

중고령자의 실직이 임금 및 소득 손실에 미치는 효과

이 상 호*·이 지 은**

이 연구는 임금근로자의 실직이 당사자의 임금 손실 및 가구 소득 손실에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 위해 KLIPS 1-18차년도 직업력 자료를 기반으로 실직이 발생한 개인을 선별하고 개인 자료 및 가구 자료와 연결하여 인적 정보 및 가구의 경제활동과 관련된 변수들을 매칭하였다.

우선 기초 통계량 분석을 통해 비자발적 이직자는 자발적 이직자에 비해, 임금손실의 회복속도도 낮고, 실직 후 4년이 경과한 시점에도 지속되는 추이를 보였다. 더욱이 실직으로 인한 가구 소득의 감소에도 불구하고 이에 대응되는 소비수준까지 줄이지는 못하기 때문에 저축의 감소와 부채의 증가로 이어졌다.

고정효과모형 분석결과 비자발적 이직자의 월평균 임금손실액은 실직 1기 전 -2.7%(시간당 -5.1%), 실직 발생연도 -20.8%(시간당 -11.7%)로 추정되었으며, 실직 4기 이후에도 월평균 -14.5%(시간당 -11.7%)로 지속되었다. 이러한 임금손실액은 40대 이후 남성 중고령자, 특히 상대적으로 근속이 길고 고용보험에 가입되지 않은 취약계층에게 더욱 큰 것으로 확인되었다. 마지막으로 통계적 유의성은 높지 않지만 개인의 임금손실은 가구소득의 손실로 연결된다는 점 역시도 확인되었다.

1. 들어가는 글

최근 우리나라에서도 기술 및 시장 환경의 변화에 따른 인력 구조조정으로 근로자 개인의 의사와는 무관한 실직 위험이 점점 커지고 있다. 최근 특별고용지원업종('16. 8월 지정)으로 지정된 조선업의 경우만 보더라도 금융위기와 유가하락, 국내업체들의 출혈경쟁과 기술부족, 조선업 내부의 기형적인 인력운영 구조 등이 복합적으로 작용한 것으로 평가되고 있다.

문제는 이러한 상황이 단지 우연적이거나 일시적인 국면에서 그치지 않을 것이라는 점이다. 향후에도 기술 패러다임 변화, 고용의 서비스화, 인구의 고령화 등의 구조적인 요인에 의해 주요 제조업을 비롯한 산업 수준의 인위적인 고용조정은 발생 빈도와 폭에 있어서 점차 그 규모가 더욱 커질 수도 있다.

* 한국고용정보원 부연구위원(cclg007@keis.or.kr),

** 한국노동연구원 전문위원, 노동패널팀장(lee332@kli.re.kr)

이러한 산업 구조조정은 한국의 노동시장시스템과 사회안전망 체계 하에서 개인뿐만 아니라 사회적으로 더욱 심각한 문제점을 야기할 수 있다. 유연한 노동시장 구조를 갖는 영미형 국가나 산업별 숙련 형성 및 노동시장 체계를 갖는 유럽의 몇몇 국가와 달리, 우리나라는 기업별 노사관계 및 숙련체계에 기반한 노동시장 구조를 형성하고 있다. 사회안전망 역시 최소주의 접근 하에서 사회계층상 최하층에 필요한 지원을 중심으로 예산과 제도가 편성되어 있다. 따라서 오랜 시간 동안 한 직장에서 일해오며 숙련과 소득을 축적해왔던 4-50대 가장의 실직은 당사자 뿐만 아니라, 가계 경제 전체에도 심각한 영향을 미치게 된다. 특히 특정 산업-지역 수준에서 대량실업이 일시에 발생할 경우, 단기간 내 이들을 흡수할 노동수요가 마땅치 않기 때문에 실직이후 재취업을 하더라도 이전직장에서 받았던 만큼의 임금 및 소득을 확보하지 못할 가능성이 크다.

해외에서는 무역자유화나 기술변화, 환경규제 강화 등으로 인해 특정 부문-숙련의 경력자들이 실직할 경우, 임금손실에 어떤 영향을 미치는지에 대해 활발한 실증적 연구와 정책적 논쟁이 이루어져왔다(Jacobson et al.1993; Couch et al., 2010; Parsons, 2014). 그러나, 한국에서는 그 동안 수차례의 금융위기와 자동차 조선 등 주요 산업수준의 실업이 반복되어왔음에도 불구하고, 실직자들이 겪게되는 노동시장에서의 위험에 대한 실증적 연구가 그리 많은 것은 사실이 아니다(물론 선구적인 연구로 박용현, 2010; 윤윤규·박성재, 2008 등이 있다).

이상의 배경에서 이 연구는 중장년층이 생애 주된 일자리에서 실직했을 때 얼마만큼의 임금 및 가구소득 손실이 발생하는지를 실증적으로 규명하고자 한다. 이를 통해 구조조정 등으로 인한 비자발적 이직이 생애주기에 따라 미치는 영향이 얼마나 심각한지를 파악하고, 이를 해결하기 위한 정책 대안을 모색하고자 한다.

본문의 주요 내용은 다음과 같다.

II장에서는 임금손실과 관련된 국내외 선행연구를 검토한다. 여기서는 자료의 유형(횡단면 자료, 패널자료, 행정자료 등), 분석 방법(회귀분석, 고정효과모형, 평균처리효과 등), 분석대상(성별, 연령 등)의 특성에 따라 어떤 결과가 도출되었는지 살펴본다. III장에서는 Jacobson et al.(1993a, 1993b)이 제시한 임금손실의 개념 및 분석방법에 기초하여 분석모형을 설정하고, 이에 따른 자료 및 변수의 구성과정에 대해 다룬다. IV장에서는 요약통계량을 통해 실직 전후 임금 및 소득의 변화 추이를 살펴본다. 여기서는 실직으로 인한 손실이 단순히 실직자 본인의 임금뿐만 아니라, 가구 전체 소득의 변화와 어떻게 연관되어 있는지, 더 나아가 생활비, 부채, 저축 등 가계경제 전반에 미치는 영향에 대해서도 살펴본다. V장에서는 앞에서 정의한 분석모형에 따른 실증분석결과를 제시한다. 실직에 따른 임금 및 소득 손실의 전체적 크기뿐만 아니라, 개인의 인적 및 일자리 특성에 따라 임금 손실의 크기에 어떤 영향을 미치는지 살펴본다. 특히 40-50대 중고령자의 실직에 미치는 효과에 대해 특별히 주목할 것이다. 마지막으로 VI장에서는 정책적 함의와 향후 후속 연구 과제에 대해 논의한다.

II. 선행연구

이론적으로 장기 근속자들의 실직 후 재취업 이후에도, 왜 소득감소(earning losses)가 발생하는지 다음과 같은 세 가지 이유로 설명할 수 있다. 첫째, 기업 특수적 숙련으로 인한 생산성 하락이다. 기존 일자리에 적합한 숙련을 획득한 근로자는 여기에 적합한 일자리를 얻기 위해 많은 인적 자본투자와 탐색비용을 치르게 된다. 이런 기업 특수적 숙련은 새로운 일자리에서 새로운 숙련을 습득할 때까지 낮은 생산성을 보일 수 있다는 것이다. 둘째, 새로운 일자리에서 표준임금을 제공할 경우 기존 일자리에서 받던 임금프리미엄이 감소 혹은 소멸할 수 있다. 이때 임금프리미엄은 생산성이나 노조 효과 등 다양한 요인에 의해 발생하는 것이다. 셋째, 연공임금 체계 하에서 이전 일자리에서 받던 미래의 고임금을 전제로 생산성 수준 이하로 지급되고 있었다면, 이직으로 인한 소득 감소분은 장기적으로도 회복되기 어렵다(Jacobson et al, 1993b, p.686).

실증적인 측면에서의 초점은 주로 실직에 따른 임금손실의 크기가 어느 정도인지에 맞춰져있다. 특히 실직 직후의 단기적 임금손실 외에 중장기적(5-6년 정도)관점에서도 이러한 손실이 지속되는지 여부, 지속된다면 그 크기는 어느 정도인지에 대한 관심으로 귀결된다.

한편 실직에 따른 임금손실의 정도를 정확하게 추정하기 위해 자료의 형태 및 분석방법의 선택과 관련된 이슈들이 제기된다. 전통적으로는 미국의 경우 CPS의 부가조사로 실직자라고 자기보고한 응답자를 대상으로 별도의 실직자 조사인 DWS(Displaced Workers Survey)가 실시되며 이를 활용한 연구들이 많았다(Topel, 1990; Farber 1993, 1997 등). 이들 연구에서는 파악되는 임금손실 규모는 통상 실직 1-3년 이내의 임금 손실이 10% 내외 정도로 파악되었다. 그러나 이러한 연구들은 실직자의 임금손실의 정도와 시간에 따른 변화를 추적함에 있어서 한계를 갖는다. 비실직자와의 비교가 어렵고, 실직전의 임금이 파악되지 않기 때문이다.

최근에는 패널자료 및 행정자료를 활용한 연구가 증가하는 추세이다. Ruhm(1991)은 PSID '69-82년 자료를 이용하여 실직의 장기 효과를 추정하였다. 분석대상은 21-65세 실직자로 실직 당해 연도 임금손실은 14-18%였으며 4년 후의 손실은 10-13% 정도로 유지되었다.

Jacobson et al.(1993a, 1993b)은 임금손실에 대한 전반적인 이론 및 실증결과를 체계화한 대표적인 연구이다. 이들은 앞서 소개한 DWS자료에 대한 분석을 통해 실직 2-3년 전부터 임금손실이 사전적으로 나타난다는 점을 발견했을 뿐만 아니라, 임금손실에 대한 개념정의, 측정방법, 추정모형 등을 제시하였다. 특히 펜실베이니아주 행정자료('80-'86년 분기자료)를 이용하여 임금손실 정도 추정하였다. 근속이 길수록 임금 손실 정도가 더 크다는 것을 발견하였다. 또한 이전직장의 이직 3년 전부터 상대소득이 감소하기 시작하여 이직 시점에 40% 이상 급격하게 하락했으며, 이직 후 5년 후에도 여전히 이직 전 소득의 25% 하락을 경험하는 것으로 나타났다.

이후의 연구들은 제이콥슨 등의 기본적으로 연구방법론에 입각하여 실시되었다.

Stevens(1997)은 PSID '68-86년 자료를 이용하여 가구주의 임금손실을 측정하였다. 실직 당해도의 임금손실액은 30% 내외 수준이며, 6년 후의 장기 손실은 10% 내외 수준으로 분석되었다. 그러나 임금손실 효과는 반복실직 여부에 따라 상이한 경로를 보였다. 즉 반복실직이 경험하지 않은

집단의 경우 6년 후 1-4%정도의 임금손실이 발생하였지만, 반복적인 실직에 따른 효과가 반영된 장기적인 임금손실의 지속이 발생한 것이다.

Kletzer, L. G. and R. W. Fairlie(2003)은 NLSY '79-93년도 자료를 이용하여 14-36세 청년층의 실직에 따른 임금효과를 분석하였다. 분석결과 청년층의 임금손실 효과는 실직 발생 시점에는 12%까지 나타났으며, 실직 3년 후 남성은 13.4%, 여성은 7.5%의 손실이 누적되는 것으로 나타났다.

Couch and Placzek(2010)은 Jacobson et al,(1993b)이 사용한 펜실베이니아 행정자료를 이용하여 고정효과모형 외에 평균처리효과(ATT) 및 차분평균처리효과(DATT) 기법을 이용하여 실직에 따른 임금손실을 추정하였다. 분석결과 분석 기법에 관계없이 실직 직후의 임금손실이 32-33% 정도 발생하였으며, 실직 6년 후 13-15% 정도 수준으로 감소하였다. 이러한 수치는 Jacobson et al,(1993b)보다 약 10%p 이상 낮은 수준이다.

국내에서 실직에 따른 임금손실 효과를 추정한 연구들은 그리 많지 않다.

금재호·조준모(2003)은 KLIPS 4년간('96-'00년)간의 자료를 이용하여 비자발적 이직자의 재취업 시 직장상실비용을 분석하였다. 기초 통계량 분석결과 실직 후 재취업자의 임금손실은 연령이 많고 고학력일수록, 정규직에서 비정규직으로 이직할수록 다른 산업분야로 이직했을 경우에 큰 것으로 나타났다. 또한 실직 기간과 재취업임금 사이의 상관관계를 고려한 연립방정식 추정결과 단순 회귀분석을 사용한 추정결과보다 실직기간에 따른 재취업임금의 변화가 훨씬 더 크게 나타났다. 저자들의 연구는 분석기간은 짧지만, 근로자의 이질성에 대한 고려 여부가 추정치의 편의 발생 여부에 큰 영향을 미친다는 점을 밝혔다.

박용현(2010)은 제이콥슨 등의 실직 모형을 본격적으로 패널분석모형에 적용한 연구라고 할 수 있다. KLIPS 10년간('98-'07년)의 직업력 자료를 이용하여 실직경험자를 추출하고, 이 중 다시 비자발적 이직여부를 식별하는 방식으로 분석 표본을 구성하였다. 임금손실 효과는 실직 후 4년까지를 추정하였으며, 이때 임금변수는 2005년의 소비자물가지수로 표준화한 시간 당 실질임금을 사용하였다. 고정효과모형을 이용한 추정 결과, 외국의 결과와 달리 실직이 발생한 해의 임금손실은 9.7%이나 다음 해에는 임금손실이 16.1%, 3년 이후에는 18.2%까지 증가하다가, 4년 후에 소폭 감소한 13.9%로 분석되었다. 남성의 경우 실직 후 3년까지 임금손실이 누적되어 최대 18.2%로 증가하였다. 여성의 경우에도 남성보다 적지만 4년 후까지 임금손실이 증가하여 19.2%에 이르는 결과가 발생했다. 특히 실직 사유를 비자발적 사유로 인한 해고, 직장의 폐업 및 부도, 계약기간의 종료 등으로 구분하여 비교한 결과, 해고의 경우 근속기간을 통제하더라도 실직자들의 손실의 유의미하게 큰 것으로 분석되었다.

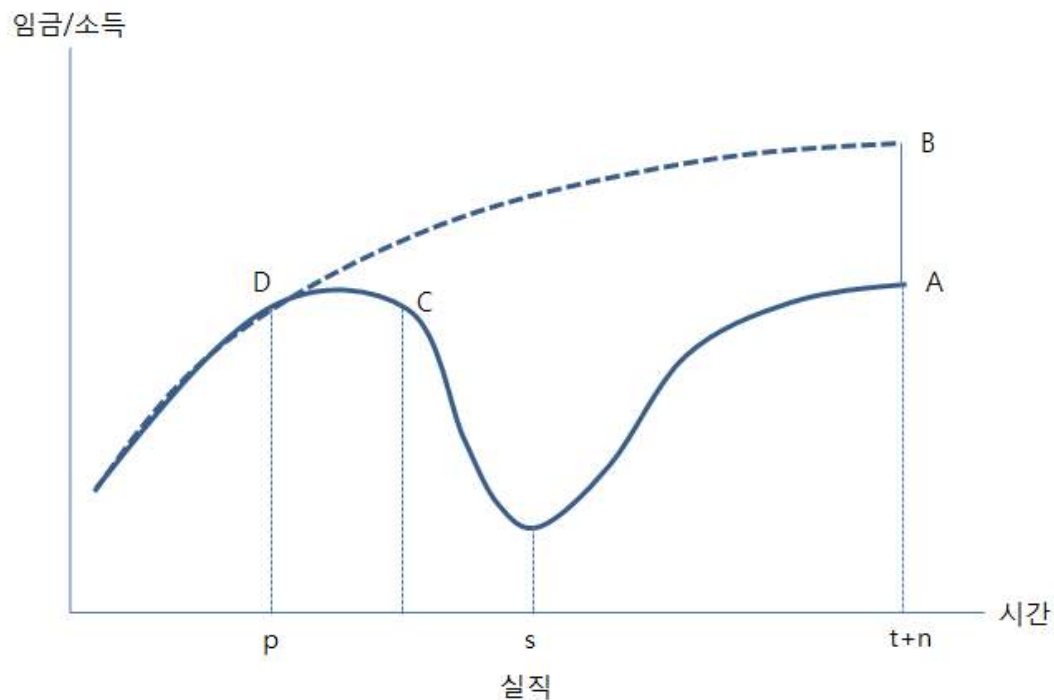
이와 같이 국내에서 최근 실직에 대한 실증적 관심이 증가하고 있음에도 불구하고 외국에 비해 많은 연구들이 축적되지 못한 것이 현실이다. 더욱이 한국과 같이 대기업 중심의 내부노동시장이 발달해있고, 고용보험 등 사회안전망이 사각지대가 광범위한 상황에서 개인, 한 직장에서의 오랫동안 근무한 개인의 실직은 그 자체로 인한 경제적 손실 뿐만 아니라, 가구 경제 전반에 큰 영향을 미칠 수 있다. 이런 점에 기초하여 이하에서의 논의를 전개할 것이다.

III. 분석 모형 및 자료

1. 분석 모형

임금손실에 대한 정의는 Jacobson et al.(1993a; 1993b)의 접근을 따른다. 저자들은 미국의 펜실바니아 행정자료(Displaced Workers Survey: DWP) 및 CPS 자료에 대한 분석을 바탕으로 실직에 따른 임금 손실이 2-3년 전부터 나타나는 반면, 실직 이후의 임금 회복은 매우 느린 속도로 이루어진다는 점을 확인하였다. 이와 반대로 비실직자의 임금은 B-D와 같이 시간에 따라 증가하는 경로를 다르게 된다. 임금 손실은 이미 임금손실이 발생한 실직 직전 시점(A-C) 혹은 임금손실이 발생하기 이전 시점(A-D)이 아니라, 실직이 발생하지 않았다면 획득했을 때의 임금과의 격차(A-B)로 정의되어야 한다.

[그림 1] 실직자들이 겪는 임금 손실



출처 : Jacobson et al.(1993b), p.60, 박용현(2010), p.63. 수정 재인용

이를 수식으로 표현하면 다음과 같다. y_{it} 를 t 시점에서 어떤 근로자 i 가 얻는 소득이라고 하자. 만일 근로자 i 가 s 시점에 실직했다면($D_{is} = 1$), 실직으로 인한 기대소득과 실직이 발생하지 않았을 때의 기대소득 격차는 다음과 같이 표현할 수 있다. 여기서 실직하지 않는다는 가정은

s 시점 뿐만 아니라 모든 분석대상기간(즉, $D_{iv} = 0$)으로 확장된다. I_{is} 는 개인의 특성 및 임금손실에 영향을 미칠 수 있는 시간차원의 특성들을 포함한다.

$$(1) \quad E(y_{it}|D_{is} = 1, I_{is}) - E(y_{it}|D_{iv} = 0 \text{ for all } v, I_{is})$$

그런데 식 (1)에서의 정의는 실직 2-3년 전부터 발생하는 임금손실을 반영하지 못한다. 따라서 실직 이전 시점에서 나타나는 임금손실이 발생하기 이전 시점을 p 라고 했을 때, 아래의 식 (2)는 $s-p$ 시점에서 나타나는 임금손실을 반영한다.

$$(2) \quad E(y_{it}|D_{is} = 1, I_{is-p}) - E(y_{it}|D_{iv} = 0 \text{ for all } v, I_{is})$$

실직자의 임금손실에 대한 통계적 추정에는 식 (3)과 같은 모형을 통해 이루어진다(Jacobson et al., 1993a; 1993b, Stevens, 1997). y_{it} 를 t 시점에서 어떤 근로자 i 가 얻는 소득이라고 하자. X_{it} 는 근로자의 인적자본과 잠재적 소득에 영향을 미칠 수 있는 변수들의 벡터이며, α_i 는 개인의 미관측된 특성을 나타낸다. 만일 근로자의 능력이 떨어질수록 실직위험이 높다면, 이를 통제하지 않을 경우 실직에 따른 임금손실액이 과대 추정될 수 있다. 개인의 미관측된 특성은 임금 수준 뿐만 아니라 임금성장률에도 영향을 미칠 수 있다. $\lambda_i t$ 는 개인마다 상이한 시간추세 효과로 여기에서는 Kletzer and Fairlie(2003) 및 박용현(2010)의 연구를 토대로 연령 및 연령제곱 변수를 사용한다. 마지막으로 γ_t 는 실직 연도 더미 벡터로 경기 효과를 의미한다.

D_{it} 는 과거, 현재, 그리고 미래의 실직을 나타내는 더미 변수의 벡터이다. 우선 실직 이전 시점(실직 1년 전, 2년 전...)에 대한 더미변수들은 기업의 경영 악화에 따른 실직 전 임금 삭감(동결) 조치들을 포착하기 위한 것이다. 실직 발생 시점을 나타내는 더미변수는 실직에 따른 즉각적인 단기 효과를 의미한다. 마지막으로 실직 발생 이후 시점(실직 1년 후, 2년 후...)을 나타내는 더미변수들은 실직 효과의 지속성 정도, 장기 효과를 의미한다.

$$(3) \quad \ln y_{it} = X_{it}\delta + \alpha_i + \lambda_i t + \gamma_t + u_{it}$$

식 (1)에 대한 통계적 추정은 고정효과모형을 이용한다. 고정효과 모형에서 시간에 따라 (거의) 불변하는 변수들은 집단 내 변환 과정에서 제거되므로 개인의 성별, 혼인상태, 교육수준 등 X_{it} 와 관련된 변수들은 생략한다. 대신 실직 시점에서의 성별, 연령, 근속 등을 이용하여 하위집단 표본을 구성하여 각각 별도의 모형분석을 실시하였다. 최종적으로 X_{it} 는 실직 이후 재취업 여부에 따른 임금 차이를 통제하기 위해 개인의 취업상태 더미만을 포함시킨다.

2. 자료 및 변수

식 (3)에서 정의된 통계 모형을 추정하기 위해서 한국노동패널(이하 KLIPS) 1차~18차 개인 자료와 직업력 자료, 그리고 가구자료를 결합하였다. 개인자료는 1998년부터 2015년까지 각 년도 마다 평균 12,571명이 응답하여, 총 226,282건의 응답건수가 있다. 직업력 자료는 한 개인이 일생동안 경험한 모든 직업에 대하여 순서대로 나열한 것으로, 총 18,861명에 대한 172,140건의 자료를 포함한다. 일자리 정보에 대한 접근 기준은 개인자료와 직업력 자료를 구분해야 한다. 직업력 자료는 지난 조사 이후 계속하고 있는 일자리, 새로 시작한 일자리, 그만둔 일자리에 대하여 모두 조사하고 있어 동일한 사람의 동일 시점의 모든 직업 정보가 기록되어 있다. 반면, 개인자료는 직업력 자료에서 파악된 일자리 중 응답자가 판단하기에 조사당시 유지되고 있는 일자리 중 가장 중요하다고 생각하는 ‘주된 일자리’를 기준으로 정보를 파악한다. 따라서 실직 여부 및 실직 전후와 관련된 일자리 특성의 변동에 대한 정보를 얻기 위해서는 직업력 자료를 이용해야 하며, 이를 개인의 인적 특성 및 가구의 경제활동과 연계하기 위해서는 개인자료와 가구자료를 매칭해야 한다.

<표 1> 연도별 비자발적 실직 현황(1999~2015)

(단위: 명)

연도	근로자수	실직	근로자수 대비 실직자	첫 번째 실직	실직자 대비 첫 번째 실직자
1999	7,288	1,351	18.5	1,351	100.0
2000	6,635	1,189	17.9	988	83.1
2001	6,534	1,216	18.6	889	73.1
2002	6,606	1,270	19.2	765	60.2
2003	7,082	1,481	20.9	821	55.4
2004	7,115	1,339	18.8	668	49.9
2005	6,976	1,266	18.1	571	45.1
2006	7,074	1,314	18.6	523	39.8
2007	7,030	1,228	17.5	446	36.3
2008	6,980	1,215	17.4	424	34.9
2009	8,985	1,185	13.2	382	32.2
2010	8,614	1,458	16.9	631	43.3
2011	8,491	1,297	15.3	509	39.2
2012	8,602	1,280	14.9	462	36.1
2013	8,534	1,290	15.1	420	32.6
2014	8,207	1,036	12.6	319	30.8
2015	8,651	<u>1,265</u>	14.6	<u>403</u>	31.9
합계		21,680		10,572	

주: 직업력에서는 동일한 사람이 동일한 해에 여러번 실직하는 경우가 모두 기록되어 있으므로, 본 표에서는 주된 일자리(각 년도별로 한 개)로 기록되었던 일자리에 한해, 실직하는 경우만을 계산하였음.
출처: Stevens(1997)논문을 바탕으로 한국노동패널 직업력 자료(학술대회버전)로 재구성함.

분석 자료 구축에 앞서 우선 직업력 자료를 이용하여 각 연도별 실직 현황을 파악해 보았다. <표 1>에 제시되어 있듯이 '99 - '15년까지 매년 약 7,600명이 1개 이상의 일자리를 갖고 있거나 가졌던 것으로 파악되었으며, 이중 약 17%의 근로자가 실직을 경험하는 것으로 나타났다. 또한 한 개인에게 발생하는 반복실직의 비중 역시 적지 않았다. 예컨대, 2015년에 발생한 실직자는 1,265명으로 전체 근로자에서 14.6%를 차지하지만, 이중 31.9%인 403명만이 첫 번째 실직을 경험한 것으로, 나머지 68.1%의 실직자는 과거로부터 두 번이상의 반복되는 실직이 발생했음을 알 수 있다.

분석 대상은 실직 시점 당시 만 20세 이상 만 60세 미만의 임금근로자로 정의하였다. 이들에 대한 자료 구축 과정은 다음과 같다. 첫 번째 단계로 2년 이상 동일한 일자리를 유지한 임금근로자의 실직 발생 시점을 기준으로 실직 2년 전부터 실직 후 4년, 총 7개년도의 균형패널자료를 구축하였다¹⁾. 즉 2000-2011년 사이에 실직이 발생한 임금근로자만 포함되었다. 다음으로 실직 발생 시점에 대한 판단은 3가지 선택이 가능하다. 회고적 실직 정보를 제외한 실직 정보 중 첫 번째 실직정보만 활용, 최종적 실직정보만 활용, 실직 정보의 누적적 정보를 모두 활용하는 경우이다. 각각의 경우는 모두 장단점을 갖지만, 선행연구 결과에서 대체로 첫 번째 실직을 주된 실직 정보로 활용하였기 때문에 여기서는 논의구조의 단순화를 위해 첫 번째 실직만을 분석대상으로 정의한다.

실직자의 정의는 자기기입식 응답에서 '비자발적 이직'('원하지 않았으나 어쩔 수 없이 그만 두었다')로 응답한 경우를 기준으로 하되, 이 중 구체적 퇴직 사유 질문에서 '⑤ 정년퇴직'인 경우를 제외하였다. 다만 선행연구들과 달리 자발적 실직에 따른 임금 변동 추이를 비교하기 위해서 자발적 실직자도 균형패널 자료의 분석대상으로 포함시켰다.

<표 2> 분석 표본의 특성

(단위: 명, %, N=2,248)

항목		빈도	실직 연도	자발적 실직자	비자발적 실직자	합계
성별	남자	1,173 (52.2)	2000	127 (74.3)	44 (25.7)	171 (7.6)
	여자	1,075 (47.8)	2001	187 (74.2)	65 (25.8)	252 (11.2)
연령 (평균 37.1세)	20대	564 (25.1)	2002	176 (76.9)	53 (23.1)	229 (10.2)
	30대	810 (36.0)	2003	173 (74.2)	60 (25.8)	233 (10.4)
	40대	628 (27.9)	2004	141 (70.5)	59 (29.5)	200 (8.9)
	50대	246 (10.9)	2005	147 (68.7)	67 (31.3)	214 (9.5)
학력	고졸이하	1,418 (63.1)	2006	152 (80.0)	38 (20.0)	190 (8.5)
	전문대졸이상	830 (36.9)	2007	153 (83.2)	31 (16.8)	184 (8.2)
가구주여부	가구주	1,049 (46.7)	2008	138 (82.1)	30 (17.9)	168 (7.5)
	비가구주	1,199 (53.3)	2009	104 (73.2)	38 (26.8)	142 (6.3)
실직사유	자발	1,718 (76.4)	2010	116 (81.1)	27 (18.9)	143 (6.4)
	비자발	528 (23.5)	2011	104 (86.7)	16 (13.3)	120 (5.3)

자료: 한국노동패널 1-18차 자료(학술대회 버전)로 만든 표본

1) 한 개인은 노동패널 조사 전에도 실직을 경험할 수 있고, 이는 직업력 자료에서 회고적 일자리로 조사되어 있다. 그러나, 회고적 일자리의 경우, 임금정보와 가구정보가 없는 한계가 있어, 본 연구에서는 노동패널 조사기간 중 보고된 일자리만을 대상으로 분석하였다.

위와 같은 표본 선정 기준을 통해 만들어진 자료는 총 2,248명에 대한 7년 치의 고용형태 및 임금, 가계 경제 등의 정보를 가진 15,736건으로 구성된다. <표 2>에 제시된 것과 같이 구축된 균형패널자료의 기초 통계량을 살펴보면, 우선 성별로는 남성이 1,173(52.2%)명으로 여성 1,075(47.8%)명 보다 다소 많았다. 연령별로는 30대가 36.0%로 가장 많았고, 실질적으로 이직 이후 가계 경제에 타격을 줄 수 있는 연구 대상인 장년층인 40대 이상은 874명으로 나타났다. 이직사유별로는 비자발적 이직자가 540명(24.0%), 자발적 이직자는 1,708(76.0%)명이다. 실직 발생시기를 보면, 연도별로 고르게 분포하는데, 2001년부터 2003년까지의 실직자가 각각 전체 실직자의 10%이상으로 약간 많게 구성되었다.

마지막으로 식 (3)의 추정을 위해서 비교 집단의 구성을 위한 자료 구축이 추가적으로 이루어졌다. 우선 λ_{it} 의 추정을 위해서 연령 변수가 포함되는데, 균형패널자료이기 때문에 핵심적인 관심 변수인 D_{it} 의 계수 δ 의 자유도가 줄어드는 문제가 발생하였다. 이를 해결하기 위해서 2,248명의 개인표본 중 5-7기까지 응답을 추가적으로 포함하였다. 최종적으로 실직자 표본은 21,146명이 구성되었다.

한편 선행연구에 따르면 전체 모형 분석이 비교집단의 선정 방법이 문제가 된다. 통계 모형에 대한 논의 과정에서 언급한 바 있듯이, 비교집단은 실직자 자신의 실직 시점 이외의 정보와 비실직자의 정보가 모두 포함된 것이다. 여기서는 KLIPS 3차년도 이후에 실직을 한번도 경험하지 않은 20-60세 미만 임금근로자 47,465명을 비교집단으로 포함시켰다. V장의 실증분석에서 전체모형 분석은 실직 비경험자까지 모두 포함한 68,611명을 분석대상으로 하지만, 하위집단별 실증분석에서는 집단 자체를 비교집단으로 활용하였다.

마지막으로 식 (3)의 종속변수와 관련하여 크게 4가지 변수를 구성하였다. 우선 선행연구에서 주로 사용한 바 있듯이 개인의 임금손실 추이를 추정하기 위해서 월평균임금과 시간당임금 변수를 구성하였다. 덧붙여 개인의 실직이 가구 전체의 소득 손실에 미치는 효과를 파악하기 위해 가구근로소득과 가구총소득 변수를 추가적으로 구성하였다. 가구 자료의 경우 ‘작년 한해 동안의 가구소득’과 ‘지난 한달 동안의 가구소득’ 2가지가 모두 조사되는데, 연구 목적 자체가 실직이 가구 경제 전반에 미치는 효과를 분석하는 것이므로 ‘지난 한해 동안’의 소득을 사용하였다. 다만 개인 및 일자리 단위 변수와의 시간단위를 일치시키기 위해서 +1기의 lag값을 결합하였다. 또한 분석 모형에는 포함시키지 않았지만, 기초분석을 통해 실직이 가구소득 외에 저축, 소비, 부채 등의 변화와 어떻게 연관되는지를 살펴보았다. 이를 위해 ‘작년한해동안 월평균 생활비’, ‘작년한해동안 사교육비’, ‘작년한해동안 저축’, ‘현재 부채’ 변수도 결합하였다. 이상의 변수들은 모두 2010년 소비자 물가지수를 이용해 명목값을 실질값으로 전환하였다. 또한 가구단위 변수들의 기초분석은 가구원수의 제곱근으로 나눠서 균등화 하였다. 마지막으로 결측치의 처리와 관련하여 실직 이후 재취업하지 못하고 미취업 상태일 때 응답하여 월평균 임금이 결측인 경우에는 ‘0’으로 처리하였고, 가구소득, 월평균 생활비, 사교육비, 저축, 부채 변수가 결측인 경우도 ‘0’으로 처리하였다.

IV. 기초분석

1. 실직자의 실직 후 기간별 재취업 현황

모형 분석에 앞서 우선 실직자의 연도별 재취업 현황을 살펴보았다. 실직자 2,248명 중 실직 당해 연도에 취업하지 못한 미취업자가 39.9%(896명)이었으며, 기간이 지날수록 미취업자의 비율은 줄어들었다. 퇴직 사유별로 보면, 실직한 당해 연도의 재취업 비율은 큰 차이를 보이는데, 자발적 실직자는 36.8%가 당해 연도에 취업을 못한 반면, 비자발적 실직자는 절반 가량이 취업을 하지 못하여 실업으로 계속 머무르는 확률이 높은 것으로 나타났다.

<표 3> 실직자의 실직 후 기간별 재취업 현황

	실직자(N=2,248명)		비자발적 실직자(N=528명)		자발적 실직자(N=1,718명)	
	취업	미취업	취업	미취업	취업	미취업
실직 해	1,352(60.1)	896(39.9)	264(50.0)	264(50.0)	1,086(63.2)	632(36.8)
1년 후	1,666(74.1)	582(25.9)	391(74.1)	137(25.9)	1,273(74.1)	445(25.9)
2년 후	1,726(76.8)	522(23.2)	407(77.1)	121(22.9)	1,317(76.7)	401(23.3)
3년 후	1,736(77.2)	512(22.8)	408(77.3)	120(22.7)	1,326(77.2)	392(22.8)
4년 후	1,726(76.8)	522(23.2)	397(75.2)	131(24.8)	1,327(77.2)	391(22.8)

자료: 한국노동패널 1-18차 자료(학술대회 버전)로 만든 표본

2. 실직 경과 기간에 따른 월평균 임금 및 가구소득 변화

[그림 2]는 실직 전·후 실질월평균임금을 설명한 것이다. 실직 전에는 자발적 이직자와 비자발적 이직자의 임금이 유사하게 나타났다. 그러나 실직 발생 연도 자발적 이직자의 월평균 임금은 154만에서 112만원으로 감소하는 반면, 비자발적 이직자의 월평균 임금은 151만원에서 78만원으로 급격하게 감소하였다²⁾. 이는 <표 3>의 재취업현황에서 나타났듯이, 실직한 당해 연도에 비자발적 이직자는 자발적 이직자에 비해 상대적으로 재취업율이 낮은 영향이 반영된 것으로 보인다. 또한 임금 손실 정도는 퇴직 사유에 따라 확연한 차이를 보였다. 자발적 이직자는 실직 후 3년이 경과한 후에야 실직 전보다 임금이 높아져 계속 상승하는 추세를 보이는 반면, 비자발적 이직자는 경과기간이 길어질수록 이전 임금을 회복하는 것이 아니라 오히려 감소하는 경향을 보여 결국 실직으로 발생한 임금손실을 극복할 수 없는 것으로 나타났다.

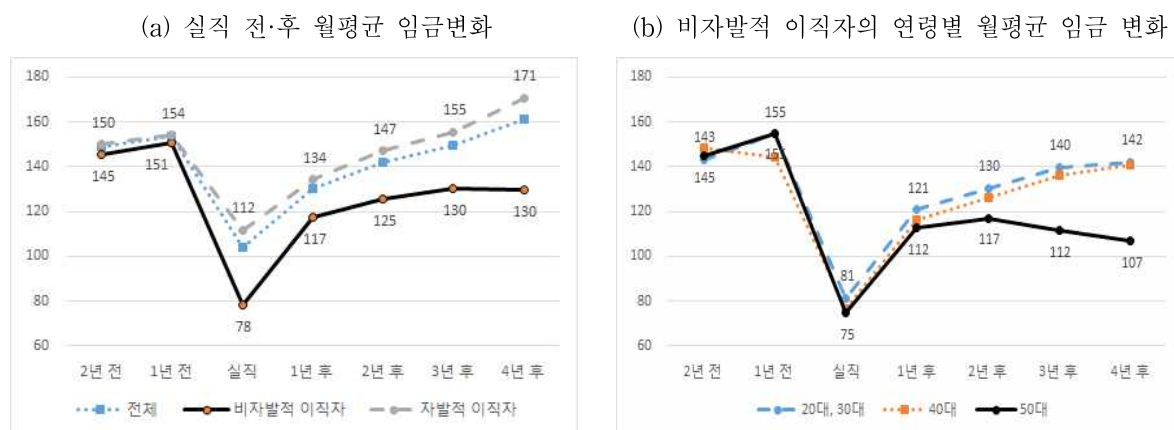
비자발적 이직자의 임금손실 발생을 연령별로 살펴볼 경우 차이는 더욱 확연하였다. [그림 2]의

2) 실직 한 해에 평균 임금이 이직사유에 따라 다르게 하락하는 이유는 자발적 이직자는 실직한 당해년도에 바로 취업하는 경우가 63.2%인 반면, 비자발적 이직자는 50.0%에 그쳐, 비자발적 이직자의 월평균임금이 상대적으로 더 크게 하락하는 것으로 보인다.

(b)에서 나타나듯이 비자발적 이직자의 임금 손실은 전 연령층에서 모두 나타나지만, 기간에 따른 임금 변화 추세는 연령에 따라 다르게 나타났다. 40대 이하 청장년층에서는 회복하려는 증가세의 모양을 보이는 반면, 50대는 실직 후 2년까지만 증가하고, 실직 후 3년이 지나서는 오히려 임금이 떨어지는 추세이다. 즉 50대 이상의 중장년층의 비자발적 이직은 실직 직후의 임금손실은 비슷하지만, 회복 속도가 다른 연령집단에 비해서 느리며 시간이 지날수록 다시 손실 폭이 커진다는 점이 확인되었다.

[그림 2] 실직 전·후 실질월평균 임금 변화 및 비자발적 이직자의 연령별 임금변화

(단위: 만원, 2010년 기준)



주: 실질월평균 임금=(명목소득/당해연도 소비자 물가지수(2010년=100기준))*100

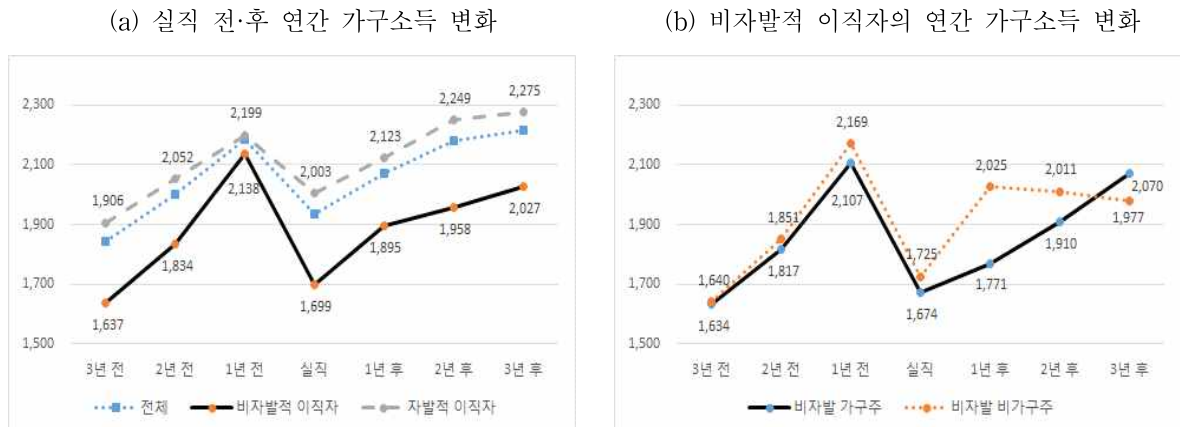
실직 전·후의 가구소득의 변화를 살펴보면, [그림 3]과 같다. 자발적 이직자는 1,906만원에서 시작해서 2,199만원까지 증가하고, 비자발적 이직자는 1,637만원에서 2,138만원으로 증가하여, 실직 이전의 임금의 차이가 난다. 이러한 차이는 월평균 임금에서는 거의 없었음에도 가구 소득에서 차이가 나타나, 퇴직 사유에 따른 가구의 특성이 이질적임을 유추해 볼 수 있어 조심스럽게 해석되어야 할 것이다.

실직 이후 가구소득의 변화 추이는 퇴직 사유와 상관없이, 실직 직전까지 꾸준히 증가하다가, 실직 시점에 하락하여, 기간이 지나면서 다시 회복하고자 하는 모양새로 동일하게 나타났다. 그러나 자발적 이직자는 그 감소폭이 2,199만원에서 2,003만원으로 떨어진 반면, 비자발적 이직자는 2,138만원에서 1,699만원로 급격하게 하락하였다. 기간에 따른 가구소득 변화를 보면, 자발적 이직자는 2년이 지나서는 실직 전 소득을 넘어섰지만, 비자발적 이직자는 3년이 지나서도 결국 회복하지 못했다. 비자발적 이직자의 가구소득 변화는 앞서 [그림 2]의 임금변화와 다르다. 가구소득과 임금이 모두 감소하다가 회복하는 성향은 같다. 그러나 임금은 실직 후 4년째에서는 더 이상 증가하지 않는 모양새를 보인 반면, 가구소득은 실직 후 3년이 지나도 계속해서 증가하는 것으로 나타났다. 그 이유는 가구소득은 실직 당해 연도에는 임금 손실에 따른 가구소득의 급격한 손실이 동반하지만, 가구 내 다른 구성원의 소득이 발생하면서 가구 소득의 감소를 분담할 수 있기 때문이라고 생각된다.

다. 결과적으로 가구소득은 시간이 지나면 언젠가는 실직 전 소득으로 회복 할 수 있을 것이라고 예측할 수 있다. 실제로 비자발적 이직자의 가구소득 변화를 가구주 여부로 파악해보면, 비가구주는 실직 당해 연도를 제외하고는, 그 다음해부터 바로 회복하였지만, 가구주는 회복하기까지 더 오랜 시간이 걸리는 것을 알 수 있다.

[그림 3] 실직 전·후 가구소득 변화 및 비자발적 이직자의 가구주 여부별 가구소득 변화

(단위: 만원, 2010년 기준)



주: 가구소득은 소비자 물가지수(2010년 기준)로 실질화하고, 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화함

3. 생활비, 저축, 부채

[그림 4]는 실직 전·후의 생활비, 사교육비, 저축, 부채 등에 관한 것이다. 우선 실직 전·후 월평균 생활비를 살펴보면, 실직후 임금과 가구소득이 급감하였음에도 불구하고, 생활비는 감소하지 않고 실직 당해 년도에도 증가하였고, 이후 3년간도 증가한 것을 알 수 있다. 따라서 빈곤의 경계선에 있는 실직자의 경우에는 빈곤층으로 떨어질 확률이 높아지게 될 것이라 유추된다.

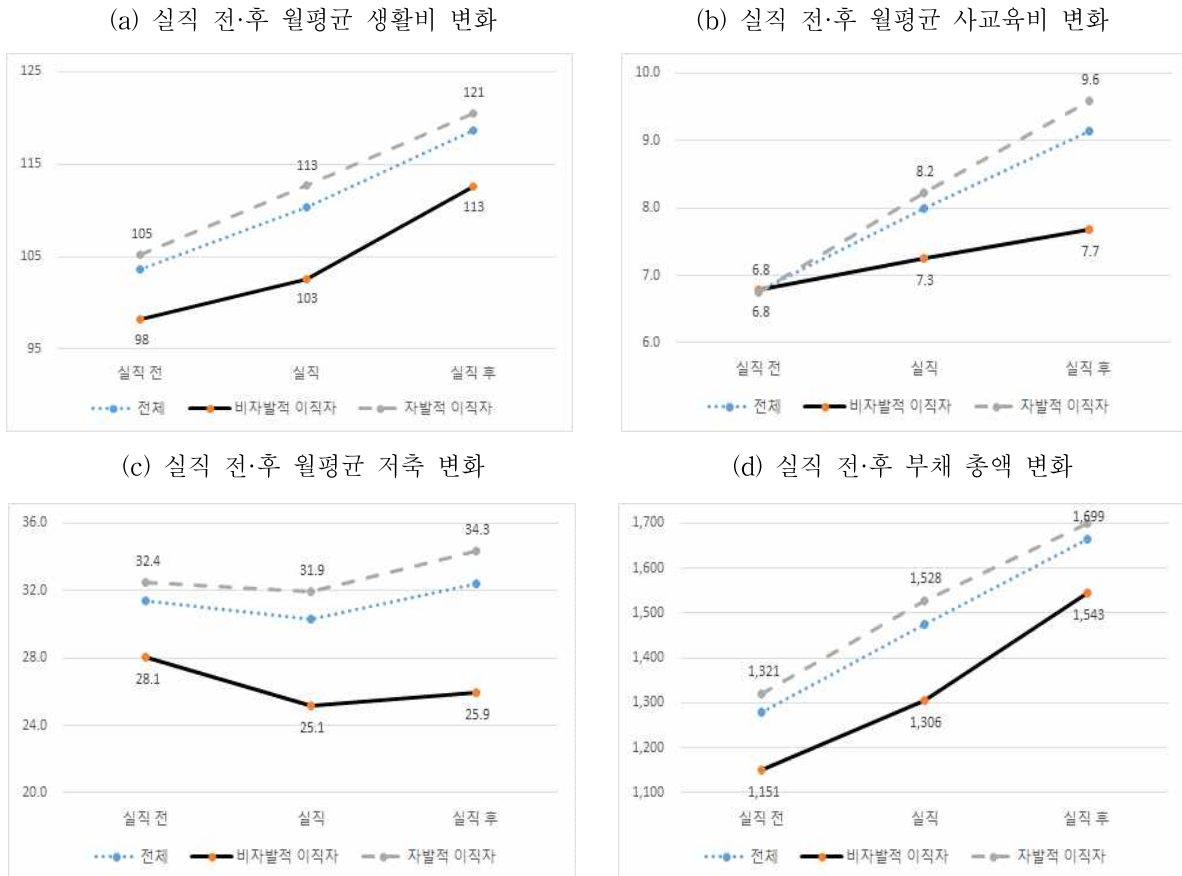
생활비 항목 중 사교육비는 실직이 한 개인의 문제일 뿐만 아니라, 개인이 속한 가구의 자녀에게까지 영향을 미칠 수 있다는 것을 설명하는 중요한 변수이다. 이미 많은 연구들에서 소득이 높을수록 사교육비의 지출이 높다는 것은 증명되어 왔다. 이에 퇴직사유에 따른 사교육비 항목의 변화를 살펴보았다(b) 참조). 자발적 이직자와 비자발적 이직자의 사교육비 지출 정도의 차이가 발생하였다. 실직 전에는 이직사유와 상관없이 6.8만원으로 비슷하게 지출하였다. 실직 이후에는 자발적 이직자의 사교육비 지출은 9.6만원으로 증가한 반면, 비자발적 이직자의 그것은 7.7만원까지만 증가하여 두 집단 간의 극명한 차이를 보여준다. 즉 전체적인 생활비는 유사하게 증가하였음에도 불구하고, 사교육비는 실직으로 인한 소득감소의 영향을 받은 것으로 생각된다.

그래프 (c)는 월평균 저축의 변화를 실직 전·후로 비교한 것이다. 비자발적 이직자는 실직 당해 연도에 저축액을 28.1만원에서 25.1만으로 감소하였고, 실직 후에도 25.9만으로 소폭 증가하는데 그쳤다. 이와 함께 부채의 변화를 살펴보면, 퇴직사유와 관계없이 모두 증가하는 것으로 나타났지만,

특히 비자발적 이직자의 부채 증가폭이 더 가파른 것이 확인되었다((d) 참조).

[그림 4] 실직 전·후 생활비, 사교육비, 저축, 부채 변화

(단위: 만원, 2010년 기준)



주: 가구소득은 소비자 물가지수(2010년 기준)로 실질화하고 가구원수의 제곱근으로 나누어 균등화함

이상에서 살펴본 바와 같이, 실직자의 월평균 임금과 가구소득은 실직 당해 연도에 급격히 감소했다가 회복하는 추세를 보인다. 비자발적 이직자는 자발적 이직자에 비해, 회복속도도 늦고, 실직 후 4년이 경과한 시점에도 실직 1년 전 임금으로 다시 복귀하지 못했다. 특히 50대의 비자발적 이직자의 월평균임금은 오히려 감소하는 추세로 나타나 손실의 규모와 지속성 측면에서 더욱 충격이 크다. 이와 함께 소득이 감소했음에도 실직자 가구의 생활비와 사교육비는 감소하지 않고, 기간이 지남에 따라 오히려 증가하였다. 사교육비는 퇴직 사유에 따라 그 증가 정도가 다르게 나타났는데, 비자발적 이직자는 자발적 이직자에 비해 상대적으로 더디게 증가하였다. 저축은 감소하고, 부채는 증가하였다.

이상의 결과들을 요약하면, 개인의 실직은 단기적인 임금손실의 문제가 아니라 상당한 기간 동안 지속되며, 가계경제 전반에 영향을 미친다는 점을 확인할 수 있다.

V. 모형분석 결과

1. 전체 표본

비자발적 이직자의 임금 및 소득 손실에 대한 실증모형 분석결과는 <표 4>와 같다. [그림 5]는 표에서 산출된 실직 전 1기부터 실직 후 4기 이상까지의 변수에 대한 추정 계수 δ 를 임금(소득)의 % 변화로 전환한 것이다. 주요 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 개인의 임금손실 추이는 국내외 선행연구에서 나타난 것과 유사한 경로를 보였지만, 외국에 비해서 시간에 따른 회복속도가 더딘 것으로 파악되었다. 월평균임금 기준으로 실직 전 1기에는 -2.7%의 임금손실이 발생하기 시작하여 실직 발생연도에는 20.8%까지 손실이 발생하였다. 실직 후 1기에는 -18.1%로 임금손실이 다소 완화되어 실직 후 3기에는 -12.6%까지 회복되었다. 그러나 실직 후 4기 이후에 다시 -14.5%로 손실분이 다시 확대되었다.

둘째, 시간당 임금으로 손실폭은 절반 이상 감소하였지만 손실의 지속성은 더욱 뚜렷하게 관찰되었다. 월평균임금과 마찬가지로 실직 1기 전 부터 시간당 실질임금이 -5.1%로 감소했으며, 실직 발생연도에는 -11.7%의 손실이 발생하였다. 이러한 손실은 실직 후 1기부터 4기 이후까지 $\pm 1\%$ 포인트 이내에서 유지되었다.

셋째, 가구 소득의 변화는 임금의 변화와는 추이가 상이하였다. 가구 근로소득의 경우 실직 1기 전 시점부터 이미 근로소득 기준으로 19.3%의 소득 손실이 발생하였으며, 실직 발생연도에는 근로소득 손실이 -18.5%, 실직 1기 후 -16.1% 등으로 점차 회복되는 모습을 보였다. 또한 실직 4기 후에는 비교집단(즉, 실직이 발생하지 않았을 경우의 가구 근로소득)보다 8.7% 높은 것으로 나타났다. 가구 총소득의 경우 근로소득에 비해서는 손실 폭이 훨씬 낮았으나, 실직 1기 전 부터 급격한 손실이 발생하여 실직 후 3기까지 더딘 회복세를 보이는 추세 자체는 유사하였다.

이러한 차이는 왜 발생하는 것일까? 한 가지 가능성은 KLIPS에서 조사되는 임금과 근로소득 간의 시차 문제가 원인일 수 있다. 개인의 월평균 임금은 조사시점을 기준으로 지난 한 달간의 평균을 조사하는 반면, 가구근로소득은 지난 1년 동안을 기준으로 조사된다. 따라서, 전년도 조사시점 이후 발생한 실직 중 지난 해 발생한 실직과 올해 조사시점에 발생한 실직간에 근로소득 합산에 있어서 차이가 발생한다. 즉 동일한 조사 차수에 실직이 확인되더라도 지난해에 발생한 실직은 전년도 가구소득에 영향을 미치지만, 올해 발생한 실직은 올해 가구소득에 영향을 미치게 되는 것이다. 분석 대상 표본에서 실직 연도와 조사 연도가 일치하지 않는 경우를 확인한 결과 실직자 표본 2,248명을 기준으로 58.9%를 차지하였다. 이들에 대해서는 시차조정을 실시하였다. 그 결과 근로소득과 가구소득 모두 실직 당해연도까지는 통계적 유의성은 낮았지만 오히려 가구소득이 증가했으며, 실직 1기 후 시점부터 통계적으로 유의미하게 급격한 소득 감소가 확인되었다. 조정 후 가구근로소득은 실직 1년 후 -26.5%까지 하락한 후, 점차 회복되다가 실직 4기 이후에도 -12.5%의 손실을 기록하였다. 조정 후 가구총소득의 경우에도 실직 1기 후 -14.4%의 손실을 기록한 후, 4기 이후에도 통계적으로 유의성은 낮지만 -5.3%의 손실을 유지하였다.

<표 4> 비자발적 이직이 임금 및 소득 손실에 미치는 효과

	모형 (1) 월평균 임금	모형 (2) 시간당 임금	모형 (3-1) 가구 근로소득	모형 (3-2) (조정) 가구 근로소득	모형 (4-1) 가구 총소득	모형 (4-2) (조정) 가구 총소득
실직전 1기	-0.027 (-1.048)	-0.052* (-2.432)	-0.214** (-4.156)	0.094+ (-1.704)	-0.097+ (-1.915)	0.091+ (-1.805)
실직 0기	-0.233** (-4.901)	-0.124** (-4.266)	-0.205* (-2.550)	0.085 (-1.108)	-0.092 (-1.444)	0.11 (-1.547)
실직 후 1기	-0.200** (-4.349)	-0.134** (-4.873)	-0.175* (-2.506)	-0.308** (-3.691)	-0.115+ (-1.950)	-0.155* (-2.255)
실직 후 2기	-0.146** (-3.900)	-0.120** (-4.306)	-0.096 (-1.527)	-0.153* (-1.989)	-0.057 (-1.066)	-0.079 (-1.185)
실직 후 3기	-0.135** (-3.478)	-0.113** (-4.008)	-0.162* (-2.378)	-0.169* (-2.296)	-0.059 (-1.045)	-0.09 (-1.359)
실직후 4기 이상	-0.157** (-4.170)	-0.124** (-4.641)	0.083+ (-1.911)	-0.134* (-1.989)	0.071* (-2.085)	-0.054 (-0.987)
취업여부 (취업=1)	4.701** (-235.576)	1.834** (-129.245)	0.928** (-17.027)	0.707** (-13.963)	0.659** (-15.240)	0.464** (-11.357)
연령	0.120** (-27.811)	0.114** (-31.201)	-0.416** (-49.198)	0.081** (-7.453)	-0.445** (-59.949)	0.053** (-5.449)
연령제곱 /100	-0.105** (-20.427)	-0.092** (-20.686)	-0.022* (-2.371)	-0.056** (-4.609)	0.002 (-0.273)	-0.022* (-2.079)
(루트) 가구원 수			0.342** (-10.860)	1.013** (-21.597)	0.321** (-11.275)	1.042** (-23.568)
상수	-2.583** (-26.719)	-4.982** (-62.031)	19.494** (-96.125)	2.884** (-11.246)	20.538** (-121.014)	3.680** (-15.957)
사례수	68611	68554	61614	68528	61761	68532
R-sq	0.76	0.45	0.42	0.06	0.45	0.06
rho	0.672	0.753	0.973	0.978	0.536	0.516

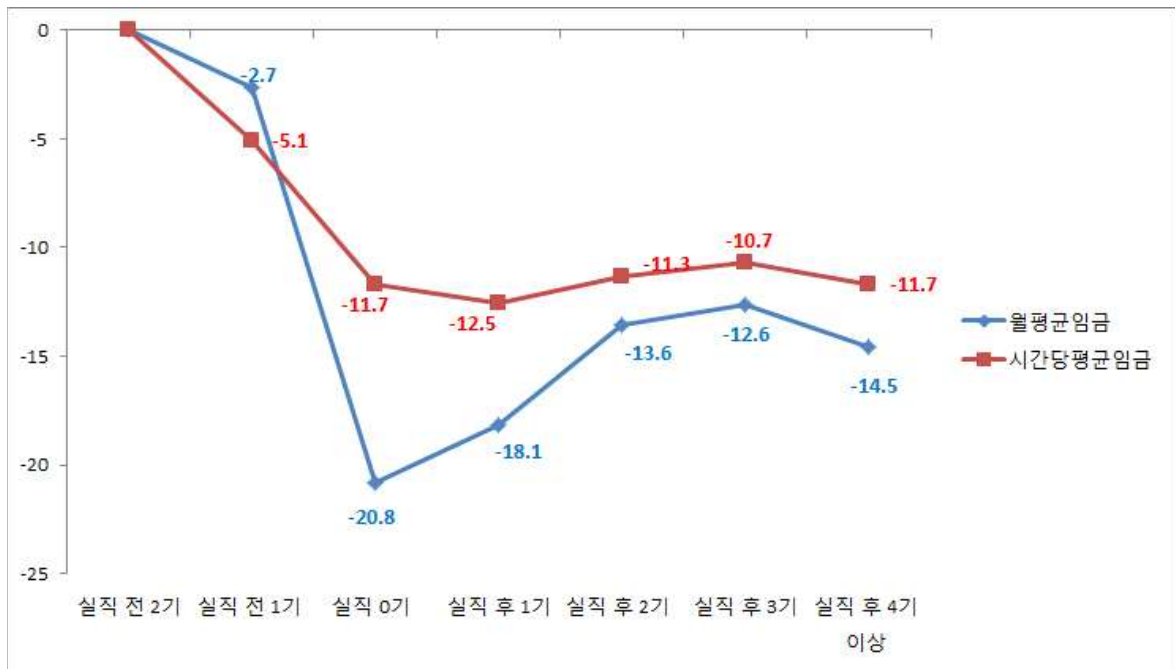
주 1) : ** p<0.01, *p<0.05, + p<0.1, () 안은 t-통계량, 로버스트 표준오차 적용

주 2) : 연도 더미는 분석 모형에 포함시켰으나, 표에서는 생략함

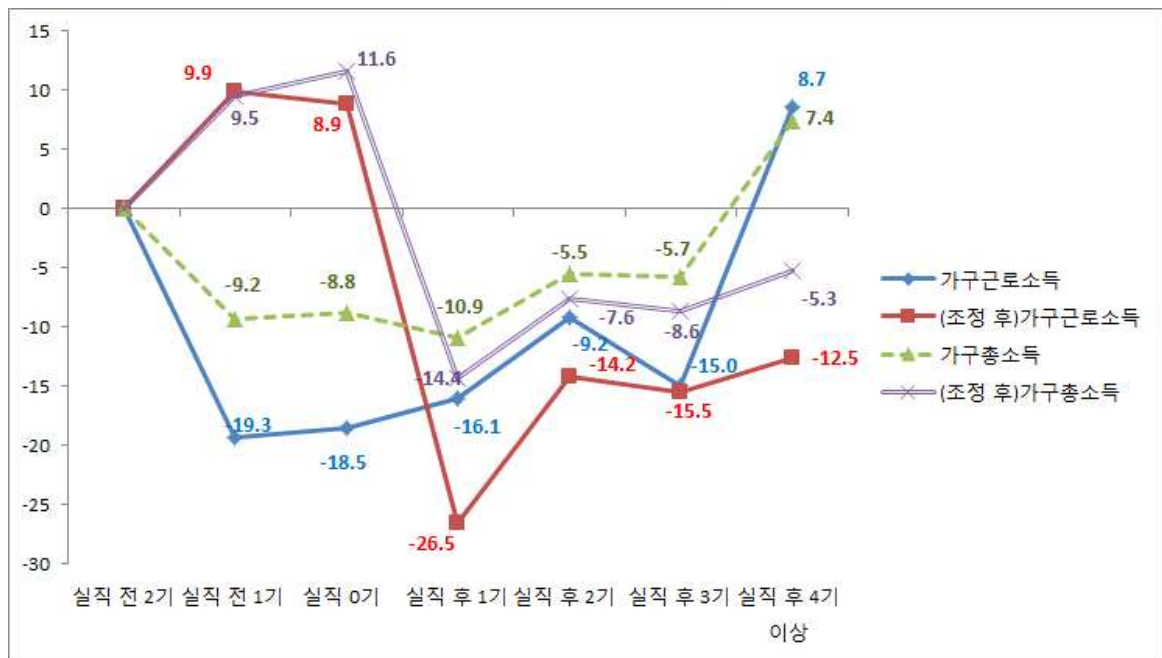
[그림 5] 실직 전·후 임금손실액의 변화

(단위: %)

(a) 임금 손실 추이



(b) 가구소득 손실 추이



주 : <표 2>와 <표 3>의 계수값 δ 를 지수화 $((e^{\delta} - 1) * 100)$ 하여 임금의 % 변화를 계산함

2. 집단별 분석 결과

지금부터는 하위집단별로 실직에 따른 임금 및 손실액의 크기와 추이를 살펴보기로 한다. [그림 6]은 <부표 1>과 <부표 2>의 집단별 추정결과를 임금의 % 변화로 전환한 것이다. 임금손실액의 통계적 유의성을 확인한 결과, (4)의 비자발적 이직-여성 집단과 모형(6)의 비자발적 이직-40세 미만 집단, 그리고 모형 (8)의 비자발적 이직-40세 이상 여성 집단 등을 제외하고는 대체로 신뢰수준이 높은 것으로 나타났다.

우선 성별에 따른 임금손실의 추이를 살펴보면, 여성인 경우 실직 발생 시점의 월평균 임금손실 규모가 -18.5%(시간당 임금 -9.5%)로 남성의 -29.2%(시간당 임금 -21.5%)보다 10% 포인트 이상 적게 나타났다. Couch and Placzek(2010)의 문헌연구에 따르면 미국의 경우 대부분의 연구에서 여성의 임금손실 규모가 더욱 크게 나타났는데, 한국에서는 정 반대의 결과가 도출된 것이다.

둘째 연령에 따른 임금손실의 추이 역시 뚜렷한 대비를 보였다. 비자발적 이직이라 하더라도 40대 미만인 경우 실직 발생 시점에만 -9.5%(시간당 임금 -5.6%)의 임금손실이 발생했을 뿐 점차 회복세를 보여 실직 후 2기 이후부터는 오히려 동일한 직장을 계속 유지하는 경우보다 더 높은 임금상승이 나타났다. 통계적 유의성은 높지 않지만 실직 4기 이후부터는 오히려 19.0%(시간당 임금 2.8%)까지 상대적 프리미엄이 발생하였다. 반면 40대 이후 비자발적 실직은 실직 발생시점에 -30.8%(시간당 -21.2%)의 월평균 임금손실을 가져왔다. 이러한 손실은 실직 후 4기 이후 까지 -25%(시간당 20%) 내외의 손실로 지속되었다.

40대 이후 중고령자의 임금손실 규모는 특히 남성이면서 상대적으로 근속기간이 긴 경우에 더욱 큰 것으로 확인되었다. 40대 이상 남성의 경우 실직 시점에서의 월평균임금 손실 규모는 -35.1%(시간당 임금 -26.4%)까지 증가하였고, 이들 중 근속기간이 3년 이상인 경우에는 임금손실 규모가 -40.5%(시간당 임금 -29.7%)까지 확대되었다. 다른 집단의 경우 집단 간 편차는 있지만 최초 실직 시점이후부터 임금손실이 회복되는 추세를 보이는 반면, 40대 중고령 남성 장기 근속자의 경우 시간이 지남에 따라 임금손실 폭이 더욱 커진다는 점도 확인되었다. 특히 이들 중 고용보험에 가입하지 않은 경우에는 최초 실직 시점에 월평균 임금손실이 -45.2%(시간당 임금 -29.7%)에서 실직 1기 후 -53.7%(시간당 임금 -29.7%)까지 증가한 후 소폭 감소하다가 실직 4기 후에는 -54.8%(시간당 임금 -35.2%)까지 손실규모가 증가하였다.

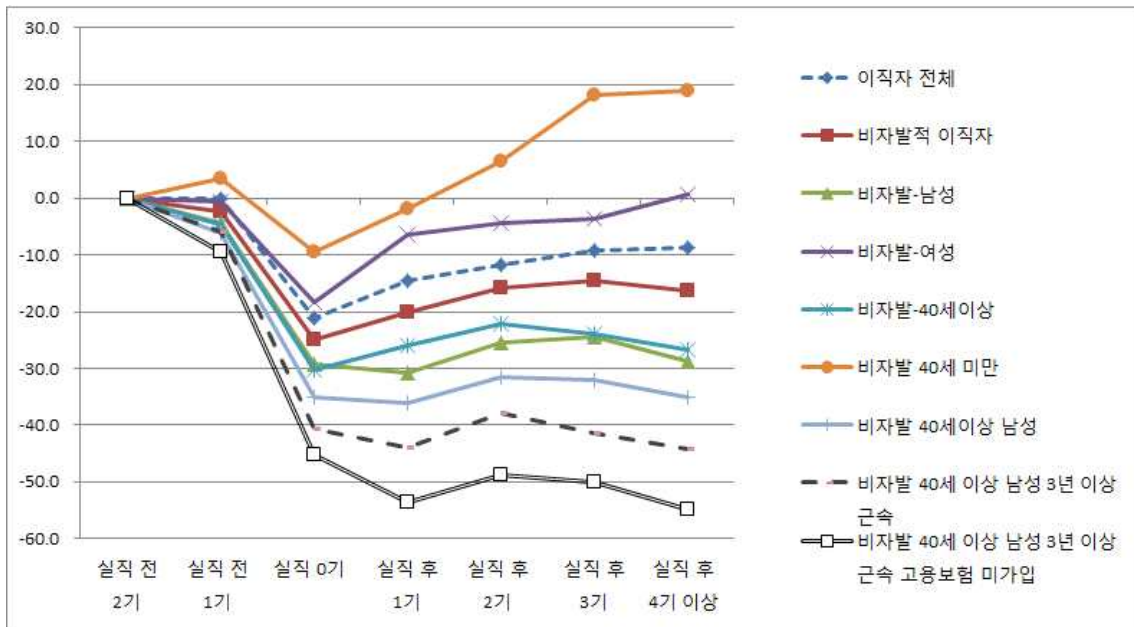
가구소득의 경우 하위집단별 모형에서는 실직시점까지의 계수값에서 전체적인 통계적인 유의성이 높지 않았다(부표 3과 부표 4 참고). 그럼에도 불구하고 실직 1기 후부터의 소득 손실 추이는 임금의 경우와 크게 다르지 않았다([그림 7] 참조). 특히 40대 이상 중고령자 남성 중 장기 근속자의 경우 가구 근로소득이 -51.8%까지 감소한 후 4기 이후 까지 -30.9%로 지속되었으며, 고용보험 비가입자는 4기 이후까지 -34.4%의 소득 손실이 지속되었다.

가구총소득 역시 40대 이상 중고령자 남성 중 장기 근속자의 경우, 실직 1기 후 -33.1%까지 감소한 후 4기 이후 까지 -27.0%로 지속되었으며, 고용보험 비가입자는 4기 이후까지 -27.5%의 소득 손실이 지속되었다

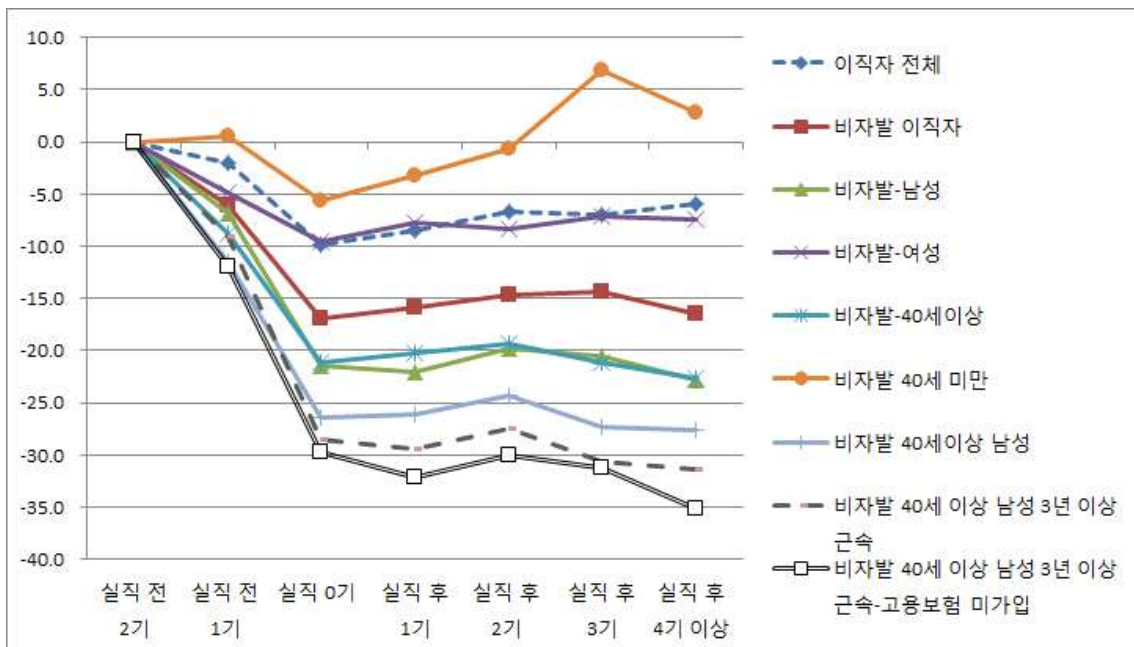
[그림 6] 실직 전·후 임금손실액의 변화

(단위: %)

(a) 월평균 실질임금 손실 추이



(b) 시간당 실질임금 손실 추이

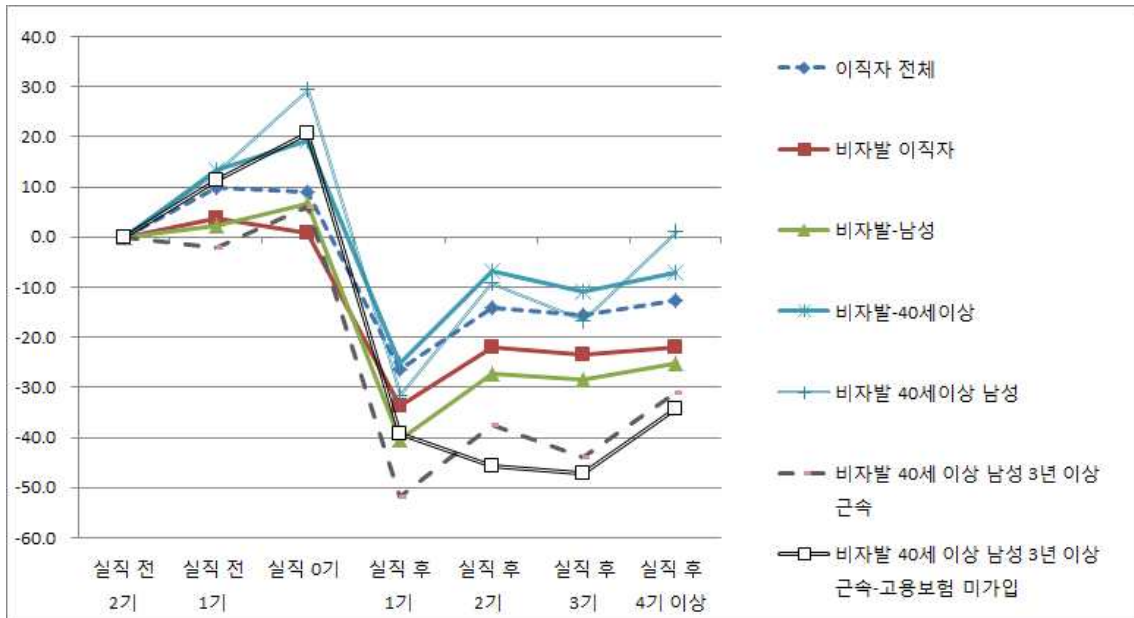


주 : <표 2>와 <표 3>의 계수값 δ 를 지수화 $((e^{\delta} - 1) * 100)$ 하여 임금의 % 변화를 계산함

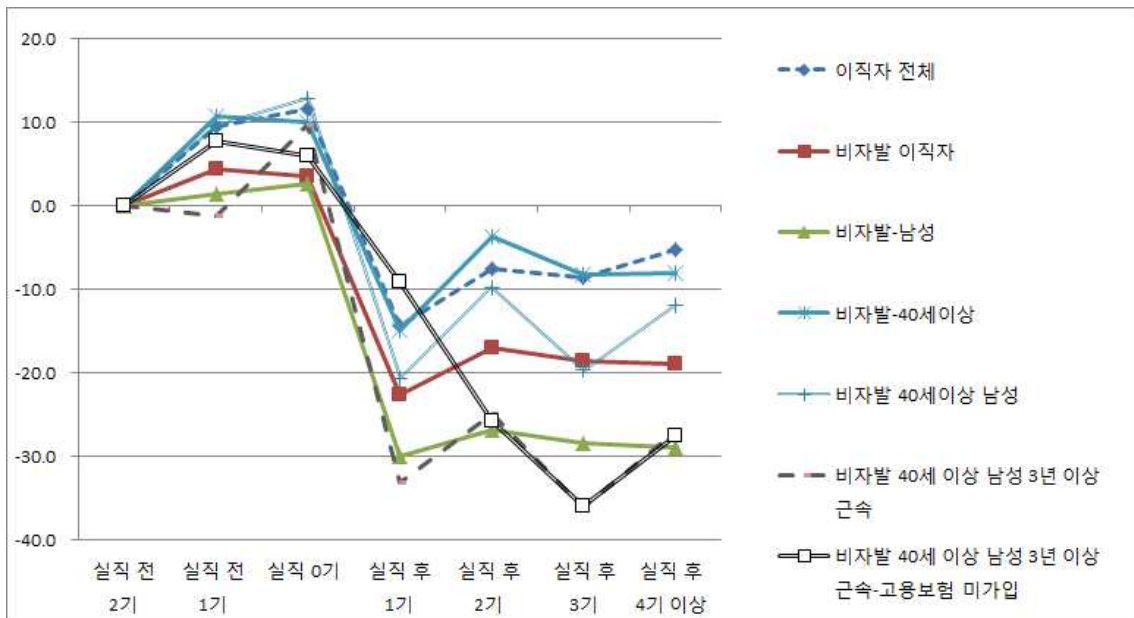
[그림 7] 가구소득 손실 추이

(단위: %)

(a) 연간 가구 근로소득



(b) 연간 가구 총소득



주 : <표 4>와 <표5>의 계수값 δ 를 지수화 $((e^{\delta} - 1) * 100)$ 하여 가구소득의 % 변화를 계산함

VI. 토론

1. 분석결과 요약

이 연구에서는 임금근로자의 실직이 당사자의 임금 손실 및 가구 소득 손실에 미치는 영향을 분석하였다. 이를 위해 KLIPS 1-18차년도 직업력 자료를 기반으로 실직이 발생한 개인을 선별하고 개인 자료 및 가구 자료와 연결하여 인적 정보 및 가구의 경제활동과 관련된 변수들을 매칭하였다. 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

우선 기초 통계량 분석을 통해 비자발적 이직자는 자발적 이직자에 비해, 임금손실의 회복속도도 늦고, 실직 후 4년이 경과한 시점에도 지속되는 추이를 보였다. 더욱이 실직으로 인한 가구 소득의 감소에도 불구하고 이에 대응되는 소비수준까지 줄이지는 못하기 때문에 저축의 감소와 부채의 증가로 이어졌다. 결국 개인의 실직은 단기적인 임금손실의 문제가 아니라 상당한 기간 동안 지속되며, 가계경제 전반에 영향을 미친다는 점을 확인할 수 있었다.

둘째, 실증모형분석을 통해 구체적인 손실의 규모와 지속성 정도를 보다 엄밀하게 추정하였다. 비자발적 이직자의 경우 월평균임금 기준으로 실직 전 1기에는 -2.7%(시간당 -5.12%)의 임금손실이 발생하기 시작하여 실직 발생연도에는 20.8%(시간당 -11.7%)까지 손실이 발생하였다. 실직 4기 이후에도 월평균 임금손실은 -14.5%(시간당 -11.7%)로 지속되었다. 이러한 결과는 외국의 선행연구에서 확인된 수치들과 임금손실의 규모와 지속성 측면에서 크게 다르지 않은 것이다.

셋째, 실직에 따른 임금손실은 40대 이후 남성 중고령자, 특히 상대적으로 근속이 길고 고용보험에 가입되지 않은 취약계층에게 더욱 큰 것으로 확인되었다. 40대 이상 남성의 경우 실직 시점에서의 월평균임금 손실 규모는 -35.1%(시간당 -26.4%)까지 증가하였고, 이들 중 근속기간이 3년 이상인 경우에는 임금손실 규모가 -40.5%(시간당 -29.7%)까지 확대되었다. 특히 이들 중 고용보험에 가입하지 않은 경우에는 최초 실직 시점에 월평균 임금손실이 -45.2%(시간당 -29.7%)에서 실직 1기 후 -53.7%(시간당 임금 -29.7%)까지 증가한 후 소폭 감소하다가 실직 4기 후에는 -54.8%(시간당 -35.2%)까지 손실규모가 증가하였다.

넷째, 모형분석에서도 상대적으로 높지 않지만, 개인의 임금손실은 가구소득의 손실로 연결된다는 점이 확인 되었다. 가구근로소득은 실직 1년 후 -26.5%까지 하락한 후, 점차 회복되다가 실직 4기 이후에도 -12.5%의 손실을 기록하였다. 가구총소득의 경우에도 실직 1기 후 -16.1%의 손실을 기록한 후, 4기 이후에도 통계적으로 유의성은 낮지만 -5.2%의 손실을 유지하였다. 특히 40대 이상 중고령자 남성 중 장기 근속자의 경우 가구 근로소득이 -51.8%까지 감소한 후 4기 이후까지 -30.9%로 지속되었으며, 고용보험 비가입자는 4기 이후까지 -34.4%의 소득 손실이 지속되었다. 실직 당해 연도에 오히려 근로소득 및 총소득이 증가한 것은 퇴직금 지불 등의 효과가 반영된 것으로 추정된다. 다만 가구소득을 파악하는 설문구조상의 특성 차이에 기인한 시차 문제로 인해 향후 보다 명확한 결과를 제시하기 위한 보완적 분석이 필요할 것으로 보인다.

2. 정책적 함의

개인의 비자발적 실직은 단기적인 임금손실 뿐만 아니라 장기적인 손실로 지속된다는 점에서 중요하다. 특히 한국과 같이 연공서열형 임금체계와 내부노동시장이 발전한 사회에서 4-50대 시기의 실직은 더욱 더 충격이 클 수밖에 없다. 입직 시 낮은 임금이 숙련과 경험의 축적에 따라 가장 생산성이 높으면서도 고임금으로 보상되는 시기이기 때문이다. 따라서 실직 후 재취업을 하더라도 이전 직장만큼의 임금을 보상받는 것은 당연히 어려울 수밖에 없다. 더구나 이들의 실직이 대기업이나 산업의 경기불황으로 인한 구조조정과 연관되어 있다면 임금손실을 줄일 수 있는 직장을 찾기가 더욱 어려울 수밖에 없다.

비자발적 실업으로 인한 임금손실에 대한 전통적인 정책적 지원은 실업급여의 지급이다. 그러나 한국의 실업급여는 퇴직전 3개월 평균 급여를 지급하지만 1일 최고액 4만3천원으로 제한되어 최대 8개월까지만 지급되기 때문에 40대 이상 가장의 실직 시 기본적인 생계유지를 위한 수단으로서 턱없이 부족할 수밖에 없다.

실업자의 재취업에 대한 다른 정책 수단들 - 교육훈련, 창업지원, 직접일자리 등 - 역시 상대적으로 고임금을 받던 중고령자의 실직에 대해서는 그다지 효과적인 정책 수단이 되기 어렵다. 당장의 생계유지가 어려운 이들에게 장기간의 교육훈련은 실직자의 경제적 부담을 가중시키는 것은 물론이고 효과성도 높지 않다는 것이 이미 많은 연구들에서 밝혀진 바 있다. 직접일자리の場合에도 은퇴한 노인이나 빈곤층에게 제공되는 일시적 소득보전 수단이지 정상적인 민간 노동시장에서의 근로가 가능한 중고령자에게 적합한 정책수단이라고 보기 어렵다.

결론적으로 가장 중요한 것은 민간부문 일자리로의 조속한 재취업이라고 할 수 있다. 본문에서도 살펴보았듯이 자녀 교육비, 주거비 등 고정적 소비를 줄이기는 어렵기 때문에 저축의 감소와 부채의 확대 이외에는 마땅한 수단이 없기 때문에 재취업이 뒷받침되지 않는다면 가계경제의 부실과 빈곤으로 귀결될 수밖에 없다. 문제는 한국과 같이 기업 특수적 숙련과 내부노동시장이 발전한 사회에서 중고령자의 재취업은 상당한 정도의 임금손실을 동반할 수밖에 없다는 점이다.

이와 관련하여 최근 미국 등에서 논의되고 있는 임금손실에 대한 제도적 지원, 즉 임금보험(Wage Insurance)에 관한 논의를 주목할 필요가 있다. 미국은 2002년 무역법에 의해 실직자의 신속한 재취업을 유도할 목적으로 ATAA(Alternative Trade Adjustment Assistance)를 도입한 바 있는데, 2016년부터 오바마 행정부가 확대하겠다고 선언하여 주목을 받고 있다. 이 계획에 따르면 3년 이상 동일한 일자리에서 근무했던 근로자가 연간 5만 달러 미만의 일자리로 이직할 경우 임금손실분의 50%(2년간 최대 1만 달러)를 보전 받을 수 있다. 서론에서 언급했듯이 한국에서도 최근 주력 산업의 구조조정으로 인한 중고령자들의 실직 위험이 확대되고 있기 때문에 이에 대한 제도적 검토가 필요한 시점이라고 본다.

참고 문헌

- 금재호 · 조준모(2002) “실업자의 재취업과 직장상실비용”, 『경제학연구』 50(1), pp.209-241.
- 박용현(2010). “실직으로 인한 임금손실과 지속 원인에 대한 연구”, 『노동경제논집』 33(1), pp.53-84, 한국노동경제학회.
- 윤윤규 · 박성재(2008). 『비자발적 이직자의 일자리 이행경로에 관한 연구』, 한국노동연구원.
- Farber, Henry S.(1993). "The Incidence and Costs of Job Loss: 1982-91." *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 1: 73-132.
- Farber, Henry S.(1997). "The Changing Face of Job Loss in the United States, 1981-1995." *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*: 55-128.
- Jacobson, L., R. LaLonde, and D. Sullivan(1993a). *The Costs of Worker Dislocation* Kalamazoo, MI: Upjohn Institute for Employment Research.
- _____(1993b). "Earnings Losses of Displaced Workers." *American Economic Review*, 83(4): 685-709.
- Couch, Kenneth A. and Dana W. Placzek(2010). "Earnings Losses of Displaced Workers Revisited," *American Economic Review* 100(1): 572-589.
- Kletzer, L. G. and R. W. Fairlie(2003) "The Long-Term Costs of Job Displacement for Young Adult Workers." *Industrial & Labor Relations Review* 56(4): 682-698.
- Parsons, Donald O.(2014) "Job Displacement Insurance: An Overview", *IZA Discussion Paper* No. 8223, pp.1-38.
- Ruhm, Christopher J.(1991). "Are Workers Permanently Scarred by Job Displacements?" *American Economic Review*, 81(1): 319-24.
- Stevens, A. H.(1997) "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses." *Journal of Labor Economics* 15(1): 165-188.
- Topel, Robert(1991). "Specific Capital, Mobility, and Wages: Wages Rise with Job Seniority." *Journal of Political Economy* 99 (February 1991): 145-76.

<부표 1> 비자발적 이직이 월평균임금 손실에 미치는 효과

	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)	모형 (7)	모형 (8)	모형 (9)	모형 (10)
	이직자 전체	비자발 이직자 전체	비자발 이직자 -남성	비자발 이직자 -여성	비자발 이직자 -40세 이상	비자발 이직자 -40세 미만	비자발 이직자 -40세 이상 남성	비자발 이직자 -40세 이상 여성	비자발 이직자 -40세 이상 남성-3년 이상 근속	비자발 이직자 -40세 이상 남성여성-3 년 이상 근속 -고용보험 미가입
실직전 1기	-0.020+ (-1.843)	-0.066** (-2.640)	-0.074* (-2.326)	-0.052 (-1.345)	-0.096** (-3.285)	0.006 (-0.129)	-0.125** (-3.543)	-0.053 (-1.090)	-0.097** (-2.612)	-0.099 (-1.349)
실직 0기	-0.103** (-5.341)	-0.198** (-5.059)	-0.258** (-4.742)	-0.105* (-2.016)	-0.255** (-5.263)	-0.058 (-0.860)	-0.329** (-4.918)	-0.140* (-2.151)	-0.353** (-4.450)	-0.602* (-2.171)
실직 후 1기	-0.089** (-4.162)	-0.191** (-4.239)	-0.270** (-4.105)	-0.089 (-1.649)	-0.251** (-4.602)	-0.033 (-0.388)	-0.332** (-4.134)	-0.146* (-2.298)	-0.379** (-3.932)	-0.770* (-2.069)
실직 후 2기	-0.069** (-2.805)	-0.178** (-3.501)	-0.243** (-3.424)	-0.097 (-1.398)	-0.242** (-3.913)	-0.007 (-0.071)	-0.310** (-3.516)	-0.152+ (-1.847)	-0.352** (-3.367)	-0.670* (-2.009)
실직 후 3기	-0.072* (-2.478)	-0.177** (-2.972)	-0.248** (-2.957)	-0.09 (-1.145)	-0.269** (-3.740)	0.066 (-0.579)	-0.344** (-3.351)	-0.168+ (-1.773)	-0.394** (-3.250)	-0.692+ (-1.715)
실직후 4기 이상	-0.061+ (-1.725)	-0.204** (-2.941)	-0.280** (-2.855)	-0.095 (-1.039)	-0.293** (-3.591)	0.028 (-0.201)	-0.355** (-3.050)	-0.180+ (-1.680)	-0.411** (-2.942)	-0.794 (-1.564)
취업여부 (취업=1)	1.801** (-119.1)	1.744** (-59.92)	1.902** (-49.14)	1.588** (-39.71)	1.695** (-47.46)	1.832** (-35.76)	1.871** (-39.44)	1.517** (-32.73)	1.920** (-34.64)	4.615** (-37.028)
연령	0.080** (-9.264)	0.088** (-4.591)	0.129** (-4.969)	0.019 (-0.689)	0.106** (-4.120)	-0.015 (-0.305)	0.122** (-3.732)	0.056 (-1.342)	0.152** (-4.067)	0.086 (-1.130)
연령제곱 /100	-0.056** (-6.848)	-0.049** (-2.922)	-0.088** (-3.909)	0.02 (-0.821)	-0.063** (-2.673)	0.074 (-1.302)	-0.078** (-2.687)	-0.013 (-0.317)	-0.100** (-2.904)	0.006 (-0.092)
상수	-4.395** (-18.24)	-4.942** (-9.064)	-5.830** (-8.007)	-3.532** (-4.409)	-5.586** (-7.634)	-2.630* (-2.531)	-5.917** (-6.204)	-4.575** (-4.101)	-6.789** (-6.348)	-3.559 (-1.389)
사례수	21,146	5,137	2,915	2,222	3,598	1,539	2,050	1,548	1,526	568
R-sq	0.67	0.71	0.7	0.73	0.69	0.74	0.7	0.71	0.7	0.83
rho	0.643	0.712	0.710	0.652	0.685	0.506	0.679	0.642	0.725	0.672

주 1) : ** p<0.01, *p<0.05, + p<0.1, () 안은 t-통계량, 로버스트 표준오차 적용

주 2) : 연도 더미는 분석 모형에 포함시켰으나, 표에서는 생략함

<부표 2> 비자발적 이직이 시간당 실질임금 손실에 미치는 효과

	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)	모형 (7)	모형 (8)	모형 (9)	모형 (10)
	이직자 전체	비자발 이직자 전체	비자발 이직자 -남성	비자발 이직자 -여성	비자발 이직자 -40세 이상	비자발 이직자 -40세 미만	비자발 이직자 -40세 이상 남성	비자발 이직자 -40세 이상 여성	비자발 이직자 -40세 이상 남성-3년 이상 근속	비자발 이직자 -40세 이상 남성여성-3 년 이상 근속 -고용보험 미가입
실직전 1기	-0.020+ (-1.843)	-0.066** (-2.640)	-0.074* (-2.326)	-0.052 (-1.345)	-0.096** (-3.285)	0.006 (-0.129)	-0.125** (-3.543)	-0.053 (-1.090)	-0.097** (-2.612)	-0.127+ (-1.873)
실직 0기	-0.103** (-5.341)	-0.198** (-5.059)	-0.258** (-4.742)	-0.105* (-2.016)	-0.255** (-5.263)	-0.058 (-0.860)	-0.329** (-4.918)	-0.140* (-2.151)	-0.353** (-4.450)	-0.352* (-2.386)
실직 후 1기	-0.089** (-4.162)	-0.191** (-4.239)	-0.270** (-4.105)	-0.089 (-1.649)	-0.251** (-4.602)	-0.033 (-0.388)	-0.332** (-4.134)	-0.146* (-2.298)	-0.379** (-3.932)	-0.388* (-2.360)
실직 후 2기	-0.069** (-2.805)	-0.178** (-3.501)	-0.243** (-3.424)	-0.097 (-1.398)	-0.242** (-3.913)	-0.007 (-0.071)	-0.310** (-3.516)	-0.152+ (-1.847)	-0.352** (-3.367)	-0.358* (-2.329)
실직 후 3기	-0.072* (-2.478)	-0.177** (-2.972)	-0.248** (-2.957)	-0.09 (-1.145)	-0.269** (-3.740)	0.066 (-0.579)	-0.344** (-3.351)	-0.168+ (-1.773)	-0.394** (-3.250)	-0.374+ (-1.975)
실직후 4기 이상	-0.061+ (-1.725)	-0.204** (-2.941)	-0.280** (-2.855)	-0.095 (-1.039)	-0.293** (-3.591)	0.028 (-0.201)	-0.355** (-3.050)	-0.180+ (-1.680)	-0.411** (-2.942)	-0.434+ (-1.854)
취업여부 (취업=1)	1.801** (-119.1)	1.744** (-59.92)	1.902** (-49.14)	1.588** (-39.71)	1.695** (-47.46)	1.832** (-35.76)	1.871** (-39.44)	1.517** (-32.73)	1.920** (-34.64)	1.752** (-19.588)
연령	0.080** (-9.264)	0.088** (-4.591)	0.129** (-4.969)	0.019 (-0.689)	0.106** (-4.120)	-0.015 (-0.305)	0.122** (-3.732)	0.056 (-1.342)	0.152** (-4.067)	0.127* (-2.288)
연령제곱 /100	-0.056** (-6.848)	-0.049** (-2.922)	-0.088** (-3.909)	0.02 (-0.821)	-0.063** (-2.673)	0.074 (-1.302)	-0.078** (-2.687)	-0.013 (-0.317)	-0.100** (-2.904)	-0.077 (-1.370)
상수	-4.395** (-18.24)	-4.942** (-9.064)	-5.830** (-8.007)	-3.532** (-4.409)	-5.586** (-7.634)	-2.630* (-2.531)	-5.917** (-6.204)	-4.575** (-4.101)	-6.789** (-6.348)	-6.137** (-3.908)
사례수	21,146	5,137	2,915	2,222	3,598	1,539	2,050	1,548	1,526	568
R-sq	0.67	0.71	0.7	0.73	0.69	0.74	0.7	0.71	0.7	0.69
rho	0.643	0.712	0.710	0.652	0.685	0.506	0.679	0.642	0.725	0.733

주 1) : ** p<0.01, *p<0.05, + p<0.1, () 안은 t-통계량, 로버스트 표준오차 적용

주 2) : 연도 더미는 분석 모형에 포함시켰으나, 표에서는 생략함

<부표 3> 비자발적 이직이 연간 가구 근로 소득 손실에 미치는 효과

	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)	모형 (7)	모형 (8)	모형 (9)	모형 (10)
	전체	비자발 이직자 전체	비자발 이직자 -남성	비자발 이직자 -여성	비자발 이직자 -40세 이상	비자발 이직자 -40세 미만	비자발 이직자 -40세 이상 남성	비자발 이직자 -40세 이상 여성	비자발 이직자 -40세 이상 남성-3년 이상 근속	비자발 이직자 -40세 이상 남성-3년 이상 근속 -고용보험 미가입
실직전 1기	0.094+ (-1.704)	0.038 (-0.625)	0.021 (-0.232)	0.036 (-0.451)	0.125* (-2.034)	-0.102 (-0.671)	0.118 (-1.352)	0.104 (-1.129)	-0.022 (-0.230)	0.107 (-0.626)
실직 0기	0.085 (-1.108)	0.007 (-0.073)	0.065 (-0.431)	-0.025 (-0.192)	0.177+ (-1.711)	-0.295 (-1.285)	0.258 (-1.629)	0.08 (-0.616)	0.058 (-0.356)	0.189 (-0.564)
실직 후 1기	-0.308** (-3.691)	-0.410** (-3.823)	-0.518** (-3.321)	-0.309* (-2.090)	-0.290* (-2.442)	-0.628* (-2.496)	-0.379* (-2.110)	-0.244 (-1.498)	-0.729** (-3.536)	-0.499 (-1.482)
실직 후 2기	-0.153* (-1.989)	-0.250* (-2.113)	-0.320+ (-1.843)	-0.206 (-1.272)	-0.071 (-0.566)	-0.588* (-1.933)	-0.097 (-0.524)	-0.11 (-0.571)	-0.472* (-2.486)	-0.611 (-1.626)
실직 후 3기	-0.169* (-2.296)	-0.267+ (-1.890)	-0.334+ (-1.650)	-0.238 (-1.186)	-0.116 (-0.778)	-0.538 (-1.526)	-0.183 (-0.818)	-0.101 (-0.469)	-0.577* (-2.535)	-0.639 (-1.554)
실직후 4기 이상	-0.134* (-1.989)	-0.25 (-1.506)	-0.289 (-1.168)	-0.231 (-0.994)	-0.072 (-0.389)	-0.582 (-1.594)	0.01 (-0.036)	-0.195 (-0.679)	-0.37 (-1.314)	-0.422 (-0.763)
가구원 수 (루트)	1.013** (-21.597)	0.954** (-5.440)	0.958** (-4.723)	1.007** (-3.343)	1.048** (-4.330)	0.964** (-3.580)	1.008** (-3.243)	1.171** (-3.126)	1.016** (-2.879)	2.170** (-4.044)
취업여부 (취업=1)	0.707** (-13.963)	0.731** (-7.358)	1.215** (-7.157)	0.325** (-3.440)	0.763** (-6.493)	0.702** (-3.806)	1.139** (-5.694)	0.422** (-3.681)	0.990** (-4.395)	1.172** (-3.727)
연령	0.081** (-7.453)	0.091 (-1.596)	0.071 (-1.190)	0.077 (-0.769)	0.023 (-0.315)	0.19 (-1.176)	0 (-0.002)	0.023 (-0.243)	0.14 (-1.539)	0.014 (-0.087)
연령제곱 /100	-0.056** (-4.609)	-0.007 (-0.125)	-0.01 (-0.163)	0.043 (-0.487)	0.05 (-0.695)	-0.115 (-0.640)	0.07 (-0.724)	0.052 (-0.600)	-0.001 (-0.016)	0.188 (-1.233)
상수	2.884** (-11.246)	1.381 (-0.853)	1.827 (-1.028)	1.323 (-0.470)	2.732 (-1.339)	0.145 (-0.040)	2.868 (-1.023)	3.156 (-1.284)	-1.935 (-0.608)	-3.006 (-0.595)
사례수	68,528	4,943	2,773	2,170	3,434	1,509	1,925	1,509	1,431	569
R-sq	0.06	0.08	0.12	0.07	0.08	0.08	0.12	0.08	0.13	0.19
rho	0.536	0.494	0.371	0.645	0.492	0.313	0.436	0.548	0.572	0.599

주 1) : ** p<0.01, *p<0.05, + p<0.1, () 안은 t-통계량, 로버스트 표준오차 적용

주 2) : 연도 더미는 분석 모형에 포함시켰으나, 표에서는 생략함

<부표 4> 비자발적 이직이 가구 총소득 손실에 미치는 효과

	모형 (1)	모형 (2)	모형 (3)	모형 (4)	모형 (5)	모형 (6)	모형 (7)	모형 (8)	모형 (9)	모형 (10)
	전체	비자발 이직자 전체	비자발 이직자 -남성	비자발 이직자 -여성	비자발 이직자 -40세 이상	비자발 이직자 -40세 미만	비자발 이직자 -40세 이상 남성	비자발 이직자 -40세 이상 여성	비자발 이직자 -40세 이상 남성-3년 이상 근속	비자발 이직자 -40세 이상 남성-3년 이상 근속 -고용보험 미가입
실직전 1기	0.091+ (-1.805)	0.043 (-0.830)	0.014 (-0.165)	0.06 (-1.080)	0.102* (-2.089)	-0.055 (-0.400)	0.091 (-1.319)	0.097 (-1.362)	-0.013 (-0.169)	0.075 (-0.543)
실직 0기	0.11 (-1.547)	0.035 (-0.438)	0.026 (-0.210)	0.056 (-0.610)	0.096 (-1.143)	-0.063 (-0.357)	0.121 (-1.016)	0.075 (-0.635)	0.092 (-0.647)	0.058 (-0.187)
실직 후 1기	-0.155* (-2.255)	-0.256** (-2.992)	-0.358** (-2.763)	-0.157 (-1.411)	-0.162+ (-1.840)	-0.442* (-1.991)	-0.231+ (-1.845)	-0.093 (-0.713)	-0.402* (-2.530)	-0.095 (-0.331)
실직 후 2기	-0.079 (-1.185)	-0.186+ (-1.907)	-0.312* (-2.032)	-0.054 (-0.466)	-0.037 (-0.373)	-0.480+ (-1.829)	-0.103 (-0.736)	0.04 (-0.262)	-0.286+ (-1.709)	-0.299 (-0.861)
실직 후 3기	-0.09 (-1.359)	-0.205+ (-1.795)	-0.334+ (-1.867)	-0.078 (-0.557)	-0.086 (-0.742)	-0.422 (-1.384)	-0.219 (-1.262)	0.072 (-0.446)	-0.448* (-2.154)	-0.446 (-1.109)
실직후 4기 이상	-0.054 (-0.987)	-0.211 (-1.516)	-0.341 (-1.521)	-0.063 (-0.393)	-0.084 (-0.566)	-0.45 (-1.374)	-0.127 (-0.582)	-0.009 (-0.043)	-0.315 (-1.178)	-0.322 (-0.540)
가구원 수 (루트)	0.464** (-11.357)	0.485** (-6.558)	0.755** (-5.752)	0.245** (-3.539)	0.435** (-5.608)	0.605** (-3.744)	0.615** (-4.530)	0.273** (-3.726)	0.639** (-3.558)	0.734* (-2.567)
취업여부 (취업=1)	0.053** (-5.449)	0.045 (-1.045)	0.078 (-1.548)	-0.022 (-0.305)	0.054 (-1.093)	0.049 (-0.452)	0.089 (-1.430)	-0.041 (-0.483)	0.144+ (-1.752)	0.11 (-0.737)
연령	-0.022* (-2.079)	0.043 (-1.059)	0.001 (-0.031)	0.125+ (-1.746)	0.026 (-0.562)	0.054 (-0.438)	0.003 (-0.051)	0.104 (-1.278)	-0.004 (-0.049)	0.063 (-0.440)
연령제곱 /100	1.042** (-23.568)	0.901** (-5.554)	0.833** (-4.878)	1.016** (-3.428)	0.900** (-4.341)	0.903** (-3.583)	0.793** (-3.472)	1.101** (-3.070)	0.961** (-3.098)	1.883** (-3.578)
상수	3.680** (-15.957)	2.895* (-2.324)	2.167 (-1.292)	4.152* (-2.274)	2.599 (-1.622)	3.175 (-1.293)	1.401 (-0.604)	5.282** (-2.756)	-1.405 (-0.454)	-3.617 (-0.742)
사례수	68,532	4,958	2,787	2,171	3,448	1,510	1,938	1,510	1,440	573
R-sq	0.06	0.06	0.08	0.07	0.07	0.07	0.09	0.09	0.1	0.13
rho	0.516	0.494	0.409	0.589	0.542	0.265	0.516	0.556	0.631	0.594

주 1) : ** p<0.01, *p<0.05, + p<0.1, () 안은 t-통계량, 로버스트 표준오차 적용

주 2) : 연도 더미는 분석 모형에 포함시켰으나, 표에서는 생략함