

勞 動 經 濟 論 集
第35卷(2), 2012. 8, pp.117~146
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

한국노동시장의 남녀 직장이동 요인별 차이와 직장이동 유형별 임금 변화*

이 우 정** · 최 민 식***

본 연구에서는 직장이동에 영향을 미치는 요인과 직장이동 수익률의 남녀 차이를 「경제활동인구조사(2003-07년)」를 이용하여 추정하였다. 그 결과 결혼과 부양가족 여부는 남성의 경우에만, 연령은 여성의 경우에만 직장유지 가능성을 높이는 것으로 나타났다. 직장의 노조 유무, 종사상 지위는 남녀 모두 유사하게 영향을 미치며, 일부 산업과 직종에서 이직 선택에 다르게 영향을 미쳤다. 임금변화를 추정한 결과 직장간이동에서는 여성의 경우만 순임금변화 값이 양(+)의 변화를 보인 반면, 사직이동에서는 남녀 모두 순임금변화율이 음(-)으로 나타났다.

-주제어: 직장이동, 임금변화, 다항로짓 모형, 차감법

논문 접수일: 2012년 6월 26일, 논문 수정일: 1차 2012년 8월 11일, 2차 2012년 8월 22일, 논문 게재확정일: 2012년 8월 23일

* 이 논문은 2009년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었다(NRF-2009-332-B00047). 본 논문은 2009년 8월 이화여자대학교 대학원 경제학과에 제출된 이우정의 석사학위 논문 “여성근로자의 이직에 영향을 미치는 요인과 임금변화 분석”의 결과를 공동으로 수정·발전시켜 작성되었다. 2011년 노동경제학회 하계학술대회에서 논평을 해주신 한국노동연구원의 윤자영 박사, 그리고 논문 심사 과정에서 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사자들에게 감사드리며, 논문에 혹시 남아 있을 수 있는 오류는 모두 필자들의 책임임을 밝힌다.

** 육아정책연구소(woojeong.lee@gmail.com)

*** (교신저자) 이화여자대학교(minsikchoi@ewha.ac.kr)

I. 서론

우리나라 노동시장에서 최근 나타나는 두드러진 특징 중의 하나는 늘어나고 있는 직장이동의 빈도수라고 할 수 있다. 한국고용정보원(2011)의 「2007 대졸자 직업이동 경로 조사 기초분석보고서」에 따르면 대졸 취업자가 졸업 후 첫 직장을 유지하는 비율이 약 40%에 불과하며, 이직사유는 임금, 복지, 근로시간 등 근로조건에 대한 불만족으로 나타나고 있다. 직장이동은 이직사유를 기준으로 할 때 크게 자발적 이동과 비자발적 이동으로 나눌 수 있고, 자발적 이동을 통해 근로자는 임금 및 보다 나은 근로조건을 가진 직장을 구하고자 한다는 것이 국외의 직장이동에 대한 일반적인 연구 결과이며, 우리나라에서도 상황이 크게 다르지 않은 것으로 판단된다. 최근 우리나라에서 나타나는 직장이동과 관련된 또 다른 특징은 여성의 경우 남성에 비해 직장이동을 더 많이 경험하는 것으로 나타나고 있다는 것이다. 여성의 첫 직장 이탈률은 1년 미만이 49%, 2~3년 미만이 28.2%로 남성(각각 45.3%, 27.9%)의 경우보다 높다(김두순 외 2012)

일반적으로 여성의 직장이동 현상은 남성의 경우와는 다르게 나타나는데 이는 여성의 경우 결혼, 자녀 출산, 양육 등의 이유로 고용 단절을 경험하기 때문이다. 또한 여성 근로자 중 비정규직이 많이 관찰되는데 이는 외환위기 이후 노동시장 유연화 전략에 따라 여성 근로자를 중심으로 비정규직 고용형태가 확산된 것에서 비롯된 것이다. 이와 같은 이유로 최근 우리나라에서는 여성의 경우가 남성에 비해 상대적으로 직장이동을 더 많이 경험하는 것으로 관찰된다.

남성과 여성의 직장이동 요인을 비교한 실증 연구에서는 여성의 이직률이 높는데 이는 주로 결혼, 출산, 양육과 같은 비임금적 요인에 따른 것이라고 밝히고 있고, 여성은 나이가 들수록 직장이동 가능성이 낮으며, 결혼은 직장유지에 긍정적인 영향을, 어린 자녀의 존재는 부정적인 영향을 미친다고 한다(Becker & Lindsay 1994). 그리고 거주지 변화 및 개인적 사유가 이직에 미치는 영향을 보면 여성이 남성에 비해 이들 요인에 따른 이직 가능성이 더 높다는 것을 밝히고 있다(Scherman 1996).

우리나라에서 여성의 직장이동에 관한 연구는 주로 노동력 전체의 노동이동 실태를 다루면서 여성의 노동이동 형태가 남성과 달리 취업상태에서 비취업상태 혹은 비경제활동 인구화하는 비율이 높다는 사실을 밝히는 데 초점을 맞추고 있다(김종숙·박수미 2003).

직장이동에 따른 임금변화의 남녀 차이를 비교한 외국의 사례들을 살펴보면 실증 방법론이나 분석대상 국가에 따라 결과가 다르게 나타나는 것을 발견하게 된다. 이는 시기별, 국가별 남녀의 노동시장에서의 경험이 다르다는 것을 시사하고 있다(Kidd 1991, 1994; Abbot & Beach 1994).

한국의 최근 사례를 분석한 박진희(2007)는 「한국노동패널자료」(1차~8차년도)를 사용하여 여성 임금근로자를 대상으로 노동시장 내에서 일어나는 직장이동의 실태와 일자리 질 변화를 분석하였다. 연구 결과 취업상태를 지속하고 있는 여성의 직장이동 가능성은 73% 정도이고, 평균 일자리 개수가 2.6개라는 사실을 발견했다. 직장이동은 일자리의 질이 높지 않은 부분에서 주로 일어나고 있고, 직장이동을 통해 더 나은 일자리로 이동할 가능성, 즉 임금 상승을 동반하는 직장이동 가능성이 15%에 불과하다고 밝혔다. 즉 취업상태를 지속하고 있는 여성의 대부분이 직장이동은 더 나은 일자리로 이동하는 효율적인 선택이 아닌 낮은 일자리 간의 빈번한 직장이동을 경험하고 있음을 시사했다. 그러나 일자리의 질을 이직에 따른 임금의 증가·감소로 정의하고 임금 상승을 가져오는 이직의 확률만 제시하는 데 그치고 있으며 실증분석에 근로자 개인의 자기선택(self selection) 문제로 발생하는 편의(bias)를 고려하지 않았다는 한계를 갖는다.

직장이동의 직접적 원인이 임금이 아니라라도 직장이동을 경험하는 노동자들은 임금변화를 동시에 경험하게 된다. 직장이동 후 임금이 상승하는 경우와 임금이 하락하는 경우를 모두 찾아볼 수 있는데, 임금이 상승하는 이유는 노동자와 일자리의 보다 좋은 매칭과 높은 임금을 얻기 위한 직장이동이기 때문인 것으로 나타나며, 직장이동 후 임금 하락을 경험하게 되는 주요한 원인은 생산성이 낮은 노동자들이 지속적으로 직장이동을 경험하기 때문이다(Blumen, Kogan & McCarthy 1955; 김혜원·최민식 2008).

또한 직장이동에 따른 임금변화는 이직의 형태와도 밀접한 관련을 맺는다. 직장이동이 자발적인 경우에 상대적으로 높은 임금 상승을 경험하며(Bartel & Borjas 1981; Mincer 1981) 해고를 경험하는 노동자의 경우에도 비선별적 해고(layoff)가 선별적 해고(discharge)보다 임금 상승을 경험하게 되는 경우가 있는데, 이는 전자의 경우 이직 시기를 보다 확실하게 알고 있기 때문에 일자리 찾기를 적극적으로 할 가능성이 높기 때문이라고 볼 수 있다(Keith & McWilliams 1995; Black 1980).¹⁾

1) Kidd(1991, 1994)와 Abott and Beach(1994)는 캐나다 여성 임금근로자를 대상으로 직장이동과 임금변화에 관한 실증분석을 실시했는데 직장이동 유형을 4가지로 나누지 않고 직장이동 그룹(Mover)과 직장유지 그룹(Stayer)으로 비교하였을 때, 두 그룹의 모든 조건이 동일하다는 가정하

최근 우리나라 노동시장에 나타나는 현상의 특징을 살펴보면 여성이 남성에 비해 이직률이 높게 나타나며, 이는 여성들이 비정규직에 주로 종사하기 때문인 것으로 보인다. 이러한 상황을 고려해 볼 때 여성의 경우 직장이동을 통해 임금 및 근로조건을 개선시킬 여지가 남성에 비해 높을 수 있음을 예측할 수 있다. 따라서 직장이동에 따른 임금 변화도 자기선택 편익(self-selection bias)와 직장이동 형태를 고려하면 남성과 여성이 서로 다르게 나타날 것이라고 기대할 수 있다.

이와 같은 문제 의식으로 본 연구는 직장이동에 영향을 미치는 요인과 직장이동으로 경험하는 임금변화를 남성과 여성을 비교하여 분석하고자 한다. 우선 직장이동에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위해 다항로짓모형을 이용하고, 임금변화는 자기선택 편익의 문제 해결을 위해 Mincer의 Difference in Difference(DD) 방법론을 사용한다.²⁾ 이직에 영향을 주는 요인 분석에 대한 연구는 국내에서도 일부 진행되었으나, 이직에 따른 임금변화에 관한 분석은 남성의 경우를 제외하고³⁾ 여성 근로자를 대상으로는 우리나라에서는 아직 본격적으로 다루어지지 않았으며, 남성과 여성의 차이를 비교하는 분석은 본 연구에서 최초로 시도되었다.

본 연구의 실증분석 결과를 살펴보면 결혼 및 부양가족 여부는 남성 근로자에게만 직장이동 유형 선택에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며 일부 산업과 직종에서 이직 유형 선택 시 남녀 간 미치는 영향이 서로 다르게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 임금 변화 추정 결과, 사직이동에서는 남녀 모두 순임금변화율이 음(-)의 값을 나타내긴 하지만 여성의 경우 임금하락폭이 남성에 비해 작게 나타났다. 또한 직장간 이동의 경우는 여성은 양(+)의 값을, 남성은 거의 변화가 없음을 보였다.

본 연구의 이하 구성은 다음과 같다. 제II장에서 추정모형을 제시하는데 다항로짓모형(Multinomial Logit Model)과 Mincer의 DD(Difference in Differences)를 응용한 회귀모형이 제시된다. 그리고 사용한 자료와 기초통계량을 설명한다. 제III장에서 직장이동

에 직장이동 그룹의 임금은 직장유지 그룹에 비해 약 6% 정도 적다는 것을 보여주었다(Kidd 1991). 또한 Abott and Beach(1994)에서는 모든 이직 그룹이 임금이 증가하는 방향으로 나타나고 있으나 사직 이동 유형에서만 그 변화가 유의미함을 보였고 임금변화율 또한 다른 그룹에 비해 높게 나타남을 보였다.

- 2) 자기선택 문제를 해결하기 위해 전통적인 방법론으로 Heckman의 Two-step Procedure와 Mincer의 DD 방법론이 있다. 본 연구에서는 모든 이직 유형에서 자기선택이 있음을 가정하고 Mincer의 DD 방법론을 사용하여 임금변화를 추정하였다.
- 3) 김혜원·최민식(2008)의 연구에서 본격적으로 직장이동에 따른 임금변화를 다루었다고 볼 수 있다.

유형 선택에 영향을 미치는 요인과 이직 유형별 임금변화를 성별 차이를 분석하고 제 IV장에서는 결론을 맺는다.

II. 추정 모형

본 연구의 실증분석은 이직 전 개인 특성과 일자리 특성이 이직 유형 선택에 미치는 영향을 분석하고 직장이동 이전과 이후의 임금변화를 살펴보는 데 초점을 맞추고 있다. 직장이동에 영향을 미치는 요인이 직장이동 유형별로 다르기 때문에 이를 분석하기 위해서 다항로짓 분석을 실시하였다. 또한 직장이동에 따른 임금변화의 정확한 추정은 이직자의 이직 후 새로운 일자리에서 받는 임금과 그 이직자가 이직 전 직장을 유지했을 경우 받게 되는 임금의 차이를 파악해야 가능하다. 그러나 실제로 우리가 관찰할 수 있는 것은 이직자의 이직 전·후 임금과 유지자의 임금뿐이므로 정확한 임금변화 추정은 불가능하다. 또한 직장이동은 근로자 개인의 자기선택(self selection) 결과로 이직자와 유지자의 특성이 상이할 수 있다는 점과 관측되지 않은 특성이 선택에 반영되어 선택 편향(selection bias)의 문제가 발생할 가능성이 있다. 예를 들어, 저학력일수록 비숙련근로자일 가능성이 높아 이직할 확률이 높고, 이들의 임금변화에는 직장이동뿐 아니라 학력 요인의 영향도 포함되어 엄밀한 의미에서의 이직에 의한 임금변화라고 할 수 없다. 이러한 선택 편향의 문제를 해결하기 위하여 본 연구에서는 Mincer(1986)의 DD (Difference in difference)를 응용한 방법을 사용한다.

1. 직장이동의 원인 분석: 다항로짓 분석(Multinomial Logit Analysis)

근로자의 직장이동에 영향을 미치는 요인이 직장이동 유형별로 어떻게 다른지를 추정하기 위해 다항로짓 분석을 실시하였다. 추정 모형은 다음의 식으로 요약된다.

$$I_{is}^* = Z'_{is} \gamma_s + e_{is} \quad (1)$$

$$I_i = s \quad \text{if} \quad I_{is}^* > \max_j I_{ij}^* \quad j = 1, \dots, J, \quad j \neq s \quad (2)$$

식 (1)에서 Z_{it} 는 개인의 직장이동 결정에 영향을 미치는 요인으로 개인 및 직장 특성을 포함한다. s 는 이직 유형을 구별하는 것으로, 직장유지는 $s=1$, 직장간이동은 $s=2$, 사직이동은 $s=3$ 에 해당한다. 식 (2)에서 개인을 각 이직 유형으로 분류할 수 있다. 즉, 식 (1)과 식 (2)는 개인의 이직 선택의 메커니즘을 보여준다.

본 연구에서 분석대상이 되는 집단은 3집단으로 ① 직장을 옮기지 않은 직장유지 그룹(이하 직장유지), ② 실업기간을 거치지 않은 자발적 사유에 따른 이동 그룹(이하 직장간이동), ③ 실업을 경험하고 자발적 사유에 따른 이동 그룹(이하 사직이동4)이다.5)

2. 직장이동의 임금변화 분석: Difference in Differences(DD) 응용6)

Abbott and Beach(1994)는 이직자가 만일 이직하지 않았을 때 받게 되는 임금을 알기 위해 적절한 대리변수(proxy variable)를 찾아서 선택편의를 해결하고자 하였다. 우리가 관찰할 수 있는 기간이 두 기간이라고 한다면 2기에 들어서 이직한 사람들(즉 1기에 직장을 유지한 사람들)의 1기에 나타나는 임금변화는 1기에 이직한 사람들의 관찰할 수 없는(본래 직장에 머물렀을 때의 임금변화) 임금변화의 대리변수가 될 수 있다. 이는

-
- 4) 본 연구의 표본은 비정규직이 포함되어 있는데, 이들의 경우 계약 만료가 직장이동의 원인일 수 있다. 그러므로 본 연구에서 사직이동은 계약 기간 만료로 인한 이동도 포함하고 있다.
- 5) 경제활동인구조사에서 이직하게 된 이유에 관한 문항(문항번호 27번)이 있다. 제시된 이유 중 "1.개인 가족관련 이유, 2.육아, 3.가사, 4.심신장애, 5.정년퇴직, 연로, 6.작업여건(시간, 보수 등) 불만족"으로 대답한 경우 자발적 이직 그룹으로 분류하고, "7.직장의 휴업폐업, 8. 명예 조기퇴직, 정리해고, 9.임시 또는 계절적 일의 완료, 10.일거리가 없어서 또는 사업경영 악화"로 대답한 경우 비자발적 이직 그룹으로 분류할 수 있다. 여기에서 동일한 이동 그룹에 속하여 있더라도 개별 이직 사유에 따라 다르게 취급될 수 있는 것(예를 들어 사직이동 그룹 내에 근로조건 불만족으로 이직한 경우와 개인적 사유에 의한 이직이 모두 같은 그룹 내에 포함)을 생각할 수 있는데, 집단 간 비교가 아닌 동일 집단을 별도의 데이터로 구성하고 이직 사유를 독립변수로 하여 분석가능할 것이다. 그러나 본 연구에서는 비자발적 이직 그룹인 해고에 따른 직장이동 그룹을 제외하고 3개의 집단으로 분류하여 비교 분석하였다. 이는 비교집단의 동질성을 최대한 유지하여 다항로지 모형의 기본적인 가정을 지키고자 하였다. 심사 과정에서 이를 지적해 준 심사자에게 감사드린다.
- 6) 본 연구에서는 사용된 추정방식은 비슷한 연구에서 흔하게 사용되는 방식을 따른 것이다. 본 연구와 같은 방식을 사용한 연구들은 Bartel and Borjas(1981), Mincer(1986), Abbott and Beach(1994) 및 Keith and McWilliams(1998)가 있다. 본 연구에서는 Abbott and Beach(1994)를 변형하여 사용하였다.

1기에 이직한 사람과 1기에는 이직하지 않았으나 2기에 이직한 사람들이 유사한 특성을 가지고 있다는 가정에 기반하고 있다.

<표 1>은 기간별 이직자의 관찰 가능한 로그임금 수준과 임금변화를 나타낸다. 직장 유지자는 직장에서 받는 1기 임금($\ln W_0(1:P_1)$)과 2기 임금($\ln W_0(1:P_2)$)을 관찰할 수 있고, 이 두 값의 차이는 직장내(within job) 로그임금변화($\Delta \ln W_{0,0}$)이다. 1기 이직자의 경우 이직 전 직장에서의 임금($\ln W_1(1:P_1)$)과 이직 후 직장에서의 임금($\ln W_1(2:P_1)$, $\ln W_1(2:P_2)$)을 관찰할 수 있다. 2기 이직자의 경우 이직 전 직장에서의 임금($\ln W_2(1:P_1)$, $\ln W_2(1:P_2)$)과 이직 후 새로운 직장에서의 임금($\ln W_2(2:P_2)$)을 관찰할 수 있다. 이것으로, 직장내 로그임금변화와 직장간 로그임금변화를 알 수 있다.

임금방정식 모형은 식 (3)으로 표현할 수 있다.

$$\Delta \ln W_{m,t} = \beta_0 + X_1 \beta_1 + b_1 P_1 M_1 + b_2 P_1 M_2 + b_3 P_2 M_1 + b_4 P_2 M_2 + u \quad (3)$$

하첨자 m 은 이직자와 유지자를 구분하고, t 는 임금변화가 일어나는 기간을 표시한다. $m=0$ 은 직장유지자, $m=1$ 은 1기 이직자, $m=2$ 는 2기 이직자이고, $t=0$ 은 두 기간에 걸친 임금변화, $t=1$ 은 1기의 임금변화, $t=2$ 는 2기의 임금변화이다. P 는 기간 더미변수로 $P_1=1$ 은 1기, $P_2=1$ 은 2기를, M 은 기간별 직장이동의 더미변수로 1기 이직은 $M_1=1$, 2기 이직은 $M_2=1$ 로 나타낸다.

더미 계수 $b_i(i=1,2,3,4)$ 는 1기 혹은 2기의 이직자의 임금변화와 두 기간 동안 직장이동을 하지 않은 사람들의 임금변화의 차이를 나타낸다. 예를 들어, b_1 은 1기에 이직한 사람의 1기 임금변화와 두 기간 동안 직장이동을 하지 않은 사람들의 임금변화 차이이다. 각 계수는 다음의 식으로 나타낸다.

$$b_1 = \Delta \ln W_{1,1} - \Delta \ln W_{0,0} \quad (3-1)$$

$$b_2 = \Delta \ln W_{2,1} - \Delta \ln W_{0,0} \quad (3-2)$$

$$b_3 = \Delta \ln W_{1,2} - \Delta \ln W_{0,0} \quad (3-3)$$

$$b_4 = \Delta \ln W_{2,2} - \Delta \ln W_{0,0} \quad (3-4)$$

이직자의 정확한 임금변화를 알기 위해 이직자가 만일 이직하지 않았을 때의 임금변

〈표 1〉 임금과 기간별 임금변화⁷⁾

	직장유지자 (m=0)	1기 이직자 (m=1)	2기 이직자 (m=2)	1,2기 이직자 (m=3)
관찰 임금				
직장1에서 1기임금	$\ln W_0(1:P_1)$	$\ln W_1(1:P_1)$	$\ln W_2(1:P_1)$	$\ln W_3(1:P_1)$
직장1에서 2기임금	$\ln W_0(1:P_2)$	-	$\ln W_2(1:P_2)$	-
직장2에서 1기임금	-	$\ln W_1(2:P_1)$	-	-
직장2에서 2기임금	-	$\ln W_1(2:P_2)$	$\ln W_2(2:P_2)$	$\ln W_3(2:P_2)$
임금 변화				
직장내(within-job) 로그임금 변화	$\Delta \ln W_{0,0}$	$\Delta \ln W_{1,2}$	$\Delta \ln W_{2,1}$	-
직장간(between-job) 로그임금 변화	-	$\Delta \ln W_{1,1}$	$\Delta \ln W_{2,2}$	$\Delta \ln W_{3,0}$

주: $\ln W_m(a:b)$: m의 이직 유형 개인의 직장(a=1:이직 전, a=2:이직 후)에서 b기간(1기 혹은 2기)의 로그임금임.

화를 알아야 하고, 그것의 적절한 대리변수는 1기에 이직하지 않고 2기에 이직한 사람들(m=2)의 1기 임금변화(t=1)이다. 즉, b_2 가 이에 해당한다. 이와 같은 방법으로 선택 편의의 문제를 해결하고 이직자의 진정한 임금변화(순임금변화)는 $b_1 - b_2 = \Delta \ln W_{1,1} - \Delta \ln W_{2,1}$ 로 나타난다.

3. 데이터와 기초통계량

가. 데이터 구성

본 연구는 경제활동인구조사 및 부가조사 자료를 이용하였다. 2003년부터 임금근로자의 취업 연월에 대한 항목이 추가되는 것으로 표본이 개편되어 임금근로자의 이직 시점을 관측할 수 있고, 임금정보는 매년 8월 실시되는 부가조사에서 관측된다⁸⁾. 따라서 2003년 8월부터 2007년 8월의 경제활동인구조사 및 부가조사를 월간에 개인별로 대응시켜 연결패널 자료를 구성하였다⁹⁾

7) Abbott and Beach(1994)

8) 본 연구에서 사용한 경제활동인구조사 및 부가조사 자료에서 관찰되는 임금의 경우, 조사 응답자의 주관 개입 가능성, 직전 3개월간의 평균임금을 기입하도록 되어 있어 그 정확도가 떨어질 수 있는바, 이는 가구조사가 원칙인 경황데이터가 지니는 본질적인 한계임을 밝힌다.

본 연구에서 적용하는 분석방법은 직장이동 선택에 미치는 영향을 살펴보기 위한 다항로짓 분석과 직장이동에 따른 임금변화를 살펴보기 위한 차감법 두 가지이다. 따라서 이 두 분석을 위한 자료도 전체적인 원리는 동일하나 분석에 필요한 임금정보 시점에 따라 약간의 차이가 있다. 우선 이직 성향을 분석하기 위해 구성한 자료는 임금이 관측되는 8월을 기준으로 두 시점의 자료를 연결하였다. 다시 말해, 2003년 8월~2004년 8월, 2004년 8월~2005년 8월 등과 같이 연결하면 총 4개의 데이터 그룹을 구성할 수 있고, 이 데이터 그룹을 병렬로 합치면 분석에 사용할 수 있는 전체 자료가 된다¹⁰⁾. 각 데이터 그룹은 연속 13개월의 정보가 포함되어 있으므로 개인의 이직 정보가 관찰가능하고¹¹⁾, 더불어 이직자와 직장유지자의 두 시점에서(매년 8월)의 임금도 관찰가능하다.

이에 반해 임금변화 추정에 사용된 자료를 구성하는 방법은 다음과 같다. 우선, 개인을 이직 여부에 따라 세 집단으로 구분할 필요가 있다. 즉 1기에 이직한 집단, 1기에 직장을 유지하고 2기에 이직한 집단, 1기와 2기 모두 직장을 유지한 집단이다. 2003년 8월~2005년 8월, 2005년 8월~2007년 8월로 연결하여 데이터 셋을 구성하고 이를 병렬로 합친다. 25개월의 정보를 가지고 있는 각 데이터 셋에서 2003년 8월~2004년 8월, 2005년 8월~2006년 8월이 1기가 되고, 2004년 8월~2005년 8월, 2006년 8월~2007년 8월이 2기가 되며 1, 2기 이직 여부를 알 수 있다.

이와 같이 구성한 데이터의 연구 대상은 3년 동안 노동시장에 참가하고 있는 임금근로자로, 연령은 20세 이상 60세 미만, 월임금은 20만 원 이상 500만 원 이하로 한정하여 분석하였다.

나. 기초통계량

기초통계량 분석은 다항로짓 분석을 위해 구성한 데이터로 실시한다. 제1장에서 기술

9) 경제활동인구조사를 이용한 연결패널 구성방법에 대한 자세한 설명은 김혜원·최민식(2008) <부록 1> 참고하길 바란다.

10) 병렬로 합치는 과정에서 각 데이터 셋에 있는 동일한 개인이 중복으로 포함되어 다른 사람으로 취급하는 경우가 발생하는데, 이는 분석의 결과에 큰 영향을 미치지 않는다.

11) 한 기간(13개월) 동안 1회 이상 이직을 한 경우, 임금이 관한 부가조사가 8월이므로 가장 마지막에 이직한 경우를 고려한다. 이때 한 기간 동안 여러 차례 이동한 경우와 한 차례 이동한 경우는 다를 것으로 생각할 수 있으나, 본 연구에서는 그러한 경우도 동일한 것으로 취급하는 다소 강한 가정을 하고 있음을 밝힌다. 각 월을 모두 패널로 연결할 경우 이직 횟수를 헤아릴 수 있고 이를 통해 구체적으로 이직 횟수가 어떤 영향을 미치는지 분석하는 것은 추후 과제로 남긴다.

한 바와 같이 4개의 직장이동 유형으로 나누어 유형별 평균 특징은 <표 2>에 제시되어 있다.

분석대상 중 여성 근로자는 4,900명으로, 직장유지 그룹이 전체의 69%(3,389명)로 가장 많고, 직장간이동은 21.1%(1,034명), 사직이동은 9.7%(477명)이다. 남성 근로자의 경우 총 8,820명이며 직장유지 그룹은 전체의 78.8%(6,951명)로 가장 많이 차지하고, 직장간이동은 17.6%(1,553명), 사직이동은 3.6%(316명)이다. 여성이 남성에 비해 직장이동 비율이 더 높으며, 유형별로 살펴보면 사직이동에서 성별로 차이가 크게 나타나는 것으로 볼 때 최근 우리나라 노동시장에서 나타나는 직장이동의 성별 차이가 본 연구의 분석 자료에서도 나타나고 있음을 확인할 수 있다.

여성 근로자 전체의 평균 연령은 38.3세이고 유형별로는 37.7~41.1세 분포를 보이며 직장이동 유형별로 차이가 거의 없다. 평균 연령에서 볼 수 있듯이, 기혼자 및 부양 가족이 있는 비율이 모든 유형에서 60% 이상이다. 남성의 경우, 평균 연령은 41세로 유형별로 37.2~44.2세의 분포를 보인다. 남성의 평균 연령이 여성에 비해 다소 높고, 여성에 비해 유형별 연령차가 다소 크게 나타난다. 여성과 마찬가지로 사직이동 유형의 평균 연령이 가장 낮다. 교육연수를 살펴보면, 여성은 직장유지 유형의 평균 교육연수는 12년, 직장간이동은 11.5년이고 사직이동은 11년으로 여성 근로자의 평균 교육 정도는 고교 졸업으로 볼 수 있다. 남성은 각 유형별로 13.2년, 12.5년, 12.1년이고, 평균 교육연수가 13년으로 여성보다 조금 더 높다. 남성 근로자는 직장유지 그룹에서 대졸 이상 비중이 다른 유형에 비해 높게 나타났다.

통계청 통계조사 분류에 따르면 임금근로자는 계약기간에 따라 상용, 임시, 일용 근로자로 분류한다. 상용근로자는 고용계약 기간이 1년 이상, 임시근로자는 고용계약 기간이 1개월 이상 1년 미만, 일용근로자는 1개월 미만의 고용계약 기간을 가진다. 여성 근로자의 종사상 지위 분포를 살펴보면, 여성 근로자 중 상용직과 임시직이 각각 약 48%, 42%로 구성되며, 나머지 10%가 일용직으로, 여성 근로자의 38%가 비정규직¹²⁾이다. 직장유지자 그룹에서 임시·일용직의 비중은 약 40%인 반면, 직장간이동, 사직이동 그룹에서 임시·일용직이 차지하는 비율은 50%가 넘는다¹³⁾. 남성 근로자의 종사상 지위의 분포도 여성과 비슷하게 나타난다. 직장유지 그룹과 직장간이동 그룹에서는 상용

12) 비정규직 개념은 노동계(한국노동사회연구소)와 정부(노사정위원회)가 기준이 다르다. 본 연구에서 비정규직 정의는 노사정위원회에 의해 정의된 기준(고용노동부 홈페이지 참고)을 사용한다.

13) 임시·일용직 비중에서 직장간이동은 65%, 사직이동은 76%이다.

직의 비중이 약 87%, 약 60%를 차지하며, 사직이동 그룹은 임시직과 일용직의 비중이 절반 이상으로 높은 편이다. 남성 근로자와 여성 근로자 모두 종사상 지위 불안정에 따른 직장이동 비중이 높은 것을 알 수 있다. 특히 사직이동 그룹에서 여성의 상용직 비중에 비해 남성의 상용직 비중이 2배 이상 높은 것을 볼 수 있는데 남성의 경우 상용직 임에도 실직기간을 거친 자발적 이직을 많이 하며, 여성은 기간 제한이 있는 임시직의 비중이 훨씬 높음을 볼 수 있다.

근로자가 근무하는 사업장의 노동조합 분포를 살펴보면, 우선 여성의 경우 직장유지자 그룹에서 노조가 있는 사업장에 근무하고 있는 근로자의 비율은 27%, 직장간이동은 16%로 나타나고, 사직이동 그룹은 그 비율이 더 낮은 것을 볼 수 있다. 남성 근로자는 직장유지자 그룹에서 노조가 있는 사업장에 근무하는 비율이 43%, 직장간이동은 약 30%, 사직이동은 10%이다. 관찰 기간 내에 직장을 옮기지 않고 유지하는 그룹이라 하더라도 남녀가 각각 종사하는 사업장의 노조의 비율이 상당히 차이가 나는 것을 볼 수 있다. 그러나 사직이동에서는 남녀 근로자의 종사하는 사업장에서의 노조 비율은 크게 차이가 나지 않는다.

근속연수는 일반적으로 인적자본이론에서 기업특수인적자본(firm specific human capital)의 대리변수로 설명한다. 즉, 근속연수가 증가함에 따라 이직에 따른 숙련손실은 커지게 되고¹⁴⁾ 이는 이직의 기회비용 상승을 가져온다. 따라서 근속연수가 작을수록 상대적으로 직장이동이 빈번할 것으로 생각할 수 있다. 한편, 이직을 통해 숙련손실을 경험하게 되면 그 후 이직의 기회비용이 크지 않아 지속적으로 직장이동을 단행할 가능성이 높다. 2003년 8월을 기준으로 여성 근로자의 직장유지 그룹의 평균 근속연수는 67개월(5.5년), 직장간이동 그룹은 30개월(2.4년), 사직이동은 15개월(1.2년)이다. 직장을 유지하는 그룹과 직장을 이동하는 유형 간의 근속연수 차이는 최대 4.5년으로 크게 나타나며, 특히 사직이동은 평균 근속연수가 약 1년으로 한 번 사직이나 해고를 통해 이직을 경험한 근로자는 이직할 가능성이 높을 것으로 예상할 수 있다. 여성 근로자 중 직장 유지 그룹의 평균 연령(38세)과 근속연수(5.5년)를 고려한다면 이들 중 많은 경우 경력단절을 경험하고 새롭게 직장에 나온 것으로 유추할 수 있다.

반면 남성 근로자의 경우는 모든 경우 평균 근속연수가 여성에 비해 길게 나타나는 데, 직장유지 그룹의 평균 근속연수는 124개월(약 10년), 직장간이동은 63개월(5.3년),

14) 산업내·직종내 이직은 기존의 일자리가 경력으로 인정되어 숙련손실이 크지 않을 수 있으나, 본 연구에서는 산업·직종 간 이직을 구별하지 않는다.

〈표 2〉 직장이동 유형별 남녀 평균 특징

	직장유지				직장간이동				사직이동			
	여성 (3389명, 69.2%)		남성 (6951명, 78.8%)		여성 (1034명, 21.1%)		남성 (1553명, 17.6%)		여성 (477명,9.7%)		남성 (316명, 3.6%)	
	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D
개별 인적 특성												
연령	38.219	9.703	41.020	8.253	38.315	10.387	41.100	9.268	37.732	10.806	37.165	10.160
20~29세	0.235	0.424	0.079	0.270	0.271	0.445	0.118	0.323	0.266	0.442	0.288	0.454
30~39세	0.291	0.454	0.373	0.484	0.229	0.421	0.319	0.466	0.302	0.460	0.332	0.472
40~49세	0.333	0.471	0.367	0.482	0.346	0.476	0.350	0.477	0.270	0.445	0.231	0.422
50~59세	0.142	0.349	0.181	0.385	0.154	0.361	0.212	0.409	0.161	0.368	0.149	0.356
결혼 여부	0.683	0.465	0.881	0.323	0.669	0.471	0.842	0.365	0.637	0.481	0.630	0.484
부양가족	0.741	0.438	0.890	0.313	0.733	0.443	0.863	0.344	0.725	0.447	0.661	0.474
교육 정도												
중졸 이하	0.230	0.421	0.111	0.315	0.298	0.458	0.194	0.395	0.317	0.466	0.152	0.359
고졸	0.390	0.488	0.443	0.497	0.384	0.487	0.448	0.497	0.472	0.500	0.614	0.488
전문대졸	0.152	0.359	0.114	0.318	0.155	0.362	0.100	0.301	0.147	0.354	0.123	0.329
대졸 이상	0.228	0.420	0.332	0.471	0.163	0.370	0.258	0.437	0.065	0.247	0.111	0.314
개별 일자리 특성												
상용직	0.590	0.492	0.867	0.340	0.351	0.478	0.591	0.492	0.237	0.426	0.437	0.497
임시직	0.373	0.484	0.123	0.328	0.481	0.500	0.236	0.425	0.541	0.499	0.348	0.477
일용직	0.037	0.190	0.011	0.102	0.168	0.374	0.173	0.378	0.222	0.416	0.215	0.412
근속연수	66.541	74.363	124.972	97.903	29.835	49.957	63.260	90.665	14.660	24.285	21.089	41.673
노조 여부	0.270	0.444	0.430	0.495	0.166	0.373	0.259	0.439	0.101	0.301	0.104	0.306
비정규직 여부	0.328	0.469	0.144	0.351	0.460	0.499	0.359	0.480	0.451	0.498	0.411	0.493
농어업광업 건설전기기스	0.019	0.138	0.065	0.246	0.033	0.178	0.254	0.435	0.015	0.120	0.212	0.409
제조업	0.234	0.423	0.348	0.476	0.224	0.417	0.247	0.432	0.239	0.427	0.282	0.451
도소매숙박음식	0.212	0.408	0.086	0.281	0.230	0.421	0.088	0.284	0.419	0.494	0.146	0.353
운수통신	0.035	0.184	0.104	0.305	0.032	0.176	0.080	0.272	0.010	0.102	0.095	0.294
금융보험부동산 사업서비스	0.150	0.357	0.131	0.337	0.169	0.375	0.144	0.351	0.124	0.330	0.142	0.350

〈표 2〉의 계속

	직장유지				직장간이동				사직이동			
	여성 (3389명, 69.2%)		남성 (6951명, 78.8%)		여성 (1034명, 21.1%)		남성 (1553명, 17.6%)		여성 (477명, 9.7%)		남성 (316명, 3.6%)	
	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D
개인 및 공공서비스	0.341	0.474	0.263	0.440	0.285	0.452	0.187	0.390	0.172	0.378	0.123	0.329
가사및국제	0.008	0.087	0.002	0.043	0.026	0.160	0.000	0.000	0.021	0.143	0.000	0.000
고위관리전문	0.273	0.446	0.234	0.424	0.214	0.410	0.234	0.424	0.140	0.348	0.101	0.302
기술공 및 준전문가	0.048	0.214	0.097	0.296	0.061	0.239	0.067	0.250	0.052	0.223	0.060	0.238
사무종사자	0.175	0.380	0.171	0.377	0.131	0.337	0.129	0.335	0.155	0.362	0.079	0.270
서비스종사자	0.085	0.279	0.040	0.197	0.146	0.353	0.025	0.157	0.222	0.416	0.028	0.167
판매종사자	0.084	0.277	0.016	0.127	0.090	0.286	0.022	0.146	0.078	0.268	0.032	0.175
농어업기능원 및 장치기계조작	0.185	0.389	0.323	0.468	0.168	0.374	0.352	0.478	0.151	0.358	0.497	0.501
단순노무자	0.111	0.314	0.060	0.237	0.165	0.372	0.125	0.331	0.174	0.380	0.142	0.350

사직이동은 21개월(1.75년)이다. 마찬가지로 평균 연령과 근속연수를 고려할 경우, 남성 근로자 중 직장간 이동이나 사직이동과 같이 한 번 이직을 경험한 경우 이후에도 또 이직할 가능성이 높을 것으로 생각할 수 있다.

산업과 직종의 분포를 살펴보아도 성별 차이가 나타난다. 여성 근로자의 경우, 직장 유지와 직장간이동 유형 근로자는 개인 및 공공서비스, 제조업, 도·소매 및 음식숙박업에 종사하는 비율이 다른 산업에 비해 높은 편이고, 사직이동의 경우 도·소매 및 음식·숙박업에 종사하는 비율이 약 42%로 높은 비중을 차지한다. 이 산업에서 여성 근로자는 자발적으로 직장을 그만두고 어느 정도 실직기간을 거친 후 새롭게 일자리를 찾을 가능성이 높은 성향의 근로자라고 할 수 있다. 그리고 직장간이동, 사직이동 유형에서 서비스직 종사자의 비율이 직장유지 그룹에서 서비스직 종사자가 차지하는 비율보다 상대적으로 높게 나타난다. 이를 통해 서비스직에 종사하는 여성 근로자의 직장이동이 활발하다는 것은 확인할 수 있다. 경제가 성장하면서 제조업의 고용 비중이 줄고 서비스업의 비중이 증가하는 변화를 겪는데 한국의 경우 도소매 및 음식숙박업에 상대적으

로 많은 근로자가 분포되어, 있으며, 또한 이들 업종에서 고용형태가 불안하기 때문에 직장이동의 가능성이 높아진다는 것(김혜원 외 2008)과 동일한 맥락에서 이해할 수 있다. 그리고 이러한 변화는 남성 근로자보다 여성 근로자에게서 뚜렷하게 나타난다.

남성 근로자의 경우 우선 산업별 분포를 살펴보면, 직장유지 그룹은 제조업 > 개인 및 공공서비스 > 금융·보험·부동산 사업서비스순으로 나타난다. 직장간이동 그룹은 농어업광업 및 건설전기가스 > 제조업 > 개인 및 공공서비스순이며, 사직이동의 경우 또한 농어업광업 및 건설전기가스와 제조업의 비중이 상대적으로 높다. 남성과 여성 모두 직장유지와 직장간이동 유형에서 제조업이나 개인 및 공공서비스에서 차지하는 것이 높다는 점에서는 유사하나, 여성 근로자가 도소매 및 음식숙박업에 상대적으로 많다면 남성의 경우 사업서비스나 농어업광업 및 건설전기가스 산업에 종사한 비중이 상대적으로 많다. 이는 여성과 남성이 뚜렷하게 차이가 나는 산업으로서 여기서도 다시 확인할 수 있다. 직종별로 보면, 남성은 모든 유형에서 농·어업·기능원 및 장치기계조작 부문에서 가장 높은 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다. 특히 사직이동의 경우 이 직종에 종사하는 근로자의 비중이 거의 절반 가까이 차지한다는 점이 특이하다고 할 수 있다.

Ⅲ. 실증분석

1. 직장이동 유형 결정요인

다항로짓 모형 분석을 통해 근로자의 직장이동 선택에 영향을 미치는 요인이 무엇인지 알 수 있다. 다항로짓 모형은 비선형성(non-linearity)을 갖고 있으므로 계수 값 해석에서 주의해야 한다.¹⁵⁾ 일반적으로는 편미분 값으로 해석할 수 없으나, 직장유지 집단의 계수를 0으로 일반화하였기 때문에 이 집단과 비교하여 편미분 값으로 해석할 수 있다(Kidd 1994)¹⁶⁾. 직장유지, 직장간이동, 사직이동의 세 가지 유형 중 비교기준 집단

15) 추정된 각 다항로짓 모형은 카이스퀘어 값이 통계적으로 유의미하므로 적합하다고 할 수 있고, 모든 계수 값이 0이라는 귀무가설도 기각된다.

16) 한계효과에 대한 해석은 다음 식에 근거한다.

은 직장유지 그룹이다. 추정 결과는 <표 3>에 제시되어 있다.¹⁷⁾

먼저, 결혼 여부 및 부양가족 유무는 여성의 직장이동 선택에 유의미한 영향을 미치지 않는다. Light and Ureta(1992)는 결혼 변수가 통계적으로 유의미한 영향을 미치고, 결혼하지 않은 여성이 결혼한 여성에 비해 직장이동 가능성이 높다는 연구 결과를 보였으나 본 연구에서는 이러한 결과를 도출하지 못했다. 또한 국내 노동시장에서 여성이 직장이동에 대한 의사결정을 하는 데 있어서 결혼 여부는 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 다음의 이유에서 비롯된다고 볼 수 있다. 여성의 경우는 결혼이 직장이동에 영향을 미친다기보다는 취업에서 비취업 혹은 비경제활동인구로 편입되는 형태로 영향을 미치기 때문에 본 연구에서 사용하는 자료가 단기간으로 제한되어 있어 이러한 변화를 밝히지 못하는 데서 기인한다고 볼 수 있다.

이와 달리 남성의 경우, 결혼과 부양가족은 직장이동 선택에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타난다. 즉 남성 근로자의 경우 기혼일수록(배우자가 있는 경우) 직장이동보다는 직장유지를 선택할 가능성이 높으며, 부양가족이 있을수록 직장이동을 선택할 가능성이 높다. 여기서 부양가족의 변수는 기혼 상태뿐만 아니라 사별 또는 이혼을 포괄한 것으로 기혼 상태를 나타내는 결혼변수와 달리 직장이동에 양(+의 영향을 미침을 볼 수 있다.

연령이 직장이동 유형 선택에 미치는 영향을 보면 20~29세 연령 그룹과 비교할 때 30대 남성과 여성 근로자는 이직보다 직장유지를 선택할 가능성이 높아진다. 여성과 남성 근로자는 연령이 비교 집단에 비해 30대만이 직장간이동보다 직장유지를 선택할 가능성이 유의하게 높으며 40~50대 그룹은 그 영향이 유의하지 않다. 사직이동 유형을 살펴보자. 여성은 40대에서 사직이동보다 직장유지를 선택할 가능성이 높으며 남성은 50대를 제외한 30~40대에서 자발적으로 그만두고 이직하는 것보다 직장유지를 유의하게 선호하는 것으로 나타난다.

교육수준과 직장이동 가능성과의 관계는 일관되지 않다. 교육수준과 이직가능성에 대

$$\partial P_j / \partial X = P_j [\beta_j - \sum_{k=1}^J P_k \beta_k], \text{ marginal effect of a regressor on probability of belonging to a given regime } j$$

17) 다항로짓 분석에서 통제변수는 기존의 임금결정식에서 사용하는 변수를 이용하였으며, 이직 유형에서는 해고 이동이 다른 유형과 차이를 보이나 각 유형하에서 남녀간의 차이는 뚜렷하게 나타나지 않았음을 밝힌다. 즉 일반적으로 사회에서 관찰되는 이직에 관련된 특이한 사항이 본 연구의 데이터를 통해서 나타내지 않고 있으며 이는 향후 연구 과제로 남긴다.

〈표 3〉 다항로짓 분석 결과: 남녀 비교

	직장간이동				사직이동			
	여성		남성		여성		남성	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
인적변수								
결혼 여부	0.101	0.166	-0.592**	0.248	-0.239	0.209	-0.965**	0.383
부양가족	-0.017	0.222	0.783**	0.267	0.088	0.316	0.568	0.411
30~39세	-0.454**	0.157	-0.414***	0.116	-0.386	0.246	-0.620**	0.184
40~49세	-0.263	0.171	-0.149	0.128	-0.917**	0.275	-0.662**	0.223
50~59세	-0.329	0.204	0.053	0.145	-0.657	0.307	-0.396	0.263
고졸	-0.038	0.114	0.133	0.103	-0.077	0.157	0.514**	0.203
전문대졸	0.114	0.170	0.121	0.140	-0.318	0.243	0.178	0.276
대졸 이상	0.105	0.162	0.088	0.121	-0.924**	0.268	-0.320	0.278
일자리변수								
근속연수	-0.009***	0.001	-0.005***	0.000	-0.031***	0.003	-0.021***	0.002
노동조합 유무	-0.096	0.105	-0.111	0.074	-0.212	0.174	-0.919***	0.204
비정규직	0.035	0.085	0.316***	0.079	-0.012	0.119	0.353**	0.151
상용직	-1.578***	0.157	-1.858***	0.169	-1.605***	0.204	-1.850***	0.263
임시직	-1.078***	0.141	-1.377***	0.166	-0.938***	0.169	-1.464***	0.247
농어업광업 건설전기가스	0.194	0.249	0.786***	0.108	-0.870*	0.434	0.088	0.223
도소매숙박음식	-0.313**	0.128	-0.075	0.126	0.175	0.161	-0.069	0.224
운수통신	0.193	0.231	0.034	0.119	-0.917*	0.485	0.330	0.237
금융보험부동산 사업서비스	0.150	0.134	0.170	0.104	-0.095	0.194	0.037	0.214
개인 및 공공서비스	0.041	0.124	0.219**	0.094	-0.378*	0.186	0.103	0.214
가사및국제	0.611	0.329	-14.379	905.861	0.258	0.443	-13.020	1707.274
고위관리전문	-0.025	0.127	0.171*	0.095	-0.613**	0.189	-0.497**	0.247
기술공 및 준전문가	0.352*	0.189	0.035	0.130	0.142	0.272	0.276	0.295
서비스종사자	0.481**	0.161	-0.051	0.195	0.169	0.204	0.140	0.403

〈표 3〉의 계속

	직장이동				사직이동			
	여성		남성		여성		남성	
	Coef.	S.E	Coef.	S.E	Coef.	S.E	Coef.	S.E
판매종사자	0.198	0.169	0.097	0.229	-0.638**	0.238	0.119	0.404
농어업기능원 및 장치기계조작	0.131	0.134	0.130	0.090	-0.253	0.191	0.510**	0.187
단순노무자	0.214	0.153	0.086	0.133	-0.089	0.206	0.081	0.247
상수항	0.480*	0.228	0.284	0.222	1.076***	0.307	0.071	0.367

주: 비교집단은 직장유지.

여성: N=4900, LR $\chi^2(50)=995.22$, $P>\chi^2=0$, Pseudo R²=0.1254.

남성: N=8820, LR $\chi^2(50)=1773.80$, $P>\chi^2=0$, Pseudo R²=0.1641.

20~29세, 중졸 이하, 일용직, 제조업, 사무직이 각 더미의 기준임.

***p<0.001 **p<0.05 *p<0.1

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 원자료

해 Osberg et al.(1986), Simpson(1990), Kidd(1991), Borjas and Rosen(1980)은 양(+)
의 상관관계를, Light and Ureta(1992)는 역의 관계가 있다고 보였다. 본 연구에서는 여성
근로자의 이직 여부 결정에 교육수준이 미치는 영향은 미미하다고 볼 수 있다. 한편,
직장이동 선택에 있어서 남녀 근로자 모두 교육수준이 전문대 이상인 근로자는 직장
유지보다 직장이동을 선택할 가능성이 높으나 유의하지 않다. 직장유지와 사직이동
선택을 비교하면 남녀 모두 대졸 이상 학력 수준에서는 사직이동보다 직장유지를 선호
하나 고교와 전문대 졸업 집단에서는 남녀의 선호가 다를 수 있다. 즉, 남성 근로
자는 고교 졸업과 전문대 졸업일 경우 직장유지보다는 사직이동을 선택할 가능성이 높
고, 특히 고교 졸업의 경우 유의미한 결과를 보이고 있다.

근속연수는 인적자본이론에서 기업특수적 인적자본의 대리변수로 보아 근속연수가
길어질수록 직장이동 가능성이 낮아진다. 즉 근속연수가 증가할수록 개인의 기업특수
자본량(숙련도)이 증가하여 이직에 따른 기회비용이 증가하고 새로운 직장에서 근로자
개인에게 그러한 기회비용을 보상해 줄 정도로 높은 임금을 제시하지 않는다면 개인은
이직 결과 상대적으로 적은 임금을 받게 될 것이다. 이러한 관점에서는 근속연수가 증
가할수록 직장을 옮길 가능성은 낮아질 것으로 예상할 수 있다. 실증분석 결과, 남성과
여성 근로자 모두 모든 이직 유형에서 근속연수의 계수가 유의미한 음(-)의 값을 가짐

으로써 근속연수가 증가할수록 이직 가능성이 낮아짐을 관찰할 수 있다.

노동조합의 경우, 근무하는 사업장에 노동조합이 존재할수록 직장을 옮기기보다 유지할 가능성이 높다. 비정규직 근로자일수록 여성 근로자는 직장유지보다 직장간이동 가능성이 더 높으나 그 값은 유의미하지 않다. 반대로 비정규직일수록 사직이동 가능성이 직장을 유지하는 것보다 낮은 것을 보여주고 있으나 그 값은 유의미하지 않다. 그러나 남성 근로자는 모든 유형에서 비정규직일수록 직장유지보다 직장이동 가능성이 유의하게 높다.

마지막으로, 산업과 직종이 이직 유형 선택에 미치는 영향을 살펴본다. 산업의 기준 집단은 제조업이다. 도·소매 및 음식·숙박업에 종사하는 여성 근로자는 제조업 종사자에 비해 직장간이동보다 직장유지를 선택할 가능성이 유의하게 높으며, 운수·통신업과 개인공공서비스 종사자는 사직이동에 비해 직장유지를 선택할 가능성이 높다. 특이한 점은 다른 이직 그룹과 달리 직장간이동 그룹은 운수·통신업, 금융, 개인·공공서비스업의 계수가 음수로 나타나는데(즉, 이 산업에 종사하는 여성 근로자는 제조업에 비해 직장간이동 가능성이 높음) 그 값이 유의미하지 않으므로 해석에서는 주의해야 한다. 남성 근로자의 경우, 농업광업 및 건설전기가스 산업과 개인 및 공공서비스 산업에서 직장간이동 선택 가능성이 크다. 근로자가 동종 산업으로 이직하는지는 알 수 없으나 이 산업이 제조업에 비해 직장이동이 활발하다는 것을 유추할 수 있다¹⁸⁾.

직종의 경우, 여성은 사무직 종사자에 비해 서비스직 종사자는 직장유지보다 직장간이동을 선택할 가능성이 유의하게 높다. 이는 앞의 기초통계량 설명에서도 언급한 것과 연관된 것으로 경제성장으로 인해 서비스업이 다양해지고 증가하면서 이직을 선택할 수 있는 범위가 넓어졌고, 실업을 거치지 않고 자발적으로 이직하는 경우가 많은 것으로 유추할 수 있다. 그리고 고위관리전문가와 판매종사자는 직장이동보다 직장유지를 더 선호하는 편이다. 남성 근로자는 고위관리전문가는 사무직 종사자에 비해 직장간이동 가능성이 높고, 사직이동보다는 직장유지를 선택할 가능성이 높다. 즉 실업기간 없이 바로 이직하는 것을 더 선호함을 유추할 수 있다.

18) 이를 통해 이 산업에서의 근무 여건(임금, 만족도 등)이 제조업보다 더 좋거나 열악하다고 유추하는 것은 위험하다.

2. 직장이동 유형별 임금 변화

가. 기간별 평균임금 변화

Mincer의 차감법에 따라 분석대상자들을 분류해 보면 1기에 직장을 유지한 여성 근로자는 1,672명, 직장간이동은 433명, 사직이동은 232명이다. 여성 근로자 중 1기의 직장유지 그룹의 실질임금변화액은 14만 7천 원(12%), 직장간이동은 12만 3천 원(17%), 사직이동은 3만 7천 원(4%)이다. 한편, 1기에 직장을 유지한 남성 근로자는 3,352명, 직장간이동은 686명, 사직이동은 156명이다. 실질임금변화액은 직장유지는 22만 5천 원(11%), 직장간이동은 19만 원(12%), 사직이동은 1만 8천 원(1%)이다. 여기서 이직에 따른 순임금변화는 1기 이직자의 1기 임금변화(between-job wage difference)와 1기에는 이직하지 않고 2기에 이직한 사람들의 1기 임금변화(within-job wage difference: 1기 이직자가 이직하지 않았다면 얻게 될 임금의 대리변수¹⁹⁾)의 차이로 구할 수 있다. 이직 유형별 순임금변화는 <표 4>와 같다.²⁰⁾ 여성의 로그임금 변화는 직장유지 그룹은 12% 증가, 직장간이동은 7% 증가하는 것을 볼 수 있다. 그러나 사직이동은 약 4% 감소한다. 남성의 경우, 직장유지 유형과 직장간이동 유형은 각각 11%와 2% 증가하고, 사직이동은 8% 감소한다.

우선 여성 근로자를 살펴보자. 직장간이동과 사직이동 유형의 경우, 이직하지 않고

<표 4> 특성 통제 전 순임금변화

1기 임금변화		1, 2기 유지	1기 이직	2기 이직 ¹⁾	순임금변화
여성	직장유지	0.1251			
	직장간이동		0.1443	0.0709	0.0734
	사직이동		0.0391	0.0780	-0.0389
남성	직장유지	0.1057			
	직장간이동		0.1210	0.1052	0.0158
	사직이동		-0.0117	0.0765	-0.0880

주: 1) 2기 이직자의 1기 임금변화
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 원자료

19) 앞의 제II장 추정모형에서 설명.

20) 개인의 특성이나 일자리 특성을 통제하지 않고 비교한 것이다.

기존 직장을 계속 다닐 경우 겪는 임금변화는 약 7~8%로 거의 차이가 없다. 그러나 이직을 통해 겪는 임금변화에서 두 유형의 차이는 크다. 즉, 직장간이동 그룹은 이직을 통해 약 14% 정도 임금이 상승하고, 사직이동의 경우 임금이 약 3% 증가함에 따라 결과적으로 순임금변화에서 직장간이동은 양(+)의 부호가, 사직이동에서는 음(-)의 부호가 나타난다. 즉, 두 유형은 모두 이직사유가 자발적이라는 점에서 동일하지만 실업 기간의 경험 유무에 따라 임금변화의 방향이 반대로 나타났음을 알 수 있다. 이는 비취업기간에 대한 기회비용의 차이로 생각할 수 있으나 특성을 통제하기 전 임금변화의 평균 값이므로 해석에는 주의가 따른다. 남성 근로자를 살펴본다. 직장간이동 유형은 여성과 그 양상이 유사하다. 그러나 사직이동의 경우 남성과 여성은 다름을 알 수 있다. 남녀 모두 사직이동을 하지 않고 기존 직장에 남았을 때 경험하는 임금변화는 약 7%로 유사하다. 그러나 남성은 사직이동을 통해 임금 하락을 경험한다. 따라서 남녀 모두 사직이동에 따른 순임금변화는 음(-)의 값이지만 그 크기는 남성의 하락폭이 더 큼을 알 수 있다. 임금의 변화율만으로 판단한다면 여성과 남성 근로자 모두 사직이동보다 직장간이동이 더 효율적이라고 볼 수 있다. 즉 자발적인 이직이라 하더라도 실업기간을 거치지 않는 것이 임금이 유리하다고 할 수 있다.

나. 특성 통제 시 임금방정식 회귀 결과

앞의 임금변화는 개인의 특성이나 일자리 특성 등 임금이 영향을 미치는 다른 요인을 통제하지 않고 비교한 것으로, 여기서는 변수 통제 시 임금변화를 살펴보고자 한다.

Mincer의 방법론에 따르면 모든 직장이동 유형은 자기 선택이 있다고 가정한 상태에서 임금변화를 도출하는 것으로 본 연구에서의 임금변화 분석은 다소 강한 전제로 출발함을 미리 밝힌다. 또한 본 연구에서 채택하고 있는 Mincer의 방법론의 핵심적인 가정은 1기에 이직한 집단과 1기에 이직하지 않고 직장을 유지하다가 2기에 이직한 집단이 유사한 특성을 가지고 있다는 것이다. 따라서 본 연구에서 사용하는 자료에서 두 집단이 유사한 특징을 보여주는지 살펴볼 필요가 있는데, <표 5>에 나타나 있듯이 두 집단은 실제 회귀분석에서 사용된 모든 변수에서 유사한 특징을 보이고 있다.

회귀분석에서 사용된 변수는 1기초의 인적자본 특성(결혼 유무, 연령, 학력, 종사상 지위)과 일자리 특성(종사산업, 직종, 근속연수, 노조 유무), 1기초와 2기초 인적·일자리 특성의 변화(산업변화 여부, 직종변화, 종사상 지위변화, 노조 유무변화)이고, 종속변수는 1기 임금변화이다. 그리고 이직 유형은 더미변수로 포함되고, 비교집단은 1,2기 모

<표 5> 1기 이직자와 2기 이직자의 특징 비교

	남자				여자			
	1기 이직 (n=81)		2기 이직 (n=83)		1기 이직 (n=95)		2기 이직 (n=66)	
	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D	Mean	S.D
인적 특성								
연령	37.568	10.630	38.096	10.418	38.189	9.644	38.288	8.909
20~29세	0.272	0.448	0.241	0.430	0.211	0.410	0.182	0.389
30~39세	0.272	0.448	0.301	0.462	0.358	0.482	0.409	0.495
40~49세	0.321	0.470	0.289	0.456	0.263	0.443	0.258	0.441
50~59세	0.136	0.345	0.169	0.377	0.168	0.376	0.152	0.361
결혼 여부	0.778	0.418	0.747	0.437	0.758	0.431	0.803	0.401
부양가족	0.790	0.410	0.771	0.423	0.758	0.431	0.833	0.376
중졸 이하	0.370	0.486	0.265	0.444	0.137	0.346	0.212	0.412
고졸	0.346	0.479	0.410	0.495	0.505	0.503	0.485	0.504
전문대졸	0.210	0.410	0.181	0.387	0.137	0.346	0.045	0.210
대졸 이상	0.074	0.264	0.145	0.354	0.221	0.417	0.258	0.441
일자리 특성(1기초 특성)								
근속연수 (개월수)	25.086	38.197	29.819	41.297	60.042	89.671	67.667	81.750
상용직	0.296	0.459	0.386	0.490	0.589	0.495	0.682	0.469
임시직	0.506	0.503	0.506	0.503	0.295	0.458	0.288	0.456
비정규직 여부	0.457	0.501	0.470	0.502	0.305	0.463	0.333	0.475
노조 여부	0.086	0.283	0.157	0.366	0.200	0.402	0.273	0.449
1기초로그임금	13.657	0.469	13.718	0.545	14.291	0.484	14.359	0.428

두 직장을 유지한 집단이다. 마지막으로 1기 초의 임금을 포함함으로써 근로자의 이질성을 통제하고(Abbott & Beach 1994; 김혜원 · 최민식 2008), 또한 이를 통해 결정계수 값이 높아지고 설명변수의 유의도가 높아졌음을 밝힌다. 회귀 결과는 <표 6>에 제시되어 있다.

근속연수를 제외하고 다른 모든 변수는 더미변수로, 계수는 기준더미에 대한 상대차이로 해석한다.

우선 연령과 임금변화와의 관계를 보자. 연령은 그룹별로 나누어 살펴보았으며 기준 그룹은 20~29세이다. 남녀 모두 나이는 임금변화에 유의미한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다. 결혼 여부는 여성 근로자의 경우는 임금상승률과는 무관하나 남성의 경우 결혼한 사람이 임금변화율이 유의하게 크다. 즉 결혼 상태는 남성과 달리 여성 근로자

의 임금변화율에 크게 영향을 미치지 않는 것으로 확인된다.

근로자의 교육 정도는 여성과 남성 근로자 모두의 임금변화에 유의미한 영향을 끼친다. 기준 집단인 중졸 이하 그룹과 비교하면 고졸, 초대졸, 대졸 이상의 경우 모두 임금변화율이 높게 나타난다. 그리고 고졸과 초대졸의 경우 기준 집단에 비해 임금변화율이 크지 않지만, 대졸 이상은 기준 집단과 그 차이가 크게 나타남을 볼 수 있는데, 학력이 높을수록 상대적으로 더 많은 임금을 받고 그 증가율은 체증하고 있음을 확인할 수 있다.

근속연수를 살펴보면, 여성과 남성 모두에서 직장에서 오래 근무할수록 임금변화율이 증가하는데, 그 변화율은 여성과 남성이 유사하다. 그러나 본 모형에서는 모든 유형의 근로자를 포함하여 회귀한 것으로서 이직 유형별에 따라 근속연수가 임금에 미치는 영향을 비교하는 것은 어렵다.²¹⁾

종사상 지위에 따른 임금변화를 보면, 기준 집단은 일용직 근로자로 여성과 남성 근로자의 임시직 더미의 회귀계수가 음수로 유의하게 나타난다. 비정규직의 경우 남녀 근로자 모두 정규직에 비해 비정규직의 1기 임금변화율은 음수로 유의하게 나타난다. 이를 통해, 임시직 근로자의 임금변화율이 일용직에 비해 더 낮게 나타났음에도, 임시직과 일용직으로 포함하고 있는 비정규직 더미의 계수가 음수라는 점에서 두 지위의 임금변화율 차이는 크지 않음을 유추할 수 있다. 한편, 노조 유무는 남녀 근로자 모두 임금변화율에 유의한 영향을 미치지 않는다. 근로자가 종사하는 대부분의 산업 및 직종은 임금변화와 무관하다고 볼 수 있다. 그러나 남성 근로자의 경우 도소매 및 숙박음식업에 종사할수록 제조업에 비해 임금변화율은 양(+)의 값으로 유의한 것으로 나타나며, 운수통신은 음(-)의 값으로 유의함을 볼 수 있다. 직종의 경우 남성 근로자는 고위관리 전문가일수록, 서비스종사자일수록 임금변화율이 양(+)의 값으로 나타난다.

일자리 특성의 변화가 임금변화율에 미치는 영향을 보면, 남성 근로자의 사업장의 노조 유무 변화에서 노동조합이 있는 곳에서 없는 곳으로 이직한 경우에 비해 이직 전후 모두 노동조합이 있는 경우 임금변화율이 양(+)의 값으로 유의하다. 이를 통해 노동조합의 임금프리미엄이 있음을 확인할 수 있다.

직장이동에 따른 종사상 지위 변화 또한 임금변화에 영향을 미치는 것으로 나타난다. 정규직→정규직에 비해 정규직→비정규직은 임금 하락을 경험하고, 비정규직→정규직은 비정규직→비정규직에 비해 임금 상승을 경험하는 것을 볼 수 있다. 상용직과 그 외 지위

21) 참고로 Mincer 방법론을 위해 구성된 데이터에서 이직유형별 평균 근속연수를 구하면 1기초를 기준으로 직장유지는 61개월, 직장이동은 25개월, 사직이동은 15개월이다.

의 변화에서도 마찬가지로 유사한 양상을 보인다. 근로상 지위가 상대적으로 유리하게 변화하면 그에 따른 임금변화율도 함께 증가하게 된다. 이를 통해 비정규직이 정규직에 비해 낮은 임금을 받고 있는 고용시장의 특성을 재확인함과 동시에 근로자는 종사상 지위가 유리한 형태로의 이직을 통해 안정적 지위뿐 아니라 그에 따른 임금 상승까지 경험할 수 있다.

이직 유형 더미는 임금변화와 일관된 유의미한 관계를 보이고 있지 않으나, 여성 근로자의 경우 1기 직장이동 유형을 제외한 나머지 유형의 임금변화율은 기준 그룹인 1,2기 모두 직장유지 그룹에 비해 모두 계수 부호가 음(-)의 값을 나타낸다. 10% 유의 수준에서는 1기 사직이동의 경우 직장유지자 그룹과 비교하였을 때 임금변화율이 하락하는 것을 볼 수 있다. 남성 근로자의 경우 여성 근로자와 달리 더미변수의 계수 부호가 일관되지 않으며, 1기 사직이동에서 임금변화율이 유의하게 하락함을 나타낸다. 다시 한 번 설명하자면, 이직 선택에 따른 진정한 임금변화는 앞서 방법론에서 설명한 바와 같이 1기 이직 유형 더미와 2기 이직 유형 더미계수의 차이로 나타난다. 따라서 이직에 따른 순임금변화는 직장이동 유형별로 각각 이직 유형 더미의 추정계수로 계산할 수 있다.

그런데 남녀 모두 각 이직 유형별로 만일 이직하지 않고 계속 다닐 경우 경험하는 임금변화율(b_2)의 추정계수는 일부 그룹의 사직이동의 경우를 제외하고는 유의하지 않는데, 이는 각 유형의 관측치가 적은 부분에서 기인한 것으로 생각할 수 있다²²⁾. 그럼에도 불구하고 순임금변화를 해석해 보면 앞의 특성 통제 전과 비교하여 남녀 간 차이가 나타남을 확인할 수 있다. 직장이동을 선택한 근로자 그룹의 경우 남성은 통제 후 직장이동에 따른 순임금변화가 없지만 여성은 직장이동에 따른 순임금변화가 여전히 양(+)의 방향으로 나타나고 있다. 이는 여성이 직장이동을 단행하지 않았을 경우 오히려 임금 하락을 경험하는 것을 반영하는 결과이다. 이러한 결과로 볼 때 여성의 경우는 직장이동(실업을 거치지 않는 경우)을 통한 임금 및 근로조건 향상을 경험하고 있음을 유추해 볼 수 있다.

사직이동의 경우도 남녀 간 순임금변화의 크기가 차이가 나타난다. 1기에 직장이동을 경험한 그룹의 경우 남녀 모두 임금 하락을 경험하며 그 크기도 각각 12%와 11%로 유사하다. 하지만 여성의 경우 1기에 이직을 경험한 그룹과 경험하지 않은 그룹에서 모두

22) 여성 근로자의 직장이동 유형은 59명, 사직이동 유형은 24명이다. 남성 근로자는 앞의 순서대로 각각 54명, 12명이다.

〈표 6〉 회귀분석 결과

	여성		남성	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
개별 인적 특성				
30~39세	0.013	0.022	0.001	0.016
40~49세	0.005	0.024	0.011	0.018
50~59세	-0.016	0.029	-0.007	0.021
결혼 여부	0.023	0.017	0.040**	0.014
고졸	0.048**	0.018	0.056***	0.014
전문대졸	0.077**	0.027	0.081***	0.019
대졸 이상	0.159***	0.027	0.141***	0.017
일자리 특성				
1기초 근속연수	0.001***	0.000	0.001***	0.000
1기초 상용직	0.015	0.026	0.003	0.026
1기초 임시직	-0.051**	0.022	-0.072**	0.025
1기초 비정규직	-0.072***	0.016	-0.046**	0.014
노동조합 유무	-0.012	0.025	-0.013	0.018
농어업광업건설전기가스	-0.004	0.041	0.006	0.017
도소매숙박음식	0.029	0.022	0.027	0.017
운수통신	0.064*	0.039	-0.055***	0.015
금융보험부동산사업서비스	0.092	0.024	0.016	0.014
개인 및 공공서비스	0.037*	0.021	-0.006	0.012
가사 및 국제	0.030	0.051	-0.141	0.100
고위관리전문	0.024	0.023	0.031**	0.015
기술공 및 준전문가	0.017	0.032	0.016	0.017
서비스종사자	0.028	0.028	0.067**	0.024
판매종사자	0.057**	0.029	-0.021	0.033
농어업기능원 및 장치기계조작	-0.017	0.030	-0.003	0.014
단순노무자	-0.034	0.027	-0.039*	0.021
인적·일자리 특성 변화				
노동조합 무→유	0.034	0.023	0.026*	0.015
노동조합 유→유	0.038	0.029	0.073***	0.018
산업변화 여부(변화=1)	0.015	0.022	0.005	0.018
직종변화(변화=1)	-0.004	0.018	-0.003	0.013
정규직→비정규직	-0.087***	0.020	-0.041*	0.015
비정규직→정규직	0.105***	0.025	0.094***	0.023
상용직→그 외	-0.243***	0.039	-0.105**	0.032
그외→상용직	0.131***	0.026	0.109***	0.025

<표 6>의 계속

	여성		남성	
	Coef.	S.E.	Coef.	S.E.
이직 유형 더미				
1기 직장간이동	0.020	0.042	0.002	0.013
1기 사직이동	-0.111*	0.064	-0.121***	0.023
2기 직장간이동	-0.052	0.041	0.002	0.037
2기 사직이동	-0.022	0.062	0.013	0.077
1기초 임금	-2.77x10 ⁻⁷ ***	0.000	-2.03x10 ⁻⁷ ***	0.000
상수항	0.267***	0.044	0.312***	0.039

주: 종속변수는 1기 로그임금차분임, ***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1.
 여성: N=2,490, F(37,2452)=15.01, P>F=0, Adjusted R2=0.1723.
 남성: N=4,250 F(37,4212)=29.90, P>F=0, Adjusted R2=0.2011.
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

임금이 하락하는 반면, 남성의 경우는 1기에 이직을 경험하지 않은 그룹은 임금이 상승하고 있다. 따라서 사직으로 인한 임금 하락은 남성의 경우가 여성의 경우보다 더 크게 나타나고 있다. 일자리의 질을 임금으로 판단한다면 자발적인 사유로 이직을 하더라도 실업기간을 거칠 경우는 남녀 모두 이전 직장에 비해 높은 임금을 받을 수 있는 일자리를 얻는 것이 힘들 것이라 생각할 수 있지만 여자의 경우는 그 크기가 더 작음을 알 수 있다. 즉 여성의 경우, 실업을 경험하는 직장이동의 기회비용이 남성에 비해 작은 것으로 이해할 수 있다. 그러나 이상의 임금변화의 크기에 대한 논의는 순임금변화, 즉 $\hat{b}_{1i} - \hat{b}_{2i} = 0$ 이라는 가설을 검증하지 않은 채 논의되었다. 이를 확인하기 위하여 F검증을 실시한 결과가 <표 8>에 제시되었다. 그 결과에 따르면 남성의 사직이동의 경우에만 F값이 2.83으로 10% 유의수준에서 $\hat{b}_{1i} - \hat{b}_{2i} = 0$ 이라는 귀무가설을 기각할 수 있음을 확인

<표 7> 특성 통제시 순임금변화

이직유형 및 성별 구별			1기 이직 (b ₁)	2기 이직 (b ₂)	순 임금변화 (b ₁ -b ₂)
직장간 이동	여성	coef.	0.020	-0.052	0.072
	남성	coef.	0.002	0.002	0.000
사직이동	여성	coef.	-0.111*	-0.022	-0.089
	남성	coef.	-0.121***	0.013	-0.134

주: ***p<0.001, **p<0.05, *p<0.1.
 자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

〈표 8〉 임금변화 검증

변수명		F 값	Pr>F
직장간이동	여성(b ₁ -b ₂)	1.69	0.1936
	남성(b ₁ -b ₂)	0.00	0.9889
사직이동	여성(b ₁ -b ₂)	1.03	0.3099
	남성(b ₁ -b ₂)	2.83	0.0924

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」 원자료.

할 수 있다. 나머지 경우에는 직장이동에 따른 임금변화가 직장유지의 경우와 비교하여 통계적으로 유의하다고 판단하기 어렵다.

IV. 요약 및 결론

본 연구를 통해 취업상태를 지속하고 있는 근로자를 대상으로 직장이동 유형별로 직장이동에 영향을 미치는 요인은 무엇이며, 그리고 각 이직 유형별로 임금변화가 어떻게 나타나는지 남성과 여성 근로자를 비교하여 살펴보았다. 직장이동 유형은 직장유지, 직장간이동, 사직이동으로 나누고, 비교 집단은 직장유지 집단이다. 직장이동의 유형과 사유를 고려하며 동시에 직장이동자의 자기선택 편의를 고려한 연구는 데이터의 한계로 인해 많지 않다. 게다가 남성과 여성을 비교한 경우는 더더욱 그러하다. 본 연구는 이러한 부분을 시도했다는 점에서 의의가 있다고 할 수 있다. 본 연구의 주요 분석 내용을 요약하면 다음과 같다.

우선, 다항로짓 모형을 통해 이직 선택에 영향을 미치는 요인을 알 수 있었다. 여성 근로자와 남성 근로자의 이직에 영향을 미치는 요인의 차이는 다음과 같다. 결혼이나 부양가족은 여성 근로자의 경우 이직 선택에 유의한 영향을 미치지 않으나, 남성의 경우는 기혼일수록, 부양가족이 있을수록 직장이동보다 직장유지를 선택할 가능성이 높다. 이러한 결과는 여성의 경우 남성과는 다르게 결혼과 부양가족이 직장이동보다는 취업에서 비취업 혹은 비경제활동상태로 편입되는 경력단절로 나타나기 때문인 것으로 해석된다. 그러나 연령의 경우 여성에게는 직장이동 선택에 유의한 영향을 미치나, 남성 근로자에게는 여성에 비해 뚜렷한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 교육수준의

경우 남녀 모두 전반적으로 유의한 영향을 미치지 않는다. 일자리 특성 중 노조가 있는 직장에서 일할수록 남녀 모두 직장이동보다 직장유지를 선택할 가능성은 높고, 근속연수가 증가할수록 이직 가능성은 낮다. 그리고 남성에게 있어서 비정규직일수록 직장유지에 비해 직장간이동, 사직이동 가능성이 높게 나타난다. 종사상 지위의 경우는 남녀 모두 보다 안정된 직장일수록(상용직, 임시직은 일용직에 비해) 직장이동에 비해 직장유지를 선택할 가능성이 높다. 산업과 직종은 남녀 근로자에 따라 그 영향을 미치는 종류가 뚜렷이 다르게 나타나는데, 여성은 주로 도소매·음식·숙박업에 종사할수록 직장유지를 선택할 가능성이 높고, 서비스직에 종사할수록 직장이동 가능성이 높다. 남성의 경우 개인 및 공공서비스, 운수통신이 직장이동 유형 선택에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이직 선택에 따른 수익률 추정을 통해서 다음과 같은 결과를 도출하였다. 다른 요인을 모두 통제한 상태에서 이직 유형별 임금변화를 보면 여성과 남성이 서로 차이를 보이고 있다. 여성의 경우 직장간이동을 통해 임금 상승을 경험하지만 남성은 임금변화가 없다. 실업을 경험하는 사직이동의 경우는 남녀 모두 순임금 하락을 경험하지만 여성의 하락폭이 남성의 하락폭에 비해 작게 나타나는 것을 확인하였다. 그러나 각 그룹별 임금변화 추정에서 그 관측치가 많지 않은 관계로 유의미한 계수 값을 가지지 않음으로써 이직 유형별 이직을 통한 임금 수익률이 어느 정도 되는지, 그 값이 설득력을 가진다고 결론을 내리기에는 다소 무리가 있음을 밝힌다. 추후 비슷한 연령 그룹이나 종사상 지위 등의 기준에 따라 하위 그룹을 만들어 그룹별로 분석해 보는 작업과 각 이직 유형별로 나누어 분석하되 이때 독립변수로 이직사유 변수를 추가하여 구체적인 이직 사유에 따른 임금변화를 살펴보는 것도 필요하다.

참고문헌

- 김종숙·박수미, 「한국여성의 노동이동」, 한국여성개발원, 2003.
 김혜원·김성훈·최민식, 「직장이동의 노동시장 효과분석」, 한국노동연구원, 2008.
 김혜원·최민식, 「직장이동의 유형에 따른 단기임금변화」, 『노동경제논집』 31권 1호 (2008): 29-57.

- 김혜원. 「한국 여성 경제활동참가율 및 고용률의 변동요인 분석」. 『노동리뷰』 19호 (2006): 77-87.
- 박진희. 「여성 직장이동의 특징」. 『여성경제연구』 4권 2호 (2007. 6): 25-44.
- 김두순·이성재·이주현. 「2007 대졸자 직업이동 경로조사 3차년도 추적조사 기초분석 보고서」. 한국고용정보원.
- Abbott, M., and C. Beach. "Wage Changes and Job Changes of Canadian Women: Evidence From the 1986-87 Labour Market Activity Survey." *Journal of Human Resources* 29 (2) (1994): 429-460.
- Bartel, A., and G. Borjas. "Wage Growth and Job Turnover: An Empirical Analysis." In Rosen, S. editor, *Studies in Labor Markets*. University of Chicago Press, 1981.
- Black, Matthew. "Pecuniary Implications of On-the-Job and Quit Activity." *Review of Economics and Statistics* 62 (3) (1980): 222-229.
- Becker, Elizabeth and Lindsay, Cotton M. "Sex Differences in Tenure Profiles: Effects of Shared Firm-Specific Investment." *Journal of Labor Economics* 12 (1) (1994): 98-118.
- Blumen, I., Kogan M., and P. McCarthy. "The Industrial Mobility of Labor as a Probability Process (Cornell Studies in Industrial and Labor Relations, No. 6)" Ithaca, N.Y.: Cornell Universtiy Press, 1955.
- Borjas, G.J., and S. Rosen. "Income prospects and job mobility of younger men," In R. Ehrenberg (ed.), *Research in Labor Markets* Vol.3. (1980) Greenwich, CT: JAI Press, pp.159-181.
- Green, W.H. *Econometric Analysis* (5th Edition). Prentice Hall, 2003.
- Keith, K., and A. McWilliams. "The Wage Effects of Cumulative Job Mobility." *Industrial and Labor Relations Review* 49 (1) (1995): 121-137.
- _____. "The Returns to Mobility and Job Search by Gender." *Industrial and Labor Relations Review* 52 (3) (1998): 460-477.
- Kidd, M.P. "An Econometric Analysis of Interfirm Labour Mobility." *Canadian Journal of Economics* 24 (3) (1991): 517-535.
- _____. "Some Canadian Evidence on the Quit/Lay-off Distinction." *The Canadian Journal of Economics* 27 (3) (1994): 709-733.

- Light, A., and M. Ureta. "Panel Estimates of Male and Female Job Turnover Behavior: Can Female Non-quitters Be Identified?" *Journal of Labor Economics* 10 (2) (1992): 156-181.
- Mincer, J., and B. Jovanovic. "Labor Mobility and Wages." In Rosen, S. editor, *Studies in Labor Markets*. University of Chicago Press, 1981.
- Mincer, J. "Wage Changes in Job Changes." NBER Working Papers 1907, National Bureau of Economic Research, 1986.
- Osberg, L., Mazany, R. L., Apostle, R., and Clairmont. "Job Mobility, Wage Determination and Market Segmentation in the presence of sample election bias." *The Canadian Journal of Economics* 19 (2) (1986): 319-346.
- Sicherman, Nachum. "Gender Differences in Worker Quitting." *Industrial and Labor Relations Review* 49 (3) (1996): 484-505.
- Simpson, W. "Starting Even? Job Mobility and the Wage Gap between Young Single Males and Females." *Applied Economics* 22 (6) (1990): 723-737.

abstract

Gender Difference in Job Mobility in Korean Labor Markets

Woojeong Lee · Minsik Choi

This study demonstrates the gender difference in the factors that affect job changes and the resulting wage changes in the recent Korean labor market. By using the KEAPS (2003-2007), we found that male workers uniquely tend to stay longer at their current jobs when they have families to support. After controlling self-selection bias, we also found that wage changes resulting from switching jobs differ between male and female workers during this studied period.

Keywords: job mobility, wage changes, Multinomial Logit Model, Mincer's Difference in Difference Method