랜덤확률효과 모형을 이용하였으며 취업제외의 선형효과만을 고려하였다.¹⁴⁾ 또한 앞서 분석한 <표 5>의 결과를 바탕으로 교차항 분석은 소득과 나이에 대해서만 제시하였다. <표 6>의 1, 2열은 교차항을 고려하지 않은 기본모형의 결과를 제시하였으며, 3, 4열은 소득과의 교차항, 5, 6열은 나이와의 교차항 분석 결과를 제시하였다. 또한 홀수 열(1,3,5)은 남성을 대상으로 하였으며, 짝수 열(2,4,6)은 여성을 대상으로 한 분석이다.

앞선 분석들의 결과와 마찬가지로 성별에 상관없이 취업제외에 대해서는 일관되게 음(-)의 효과가 나타났으며, 1열 남성 기본모형을 제외한 나머지 모형에서는 통계적으로도 유의하였다. 성별 이질성 비교를 위해 먼저 1열과 2열의 기본모형 결과를 비교해보면, 여성 기혼자의 경우 남성 기혼자와 다르게 직업만족도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 결혼 이후 변화가 남녀가 다르기 때문에 나타났을 수도 있지만, 본 연구에서 사용한 데이터의 특성을 고려할 경우 다른 해석도 가능하다. 일반적으로 기혼 여성의 경우 남성에 비해 전일제 근로자의 비중이 낮은 경향이 있으며, 본 연구에서 사용한 데이터의 경우에도 <표 2>의 기초통계 결과를 보면 남성에 비해 여성 기혼자의 비율이 낮은 것을 알 수 있다. 그러므로 현재 분석에 포함된 여성 기혼자의 경우 상대적으로 양질의 직무를 하고 있을 개연성이 높으며, 이러한 결과가 반영되어 기혼여성의 경우 미혼여성보다 직업 만족도가 높을 수 있다. 또한 남성의 경우에만 사기업 종사자에 비해 공기업 종사자의 직업만족도가 높게 나타났다. 이러한 결과는 사기업과 공기업에서

14) 취업제외의 비선형(제곱항)을 고려한 모형에서는 모든 취업제외의 변수가 통계적으로 유의하지 않게 나타났으며, 그 결과는 <부표 2>에 제시하였다.

〈표 6〉 성별 비교 분석

log(직업만족도)	남	여	남	여	남	여
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
교차항 변수			소득	소득	나이	나이
취업제의	-0.000227 (0.00105)	-0.0250*** (0.00676)	-0.0160** (0.00661)	-0.123*** (0.0427)	-0.0145* (0.00759)	-0.0714** (0.0311)
취업제의*교차항			0.00288** (0.00112)	0.0212** (0.00911)	0.000433* (0.000231)	0.00165 (0.00109)
log(소득)	0.119*** (0.0213)	0.147*** (0.0175)	0.114*** (0.0215)	0.118*** (0.0221)	0.117*** (0.0214)	0.144*** (0.0178)
근로시간	-0.00111*** (0.000407)	-0.00183** (0.000796)	-0.00110*** (0.000405)	-0.00190** (0.000771)	-0.00110*** (0.000405)	-0.00185** (0.000783)
나이	-0.00543* (0.00317)	-0.00514** (0.00260)	-0.00543* (0.00317)	-0.00482* (0.00259)	-0.00597* (0.00320)	-0.00678** (0.00276)
기혼여부	0.0203 (0.0153)	0.0469** (0.0204)	0.0212 (0.0154)	0.0446** (0.0205)	0.0213 (0.0154)	0.0442** (0.0207)
교육수준	0.0141*** (0.00382)	0.00367 (0.00463)	0.0142*** (0.00382)	0.00385 (0.00473)	0.0140*** (0.00384)	0.00432 (0.00461)
공기업	0.0849*** (0.0214)	0.0102 (0.0226)	0.0850*** (0.0215)	0.0115 (0.0221)	0.0852*** (0.0215)	0.00913 (0.0219)
기타	0.0195 (0.0322)	0.0357* (0.0215)	0.0200 (0.0322)	0.0339 (0.0211)	0.0199 (0.0322)	0.0327 (0.0207)
상수항	0.615*** (0.159)	0.555*** (0.145)	0.638*** (0.162)	0.679*** (0.158)	0.637*** (0.162)	0.605*** (0.152)
클러스터	O	O	O	O	O	O
연도더미	O	O	O	O	O	O
지역더미	O	O	O	O	O	O
χ^2 -검정	294.07***	241.87***	456.38***	47.22***	442.78***	251.96***
N	1469	1478	1469	1478	1469	1478
within-R ²	0.0618	0.0789	0.0624	0.0834	0.0627	0.0812
between-R ²	0.2509	0.1892	0.2513	0.1864	0.2489	0.1947
overall-R ²	0.1866	0.1651	0.1874	0.1679	0.1870	0.1689

주: 괄호 안에 값은 군집표준오차(cluster standard error)를 의미함, *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 각각 의미함, 공기업 종사자, 기타 임금근로자의 레퍼런스 그룹은 사기업 종사자임, 연도더미 및 지역더미 계수는 생략함.

의 근무환경이 여성에 비해 남성의 경우 그 차이가 더 크기 때문에 나타난 결과로 보여진다.

다음으로 3열과 4열의 소득 교차항 분석을 보면 남녀 모두 소득과의 상호작용은 양(+)의 관계를 가지며 통계적으로도 유의한 것으로 나타나 <표 5>에서와 같은 동일한 해석이 가능하다. 그러나 취업제의 및 교차항 변수의 계수를 보면 여성이 남성에 비해 7배 이상 큰 것을 확인할 수 있다. 이러한 차이는 남녀 간의 이질성으로 인하여 과거 선택대안의 수로 인한 후회에 대한 비용이 다르기 때문에 나타난 것일 수도 있으나, 정확히 어떤 요인으로 인한 것인지는 본 연구에서 식별할 수 없었다.

마지막으로 5열과 6열 나이와의 교차항 분석을 보면 소득에서와 다르게 남성만이 취업제의, 교차항, 나이 변수 모두 통계적으로 유의하게 나타났다. 앞서 <표 5>에서 나이와의 교차항 분석을 설명할 때와 같이 취업제의를 개인의 구직활동 성향이라 보고 나이가 많아지는 것을 경력이 쌓이는 것과 이직 확률이 증가하는 것으로 볼 수 있다. 분석에 사용한 여성 표본은 상대적으로 남성에 비해 평균 나이가 어리기 때문에 아직 더 좋은 직장으로 이직하지 못한 결과가 반영되어 통계적으로 유의하지 않게 나타났을 수 있다. 또 다른 시각에서는 선택대안의 수에 의한 후회가 시간이 지나면서(나이가 들면서) 차이가 나기 때문으로 볼 수도 있을 것이다. 즉, 남성의 경우 선택을 하고 난 후 초반에 후회의 정도가 심하다가 차차 시간이 지나면서 그 영향이 줄어드는 것으로도 볼 수 있으며, 이 경우 남녀 간의 성별 이질성으로 인한 결과로 해석이 가능할 것이다.

마. 강건성 분석

지금까지 분석에 사용한 종속변수는 현재 직업만족도 변수인 반면 취업제의 변수는 첫 일자리를 선택하기 전에 받은 횡수에 대한 변수이다. 그렇다 보니 첫 일자리에서 이직한 사람의 경우 이전 직장에서의 현재 직장으로 이직하는 사이에 발생한 선택대안에 대한 정보가 빠져있는 상태이다. 그러므로 첫 일자리를 유지 중인 표본만을 대상으로 분석을 해봄으로써 결과의 강건성을 확인하고자 한다. 또한 추가적인 강건성 분석으로 전체 표본과 첫 일자리 표본에 대해서 취업제의 더미변수를 사용한 분석을 실시하였다.

<표 7>은 첫 일자리를 유지 중인 표본을 대상으로 전체 표본과 성별로 구분한 표본에 대해 선형(홀수 열)모형과 비선형(짝수 열)모형으로 분석한 결과를 제시하고 있다. 앞서 <표 4>에서는 취업제의 변수가 비선형의 형태를 가졌던 반면, <표 7>에서는 선형에서만 통계적으로 유의한 음의 관계를 보이고 있다. 취업제의 변수를 제외한 나머지 통제변수

들의 경우 로그소득과 여성 변수를 제외하고는 통계적 유의성이 나타나지 않았으나, 전반적으로 <표 4>와 <표 6>의 결과와 유사한 모습을 보이고 있다.¹⁵⁾

<표 7> 첫 일자리 표본

log(직업만족도) 변수	RE					
	(1) 전체	(2)	(3) 남성		(5) 여성	(6)
취업제의	-0.0175* (0.00922)	-0.0305 (0.0196)	-0.00190 (0.00983)	0.00148 (0.0255)	-0.0462** (0.0192)	-0.105 (0.0662)
취업제의 제공		0.00222 (0.00203)		-0.000473 (0.00241)		0.0186 (0.0174)
log(소득)	0.170*** (0.0515)	0.172*** (0.0521)	0.168** (0.0747)	0.167** (0.0755)	0.176*** (0.0602)	0.175*** (0.0601)
근로시간	-0.000594 (0.000866)	-0.000592 (0.000868)	-0.000786 (0.000969)	-0.000788 (0.000970)	0.000701 (0.00187)	0.000875 (0.00196)
여성	0.0837** (0.0361)	0.0868** (0.0363)				
나이	-0.00485 (0.00429)	-0.00484 (0.00428)	-0.00277 (0.00565)	-0.00273 (0.00570)	-0.00922* (0.00493)	-0.00926* (0.00498)
기혼여부	-0.0132 (0.0415)	-0.0145 (0.0418)	-0.0368 (0.0552)	-0.0362 (0.0559)	0.0354 (0.0581)	0.0385 (0.0569)
교육수준	-0.0108 (0.00820)	-0.00998 (0.00796)	-0.00402 (0.00980)	-0.00436 (0.00980)	-0.0101 (0.0148)	-0.0118 (0.0157)
공기업	0.0200 (0.0362)	0.0196 (0.0364)	0.0899* (0.0512)	0.0893* (0.0517)	-0.0574 (0.0633)	-0.0553 (0.0628)
기타	0.0533 (0.0448)	0.0529 (0.0447)	0.0430 (0.0528)	0.0432 (0.0534)	0.0529 (0.0817)	0.0557 (0.0825)
상수항	0.605*** (0.192)	0.593*** (0.195)	0.448* (0.255)	0.454* (0.259)	0.738*** (0.281)	0.778*** (0.289)
클러스터	O	O	O	O	O	O
χ^2 -검정	38.49***	63.38***	33.53***	79.86***	23.12***	23.88***
N	471	471	278	278	193	193
within-R ²	0.0392	0.0392	0.0478	0.0479	0.0391	0.0392
between-R ²	0.2122	0.2189	0.2649	0.2641	0.2368	0.2476
overall-R ²	0.1770	0.1754	0.2157	0.2154	0.0981	0.0998

주: 괄호 안에 값은 군집표준오차(cluster standard error)를 의미함, *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 각각 의미함, 공기업 종사자, 기타 임금근로자의 레퍼런스 그룹은 사기업 종사자임.

15) 통계적 유의성이 나타나지 않은 이유는 너무 적은 표본을 가지고 분석을 했기 때문으로 사료된다.

〈표 8〉 더미 변수 분석

log(직업만족도)	전체 표본			첫 일자리 표본		
	(1) 전체	(2) 남성	(3) 여성	(4) 전체	(5) 남성	(6) 여성
취업제의_1	-0.00479 (0.0159)	-0.0186 (0.0239)	0.00489 (0.0207)	-0.0359 (0.0457)	-0.0481 (0.0615)	-0.0306 (0.0652)
취업제의_2	-0.00798 (0.0188)	0.0173 (0.0291)	-0.0337 (0.0241)	-0.102* (0.0590)	-0.0129 (0.0823)	-0.203** (0.0827)
취업제의_3	-0.0685*** (0.0256)	-0.0667* (0.0372)	-0.0728** (0.0348)	-0.0450 (0.0600)	0.00437 (0.0740)	-0.0953 (0.0981)
취업제의_4	-0.0345 (0.0412)	0.0210 (0.0906)	-0.0539 (0.0452)	-0.0770 (0.149)		-0.0854 (0.163)
취업제의_5	-0.0565 (0.0599)	0.0411 (0.109)	-0.117* (0.0696)			
취업제의_6	-0.0535 (0.0823)	0.0617 (0.217)	-0.0729 (0.0865)			
취업제의_10	-0.156** (0.0709)	-0.00193 (0.104)	-0.313*** (0.0955)	-0.115 (0.216)	-0.0679 (0.206)	
취업제의_40	0.00536 (0.127)	0.00983 (0.129)				
log(소득)	0.122*** (0.0118)	0.117*** (0.0185)	0.134*** (0.0159)	0.168*** (0.0395)	0.173*** (0.0554)	0.163*** (0.0591)
근로시간	-0.00126*** (0.000324)	-0.00111*** (0.000397)	-0.00165*** (0.000607)	-0.000633 (0.000901)	-0.000822 (0.00102)	0.000746 (0.00247)
여성	0.0842*** (0.0137)			0.0897** (0.0402)		
나이	-0.00453*** (0.00107)	-0.00396** (0.00173)	-0.00571*** (0.00139)	-0.00433 (0.00416)	-0.00293 (0.00542)	-0.00814 (0.00648)
기혼여부	0.0312*** (0.0110)	0.0175 (0.0161)	0.0480*** (0.0152)	-0.0151 (0.0337)	-0.0380 (0.0459)	0.0429 (0.0505)
교육수준	0.00850*** (0.00318)	0.0128*** (0.00466)	0.00386 (0.00434)	-0.0100 (0.00940)	-0.00572 (0.0121)	-0.0121 (0.0166)
공기업	0.0446*** (0.0152)	0.0723*** (0.0233)	0.0157 (0.0201)	0.0174 (0.0381)	0.0907* (0.0502)	-0.0594 (0.0605)
기타	0.0266* (0.0149)	0.0114 (0.0250)	0.0347* (0.0180)	0.0532 (0.0383)	0.0426 (0.0542)	0.0566 (0.0527)
상수항	0.576*** (0.0601)	0.518*** (0.0849)	0.725*** (0.0838)	0.608*** (0.179)	0.470** (0.221)	0.798** (0.342)
χ^2 -검정	132.59***	146.04***	44.27***	31.16***	23.11**	38.49***
N	2947	1469	1478	471	278	193
within-R ²	0.0452	0.0540	0.0397	0.0481	0.0424	0.0392
between-R ²	0.2373	0.1936	0.2269	0.3037	0.2625	0.2122
overall-R ²	0.1628	0.1500	0.1694	0.1968	0.1007	0.1770

주: 괄호 안에 값은 표준오차(standard error)를 의미함, *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 각각 의미함, 공기업 종사자, 기타 임금근로자의 레퍼런스 그룹은 사기업 종사자임.

다음으로 <표 8>은 취업제의 변수의 비선형적 특성을 더 자세히 보기 위해 더미 변수의 형태로 넣고 분석한 결과이다. 1~3열의 결과는 전체 표본을 대상으로 하였으며, 4~6열의 결과는 위의 <표 7>에서와 같이 첫 일자리를 유지 중인 표본만을 대상으로 분석한 결과이다.

취업제의 더미 변수들은 전반적으로 직업만족도에 부정적인 영향을 주는 것으로 나타났다. 일부 양(+)의 부호를 가진 경우에는 통계적으로 유의하지 않은 모습을 보임으로써 취업제의 변수와 직업만족도 사이에는 음(-)의 관계가 있음을 제시한다.

다른 표본들을 사용하거나 변수 구성을 단순화시키는 경우에도 취업제의 수는 항상 일관적으로 직업만족도와 음의 상관관계를 지닌다.

IV. 결론

본 연구는 노동시장에서의 취업제의 수(선택대안의 수)가 증가할 때 개인의 효용(직업만족도)이 꼭 증가하는 것만은 아닐 수 있음을 실증적으로 제시한다. 2000년부터 2017년까지 18년간의 한국노동패널조사 자료를 이용하였으며, 이 중 2000년 자료 기준 만 15세~30세 청년들을 패널로 구성하여 조사 시점 기준으로 재직 중인 전일제 근로자를 대상으로 하였다. 선택대안의 수와 개인의 효용에 대한 대리변수로 각각 취업제의 수와 직업만족도를 사용하였다.

직업탐색모형에 따르면 유보임금이 높을수록 구직기간이 늘어나게 되고 그에 따른 취업제의 수가 증가하여 최종적으로 선택한 일자리의 임금이 높아진다. 임금은 직업만족도를 높이는 가장 중요한 결정요인 중 하나이므로(방하남, 2000; 박지혜 외, 2009; 조동훈, 2018; 김현수 외, 2019), 취업제의 수와 임금이 양(+)의 상관관계를 가진다면, 취업제의 수와 직업만족도 역시 양의 상관관계를 가질 것으로 추론할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 취업제의 수와 직업만족도 사이의 양의 상관관계가 항상 성립하는 것은 아님을 행동경제학적으로 접근하여 실증분석하였다.

실증분석의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 패널분석을 이용한 다양한 방법으로 강건성을 확인해본 결과 취업제의 수는 직업만족도와 음(-)의 관계가 있다. 둘째, 교차항 분석을 통해 살펴본 결과 취업제의 수와 직업만족도의 관계에는 개인 특성(소득, 근로시간, 성

별, 나이, 교육수준 등)에 따른 이질성이 존재한다. 셋째, 성별에 상관없이 모두 현재 직업의 소득에 따라 취업제외의 부정적 영향이 달라졌으나, 그 크기는 남성보다 여성이 큰 것으로 나타난다. 즉 기존 노동시장 연구와 마찬가지로 성별에 따른 이질성이 존재한다.

본 연구의 한계점으로는 분석에 사용한 취업제의 변수가 첫 일자리에만 해당하는 변수이며 제의 들어온 일자리에 대한 정보 부족을 들 수 있다. 즉, 첫 일자리에만 해당함으로 이직을 하는 경우에는 그 의미가 퇴색될 수 있으며, 제의가 들어온 시기, 구직기간, 일자리의 질 등에 대한 정보들을 통제하지 못하였다. 이로 인하여 취업제의 수를 순수한 선택대안의 대리변수로 보기에는 한계가 있으며, 구직활동의 성과로서 개인의 성향을 나타내는 효과가 섞여 있을 수 있다. 또한, 애초에 취업제의 변수는 내생성이 존재할 가능성이 있다. 예를 들어, 동일한 능력을 지닌 두 사람 중 한 사람이 구직활동을 더 적극적으로 한다면, 취업제의는 양적으로 증가할 가능성이 클 것이다. 만약, 이러한 적극적 성향과 직업만족도 간에 상관관계가 존재한다면, 이는 누락 편의(omitted variable bias)를 유발할 가능성이 존재하며 과대추정으로 이어질 수 있고 직업만족도로 이어지는 취업제의의 수의 영향을 완벽하게 독립적으로 볼 수 없을 것이다. 개인적 특성을 최대한 통제하기 위해 직업만족도에 영향을 줄 수 있는 소득, 교육수준 등을 고려하고, 확률효과모형을 이용하였으나, 본 논문에서는 취업제의 수와 직업만족도의 관계를 완벽한 인과관계로 결론짓지 못할 것이다.

위와 같은 한계점을 가짐에도 불구하고 본 연구는 최근 행동경제학에서 제안하는 바와 같이 선택대안의 수가 많더라도 꼭 효용이 증가하는 것만은 아닐 수 있음을 실증분석을 통해 보였다는 것과 기존 유·무형의 상품을 대상으로 이뤄진 연구와 달리 노동시장 일자리를 대상으로 분석했다는 데 가장 큰 의의가 있다. 낮은 직업만족도는 빠른 이직으로 이어질 가능성이 크며(문영만 외, 2017; 황광훈 2020), 노동시장에 불필요한 비용을 발생시켜 효율성을 감소시킬 수 있다는 점에서 충분히 논의할 가치를 지닌다.¹⁶⁾ 또한 노동시장에서 능력 있는 사람이 취업을 위해 여러 곳에 지원을 하고 동시에 합격하는 승자독식(winer takes all) 현상을 어렵지 않게 볼 수 있는데,¹⁷⁾ 하나의 직장에 합격하여 일하

16) 첫 직장 근속연수를 종속변수로 놓고 동일한 분석을 시행하면 취업제외의 수는 음의 값을 가진다. 이는 결국 취업제외의 수는 낮은 직업만족도와 관련이 있으며, 이는 이직을 빠르게 결정하도록 하는 데에 어느 정도 기여한다는 것을 보인다. 그러나 추적 가능한 표본 수는 매우 한정적이므로 (N=61) 통계적 의미를 논의하기엔 부족하다고 판단되어 본 연구에 결과를 따로 제시하지는 않았다.

17) 노동시장에서는 여러 곳에 합격했다 하더라도 단 하나의 직장을 선택해야 하므로 일반적인 승자독식과는 다를 수 있다. 그러나 A회사에 최종합격하여 입사 후, B회사의 최종합격 소식을 듣

는 사람에 비해 여러 곳에 합격한 사람의 효용이 오히려 더 낮을 수 있음을 제시한다. 이와 더불어 정부에서 일반적으로 시행하는 취업 교육 및 구직 지원 프로그램 등에서 구직자에게 무조건 많은 일자리를 제안하는 것보다는 기업이 필요로 하고, 구직자의 능력에 알맞은 일자리를 잘 매칭 시키는 것이 구직자와 기업 모두에게 더 큰 효용으로 이어질 수 있음을 시사한다.

참고문헌

- 권기욱. 「직원 이직률과 기업성과의 관계: 고성과자와 비고성과자의 이직률을 고려한 탐색적 연구」. 『노동정책연구』 16권 1호(2016. 3): 1-26.
- 김동규·한진욱. 「골프 클럽의 선택 대안의 수, 정보탐색, 소비자혼란 및 구매의도 간의 관계」. 『한국스포츠산업경영학회지』 21권 4호(2016. 8): 111-126.
- 김용성. 「고학력 청년층의 미취업 원인과 정책적 대응방안: 일자리 탐색이론을 중심으로」. 『한국개발연구』 34권 3호(2012. 1): 67-94.
- 김현수·정세은. 「비교 소득과 한국의 노동시장의 성별 이질성 분석」. 『EU학연구』 24권 2호(2019. 8): 41-71.
- 나인강. 「이직이 기업성과에 미치는 영향」. 『조직과 인사관리연구』 35권 1호(2011. 2): 23-48.
- 류가연·손용석. 「선택대안의 수가 선택연기에 미치는 영향: 모바일 영화예매 시 선택전략 유형과 조절모드의 조절효과를 중심으로」. 『마케팅연구』 28권 6호(2013. 12): 69-92.
- 문영만·홍장표. 「청년취업자의 기업규모별 이직 결정요인 및 임금효과」. 『산업노동연구』 23권 2호(2017. 6): 195-230.
- 박광표·김동철. 「직무만족과 조직몰입이 삶의 만족에 미치는 영향: 고용관계 특성의 조절효과를 중심으로」. 『노동정책연구』 19권 1호(2019. 3): 59-91.
- 박지우·여정성. 「선택대안 과부하: 다양성에 대한 소비자 인식과 구매 후 감정적 반응을 중심으로」. 『소비자학연구』 25권 6호(2014. 12): 93-113.

고 단기간에(다른 예비합격자가 입사하지 못할 정도로 지난 이후)이직을 한다면, 승자독식으로 인해 사회적 손실(기업들의 인력충원 실패)이 발생하게 된다.

- 박지혜·전용관. 「신규 대졸취업자의 최종학교교육 기여도, 직업기대수준, 급여수준이 직무만족도에 미치는 영향」. 『산업교육연구』 19호(2009. 9): 51-64.
- 박현숙·김월호. 「관광상품 선택과부하가 예상된 후회에 미치는 영향」. 『관광레저연구』 31권 6호(2019. 6): 21-34.
- 방하남. 「직무만족도와 생활만족도의 결정요인과 상호작용효과에 관한연구」. 『노동경제논집』 23권(2000): 133-154.
- 안준기. 「청년층의 노동시장 이행 초기 안정성에 관한 연구」. pp. 1-59. 한국고용정보원, 2015.
- 양애선·강윤희. 「중환자실 신규 간호의 직무 스트레스, 직무만족, 조직몰입, 이직의도」. 『간호과학』 25권 2호(2013. 12): 47-58.
- 양윤·김혜미. 「대안 제시 형태, 대안 수의 크기, 정보처리 양식이 소비자의 선택 과부하에 미치는 영향」. 『한국심리학회지: 소비자·광고』 19권 2호(2018. 5): 429-450
- 이병희. 「노동시장 이행 초기 경험의 지속성에 관한 연구」. 『노동정책연구』 2권 1호(2002. 3): 1-18.
- 임다희·조일형·권기현. 「대졸자의 취업성과 결정요인에 관한 연구: 임금 및 직무만족을 중심으로」. 『GRI 연구논총』 16권 3호(2014. 12): 529-554.
- 제갈돈·김태형. 「지방공무원의 직무만족과 삶의 만족 간의 인과관계에 관한 연구」. 『지방정부연구』 11권 3호(2007. 11): 7-34.
- 조동훈. 「대졸자 청년층 직무만족도 결정요인 분석」. 『산업관계연구』 28권 4호(2018. 12): 151-172.
- 하환호·이영일. 「상품 구색에 따른 선택 어려움과 예상된 후회감이 구매연기 의도에 미치는 영향」. 『상품학연구』 29권 6호(2011. 11): 1-10.
- 하환호·현정석. 「대안의 수와 제시 형태가 소비자의 선택, 비선택에 미치는 영향」. 『한국심리학회지: 소비자·광고』 5권 2호(2004. 7): 29-47.
- 황광훈. 「첫 일자리 이탈 영향요인 분석」. 『노동경제논집』 43권 2호(2020. 6): 41-74.
- Batt, R., and A. J. S. Colvin. "An Employment Systems Approach to Turnover Human Resources Practices, Quits, Dismissals, and Performance." *Academy of Management Journal* 54 (4) (November 2017): 695-717.
- Blau, G. "Testing a Two-dimension Measure of Job Search Behavior." *Organizational Behavior and Human Decision Processes* 59 (2) (August 1994): 288-312.

- Brasel, S. A. "Overwhelming Alternatives." *Stanford University* (2004).
- Eckardt, R., Skaggs, B. C., and M. Youndt. "Turnover and Knowledge Loss: An examination of the differential impact of production manager and workerturnover in service and manufacturing firms." *Journal of Management Studies* 51 (7) (November 2014): 1025-1057.
- Fasolo, B. Carmeci, A. F., and R. Misuraca. "The Effect of Choice Complexity on Perception of Time Spent Choosing: When Choice Takes Longer but Feels Shorter." *Psychology & Marketing* 26 (3) (March 2009): 213-228.
- Gingras, I. "Dealing With Too Much Choice." *Stanford University* (2003).
- Gourville, T. J. and D. Soman. "Overchoice and Assortment Type: When and Why Variety Backfires." *Marketing Science* 24 (3) (August 2005): 382-395.
- Hancock, J. I, Allen, D. G., Bosco, F. A., McDaniel, K. R., and C. A. Pierce. "Meta-analytic Review of Employee Turnover as a Predictor of firm Performance." *Journal of Management* 39 (3) (March 2013): 573-603.
- Hausknecht, J. P. and C. O. Trevor. "Collective Turnover at the Group, Unit, and Organizational Levels: Evidence, Issues, and Implications." *Journal of Management* 37 (1) (January 2011): 352-388.
- Iyengar, S. S. and M. R. Lepper. "When Choice is Demotivating: Can One Desire Too Much of a Good Thing?." *Journal of Personality and Social Psychology* 79 (6) (December 2000): 995-1006.
- Kwon, K., Chung, K., Roh, H., Chadwick, C. and J. J. Lawler. "The Moderating Effects of Organizational Context on the Relationship between Voluntary Turnover and Organizational Performance: Evidence from Korea." *Human Resource Management* 51 (1) (January 2012): 47-70.
- Light, A. and K. McGarry. "Job Change Patterns and the Wages of Young Men." *The Review of Economics and Statistics* 80 (2) (May 1998): 276-286.
- Locke, E.A. "The Nature and Causes of Job Satisfaction." *Handbook of Industrial and Organizational Psychology* 1 (1976): 1297-1343.
- Mogilner, C., Rudnick, T., and S. S. Iyengar. "The Mere Categorization Effect: How the Presence of Categories Increases Choosers' Perceptions of Assortment Variety and

- Outcome Satisfaction.” *Journal of Consumer Research* 35 (2) (August 2008): 202-215.
- Mortensen, Dale, “Job Search and Labor Market Analysis.” *Orley Ashenfelter and Richard Layard, (eds.), Handbook of Labor Economics* 2 (1986): 849-919.
- Neumark D. “Youth Labor Markets in the U.S.: Shopping Around vs Staying put.” *NBER Working Paper* No.6581 (May 2002).
- Pissarides, Christopher A. “Equilibrium Unemployment Theory.” *The MIT Press, Cambridge* (2000).
- Reutskaja, E and R. M. Hogarth. “Satisfaction in Choice as a Function of the Number of Alternatives: When “Goods Satiated”.” *Psychology and Marketing* 26 (3) (March 2009): 197-203.
- Schwartz, B. “The paradox of choice: Why more is less.” *New York: Harper Collins* (2004).
- Settle, R. B., and L. L. Golden. “Consumer Perceptions: Overchoice in the Market Place.” *Advances in Consumer Research* 1 (March 1974): 29-37.
- Wanberg, C.R., Kanfer, R., and J.T. Banas. “Predictors and Outcomes of Networking Intensity among Unemployed Job Seekers.” *Journal of Applied Psychology* 85 (4) (August 2000): 491-503.

〈부표 1〉 비선형 교차항 분석

log(직업만족도) 교차항 변수	RE				
	(1) 소득	(2) 시간	(3) 여성	(4) 나이	(5) 교육
취업제의	-0.103*** (0.0365)	0.00699 (0.0189)	-0.00336 (0.00691)	-0.0575** (0.0229)	-0.0338 (0.0495)
취업제의2	0.00216** (0.000896)	0.000187 (0.000455)	0.0000979 (0.000169)	0.000970* (0.000562)	-0.00383 (0.00699)
취업제의*교차항	0.0180** (0.00737)	-0.000481 (0.000366)	-0.00979 (0.0126)	0.00139* (0.000766)	0.00138 (0.00319)
취업제의2*교차항	-0.000374** (0.000181)	0.00000493 (0.00000889)	-0.00187 (0.00147)	-0.0000206 (0.0000188)	0.000258 (0.000438)
log(소득)	0.101*** (0.0157)	0.123*** (0.0135)	0.123*** (0.0135)	0.122*** (0.0135)	0.123*** (0.0135)
근로시간	-0.00128*** (0.000369)	-0.000648 (0.000518)	-0.00128*** (0.000372)	-0.00127*** (0.000369)	-0.00126*** (0.000370)
여성	0.0889*** (0.0125)	0.0889*** (0.0125)	0.107*** (0.0167)	0.0894*** (0.0125)	0.0892*** (0.0126)
나이	-0.00457** (0.00202)	-0.00452** (0.00201)	-0.00477** (0.00201)	-0.00611*** (0.00212)	-0.00456** (0.00201)
기혼여부	0.0308** (0.0126)	0.0314** (0.0126)	0.0299** (0.0126)	0.0306** (0.0126)	0.0310** (0.0126)
교육수준	0.00816*** (0.00314)	0.00850*** (0.00310)	0.00836*** (0.00307)	0.00837*** (0.00310)	0.00552 (0.00411)
공기업	0.0474*** (0.0155)	0.0474*** (0.0157)	0.0461*** (0.0156)	0.0470*** (0.0155)	0.0477*** (0.0156)
기타	0.0307* (0.0179)	0.0306* (0.0179)	0.0307* (0.0179)	0.0298* (0.0177)	0.0302* (0.0179)
상수항	0.690*** (0.121)	0.550*** (0.112)	0.585*** (0.112)	0.631*** (0.117)	0.623*** (0.119)
클러스터	O	O	O	O	O
연도더미	O	O	O	O	O
지역더미	O	O	O	O	O
χ^2 -검정	2603.33***	930.57***	393.64***	1420.93***	360.51***
N	2,947	2,947	2,947	2,947	2,947
within-R ²	0.0636	0.0636	0.0617	0.0636	0.0615
between-R ²	0.1991	0.2003	0.2078	0.1987	0.2023
overall-R ²	0.1681	0.1630	0.1681	0.1666	0.1650

주. 괄호 안에 값은 군집표준오차(cluster standard error)를 의미함, *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 각각 의미함, 공기업 종사자, 기타 임금근로자의 레퍼런스 그룹은 사기업 종사자임, 연도더미 및 지역더미 계수는 생략함,

〈부표 2〉 비선형 성별 분석

log(직업만족도) 교차항 변수	남		여		남		여	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(5)	(6)
			소득		나이			
취업제의	-0.00422 (0.00647)	-0.0159 (0.0120)	-0.0301 (0.0459)	-0.0992 (0.0944)	-0.00778 (0.0270)	-0.0171 (0.0615)		
취업제의2	0.000111 (0.000158)	-0.00149 (0.00150)	0.000420 (0.00113)	-0.00397 (0.0169)	-0.000208 (0.000659)	-0.0121 (0.0147)		
취업제의*교차항			0.00524 (0.00901)	0.0174 (0.0201)	0.000128 (0.000905)	-0.0000655 (0.00223)		
취업제의2*교차항			-0.0000700 (0.000222)	0.000648 (0.00369)	0.0000901 (0.0000220)	0.000406 (0.000546)		
log(소득)	0.118*** (0.0213)	0.147*** (0.0176)	0.111*** (0.0219)	0.121*** (0.0244)	0.117*** (0.0214)	0.145*** (0.0177)		
근로시간	-0.00111*** (0.000406)	-0.00184** (0.000795)	-0.00110*** (0.000405)	-0.00190** (0.000771)	-0.00110*** (0.000405)	-0.00187** (0.000779)		
나이	-0.00534* (0.00314)	-0.00515** (0.00259)	-0.00539* (0.00316)	-0.00485* (0.00258)	-0.00555* (0.00330)	-0.00588** (0.00291)		
기혼여부	0.0200 (0.0153)	0.0459** (0.0206)	0.0210 (0.0154)	0.0441** (0.0206)	0.0209 (0.0154)	0.0442** (0.0208)		
교육수준	0.0144*** (0.00387)	0.00365 (0.00460)	0.0142*** (0.00397)	0.00382 (0.00470)	0.0144*** (0.00407)	0.00404 (0.00458)		
공기업	0.0852*** (0.0216)	0.0114 (0.0228)	0.0849*** (0.0217)	0.0121 (0.0223)	0.0850*** (0.0216)	0.00919 (0.0223)		
기타	0.0198 (0.0321)	0.0356* (0.0214)	0.0201 (0.0322)	0.0337 (0.0210)	0.0197 (0.0322)	0.0308 (0.0203)		
상수항	0.609*** (0.159)	0.549*** (0.143)	0.649*** (0.170)	0.662*** (0.166)	0.622*** (0.165)	0.575*** (0.154)		
클러스터	O	O	O	O	O	O		
연도더미	O	O	O	O	O	O		
지역더미	O	O	O	O	O	O		
χ^2 -검정	312.87***	47.15***	29,812***	249.70***	9,842***	258.11***		
N	1469	1478	1469	1478	1469	1478		
within-R ²	0.0619	0.0784	0.0624	0.0831	0.0628	0.0798		
between-R ²	0.2516	0.1921	0.2506	0.1882	0.2504	0.2040		
overall-R ²	0.1867	0.1674	0.1875	0.1691	0.1870	0.1716		

주: 괄호 안에 값은 군집표준오차(cluster standard error)를 의미함, *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01을 각각 의미함, 공기업 종사자, 기타 임금근로자의 레퍼런스 그룹은 사기업 종사자임, 연도더미 및 지역더미 계수는 생략함,

Number of Job Offers and Satisfaction*

Hyun Soo Kim** · SeEun Jung***

This study empirically investigates the possible negative relationship between the number of job offers and the job satisfaction in the Korean labor market, using the Korea Labor Income Panel Study, where the number of job offers of young workers are collected in the third wave. Results show that the number of job offers is negatively related to every year job satisfaction, this effect is smaller for higher earning and older individuals, and there is a gender heterogeneity. We discuss that having more job offers does not necessarily increase the workers' utility, which is a general monotonic assumption in the traditional economics. We suggest that having a large number of job offers allowing them to choose the best option can be inefficient itself, and therefore it is better to focus on qualitative matching rather than increasing just the absolute number of job opportunities.

Keywords: choice paradox, job satisfaction, job offers

* This work was supported by Inha Research Grant No.61523-01.

** First Author: Ph.D. Candidate, Department of Economics, Inha University 100 Inharo Incheon South Korea, email: hskim150920@gmail.com

*** Corresponding Author: Assistant Professor, Department of Economics, Inha University, 100 Inharo Incheon South Korea, email: jse@inha.ac.kr