

온라인 구직방법이 임금 및 구직기간에 미치는 영향*

성제환** · 김성증***

정보화가 진전되면서 노동시장도 많은 영향을 받아왔다. 특히, 인터넷 이용이 확산되면서 온라인을 이용한 구인·구직방법도 보편화되고 있는 추세이다. 이에 본 연구는 한국노동연구원에서 실시한 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료를 이용하여 기타 구직방법과 병행하여 온라인을 이용하여 구직하는 경우 입직 초기의 임금수준, 임금증가 및 구직기간에 미치는 영향을 실증적으로 분석하는 데 연구의 목적을 두었다. 온라인 구직이 구직자의 임금상승 및 구직기간을 단축시킨다면 정보화에 의해 노동시장의 효율성은 증대될 것이다. 본 연구결과에 의하면, 온라인 구직과 병행하여 구직활동을 하는 경우 임금수준에는 영향을 미치지 못하지만 전 직장 임금수준과 비교하여 취업시 임금증가에는 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편으로 인터넷, 친리안 등을 이용하여 기존 구직방법과 온라인 구직을 병행하는 경우 구직기간은 상대적으로 길어지고 있음을 발견하였다. 본 연구결과는 정보화 진전이 노동시장 효율성을 제고시킬 수 있다는 기존 이론적 주장들을 실증적으로 지지하지 못함을 보여 주고 있다.

핵심주제어: 온라인 구직, 온라인 구인, 구직방법, 구직기간, 거래비용
경제학문헌목록 주제분류: J0, J6

I. 연구배경 및 목적

1. 연구배경

컴퓨터와 통신기술의 발달로 요약될 수 있는 정보화는 제품, 기업조직 및 상품거래형태 등의 변화를 통하여 신경제의 기반을 구축해 왔다. 한편으로 정보화 진전은 노동시장에 적지 않은 영향을 미쳐 왔다. 거시적 측면에서는 실업률,

* 본 논문은 원광대학교 교비에 의해 지원되었으며, 좋은 지적을 해 주신 익명의 심사자분께 감사드린다.

** 원광대학교 경제학부 교수(제1저자), 전화: (063) 850-5061, E-mail: sung@wonkwang.ac.kr

*** 서울지방노동위원회 위원장(공동저자), 전화: (02) 541-1190, E-mail: soochun@dreamwiz.com

논문투고일: 2004. 4. 13 수정일: 2004. 4. 30 게재확정일: 2004. 5. 31

〈표 1〉 구직방법별 구성비(%)

	1998년		1999년		2000년	
	취업	실업	취업	실업	취업	실업
학교추천	8.8	10.7	7.7	8.8	7.1	8.8
친지소개	47.2	63.7	50.5	59.8	47.6	55.2
공공직업소개	6.7	12.9	9.3	13.4	6.0	10.7
사설직업소개	3.5	5.9	1.0	3.4	2.4	4.9
신문·TV	39.8	57.9	35.8	50.1	32.1	54.2
직접접촉	24.6	36.1	18.5	27.7	29.8	39.0
가 족	6.7	14.6	9.3	14.3	11.9	11.0
온 라 인	8.1	6.7	9.3	8.8	19.0	14.6
기 타	4.2	1.6	11.8	3.9	6.0	4.2
합 계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

자료: 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료.

미시적 측면에서는 숙련, 임금(수준), 고용형태 등이 변화를 겪어 왔다. 특히, 정보화에 따른 거래비용(transaction costs)의 감소로 인하여 노동시장에서 근로자 및 기업의 구직·구인형태가 많은 영향을 받게 되었다.

미국의 경우 총노동인구의 8%가 구직을 위해 온라인을 이용하고 있으며, 실업자의 약 50%, 취업자의 약 15%가 구직을 위해 집에서 인터넷을 이용하고 있는 것으로 조사되었다(Francis, 2003). 우리나라의 경우에도¹⁾ 온라인을 이용하여 구직을 하는 비율이 점점 증가하고 있는 것으로 나타나고 있다. 〈표 1〉에 의하면 1998년 취업자의 8.1%가 온라인을 이용하여 구직한 경험이 있으며, 해마다 이 비율은 증가하여 2000년에는 무려 19.0%를 차지하고 있다. 실업자의 경우에는 취업자보다는 약간 작은 비중을 차지하고 있으나, 1998년 6.7%에서 2000년 14.6%로 꾸준히 증가하는 추세를 보이고 있다.

2. 연구의 목적 및 구성

본 연구는 구직자가 온라인과 기타 구직방법을 병행하여 구직활동을 하는 경우 노동시장 효율성이 증대되는지 여부를 실증적으로 검증하는 데 목적이 있

1) 구직방법별 구성비는 중복 응답비율을 나타내며, 이에 사용된 분석자료는 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료이다. 설문 성격상 미국의 경우와 단순비교는 어려울 것으로 판단되며, 이에 대한 자세한 설명은 제Ⅲ절 자료의 성격부문에 다시 언급할 것이다.

다. 온라인 구직으로 인하여 구직자의 임금이 상승하고 구직기간이 단축된다면 노동시장 효율성은 증대될 것이다. 이를 위해 온라인 구직방법이 구직자의 임금과 구직기간에 어떠한 영향을 미치는지 실증적으로 분석하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 정보화 및 온라인 구직이 노동시장에 미치는 영향에 대한 기존 연구를 검토하게 될 것이다. 그리고 온라인 구직이 임금 및 구직기간에 미치는 영향에 대해 기존 연구에 기초하여 실증분석을 위한 가설을 설정하게 된다. 다음 제Ⅲ절에서는 실증적 분석에 사용된 자료의 성격을 구직방법, 임금, 구직기간 등으로 구분하여 설명한다. 그리고 제Ⅳ절에서는 실증분석을 위한 모형 및 분석결과를 설명하고, 마지막 절에서는 이에 대한 결론 및 보완점을 제시하고자 한다.

Ⅱ. 기존 연구의 검토 및 가설의 설정

1. 정보화 진전과 노동시장

정보화의 진전에 따라 숙련, 임금 및 고용형태에 미치는 영향에 대해서는 국내외에서 어느 정도 연구가 진척되어 왔다. 먼저 숙련편향적(skill-biased) 기술진보와 관련하여 Bernard and Jensen(1997)은 정보통신기술이 근로자의 숙련을 향상시킨다고 보고하고 있다. 또한 Autor *et al.*(1998)은 컴퓨터를 이용하는 숙련편향적 기술진보가 숙련근로자의 수요를 증대시키고 있음을 실증적으로 보여주고 있다.

이러한 숙련편향적 기술변화가 근로자 특성별로 임금수준에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 예측되지만, 기존 연구결과에 의하면 단정적인 결론을 내리기에 무리가 있는 것으로 사료된다. 전병유(2002)의 연구에 의하면 우리나라의 경우 컴퓨터 이용에 따른 임금프리미엄이 10% 이상 되는 것으로 보고하고 있다. Cappelli and Carter(2000)의 연구는 컴퓨터 이용과 관리자계층의 임금은 양(+)의 관계가 있음을 보여 주고 있으며, Freeman(2002)도 이와 유사한 결론을 내리고 있다. 또한 Nakamura and Pugh(2000)도 job-site에서 자기 자신을 마케팅할 수 있는 능력이 기술수준에 따라 다르기 때문에 기술수준에 따라 임금의 양극화 현상이 심화될 수 있다고 주장하고 있다.²⁾ 그러나 Card and Dinardo(2002)

2) Kuhn and Skuterud(2000) 및 Autor(2001)도 능력과 관련된 임금격차는 심화될 것이라고 예

의 연구에 의하면, 컴퓨터 이용이 지속적으로 확산되고 있음에도 불구하고 근로자 특성별 임금 불평등도가 확산되지 않았음을 보여 줌으로서, 컴퓨터 이용의 증가가 소득증가에 대해 양(+)의 영향을 미친다고 확정적인 결론을 내리기는 어렵다고 주장하고 있다.

컴퓨터의 이용과 고용형태의 관계에 대한 대표적 연구로서는 Newmark and Reed(2002) 및 Batt(1999)의 연구를 들 수 있다. 특히 Newmark and Reed(2002)의 연구는 컴퓨터 이용증가로 인하여 비정형적 고용관계가 확산되고 있음을 보여 주고 있다.³⁾ Batt(1999)는 기업 내 교육 및 업무와 관련된 정보가 온라인화 되어 있는 경우 매출증가가 고용형태별로 차이가 있음을 보여 주고 있다.⁴⁾

2. 온라인 구인·구직

노동시장에서 일자리나 구직자에 대한 정보부족은 마찰적 실업과 직업불일치를 야기시키는 중요한 원인 중의 하나로 인식되어 왔다. 그러나 구인·구직시에 온라인을 이용하게 되면 구인·구직에 따른 거래비용의 감소 및 풍부한 정보로 인하여 구인·구직에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 판단된다. Mortensen(2000) 및 Krueger(2000)도 높은 인터넷접속률, 낮은 비용 및 일자리에 대한 풍부한 정보로 인하여 마찰적 실업이 감소할 것이라고 주장하고 있다. 이하에서는 온라인 구인과 구직으로 분리하여 기존 연구를 개관하고자 한다.

기업의 온라인 구인⁵⁾에 대한 연구는 Gentner(1984) 및 Casper(1985) 등에 의해 1980년대 중반부터 시작되었다. 그러나 기업과 대학에서 IT가 확산되는 1990년대 중반에 인사관리 분야를 중심으로 집중적으로 관심의 대상이 되어 왔다.⁶⁾ 세부적으로 온라인 구인의 경험적 효과에 대해 Galanaki(2000)는 기업에 대한

측하고 있다.

- 3) 고기술산업이 집적된 도시근로자의 경우에 한정하여 분석을 시도하였다. 또한 대졸자 이상 계층의 경우, 비정형적 고용관계 확산이 다른 계층보다 10% 이상 높게 나타나고 있는 것으로 보고하고 있다.
- 4) 서비스업 품질관리팀에 정보의 on-line과 신기술이 접합될 때 그렇지 않은 경우에 비해 팀의 매출이 17.4% 증가하고 있음을 보여 주고 있다. 또한 이 논문은 노사관계 측면에서 정보화 도입이 용이한 경우 그 효과는 더욱 커진다는 것을 실증적으로 보여 주고 있다.
- 5) On-line Recruiting은 E-cruiting, Cyber-cruiting 및 Internet Recruiting으로도 불리운다. CIPD(1999) 보고서에 의하면 온라인으로 구인을 하는 가장 흔한 방법으로 ① 기업 웹사이트(web-site)에 채용광고, ② 전문 구인 웹사이트(online job boards, job portal 등)를 활용, ③ 전통 미디어를 이용하여 웹사이트를 광고하는 방법 등을 들고 있다.
- 6) 인사관리분야에서 On-line Recruiting에 대한 주제별 연구는 Starcke(1996), Thaler-Carter(1998), Useem(1999), Hays(1999), Dysart(1999), Leonard(2000) 및 Capelli(2001)를 참조하라.

설문조사를 통해 적은 구인광고 비용, 짧은 구인주기, 폭넓은 지원자 확보, 회사 이미지의 개선, 잠재적 구직자에 대한 접근, 광범위한 지역대상 등을 장점으로 지적한다. 반면 단점으로는 온라인 구인이 통합적 구인과정의 일부로 적용되어야 한다는 점, 대다수 구직자들에게 여전히 온라인이 1차 수단이 아니라는 점 등을 들고 있다.⁷⁾ 또한 부정적인 측면으로 과잉지원에 따른 처리비용 증가가 가장 큰 문제점이며, 이는 오히려 구직기간을 장기화시킨다고 주장하고 있다 (Galanaki, 2000).

Freeman(2002)에 의하면 온라인으로 구직을 하는 경우, 다음과 같은 세 가지 장점을 가질 수 있다고 주장하고 있다. 첫째, 거래비용(transaction costs)의 감소로 이는 온라인을 이용하여 구인·구직정보를 검색하거나 온라인 지원 등을 수행하는 데 있어, 전통적인 방법을 이용하는 경우보다 비용이 크게 절감될 수 있다는 것이다. 둘째, 노동시장에서의 청산속도가 증가될 수 있다. 이는 온라인을 이용할 경우 신속한 정보공개 및 지원이 가능하기 때문이지만, 이러한 예측의 타당성은 아직 경험적으로는 입증되지 않고 있다. 셋째, 온라인을 이용한 구인·구직이 직업일치도(job match)를 제고시킬 가능성이 높다. 이는 온라인을 이용한 구인·구직이 보다 많은 구인 및 구직관련 정보의 접근을 가능하게 하기 때문에 과거와 같은 정보부족에 따른 직업불일치 가능성이 줄어들기 때문이다.

그러나 사실 이러한 예측들은 모두 경험적 검증의 대상이다. 우선 거래비용의 감소가능성도 해당 정보 개개의 생성이나 유통에는 비용이 적게 들겠으나, 구인·구직 당사자 입장에서는 관련정보의 양이 증대됨으로써 오히려 전체적으로 더 많은 비용을 지불할 수도 있다. 이는 두 번째 예측인 청산속도의 증대가능성 문제와도 연관되는 것으로, 정보유통량의 증대에 따른 청산속도의 저하가능성도 제기될 수 있다. 예를 들어, Kuhn(2001)의 경우 미국 CPS 자료를 이용하여 온라인 이용이 구직기간에 미치는 영향을 추정한 결과 뚜렷한 차이가 발견되지 않는 것으로 나타난다. 이는 무엇보다 거래비용의 감소에 따른 구직자의 증가(excess application) 때문에 오히려 적절한 인재를 선발하는 데 더 많은 시간이 걸릴 수 있다고 주장하고 있다. 이는 Galanaki(2000)의 연구나 Enhance Media(2002)의 영국에서 인터넷을 이용한 구인·구직 조사결과에서 온라인 구인방법을 채택한 기업의 가장 큰 고민이 과잉지원에 따른 업무처리 지연이라는

7) 이 경우 온라인을 이용하는 구인·구직이 IT관련 직업 등 특정 종류의 일자리에 국한될 가능성이 크다는 지적은, Wilk and Cappelli(2003)의 지적과 같이 일자리 특성에 따라 사업체의 구인방법이 달라지기 때문으로 볼 수 있다.

점과 의견을 같이한다.

온라인을 이용한 구인·구직이 전통적인 구인·구직방법에 비해 거의 무제한적인 정보유통이 가능하다는 점, 그에 따라 보다 적합한 인재의 선발·배치가 가능하다는 점을 고려하면 직업일치 가능성이 현실적으로 존재한다. 이 경우 실제로 온라인을 이용한 구인·구직이 직업일치의 개선을 가져온다면, 거시적으로는 구인과 실업 사이의 상관관계를 나타내는 베버리지 곡선이 원점 방향으로 이동하게 될 텐데, 1990년대 호황기 동안 컨퍼런스 보드의 구인자수가 증가하지 않았다는 점에서 이러한 현상이 실제로 나타난 것으로 주장되기도 한다(Autor, 2001). 물론 Katz and Krueger(1999)가 지적하는 바와 같이 이러한 현상이 상당 부분 구인광고가 신문지상에서 온라인으로 이동한 데 따른 표면적인 효과일 가능성이 크지만, 동시에 같은 기간 동안에 미국의 NAIRU가 감소했다는 점(Gordon, 1998; Katz and Krueger, 1999)에서 온라인을 이용하는 구인·구직 확대가 직업일치의 개선을 가져왔을 가능성도 부정할 수 없다(Autor, 2001).

3. 가설의 설정

기존 연구결과를 바탕으로 다음과 같은 두 가지 가설을 설정하고자 한다.

[가설 1] 기타 조건이 일정할 때, 온라인을 이용하는 구직방법이 기타 구직방법에 비해 상대적으로 양(+의 임금효과를 가져온다. 온라인 구직방법은 저비용으로 일자리에 대해서 풍부한 정보획득을 가능하게 하기 때문에, 기타 조건이 일정할 때 상대적으로 높은 임금이 제공되는 일자리에 취업할 가능성이 높다고 판단된다.⁸⁾

[가설 2] 기타 조건이 일정할 때, 온라인을 이용하는 구직방법이 기타 구직방법에 비해 구직자의 구직기간에 미치는 영향은 사전적으로 단정하기가 어렵다. 구인자 측면에서 보면 일자리에 대한 정보량의 증대로 과잉지원에 대한 업무처리 지연은 오히려 구직기간을 장기화시킬 수도 있다. 구직자의 경우 구직중 의중임금의 변화 여부에 따라 구직기간에 상반된 영향을 미칠 수 있다. 온라인 구직의 특성상

8) Feldman and Klass(2002)는 MBA 졸업자를 대상으로, 인터넷 구직활동의 영향요인과 문제점을 살펴보고 있다. 이에 따르면 관리자과 전문가, 넓은 지역을 대상으로 하는 구직활동, 상당한 정도의 급여상승을 희망하는 경우 인터넷을 이용한 구직이 활발하게 이용된다고 지적하고 있다.

저비용으로 일자리에 대한 풍부한 정보획득이 가능하기 때문에, 구직기간중 구직자의 의증임금이 상승한다면 구직기간은 증가될 수도 있다. 반면에 구직기간중에 의증임금이 불변이라면 구직기간은 감소할 것이다. 그러므로 온라인 구직이 구직기간에 미치는 영향은 일률적으로 단정하기 어려운 것으로 판단된다.

Ⅲ. 자료의 성격 및 변수의 설정

온라인 구직의 경제적 효과를 분석하기 위하여 본 연구에서는 한국노동연구원에서 실시한 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료를 사용하였다. 우리 나라의 경우 인터넷 이용이 1990년대 후반에 들어 확대되기 시작한 점을 감안하여, 1998년 이후 자료를 사용하였으며, 임금근로자로 취업한 경우만을 분석대상으로 선정하였다.⁹⁾

1. 구직방법

한국노동패널 조사에 의하면 현재 일자리를 구하는 취업자와 실업자에 대해서는 각 연도 모두 공통적으로 질문하고 있다. 구체적인 구직방법은 ① 학교, 학원, 스승의 추천이나 소개, ② 친구, 친지의 소개, ③ 공공 직업안내소를 통해, ④ 사설 직업안내소를 통해, ⑤ 신문, TV, 벽보 등의 구인광고, ⑥ 일하고 싶은 곳을 직접 찾아다니면서, ⑦ 가족을 통하여, ⑧ 인터넷, 천리안 등 전산망을 통하여, ⑨ 기타로 구분되며, 실제 구직활동과정에서 활용한 방법에 대해 모두 응답하도록 하고 있다. 이 경우 ⑧ 인터넷, 천리안 등 전산망을 통한 구직을 본 연구에서는 온라인을 이용한 구직방법으로 분류하고, 온라인 이용구직이 임금과 구직기간에 미치는 효과를 분석하게 된다. 인터넷, 천리안 등 전산망을 통하여 구직하는 경우 기타 구직방법과 배타적으로 사용될 수 있는가에 대해서는 논란의 여지가 있다. Kuhn and Skuterud(2000)의 시계열연구에 의하면 온라인 구직행위가 ‘직접 고용주를 접촉’ 또는 ‘친구나 친척을 통한’ 구직행위와는 배타적(exclusive) 구직방법으로 볼 수 있으나, 기타 구직방법과는 보완적 특성을 지니고 있는 것으로 결론짓고 있다.¹⁰⁾ 우리 나라의 경우, 사용한 구직방법을 모두

9) 사용자자료에 대한 기초통계는 부록에 수록되어 있다.

응답하는 형태로 되어 있기 때문에 인터넷 구직행위를 기타 구직방법과 배타적(exclusive)이라고 인식하기에는 한계가 있다. 그러므로 본 연구에서는 다른 구직방법과 병행하여 인터넷, 천리안 등 전산망을 이용한 경험이 있는 구직자를 온라인 이용 구직자로 분류하고, 이와 같은 전산망을 이용한 경험이 없는 구직자를 기타 구직자로 구분하여 온라인 구직방법이 노동시장 효율성에 미치는 영향을 검증하고자 한다. 이하에서는 온라인 구직방법과 다른 구직방법을 병행하여 구직활동을 하는 경우를 온라인 구직방법이라고 명명하고자 한다. 온라인을 이용한 구직 여부를 나타내기 위해서 더미변수를 사용하였다(온라인 이용 구직자=1, 기타 구직자=0).

2. 임 금

온라인 이용 구직방법이 임금 및 증감에 미치는 영향을 분석하기 위한 구체적인 자료구성은 다음과 같다. 한국노동패널조사에서는 현재 취업자에 대해 어떤 경로를 통해 취업하게 되었는지 질문하고, 각 연도의 일자리에 대한 조사결과를 직업력 데이터로 요약하여 제공하고 있다. 직업력 데이터에서 필요한 자료를 추출하는 작업은 다음과 같다. 우선 취업시점에 대한 조사결과를 통해 1998년 이후 임금근로자로 취업한 경우를 추출한 후에, 해당 일자리의 최초 조사결과만을 추출하여 온라인 등을 이용한 구직활동이 입직 당시의 임금에 어떤 영향을 미치는지 분석하게 된다.¹¹⁾ 이 경우 직업력 데이터에는 해당 근로자의 학력, 기혼 여부 등 개인속성은 포함되어 있지 않으므로 이에 대해서는 각 연도의 개인 조사자료에서 추출하여 결합시켰다.

10) 미국과 우리나라를 직접 비교하는 것은 한계가 있다. 왜냐하면, 미국의 경우 Internet and Computer Use Supplement of CPS 자료에서는 “Does, REGULARLY use the Internet(at home) to search for jobs?”로 질문하고 있어, 이용한 구직방법을 모두 응답하는 우리나라와는 차이가 있다.

11) 이 경우 구직방법의 차이에 따라 얻게 되는 일자리의 특성이 입직 초기보다 일정 기간이 경과된 이후에 나타날 가능성도 있다. 예를 들어, 구직방법에 따라 입직 후의 직무일치도가 다를 경우, 구직방법에 따라 입직 후의 근속에 따른 임금상승효과가 달리 나타날 수 있다. 예를 들어, Freeman(2002)의 예측과 같이 온라인을 이용하는 경우 직무일치도가 다른 경우보다 개선될 수 있다면, 입직 이후의 근속에 따른 임금상승효과가 다른 경우보다 빠르게 나타날 수 있다. 따라서 이런 경우 입직 당시의 임금비교만을 통해서만 해당 구직방법의 경제적 효과를 충분히 검증할 수 없다. 그러나 이를 위해서는 입직 이후 일정 기간이 경과된 자료가 필요하나, 현재 가용한 자료가 3개년 패널자료이므로 이에 대해서는 패널자료의 추가 이후에 고려할 수 있을 것이다. 이 점에 대해서는 추후의 연구과제로 남기고자 한다.

한편, 온라인 등을 이용하여 취업하는 경우의 임금효과를 단순히 새로운 일자리에서의 임금격차뿐만 아니라, 이전 일자리와 새로운 일자리에서의 임금증감분에 구직방법이 미치는 영향을 통해서도 살펴볼 수 있다. 이를 위해 1998년 이후 취업자 중, 이전 일자리가 확인되는 취업자에 대해서는 이전 일자리의 퇴직 전 임금과, 새로운 일자리의 입직 직후 임금을 확인하여 그 증감분에 미치는 영향을 아울러 분석하였다.¹²⁾ 월평균임금은 임금근로자의 세후 월평균임금 조사결과를, 시간당 임금은 월평균임금을 주당 평균근로시간으로 나눈 값으로 하였다. 월평균임금의 증감은 새로운 일자리의 최초 조사 월평균임금에서 이전 일자리의 퇴직 직전 조사된 월평균임금의 로그(log)격차로 정의하였다.

3. 구직기간

분석대상은 1998년 이후 임금근로자로 취업한 취업자와 2000년 현재까지 계속 실업상태에 놓여 있는 사람이다. 취업자의 경우에는 해당 일자리에 취업하기까지의 구직기간이, 실업자의 경우에는 구직 시작시점부터 2000년 현재 조사시점까지의 기간이 구직기간이 된다. 취업자의 구직기간은 완결된 기간(complete spell)으로 하며, 실업자의 경우 우측잘린 기간(right censored spell)으로 처리하였다.

한편, 전 직장이 있는 구직자와, 노동시장에 새로 진출하는 구직자의 구직패턴이 다소 다를 수 있다. 예를 들어, 이미 직장경험이 있는 구직자는 최근의 경력자 우선 채용경향에 따라 구직기간이 상대적으로 단축될 수도 있고, 반면 이전 직장에서의 이직 사유가 불리하게 작용할 수도 있다. 따라서 직장 경험이 있는 구직자와 노동시장 신규 진입자로 구분하여 분석하는 것도 중요한 시사점을 제공할 수 있다. 이에 따라 직장 경험이 있는 구직자를 대상으로 별도로 분석하여 수록하였다. 그리고 전 직장이 있는 구직자의 구직기간 분석에는 전 직장 사항을 별도로 추가시켜 분석하였다. 우선 전 직장의 직업을 관리전문직, 사무직, 생산직으로 구분하여 해당 더미를 추가시켰으며, 이직 전 임금의 경우 해당 구직자의 직전 일자리의 최종 조사결과에서 추출하고, 근속기간은 해당 일자리의 입직시점과 퇴직시점 조사결과로부터 계산하여 추가시켰다.

12) 이 경우 일자리에서의 임금을 시간당 임금을 기준으로 하는 경우와, 월평균임금을 기준으로 하는 경우 모두를 분석할 수 있으나, 시간당 임금을 기준으로 하는 경우 이전 일자리와 새로운 일자리에서의 노동시간이 조사되지 않은 경우가 많아 관측치가 많이 손실되므로 임금증가분에 미치는 영향에 대해서는 월평균임금만을 기준으로 분석하였다.

4. 기타 변수의 설정

인적 속성(성별, 결혼 여부, 연령 등)에 대해서는 일반적인 관례에 따랐다. 일자리 속성변화와 인적 속성변화를 통제하기 위해 교육연수 증가, 연령 증가, 직업 및 종사상 지위변화더미를 포함시켰다. 교육연수 증가변수는 교육수준과 이수여부 조사결과를 이용하여 교육연수를 연속변수로 전환시킨 후 그 차이로 정의하였으며, 연령 증가변수는 새로운 일자리에서의 최초 조사연령과 이전 일자리에서의 퇴직 직전 조사연령의 차이로 정의하였다. 직업변화더미는 관리전문직, 사무·판매·서비스직, 생산관련직으로 대분류한 직업분류를 기준으로 이전 직장과 새로운 일자리에서의 직업변화 경로에 따라 정의하였으며, 종사상 지위변화더미는 정규직과 비정규직(임시 및 일용직)으로 대분류한 종사상 지위분류를 기준으로, 이전 직장과 새로운 일자리에서의 종사상 지위변화 경로에 따라 정의하였다.

다음으로 가구특성을 통제하기 위해 각 가구의 근로소득, 금융소득, 부동산소득, 기타 소득 등 전체 가구소득의 로그값을 추가시켰다. 이는 가구의 소득수준이 음의 효과(wealth effect)를 통해 구직기간에 직접 미치는 영향을 통제하게 된다. 그리고 조사시점 차이에 따른 노동시장 여건의 변화를 통제하기 위해 2000년 조사 여부를 별도의 더미변수로 추가하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 온라인 구직이 임금에 미치는 영향

(1) 입직 초기 임금수준에 미치는 영향

〈표 2〉에 의하면 월평균임금 및 시간당 임금을 기준으로 하는 경우 모두 온라인 구직방법이 입직 초기 임금수준에 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 온라인을 통해 일자리를 구한 취업자의 임금수준이 타방법에만 의존한 경우와 비교하여 거의 차이가 없음을 의미한다. 따라서 입직 초기 임금에 대한 분석결과만으로는 온라인을 통한 구직이 별다른 소득증가를 가져오지 못하는 것으로 보인다.¹³⁾ 기타 변수들이 입직 초기 임금에 미치는 영향 분석결

13) 그러나 온라인을 통한 구직의 장점이 보다 많은 구인정보의 확보라는 점을 고려하면 입

〈표 2〉 온라인 구직이 입직 초기 임금수준에 미치는 영향의 분석결과

	월평균임금기준		시간당 임금기준	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상 수 항	3.8277**	0.1720	-0.1543	0.1853
온라인 구직	-0.0567	0.0580	-0.0770	0.0625
기혼더미	-0.0177	0.0348	0.0203	0.0375
남성더미	0.2887***	0.0356	0.1689***	0.0384
전문대졸더미	0.0801	0.0524	0.0554	0.0565
4년대제 이상더미	0.1150**	0.0460	0.2089***	0.0495
연 령	0.0226***	0.0084	0.0288***	0.0091
연령의 제곱	0.1690***	0.0378	0.1819***	0.0407
가구주더미	-0.0003***	0.0001	-0.0004***	0.0001
현 임시직더미	-0.2316***	0.0351	-0.0724*	0.0378
현 일용직더미	-0.4221***	0.0460	-0.1028**	0.0496
현 사무직더미	-0.1128***	0.0504	-0.2658***	0.0542
현 생산직더미	-0.2607***	0.0523	-0.3653***	0.0564
전기·가스·수도산업더미	0.2720	0.2180	0.4408*	0.2348
건설업더미	0.2283***	0.0517	0.1851***	0.0557
도소매·음식·숙박업더미	-0.0041	0.0463	-0.0661	0.0498
운수·통신·금융업더미	-0.0336	0.0615	-0.0649	0.0662
사업서비스업더미	-0.1448***	0.0467	-0.0354	0.0503
기타 서비스업더미	-0.1085*	0.0554	0.0144	0.0597
노조더미	0.0764	0.0838	-0.0360	0.0903
Adj R-sq	0.3293		0.2128	

주: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ ($n = 979$).
 자료: 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료.

과를 보면, 성별, 학력, 연령, 가구주 등 인적 속성변수들이 대부분 유의하게 나타나며, 일자리 속성변수인 종사상 지위, 직종, 산업더미도 임금결정요인에 대한 기존의 연구와 유사하게 나타나고 있다. 즉, 남성, 고학력, 고연령일수록 월평균임금 및 시간당 임금이 증가하는 것으로 나타나며, 임시, 일용직과 사무직, 생산직일수록 월평균임금 및 시간당 임금이 감소하는 것으로 나타난다. 산업별로는 월평균임금에서는 건설업과 사업서비스업이 유의하나 시간당 임금의 경우에는 건설업만 유의하게 나타난다.

직시점에서의 임금비교뿐만 아니라 이전 일자리와 새로운 일자리에서의 임금수준을 비교하는 것도 필요하다.

(2) 온라인 구직이 임금증가에 미치는 영향

〈표 3〉에 의하면 온라인 구직방법이 모형 1, 2, 3 모두에서 임금증가에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 온라인을 이용하여 새로운 일자리에 취업하는 사람들이 높은 임금증가를 경험하는 것을 의미한다.¹⁴⁾ 즉, 구직자의 입장에서 다른 모든 조건이 동일할 때, 온라인을 이용하여 구직대상 일자리의 범위를 확대시킴으로써 보다 유리한 조건의 일자리를 구할 수 있게 함을 의미한다. 한편으로 교육연수의 증가는 임금증가폭을 확대시키는 것을 볼 수 있다. 즉 새로운 일자리로 취업하는 과정에서 교육연수가 늘어날 경우 임금의 증가가 발생하는데, 이 경우 교육연수가 많이 늘어날수록 그 폭이 커지게 된다. 반면, 연령의 경우에는 새로운 일자리로 취업하기까지의 연령증가가 클수록 오히려 임금증가폭이 작아지고 있다.

일자리 속성에서는 우선 종사상 지위에 있어 새로이 일용직으로 취업하는 경우에는 임금이 감소하고, 이전 일용직에서 새로이 일자리를 찾는 경우에는 증가하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 전반적으로 일반적인 관측과 부합하는 것으로 보인다. 예를 들어, 현재 일용직으로 취업한 사람의 임금은 임시직이나 정규직으로 취업하는 경우보다 임금증가율이 줄어들 것이며, 이전 일용직에서 새로 취업하는 경우에는 이전 일자리의 임금수준이 이전 관리전문직의 그것보다 낮은 수준이었기 때문에 새로 취업하는 경우의 임금증가율이 이전 관리직에서 취업하는 경우보다 높을 수 있다.

직업별로는 이전에 관리직에서 생산직으로 취업하는 경우 추정계수가 마이너스로 나타나며, 이전 사무직에서 취업하는 경우(특히 생산직)에는 플러스로 나타나고 있다. 관리직에서 생산직으로 취업하는 경우에는 일반적인 예측과 부합하지만, 이전 사무직의 경우에는 다소 검토가 필요하다. 우선 사무직 범위에 단순사무직, 서비스-판매직이 포함되어 있어 생산직으로 새로 취업하는 경우 오히려 높은 임금을 얻는 경우가 있기 때문으로 보인다.

전 직장 근속기간은 마이너스의 유의성을 보여 주어 근속기간이 길수록 임금증가폭이 작은 것을 볼 수 있다. 다음으로 인적 속성의 수준을 통제하기 위해 포함시킨 기혼더미, 남성더미, 연령, 가구주더미의 경우 남성더미 이외에는 모

14) 물론 이 경우 온라인 이용만이 아니라 다른 구직방법과 병행하는 경우도 포함하는 것이므로 이러한 임금증가가 반드시 온라인 이용 때문에 발생한 것으로 보기는 곤란하다. 그러나 적어도 온라인 구직방법을 병행하여 새로운 일자리를 구하는 것이 불리한 성과를 가져오지는 않는 것으로 보인다.

〈표 3〉 온라인 구직이 임금증가에 미치는 영향 분석결과

	모형 1		모형 2		모형	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상 수 항	-0.0278	0.0496	-0.1871	0.1238	-0.0444	0.0784
온라인 구직	0.0915*	0.0522	0.1003*	0.0530	0.1103**	0.0544
교육연수증가	0.1259***	0.0481	0.1194**	0.0486	0.1270**	0.0499
연령증가	-0.0550**	0.0249	-0.0622**	0.0252	-0.0608**	0.0252
2000년 조사	0.0521*	0.0315	0.0543*	0.0315	0.0558*	0.0315
현 임시직더미	-0.0401	0.0353	-0.0492	0.0361	-0.0504	0.0364
현 일용직더미	-0.0894*	0.0456	-0.0951**	0.0464	-0.0964**	0.0465
전 임시직더미	0.0351	0.0414	0.0347	0.0414	0.0316	0.0415
전 일용직더미	0.1076**	0.0529	0.0974*	0.0533	0.0910*	0.0532
현 사무직더미	-0.0121	0.0487	-0.0076	0.0492	-0.0175	0.0497
현 생산직더미	0.0033	0.0501	0.0130	0.0513	-0.0005	0.0526
전 사무직더미	0.1065**	0.0521	0.1090**	0.0525	0.1011*	0.0530
전 생산직더미	0.0609	0.0527	0.0896	0.0544	0.0709	0.0550
전 직장 근속기간	-0.0007*	0.0004	-0.0008**	0.0004	-0.0008*	0.0004
전문대졸더미					-0.0004	0.0498
4년대재 이상					-0.0020	0.0472
교육연수			0.0081	0.0058		
기혼더미			0.0089	0.0344	0.0195	0.0337
남성더미			-0.0808**	0.0368	-0.0644*	0.0361
연 령			0.0028	0.0019	0.0017	0.0018
가구주더미			-0.0170	0.0380	-0.0239	0.0379
Adj R-sq	0.501		0.578		0.532	

주: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ ($n=706$).

자료: 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료.

두 유의하지 않게 나타난다. 남성보다 여성의 경우 일자리 변화에 따른 임금증가가 크게 나타나는 것은 앞서 일용직의 경우와 유사하게 여성의 전 직장 임금 수준이 낮은 상태에서 새로 취업하는 경우의 임금증가율이 높게 나타나기 때문으로 보인다.

2. 온라인 구직이 구직기간에 미치는 영향

(1) 분석모형

분석모형은 모수적(parametric)모형으로 이질성이 고려되는 Weibull 생존분석

모형과, 준모수적(semi-parametric)모형으로 Cox(1972)의 비례위험(proportional hazard)모형을 같이 적용하였다. 이는 모수적모형 분석에서 부여되는 가정에 따라 발생할 수 있는 추정치의 편의, 특히 기준선 위험(baseline hazard)에서의 편의를 피하기 위해서이다.

우선 일반적인 모수적(parametric) 생존분석의 경우 생존함수(survival function)가 모든 관측치에 대해 동일하다는 가정을 전제한다. 그러나 이러한 가정이 타당하지 않을 경우 추정치가 편의되거나 통계적 유의성에 대한 해석이 달라질 수 있다. 이런 문제를 해소하기 위해서는 기준선 위험에 대한 추정을 모형 자체에서 배제시키는 방법을 택하거나, 생존함수에 영향을 미치는 새로운 오차항을 도입할 수 있다. 만약 원래의 생존함수가 Weibull모형의 생존함수와 유사하되 새로운 오차항을 포함하는 경우 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$S(t|v) = v\{\exp[(-\lambda t)^p]\}.$$

새로운 오차항의 분포가 감마분포를 따르고, 그 평균이 1이라고 가정할 경우 그 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$f(v) = \left[\frac{k^R}{\Gamma(R)} \right] e^{-kv} v^{R-1}$$

따라서, Weibull 분포와 비관측된 이질성을 동시에 고려하는 비조건부 생존함수와 위험함수는 다음과 같이 정의된다.

$$S(t) = \int_0^{\infty} vS(t|v)f(v)dv = [1 + \theta(\lambda t)^p]^{-\frac{1}{\theta}}$$

$$\text{여기서, } \theta = \frac{1}{k}$$

$$h(t) = S(t)^\theta \times \lambda p (\lambda t)^{p-1}$$

Cox(1972)의 비례위험모형은 다음과 같다. 먼저, 개인위험함수(hazard function)가 다음과 같이 기준선 위험(baseline hazard)과 개인속성의 영향부분으로 구분된다고 가정한다.

$$h(t, x) = h_0(t) \exp(x\beta)$$

다음으로 지속기간은 T_1, T_2, \dots, T_K 으로 구분되며, R_i 를 위험집합(Risk set)으로 정의한다(R_i 에 속하는 모든 개인 j 의 지속기간에 대해 $t_j \geq T_i$ 가 만족).

만약, $m_i \geq 1$ 명의 개인이 t_i 의 동일한 지속기간에 탈출한다면 부분로그우도함수 (partial log likelihood)는 다음과 같이 정의된다.

$$\log L = \sum_{i=1}^K \left[\beta' \sum_{j \in T_i} - m_i \log \sum_{j \in R_i} \exp(\beta' x_j) \right].$$

우측절단(righted-censored)된 관측치는 위험함수에는 포함되나, 부분우도함수의 분모에는 포함되지 않는다. 이 경우 특징은 기준선 위험이 추정에서 배제된다는 것으로, 기준선 위험에 대한 특정한 가정을 필요로 하지 않는 준모수적(semi-parametric) 방법으로 간주된다. 따라서 Cox(1972)의 비례위험모형은 기준선 위험에 대한 추정치는 제공하지 못하는 한계를 갖고 있으나, 기준선 위험에 대한 특정한 가정 부과가 가져올 수 있는 추정계수의 편의문제 등은 회피하는 장점을 갖는다.

(2) 온라인 구직이 구직기간에 미치는 영향

관측되지 않은 이질성을 고려한 Weibull모형(〈표 4〉)의 추정결과와 Cox비례위험모형(〈표 5〉)의 추정결과가 거의 유사하게 나타난 것을 볼 수 있다. 물론 Weibull모형의 경우 종속변수가 로그(log)구직기간이고 Cox비례위험모형의 경우 종속변수가 탈출률(hazard rate)이므로, 두 모형의 추정치 부호가 상반되게 나타나며 대부분 추정치의 유의수준 등도 비슷하게 나타나는 등 전반적으로 두 모형의 추정결과가 일관성을 유지하고 있다.

온라인 이용더미는 모든 모형에서 유의하게 나타나며, 온라인을 이용하는 구직자의 구직기간은 이를 전혀 이용하지 않는 경우에 비해 긴 것으로 나타났으며, 통계적으로도 유의함을 보여 주고 있다. 특히 Weibull모형 추정결과에서 온라인 이용더미의 계수값이 2000년 조사더미를 제외한 다른 모든 경우보다 크게 나타나 온라인 이용 여부가 구직기간에 상당한 영향을 미치는 것을 볼 수 있다. 이러한 결과는 온라인 이용 구직이 빠르고 풍부한 구인정보 검색을 통해 구직기간을 단축시킬 수 있다는 예측과 상반되는 것이다.

다음으로 각각의 요인이 구직기간에 미치는 영향에 대한 분석결과는 기존의 실업기간 영향요인 분석결과와 유사하게 나타나고 있다. 예를 들어, 모든 모형에서 전병유 외(2001)와 유사하게 남자일수록 구직기간이 길어지고 학력이 높을수록 구직기간이 짧아지는 것을 볼 수 있다. 한편, 기혼일수록 구직기간이 짧아지고 고연령자일수록 길어지는 것을 볼 수 있다. 그리고 신규 진입자의 경우

〈표 4〉 온라인 구직이 구직기간에 미치는 영향 분석결과(Weibull모형)

	모형 1		모형 2	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상 수 항	0.4545*	0.2705	-1.1194**	0.4717
온라인 이용더미	0.4743***	0.1138	0.6220***	0.1329
기혼더미	-0.1315*	0.0747	-0.1640***	0.0864
가구주더미	0.0045	0.0804	0.0409*	0.0955
남성더미	0.3214***	0.0613	0.3045	0.0782
연 령	0.0880***	0.0155	0.1463***	0.0186
연령의 자승	-0.0007***	0.0002	-0.0016***	0.0002
전문대졸	0.0584	0.0824	0.0780***	0.1228
4년대재 이상	-0.2719***	0.0649	-0.3972	0.0958
2000년더미	-0.5657***	0.0561	-0.4246***	0.0709
신규 진입자더미	0.0962*	0.0572	0.8770***	0.0890
로그가구소득			-0.0211	0.0384
Theta	0.0100	0.0314	0.8540***	0.1701
Sigma	1.1153***	0.0506	0.7158***	0.0476
N	1389		1283	
로그우도값	-2,144.2		-1,842.6	

주: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.
 자료: 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료.

〈표 5〉 온라인 구직이 구직기간에 미치는 영향 분석결과(Cox비례위험모형)

	모형 1		모형 2	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
온라인 이용더미	-0.3252***	0.1113	-0.3444***	0.1150
기혼더미	0.1501*	0.0785	0.1318	0.0824
가구주더미	-0.0587	0.0834	-0.0340	0.0914
남성더미	-0.2335***	0.0708	-0.2179***	0.0754
연 령	-0.1130***	0.0165	-0.1054***	0.0172
연령의 자승	0.0013***	0.0002	0.0012***	0.0002
전문대졸	-0.0694	0.1029	-0.0826	0.1080
4년대재 이상	0.2858***	0.0807	0.2736***	0.0851
2000년더미	0.2843**	0.0615	0.2628***	0.0643
신규 진입자더미	-0.7734***	0.0806	-0.7266***	0.0850
로그가구소득			0.0408	0.0370
N	1389		1283	
로그우도값	-7,455.2		-6,808.1	

주: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.
 자료: 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료.

에는 구직기간이 유의하게 길게 나타나는데, 이는 1990년대 말 이후의 경력자 위주의 채용현상 때문으로 보인다.

한편으로 Belzil(1996)의 지적과 같이 기타 조건이 일정할 때, 일자리 속성에 따라 구직기간이 달라지는 점을 고려하기 위해 일자리 속성을 통제하는 것이 필요하다. 이에 따라 일자리의 속성을 통제한 분석을 별도로 실시하였다. 이 경우 구직자가 찾고 있는 일자리의 속성을 직장경험이 있는 취업자와 실업자의 전 직장 속성으로 통제하는 방법과, 취업에 성공한 사람들의 현재 일자리의 속성으로 통제하는 방법을 고려할 수 있다. 즉, 전직 경험이 있는 구직자의 경우 기존 일자리와 유사한 일자리를 찾을 가능성이 크다는 점을 가정하여 전 직장 일자리 속성으로 통제하는 경우와, 구직 당시의 희망 일자리 속성이 실제 취업

〈표 6〉 일자리 속성을 통제한 분석결과(Weibull모형)

	모형 1		모형 2	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
상 수 항	1.0136*	0.5385	1.3873*	0.7120
온라인 이용	0.5902***	0.1619	0.6452***	0.1754
기혼더미	-0.0116	0.0958	0.0747	0.1044
가구주더미	-0.0202	0.1025	-0.1156	0.1172
남성더미	0.3816***	0.0998	0.3660***	0.1125
연 령	0.0659***	0.0229	0.0494*	0.0256
연령의 자승	-0.0008***	0.0003	-0.0006**	0.0003
전문대출	-0.1820	0.1471	-0.1747	0.1573
4년대재 이상	-0.3904***	0.1298	-0.3968***	0.1406
2000년더미	-0.3643***	0.0828	-0.3257***	0.0902
전 사무직더미	-0.0781	0.1361	-0.0581	0.1497
전 생산직더미	-0.2391*	0.1420	-0.2539	0.1586
전 임시직더미	-0.3647***	0.1156	-0.3611***	0.1174
전 일용직더미	-0.0426	0.1445	-0.0184	0.1467
전 직장 근속	0.0021**	0.0009	0.0020*	0.0011
로그가구소득			-0.0732	0.0501
로그전직임금			0.1243	0.0813
Theta	0.8871***	0.2066	0.9197***	0.2342
Sigma	0.6761***	0.0553	0.6583***	0.0598
N	800		671	
로그우도값	-1,235.02		-1,026.05	

주: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.
 자료: 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료.

〈표 7〉 일자리 속성을 통제한 분석결과(Cox비례위험모형)

	모형 1		모형 2	
	추정계수	표준오차	추정계수	표준오차
온라인 이용더미	-0.3191**	0.1415	-0.3486**	0.1543
기혼더미	-0.0025	0.0900	-0.0653	0.0991
가구주더미	-0.0258	0.0993	0.0019	0.1176
남성더미	-0.2521***	0.0948	-0.2239**	0.1113
연령	-0.0321	0.0226	-0.0192	0.0246
연령의 자승	0.0004	0.0003	0.0003	0.0003
전문대졸더미	0.1420	0.1264	0.1352	0.1380
4년대재 이상더미	0.3203***	0.1177	0.3159**	0.1301
2000년 조사더미	0.2120***	0.0773	0.1938**	0.0857
전 사무직더미	0.1674	0.1261	0.1360	0.1400
전 생산직더미	0.2271*	0.1326	0.2457	0.1511
전 임시직더미	0.3248***	0.1048	0.3214***	0.1088
전 일용직더미	0.0738	0.1308	0.0295	0.1363
전직장 근속	-0.0017**	0.0008	-0.0016	0.0010
로그가구소득			0.0760	0.0487
로그전직임금			-0.0739	0.0802
<i>N</i>	800		671	
로그우도값	-4,577.83		-3,721.07	

주: *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

자료: 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료.

일자리 속성과 유사하다는 가정에 따라 현 직장 일자리 속성으로 통제할 수 있다. 이에 따라 직장경험이 있는 취업자와 실업자 800명을 대상으로, 전 직장의 일자리 속성으로 통제한 결과가 〈표 6〉과 〈표 7〉에 제시되어 있다.

직장경험이 있는 경우의 분석결과도 온라인을 이용하여 구직하는 경우 상대적으로 구직기간이 길어지며, 모든 모형에서 통계적으로 유의함을 나타내고 있다. 또한 인적 속성에 대한 분석결과도 앞서 분석결과와 크게 달라지지 않는 것을 볼 수 있다. 즉, 남성, 고연령, 저학력일수록 구직기간이 길게 나타나고 있다. 전 직장 일자리 속성의 경우에는 생산직, 임시직일수록 구직기간이 짧게 나타나고 있다. 반면 전 직장 근속기간의 추정계수는 유의한 플러스로 나타나 전 직장에서의 근속기간이 길수록 구직기간이 길어지고 있다. 생산직, 임시직일수록 구직기간이 짧다는 것은 현재 노동시장에서 생산직에 대해 인력부족이 많이 호소되는 점, 임시직 활용이 선호되는 점과 이들일수록 경제적 압박을 강하게

느끼는 점이 반영되는 것으로 보인다.

V. 결론 및 보완점

본 연구는 온라인(인터넷, 천리안 등 전산망)과 기타 구직방법을 병행하는 구직방법이 노동시장 효율성에 기여하는지 여부를 검증하기 위해 구직방법의 차이가 임금 및 구직기간에 미치는 영향을 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료를 이용하여 실증적으로 분석하였다.

분석결과에 의하면 온라인 구직이 입직 초기 임금수준에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 직장경험이 있는 대상자를 기준으로 퇴직 전 임금과 현 직장 입직 초기 임금을 비교할 때, 온라인을 이용하여 구직하는 경우 임금상승효과가 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 앞서 논의된 기존의 연구결과와 일치하고 있으며, 통계적으로도 유의하게 뒷받침되고 있다.

한편, 온라인을 이용하는 구직방법은 상대적으로 구직기간을 장기화시키는 것으로 나타났다. 또한 일자리 속성을 통제하기 위해 직장경험이 있는 구직자만을 대상으로 분석한 결과도 동일하게 나타나고 있다. 물론 온라인을 이용하여 구직하는 경우 거래비용의 감소에 따라 청산속도가 빨라질 수 있다는 주장도 있지만, 본 연구결과는 구직자의 과잉지원과 이에 따른 기업의 과중한 업무부담, 그리고 온라인 구직의 특성상 풍부한 정보와 거래비용의 감소로 인하여 구직 중 의증임금 상승이 가능하기 때문에 구직기간이 오히려 증가되는 효과가 나타나는 것으로 판단된다.

본 연구결과에 의하면 온라인 구직방법이 노동시장 효율성을 증가시키는 효과가 없는 것으로 나타났다. 온라인 구직방법이 노동시장 효율성을 증가시키기 위해서는 구직기간 장기화 요인이 무엇인지에 대해 추가적인 연구가 이루어져, 이에 대한 적절한 대책과 정보제공이 이루어져야 할 것으로 사료된다.

본 연구결과는 온라인 구직방법과 임금 및 구직기간 간의 관계를 설명하는 데는 문제가 없는 것으로 판단된다. 그러나 적절한 자료의 부족으로 해석상 약간의 한계점을 지니고 있다. 즉, 본 연구에서 여러 형태의 구직방법 중에서 온라인을 이용한다는 의미는 온라인 이외의 구직방법에 대해 배타적 이용을 뜻하지는 않는다. 또한 기타 구직방법에 대해 온라인 구직방법을 우선적으로 이용한다는 의미도 아니다. 그러므로 본 연구에서 나타난 실증적 결과들은 온라인

구직방법이 독립적으로 미친 영향이라기보다는, 기타 구직방법과 온라인 구직방법을 병행하여 사용하는 효과로 인식하는 한계점을 지니고 있음을 밝혀 둔다. 이상의 본 연구의 한계점은 추후 자료가 제공되면 쉽게 보완될 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

- 전병유, 『컴퓨터와 임금』, 한국노동연구원 이슈페이퍼, 2002.
- 전병유·안주엽·강순희·박우성·노용진, 『디지털경제와 인적자원』, 한국노동연구원, 2001.
- Autor, D., "Wiring the Labor Market," *Journal of Economic Perspective*, Vol. 15, No. 1, Winter 2001, 25~40.
- Autor, D., L. Katz, and A. Krueger, "Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?," *The Quarterly Journal of Economics*, November 1998.
- Batt, R., "Work Organization, Technology, and Performance in Customer Service and Sales," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 52, No. 4, July 1999, 539~561.
- Belzil, C., "Relative efficiencies and comparative advantages in job search," *Journal of Labor Economics*, Vol. 14, 1996.
- Bernard, A. and B. Jensen, "Exporters, skill upgrading, and the wage gap," *Journal of International Economics*, Vol. 42, 1997.
- Capelli, P., "Making the most of on-line recruiting," *Harvard Business Review*, 79(3), 2001, 139~146.
- Cappelli, P. and W. Carter, "Computers, Work Organization, and Wage Outcomes," NBER Working Paper 7987, 2000.
- Card, D. and J. Dinardo, "Skill Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles," NBER Working Paper 8769, 2002.
- Casper, R., "Online recruitment," *Personnel Journal*, Vol. 64, No. 5, 1985, 4~5.
- CIPD, "Recruitment on the Internet," IPD Information Note, 1999.
- Cox, D., "Regression Models and Life Tables," *Journal of Royal Statistical*

- Society*, Vol. 34, 1972, 187~220.
- Dysart, J., "HR recruiters build interactivity into Web sites," *HR Magazine*, Vol. 44, No. 3, 1999, 106~111.
- Enhance Media, "National Online Recruitment Audience Survey Results," April 2002.
- Feldman, D. and B. Klaas, "Internet Job Hunting: A Field Study of Applicant Experiences with On-line Recruiting," *Human Resource Management*, Vol. 41, No. 2. Summer 2002, 175~192.
- Francis, D., "The Internet Changes the Labor Market," NBRR, 2003.
- Freeman, R., "The Labour Market in the New Information Economy," NBER Working Paper 9254, 2002.
- Galanaki, E., "The Decision to Recruit Online: A Descriptive Study," *Career Development International*, Vol. 7, No. 4, 2002.
- Gentner, C., "The computerized job seeker," *Personnel Administrator*, Vol. 29, No. 8, 1984.
- Gordon, R., "Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Side Shocks and the Time-Varying NAIRU," *Brookings Papers on the Economic Activity*, Issue 2, 1998, 297~333.
- Hays, S., "Hiring the Web," *Workforce*, Vol. 78, No. 18, 1999, 76~82.
- Katz, L. and A. Krueger, "The High-Pressure U.S. Labor Market of the 1990s," *Brookings Papers on the Economic Activity*, Issue 1, 1999, 1~65.
- Krueger, A., "The Internet Lowering the Cost of Advertising and Searching for Jobs," *New York Times*, July 20, 2000, C2.
- Kuhn, P. and M. Skuterud, "Job Search Methods: Internet versus Traditional," *Monthly Labour Review*, October 2000.
- Leonard, B., "Online and overwhelmed," *HR Magazine*, Vol. 45, No. 8, 2000.
- Mortensen, D., "Panel: Modeling How Search-Matching Technology Affect Labor Market," IRPP and CERF conference on Creating Canada's Advantage in an Information Age, May 2000.
- Nakamura, A. and T. Pugh, "Internet Recruiting: a Background Report," mimeo, CareerOwl Institute, 2000.
- Neumark, D. and D. Reed, "Employment Relationships in the New Economy,"

NBER Working Paper 8910, April 2002.

Starcke, A., "Internet recruiting shows rapid growth," *HR Magazine*, Vol. 43, No. 12, 1996.

Thaler-Carter, R., "Recruiting through the Web: better or just bigger," *HR Magazine*, Vol. 43, No. 12, 1998.

Useem, J., "Will you find next your CEO on a Web sites? Executive search goes online," *Fortune*, Vol. 139, No. 9, 1999.

Wilk, S. and P. Cappelli, "Understanding the Determinants of Employer Use of Selection Methods," *Personnel Psychology*, 2003.

부록: 분석자료 기초통계

〈부표 1〉 온라인 구직이 임금에 미치는 영향분석 기초통계

	관 측 치	평 균	표준편차	최 소 값	최 대 값
로그월평균임금	980	4.184	0.527	-0.693	5.521
로그시간당임금	979	0.257	0.524	-3.871	2.565
로그월평균임금 증감	706	0.013	0.363	-0.693	1.099
온라인 이용더미	706	0.085	0.279	0	1
남성더미	706	0.53	0.499	0	1
기혼더미	706	0.511	0.5	0	1
교육연수	706	11.453	3.576	0	24
연 령	706	35.35	11.628	16	74
전문대졸더미	706	0.112	0.315	0	1
4년대재 이상더미	706	0.177	0.382	0	1
교육연수 증가	706	0.05	0.29	0	2
연령 증가	706	0.615	0.66	0	4
2000년 이후 입직	706	0.374	0.484	0	1
현 임시직더미	706	0.265	0.442	0	1
현 일용직더미	706	0.142	0.349	0	1
전 임시직더미	706	0.176	0.381	0	1
전 일용직더미	706	0.098	0.297	0	1
전 비정규/현 정규더미	706	0.347	0.476	0	1
전 정규/현 비정규더미	706	0.071	0.257	0	1
전 정규/현 정규더미	706	0.246	0.431	0	1
전 관리/현 관리더미	706	0.074	0.261	0	1
전 관리/현 사무더미	706	0.021	0.144	0	1
전 관리/현 생산더미	706	0.028	0.166	0	1
전 사무/현 관리더미	706	0.054	0.226	0	1
전 사무/현 사무더미	706	0.21	0.407	0	1
전 사무/현 생산더미	706	0.072	0.259	0	1
전 생산/현 관리더미	706	0.028	0.166	0	1
전 생산/현 사무더미	706	0.074	0.261	0	1
전 생산/현 생산더미	706	0.435	0.496	0	1
현 사무직더미	706	0.305	0.461	0	1
현 생산직더미	706	0.538	0.499	0	1
전 사무직더미	706	0.336	0.473	0	1
전 생산직더미	706	0.537	0.499	0	1
전 직장 근속기간(월)	617	20.95	36.446	0	322
현 직장 노조더미	706	0.0311	0.1739	0	1

자료: 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료.

〈부표 2〉 온라인 구직이 구직기간에 미치는 영향분석 기초통계

	평 균	표준편차	최 소 값	최 대 값	사 례 수
구직기간	14.580	17.457	0.000	128.000	1,389
완결표본더미	0.861	0.346	0.000	1.000	1,389
온라인 이용더미	0.091	0.288	0.000	1.000	1,389
기혼더미	0.507	0.500	0.000	1.000	1,389
가구주더미	0.407	0.491	0.000	1.000	1,389
남성더미	0.560	0.497	0.000	1.000	1,389
연 령	35.515	12.438	16.000	78.000	1,389
전문대졸더미	0.099	0.298	0.000	1.000	1,389
4년대제 이상더미	0.198	0.399	0.000	1.000	1,389
2000년 조사더미	0.395	0.489	0.000	1.000	1,389
전직 사무직더미	0.279	0.449	0.000	1.000	1,389
전직 생산직더미	0.442	0.497	0.000	1.000	1,389
전직 근속기간	28.084	47.263	0.000	327.000	979
로그 의중소득	4.238	0.707	0.000	13.816	1,355
로그 가구소득	7.128	0.855	2.079	9.665	1,315
로그 전직 소득	4.264	0.611	0.000	5.914	990
전직 임시직더미	0.138	0.345	0.000	1.000	1,162
전직 일용직더미	0.092	0.289	0.000	1.000	1,162
현직 사무직더미	0.314	0.464	0.000	1.000	1,173
현직 생산직더미	0.519	0.500	0.000	1.000	1,173
현직 임시직더미	0.297	0.457	0.000	1.000	1,173
현직 일용직더미	0.150	0.357	0.000	1.000	1,173
현 직장 초기 임금	4.170	0.729	0.000	13.816	1,173

자료: 한국노동패널 1, 2, 3차년도 자료.

[Abstract]

The Effect of Internet Job Search Method on Wages and Search Duration

Jae-Whan Sung · Sung-Joong Kim

This paper investigates empirically whether internet search method may improve labor market efficiency, measured in terms of wage and search duration in Korean labor market. In fact, should internet search, comparing to other search methods, do reduce transaction costs. This lower transaction costs may lead to increase wages and reduce search duration of job seekers. This will enhance labor market efficiency eventually.

According to our empirical results, internet search method increases current wages, in comparison to the wages of previous jobs. But search duration is prolonged in case of internet search. This result shows that internet search method does not improve labor market efficiency in Korean labor market.

Keywords: internet recruiting, internet job seeking, search methods, search duration, transaction costs

JEL Classification: J0, J6