

## 청년층 직업탐색에서의 ‘엄친아효과’에 대한 실증연구

배진한

(충남대학교 경제학과 교수)

An Empirical Study on the “Effects of My Mom’s Friend’s Son”  
in the Job Search Process of Youths

Jin Han Bai

(Professor, Department of Economics, Chungnam National University)

\* 본 논문은 2010년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었다(NRF-2010-327-B00091). 필자는 한국노동경제학회 2013년 2월 정기학술대회에서 지정토론자였던 고려대학교 최형재 교수의 훌륭한 논평과 익명의 검토자 두 분의 유익한 심사평에 진심으로 감사드리며, 그래도 남아 있는 오류는 전적으로 필자의 책임임을 밝혀 두고자 한다.

배진한: (e-mail) jinhb@cnu.ac.kr (address) Department of Economics, Chungnam National University, 99, Daehak-ro, Yuseong-gu, Daejeon, 305-764, Korea.

- Key Word: 직업탐색이론(Job Search Theory), 엄친아효과(The Effects of My Mom’s Friend’s Son), 상대여가(Relative Leisure), 미취업탈출확률(Hazard Function of Pre-employment Duration)
- JEL Code: J64
- Received: 2014. 2. 10      • Referee Process Started: 2014. 2. 13
- Referee Reports Completed: 2014. 8. 25

## ABSTRACT

After analyzing and finding the explaining factors about the “Effect of My Mom’s Friend’s Son (MMFS Effect)” with online-surveyed data, we introduce this concept into the conventional job search theory to develop it further. We try to estimate its effects on the hazard rate of youth pre-employment duration with some proxy variables such as his/her parents’ schooling, living with parents dummy, increasing rate of consumer price index representing the burdens of parents, monthly temporary/daily workers ratio, relative ratio of quarterly 90th percentile urban household income, monthly average wage differentials between the workers of large and small firms, etc. The results confirm us the fact that so called “MMFS Effect” has been effective enough and strengthened up to recently. The conventional job search theory should be extended to be able to introduce the influencing effects of other person’s success, for instance MMFS’s success, on the job search behavior of youths, too.

본 연구는 엄친아효과의 존재를 설명하는 요소들에 관한 온라인서베이 자료에 기초하여 기존 직업탐색이론의 확장을 시도하였다. 외환위기 이후 한 단계 높아진 청년층 실업률이 계속 유지되고 있는 현실과 관련하여 이론적으로 소위 ‘엄친아효과’라는 개념을 직업탐색모형에 도입하여, 이러한 모형으로 부모의 학력, 부모와의 동거, 청년층 생활지원비 부담의 증가 등 청년층 구직환경 차이와 임금불평등 또는 임금격차의 심화, 임시·일용직의 확산 등 노동시장 이중구조의 심화가 청년층의 미취업기간 연장과 실업률 상승을 초래할 수 있음을 설명하고, 이에 기초한 정책 함의를 도출해 내고자 하였다.

회귀분석 결과 엄친아효과가 기존 통계자료로도 확실하게 식별되며 최근 더욱 분명해졌다는 점이 확인되고 있다. 정책 함의들로는, 첫째 청년층의 미취업기간 단축과 실업탈출을 위해서 임금이나 일자리 질 격차의 확대는 전혀 바람직하지 못하다는 점, 둘째 엄친아효과의 영향을 받는 의중임금의 경직성 때문에 단순한 노동시장 정보의 제공 등만으로는 청년층 실업문제 해결에 효과적인 도움을 주기가 어렵다는 점, 셋째 대학 등 교육기관의 과감한 구조조정과 특성화, 엄격한 성적평가 등에 의한 고등교육 시그널 기능의 강화, 그리고 산업현장 수요에 부응하는 직업교육 트랙 심화 등이 필요하다는 점, 넷째 이러한 연구를 기초로 직업탐색이론도 엄친아효과를 도입·확장하는 방향으로 발전해 가야 한다는 점 등을 도출해 낼 수 있었다.

## I. 서론

최근 청년층 노동시장에는 몇 가지 중요한 변화들이 나타나고 있다. 지난 1997년 외환위기 이후 청년층 실업률이 한 단계 높아진 상태를 계속 유지하면서 학력 간 인력수급 미스매치가 매우 심각한 상태를 지속하고 있다는 점이 그 한 가지이다. 일부 학자들은 이를 청년층 눈높이의 경직성 문제로 해석하기도 하지만 그 눈높이가 왜 경직적인지는 잘 밝혀져 있지 않다. 청년층 사이에 소위 'NEET층'이 확산되고 있다는 점도 자주 지적되고 있다. 이에 대해서도 여전히 노동시장이 효율적으로 작동하지 못하고 있다는 원론적인 주장 외에 별다른 설득력 있는 설명이 제시되지 못하고 있다. 이러한 청년층 노동시장의 추세는 세계적으로도 공통적인 현상이 되고 있는데, 예컨대 OECD 국가들의 15~24세 청년층 평균실업률은 2000년 12.1%에서 2012년 16.3%로 상승하였다(OECD [2013], p.245).

우리나라 청년층 노동시장에서 특히 외환위기 이후 임금격차와 임금불평등이 심화되어 왔다는 사실도 중요한 한 가지 특징적인 변화이다. 그런데 이러한 임금불평등이 청년층 실업에 어떤 영향을 주는지는 충분히 분석되고 있지 못하다. 그리고 특히 최근에는 노동시장에 진입 가능한 신규 고졸학력 청년층의 공급이 빠르게 증가하는 현상도 나타나고 있다.

그럼에도 불구하고 지금까지의 직업탐색이론은 이러한 청년층 노동시장에서의 주요한 변화들을 잘 설명해 주지 못하고 있다. 본 연구에서 우리는 청년층 실업 현상을 직업탐색이론으로 설명하기 위하여 구직자 효용함수와 의중임금(reservation wage)함수에 엄친아(훌륭한 엄마 친구 아들)효과 변수를 도입하고자 한다. 이러한 모형으로 노동시장에서 임금불평등의 심화, 비정규직의 확산 등 이중구조의 심화가 전개되는 지구촌화·지식정보화 경제에서의 청년층 눈높이의 경직성, NEET층의 확산, 청년층 미취업기간의 장기화, 그리고 이에 따른 높은 청년층 실업률의 지속 현상 등을 설명하고 온라인 조사 자료와 기존 통계자료들로 실증분석하여 분석 결과로부터 몇 가지 의미 있는 정책 함의들도 도출해 내하고자 한다.

## Ⅱ. 최근 나타난 청년층 실업에서의 몇 가지 특징적 현상들

### 1. 학력 간 인력수급 미스매치의 심화

1997년 외환위기 이후 한 단계 높아진 청년층 실업률 수준이 이전 수준으로 돌아가지 않는 소위 실업률에서의 '이력 현상(hysteresis)'<sup>1</sup>과 함께 최근 우리나라 노동시장에서 학력 간 인력수급 미스매치가 심각할 뿐 아니라 더욱 심화되는 모습이 발견되고 있다. 미스매치의 정도는 <Table 1>에 따를 때 특히 4년제 대졸 이상 노동력에서 매우 심각한 수준이다.

표에 따를 때 몇 가지 흥미로운 점들이 발견된다. 첫째, 4년제 대졸자들과 대학원 졸업자들의 경우 신규 구직자 수에 비해 신규 구인자 수가 지나치게 낮다. 뿐만 아니라 2005년경부터 그동안 고졸 이하의 구인배율이 계속 상승하는 추세였지만 전문대졸 이상부터는 계속 하락하는 추세를 보여주고 있다. 그리하여 <Table 1>에 의하면 2012년 구인배율이 고졸 이하 1.04, 전문대졸 0.26, 4년제 대졸 0.05, 대학원졸 이상 0.03이다. 물론 학력별 구인배율 수준에 있어서는 워크넷 직업 정보망이 특히 고학력인력을 구하는 구인기업들의 경우 다른 대안들이 별로 없을 때 찾게 되는 후순위 구인수단이라는 점 때문에 적지 않은 한계를 가질 수 있다.<sup>2</sup>

그런데 이와 같은 학력 간 미스매치 상황은 앞으로 청년층의 급속한 고학력화 때문에 결국 산업 간, 직종 간, 연령 간 인력수급 미스매치 상황으로 전개될 수도 있을 것이다.

---

1 실업률(고용률) 등이 외부충격에 의해 영향을 받아 변동한 후 그 충격이 사라지더라도 원래 수준으로 회복되지 못하는 현상을 노동시장의 '이력 현상(hysteresis)'이라고 하는데, 이는 대체로 국가, 산업, 경기민감도 등에 따라 다르게 나타난다고 한다(김용[2009]).

2 대졸 이상의 구인배율이 지나치게 낮다는 느낌 때문에 학력별 워크넷 이용 정도를 2011년 통계청의 「지역별고용조사」(3/4분기분, 표본크기 20만가구에 접근함) 원자료(통계청[2012])로 확인해 본 결과 구직자들(전국 전 연령층 포함) 중 학력별로 공공직업알선기관(대체로 워크넷 자료에 포착될 수 있다)을 이용하여 구직하는 비율이 고졸 이하 12.9%(표본가중치 적용한 추정 인원수 4만 4천명), 전문대졸 12.2%(표본가중치 적용한 추정 인원수 1만명), 대졸 15.0%(표본가중치 적용한 추정 인원수 2만명), 대학원졸 이상 11.7%(표본가중치 적용한 추정 인원수 2천명) 수준이었다. 고졸 이하 구직자의 절대수가 훨씬 많기는 하지만 이 자료에 의하더라도 구직자들의 워크넷 이용비율 면에서는 학력별로 그렇게 큰 차이가 나는 것은 아니라는 점을 알 수 있다. 그렇지만 구인기업들의 학력별 채용인원의 워크넷 이용비율은 이 자료로는 알 수 없기 때문에 여전히 문제는 남아 있다. 만약 우량기업들이 고학력자 채용에서 워크넷을 이용하는 비율이 훨씬 낮다면 워크넷 자료에서 발견되는 고학력자의 낮은 구인배율은 현실을 충분히 반영하지 못한다고 할 수 있겠다. 그러나 기업들의 행태구조에 시간적 변화가 없었다면 그 구인배율 하락 추세는 우리에게 의미 있는 정보를 나름대로 제공한다고 할 수 있다.

<Table 1> Recent Trend of Yearly Averages of Vacancy Unemployment Ratio, Getting Job Ratio, and Hiring Vacancy Ratio

(Unit: In Person, %)

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	New job seekers in 2012	Shares (%)
V-U ratio	High school and under	0.66	0.63	0.67	0.70	0.62	0.91	0.95	1.04	2,047,835	60.56
	Polytechnic	0.44	0.43	0.45	0.43	0.25	0.31	0.31	0.26	579,787	17.15
	University	0.09	0.08	0.08	0.07	0.06	0.07	0.06	0.05	705,021	20.85
	Graduate school and over	0.06	0.07	0.06	0.06	0.05	0.06	0.04	0.03	48,681	1.44
	Total	0.51	0.49	0.52	0.53	0.45	0.64	0.66	0.68	3,381,324	100.00
										Getting job in 2012	Shares (%)
G-J ratio (%)	High school and under	23.7	25.2	25.5	25.9	26.0	27.6	29.4	37.0	758,041	63.41
	Polytechnic	27.2	28.2	29.7	29.7	28.3	29.7	29.8	33.4	193,910	16.22
	University	25.2	26.1	27.4	27.6	26.9	27.7	28.1	32.2	227,199	19.01
	Graduate school and over	24.2	26.7	28.2	26.2	26.5	25.1	26.3	33.4	16,272	1.36
	Total	24.6	25.9	26.6	26.9	26.6	27.9	29.1	35.4	1,195,422	100.00
										New vacancy in 2012	Shares (%)
H-V ratio (%)	High school and under	35.7	39.9	38.2	36.9	41.8	30.3	30.9	35.8	2,119,716	91.85
	Polytechnic	61.4	65.3	65.4	69.6	113.5	97.0	97.2	129.9	149,288	6.47
	University	277.8	325.0	342.5	390.9	458.8	418.1	475.9	610.6	37,207	1.61
	Graduate school and over	377.7	409.2	450.7	413.5	526.6	437.7	749.1	1,085.5	1,499	0.06
	Total	47.9	53.0	51.6	50.9	59.4	43.6	44.4	51.8	2,307,710	100.00

Note: The number of vacancy-unemployment is on the basis of new vacancy and new unemployment. On the yearly sum of 12 months basis, getting job ratio(or hazard rate of unemployment) is the percentage of the number of getting job relative to the number of new job seekers, hiring vacancy ratio is that of the number of getting job relative to the number of new vacancy in each year. The 'Education Free' category in new vacancy means that education level itself is not important in hiring workers, so this category is included in that of 'High School and under'.

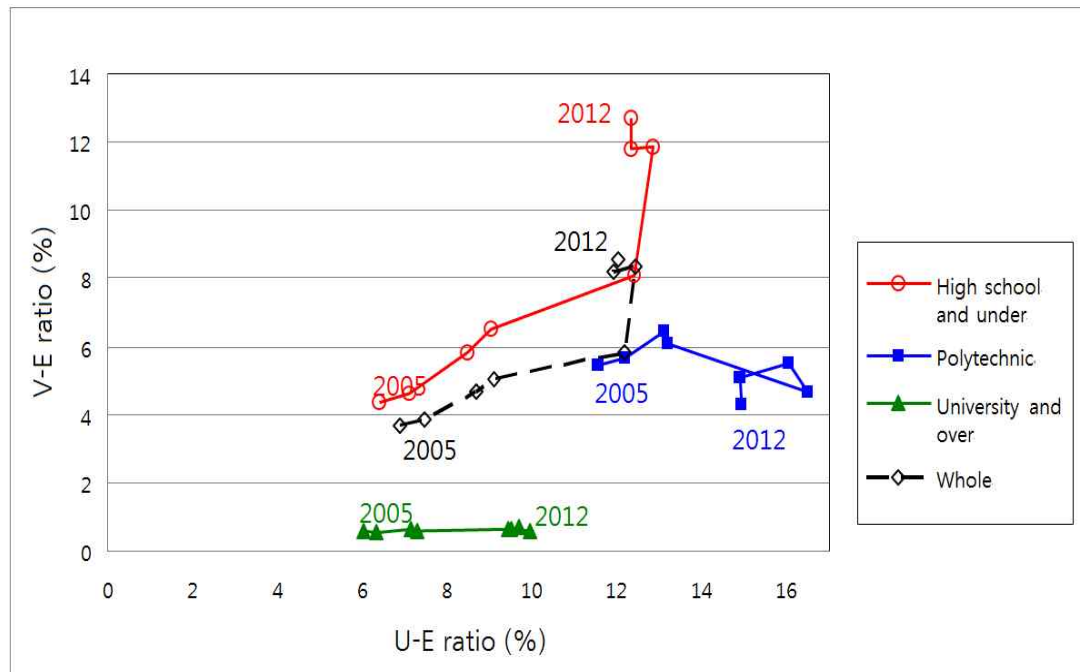
Source: WorkNet data of the Korea Employment Information Service (<http://www.keis.or.kr>, accessed: 2013. 3. 13).

왜냐하면 이 현상이 고학력 청년층이 중소기업과 제조업 생산현장 또는 3D업종 일자리를 기피하고 비정규직 일자리를 기피한다는 사실과 밀접히 관련되어 있는 것으로 보이기 때문이다. 산업 간, 직종 간, 연령 간 인력수급 미스매치는 대부분 학력 간 인력수급 미스매치의 약간 다른 얼굴일 뿐이라고 할 수 있다.

학력별 Beveridge 곡선상의 점들을 나타내는 [Figure 1]에 의하면 고졸 이하 범주는 최근 구인율이 계속 높아져 왔지만 전문대졸과 대졸 이상의 범주는 구인율은 거의 높아지지 않고 대신 구직률만 높아져 왔다는 것을 잘 알 수 있다.

둘째, 그렇지만 취업률 실적은 학력별로 큰 차이를 보이지 않는데, 구인기업들의 구인 내용에서 '학력 무관'이라는 범주가 대부분 꼭 대졸자가 아니라도 얼마든지 해낼 수 있는 일자리라는 것을 의미한다고 본다면, 이는 바로 많은 대졸 이상 인력이 상당한 탐색

[Figure 1] Beveridge Curves by Education Level (2005~12)



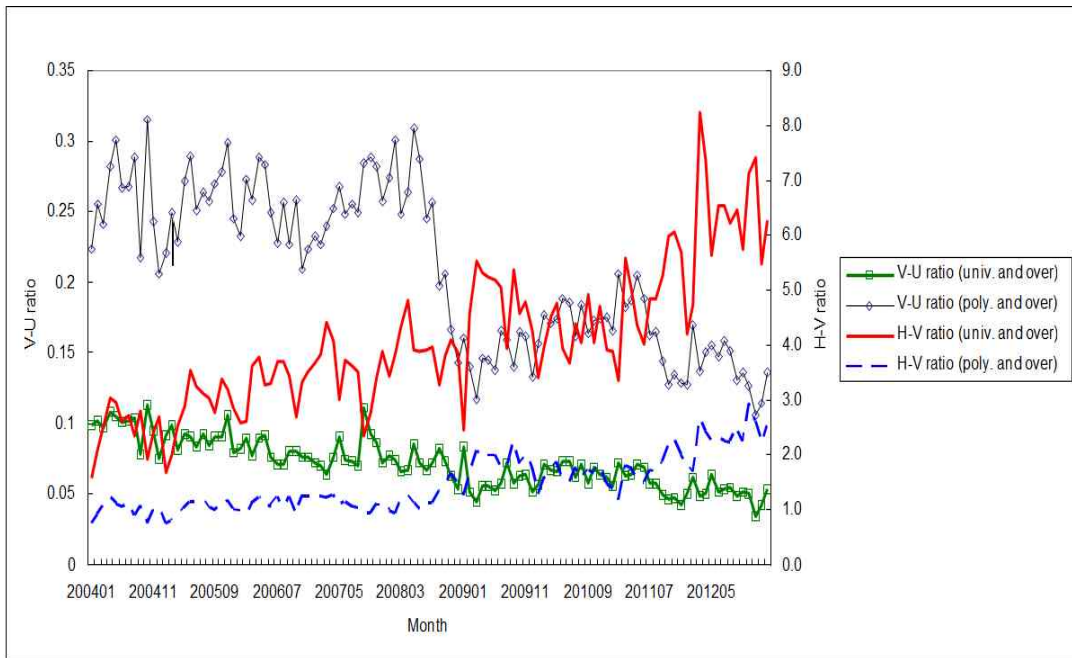
Note: Here, vacancy employment ratio and unemployment employment ratio mean, on the yearly sum of 12 months basis, the percentage of new vacancy ÷ (new vacancy + total stock of employment) and the percentage of new unemployment ÷ (new unemployment + total stock of employment), respectively.

Source: Figured by synthesizing KOSIS data of the Statistics Korea (<http://kostat.go.kr>, accessed: 2013. 3. 20) and WorkNet data of the Korea Employment Information Service (<http://www.keis.or.kr>, accessed: 2013. 3. 13).

기간을 거치면서 이러한 학력 무관 일자리로 하향취업해 가기 때문으로 추정된다.

셋째, 따라서 기업, 즉 구인자 입장에서 볼 때 구인성공률은 계속 빠르게 상승하는 추세를 보여 왔으며, 2012년의 경우 4년제 대졸 611%, 대학원졸 1,086%에까지 이르러서 기업들은 인력확보에 매우 유리한 환경을 맞고 있다고 해석할 수 있다. 그런데 이러한 구인자, 즉 기업 측에서 보는 구인성공률은 우리나라의 경우 다르게 표현하면 대졸인력의 하향취업지표의 성격도 지니고 있다고 해석할 수 있다. 왜냐하면 취업률은 바로 구인배율과 구인성공률의 곱으로 표현되는데, 대졸인력의 경우 구인배율이 극히 낮고 또 빠르게 하락하는 추세로 보임에도 불구하고 취업률이 견조세를 유지하는 것은 구인배율의 하락을 상쇄하는 정도의 대졸인력 하향취업경향이 존재하였기 때문이다. 이를 잘 나타내는 지표가 바로 구인성공률이라는 것이고, 이는 [Figure 2]에서도 잘 나타나고 있다.

[Figure 2] Recent Trends of Vacancy Unemployment Ratio and Hiring Vacancy Ratio



Source: WorkNet data of the Korea Employment Information Service(<http://www.keis.or.kr>, accessed: 2013. 3. 13).

## 2. NEET층의 확산

남재량(2006; 2012)의 연구에서는 최근 우리나라 청년층에서도 NEET층이 빠르게 확산되고 있다는 것을 발견하였다.<sup>3</sup> <Table 2>에 의하면 2011년까지 구직에 참가도 하지 않는 청년 NEET층이 계속 증가하고 있음이 발견된다. 15~34세 인구 중 비구직 NEET층의 비중이 2003년 5.1%에서 2011년 7.5%로 증가하였고, 또한 이들 중 대졸 이상 청년층의 비중 역시 같은 기간 16.3%에서 25.3%로 상승하였다. 그러면서 휴학 중인 청년층의 비중도 6.5%에서 8.2%로 증가하였다. 즉, 점점 더 많은 고학력 청년층이 최근 휴학상태에 있거나 NEET 상태에 빠져 있다는 사실이 포착되고 있는 것이다. 이러한 NEET층 증가 추세의 원인이 무엇인지 아직 정확히 밝혀지지는 않았지만, 그것은 노동시장이 효율적으로 작동하지 못한 탓이라기보다는 뭔가 체계적인 원인으로 인해 만족스러운 일자리가 잘 구해지지 않기 때문이라는 사실, 그리고 이러한 현상이 특히 대졸 청년층에서 심화되고 있다는 사실과 밀접히 연관되어 있을 것으로 추측된다.

<Table 2> Recent Increasing Trends of Young NEET People and Students in Leave of Absence

(Unit: In Thousand, %)

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Population of age 15~34 (A)	14,759	14,504	14,162	13,937	13,787	13,696	13,618	13,545	13,468
NEET not in job seeking (B) (B/A, %)	751 (5.1)	806 (5.6)	873 (6.2)	881 (6.3)	891 (6.5)	918 (6.7)	973 (7.1)	996 (7.3)	1,008 (7.5)
Univ. graduate and over (C) (C/B, %)	122 (16.3)	148 (18.3)	169 (19.3)	197 (22.4)	230 (25.8)	236 (25.7)	227 (23.3)	251 (25.2)	255 (25.3)
Ratio of youth (18~29) in leave of absence (%)	6.5	7.2	7.6	7.5	7.1	6.9	7.7	8.1	8.2

Source: By synthesizing <Table 1> and <Table 5> of Nam (2012), and <Table 5> of Keum (2012).

<sup>3</sup> 'NEET(Youth Neither in Employment, Nor in Education or Training)'의 정의는 문헌들에 의하면 '취업하지도, 교육이나 직업훈련을 받고 있지도 않은 청년층'을 지칭한다(The Social Exclusion Unit [1999]; 日本 總務省[2004]; 남재량[2006]).



### 3. 고학력 청년층 임금분포의 변화

다음으로 우리나라 노동시장에서 고학력 청년층, 즉 4년제 대졸 청년층의 임금분포 변화를 살펴본다. 이는 기존의 직업탐색이론이 전통적으로 노동시장의 임금분포는 불변이거나 또는 주어진 것으로 가정하여 왔다(Mortensen[1986])<sup>4</sup>는 점을 염두에 둘 때 매우 중요한 노동시장 현실의 측면이다.

통계청이 발표하고 있는 우리나라 도시가구(가구원 수 2인 이상)들의 시장소득 분배의 지니계수 변화 추이를 살펴보면, 외환위기 이전에는 이 값들이 0.28 이내에서 횡보하고 있었지만 외환위기 즈음에 한 단계 점프하여 0.3 근방이 되었다가 최근 다시 0.32 정도까지 높아졌다는 것을 알 수 있다. Nho(2009)는 최근 4~5년간의 이러한 지니계수 변화가 통계적으로 유의하다는 분석 결과를 내놓고 있다. 노동시장에서의 임금격차도 학력별로, 사업장 규모별·직종별로 최근까지 조금씩 확대되었다는 점이 발견된다. 특히 기업규모별 임금격차의 확대가 두드러지고 있었다(배진한[2010a]).

그런데 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」 자료에 근거한 본 연구의 계산작업에 따르면 1994년 이후 우리나라 전체 임금근로자와 30세 미만 대졸 임금근로자의 임금분포의 지니계수도 뚜렷하게 상승하여 그동안 임금분포의 불평등이 실제 상당히 확대되었다는 것을 확인할 수 있다.

〈Table 3〉을 보면 외환위기가 있었던 1998년까지는 전체 임금분포의 지니계수가 하락하다가 외환위기 이후 상승하기 시작하여 2011년까지도 계속 상승하는 추세를 보여주고 있음을 알 수 있다. 아울러 표에는 30세 미만 대졸 청년층의 임금분포 지니계수와 이를 다시 남자와 여자로 나누어 구한 지니계수도 제시되고 있다. 대졸 청년층 임금분포의 불평등이 전체 임금근로자의 경우보다는 낮지만 그 시간적 변화 추세는 유사하다. 남녀 간의 차이를 살펴보면 여자의 경우 과거에는 불평등이 남자에 비해 상대적으로 컸지만 최근에는 남녀 간에 큰 차이가 없어지게 되었다는 점이 발견된다.

임금분포 자료에 근거하여 각 임금분포 십분위별 월평균임금(전체 평균임금 대비 비율로 표시) 수준의 변화를 정리하여 나타낸 것이 [Figure 3]이다. 그림에 따르면 고임금계층인 제9십분위와 제10십분위층의 임금수준은 최근으로 올수록 상대적으로 계속 높아지고

---

4 임금제외의 분포나 임금제의 수의 분포는 시간이 경과하여도 변화하지 않으며 직업탐색자에게 미리 알려져 있다고 흔히 가정된다. 또한 한번 제시된 임금제외를 거부하면 그 임금제외는 다시 되돌릴 수 없다(no recall)고 가정된다.

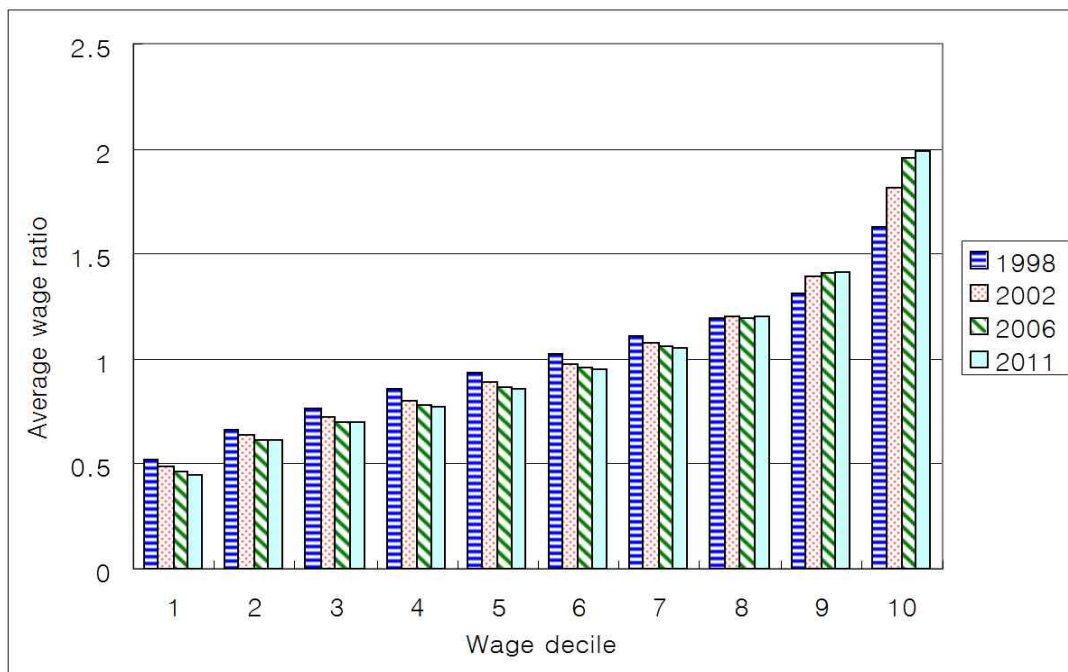
<Table 3> Trend in Gini Coefficients of Wage Distribution

	Whole employee	University graduates under 30 years		
		Whole	Men	Women
1994	0,34827	0,24033	0,24312	0,20644
1996	0,28832	0,19543	0,18450	0,22561
1998	0,28678	0,18638	0,17790	0,19810
2002	0,31111	0,22259	0,20997	0,23361
2006	0,32787	0,23851	0,22878	0,24337
2009	0,33282	0,23999	0,23111	0,23534
2011	0,33748	0,23732	0,23383	0,23255

Note: Calculation method of Gini coefficient on raw data follows that of Nho (2009).

Source: Calculated by the raw data of Worker Survey (Wage Structure) by Employment Type of Ministry of Employment and Labor.

[Figure 3] Changes in Average Monthly Wages (Ratio to Whole Average Monthly Wages) of Young Male University Graduates (Age under 30 Years) by Decile in Wage Distribution



Source: Figured by the raw data of Worker Survey (Wage Structure) by Employment Type of Ministry of Employment and Labor.

있으나 제7십분위 이하의 임금계층에서는 상대적으로 임금수준이 하락하여 왔다는 것을 알 수 있다. 이것이 최근 임금불평등이 심화된 우리나라 노동시장에서의 임금분포 변화의 모습이다.

그런데 이러한 임금분포의 변화가 고학력 청년층 실업과는 어떤 관련을 가지는가? 관례적인 직업탐색모형이 나타내는 바와 같이 노동시장에서 구직자에게 제의되는 제의임금의 누적분포함수가  $H(w)$ 라면 의중임금(reservation wage)이  $x$ 인 어떤 구직자에게 의중임금 이상의 임금이 제의될 확률은  $1 - H(x)$ 이며, 단위시간당 일자리 제의의 도착률이  $\lambda$ 인 경우 이 구직자의 실업탈출률은 결국  $\lambda[1 - H(x)]$ 가 된다. 따라서 이 구직자의 평균실업기간  $T$ 는 다음 식으로 표현될 수 있다(배진한[2010b]).

$$T = \frac{1}{\lambda[1 - H(x)]} \quad (1)$$

식 (1)에 근거할 때 직업탐색이론의 기본전제와는 다르게 임금분포의 불평등이 일정 수준 변화한다면  $\lambda$ 에 별다른 변화가 없는 경우에도 구직자의 취업률 또는 실업탈출률이 변화하고 따라서 평균실업기간도 변화할 수 있을 것이다. 예컨대  $t$ 기와  $t+1$ 기 사이에 임금분포의 불평등이 증대되면  $H_t(x) < H_{t+1}(x)$ 가 성립하게 되고 나아가서  $\lambda[1 - H_t(x)] > \lambda[1 - H_{t+1}(x)]$ 가 성립하므로  $x$ 의 의중임금을 가진 실업자의 실업탈출률은  $t+1$ 기에 더 낮아진다. 그리하여  $1/\lambda[1 - H_t(x)] < 1/\lambda[1 - H_{t+1}(x)]$  또한 성립하고 결국 해당 구직자의 평균실업기간도  $t+1$ 기에 더 길어지게 될 것이다.

이러한 논리에 근거하여 대졸 청년층 남자의 임금분포로부터 계산한  $1/[1 - H_t(x)]$ 의 변화 추이가 <Table 4>에 정리되어 있다.

표에 따르면 임금분포 불평등의 심화가 각 십분위 중간임금 수준의 의중임금을 가진 구직자의 평균실업기간을 계속 연장시킨다는 것을 잘 알 수 있다. 또한 의중임금이 높은 구직자일수록 평균실업기간 연장의 크기가 커진다는 점도 알 수 있다.

(Table 4) Average Unemployment Period Needed to Meet an Acceptable Wage Offer by Reservation Wage Decile of Young Male University Graduates (Age under 30 Years)

Reservation wage( $x$ )	$1/[1-H(x)]$			
	1998	2002	2006	2011
Middle wage of the 1st decile	1.11	1.11	1.12	1.12
Middle wage of the 2nd decile	1.32	1.34	1.36	1.36
Middle wage of the 3rd decile	1.58	1.62	1.65	1.65
Middle wage of the 4th decile	1.90	1.99	2.04	2.05
Middle wage of the 5th decile	2.36	2.49	2.58	2.60
Middle wage of the 6th decile	3.01	3.25	3.40	3.44
Middle wage of the 7th decile	4.07	4.48	4.75	4.83
Middle wage of the 8th decile	6.06	6.83	7.35	7.49
Middle wage of the 9th decile	11.02	12.82	13.98	14.31
Middle wage of the 10th decile	39.45	49.41	54.32	55.77

Note: Each 'Middle Wage of Decile' means a job searcher has the middle wage level of each decile as his/her reservation wage  $x$ , therefore,  $1/[1-H(x)]$  is also calculated on this value in each year.  $\lambda$  is now an unknown constant, so it is not included in calculation.

### Ⅲ. 엄친아효과의 도입과 연관될 수 있는 선행연구

우리가 소위 '엄친아효과'라는 개념을 직업탐색모형에 도입하기 전에 먼저 관련 선행 연구들을 개관해 보기로 하자. 엄친아효과는 소비를 설명함에 있어서 타인의 소비행위에 영향 받는 소비자를 분석하고자 한 Duesenberry(1952)의 과시효과(demonstration effect)나 상대소득가설처럼 노동시장 직업탐색과정에서도 매우 유용할 수 있는 개념이라고 생각한다. 이때 엄친아효과란 '엄친아나 모범적 비교대상의 구직 성공이 주위 구직자들의 의중임금이나 의중일자리 조건에 미치는 효과'(배진한[2010b])를 가리킨다. 취업과정에서 청년층의 눈높이 조절문제가 흔히 지적되고 있지만 배진한(2010b)은 눈높이 조절이 잘 안 되는 이유가 바로 엄친아효과 때문이라고 보고 있다.

그런데 이와 같이 타인의 행위에 영향을 받거나 타인의 행위에 대한 반작용으로 경제 행위를 설명하려는 시도는 다양하게 존재하여 왔다. 우선 이미 언급한 타인의 소비행위

가 문제의 소비자의 소비행위에 영향을 미치는 측면을 분석한 Duesenberry(1952)의 ‘과시효과’ 개념이 있다. 그는 어떤 최저소득 수준이 달성된 후에는 한 개인에게 있어서의 지출증가 충동의 빈도와 강도는 자신의 지출과 그가 교류하는 다른 사람들의 지출 사이의 비율에 전적으로 의존한다고 설명한다. 그리하여 교류하는 다른 사람들의 지출이 증가하면 자신의 효용극대화를 위해 자신의 지출도 증가시키는 행위를 선택한다고 설명한다. 이 경우 한 개인  $i$ 의 소비지출을  $C_i$ 라 하고 그의 효용지표를  $U_i$ 라고 하면  $U_i = U_i(C_i / \sum \alpha_{ij} C_j)$ 라 쓸 수 있다. 여기서  $C_j$ 는  $j$ 번째 개인의 소비,  $\alpha_{ij}$ 는 소비자  $i$ 가  $j$ 번째 소비자에게 부여하는 가중치이다(Duesenberry[1952]).

한편, ‘동급생효과(peer group effects)’라는 개념을 제시한 학자들도 존재한다. 이 개념은 Summers and Wolfe(1977)나 Henderson, Mieszkowski, and Sauvageau(1978) 등에 의해 처음 제기되었다. 최근 Hoxby(2000)는 학생들이 그들 동급생들의 성취수준에 의해 영향 받는다는 것을 발견하고 있다: 동급생들의 읽기점수의 외생적인 1점 변화가 어떤 학생 자신의 점수를 정식화에 따라서는 0.15에서 0.4에 이르기까지 상승시킨다는 것이다. 그는 또한 이 동급생효과가 인종 내부에서는 더 강하게 작용하며 일부 효과는 동급생들의 성취를 통해 작동하지 않기도 한다는 것을 발견하고 있다. Hoxby and Weingarth(2006)도 유사한 연구 결과를 제시하고 있다. Lavy(2008)는 교실에서의 능력동급생효과(ability peer effects)의 범위를 추정하면서 그 이면에 놓여 있는 동급생효과들의 작동 메커니즘을 탐색하고 있다. 그리하여 높은 저성취 동급생 비율은 교사들 사이에 교육관행들의 악화를 초래하고, 학생들 사이 관계의 질과 교사-학생 사이 관계의 질에 유해한 효과를 주며, 폭력과 교실 내 혼란의 수준을 증대시킨다고 결론 내린다. Zimmerman(2003)은 동급생효과가 거의 항상 수학 SAT 점수보다는 언어 SAT 점수와 훨씬 강하게 연관되어 있음을 보고하고 있다. 한편, Giannetti and Simonov(2009)는 거주지 이웃 사이에서의 동급생효과가 기업가적 활동으로부터 비금전적 편익을 창출해 내며 기업가가 되려는 의사결정에 중요한 역할을 한다는 것을 발견하고 있다. Marmaros and Sacerdote(2002)는 Dartmouth 대학 4학년생들을 대상으로 사회적 네트워크가 취업에 미치는 효과를 분석한 결과 동창회 등의 네트워크를 지닌 학생들이 고임금일자리를 얻을 가능성이 가장 높다는 사실을 발견하고 있다.

반면에 기업경영 관련 학교교육이나 일반 학교교육을 분석대상으로 삼아 연구한 결과 동급생효과들의 식별이 실제 어렵다고 결론 내리는 학자들도 나타나고 있다(Lerner and Malmendier[2007]; Clark[2007]; Glewwe[1997]). 웨스트포인트 사관학교의 사례를 분

석한 Lyle(2007)도 동급생효과는 오도된 것이며 편의들을 제거할 때 집단효과 발견이 어렵다고 결론 내린다. Lefgren(2004)은 Chicago 공립학교 진로특화교육의 사례를 분석하면서 동급생효과가 일반적으로 양이고 통계적으로 유의하다고 할지라도 그 크기는 매우 작다는 것을 보고하고 있다.

그런데 이러한 동급생효과는 기본적으로 엄친아효과와는 크게 다른 개념이다. 왜냐하면 우선 동급생효과는 학교교육에 있어서 서로 아주 잘 아는 동급생들끼리의 상호교류 작용을 분석대상으로 삼고 그 효과도 주로 교육성취도 차원에서 살펴보는 개념이기 때문이다. 그렇지만 우리의 엄친아효과는 교육과정이나 불확실성이 매우 큰 직업탐색과정에서 특정 구직자의 성공적인 사회진출이나 취업과 관련되는 개념이며, 또한 동급생도 아니므로 서로 잘 알지 못하고 상호교류도 거의 없는 사람들 사이에서 어떤 구직자가 주위의 성공적인 취업성공자를 모범적인 비교대상으로 삼아 일방적으로 벤치마킹하거나 닮고 싶어 하기 때문에 형성되는 개념이다. 엄친아는 구직자에게 단지 모범적 준거기준 또는 역할모형으로 역할하는 존재이며 그들 사이에 상호작용 또는 상호교육의 효과도 존재하지 않고 일방통행적인 영향력만을 미치는 존재라는 것이다.

물론 최근 청년층 미취업기간이 늘어나는 현상은 이론적으로는 MaCurdy(1981)류의 생애효용 극대화 행위의 일환으로도 설명될 수 있을 것이다. 흔히 경제학자들이 가정하듯이 어떤 일자리의 연령근로소득곡선(age-earning profile)에 관한 정보가 청년구직자들에게 완전하게 알려져 있다면 일자리 질의 분포가 불평등이 심화되는 방향으로 변화할 때 이것으로 청년층 미취업기간이 늘어나는 현상을 어느 정도 설명하는 것이 가능할 수도 있지만, 필자는 오늘날과 같이 변화무쌍하고 불확실한 현실에서는 그것이 결코 현실적이지 않다는 생각이다. 통상 청년구직자들은 어떤 구체적 일자리(산업, 직종, 기업 규모 등의 측면에서 매우 다양한 일자리)의 연령근로소득곡선에 관한 정보를 매우 제한적으로밖에 갖고 있지 못하므로<sup>5</sup> 그들은 엄친아의 구직성공 실현 사례들을 통해서 그것에 대한 믿을 만한 정보를 더 쉽게 얻을 수 있다고 생각하는 것이다. 이때 엄친아효과는

---

5 국내 문헌에서 흔히 근로자들의 연령임금곡선들이 추정되어 보고되기도 하는데, 이들 연령임금곡선 추정치들은 대부분 생애기간에 걸쳐 실제 추적조사된 자료들에 근거한 추정치가 아니고 어떤 특정 시점에서 연령별로 관찰되는 횡단면 추정치들(사실 대부분의 일자리에서 실제 관측되는 장기근속의 중고령 연령자들은 급속하게 소수로 줄어들고 있다는 사실도 지적해 둘 수 있음)을 연결한 자료일 뿐이다. 엄밀히 말하면 그것은 어떤 개별 구직자가 향후 20~30년간 실제 생애역사에서 같은 일자리에서 계속 살아남아 경험하게 될 연령임금곡선이라 말할 수 없다는 것이다. 뿐만 아니라 그러한 학술적·실험적·개별적 추정치들이라도 일반 구직자들에게 유용한 정보로 쉽게 이용되기는 어렵다는 점도 부정하기 어려운 현실이다.

엄친아의 영향을 받은 구직자의 의식적이고 경직적인 준거기준이 일자리 일치(match)를 더욱 어렵게 만드는 측면을 설명하려는 개념이라고 할 수 있다. 엄친아효과는 노동시장의 불확실성에 대처하는 구직자의 의도적인 벤치마킹 행위의 결과를 강조하는 시각인 것이다.

그리고 엄친아효과와 관련하여 또 한 가지 언급해 둘 수 있는 것은 임금분포의 불평등이 심화될수록, 그리고 청년층들의 학력수준이 높아지고 유사해질수록 엄친아효과가 더욱 강화될 가능성이 크다는 점이다. 뿐만 아니라 지식정보화시대의 진전에 따라 정보 접근성의 획기적 확대와 타인과의 비교 가능성이 더욱 높아진다는 점도 엄친아효과를 강화하는 데 기여할 수 있다.

결국 우리가 본 논문에서 전개하고자 하는 엄친아효과, 나아가서 엄친아가설은 직업 탐색이론에서 새로이 정립·개발되고 위치지어져야 하는 개념이라는 것이다. 그리하여 엄친아의 구직성공 사례와 구직자 자신이 제의받은 일자리들 조건 사이의 격차가 확대되거나 축소될 수 있다는 측면, 그리고 직업탐색의 과정이 매우 불확실한 일자리 정보 속에서 혼자만의 독자적인 의사결정이 아니라 주위의 역할모형, 즉 엄친아나 모범적인 비교대상들의 구직성공 사례에 의해 강력한 영향을 받을 수 있다는 측면 또는 정보의 불확실성을 극복하기 위해 그 성공 사례를 어떤 준거기준으로 적극적으로 활용한다는 측면 등이 직업탐색이론에 도입되어야 직업탐색이론의 현실적 설명력이 좀 더 높아진다는 착상인 것이다.

모범적인 비교대상이면서 훌륭한 일자리 구직에 성공한 ‘엄친아’가 선택한 바람직한 일자리의 성질을  $Q$ 로 나타내고 이것이 우리의 구직자 의중임금( $x$ )에 양의 방향으로 영향을 미친다고 보면  $\partial x / \partial Q > 0$ 이 성립한다고 생각할 수 있다. 배진한(2010b)에 의하면 이때 엄친아 일자리의 바람직한 성질  $Q$ 는 안정적이고 높은 임금으로 나타날 수도 있고 쾌적하고 안정적인 정규직 일자리의 성격으로 나타날 수도 있다. 엄친아의 영향을 받는 구직자는 노동시장에서 제의되는 임금제외나 일자리의 질적 수준을 항상 이러한 엄친아 일자리의 그것들과 비교하면서 수락 여부를 고민하게 될 것이다. 그리하여 엄친아의 임금이나 일자리 질이 상승할 때에는 구직자는 그와 꼭 같지는 않더라도 그보다 너무 낮은 임금으로 취업하기보다는 더 나은 일자리가 나타날 때까지 차라리 실업상태에서 구직을 계속하는 것을 더 선호하게 될 것이라는 것이다.

## IV. 엄친아가설에 의한 설명

### 1. 엄친아효과의 미시경제이론적 기초

앞의 설명은 상당한 설득력을 가질 수 있음에도 불구하고 여전히 이론적으로는 미흡한 기초를 가지고 있다. 그래서 여기서는 통상적인 소득과 여가선택모형을 이용하여 이러한 논리의 미시경제학적 근거를 간단히 정리해 두고자 한다.

통상적으로 노동시장에 대한 노동공급을 엄두에 두는 어떤 개인의 효용함수는  $U(C, L)$ 인데, 여기서  $C$ 는 재화의 소비,  $L$ 은 여가이다.  $L_0$ 는 한 개인이 사용할 수 있는 총가용 시간 수,  $h = L_0 - L$ 는 근로시간 수이다.

만약 이 모형에 엄친아효과를 도입하면 어떻게 될까? 우리는 엄친아의 존재를 의식하는 개인의 효용함수를 엄친아효과에 의한 상대여가(relative leisure) 개념과 함께 다음과 같이 변형할 수 있다고 생각한다.

$$U\left(C, \frac{L}{Q}\right), \text{ 여기서 } Q \geq 1 \quad (2)$$

효용함수를 이렇게 설정하는 것은 주위 지인들의 소비가 증가할 때 문제의 개인 자신이 소비에서 느끼는 효용은 감소하는 것으로 정식화하면서 전시효과를 설명하려는 Duesenberry(1952)의 착상과 유사하다. 엄친아의 일자리 질을 나타내는  $Q$ 의 값이 상승할수록 이 구직자는 여가시간  $L$ 이 마치  $L/Q$ 로 그 시간 수가 줄어든 것처럼 느끼게 되어 결국 주어진 여가시간 수에서 느끼는 효용이 감소한다는 의미로 해석할 수 있는 것이다. 물론  $Q$ 의 값이 1인 개인은 구직상황에 있어서 당연히 엄친아 본인이거나 아니면 엄친아를 전혀 의식하지 않는 개인의 경우가 되고 그의 효용함수는 통상적인 효용함수와 같아질 것이다.

이제 여기서  $w$ 는 노동시장에서의 시간당 실질임금,  $wh$ 는 총(실질)임금소득이며, 투자소득, 이전소득, 그리고 그 외 다른 실질소득의 합계는  $R$ 로 표시한다. 이 경우 예산 제약은 다음과 같아진다.

$$C + wL \leq R_0 \equiv wL_0 + R \quad (3)$$

여기서  $R_0$ 는 잠재소득(potential income)이다. 그러면 통상적인 방식에 따라 소비자



의 선택은 다음 식으로 표현 가능하다.

$$\text{Max}_{\{C, L/Q\}} U(C, \frac{L}{Q}), \quad \text{제약조건: } C + wL \leq R_0$$

$\mu (\geq 0)$ 를 Lagrange 승수라고 할 때 흔히 그렇듯이 이 극대화문제의 Lagrange 함수는  $\mathcal{L}(C, L, \mu) = U(C, \frac{L}{Q}) + \mu(R_0 - C - wL)$ 이고, 여기서 1계 조건은 다음과 같이 유도된다.

$$U_C(C, \frac{L}{Q}) - \mu = 0 \quad \text{and} \quad U_{L/Q}(C, \frac{L}{Q}) - \mu Qw = 0$$

$$\mu(R_0 - C - wL) = 0, \quad \text{여기서 } \mu \geq 0$$

물론 여기서  $U_L(C, \frac{L}{Q}) = U_{L/Q}(C, \frac{L}{Q})(\frac{1}{Q})$ 이 성립함을 상기시켜 두고자 한다. 이제 등식을 충족시키고 Lagrange 승수를 소거하여 최적해를  $(C^*, L^*)$ 로 나타낼 때 최종적으로 다음 식이 성립한다.

$$\frac{U_{L/Q}(C^*, L^*/Q)}{U_C(C^*, L^*/Q)} = Qw \geq w, \quad \text{그리고} \quad C^* + wL^* = R_0 \quad (4)$$

식 (4)에서  $\frac{U_{L/Q}}{U_C} = Qw$ 는 엄친아를 의식하는 개인의 소비와 여가 사이의 한계대체율이다. 어떤 개인이 엄친아를 의식하기 때문에  $Q$ 가 1보다 큰 경우에는 이 개인의 한계대체율은 시장임금률  $w$ 보다 커지게 되고 따라서 그는 노동공급에 대한 의사결정도 수정하게 될 것이다.

그런데 이러한 균형의 변화는 이 개인의 의중임금에 어떤 효과를 미치게 될까? 만약 엄친아효과를 도입하지 않았을 때의 구직자 의중임금을  $x$ 로 표시하면 이는 시장노동을 선택하지 않고 총가용시간  $L_0$ 를 모두 여가로 사용할 때의 한계대체율에 해당할 것이다. 이때 엄친아효과를 의식하는 구직자의 의중임금을  $x_Q$ 로 분별하여 나타내면 결국 다음 관계식이 성립할 것이다.<sup>6</sup>

6 엄친아를 의식하는 개인의 의중임금  $x_Q$ 가  $x_Q \geq x$ 를 성립시킨다는 점에 대한 구체적인 증명은 <부록>을 참조할 것.

$$x_Q = \frac{U_{L/Q}(R, L_0/Q)}{U_C(R, L_0/Q)} \geq \frac{U_{L/Q}(R, L_0/Q)(1/Q)}{U_C(R, L_0/Q)} = \frac{U_L(R, L_0/Q)}{U_C(R, L_0/Q)} = x \quad (5)$$

식 (5)에 의하면 엄친아를 의식하여  $Q > 1$ 이 성립할 때 엄친아를 의식하는 구직자의 의증임금  $x_Q$ 는 그렇지 않은 통상의 의증임금  $x$ 보다 당연히 높아지게 된다는 것을 알 수 있다. 이는 다르게 표현하면 엄친아를 의식하는 구직자의 경우( $Q > 1$ ) 시장임금을  $w$ 를  $w/Q$ 로 느껴 시장임금이 상대적으로 낮아진 것으로 인지하므로 그 기회비용이 저렴하다고 느껴지는 여가의 소비를 증가시킨다는 식, 나아가서 의증임금을 높인다는 식으로 해석하는 것이 가능한 것이다.

그러므로 우리는 이제  $\partial x / \partial Q > 0$ 라는 논리를 큰 무리 없이 수용할 수 있다. 이때 엄친아가 이미 확보한 일자리의 임금을  $w_m$ 이라 하고 그의 바람직한 일자리의 직종특성 또는 근로형태를  $j_m$ 이라 하면  $Q(w_m, j_m)$ ,  $\partial Q / \partial w_m > 0$ ,  $\partial Q / \partial j_m > 0$ 도 당연히 성립한다고 전제할 수 있다.

그런데 직업탐색모형에서 뒤에 나오는 구직자의 의증임금식 또는 탐색중단규칙식인 식 (10)에 따르면 의증임금  $x$ 의 상승은 곧바로 구직자의 할인된 기대효용  $V_u$ 의 증가와 동일한 것이므로 이제 뒤에 제시될  $V_u$ 의 정의식인 식 (12)는 다음과 같이 수정되어야 한다. 식에서  $\beta$ 는  $\beta > 0$ 인 조정상수이다. 이 경우  $V_u$ 는 엄친아효과 때문에 과거보다 한층 더 높아진 수준에 있게 된다.

$$V_u = \frac{1}{1 + rdt} [z dt + \beta Q dt + \lambda dt V_\lambda + (1 - \lambda dt) V_u] \quad (6)$$

그리고 이 식 (6)의 양변에  $1 + rdt$ 를 곱하여 정리하면 우리는 구직자의 실업상태에 대한 할인된 기대효용이 다음 방정식에 의해 정의된다는 것을 알게 된다.

$$r V_u = z + \beta Q + \lambda \int_x^\infty [V_e(w) - V_u] dH(w) \quad (7)^7$$

뒤에 나올 식 (9)를  $V_e - V_u$ 에 관하여 정돈한 다음 식 (7)에 대입하고 여기에 아래

7 식 (6) 양변에  $1 + rdt$ 를 곱하여 정돈하면  $r V_u = z + \beta Q + \lambda(V_\lambda - V_u)$ 가 유도되는데, 여기서  $w$ 와 독립적인  $V_u$ 에 대해서는  $V_u = \int_0^\infty V_u dH(w) = \int_0^x V_u dH(w) + \int_x^\infty V_u dH(w)$ 로 나타낼 수 있으므로 (이 경우 분포함수  $H(w)$ 에게  $V_u$ 는 상수로 간주될 수 있기 때문임) 뒤에 나오는 식 (11)을 이용하면  $V_\lambda - V_u = \int_x^\infty [V_e(w) - V_u] dH(w)$ 가 성립하고 따라서 식 (7)은 쉽게 도출될 수 있다.

탐색중단규칙식 (10)을 다시 대입하면 결국 다음과 같은 의중임금식이 얻어진다.

$$x = z + \beta Q + \frac{\lambda}{r+q} \int_x^\infty (w-x) dH(w) \quad (8)$$

이제 우리는 취업자의 이시적(intertemporal) 효용  $V_e(w)$ 와 구직자의 실업상태에 대한 할인된 기대효용  $V_u$ 와 엄친아효과의 함수로서의 의중임금  $x$ 에 대한 정의에 의거하여 한 구직자의 의중임금을 몇 가지 모수들의 함수로 정리할 수 있게 된다.

식 (8)은 엄친아효과의 영향을 받는 구직자의 의중임금은 결국 구직기간의 실업급여 수혜, 사회보장 이전지불, 가내 생산물 및 여가의 소비 등 실업상태에서 얻을 수 있는 이득에서 직업탐색비용(교통비, 우편료, 아마도 추가적 훈련비용 등)을 차감한 순이득  $z$ , 그리고 엄친아효과  $\beta Q$ , 외생적인 일자리 제의의 도착률  $\lambda$ , 실업상태에 비해 취업했을 때 얻는 순임금이득  $w - rV_u = w - x$ 의 증가함수로 되고, 반면에 실질이자율  $r$ 과 일자리소멸률  $q$ 의 감소함수로 정리된다는 것을 나타낸다. 그런데 이 경우  $\beta Q$ 는 특히 우리나라에서 흔히 그렇듯이 엄친아를 의식하는 부모들의 자녀에 대한 경제적인 지원액으로 구체화될 수도 있을 것이다.

말하자면 직업탐색이론의 통상적인 해석에서 한 걸음 더 나아가, 엄친아의 임금  $w_m$ 이 상승할 때나 고용형태  $j_m$ 이 향상될 때에는 구직자가 낮은 조건의 일자리보다 차라리 실업상태에서 구직을 계속하는 것을 더 선호하게 되고 이것이 바로 그 구직자의 의중임금  $x$ 의 상승으로 연결된다는 것이다(배진한[2010b]). 결국 여기서  $\partial x / \partial w > 0$ ,  $\partial x / \partial z > 0$ ,  $\partial x / \partial w_m > 0$ ,  $\partial x / \partial j_m > 0$ ,  $\partial x / \partial \lambda > 0$ ,  $\partial x / \partial r < 0$ ,  $\partial x / \partial q < 0$ 이 성립할 것이다.

이제 실업탈출률과 평균실업기간도 도출할 수 있다. 제의임금의 누적분포함수를  $H(w)$ 라 할 때  $x$ 의 의중임금을 가진 구직자에게 의중임금 이상의 임금이 제의될 확률은  $1 - H(x)$ 이며 이 구직자의 실업탈출률은 결국  $\lambda[1 - H(x)]$ 가 된다. 따라서 이 구직자의 평균실업기간  $T$ 는 앞에서 살펴본 식 (1)과 같이 정리된다. 이때 엄친아효과 때문에  $x$ 가 상승하면 평균실업기간은 당연히 그만큼 더 증가하게 된다.

## 2. 매칭모형에서 엄친아효과의 도입

엄친아효과의 개념은 최근 발전한 매칭모형(Pissarides[2000])에도 도입될 수 있다. 이를 위해 먼저 기본적인 직업탐색모형을 간단히 살펴본다. 원래 직업탐색모형에서 일자리를 찾는 사람의 최적 전략은 의중임금(reservation wage)의 선택으로 이루어진다. 이때 선택되는 임금액은 실업자에게 지급되는 실업급여, 일자리 제의의 도착률 등 경제적 환경을 이루는 모든 모수들에 의존한다(Cahuc and Zylberberg[2004], p.109).<sup>8</sup>

직업탐색모형에서 일자리 제의는 한 근로자가 어떤 일자리를 선택하는 경우 받게 될 일정한 실질임금  $w$ 의 제의로 보통 표현된다. 이 경우 일자리소멸이 짧은 기간  $dt$  동안에  $qdt$ 의 율(率)로 진행되고 할인율로 쓸 수 있는 실질순간이자율이 외생적으로  $r$ 로 일정하다면, 정상상태에서 임금  $w$ 를 받는 취업자의 할인된 기대효용  $V_e$ 는 다음 식 (9)로 표현할 수 있다. 식에서  $V_u$ 는 구직자의 할인된 기대효용을 나타낸다.

$$V_e = \frac{1}{1+r dt} [w dt + (1-q dt) V_e + q dt V_u] \quad (9)$$

한 근로자의 기대효용과 구직자의 그것 사이의 차이는 수락하는 임금이 상승할 때 증가하고 구직자의 할인된 기대효용이 증가하면 감소하게 된다는 의미이다. 한편, 노동시장에서 임금  $w$ 가 제의되면 구직자가 자유로이 이를 거절하거나 수락하는 과정의 연속이 직업탐색의 과정이다. 구직자의 의중임금을  $x$ 라 하면 이는 다음 식 (10)으로 정리된다.

$$x = r V_u \quad (10)$$

구직자에게 제시되는 일자리 제의의 외생적 도착률을  $\lambda$ 라 할 때 이제 어떤 일자리 제의에서 기대되는 할인된 기대효용  $V_\lambda$ 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$V_\lambda = \int_0^x V_u dH(w) + \int_x^\infty V_e(w) dH(w) \quad (11)$$

그런데 의중임금을 명시적으로 표현하기 위해 직업탐색에 수반되는 직업탐색비용을 나타내는 상수  $c > 0$ , 그리고 구직기간의 여러 가지 이득(실업급여 수혜, 사회보장 이전 지불, 가내 생산물 및 여가의 소비 등)  $b > 0$ 을 도입하고 구직활동 중에 얻는 소득  $z$ 를

<sup>8</sup> 여기서의 간단한 직업탐색 기본모형 설명은 Cahuc and Zylberberg(2004)의 제3장에 많이 의존하고 있다.

( $b-c$ )로 나타내면 구직자의 기대효용  $V_u$ 는 결국 식 (12)로 정리된다. 이것이 표준적인 직업탐색모형이다.

$$V_u = \frac{1}{1+r dt} [z dt + \lambda dt V_\lambda + (1-\lambda dt) V_u] \quad (12)$$

이상의 논리에 기초하여 매칭모형(Pissarides[2000])에 엄친아효과를 간단히 도입해 볼 수 있다. 실업자는 항상 일자리를 탐색하고 있고 매 순간 이러한 탐색은  $z$ 라는 순이득을 제공한다. 앞에서 살펴보았지만 이 순이득  $z$ 는 실업자이기 때문에 얻는 편익(실업보험, 사회보장 이전지불, 일자리를 갖지 않는 데서 오는 여러 가지 효용 등)에서 일자리 탐색에 드는 여러 가지 비용(교통비, 우편료, 아마도 추가적 훈련비용 등)을 차감한 것으로 구성된다. 실업으로부터의 순간탈출률이  $\theta m(\theta)$ 라고 하면 실업자의 기대효용은 앞의 식 (6)과 유사하게 다음을 만족시키게 된다. 여기서 모수  $\theta$ 는 실업자 수에 대한 빈 일자리 수의 비율인데 노동시장경색도(tightness)의 지표이다.<sup>9</sup> 이때 매칭모형의  $V_u$  정의식에 이미 앞에서  $z$  이외에 추가로 정의된 엄친아효과  $\beta Q$  역시 도입할 수 있다.

$$V_u = \frac{1}{1+r dt} [z dt + \beta Q dt + \theta m(\theta) dt V_e + (1-\theta m(\theta) dt) V_u] \quad (13)$$

이 식의 양변에  $1+r dt$ 를 곱하고 정돈하면 이제 다음 식이 성립한다.

$$r V_u = z + \beta Q + \theta m(\theta)(V_e - V_u) \quad (14)$$

이 식에 식 (9)를  $V_e - V_u$ 에 관하여 정돈한 식과 식 (10)을 차례로 대입하면 엄친아효과의 영향을 받는 구직자들의 의중임금은 다음 식으로 정리된다.

$$x = z + \beta Q + \theta m(\theta) \frac{w-x}{r+q} \quad (15)$$

만약 엄친아효과의 영향이 구직자의 의중임금을 상승시킨다면 노동시장에서 의중임금 이상의 임금을 제공하는 일자리 제의를 만날 확률  $1-H(x)$ 의 값이 작아지므로 결국 앞의 식 (1)로 나타낸 구직자의 평균실업기간  $T$ 도 그만큼 길어지게 될 것이다.

<sup>9</sup> 매칭모형에 도입되는 노동시장경색도  $\theta$ 는 빈 일자리 수와 구인자 수가 동일하고(기업들이 빈 일자리에 대하여 모두 구인에 나서는 경우) 또한 실업자 수와 구직자 수가 동일하다면(구직자 수가 모두 실업자들만으로 구성되는 경우) 국내에서 흔히 사용되는 구인배율과 유사한 개념이 될 수 있다.  $m(\theta)$ 는 단위시간당 기업들이 구인에 성공하는 확률이므로 구인성공률이라 부를 수도 있다.

〈Table 5〉 Comparative Statics of Stationary Equilibrium in the Matching Model

	$Q$	$z$	$\gamma$	$h$	$m$	$y$	$q$	$r$	$n$
$w$	+	+	+	-	+	+	-	-	0
$\theta$	-	-	-	-	+	+	-	-	0
$u$	+	+	+	+	-	-	+	+	+

Note: Here,  $Q$  is the size of MMFS' effect,  $z$  is the net benefits of unemployed person,  $\gamma$  is the wage bargaining power of employed workers,  $h$  is the cost of a vacant job per unit of time,  $m$  is the efficiency of matching process,  $y$  is the labor productivity,  $q$  is the job destruction rate,  $r$  is the real interest rate, and  $n$  is the rate of growth of the labor force.

Source: The MMFS' effect variable  $Q$  is added in 〈Table 9.8〉 in Cahuc and Zylberberg (2004, p.532).

그렇다면 Pissarides(2000)류의 매칭이론에서 업친아효과는 경제 전체의 균형실업률( $u$ ), 균형임금률( $w$ ), 그리고 균형노동시장경색도(구인배율)( $\theta$ )에 이론적으로 어떤 영향을 준다고 할 수 있을까? 업친아효과를 도입한 매칭모형에서 각 외생변수들의 변화가 내생변수들의 균형값에 미치는 효과를 비교정확기법으로 정리한 것이 〈Table 5〉이다. 〈Table 5〉에 따르면 업친아효과는 노동시장에서 근로자들의 임금을 상승시키고 노동시장경색도(또는 구인배율)를 낮추며 실업률을 증대시키는 효과를 가지는 것으로 정리할 수 있다. 그런데 업친아효과 때문에  $\theta$ 가 하락하면(왜냐하면 빈 일자리 수는 외생적으로 정해져 있는데 업친아효과 때문에 실업자 수 또는 구직자 수가 증가하므로) 기업들의 구인성공률  $m(\theta)$ 는 상승하며 구직자들의 실업탈출률 또는 취업률  $\theta m(\theta)$ 는 하락하게 될 것이다.

### 3. 업친아효과의 직업탐색이론적 해석과 시사점

지금까지 업친아효과가 매칭모형에 도입되는 경우를 이론적으로 살펴보았는데, 이는 업친아효과 개념이 매칭모형과도 얼마든지 양립 가능하다는 점을 잘 나타내 준다.

이제 직업탐색이론의 시각으로 다시 돌아가서 논의를 종합하면 우리의 업친아가설에서 평균실업기간에 영향을 미치는 요인들은 다음 몇 가지로 정리될 수 있다. 첫째는  $\lambda$ 로 표현되는 노동시장에서 일자리 제의의 도착률이다. 이는 경제성장, 경기순환, 해당 부문의 구체적인 경제상황 등 전반적인 경제환경, 노동수요를 신속·정확하게 구직자에게 전달할 수 있는 직업 정보망의 효율성, 그리고 구직자 본인의 적극적인 구직노력의 강도 등에 의해 주로 결정될 것이다. 둘째, 노동시장의 전체적인 임금분포  $H(w)$ 의 모

양(불평등이 심화되는지 여부)도 중요한 영향요인이다. 앞에서 살펴보았지만  $H(w)$ 에서 불평등이 심화될수록 각 임금십분위의 중간임금 수준에 상당하는 의중임금을 가진 구직자의 평균실업대기기간은 장기화된다. 이때 유의할 것은 이 의중임금은 단순한 명목임금이 아니라 전체 임금분포에서 해당 십분위 또는 백분위가 유지되는 명목임금이라는 점이다. 즉, 전체 임금분포의 불평등이 심화되는 상황이라면 의중임금  $x$ 의 임금분포에서의 상대적 위치가 불변으로 유지되는 경우에도 평균실업기간은 연장된다는 것이다.

셋째, 그런데 흔히 구직자들은 전체 임금분포를 정확히 알기 어렵다. 따라서 구직자로서는 의중임금의 상대적 위치를 불변으로 유지하기가 쉽지 않을 수 있다. 그렇지만 상대적으로 우월하고 바람직한 일자리를 확보하는 데 성공한 업친아 또는 모범적인 구직성공자를 역할모형으로 채택하고 있는 구직자들의 경우에는 의중임금의 상대적 위치가 본인의 속인적 특성들뿐만 아니라 업친아의 그것에 강한 영향을 받을 수 있으므로 그 하방경직성이 크게 높아지거나 아니면 오히려 업친아의 상대적 지위에 따라 더욱 상향조정될 수도 있을 것이다. 바꾸어 말하면 업친아효과에 강한 영향을 받는 구직자의 의중임금의 상대적 위치는 매우 하방경직적이거나 오히려 상향조정될 것이라는 것이다. 사실 업친아효과는 정보가 매우 불확실한 구직시장에서 구직자에게 상당히 신뢰할 만한 적절한 준거기준을 제공하는 역할을 수행한다는 것이다. 만약 이러한 구직자들의 의중임금수준이 업친아들의 임금수준 또는 근로조건에 따라 상대적으로 보다 상승한다면 임금분포의 불평등이 심화되지 않는 경우라도 업친아효과의 영향을 받는 구직자의 평균구직기간 또는 평균실업기간은 당연히 더 길어질 것이다.

그렇지만 이 둘째와 셋째 요인, 즉 순수한 임금분포 변화(동시에 업친아효과로 인한 의중임금의 하방경직성은 유지될 때)의 효과와 의중임금 상승의 효과는 구직자에 대한 업친아효과로 정확하게 분별해 내기가 현실적으로 쉽지 않을 수 있다. 따라서 이하의 분석에서는 이러한 순수한 임금분포 변화효과와 의중임금 상승효과를 모두 업친아효과로 규정하고 실증분석에서 이들이 구직상태 또는 미취업상태를 장기화시키는 효과를 분석할 것임을 밝혀 둔다.

## V. 엄친아효과 존재에 관한 실증분석

### 1. 엄친아효과의 잠재적 대리변수들

엄친아변수는 통상 기존의 통계조사 자료에는 나타나지 않는다. 따라서 적절한 대리변수들을 발굴해 내는 것이 매우 중요하다. 다음 절에서 보게 되지만 실제 엄친아효과와 매우 밀접한 상관관계를 가지는 변수들도 존재한다. 예컨대 구직자 어머니의 학력, 구직자와 부모의 동거 여부, 그리고 구직 중인 상태에 있다는 점 등이 그러한 변수들이다. 그리고 매칭함수에서도 알 수 있는 바와 같이 대졸노동력 구인배율도 엄친아를 의식하는 청년층의 의중임금에 밀접한 영향을 미칠 수 있다.

한편, 엄친아효과는 다르게 보면 세상의 임금분포에 관한 부모의 평생경험 정보를 자녀들에게 전달하는 장치로 해석할 수도 있을 것이다. 그리하여 엄친아효과가 임금분포에서의 상대적 지위를 견지하는 개념이라는 점에 주목한다면, 이를 적절하게 포착하는 가장 대표적인 지표로 임금분포에서 예컨대 제90백분위 임금수준 등의 상대적 지위 변수를 채택할 수 있다. 구체적으로는 전체 근로자 평균임금수준에 대비하여 제90백분위 임금수준의 비율을 이용할 수 있을 것이다. 소위 성공적으로 취업한 엄친아의 임금수준(예컨대 제90백분위 임금수준)이 전체 평균임금에 비하여 상승한다면(이는 임금분포에서 불평등이 심화되는 경우에 해당할 것임), 이에 영향 받은 구직자의 의중임금의 상대적 지위도 상승할 것이므로 우리의 가설에 의하면 그들의 평균구직기간이 늘어날 것이기 때문이다.

또한 우리나라의 경우 엄친아효과의 존재 여부가 구직자의 부모, 특히 어머니의 영향을 직접적으로 받을 것이라고 유추해 보면 앞에서 언급한 바와 같이 이러한 영향이 구직자의 연장된 실업기간 또는 구직기간 유지에 필요한 경제적 비용의 지원으로 구체화될 수 있기 때문에 장성한 자녀에 대한 부모의 경제적 지원금 규모나 그 부담 정도를 나타내는 소비자물가상승률 등이 엄친아효과의 대리변수로 역할할 것으로 추정할 수 있다. 따라서 대학생 자녀의 등록금이나 하숙비 또는 1인가구의 소비지출액, 소비자물가상승률 등을 잠재적 대리변수지표로 생각해 볼 수 있다.



## 2. 온라인 조사자료에 의한 실증분석

본 절에서는 배진한(2010b)을 계기로 지난 2010년 10월 12~25일 한국고용정보원이 전국의 15~29세 청년층을 대상으로 온라인 E-mail 조사 형태로 설문조사한 ‘온라인 고용서베이: 청년층 구직활동 업친아효과 조사’ 결과를 분석할 것이다.<sup>10</sup> 실제 E-mail 발송은 온라인 고용서베이 패널 청년층 4,305명을 대상으로 이루어졌지만 응답자 수가 969명 정도에 그쳐 응답률은 22.5% 정도의 수준이었다. 조사의 목적은 ‘업친아의 성공 사례가 일반 청년층의 구직활동에 미치는 영향을 파악함’으로써 청년층의 구직활동 실태를 보다 심층적으로 파악하기 위한 것이었다. 조사 내용은 업친아 유무 및 가정환경, 업친아와 학력, 출신대학, 학교성적 차이, 업친아의 취업 현황(고용형태, 직종, 산업), 그리고 구직활동에 있어서 업친아가 미치는 영향 등이었다.

조사의 요약통계를 제시하고 있는 <Table 6>에서 특징적인 발견사실로 가장 중요한 것은 취업과 관련하여 업친아 또는 다른 모범적인 비교대상이 존재한다는 젊은이들이 조사대상 969명 중에서 74.0%에 이른다는 사실이다.<sup>11</sup> 그리고 응답한 938명 중 63.3%의 젊은이들이 업친아들은 충분한 이유가 있었다고 생각하고 있었다.

또 한 가지 흥미로운 발견사실은 어머니 학력이 전문대졸 이상의 고학력이면 그러한 청년층의 77.1%가 업친아 또는 다른 모범적인 비교대상을 갖고 있다는 점이었다.

한편, 업친아 또는 모범적 비교대상을 가지고 있는 젊은이들 중에서 업친아 쪽의 성적이 본인보다 오히려 열등하다고 생각하는 젊은이들도 17.4%에 이르고 있다는 점이 발견되는데, 이는 업친아가 반드시 실력이 우수한 경우만이 아니며, 단지 부유한 부모나 풍족한 환경 탓으로 유리한 조건들 속에서 살고 있거나 구직에 성공했다는 의미, 어찌 보면 냉소적인 의미의 대상일 수도 있다는 것이다. 아니면 응답자 본인이 업친아일 수도 있다.

설문조사 자료에 기초하여 업친아효과를 확인하고자 할 때 한 가지 중요한 문제는 업친아효과를 많이 인식하는 주체들이 설문에 좀 더 많이 응하였을 가능성, 즉 표본에서 선택편의의 가능성<sup>12</sup>이 존재할 수 있다는 점이다. 그래서 여기서는 선택편의를 수정하는

10 이 온라인 조사의 설문항목은 주로 필자의 초안에 의해 이루어졌으며, 조사 결과는 한국고용정보원 관계자와의 협의를 거쳐 본 연구에서 최초로 공개하는 것임을 밝혀 둔다.

11 전체 969명 중 ‘업친아가 있다’는 답변이 327명(33.7%), ‘업친아는 없지만 종종 견주어 보는 제3의 훌륭한 비교대상이 있다’는 답변이 390명(40.2%)이었는데 이 둘을 합하면 74.0%가 된다.

12 온라인 조사를 위한 한국고용정보원의 온라인 고용서베이 패널 청년층의 표본설계는 확률적으로 이루어진 것이었지만 이번 설문에 대한 응답자들 사이에 선택편의가 있었을 수 있다는 문제제기는 가능할 것이다.

〈Table 6〉 List of Used Variables

Variable		N	Mean	Explanation
Classification	Name			
Dependent variable	search	969	0.334	1 if the respondent answered that he/she will try to search a desirable job as comparable as MMFS' job even though he/she should spend time long enough to search such a good job with accepting unemployment state.
Sex	sex	969	0.512	Man is 1, or 0.
Education	coll	969	0.888	Graduation of polytech college and above is 1 or 0.
High education and mms-conscious	colfs	969	0.662	Interaction term between coll and mms.
Mother's education	mcoll	969	0.324	Category of mother's education is graduation of polytech college and above is 1, or 0.
Preparing to get a job	unemp	969	0.429	State of preparing to get a job (job preparing student, seeking job, and having a job but preparing to change job included) is 1, or 0.
Preparing job and mms-conscious	unfs	969	0.328	Interaction term between unemp and mms.
Living with parents	wparent	969	0.670	Living with parents is 1, or 0.
MMFS dummy	mms	969	0.740	1 if the respondent has a MMFS or a comparable exemplary person, or 0.
MMFS' reason	reason	938	0.633	1 if the respondent answered the reason is the MMFS' school was prestigious, or his/her capability/ability was excellent when his/her MMFS had got a good job.
MMFS' record	scored	969	3.483	1 if the academic record of MMFS was much poorer, 2 if it was poorer, 3 if it was comparable, 4 if it was better, 5 if it was much better in academic records.

Source: Raw data from 'Online Employment Survey: Survey on MMFS' Effect in the Job Search Process of Youths' of Korea Employment Information Survey (<http://www.keis.or.kr>, accessed: 2011. 10. 25).

방식도 함께 사용하여 분석한다. 이때 종속변수로 사용한 엄친아효과 변수는 '시간이 좀 걸리더라도 실업상태를 감수하면서 엄친아들의 일자리와 가능한 한 유사한 일자리를 찾기 위해 노력할 생각'을 가진 설문응답자라면 실제 엄친아효과를 실천하고 있는 청년층이라고 해석하여 1의 값을 부여하고 그렇지 않은 응답자라면 0의 값을 부여한 변수이다.<sup>13</sup> 〈Table 7〉에서 (A)열은 일반적인 Probit 추정 결과이며, (B)열은 선택편의(selection bias) 가능성을 수정하기 위한 Heckman 방식(흔히 Heckit 방식이라 부름)의 2단계 추정

13 실제 문항의 내용은 다음과 같다.

<Table 7> Estimation Results about the Influencing Factors to the Existence of MMFS Effect (Probit Model and Heckit Model)

Dependent variable	Search							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)	(A)	(B)
constant	-0.9886** (0.217)	-1.891** (0.548)	-1.123** (0.226)	-2.996** (0.626)	-1.032** (0.234)	-3.477** (0.954)	-0.7687* (0.240)	-6.189* (3.293)
sex	0.1617* (0.0850)	-0.03867 (0.117)	0.1632* (0.0852)	-0.1453 (0.122)	0.1719** (0.0866)	-0.1931 (0.141)	0.1829** (0.0869)	-0.4414 (0.341)
coll	-0.2806** (0.135)	-0.2187 (0.163)	-0.2875** (0.135)	-0.1935 (0.164)	-0.2964** (0.137)	-0.1718 (0.167)	-	-
colfs	-	-	-	-	-	-	-0.3027* (0.161)	-
mmfs	0.4101** (0.203)	-	0.4258** (0.205)	-	0.4469** (0.206)	-	0.7090** (0.250)	-
mcoll	0.1806** (0.0916)	0.3456** (0.122)	0.1837** (0.0919)	0.4546** (0.127)	0.1860** (0.0932)	0.5011** (0.145)	0.1720* (0.0931)	0.7267** (0.335)
unemp	0.7554** (0.202)	0.5878** (0.144)	0.7530** (0.203)	0.6568** (0.146)	0.7396** (0.204)	0.7151** (0.171)	0.7316** (0.204)	1.003** (0.385)
unfs	-0.3709 (0.232)	-	-0.4021* (0.234)	-	-0.4030* (0.236)	-	-0.3782 (0.236)	-
wparents	-	-	0.2151** (0.0922)	0.4492** (0.120)	0.2494** (0.0937)	0.4792** (0.129)	0.2554** (0.0943)	0.6360** (0.232)
reason	-	-	-	-	-0.1708* (0.0891)	0.1003 (0.150)	-0.1090 (0.0907)	0.3370 (0.317)
scored	-	-	-	-	-	-	-0.1656** (0.0417)	0.1118 (0.152)
$\lambda$	-	2.638** (1.008)	-	4.311** (1.106)	-	5.084** (1.602)	-	9.038* (5.065)
Log likelihood	-596.97	-435.00	-594.23	-427.90	-574.81	-427.67	-567.62	-427.93
N	969	690	969	690	938	690	938	690

Note: Column (A) shows estimation results of general Probit model and column (B) displays the estimation results of Heckman's two stage model. Here,  $\lambda$  is the inverse Mills ratio.  
 Source: Raw data from 'Online Employment Survey: Survey on MMFS' Effect in the Job Search Process of Youths' of Korea Employment Information Service (<http://www.keis.or.kr>, accessed: 2011. 10. 25).

6. 시간이 좀 걸리더라도 실업상태를 감수하면서 업친아들의 일자리와 가능한 한 유사한 일자리를 찾기 위해 노력할 것인가?  
 (1) 그렇다: 가능한 한 업친아 일자리의 특성이나 근로조건(임금 포함)과 유사하거나 좀 더 가까운 일자리가 발견될 때까지 기다리거나 구직을 계속할 것이다.  
 (2) 아니다: 업친아와는 무관하게 내 실력과 능력에 적합한 일자리가 나타나면 언제든지 취업할 것이다.

결과이다.

그런데 이러한 Heckit 방식을 사용할 때는 Puhani(2000)에 따르면 원래 사전적으로 배제성제약(exclusion restriction)<sup>14</sup>이라는 조건의 충족이 필요한데, 우리의 추정작업은 확인 결과 이 제약을 충분히 충족하는 것으로 나타난다. 1단계 추정모형인 엄친아함수에는 도입되지만 2단계 추정모형인 직업탐색함수에는 도입되지 않는 변수들이 (1) 식 (B) wparents, reason, scored의 3개 변수들, (2) 식 (B) reason, scored의 2개 변수들, (3) 식 (B) scored의 1개 변수, (4) 식 (B) coll의 1개 변수로 확인된다. 아울러 Leung and Yu(1996)의 제안에 따라 2단계 추정함수에서의 회귀항들에 관한 조건 수(condition number)도 계산해 보았는데, 우리의 추정모형의 경우 모두 20을 크게 초과하여 사실상 선택편의의 우려도 크지 않다는 검정 결과도 얻을 수 있었다. 따라서 <Table 7>의 (A) 열의 추정 결과도 선택편의로부터 상당히 자유로운 추정 결과들이라는 해석이 가능한 수준임을 밝혀 둔다.

설문조사 자료를 Probit 모형으로 회귀분석해 본 결과 얻어진 몇 가지 발견사실들은 다음과 같이 정리 가능하다(Table 7 참조).

첫째, 남자의 경우 일반적인 Probit 방식 추정에서는 엄친아효과가 상당히 나타나고 있지만 Heckit 방식에서는 통계적 유의성이 어느 정도 사라진다는 점이 발견된다.

둘째, 본인의 학력이 높을수록, 즉 전문대학 수준 이상이라면 엄친아효과는 상대적으로 약해진다. 또한 엄친아의 존재와 전문대졸 이상 더미의 상호작용항의 계수가 음수이면서 약한 통계적 유의성을 갖는 것으로 보아 고학력 변수가 엄친아효과를 다소 약화시키는 결과를 초래한다고 할 수 있다.<sup>15</sup> 그러나 본인학력 변수의 통계적 유의성도 Heckit 모형에서는 크게 약화되어 사라지고 있음도 지적할 수 있다. 그렇지만 Leung and Yu (1996)에 따르면 이 변수가 선택편의의 영향을 받는다고 말하기 어려울 수 있겠다.

---

14 2단계 추정에서 추정 1단계의 선택방정식에는 0이 아닌 계수를 가지고 나타나지만, 추정 2단계에서의 문제의 방정식에는 출현하지 않는 변수, 즉 본질적으로 도구변수로 역할하는 변수가 적어도 하나는 존재해야 한다는 조건이다(Puhani[2000], p.64).

15 이에 대해서는 약간의 추가적인 설명이 필요하다. 본인학력 더미변수 coll과 엄친아 인지 더미변수 mmfs 사이의 상관계수는 0.035로 약한 양의 상관관계(5% 유의수준에서 유의하지는 않음)를 보여주어 학력이 높아질수록 엄친아를 인지할 가능성도 높아진다는 점은 분명히 확인된다. 그렇지만 coll과 종속 변수 search와의 상관관계는 -0.059로 유의수준 5%에서 유의한 음의 상관관계를 보여준다. 따라서 해석하자면 이는 결국 고학력일수록 엄친아를 많이 인지하는 경향이 있지만 그럼에도 불구하고 엄친아의 일자리와 유사한 일자리를 찾기 위해 실업기간 연장까지 감수하려는 의지 자체는 고학력일수록 어느 정도 약화된다는 의미로 이해할 수 있겠다. 고학력일수록 취업자신감이 어느 정도 강화된다는 의미일 수도 있겠다.

셋째, 업친아가 주위에 존재하거나 다른 모범적인 비교대상이 존재한다면, 즉 본인이 업친아를 인식하고 있다면 업친아효과는 매우 강하게 발현된다.

넷째, 어머니의 학력이 전문대졸 이상이면 업친아효과가 강하게 나타난다. 이는 어머니의 학력이 높으면 주위에 우수한 업친아를 가진 어머니의 친구들이 많이 존재하여 구직자로서 적절한 역할모형을 확보하기가 보다 용이할 것이기 때문으로 추측된다. 그런데 이 변수는 선택편의를 조정한 Heckit 모형에서 그 계수의 절댓값과 통계적 유의성이 더욱 크게 증가하고 있음이 발견된다. 업친아효과의 존재를 강조하는 근거로 해석할 수도 있다.

다섯째, 본인이 취업준비를 하고 있는 상태(취업준비생, 구직 중, 그리고 취업 중이지만 이직준비 중인 경우를 포함)이면 업친아효과가 매우 강하게 나타난다. 이는 취업이 현재 매우 중요한 현안이기 때문에 업친아효과를 더 강하게 인식한다는 의미로 해석된다. 이 변수 역시 Heckit 모형에서는 그 계수의 절댓값과 통계적 유의성이 더욱 크게 증가하여 업친아효과의 설득력을 높여 주고 있다.

여섯째, 본인이 부모와 함께 동거하고 있는 경우는 업친아효과가 매우 강하게 나타난다. 이 경우는 부모가 청년층 자녀에게 업친아효과성 멘토 역할을 할 수 있으며 더욱이 구직기간 동안 필요한 생활비, 구직활동비 등 각종 비용을 지원할 수 있기 때문에 당연한 결과로 이해된다. 이 변수도 Heckit 모형에서는 그 계수의 절댓값과 통계적 유의성이 훨씬 크게 증가하여 업친아효과의 존재를 뒷받침해 준다.

일곱째, 업친아가 좋은 직장에 취업한 이유가 출신대학이 훌륭하거나 실력 또는 능력이 월등하기 때문이라고 생각할 때, 그리고 학교 성적 등이 업친아 쪽이 상대적으로 우수하다고 생각할 때는 업친아효과가 유의하게 감소하고 있다. 이 결과는 업친아효과와 관련하여 매우 중요한 함의를 우리에게 주고 있다. 상대적으로 우월한 일자리 구직에 성공한 업친아가 실력이나 능력 면에서 확실히 탁월하다는 점을 인정하는 개인들은 자신의 실력과 능력에 맞추어 구직활동을 하는 경향이 있고 의중임금을 필요 이상으로 높여 실업상태를 계속 연장하기를 원하지 않는다는 것이다. 따라서 자기 자신의 능력과 업친아의 능력을 서로 정확하게 비교·분별할 수 있는 신뢰도 높은 시그널들을 개발하여 청년층에게 제공할 필요가 있을 것이다. 고등교육 자체에도 수준에 부합하는 철저한 고품질 교육과 학사관리, 그리고 엄격한 성적평가 등이 필요하며, 따라서 그러한 시그널의 작동을 심각하게 무력화할 가능성이 매우 높은 평준화 지향적인 보편적 저품질 대학교육의 광범위한 권장·지원 정책은 크게 바람직하지 못하다는 함의를 가지고 있다.

이 변수들은 Heckit 모형에서는 그 계수의 통계적 유의성이 거의 사라졌는데, 이는 그 효과가 상당 정도  $\lambda$ 의 유의성으로 흡수되었기 때문으로 추정된다.

여덟째, <Table 7>에 보고되지는 않았지만 몇몇 주요 변수들은 업친아효과에 유의한 영향을 미치지 못하였음도 지적해 둘 필요가 있다. 예컨대 구직자의 결혼 여부나 전공 분야, 구직자의 거주지역 등이 그러한 변수들이다. 즉, 다양한 분석 결과 업친아효과에는 구직자의 결혼 여부, 전공분야, 거주지역 차원 등이 별다른 영향을 미치지 못하였다는 것이다.

### 3. 한국노동패널 자료에 의한 실증분석

업친아효과를 실증적으로 좀 더 심층분석하기 위해서 우리는 한국노동연구원이 매년 편제하여 발표하여 온 「한국노동패널」(한국노동연구원[2006~10]) 자료를 사용하기로 한다. 최근 이 자료는 한국고용정보원으로 이관되어 관리되고 있고 현재 제13차 패널 자료(2010년 기준 조사자료)가 공표되어 있다. 노동패널 자료는 업친아와 관련되는 질문을 전혀 포함하고 있지 않으므로 우리의 가설을 간접적으로 확인해 볼 수밖에 없는 한계를 가지지만, 그럼에도 불구하고 이 자료를 사용하는 이유는 청년층에 대한 부가조사가 2000년과 2006년에 2회에 걸쳐 집중적으로 이루어졌으며, 구직자 부모의 학력 등 업친아효과를 측정하는 데 필요하지만 통계청의 ‘경제활동인구조사’가 갖고 있지 못한 적합한 변수들을 많이 가지고 있다고 생각하였기 때문이다. 여기서는 2006~10년 패널 자료(2006년의 제9차 ‘청년층 부가조사’ 자료 포함)를 분석대상으로 삼을 것이다.<sup>16</sup>

동시에 여기서의 추정작업은 배진한(2010b)의 착상을 참고하되 이를 크게 확장·발전시킨 노력의 결과임을 먼저 밝혀 두고자 한다. 확장·발전된 내용은 다음 몇 가지로 정리될 수 있다. 첫째, 청년구직자의 효용함수에서부터 출발하여 직업탐색과정에서 업친아효과가 발생할 수 있는 새로운 미시경제이론적 기초를 제시하였다는 점이다. 둘째, 업친아효과가 가구소득 크기에 영향을 받을 수 있다는 점에 주목하여 취업 시점 연도

---

16 우리가 업친아가설 또는 업친아효과를 실증분석하자면 그것이 청년층들의 의중임금을 높이고 의중임금이 높아지면 그들의 미취업기간이 늘어나는 관계를 현실의 자료로 보여야 할 것이다. 그렇지만 현실에서 의중임금은 구직자의 마음속에 있으므로 관측되기 어렵고 설령 조사한다고 하더라도 크게 신뢰하기 어려울 수 있으므로 이를 직접 실증분석하는 것은 거의 불가능하다. 따라서 업친아효과가 의중임금을 높이는 관계는 이론으로 설명하되 실제 측정하지는 못하고 대신 업친아효과가 미취업기간 또는 구직기간을 늘리는 효과를 가진다는 점을 통계적으로 밝힘으로써 업친아효과와 작용을 주로 간접적으로 보이는 방법을 사용하지 않을 수 없다.

불변가구소득 변수(lhincome, 정확히는 취업 시점에서 볼 때 바로 전년도 가구소득(근로소득, 금융소득, 부동산소득의 합계)인데 2010년 불변가격 기준으로 환산)<sup>17</sup>도 함께 도입하였는데, 이 경우 일부 변수의 업친아효과는 다소 약화되었지만 전체적으로 여전히 업친아효과 변수들의 유의성은 견고하게 유지되고 있음이 확인되었다는 점이다. 물론 불변가격 기준 가구소득을 사용한 것은 당연히 가구소득에서 물가 변화의 교란효과를 제거하여 업친아효과의 설명력을 좀 더 엄밀하게 적출해 내기 위해서이다. 셋째, 업친아효과를 포착하려는 변수들로서 앞의 매칭이론 논의와 온라인 조사 결과를 반영하여 추가로 이용 가능한 어머니 학력(mcoll), 도시근로자가구의 제90백분위 월평균 소득수준의 상대적 지위(lincm90), 소비자물가상승률(lrprice), 부모와의 동거 여부(wparents), 대졸자구인배율(uvuratio) 변수 등을 새로이 도입하여 대체로 매우 유의한 추정 결과를 얻었다는 점이다. 도입한 변수들을 임기응변적(ad hoc)이 아니라 좀 더 엄밀한 이론적 추론과 설문조사에 근거하여 설명력이 높을 것으로 판단되는 것들 중심으로 선택한 것이다. 특히 새로이 도입한 도시근로자가구의 제90백분위 월평균 소득수준의 상대적 지위 변수는 임금분포 변수가 아니라 가구소득분포 변수라서 여전히 대리변수의 성격이 강하지만 본 연구가 강조하는 임금분포에서의 상대적 지위를 견지하는 개념인 업친아효과를 고유하게 포착할 수 있는 변수라는 점에서 그 설명력이 확인되는 경우 실증적 의의가 크다는 점을 강조해 둘 수 있다.<sup>18</sup> 넷째, 표본을 대폭 확대했는데 배진한(2010b)에서는 2006년 이전의 조사자료만 분석하였지만 이번 연구는 2006~10년의 추가표본들을 모두 추정에 포함시켰다는 것이다. 따라서 표본 수도 많이 확대되었다. 다섯째, 그리하여 업친아효과에 관하여 2007년 이후의 시간적 변화를 추정 결과에 함께 포함시킬 수 있게 되었다는 점도 언급해 둘 가치가 있다.

우리의 실증분석에 사용할 노동패널 자료(9차 연도[2006년]~13차 연도[2010년])에서 업친아 관련 변수들을 추출하여 정리한 통계자료의 요약통계는 <Table 8>로 나타낼 수 있다. 사용변수들 중 월별 남성 청년층 실업률(%), 임시·일용직 비율(%), 대·중소 기업 임금격차 비율, 6개월 소비자물가상승률, 대졸자구인배율, 그리고 대졸자구인성공률

17 한국노동패널 자료에서 조사되는 가구소득은 전년도 연간 가구소득이다. 필자는 이를 2010년 기준의 전년도 소비자물가지수로 환가하여 2010년 불변가격 기준으로 전년도 연간 불변가구소득 변수로 변환하여 추정에 사용하였다. 구체적으로는 가구소득은 청년층이 취업하는 시점에서 볼 때 그가 소속된 가구의 바로 전년도 불변가구소득인 셈이다.

18 가구소득분포 변수를 업친아효과 변수로 도입한 것은 익명의 검토자들의 심사평과 문제제기를 적극적으로 수용한 결과라는 점을 밝혀 두고자 하며, 아울러 검토자들의 매우 유의한 심사평에 대하여 진심으로 깊이 감사드린다.

등은 모두 x11법으로 계절조정된 변수들을 사용하였다. 도시근로자가구의 제90백분위 월평균 소득수준의 상대적 지위를 포착하는 변수는 구체적으로는 가구원 2인 이상 도시근로자가구 표본조사 가구 전체의 월평균 가구소득 수준에 대비한 제90백분위 가구소득 수준의 비율인데, 청년층 취업 시점 소속 분기의 비율을 사용하였다.<sup>19</sup>

그리고 이 통계에 기초한 미취업탈출확률 분석방법으로는 배진한(2010b)을 따라 Cox (1975)가 제안하고 Kiefer(1988)가 설명한 비례실업탈출모형(proportional hazard model)을 사용할 것이다. 이는 실업탈출함수를 구직자들의 구직기간 자료로 실제 추정하고자 할 때 흔히 부딪히는 곤란한 문제로서 구직상태가 아직 조사 시점에서 끝나지 않은 우측중도절단(right censoring) 자료의 문제가 존재하기 때문이다.

<Table 8> Summary Statistics of Variables

Variables					Explanation
Variable	Name	N	Mean	s.e.	
Unemployed period	unemprd	1,507	36.3	34.3	Unemployed period in months after school or army service.
Age	age	3,163	22.6	4.2	Ages.
Gender dummy	sex	3,163	0.47	0.50	Male is 1, or 0.
Marriage	marriage	3,162	0.17	0.38	Marriage is 1, or 0.
Education	educ	3,135	0.27	0.44	Graduate of 2 year college is 1, or 0. Graduate of university is 1, or 0.
	eduu	3,135	0.31	0.46	
Household income	lhincome	2,609	7.15	1.70	Log of yearly constant household income (labor earnings, financial income, and estate earnings, in 10 thousand won deflated with consumer price index) at the employed year.
Relative 90th percentile household income	lincm90	3,108	1.68	0.035	Ratio of 90th percentile incomes of urban worker's household (2 members and over) to the mean of them at employed time (in quarter).
Father's education	funiv	2,389	0.093	0.29	University and above dummy of father's education, 2 year college and above dummy of father's education.
	fcoll	2,389	0.13	0.33	

19 원래 엄친아효과 변수는 청년층 임금분포통계에서 구해야 할 것이지만, 현재 고용노동부가 편제하는 임금분포 자료인 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」 통계는 1년에 한 번 조사하는 연간통계라서 관측치 표본의 크기와 시점 면에서 적절하지 못하다고 보아 대신 통계청에서 분기통계까지 발표하는 「가계동향조사」의 비농가 도시근로자가구(가구원 2인 이상)의 월평균 가구소득 통계를 이용하게 된 것이다.



<Table 8> Continued

Variables					Explanation
Variable	Name	N	Mean	s.e.	
Mother's education	muniv mcoll	2,093 2,093	0.032 0.050	0.18 0.22	University and above dummy of mother's education, 2 year college and above dummy of mother's education.
Metro city	wcity	2,299	0.47	0.50	Metro city (including seoul) is 1, or 0.
Rate of unemp. (%)	munemp	3,156	8.18	1.62	Unemp. Rate (1 week basis, seasonally adjusted) of male youth (20~29 ages) at employed time (in month).
Ratio of temp. Job (%)	irworkr	3,133	46.01	3.35	Ratio of temporary jobs (seasonally adjusted) at employed time (in month).
Firm size wage gap	wgap	2,891	1.42	0.079	Ratio of male average wage of large firm (300 and over) to that of small firm (30~99) (seasonally adjusted) at employed time (in month).
Increasing rate of cpi	lrprice	3,156	0.018	0.011	Increasing rate of cpi for 6 months (seasonally adjusted) before the employed time (in month).
Living with parents	wparents	3,163	0.93	0.25	Living with parents is 1, or 0.
Vacancy /unemployee ratio of univ. graduates	uvuratio	1,799	0.077	0.014	Vacancy/unemployee ratio of univ. graduates (seasonally adjusted) at employed time (in month).
Hired/vacancy ratio of univ. graduates	umtheta	1,831	3.62	0.89	Hired/vacancy ratio of univ. graduates (seasonally adjusted) at employed time (in month).
Year dummy of 2007 and after	d	3,156	0.35	0.48	Year 2007 and after is 1, or 0.
Interaction of year dummy and ratio of temp. job	d • irworkr	3,133	15.66	21.05	Interaction term between year dummy of 2007 and after and ratio of temp. job.
Interaction of year dummy and firm size wage gap	d • wgap	2,891	0.57	0.72	Interaction term between year dummy of 2007 and after and firm size wage gap.
Interaction of year dummy and living with parents	d • wparents	3,156	0.34	0.47	Interaction term between year dummy of 2007 and after and living with parents.
Interaction of year dummy and relative 90th percentile income	d • lincm90	3,108	0.62	0.82	Interaction term between year dummy of 2007 and after and relative 90th percentile household income.

Source: Regression results with raw data from 'Korea Labor and Income Panel Study' of Korea Labor Institute in 2006~10 (<http://www.kli.re.kr>, accessed: 2013. 9. 13).

추정모형에 따라 미취업탈출확률에 영향을 주는 변수들에 대한 회귀분석 결과는 <Table 9>로 정리된다. <Table 9>에 따르면 중요한 몇 가지 사실들이 발견된다. 통제변수들에 대한 추정 결과로서, 첫째 광역시 거주 여부가 미취업탈출확률에 별다른 유의한 효과를 미치지 않는다는 점이 발견된다. 둘째, 연령이 높아질수록 탈출확률이 어느 정도 낮아지는 경향이 있으며, 결혼도 유의하게 탈출확률을 낮추는 경향이 있는 것으로 나타난다. 셋째, 남자일수록 통계적으로 유의하지는 않지만 미취업탈출확률이 낮아지는 경향이 있음도 나타난다. 넷째, 교육효과는 전문대졸과 대졸 이상 모두 미취업탈출확률을 매우 유의하게 높이는 효과를 보여준다. 다섯째, 가구소득이 높을수록 미취업탈출확률이 유의하게 낮아진다는 점도 확인된다. 다양한 업천아효과 변수들을 동시에 도입하는 경우 그 통계적 유의성이 다소 약화되는 경향은 있지만 효과의 방향과 유의성은 그 대로 뚜렷하게 유지되고 있다. 이 가구소득 변수는 업천아효과와 상당한 정도의 상관관계를 가질 수 있으므로 개념적으로 도입 여부에 논란이 있을 수 있지만 업천아효과를 분리해 내기 위한 통제변수로서 도입될 필요가 있다. 가구소득이 높으면 미취업탈출확률이 낮아지는 이유는 이것이 청년층의 의중임금을 유의하게 높이기 때문으로 해석되는데, 이는 관례적인 이론적 설명과 정합적이다. 여섯째, 취업 시점 남성 청년층 실업률 변수는 미취업탈출확률을 매우 유의하게 낮추고, 대졸인력 신규구인배율 변수는 미취업탈출확률을 매우 유의하게 높이는 효과를 보인다는 점이 확인된다.

우리가 관심을 가지는 업천아효과를 뒷받침하는 추정 결과로는, 첫째 미취업탈출확률을 높이는 데 있어서 부모학력의 효과는 「한국노동패널」 자료의 경우 별로 유의하지 않다는 사실이 발견된다. 다만, 일부 부모학력 더미변수의 경우 통계적 유의성은 매우 약하지만 그 부호가 음으로 나타나는 경우가 대부분이다. 둘째, 본 연구가 앞에서 업천아효과를 고유하게 직접적으로 포착한다고 서술한 제90백분위 비농가 도시근로자 가구소득의 상대비율( $lincm90$ )은 2007년 이후 연도 더미와의 상호작용항( $d \cdot lincm90$ )이 추가로 도입되는 경우를 제외하고는 <Table 9>의 거의 모든 추정식에서 청년층의 미취업탈출확률을 매우 유의하게 낮추고 추정계수의 절댓값도 상당히 크게 나타난다. 상호작용항이 도입되는 경우(10열과 15열)는 이들 상호작용항의 통계적 유의성이 매우 강하여 그 효과 역시 2007년 이후 훨씬 분명해진다는 점이 발견된다. 제90백분위 근로자가구의 가구소득이 업천아의 모범적인 취업성공을 대리한다고 보면 임금분포의 불평등이 심화될수록 또는 제90백분위 가구소득의 상대적 수준(지위)이 상승할수록 의중임금도 높아지고, 그리하여 청년층의 미취업탈출확률을 낮춘다는 우리의 업천아효과의 가설은

(Table 9) Estimation Results of Proportional Hazard Model for Youth (2006~10)  
 dependent variable: first unemployed period after school (in months)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
age	0.00779 (0.00504)	0.00499 (0.00556)	0.00787 (0.00647)	0.00309 (0.00571)	-0.000656 (0.00680)	0.00744 (0.00670)	-0.0198** (0.00873)
sex	-0.0533 (0.0372)	-0.0550 (0.0411)	-0.0436 (0.0514)	-0.0517 (0.0430)	-0.0506 (0.0521)	-0.0240 (0.0537)	0.00728 (0.0462)
marriage	-0.111** (0.0566)	-0.218** (0.0697)	-0.186** (0.0883)	-0.248** (0.0817)	-0.228** (0.115)	-0.184* (0.101)	0.108 (0.0871)
educ	0.385** (0.0466)	0.418** (0.0502)	0.506** (0.0629)	0.429** (0.0532)	0.472** (0.0679)	0.524** (0.0665)	0.466** (0.0598)
eduu	0.414** (0.0454)	0.448** (0.0503)	0.524** (0.0649)	0.457** (0.0527)	0.512** (0.0657)	0.549** (0.0670)	0.512** (0.0582)
lhincome	-	-0.0270* (0.0147)	-0.0417** (0.0187)	-0.0174 (0.0169)	-0.00199 (0.0336)	-0.0162 (0.0219)	-
mcoll	-	-	0.00698 (0.108)	-	-	0.00410 (0.109)	-
munemp	-0.0307** (0.0122)	-0.0277** (0.0126)	-0.0565** (0.0169)	-0.0233* (0.0133)	-	-0.0250 (0.0165)	-0.0365** (0.0153)
uvuratio	-	-	-	-	11.676** (2.005)	-	-
wcity	-	-	-	-	-	-	-0.0329 (0.0444)
lincm90	-4.166** (0.559)	-3.779** (0.670)	-4.776** (0.859)	-2.789** (0.796)	-2.016* (1.079)	-3.642** (0.963)	-1.567* (0.933)
irworkr	-	-	0.0302** (0.00765)	-	-	-	0.0179** (0.00868)
wgap	-	-	-	-1.213** (0.356)	-	-1.328** (0.428)	-1.516** (0.382)
lprice	-	4.132** (1.739)	-	-	-	2.925 (2.581)	5.094** (2.247)
wparents	-0.0842 (0.0735)	-0.0988 (0.0765)	-	-	-	-0.129 (0.0962)	-
d · irworkr	-	-	-	-	-	-	-0.00766** (0.00175)
Function Value	-21,207.3	-16,862.6	-10,643.1	-15,308.6	-9,224.9	-9,865.4	-12,873.9
N	3,096	2,546	1,719	2,343	1,513	1,611	2,028

(Table 9) Continued

	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
age	-0.0242** (0.0100)	-0.0155 (0.0112)	-0.0178 (0.0113)	-0.0173 (0.0113)	-0.0177 (0.0113)	-0.0173 (0.0112)	-0.0179 (0.0113)	-0.0199* (0.0111)
sex	0.00891 (0.0507)	0.0122 (0.0592)	0.0124 (0.0588)	0.0109 (0.0588)	0.0124 (0.0588)	0.00897 (0.0602)	0.0145 (0.0586)	0.0194 (0.0600)
marriage	0.0557 (0.106)	0.0323 (0.122)	0.0480 (0.123)	0.0481 (0.123)	0.0460 (0.123)	0.0542 (0.122)	0.0460 (0.123)	0.0549 (0.123)
educ	0.506** (0.0656)	0.514** (0.0749)	0.513** (0.0748)	0.511** (0.0745)	0.514** (0.0749)	0.517** (0.0750)	0.515** (0.0748)	0.525** (0.0773)
eduu	0.584** (0.0657)	0.592** (0.0751)	0.589** (0.0774)	0.586** (0.0775)	0.589** (0.0775)	0.585** (0.0761)	0.594** (0.0776)	0.602** (0.0806)
lnincome	-0.0306** (0.0147)	-0.0366* (0.0199)	-0.0339* (0.0202)	-0.0342* (0.0203)	-0.0344* (0.0203)	-0.0399* (0.0224)	-0.0344* (0.0202)	-0.0356 (0.0228)
funiv	0.00284 (0.0828)	-	-	-	-	-	-	-
muniv	-	-	-0.0160 (0.155)	-0.0143 (0.155)	-0.0176 (0.155)	-0.0237 (0.156)	-0.0281 (0.156)	-0.0338 (0.156)
mcoll	-	0.0114 (0.126)	-	-	-	-	-	-
munemp	-0.0436** (0.0157)	-0.0423** (0.0200)	-0.0402** (0.0196)	-0.0415** (0.0195)	-0.0405** (0.0196)	-0.0504** (0.0193)	-0.0401** (0.0196)	-0.0395** (0.0184)
wcity	-0.0309 (0.0484)	-0.0611 (0.0560)	-0.0549 (0.0560)	-0.0564 (0.0560)	-0.0542 (0.0560)	-0.0562 (0.0560)	-0.0545 (0.0559)	-0.0497 (0.0561)
lincm90	-1.863* (1.016)	-2.076* (1.234)	-1.880 (1.226)	-2.017* (1.220)	-1.990* (1.209)	-2.143* (1.160)	-1.981 (1.208)	-1.222 (1.185)
irworkr	0.0245** (0.0101)	0.0128 (0.0118)	0.0129 (0.0123)	0.0158 (0.0120)	0.0126 (0.0124)	0.0232** (0.0107)	0.0130 (0.0122)	0.00569 (0.0119)
wgap	-1.418** (0.419)	-1.268** (0.406)	-1.192** (0.435)	-1.222** (0.429)	-1.105** (0.433)	-0.946** (0.360)	-1.174** (0.437)	-1.044** (0.490)
lprice	4.838** (2.432)	-	4.659 (2.835)	4.720* (2.835)	4.788* (2.838)	8.710** (3.101)	4.525 (2.836)	6.616** (3.215)
wparents	-	-	-0.0312 (0.106)	-0.0323 (0.106)	-0.0307 (0.106)	-0.0384 (0.106)	0.0107 (0.107)	-0.00351 (0.112)
d · lincm90	-	-	-0.211** (0.0612)	-	-	-	-	-1.358** (0.251)
d · irworkr	-0.00737** (0.00197)	-0.00772** (0.00230)	-	-0.00765** (0.00231)	-	-	-	0.0367** (0.00887)

<Table 9> Continued

	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
d · wgap	-	-	-	-	-0.246** (0.0714)	-	-	0.480* (0.298)
d · lprice	-	-	-	-	-	-18,235** (5,232)	-	-11,675 (7,411)
d · wparents	-	-	-	-	-	-	-0,367** (0,104)	-0,252 (0,300)
Function value	-10,277.1	-7,387.8	-7,386.3	-7,386.6	-7,386.3	-7,386.1	-7,386.0	-7,384.3
N	1,679	1,265	1,265	1,265	1,265	1,265	1,265	1,265

Note: Standard errors are in ( ). Coefficients with \*\* are significant statistically at 5% level (two sided test), those with \* are significant at 10% level.

Source: Regression results with raw data from 'Korea Labor and Income Panel Study' of Korea Labor Institute in 2006~10(<http://www.kli.re.kr>, accessed: 2013. 9. 13).

통계적으로도 유의하게 지지되는 셈이다.

셋째, 불변가구소득(lhincome)과 그 상대비율(lincm90)이 모두 충분히 통제되고 난 이후에도 노동시장에서의 업친아효과 변수로서 임금격차가 미취업탈출확률을 낮추는 효과는 매우 유의하고 강력한 것으로 추정되었다. 이 역시 업친아효과를 강하게 지지하는 결과이다. 특히 (12)열에 따를 때 2007년 이후 연도더미와의 상호작용항(d · wgap)의 통계적 유의성이 매우 강하게 나타나고 있어서 이 임금격차 변수의 음의 효과는 2007년 이후 훨씬 강화된다는 점이 확인되고 있는 것이다.

넷째, 부모가 업친아를 염두에 두고 지원하는 청년층 구직자 생활비의 대리지표로 볼 수 있는 소비자물가상승률(취업 시점 이전 6개월간)도 청년층 미취업탈출확률에 뚜렷한 양의 효과를 미치고 있음이 발견된다. 이는 불변가구소득(lhincome)과 그 상대비율(lincm90)이 모두 충분히 통제되고 난 이후에도 소비자물가상승률이 높을수록 부모의 지원부담이 증가하여 청년층 구직자로 하여금 미취업상태에서 탈출하게 만드는 압력으로 작용한다는 것을 의미할 것이다. 다만, 부모와의 동거 변수가 도입되면 그 유의성이 다소 약화되고 또한 2007년 이후에는 부호의 방향이 반대로 역전된다는 점도 발견된다.

다섯째, 앞에서 부모와의 동거가 업친아의 인식에 강한 양의 효과를 미치는 것으로 나타났는데, <Table 9>에 따르면 이 부모와의 동거 변수가 2007년 이후에는 미취업탈출확률에 유의한 음의 효과를 미치는 것으로 추정되고 있다. 그런데 가구소득이나 임금격차 또는 임시·일용직 비율 등 다른 업친아효과 변수들을 추가로 도입하면 이 변수의 통계적 유의성이 다소 약해지는 경우도 발생하는데, 이는 패널 자료와 온라인 조사자료

의 차이 또는 변수들 사이의 상관관계 때문으로 해석된다.<sup>20</sup> 그렇지만 이러한 경우에도 <Table 9>의 (14)열에서 보는 바와 같이 이 변수와 2007년 이후 연도 더미변수와의 상호작용항( $d \cdot wparents$ )의 통계적 유의성은 매우 높게 나타나 2007년 이후 부모와의 동거 변수의 음의 효과가 뚜렷하게 확인되고 있다. 이 역시 최근으로 올수록 엄친아효과가 강화되고 있다는 배진한(2010b)의 결론을 뒷받침하는 결과로 해석할 수 있다.

여섯째, 노동시장에서 일자리의 불안정성의 지표로 해석할 수 있는 월별 임시·일용직 비율( $irworkr$ )은 상호작용항 변수( $d \cdot irworkr$ )의 추정계수에 따를 때 2007년 이후에는 미취업탈출확률에 매우 뚜렷한 음의 효과를 주고 있음이 발견된다. 이는 임시·일용직 비율이 확대됨으로써 일자리의 질이 하락하고 고용안정성이 약화될 때에는 청년층들이 근로조건이 더 나은 일자리를 찾기 위해 구직기간 또는 실업기간을 연장한다는 우리의 엄친아효과를 강하게 지지하는 추정 결과로 해석된다. 이러한 현상이 2006년 이전에는 통계적으로 유의하지 않았지만 2007년 이후에는 현저하게 분명해졌다는 의미를 가지는 것이다.<sup>21</sup>

일곱째, 앞에서 살펴본 대로 임시·일용직 비율, 대·중소 기업 임금격차, 그리고 부모와의 동거 변수와 2007년 이후 연도 더미변수의 상호작용항들이 모두 엄친아효과를 지지하는 방향으로 유의한 추정 결과를 보여준다. 이는 사실 엄친아효과가 시간적으로 변화할 뿐 아니라 최근으로 올수록 보다 강화되었다는 점을 잘 나타내는 것이다. 여기서 우리는 불변가구소득과 제90백분위 가구소득 상대비율이 충분히 통제되고 난 이후 원래의 추정계수와 2007년 이후 기간 더미와의 상호작용항 추정계수의 합의 통계적 유의성도 함께 살펴보았는데, 유의성이 크게 약화된  $irworkr$ 과 부호의 방향이 바뀐  $lrprice$ 를 제외하고는 이들의 통계적 유의성이 이론적 예상과 부합하는 방향으로 모두

**20** 왜냐하면 <Table 8>의 요약통계에 따를 때 노동패널 자료에서는 부모와 동거하고 있는 청년층이 93%에 이르고 있었지만 <Table 6>의 온라인 설문조사 결과에서는 그 비율이 67%로 훨씬 낮은 수준으로 조사되었기 때문이다. 이는 노동패널에서 부모와의 동거 여부 같은 변수들은 청년층 자녀들이 어릴 때 한 번 조사된 후 매년 추적조사되지 않은 탓일 수도 있다.

**21** 청년층의 미취업탈출확률이 무언가 다른 이유들 때문에 추세적으로 낮아져 왔을지도 모른다는 문제제기도 있을 수 있으므로 필자는 이미 이를 확인해 보기 위해 연도시간 변수를 도입하여 추정하는 작업도 많이 진행해 보았다는 점을 언급해 둔다. 그런데 시간변수를 도입하는 경우 이 시간변수는  $irworkr$ 나  $d \cdot irworkr$  변수들과 각각  $-0.952$ 와  $-0.908$  정도의 매우 높은 음의 상관관계를 갖고 있어서 이들 변수 추정계수들의 통계적 유의성이 함께 크게 약화되는 현상들이 발생하였는데, 이는 결국 다중공선성(multicollinearity) 문제 때문인 것으로 유추되었다. 그리하여 우리는 이미 2007년 이후 시간 더미와 임시·일용직 비율의 상호작용항 등을 도입하여 추정한 결과도 표에 제시하였으므로, 시간적 추세는 어느 정도 통제되었다고 보아 연도시간 변수를 추가도입한 모형들의 추정 결과는 보고하지 않기로 하였음을 밝혀 둔다.

확인되고 있음도 발견할 수 있다. 이는 앞에서 언급한 바와 같이 지식정보화시대의 전개와 함께 임금분포의 불평등이 심화될수록, 청년층들의 학력수준이 높아지고 유사해질수록, 그리고 일자리 정보에 대한 접근성과 타인(특히 엄친아)과의 비교 가능성이 높아질수록 더욱 강화될 가능성이 크다는 점을 잘 반영한다고 할 수 있다.

한 가지 추가로 언급해 둘 것은 <Table 9>의 (15)열에서 보는 바와 같이 추정작업에서 여러 개의 상호작용항들을 동시에 도입하는 경우에는 이들 변수 사이의 상관관계가 매우 높아(Table 11 참조) 다중공선성(multicollinearity)이 심각하게 우려된다는 점이다. 실제 상호작용항 변수들을 다양하게 도입하여 추정해 보기도 하였는데, 이 경우 각 상호

<Table 10> Statistical Significance of the Sum of Original Coefficient and Interaction Coefficient

	2006 and before (A)	Interaction term from 2007 and after (B)	Sum of coefficient estimates (C=A+B)	Test results	Notes
lincm90	-1.880 (1,226)	-0.211** (0,0612)	-2.091** (1,200)	Coefficient of interaction term in 2007 and after is very significant statistically and the sum of coefficients is also significant at 5% level (one-sided test).	Constant household incomes of young job searcher are controlled.  Constant household incomes of young job searcher and the relative ratio of the 90th percentile household incomes are controlled.
irworkr	0.0158 (0,0120)	-0.00765** (0,00231)	0.00813 (0,0134)	Coefficient of interaction term in 2007 and after is very significant statistically, but the sum of coefficients is not significant at 5% level (one-sided test).	
wgap	-1.105** (0,433)	-0.246** (0,0636)	-1.351** (0,417)	Both of (A) and (B) are significant statistically and the sum of coefficients is also very significant at 5% level (one-sided test).	
lrprice	8.710** (3,101)	-18.235** (5,232)	-9.525** (5,056)	The sum of coefficients is also significant at 5% level (one-sided test), but the sign of it is negative.	
wparents	0.0107 (0,107)	-0.367** (0,104)	-0.356** (0,135)	Coefficient of interaction term in 2007 and after is significant statistically and the sum of coefficients is also significant at 5% level (one-sided test).	

Note: Standard errors are in ( ). Figures in ( ) of (C) column are the standard errors of coefficient estimates sum, which are calculated separately.

Source: Regression results with raw data from 'Korea Labor and Income Panel Study' of Korea Labor Institute in 2006~10(<http://www.kli.re.kr>, accessed: 2013. 9. 13).

〈Table 11〉 Coefficients of Correlation among Interaction Terms

	d	d · lincm90	d · irworkr	d · wgap	d · lprice	d · wparents
d	1.0					
d · lincm90	0.99988	1.0				
d · irworkr	0.99855	0.99853	1.0			
d · wgap	0.99910	0.99889	0.99729	1.0		
d · lprice	0.82359	0.82617	0.82408	0.83461	1.0	
d · wparents	0.95405	0.95323	0.95073	0.95338	0.76826	1.0

작용항 추정계수들의 통계적 유의성이 대부분 사라지거나 계수의 부호가 이론적 예상과는 완전히 다른 방향으로 불안정하게 나타나기도 하였다는 점을 밝혀 둔다.

## Ⅵ. 정책 함의와 결론

지금까지 우리는 경제주체들 간 상호의존성을 통해 의중임금 또는 의중근로조건을 선택하는 구직자의 직업탐색과정에 주목하여 이를 업친아가설로 설명하고자 시도하였다. 이론적으로 이에 대한 간단한 미시경제학적 기초도 제시할 수 있었다. 업친아효과는 기존의 직업탐색이론이 임금분포를 외생적으로 주어진 것으로 간주하고<sup>22</sup> 개별 구직자가 혼자 독자적으로 탐색과정을 수행해 간다고 설명하는 것을 한 걸음 더 진전시킬 수 있는 시각으로 해석할 수 있다. 우선 직업탐색의 개인 간 상호의존성이 설명될 수 있으며, 또한 임금분포도 언제든지 가변적일 수 있는 현실도 분석에 도입할 수 있게 해줄 것이다. 그리하여 임금격차의 심화나 비정규직의 확산 등이 이론적으로 어떻게 많은 구직자들의 구직기간을 연장시킬 수 있게 되는지를 설명할 수 있게 된다. 말하자면 지금까지의 비정규직 확산이나 임금격차의 확대, 그리고 노동시장의 이중구조화 등이 청년층의 실업률 이력 현상, 청년층 눈높이의 경직성이나 NEET층의 확산 등에 미치는 효과를 한 가지 가설로 좀 더 선명하게 설명할 수 있게 된다는 것이다.

<sup>22</sup> 한편, Diamond(1971)나 Albrecht and Axell(1984) 등은 고용주들의 반작용으로 임금분포가 내생화될 수 있는 경우들을 살펴보고 있다. 그러나 이 연구들이 이후 큰 설득력을 얻지는 못하였다.



실제 본 연구에서는 한국고용정보원의 조사 인프라에 기초한 청년층 대상 온라인 설문조사를 통해 선택편의의 문제를 수정하더라도 엄친아효과의 존재를 매우 분명하게 확인할 수 있었다. 남자의 경우, 엄친아가 주위에 존재하거나 다른 모범적인 비교대상이 존재하는 경우, 어머니의 학력이 전문대졸 이상인 경우, 본인이 취업준비를 하고 있는 상태(취업준비생, 구직 중, 그리고 취업 중이지만 이직준비 중인 경우를 포함)인 경우, 그리고 본인이 부모와 함께 동거하고 있는 경우에는 엄친아효과가 매우 강하게 나타나고 있었다.

그리고 비록 간접적인 방법이기기는 하지만 「한국노동패널」 최근 자료에 의한 미취업탈출확률 영향요인 실증분석에서 얻어지는 엄친아효과 관련 결론은 대체로 다음과 같다. 첫째, 부모의 학력은 통계적 유의성은 매우 약하지만 대부분의 모형에서 엄친아효과의 함의대로 음의 값으로 추정되고 있다. 둘째, 제90백분위 가구소득의 상대적 지위 변수는 2007년 이후 연도 더미와의 상호작용항이 추가로 도입되는 경우를 제외하고는 청년층의 미취업탈출확률을 매우 유의하게 낮추고 추정계수의 절댓값도 상당히 크게 나타난다. 상호작용항이 도입되는 경우에는 이들 상호작용항의 통계적 유의성이 매우 강하여 그 효과 역시 2007년 이후 훨씬 분명해진다는 점이 발견된다. 도시근로자가구의 제90백분위 가구소득이 엄친아의 취업성공을 대리한다고 보면, 이는 임금분포의 불평등이 심화될수록 또는 제90백분위 가구소득의 상대적 수준(지위)이 상승할수록 그것이 청년층 구직자의 의중임금도 높이고 미취업탈출확률도 유의하게 낮춘다는 우리의 엄친아효과의 가설이 통계적으로도 유의하게 지지된다는 사실을 잘 나타내는 것이다.

셋째, 가구소득을 충분히 통제하였음에도 불구하고 노동시장에서의 엄친아효과 변수로서 대기업과 중소기업 사이의 임금격차가 미취업탈출확률을 낮추는 효과는 매우 유의하고 강력한 것으로 추정되었다. 뿐만 아니라 이 효과는 2007년 이후 더욱 강화된 것으로 추정되었다.

넷째, 부모가 엄친아를 염두에 두고 지원하는 청년층 구직자 생활비의 대리지표로 볼 수 있는 소비자물가상승률(취업 시점 이전 6개월간)도 청년층 미취업탈출확률에 뚜렷한 양의 효과를 미치고 있음이 발견된다. 이는 소비자물가상승률이 높을수록 부모의 지원 부담이 증가하여 청년층 구직자로 하여금 미취업상태에서 탈출하게 만드는 압력으로 작용한다는 것을 의미할 것이다. 다만, 부모와의 동거 변수가 도입되면 그 유의성이 다소 약화되는 점도 보인다.

다섯째, 부모와의 동거 변수는 2007년 이후에는 미취업탈출확률에 유의한 음의 효과

를 미치는 것으로 추정되고 있다. 가구소득이나 임금격차 또는 임시·일용직 비율 등 다른 업천아효과 변수들이 추가로 도입될 때 통계적 유의성이 다소 약해지는 경우도 있지만 이는 이미 언급한 대로 변수들 간 상관관계 때문일 수도 있다.

여섯째, 노동시장에서 일자리 불안정성의 지표로 해석할 수 있는 월별 임시·일용직 비율도 가구소득이 충분히 통제된 후임에도 불구하고 최근에는 청년층 미취업탈출확률에 뚜렷한 음의 효과를 주고 있음이 발견된다. 이는 임시·일용직 비율이 확대됨으로써 일자리의 질이 하락하고 고용안정성이 약화될 때에는 청년층들이 근로조건이 더 나은 일자리를 찾기 위해 구직기간 또는 실업기간을 연장한다는 우리의 업천아효과의 설명력을 분명하게 지지하는 추정 결과이다.

일곱째, 가구소득 수준을 충분히 통제하였음에도 불구하고 임시·일용직 비율, 대·중소 기업 간 임금격차, 그리고 부모와의 동거 변수와 2007년 이후 연도 더미변수의 상호작용항들이 모두 업천아효과를 지지하는 방향으로 유의하게 추정된 것은 업천아효과가 시간적으로 변화할 뿐 아니라 최근으로 올수록 보다 강화되었다는 점을 나타내는데, 이는 임금분포의 불평등이 심화될수록, 청년층들의 학력수준이 높아지고 유사해질수록, 그리고 일자리 정보 접근성과 타인(특히 업천아)과의 비교 가능성이 높아질수록 업천아효과가 더욱 강화될 수 있다는 사실을 제대로 반영하는 것이다.

결국 이상의 회귀분석 결과들을 우리가 주장하는 업천아효과를 강하게 지지하는 증거로 해석할 수 있다면 그 정책적 함의들은 다음과 같이 정리해 볼 수 있다. 우선, 첫째 업천아효과는 최근 심화되고 있는 전 세계적인 청년층 실업문제를 바라보는 시각에 일정한 변화를 줄 수 있는 새로운 시도로 볼 수 있다. 업천아효과는 우리나라에서 현재 유행하는 언어로 필자가 명명한 현상이지만 실제 이러한 현상은 정도의 차이는 있어도 많은 나라에서 설득력을 가질 수 있다. 최근 일본, 미국, 호주 등에서 이미 사회문제로 부각되고 있는 ‘갱거루족’이나 ‘니트족’(최형아·이화영[2013]; Nishi and Kan[2006]) 관련 논의에서 알 수 있는 것처럼 그 원인들이 충분히 밝혀지지 않은 청년실업들의 존재에 대해서도 이론적으로 상당한 정도 설명할 수 있을 것이다.

둘째, 나아가서 무엇보다도 노동시장에서 임금격차가 계속 확대되고 불평등이 심화되는 것은 구직기간의 축소와 실업탈출확률의 제고라는 측면에서 결코 바람직하지 못하다는 함의를 얻어낼 수 있다. 노동시장의 이중구조 확대는 청년층 취업에 불리한 환경이다. 비정규직의 확산도 불리한 환경이며, 이는 당분간 청년층의 구직기간을 장기화시켜 나갈 것이다. 따라서 노동정책으로 학력 간, 기업규모 간 등 각 부문 간 근로조건과 임

금에서의 격차가 지나치게 확대되지 않도록 유도하는 정책이 필요하다. 중소기업의 근로조건 개선을 지원하는 정책노력도 시급하다.

셋째, 업친아효과론은 청년층 실업문제가 단순히 노동시장 정보의 정확한 전달만으로는 쉽게 해결되기 어렵다는 것을 강하게 암시한다. 그 개선을 위해서는 구직자 각자가 자신의 시그널을 정확하게 발신할 수 있도록 해주어야 할 것이다. 시그널이 부정확해서 우수한 구직자를 쉽게 분별해 낼 수 없다면 이 또한 구직자들의 구직기간을 연장시키고 실업률을 높일 수 있기 때문이다. 시그널 기능이 부족한 과잉교육의 가능성을 줄이기 위해 대학을 과감하게 구조조정해서 대학의 정원을 대폭 축소하고 특성별로 특화해 나가거나 학생의 실력대로 엄격하게 성적을 평가하는 관행을 정립해 나가야 할 것이다. 더욱이 최근 제기된 보편적·일률적 반값등록금을 통한 대학교육 지원 확대정책 제안 등은 결국 '전 국민의 영성한 대졸자화'나 보편적인 저품질 대졸 청년층 양산으로 의중 임금만 높이게 되는 업친아효과를 더욱 강화시켜 청년층의 학력 간 인력수급 미스매치와 실업문제를 더욱 심화시키는 결과를 초래할 것이라는 함의도 제공한다.

오히려 과감한 정부투자와 함께 직업교육 트랙을 획기적으로 강화해 나가야 할 것이다. 많은 청년층에게 보편적 고등교육보다는 산업현장 맞춤형 고품질 직업 교육·훈련을 제공하는 편이 업친아효과를 억제하는 한편, 보다 적절하고 효과적인 취업지원책이 될 것이기 때문이다. 최근 고졸노동력의 노동시장 진입이 확대되는 추세에 부응하기 위해서도, 현재 맞춤형 교육을 근간으로 상당한 중간 성과를 얻고 있는 마이스터고 수준의 획기적인 투자가 대부분의 특성화 고등학교와 많은 전문대학 해당 분야 학과들에도 확대 적용되어야 한다는 것이다. 이렇게 되면 업친아효과도 축소되고 중소기업의 인력난도 점차 완화되며 숙련기술과 임금수준도 높아질 것이다.

넷째, 지금까지 노동시장의 제의임금 분포를 주로 그냥 외생적으로 주어지는 것으로 가정하여 왔던 직업탐색이론도 제의임금 분포가 변화할 때 노동력을 공급하려는 경제주체의 직업탐색 행위가 어떤 영향을 받을 것인지를 분석할 수 있는 방향으로 발전해 가야 할 것으로 생각된다. 그러기 위해서 이 경제주체의 노동공급 행위가 그 역할모형인 소위 업친아의 성취와 자기 자신의 성취를 끊임없이 비교하면서 이루어진다는 개념을 모형 속에 도입하지 않으면 안 될 것이다.

## 참고문헌

- 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사(임금구조)」 원자료, 1994~2012.
- 김재호, 「청년취업난의 악화(I): 피해자는 누구인가?」, 『월간 노동리뷰』, 2012년 4월호, 한국노동연구원, 2012.
- 김 용, 「우리나라 노동시장의 이력현상 분석」, Working Paper, 제397호, 한국은행 금융경제연구원, 2009. 9.
- 남재량, 「청년 니트(NEET)의 실태와 결정요인 및 탈출요인 연구」, 제7회 한국노동패널학술대회 발표자료, 2006.
- \_\_\_\_\_, 「고졸 NEET와 대졸 NEET」, 『월간 노동리뷰』, 2012년 4월호, 2012.
- 배진한, 「최근 노동경제 환경 변화와 정책대응 평가 및 과제」, 『산업관계연구』, 제20권 제3호, 한국고용노사관계학회, 2010a, pp.1~31.
- \_\_\_\_\_, 「청년층 실업과 업친아효과」, 『노동경제논집』, 제33권 제2호, 한국노동경제학회, 2010b, pp.1~26.
- 통계청, 「가계동향조사」.
- 최형아·이화영, 「우리나라 ‘캥거루족’ 규모 및 현황」, 『격월간 고용이슈』, 2013년 3월호, 한국고용정보원, 2013.
- 日本 總務省, 『2004 國勢調査』, 2004.
- Albrecht, J. and B. Axell, “An Equilibrium Model of Search Employment,” *Journal of Political Economy* 92, 1984, pp.824~840.
- Cahuc, P. and A. Zylberberg, *Labor Economics*, MIT Press, 2004.
- Clark, D., “Selective Schools and Academic Achievement,” Working Paper, No. 3182, Institute for the Study of Labor (IZA), November 2007.
- Diamond, P., “A Model of Price Adjustment,” *Journal of Economic Theory* 3, 1971, pp.156~168.
- Duesenberry, J. S., *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard U. Press, 1952 (조동필·진세인 공역, 『현대경제학과 소비이론』, 위성문고 36, 법문사, 1959).
- Giannetti, M. and A. Simonov, “Social Interactions and Entrepreneurial Activity,” *Journal of Economics and Management Strategy* 18(3), 2009, pp.665~709.

- Glewwe, P. W., “Estimating the Impact of Peer Group Effects on Socioeconomic Outcomes: Does the Distribution of Peer Group Characteristics Matter?” *Economics of Education Review* 16, 1997, pp.39~43.
- Henderson, V., P. Mieszkowski, and Y. Sauvageau, “Peer Group Effects and Educational Production Functions,” *Journal of Public Economics* 10, 1978, pp.97~106.
- Hoxby, C., “Peer Effects in the Classroom: Learning from Gender and Race Variation,” Working Paper, No. 7867, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2000.
- Hoxby, C. and G. Weingarth, “Taking Race Out of the Equation: School Reassignment and the Structure of Peer Effects,” unpublished manuscript, Harvard University, 2006.
- Kiefer, N., “Economic Duration Data and Hazard Functions,” *Journal of Economic Literature* 26, 1988, pp.646~679.
- Lavy, V., D. Paserman, and A. Schlosser, “Inside the Black Box of Ability Peer Effect: Evidence from Variation of Low Achiever in the Classroom,” NBER Working Paper, No. 14415, 2008.
- Lefgren, L., “Educational Peer Effects and the Chicago Public Schools,” *Journal of Urban Economics* 56, 2004, pp.169~191.
- Lerner, J. and U. Malmendier, “With a Little Help from My (Random) Friends: Success and Failure in Post-Business School Entrepreneurship,” NBER Working Paper, No. 16918, 2007.
- Leung, S. F. and S. Yu, “On the Choice Between Sample Selection and Two-Part Models,” *Journal of Econometrics* 72, 1996, pp.197~229.
- Lyle, D. S., “Estimating and Interpreting Peer and Role Model Effects from Randomly Assigned Social Groups at West Point,” *Review of Economics and Statistics* 89(2), May 2007, pp.289~299.
- MaCurdy, T. E., “An Empirical Model of Labor Supply in a Life-Cycle Setting,” *Journal of Political Economy* 89(6), 1981, pp.1,059~1,085.
- Marmaros, D. and B. Sacerdote, “Peer and Social Networks in Job Search,” *European Economic Review* 46, 2002, pp.870~879.
- Mortensen, D. T., “Job Search and Labor Market Analysis,” O. A. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. II, North-Holland, 1986.
- Nishi, F. and M. Kan, “Current Situation of Young People Who Are Not in Employment or Education in Japan (Summary),” Japan: Statistical Research

- and Training Institute, 2006.
- Nho, Eungwon, "Did the Distribution of Household Incomes Grow Worse Really in the Period of Participation Government?" *Journal of Korean Economic Development* 15(1), Korea Development Economics Association, 2009, pp.95~131.
- OECD, *OECD Employment Outlook 2013*, OECD Publishing, 2013.
- Pissarides, C. A., *Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd ed., MIT Press, 2000.
- Puhani, P., "The Heckman Correction for Sample Selection and Its Critique," *Journal of Economic Surveys* 14(1), 2000, pp.53~68.
- The Social Exclusion Unit, *Bridging the Gap: New Opportunities for 16~18 Year Olds Not in Education, Employment or Training*, 1999.
- Summers, A. and B. Wolfe, "Do Schools Make a Difference?" *American Economic Review* 67, 1977, pp.639~652.
- Zimmerman, D. J., "Peer Effects in Academic Outcomes: Evidence from a Natural Experiment," *The Review of Economics and Statistics* 85(1), November 2003, pp.9~23.

#### 〈웹사이트〉

- 통계청, 「지역별고용조사」, 2011년 3/4분기분 원자료, 2012(<http://kostat.go.kr>로부터 구입, 접속일자: 2013. 3. 20).
- 한국고용정보원, 2005~13년 '워크넷' 원자료(<http://www.keis.or.kr>, 접속일자: 2013. 3. 13).
- \_\_\_\_\_, '온라인 고용서베이: 청년층 구직활동 엄친아효과 조사' 원자료(<http://www.keis.or.kr>, 접속일자: 2011. 10. 25).
- 한국노동연구원, 2006~10년 「한국노동패널」 원자료(<http://www.kli.re.kr>, 접속일자: 2013. 9. 13).

### 엄친아효과를 반영한 의중임금의 구체적 계산 예시

한 구직자 개인의 구체적인 효용함수 형태를 1차 동차 Cobb-Douglas 효용함수로 가정한다. 또한 여기서  $0 < \alpha < 1$  이라 가정한다.

$$U(C, \frac{L}{Q}) = A C^\alpha (L/Q)^{1-\alpha} = \bar{U} \quad (\text{A-1})$$

여기서  $\bar{U}$ 는 하나의 정해진 무차별곡선을 의미한다. 이 식을 소비  $C$ 에 관하여 정리하면,

$$C = (\bar{U}/A)^{1/\alpha} (L/Q)^{-(1-\alpha)/\alpha} \quad (\text{A-2})$$

이 식에서 엄친아효과를 의식하지 않는 개인의 소비와 여가 사이의 한계대체율  $dC/dL$ 를 도출하면 다음과 같아진다.

$$dC/dL = -\frac{1-\alpha}{\alpha} \left( \frac{\bar{U}}{A} \frac{Q^{1-\alpha}}{L} \right)^{1/\alpha} \quad (\text{A-3})$$

이제 이 개인의 의중임금을 도출하기 위해  $L = L_0$  이고  $C = R_0 - wL_0$  인 경우의 무차별곡선에서 한계대체율을 구한다.  $\bar{U} = A(R_0 - wL_0)^\alpha (L_0/Q)^{1-\alpha}$  를 (A-3)에 대입한다.

$$dC/dL = -\frac{1-\alpha}{\alpha} \left( \frac{R_0 - wL_0}{L_0} \right) \quad (\text{A-4})$$

그런데 이 한계대체율은 균형상태에서 그 개인의 의중임금과 같다고 할 수 있으므로 다음 식이 역시 성립한다.

$$x = w^* = (1-\alpha)R_0/L_0 \quad (\text{A-5})$$

이 개인의 경우는 엄친아를 의식하지 않으므로 결국 그 한계대체율과 의중임금에는 당연히 엄친아효과 변수  $Q$ 가 소거되어 전혀 영향을 주지 못한다.

그렇다면 엄친아효과를 의식하는 개인의 한계대체율과 의중임금은 어떻게 되는가? 그 한계대체율은 당연히  $dC/d(L/Q)$ 가 되어야 할 것이다.

$$dC/d(L/Q) = -\frac{1-\alpha}{\alpha} \left( \frac{R_0 - wL_0}{L_0/Q} \right) \quad (\text{A-6})$$

이 식 (A-6)을 엄친아를 의식하는 개인의 의중임금과 같다고 놓고 풀면 이 한계대체율 수준에서의 의중임금은 결국 다음과 같아진다.

$$x_Q = w^* = \frac{(1-\alpha)R_0}{L_0} \frac{1}{1-\alpha(1-1/Q)} \quad (\text{A-7})$$

엄친아효과 때문에  $Q \geq 1$ 이라 하면 당연히  $1/\{1-\alpha(1-1/Q)\} \geq 1$ 이 성립하므로 식 (A-5)와 식 (A-7)을 비교해 볼 때  $x_Q \geq x$ 가 자연스럽게 성립한다. 엄친아효과 때문에 의중임금이 더 높아진다는 점이 우리의 구체적 예시 효용함수에서도 바로 확인되는 것이다.