

# 경제활동 유형별 여성의 근로이행 확률과 근로안정성 결정요인 분석\*

강성호\*\* · 김경아\*\*\* · 김기홍\*\*\*\*

본 연구에서는 노동시장에서 처하게 되는 경제활동 유형의 차이가 여성의 근로이행성과 근로안정성에 얼마나 영향을 미치게 되는지에 대해 분석하고 있다.

분석결과에 의하면, 시간이 지남에 따라 근로이행성은 지속적으로 증가하여 근로안정성에 영향을 미칠 수 있으나, 정규직은 상대적으로 근로이행성이 낮아 생애기간에 걸쳐 근로안정성이 높을 것으로 추정되고, 비정규직과 비임금근로자(자영업자)는 상대적으로 근로이행성이 높아 생애기간에 걸쳐 근로안정성이 상대적으로 낮을 것으로 분석되었다. 또한 여성의 근로안정성에 영향을 미치는 요인을 경제활동 유형을 포함한 다양한 변수를 고려하여 분석한 결과, 임금근로자와 소득이 높을수록 그리고 연령이 많을수록 근로안정성에 긍정적인 것으로 분석되었다.

따라서 여성의 노동시장 진출이 증가하고 있는 시점에서 비정규직, 비임금근로, 비취업 여성이 원활하게 노동시장에 진입하고, 나아가 안정적 일자리로 전환될 수 있도록 하는 노동정책이 요구된다. 이를 위해 일자리의 다양성이 요구되고 경력단절 후 노동시장에 빠른 복귀가 가능하도록 유연하고 일관성 있는 노동정책이 필요함을 제시하고 있다.

핵심주제어: 노동시장, 여성, 경제활동 유형, 근로이행성, 근로안정성  
경제학문헌목록 주제분류: J2, J6

\* 본 연구는 한국연구재단 2013년 SSK 사업 창조경제와 일자리 창출 분야 장기 어젠다의 “하이컨셉, 문화기술, 정보통신기술 및 창조계급을 통한 창조경제 성장 동력과 새로운 일자리 창출 모형 연계-구축과 추진전략” 연구과제(2013S1A3A2042735)의 지원으로 작성된 것이며, 동 연구결과는 저자의 개인적인 견해이므로 소속기관과는 무관함을 밝힙니다.

\*\* 제1저자, 보험연구원 연구위원, 전화: (02) 3775-9033, E-mail: ksh0515@kiri.or.kr

\*\*\* 교신저자, 증권기업연구원 연구위원, 전화: (02) 3275-3126, E-mail: aprogoddness@hanmail.net

\*\*\*\* 공동저자, 경기대학교 경제학과 교수, 전화: (02) 788-4506, E-mail: sghkim@hanmail.net

논문투고일: 2015. 2. 17 수정일: 2015. 5. 1 게재확정일: 2015. 5. 15

## I. 서론

여성의 높은 대학 진학률과 경제활동 증가로 인해 전통적 남성 중심의 경제 구조가 변화되고 있다. 여성의 대학 진학률은 2009년 이후부터 남성을 앞질러 2013년 현재 74.5%로 남학생(67.4%)보다 높은 것으로 나타났다. 또한 여성 경제활동인구 수가 증가하는 과정에서 여성 취업자의 임금근로자 비중은 1990년 56.8%이던 것이 지속적으로 증가하여 2013년 현재 74.7%인 것으로 조사되고 있다. 특히, 여성 취업자 중 대졸 이상(38.3%)인 자가 지속적으로 증가하고 있다는 것은 이를 잘 보여준다.<sup>1)</sup>

그럼에도 불구하고 선진국과 비교할 때 여성의 경제활동 정도는 높지 않다. 14년간 여성 고용률을 보면, 2000년 48.8%에서 2013년 50.2%로 거의 늘지 않았다. 이는 여전히 미국(62.2%), 영국(65.7%), 노르웨이(73.8%)를 비롯한 OECD 국가들의 평균 수준(57.2%)에 크게 미치지 못하며, 우리나라 남성 고용률(73.2%)과의 격차는 약 23.0%p로 OECD 국가 중 가장 크다.<sup>2)</sup> 이렇게 여성의 고용률이 낮은 이유는 출산·육아로 인해 여성 근로가 단절되는 경우가 많고, 이후 노동 시장 재진입시에도 근로조건 악화 등 현실적 벽이 높기 때문이다. 이러한 여성 근로의 현실적 한계뿐만 아니라 높은 이혼율, 편부모 가정의 증가, 그리고 장수 리스크 증가로 인해 여성의 사회·경제적 문제는 향후 급증할 것으로 우려된다.

이러한 문제를 해소하는 방법에는 여러 가지가 있을 수 있겠지만, 궁극적으로는 경제적 문제로 귀결되고 이는 근로기에 안정적이고 지속적인 소득활동과 밀접한 관련이 있다고 판단된다. 이에 본 연구에서는 여성의 근로안정성을 제고하는 것이 무엇보다 중요할 것이라는 점에 초점을 두고자 한다. 이를 위해 먼저, 경제활동 유형별 근로이행 확률(transition probabilities) 분석을 통해 여성의 근로형태가 어떻게 변하고 있는지에 대해 살펴보고 이를 바탕으로 근로안정성 여부에 대해 평가한다. 다음으로, 이러한 근로안정성을 결정하는 것이 경제활동 유형이 유일하다기보다는 여성 경제활동자(이하 경활자)를 둘러싼 사회·경제적 다양한 요인들일 것이라는 점에서 근로안정성 결정요인에 대한 실증분석(로짓 분석, 패널로짓 분석)을 수행하고자 한다.

1) 통계청(2014).

2) 통계청, “2014 통계로 보는 여성의 삶,” 보도자료([http://www.oecd-ilibrary.org/employment/employment-rate-of-women-2013-1\\_emp-fe-table-2013-1-en](http://www.oecd-ilibrary.org/employment/employment-rate-of-women-2013-1_emp-fe-table-2013-1-en)).

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제I절 서론에 이어 제II절에서는 선행 연구와 우리나라 여성의 인구학적 및 근로활동의 특성에 대해 살펴본다. 제III절에서는 본 연구에서 활용한 분석자료와 분석방법에 대해 설명한다. 특히, 분석과정에서 근로안정성 변수를 정의하여 실증분석에 활용하고 있다는 점에서 기존 연구와 구분되는 특징을 보인다. 제IV절에서는 경제활동 유형별로 여성의 근로이행 확률이 어떻게 차이가 나는지를 분석하고, 근로안정성과의 관계를 살펴본다. 그리고 1~4차 여성가족패널 조사를 활용하여 여성들의 근로안정성에 영향을 미치는 요인들에 대해 살펴본다. 마지막 제V절에서는 여성의 근로유인 제고를 포함하여 사회·경제환경 변화를 고려한 노동정책 방향을 제언하는 것으로 마무리하고자 한다.

## II. 선행 연구 및 여성의 인구·경제학적 특성

### 1. 선행 연구 및 차별성

그 동안 여성 근로행태와 관련하여 수행된 연구들은 다음과 같이 3가지 방향으로 추진된 것으로 이해된다. 즉, 여성 근로의 경력단절, 일·가정 양립 등 여성 노동시장에 대해 연구하거나 관련 제도를 개선하기 위한 정책 연구, 그리고 여성의 임금소득 및 노후소득 보장과 관련된 연구가 그것이다.

첫째, 여성 근로의 경력단절, 일·가정 양립 등 여성 노동시장을 연구한 것들로는 박수범 외(2014), 김동식 외(2013), 오은진 외(2009), 김기승(2005) 등이 있다. 박수범 외(2014)는 여성의 노동시장에서의 경력단절이 사회적 비용을 어느 정도 발생시키게 되는지에 대해 실증적으로 분석하고, 이를 통해 여성 노동의 경력단절을 예방하는 것이 중요함을 제시하고 있다. 특히, 일·가정 양립에 대한 부담을 기업에 맡길 경우 기업은 부담을 회피하기 위해 여성 고용을 더욱 기피할 우려가 있음을 지적하며, 경력단절 예방을 위한 비용을 공공화할 필요가 있음을 제시하고 있다. 김동식 외(2013)는 맞벌이 여성의 일·가정 양립과 관련된 갈등은 본인 가사노동 시간뿐 아니라 배우자(남성)의 가사노동 시간 및 근로시간과도 연관성이 있는 것으로 보았다. 이에 따라 맞벌이 가정의 갈등은 배우자의 가사노동 분담이 중요한 요소가 될 수 있는 것으로 분석하고 있다. 오은진 외(2009)는 우리나라 여성 노동시장의 경우 경력단절을 경험한 고학력 여

성들에게 접근 가능한 직종이 다양하지 않아 이들의 재취업 기회가 열악한 상황에 있음을 보이고 있다. 이에 반해 미국의 경우 고학력 여성들이 저학력 여성들보다 노동시장 복귀가 보다 빠르게 나타난다는 연구(Klerman and Leibowitz, 1999)도 있다. 김기승(2005)은 우리나라 개인의 취업률 및 고용형태의 변화 분석을 통해 우리나라 노년층 고학력자의 노동시장 참여율이 증가할 것이며, 특히 고학력 여성 인력의 노동시장 참여가 높아질 것으로 분석하고 있다.

둘째, 여성 근로와 관련된 제도 개선을 연구한 사례로는 김종숙·김난주(2013), 김영옥 외(2013) 등이 있다. 김종숙·김난주(2013)는 근로시간 단축과 관련된 제도들이 여성 고용과 근로조건에 미칠 영향에 대해 분석하고 있다. 특히, 이들은 각종 제도변화 영향이 성별로 상이하므로 여성 고용 제고를 위해 성별 특성을 고려한 정책개선이 필요함을 제시하고 있다. 김영옥 외(2013)에서는 시간선택제 근로 활성화를 통해 여성 고용률을 제고하자고 제안하고 있다. 이들은 양질의 시간제 일자리가 확산되지 못하는 이유 중 하나는 수요와 공급 간의 격차가 크다는 점을 제시하였으며, 이를 해소하기 위한 방안으로 시간선택제 일자리의 개념 정립 및 법제화, 시간선택제 일자리 정책의 대상 식별, 시간선택제 일자리에 대한 기업 수요 진작, 사업규모별 맞춤형 접근 필요, 적합 직무 및 직종 개발 확산, 시간선택제 근로 방식인 육아기 근로시간 단축제도 활성화 등을 제시하고 있다.

셋째, 여성의 임금소득 및 노후소득 보장과 관련된 연구로는 김태홍(2013), 강성호·김경아(2009), 우해봉(2010), Cecilia(2012), Moshe(1994) 등이 있다. 김태홍(2013)은 성별 임금격차의 요인을 성차별로 설명할 수 없는 부분(44.9%)과 차별에 의해 발생하는 부분(18.9%)으로 요인을 분석하였으며, 비정규직 여성의 임금 개선의 필요성을 제시하였다. 강성호·김경아(2009)는 「한국노동패널조사」 1~9차년도 자료를 활용하여 마코브 체인 전환행렬 추정을 통해 성별 소득격차의 발생 경로를 경제활동 유형으로 분석하고 있다. 이를 통해, 여성의 불완전 경제활동 비중이 시간이 경과함에 따라 남성과의 격차가 완화되는 경향이 있으나 그 격차 감소에는 한계가 있는 것으로 분석하고 있다. 또한 미취업이 지속되거나 노동안정성이 낮을수록 연금 사각지대 및 노후 빈곤에 빠질 우려가 있는 것으로 분석하고 있다. 선진국의 성별 임금격차를 분석하고 있는 Cecilia(2012)와 분위회귀 분석(Quantile Regression Analysis)을 통해 1980년대 미국의 임금구조를 분석한 Moshe(1994)도 성별 임금격차의 문제를 다루고 있다.

앞서 살펴본 바와 같이, 여성의 노동시장과 관련한 다양한 연구들이 있음에

도 불구하고, 근로이행성과 근로안정성 관계에 대해 심도 있게 분석한 연구는 많지 않고, 또한 여성의 근로안정성을 정의하고 이에 영향을 미치는 요인에 대해 실증적으로 분석한 연구는 없었다는 점에서 기존 연구와 차별화된다.

특히, 본 연구는 기존 연구에 비해 여성 근로이력을 보다 심층적으로 분석해 내고 있다는 점에서 다음과 같은 특징을 보이고 있다. 여성의 근로이력을 가장 잘 조사하고 있는 여성가족패널조사 자료를 활용하여 여성의 경제활동 이행성을 종단면적으로 분석한다. 둘째, 이행성 여부를 단순한 교차분석이 아닌 전환확률(transition probabilities)모형을 활용하여 분석한다. 셋째, 전환확률모형이 갖는 한계인 기타 변수들에 대한 통제를 고려하고 있지 못하다는 점을 보완하기 위해 (패널)로짓 분석을 통해 여성 경활자의 근로안정성에 영향을 미치는 요인을 동태적 방법에 의해 요인을 종합적으로 분석한다.

## 2. 여성의 인구·근로활동 특성

본격적인 미시자료에 대한 실증분석에 앞서, 본 항에서는 거시통계 자료를 바탕으로 우리나라 여성 인구 및 여성들의 근로특성과 현황분석을 통해 시사점을 살펴보고자 한다.

통계청 ‘장래 인구 추계’에 의하면, 남녀 성비<sup>3)</sup>는 1988년 101.3, 1994년 101.4로 늘었지만, 2002년 이후 지속적으로 감소하여 올해 100.0으로 균형이 맞춰진 이후 2016년(1999.8)부터는 여성의 비율이 높아질 것으로 예측하고 있다.

이를 연령별로 살펴보면, 60세 이상을 제외한 전 연령층에서 남성의 비중이 높지만, 고령층인 60세 이상에서 여성 비율(20.0%)이 남성 비율(15.5%)보다 높다는 점에서 여성의 고령화 문제가 우려됨을 시사한다(<표 1> 참조).

이로 인해 2013년 기준 여성 가구주 가구비율은 27.9%(515만 가구)로 나타나고 이후 2020년 30.8%, 2030년 34.0%로 증가할 것이라는 점에서, 고령화 과정에서 여성 가구주 혹은 여성 독거노인 가구가 증가할 것이라는 것을 보여준다. 특히, 60세 이상 여성 가구주 비율은 2014년 35.3%에서 2030년 48.2%, 2035년 52.4%를 차지할 것으로 전망된다.

여성의 경제활동참가율(경활율)은 2013년 기준으로 25~29세가 71.8%로 가장 높게 나타나 2000년 55.9%에 비해 15.9%p 증가하였다. 그러나 결혼·육아 등으로 35~39세는 55.5% 수준으로 감소한 이후 40대 초반부터 노동시장에 다

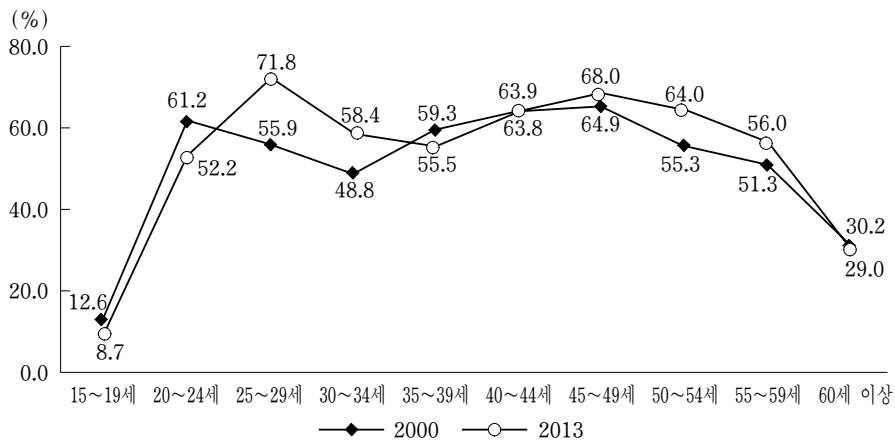
3) 여성 100명당 남성의 수.

〈표 1〉 연령별 성별 인구비율(2014년 기준)

(단위: %)

구분	여성	남성
계	100	100
0~9세	8.8	9.3
10~19세	11.2	12.3
20~29세	12.6	14.2
30~39세	15	15.8
40~49세	16.6	17.1
50~59세	15.7	15.8
60세 이상	20	15.5

자료: 통계청(2014).



〈그림 1〉 여성의 연령별 경제활동참가율

시 참여하는 모습으로 나타나고 있다(〈그림 1〉 참조).

특히, 20대 후반에는 경황률이 높았으나, 30대에 출산과 육아 시기에 감소, 40대에 다시 증가하여 전형적인 M자 패턴을 보이고 있다. 그러나 2000년에 비해 2013년의 형태는 전반적으로 오른쪽으로 이동하는 모습을 보여 여성의 경황률도 고령화와 무관하지 않음을 시사하고 있다.

또한 남성에 비해 여성의 임금근로자 비중은 2005년을 기점으로 높아진 것으로 보이나, 그 종사상 지위를 보면 임시직 비중의 증가로 인해 나타나는 현상으로 이해할 수 있다. 즉, 여성의 임시직 비중은 2013년 기준 남성에 비해 2배

〈표 2〉 성별 임금근로자의 종사상지위 구성비(2013년 기준)

(단위: %)

연도	여성				남성			
	임금근로자	상용	임시	일용	임금근로자	상용	임시	일용
2000	61.5	19.1	28.5	13.9	64.3	38.1	17.1	9.2
2005	67.1	25.6	30.2	11.3	66.0	41.1	16.4	8.5
2010	72.9	34.5	30.0	8.4	70.0	47.9	15.1	7.0
2011	73.6	37.1	28.7	7.9	70.4	48.9	14.8	6.7
2012	74.0	38.7	28.3	7.0	70.2	49.4	14.4	6.3
2013	74.7	40.6	27.5	6.5	71.0	51.1	13.7	6.2

주: 비임금근로자 비중은 여성 25.3%, 남성 29.0%.  
 자료: 통계청, 「경제활동인구연보」, 각 연도.

수준인 것으로 나타난다는 점에서 여성의 근로환경은 남성에 비해 양호하지 못하다(〈표 2〉 참조).

이러한 여성의 임금근로자 중 임시·일용직이 많다는 것은 젊은(20~30대) 여성이 출산, 육아 등으로 인해 노동시장에서 이탈하여 경력이 단절되었다가 복귀하는 경우가 많기 때문일 수 있다. 2013년 15~54세의 기혼여성 971만 명 중 비취업여성은 406만 명이었으며, 이 중 결혼, 임신 및 출산 등 경력단절로 직장을 그만둔 여성은 195만 명으로 기혼여성 중 20.1%를 차지한 것으로 나타났다(〈표 3〉 참조). 경력단절여성(195만 5,000명)이 직장(일)을 그만둔 사유로는 결혼(45.9%), 육아(29.2%), 임신·출산(21.2%) 순이었다.

이러한 여성 근로형태를 통해 볼 때 소득수준이 낮을 것으로 예측할 수 있는데, 2013년 5인 이상 사업체에서 여성의 월평균임금은 203만 3,000원으로 남성의 68.1% 수준이었다. 여성 월평균임금은 2000년 95만 4,000원에서 2013년 203만 3,000원으로 2배 이상 증가하여 남성 대비 여성 임금비는 동 기간 64.7%에서 68.1%로 상승하였지만, 여전히 낮은 것으로 평가할 수 있다.

마지막으로 여성의 조기퇴직 문제에 대해 살펴본다. 우리나라의 정년제 실태를 보면, 2012년 기준으로 규정상 평균 정년연령이 57.6세<sup>4)</sup>로 추정되나, 노동현장에서의 주된 일자리에서의 퇴직은 이보다 3~4세 낮은 것으로 분석되고 이후 제2의 근로생애기간을 맞이할 것으로 예상된다. 특히, 〈표 4〉에서처럼 주된 일

4) 전용일 외(2013).

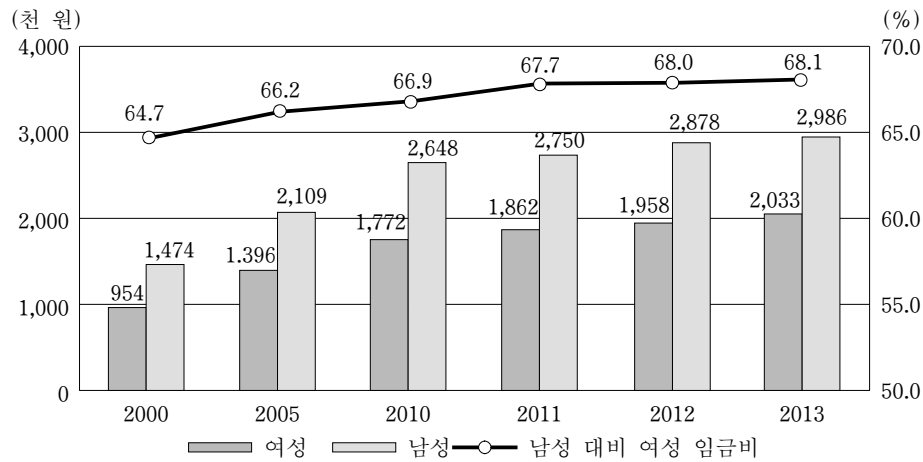
〈표 3〉 경력단절여성 규모

(단위: 천 명, %, %p)

구분	2012년 6월	2013년 6월	증감	증감률
15~54세 기혼여성(A)	9,747	9,713	-34	-0.3
비취업여성 <sup>1)</sup> (B)	4,049	4,063	14	0.3
비율(B/A)	(41.5)	(41.8)	0.3	
경력단절여성(C)	1,978	1,955	-23	-1.2
비율(C/A)	(20.3)		-0.2	

주: 1) 비취업여성은 현재 일을 하고 있지 않은 여성, 즉 경제활동 상태가 실업자와 비경제활동인구인 경우를 말함.

자료: 통계청, 「지역별고용조사」 각 연도, 통계청(2014).



주: 상용근로자 5인 이상 규모의 상용근로자가 대상이며, 월급여총액 기준.

자료: 고용노동부, 「근로형태별 근로실태조사 보고서」, 각 연도.

〈그림 2〉 성별 임금격차

자리에서의 퇴직연령은 남녀 모두 규정상 정년연령을 채우지 못함에도 불구하고 여성은 53.8세로 남성 54.4세보다도 다소 빠르다. 이로 인해 주된 일자리 퇴직 후 제2의 근로기간은 14.5년, 그리고 노동시장에서 완전히 은퇴하는 연령은 68.3세로 오히려 남성에 비해 고령기 노동을 지속할 수밖에 없는 상황으로 이해된다. 그러나 〈표 4〉를 보면, 남성과 여성(경력을 계속 유지한 여성)의 퇴직연령의 차이가 1년 이하여서 차이가 크지는 않다. 통계적 검증을 하면 두 집단의 퇴직연령이 유의한 차이를 보이지 않을 가능성이 높다. 이에 따라 경력을



〈표 4〉 우리나라 근로자의 규정 및 실제상 정년연령 비교

(단위: 세, 년)

구분	주된 일자리에서의 퇴직연령	조사된 기업의 정년	제2의 근로생애 기간	최종 은퇴연령
전체	54.1	56	14.0	68.1
남성	54.4	56	12.9	67.3
여성	53.8	56	14.5	68.3

자료: 방하남 외(2012).

계속 유지하는 여성의 퇴직연령은 남성과 별 차이가 없다고 해석할 수 있는 부분은 존재한다.

이제 앞에서 살펴본 여성의 노동시장 여건에 큰 변화가 없이 유지될 경우 여성의 근로는 어느 정도 안정적인지에 대해 전환확률모형을 통해 살펴보고자 한다. 또한 여성의 근로안정을 결정하는 주요 요인이 무엇인지에 대해 심층적으로 분석하고자 한다.

### Ⅲ. 분석자료 및 분석방법

#### 1. 분석자료 및 기초 통계

본 연구에서 사용하는 자료는 「한국여성가족패널조사」 1~4차년도 자료이다. 동 자료는 2006년부터 전국을 대표하는 9,068가구에 대해 만 19세 이상 64세 이하 여성 9,997명을 패널로 구축하여 격년으로 조사되고 있다. 동 자료는 크게 가구용 설문, 개인용 설문, 일자리용 설문으로 구분되며, 가족·일·일상생활의 3가지 주요 영역을 바탕으로 여성의 경제활동, 가족실태, 가족가치관, 건강 등에 관해 조사하고 있다.<sup>5)</sup> 특히, 동 패널자료는 여성에 특화하여 조사하고 있어 본 연구의 여성 근로안정성을 심층적으로 분석함에 있어 어느 자료보다 가장 적합한 것으로 판단된다. 다만, 남성에 대한 조사는 배우자 관련 일부 정보만 보유하고 있어 성별 비교는 불가능하다는 한계가 있다.

앞서 제Ⅱ절에서 여성의 인구·경제학적 특성에 대해 살펴보았으므로, 여기서

5) 자세한 내용은 여성정책연구원 홈페이지(<http://klowf.kwdi.re.kr/intro.do?method=goIntro>) 참조.

는 본 연구에서 활용하고 있는 여성 패널자료의 특성을 파악한다는 점에서 1~4차 여성 개인 패널 원시자료에 대한 기술통계를 간략히 살펴보고자 한다.

연령은 41.8세(2007년)~47.2세(2012년), 교육연수는 12.6년(2007년)~12.5년(2012년)으로 나타났으며, 결혼비중은 87.7%(2007년)~77.9%(2012년)로 해당 기간 동안 감소하는 추세를 보였다. 300인 이상 대규모 사업장에 근무하는 여성 근로자는 2007년 39.4%에서 2010년 48.8%로 증가하였다가 2012년 29.6%로 감소하는 것으로 나타났다. 가구주 비율은 2007년 13.3%에서 2012년 13.8%로, 가구원 수는 2007년 3.39명에서 2012년 3.37명으로 큰 변화는 없었다. 주택을 소유하고 있는 비율은 2007년 65.3%에서 2012년 73.2%로, 여성의 월소득은 2007년 142만 원에서 2012년 148만 원으로, 남성 배우자의 월소득은 2007년 262만 원에서 2012년 290만 원으로 다소 증가한 것으로 조사되었다. 자산에서 부채를 제외한 순자산은 2007년 451만 원에서 2012년 1,566만 원으로 다소 증가한 것으로 조사되었다.

동 자료의 기초 통계 분석결과는 통계청 등 가구 및 전체 모집단 자료를 바탕으로 한 것과 다소 다를 수 있다는 점에 유의할 필요가 있다. 즉, 여성 패널에서는 만 19세 이상 64세 이하 여성을 기준으로 첫 조사가 시작되었다는 점과 여성 개인에 초점을 두고 있다는 점에서 일반 가구 패널과 차이가 있다. 이러

〈표 5〉 기초 통계량

(단위: %, 세, 년, 명, 만 원)

구분	2007	2008	2010	2012
연령	41.8(9,997)	43.3(8,364)	45.5(8,000)	47.2(7,658)
교육연수	11.6(9,982)	11.5(8,356)	11.4(7,994)	11.4(7,655)
결혼 여부(기혼=1)	87.7%(9,997)	89.8%(8,364)	79.7%(8,000)	77.9%(7,658)
사업장 규모(300인 이상=1)	39.4%(9,997)	43.5%(8,364)	48.8%(8,000)	29.6%(7,658)
가구주 여부(가구주=1)	13.3%(9,997)	13.1%(8,364)	13.2%(8,000)	13.8%(7,658)
가구원 수	3.4(9,997)	3.5(8,364)	3.5(8,000)	3.4(7,658)
주택소유 여부(자가=1)	65.3%(9,997)	68.6%(8,364)	71.5%(8,000)	73.2%(7,658)
자신의 월소득*	142(3,191)	134(2,797)	139(3,113)	148(3,234)
남성 배우자 월소득*	262(6,438)	255(5,474)	289(4,812)	290(4,701)
순자산	451(9,997)	714(8,364)	1,187(8,000)	1,566(7,658)

주: 1) ( ) 안은 1~4차년도 해당 항목별 빈도.

2) \* 자신의 월소득과 남성 배우자 월소득은 0값을 제외한 평균.

〈표 6〉 연도별 여성의 경제활동 유형

(단위: 명, %)

경제활동 유형	2007	2008	2010	2012
정규직	1,076(10.8)	944(11.3)	949(11.9)	945(12.3)
비정규	909(9.1)	888(10.6)	1,201(15.0)	1,256(16.4)
비임금	2,289(22.9)	2,120(25.3)	2,009(25.1)	1,991(26.0)
비취업	5,723(57.2)	4,412(52.7)	3,841(48.0)	3,466(45.3)
전 체	9,997(100.0)	8,364(100.0)	8,000(100.0)	7,658(100.0)

주: ( ) 안은 해당 연도별 전체 대비 비율임.

한 점에서 여성 개인을 중심으로 평균을 산출하고 있기 때문에 가구나 일반 개인의 조사 항목의 여성 가구주 가구의 평균치와는 다를 수 있다. 이로 인해 여성 가구주 비율,<sup>6)</sup> 소득, 순자산 등은 기존 통계와 다소 다를 수 있음에 유의할 필요가 있다.

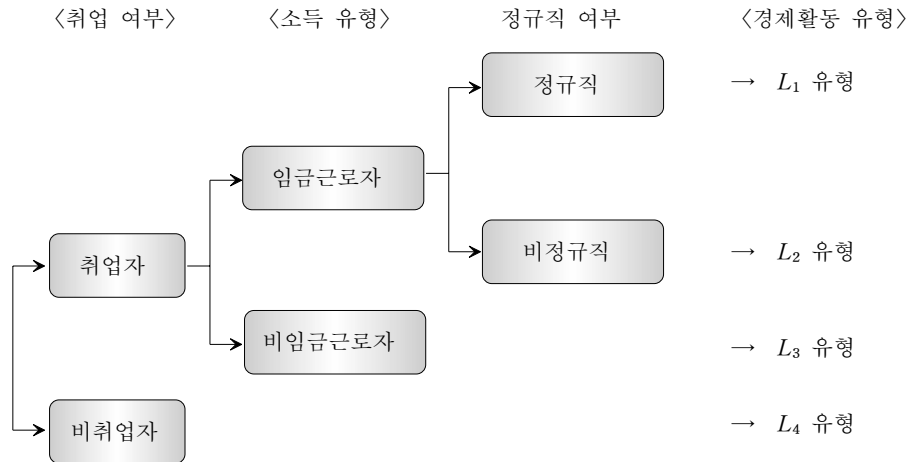
동 여성 패널에서 여성 개인의 경제활동 유형을 연도별로 살펴보면 다음과 같다. 정규직은 2007년 10.8%에서 2012년 12.3%로, 비정규직은 2007년 9.1%에서 2012년 16.4%로, 비임금근로자는 2007년 22.9%에서 2012년 24.7%로 다소 증가하는 경향이 있으며, 특히 비정규직이 다른 경황 유형에 비해 빠르게 증가한 것으로 나타났다. 반면, 비취업자는 2007년 57.2%에서 2012년 45.3%로 감소하여 여성의 경제활동이 지속적으로 증가하고 있는 상황을 본 자료에서도 보여주고 있다.

## 2. 경제활동 유형 구분과 분석방법

### (1) 경제활동 유형과 근로안정성 정의

앞서 설명한 바와 같이 본 연구에서는 여성 경황자의 경제활동 유형별 근로 이행 확률(transition probabilities)을 추정하고 이들의 근로안정성 결정요인에 대해 분석하는 것이 주요 통계분석이라 할 수 있다. 이를 위해 먼저 경제활동 유형에 대한 구분과 근로안정성에 대한 정의가 필요할 것이다.

6) 통계청(e-나라지표)에서 제시하고 여성 가구주 가구의 비율은 2010년 기준 25.9%로 본 연구에서의 13.2%보다 높은 것으로 나타난다. 전자는 가구단위로 비율을 산출한 것이고 후자는 개인단위로 비율을 산출한 차이가 그 주요한 원인으로 볼 수 있다.



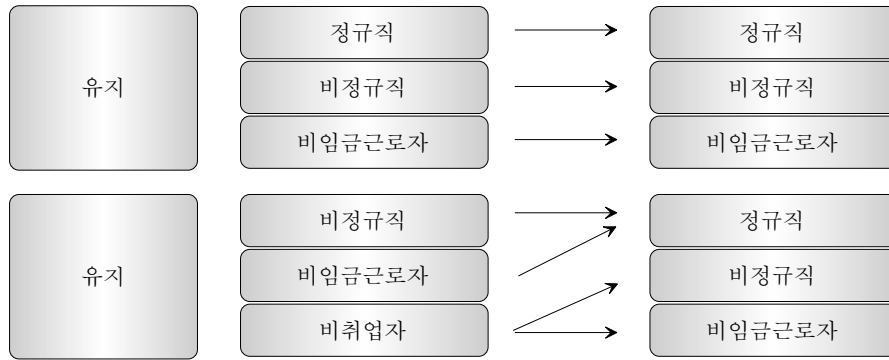
<그림 3> 근로시기의 경제활동 상태 및 경제활동 유형

본 연구에서는 여성의 경제활동 유형을 다음과 같이 4가지 형태로 구분하였다. 즉, 경제활동 유형을 취업 여부, 소득 유형(임금근로 여부), 정규직 여부를 기준으로 구분하여 <그림 3>에서와 같이 정규직 임금근로자(L<sub>1</sub> 유형), 비정규직 임금근로자(L<sub>2</sub> 유형), 비임금근로자(L<sub>3</sub> 유형), 비취업(L<sub>4</sub> 유형)의 4가지로 유형화하였다.

한편, 근로안정성은 앞의 경제활동 유형을 바탕으로 다음과 같이 정의하였다. 일반적으로 근로안정성은 자신의 근로상태가 유지되거나 보다 좋은 근로여건으로 개선되는 것을 생각할 수 있다. 이러한 측면에서 앞에서 설정한 정규직, 비정규직, 비임금근로자, 비취업자가 시간이 지남에 따라 어떻게 변하는지를 고려하여 근로안정성을 ‘유지형’과 ‘개선형’으로 구분하였다. ‘유지형’ 근로안정성은 정규직, 비정규직, 비임금근로 등 자신의 현 근로상태가 유지되는 경우로 정의한다. ‘개선형’ 근로안정성은 비정규직 혹은 비임금근로에서 정규직이 되거나 비취업에서 취업(정규직, 비정규직, 비임금근로)으로 전환되는 경우로 정의한다. 다만, 비임금근로자가 비정규직으로, 혹은 그 반대의 경우는 근로안정성을 높인다고 판단하기에는 무리가 있으므로 ‘비정형’<sup>7)</sup>으로 고려한다.

한편, 정규직의 경우 근로안정성의 개선은 존재하지 않고 유지만 되고, 반대로 비취업의 경우 근로안정성의 개선(취업)만 존재하게 된다. 따라서 실질적으로 비정규직과 비임금근로자를 중심으로 근로안정성의 개선효과가 나타난다고 할 수 있다. 이에 관한 분석결과는 제IV절 2항을 참고하기 바란다.

7) ‘비정형’에 대한 통계적 분석은 제IV절 2항 실증분석에 제시하고 있다.



〈그림 4〉 경제활동 변화에 따른 근로안정성 정의

(2) 전환확률모형

일반적으로 확률이론에서의 확률은 예를 들어, 복권에 당첨될 확률이 1/3, 교통사고를 당할 확률이 1/1,000,000, 비가 올 확률이 1/10 등 시간이나 장소 등에 상관없이 동일한 값을 갖게 된다. 그러나 현실적으로 이러한 확률값은 시간이나 장소 등 주어진 조건의 변화에 따라 동일하지 않을 수 있다. 이는 조건부 확률로서 주어진 조건이 어떠한 상태인가에 따라 어떤 사건이 발생할 수 있는 확률이 달라지므로 유용한 의사결정을 위해서는 조건에 따른 확률값의 변화에 대해 분석할 필요가 있다. 이러한 논의들 중 확률값이 시간의 흐름에 따라 변화하는 과정을 분석하는 방법이 ‘전환확률모형’이며, 주어진 조건에 따라 변하는 확률값을 ‘전환확률값’이라 한다.

전환확률모형을 정의하기 위해서는 어떤 사건이 발생할 수 있는 주어진 조건(또는 상태, state)의 변화를 나타내는 전환확률이 주어져야 한다. 즉, 어떤 사건이 발생하는 조건부 확률이 시간의 변화에 따라 변화하고, 이 시간의 변화를 일정한 시간 간격으로 구분하여 분석한 것이 전환확률모형이다. 이러한 전환확률모형을 수학적으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 &PX_{n+1}=j|X_n=i, X_{n-1}=i, \dots, X_0=i_0 \\
 &=PX_{n+1}=j|X_n=i \\
 &=p_{ij}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

여기에서  $n$ 번째 기간에  $i$ 라는 상태에 있는 것을  $X_n$ 이라고 하며, 이는  $n+1$

시점에 상태  $j$ 에 있게 될 확률이 과거의 어떤 상태에 있었는가에 대한 조건부 확률로 표현될 수 있음을 나타내고 있다.

전환확률모형은 지난 기와 이번 기의 데이터를 이용해 연령별 전환확률들을 계산하고, 이 계산된 전환확률을 누적시킴으로써 각 연령별 고용상태들의 가능성을 계산하는 방법이다. 본 모형은 인구학적 특징을 반영하지 못한다는 한계는 존재하나, 최근의 개별적 근로행위의 동태적인 움직임과 함께 미래의 노동 시장 모습을 예상해 볼 수 있다는 점에서 의미 있는 작업이라 할 수 있다.

본고에서는 먼저, 각 개인 전체에 대해 한국여성가족패널조사 1차 자료의 조사기준 시점인 2007년에서 최종 4차 자료인 2012년 5년간의 취업상태(임금근로자, 비임금근로자), 고용형태(정규직, 비정규직) 변수기준을 종합하여 적용한 정규직 임금근로자, 비정규직 임금근로자, 비임금근로자(자영업자, 고용주, 무급가족종사자 및 특수형태근로자 등), 그리고 비취업자의 네 가지 상태(state)에 대한 총 16개의 전환확률을 구하여 제시하였다. 예를 들어,  $t-1$  시점에 정규직 인원이  $n$ 명,  $t$ 시점에 비정규직으로 전환한 인원이  $m$ 명일 경우, 전환확률은  $(m/n)*100$ 의 형태로 나타낼 수 있다.<sup>8)</sup> 즉 여기에서는, 첫째 이러한 여성 전체 개인의 구간별 전환확률 측정값의 비교를 통해 여성의 고용현황의 구간별 전환 추이와 특성을 파악하였으며, 둘째 최초시점인 2007년을 기준으로 최종시점인 2012년의 전 5개 연도에 걸친 여성 개인의 전환확률 측정값의 비교를 통해 여성 고용의 전환 추세에 대한 특징을 파악해 보았다. 이에 따라 구간별 및 전체 기준 초기 연도( $t-n$ 기)의 고용형태가  $i$ 이었다가 기준 종료 연도( $t$ 기)에 고용형태가  $j$ 가 될 가능성인  $P_{ij}$ 는 다음의 모형으로 표현될 수 있다.

$$P(E_t=j|E_{t-2}=i), i와 j \in S=\{1, 2, 3, 4\} \quad (2)$$

그리고 구간별 및 전체 기준 네 가지 고용상태를 고려한 총 16개의 전환확률 모형을 전환행렬(transition matrix)의 형태로 나타내면 다음과 같다. 예를 들어,  $P_{00}$ 는  $t-1$  시점에 정규직이었던 사람들이 다음 기인  $t$ 시점에도 정규직에 그대로 머무를 확률,  $P_{01}$ 은  $t-1$  시점에 정규직이었던 사람들이  $t$ 시점에 비정규직으로 전환할 확률,  $P_{02}$ 는  $t-1$  시점에 정규직이었던 사람들이  $t$ 시점에 자영업으로 전환할 확률,  $P_{03}$ 은  $t-1$  시점에 정규직이었던 사람들이  $t$ 시점에 비취업으로 전환할 확률을 의미한다. 본 분석에서는 이러한 상황을 모두 고려하여 우

8) 이에 대한 좀 더 상세한 내용은 Marston(1976)을 참조하기 바란다.

리나라 여성들의 노동시장 전환성과의 차이를 비교하기 위해 각각의 구간별 및 전체 기간의 16개의 전환확률을 구하여 비교하였다.

$$P = \begin{pmatrix} P_{00} & P_{01} & P_{02} & P_{03} \\ P_{10} & P_{11} & P_{12} & P_{13} \\ P_{20} & P_{21} & P_{22} & P_{23} \\ P_{30} & P_{31} & P_{32} & P_{33} \end{pmatrix} \quad (3)$$

또한 동일한 분석방법론을 참고하여 앞서 제시한 ‘전환확률모형’을 취업자에 대해 다시 적용하면, 산업유형의 차이를 고려한 경제활동 유형 분류에 따른 전환확률모형의 전환행렬은 총 64개(8×8)의 형태가 되며, 사업체 규모의 차이를 고려한 경제활동 유형 분류에 따른 전환확률모형의 전환행렬은 총 49개(7×7)의 형태가 된다.

(3) 로짓모형

로짓모형(logit model) 추정방법은 종속변수가 근로안정성 여부와 같이 1(근로안정) 및 0(근로불안정)과 같이 제한된 값을 취하는 경우에 사용되는 방법이다.

본 연구에서와 같이 종속변수를 근로안정성 여부로 할 때 근로안정적일 경우 1, 불안정적일 경우 0으로 하여 회귀모형을 추정할 경우 일반적인 OLS 모형을 사용할 경우 오차항의 비정규성 및 이분산성의 문제에 노출될 수 있고, 회귀선이 0과 1의 값을 벗어날 수 있다는 문제점이 생긴다. 물론 이 문제의 경우도 표본의 크기 증대, 가중최소자승법(WLS), 제한조건부 최소자승법(restricted least square)의 적용을 통해 어느 정도 완화 혹은 해소될 수 있다. 그러나 설명변수의 증가에 따라 종속변수값이 비례적으로 증가한다는 문제를 해소하기는 어렵다. 이러한 문제를 해소하기 위한 방법 중 하나로 로짓모형을 활용한다. 동모형에서는 누적분포함수(cumulative distribution function)로 회귀분석모형을 정의한다.

$$P_i = E[Y_i = 1 | X_i] = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha + \beta X_i)}} = \frac{1}{1 + e^{-Z}} \quad (\text{단, } Z_i = \alpha + \beta X_i) \quad (4)$$

식 (4)는 누적로짓분포함수(cumulative logistic distribution function)이며,  $Z_i$ 는  $-\infty$ 부터  $+\infty$  사이 값을 취할 수 있음에도  $P_i$ 는 0과 1 사이의 값만 나타나게 된다. 본 연구에서의  $P_i$ 는 근로안정적인 직업에 있을 확률을 의미하며,  $P_i$ 와  $X_i$ 는 비선형 관계이므로 일반적인 OLS 모형을 적용할 수 없다. 그러나 이를 일정한 함수전환을 거치게 되면 선형모형 형태로 전환할 수 있다.

즉, 식 (4)에서  $Y_i=0$ 이 되는 확률은  $1-P_i$ 로 표현할 수 있으며, 이는 식 (5)로 나타난다.

$$1-P_i = \frac{1}{1+e^{Z_i}} \quad (5)$$

식 (5)는  $P_i$ 와  $1-P_i$ 의 비율로 표현하면, 식 (6)과 같다.

$$\frac{P_i}{1-P_i} = \frac{1+e^{Z_i}}{1+e^{-Z_i}} = e^{Z_i} \quad (6)$$

식 (6)에  $\log$ 를 취하게 되면, 식 (7)과 같은 선형함수를 도출할 수 있다.

$$\ln \frac{P_i}{1-P_i} = Z_i = \alpha + \beta X_i \quad (7)$$

회귀식의 추정계수는 위의 우도함수를 극대화하는 과정에서 구해지며, 이때 구해진 회귀계수가 이항로짓모형의 추정계수가 된다.

그런데 이를 통해 추정되는 계수값  $\beta$ 는  $\partial(\ln(P_i/(1-P_i)))/\partial X_i$ 을 의미하기 때문에 일반 회귀분석(OLS)의 한계효과(marginal effect)를 의미하는 계수값과 다르다. 따라서 로짓분석에서의 계수값은 Odds ratio(이하 오즈비)로 전환하여 해석하는 경향이 있다.

이를 살펴보기 위해,  $X_i = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k$ 로 구성되어 있다고 가정하고, 식 (4)에 대입하여 양변에 로그를 취하면 다음과 같다.

$$\frac{P_i}{1-P_i} = \exp(\alpha + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) = \exp(\alpha) \exp(\beta_1 x_1) \dots \exp(\beta_k x_k) \quad (8)$$



식 (8)에서 변수  $x_1$ 이 1단위 증가하였다고 가정하면 식 (8)은 식 (9)와 같이 수정된다.

$$\begin{aligned} \frac{P'_i}{1-P'_i} &= \exp(\alpha + \beta_1(x_1 + 1) + \dots + \beta_k x_k) \\ &= \exp(\alpha) \cdot \exp(\beta_1 x_1) \cdot \exp(\beta_1) \cdot \dots \cdot \exp(\beta_k x_k) \end{aligned} \quad (9)$$

식 (8)과 식 (9)의 비를 구하면 다음과 같아진다.

$$\frac{P'_i/(1-P'_i)}{P_i/(1-P_i)} = \exp(\beta_1) \quad (10)$$

식 (10)에서와 같이 추정 계수값에 지수를 취한 값이 오즈비(Odds ratio)가 된다. 즉, 오즈비는 특정 설명변수( $x$ )가 1단위 변화할 때 ‘특정 상태(근로안정)에 속하지 않을 비중( $1-P_i$ ) 대비 특정 상태에 속할 비중( $P_i$ )’이 어떤 비율로 변화하는지를 보여준다. 만일 근로안정적이지 않은 직장에 취업할 확률 대비 근로안정적인 직장에 취업할 확률이 설명변수  $x$ 가 변화함에 따라 변화하지 않으면 오즈비는 ‘1’이 된다. 이때 오즈비가 1보다 크면 설명변수 1단위 변화가 근로안정적인 직장에 가입할 확률을 보다 크게 하는 효과가 있게 된다. 일반적으로 오즈비를 활용할 경우 오즈비의 95% 신뢰구간이 1의 값을 포함하지 않을 때 설명변수의 효과가 유의한 것으로 본다.<sup>9)</sup>

#### IV. 분석결과

##### 1. 경제활동 유형별 여성의 근로이행률 분석

본 연구에서는 전환확률모형을 이용하여 여성의 근로행태 전환과정을 살펴보고 있다. <표 7>에서는 전환확률모형을 활용하여 2007년을 출발시점으로 하여, 1년, 3년, 5년 기간 동안의 여성의 노동시장 이행확률을 추정한 결과를 제시하고 있다.

9) 전승훈 외(2006) 참조.

〈표 7〉 국내 여성들의 노동시장 이행성 추정결과(2007년 시작시점 동일)

(단위: %)

$t+n$ 기 경황 상태		정규직	비정규직	비임금	비취업
2007~2008년(1년 기간)	정규직	84.4	2.8	1.9	11.0
	비정규직	4.7	75.5	1.7	18.1
	비임금	0.6	1.0	93.3	5.1
	비취업	3.4	5.9	3.0	87.6
2007~2010년(3년 기간)	정규직	82.6	4.7	2.0	10.7
	비정규직	3.8	74.8	2.4	19.0
	비임금	0.7	2.8	90.6	5.9
	비취업	3.8	7.7	3.6	84.9
2007~2012년(5년 기간)	정규직	82.0	4.4	2.5	11.2
	비정규직	4.9	73.1	3.8	18.3
	비임금	0.8	3.3	89.5	6.5
	비취업	4.0	8.2	4.2	83.6

주: 1) 1차년도(2007)와 2차년도(2008)는 1년 주기, 이후부터 격년마다 실시.  
 2)  $t$ 기는 2007년,  $t+n$ 기는 각각 2008년, 2010년, 2012년을 의미함.  
 3) 빈도 수는 2007~2008년(1년 기간) 8,324명, 2007~2010년(3년 기간) 16,036명, 2007~2012년(5년 기간) 23,350명(해당 기간별 전체 빈도 기준임).

이에 의하면, 첫째 2007년 정규직으로 노동시장에 참여한 여성의 경우, 정규직으로 지속될 확률(정규직→정규직)은 1년 동안 84.4%였으며, 3년 동안 82.6%, 5년 동안 82.0%로 추정되었다. 이를 통해 볼 때 시간이 지남에 따라 정규직으로 지속할 확률은 낮아지게 되는 것으로 이해할 수 있다. 이러한 현상은 정규직뿐 아니라 비정규직, 비임금, 비취업의 경우에도 마찬가지인데, 그 이유는 근로기간 동안 이직 등으로 인해 경제활동 유형이 지속적으로 변화하기 때문이다. 따라서 특정 형태의 경제활동을 지속하는 것만으로 근로안정성을 판단하는 것은 오류를 범할 수 있으므로 앞에서 설명한 바와 같이 근로안정성 개념에 ‘유지형’ 뿐만 아니라 ‘개선형’도 포함하고 있다.

한편, 정규직에서 비정규직으로 전환되는 비율은 1년 동안 2.8%, 3년 동안 4.7%, 5년 동안 4.4%로 추정되어 증감 추세가 나타나지 않았지만, 5년 동안 2.8~4.7%에서 근로안정성이 악화되는 것으로 추정할 수 있다. 비임금근로자로

전환하는 비율은 5년 동안 1.9~2.5%에서 지속적으로 증가하고 비취업자로 전환하는 비율은 5년 동안 10.7~11.2%에 있는 것으로 분석되었다.

수치로만 보면 정규직 여성의 근로안정성은 지속적으로 악화될 수밖에 없는 구조라고 할 수 있다. 이는 성별에 관계없이 나타나는 결과라고 할 수 있으며, 정규직 이상으로 전환되는 경제활동 유형을 설정하고 있지 않기 때문이라는 점에서 산술적인 의미가 크다. 다만, 여성 근로의 일반적인 특징인 출산 등으로 인한 근로단절 후 재취업 과정에서 정규직으로 복귀하기 어려운 구조라면 여성의 근로안정성은 침해될 것이다. 따라서 경력단절 후에도 여성 근로자가 자신이 다니던 직장으로 복귀할 수 있고 또한 일자리 안정성 또한 보장받을 수 있도록 하는 노동정책이 필요할 것으로 보인다.

둘째, 2007년 비정규직으로 노동시장에 참여한 여성이 비정규직으로 지속될 확률(비정규직→비정규직)은 1년 동안 75.5%였으며, 3년 동안 74.8%, 5년 동안 73.1%로 감소하는 것으로 추정되었다. 이는 앞에서 설명한 바와 같이 시간이 지남에 따라 근로기간 동안 이직 등으로 경제활동 유형이 지속적으로 변화함에 따라 비정규직으로 남아 있을 확률이 자연적으로 낮아지기 때문이다.

비정규직에서 정규직으로 전환되는 확률은 1년 동안 4.7%, 3년 동안 3.8%, 5년 동안 4.9%로 추정되어 증감 추세가 나타나지 않았지만, 약 5% 범위에서 근로안정성이 개선되는 것으로 추정할 수 있다. 한편, 비임금근로자로 전환하는 비율은 5년 동안 4% 범위 내에서 지속적으로 증가하고 비취업자로 전환하는 비율은 5년 동안 19% 범위 내에 있는 것으로 분석되었다. 이는 비정규직 여성 근로자가 이직을 하는 경우 안정적인 직장으로의 이동보다는 자영업을 하거나 비취업으로 전환하는 것과 같이 상대적으로 불안정한 소득활동을 하거나 소득활동을 중단할 확률이 지속적으로 증가하게 될 것임을 의미한다.

셋째, 2007년 비임금근로자로 노동시장에 참여한 여성이 비임금근로자로 지속될 확률(비임금→비임금)은 1년 동안 93.3%였으며, 3년 동안 90.6%, 5년 동안 89.5%로 추정되었다. 마찬가지로 시간이 지남에 따라 이직 등으로 경제활동 유형은 꾸준히 변화하게 되는 것을 설명해 준다.

특징적인 것은 비임금근로자로 활동하다가 정규직 및 비정규직의 임금근로자로 전환되는 비율은 매우 드물다는 점이다. 즉, 정규직으로 이동은 1년 동안 0.6%, 3년 동안 0.7%, 5년 동안 0.8%로 매우 낮았으며, 비정규직으로의 이동도 1년 동안 1.0%, 3년 동안 2.8%, 5년 동안 3.3%로 낮았다. 상대적으로 비취업자가 되는 경우는 1년 동안 5.1%, 3년 동안 5.9%, 5년 동안 6.5%로 다소 증가

하는 추세를 보였다.

넷째, 2007년 비취업자 여성이 비취업 상태로 지속될 확률(비취업→비취업)은 1년 동안 87.6%, 3년 동안 84.9%, 5년 동안 83.6%로 추정되었다.

특징적인 것은 비취업자로 있다가 정규직, 비정규직의 임금근로자와 비임금근로자로 전환되는 비율은 낮으나, 비정규직과 비임금근로자로 전환되는 비율의 추세는 증가하는 것으로 분석되었다. 즉, 비취업 여성이 비정규직(비임금근로자)으로 전환되는 비율은 1년 동안 5.9%(3.0%), 3년 동안 7.7%(3.6%), 5년 동안 8.2%(4.2%)로 추정되었다.

이러한 결과를 두고 볼 때, 상대적으로 정규직 여성 경활자는 근로안정성이 높아 경제적 여력이 좋다고 할 수 있으나 비정규직, 비임금, 비취업 여성과 같이 근로안정성이 낮거나 노동시장에 새로이 진입하고자 하는 경우 근로안정성이 높은 직업군으로 들어가는 것은 매우 어려울 것으로 이해된다. 특히, 비정규직은 다른 유형에 비해 시간이 지남에 따라 자신의 경제활동 상태가 변화될 확률이 높고 변화하더라도 비임금이나 비취업과 같은 근로안정성이 낮거나 노동시장을 떠날 확률이 높은 것으로 분석되었다. 따라서 무급가족종사자, 특수직종근로자,<sup>10)</sup> 비취업 여성이 안정적인 직장을 구하는 것이 매우 어려울 뿐 아니라 현재의 근로상태도 지속하기 어려울 수 있음을 시사한다.

다음으로 <표 8>에서와 같이 분석기간을 2008~2010년, 2010~2012년으로 2년으로 동일하게 적용하여 분석하였다. 이렇게 한 이유는 분석기간은 2년으로 동일하나 분석시점의 차이(예, 해당 기간에 외환위기, 금융위기 등과 같은 경제충격이 존재할 경우)로 인해 효과가 달리 나타날 수 있기 때문이다.

분석결과를 살펴보면, 첫째 정규직의 경우 2008~2010년, 2010~2012년의 두 시기 동안 정규직을 지속할 확률은 81.1%, 80.9%로 약 0.2%p 감소한 것으로 나타났다. 한편, 정규직에서 비정규직으로 전환은 2.8%p 감소하였으나, 비임금, 비취업자로의 전환은 각각 1.5%p, 1.6%p 증가한 것으로 나타났다.

둘째, 비정규직의 경우는 정규직에 비해 두 비교시점 동안 비정규직으로 지속될 확률에 차이가 큰 것으로 나타났다. 2008~2010년, 2010~2012년 동안 비정규직으로 지속할 확률은 각각 74.7%, 70.7%로 약 4.0%p 줄어드는 것으로 나타났다. 2008~2010년에 비해 2010~2012년 시점에 다른 경제활동 유형으로 전환되는 비율이 상대적으로 증가하였다는 것을 의미한다. 이는 금융위기 상황이었던 2008~2010년 이후 경기가 회복되면서 비정규직 여성근로자가 정규직

10) 보험설계사, 학습지 교사, 캐디, 레미콘 기사 등을 포함된다.

〈표 8〉 국내 여성들의 노동시장 이행성 추정결과(시작시점 다름)

(단위: %)

$t$ 기 경황 상태		$t+n$ 기 경황 상태			
		정규직	비정규직	비임금	비취업
2008~2010년(2년 기간)	정규직	81.1	6.7	2.1	10.1
	비정규직	2.8	74.7	3.2	19.3
	비임금	0.8	4.8	88.1	6.4
	비취업	4.0	9.9	4.1	82.1
2010~2012년(2년 기간)	정규직	80.9	3.9	3.6	11.7
	비정규직	6.3	70.7	5.7	17.2
	비임금	0.9	4.4	87.4	7.4
	비취업	4.3	9.3	5.4	81.0

주: 1)  $t$ 기는 각각 2008년, 2010년,  $t+n$ 기는 각각 2010년, 2012년을 의미함.

2) 빈도 수는 2007~2008년(1년 기간) 8,324명, 2007~2010년(3년 기간) 16,036명, 2007~2012년(5년 기간) 23,350명(해당 기간별 전체 빈도 기준임).

으로 전환되는 비율이 많아졌고 비취업으로 전환된 비율은 낮아지게 된 것으로 예측된다.

셋째, 비임금근로자의 경우 2008~2010년, 2010~2012년의 두 시기 동안 자신의 경제활동 상태를 지속할 확률은 88.1%, 87.4%로(약 0.7%p 감소) 거의 차이가 없는 것으로 분석되었다. 한편, 비임금근로자에서 정규직으로 전환확률은 각각 0.8%, 0.9%로(약 0.1%p 증가), 비정규직으로 전환확률은 각각 4.8%, 4.4%로(약 0.4%p 감소), 비취업으로 전환확률은 각각 6.4%, 7.4%로(약 1.0%p 증가) 나타났다.

넷째, 비취업자의 경우는 2008~2010년, 2010~2012년의 두 시기 동안 자신의 경제활동 상태를 지속할 확률은 82.1%, 81.0%로(약 1.1%p 감소) 차이가 적은 것으로 분석되었다. 이들 집단의 특성은 취업을 하게 되더라도 비정규직 형태로 주로 취업하는 것으로 분석되었다.

종합하면, 금융위기 영향을 받는 시기(2008~2010년)와 그렇지 않은 시기(2010~2012년)로 구분해 본다면, 금융위기에 가장 큰 영향을 받는 집단은 비정규직 여성 근로자로 이해된다. 왜냐하면, 금융위기 영향을 벗어나는 2010~2012년 동안 다른 집단에 비해 정규직으로의 이동성(2.8→6.3%)은 확대되고 비취업의 비율(19.3→17.2%)은 줄어들기 때문으로 이해된다. 따라서 향후 금융위

기와 같은 경제적 충격에 대비하여 이들 집단에 대한 효과적 노동정책이 필요할 것으로 판단된다.

## 2. 경제활동 유형과 근로안정성과의 관계

앞의 제Ⅳ절 1항(경제활동 유형별 여성의 근로이행률 분석)에서는 경제 유형별로 여성의 근로이행률을 산출하였다면, 여기서는 이러한 근로이행이 근로안정성에 어떻게 작용하는지에 대해 분석한다. 동 분석을 위해서는 먼저 근로안정성에 대한 정의가 필요한데 이는 기본적으로 앞의 제Ⅲ절에서 설명한 바와 같다. 즉, 비정규직 혹은 비임금근로에서 정규직이 되거나 비취업에서 취업(정규직, 비정규직, 비임금근로)자로 변화하는 경우는 ‘개선형’으로, 정규직, 비정규직, 비임금근로 등 자신의 전기 경제활동 상태에 변화가 없는 경우는 ‘유지형’으로 근로안정성을 정의하였다. 한편, 정규직에서 비정규직, 비임금, 비취업자로 전환되거나, 비정규 혹은 비임금에서 비취업으로 전환되는 경우는 근로가 불안정한 경우로 보았으며, 나머지(예, 비정규직에서 비임금 혹은 그 반대의 경우)는 ‘비정형’으로 분류하였다.

이에 근거하여 <표 9>에서는 경제활동 유형별로 여성의 근로안정성과 불안정/비정형 수준을 추정하고 있다. 먼저, 근로안정성에 대해 살펴보면, 2007년에서 2008년의 경제활동 상태가 개선되는 비율(개선형)은 7.5%였으며, 이것이 3년 후인 2010년에는 12.9%, 5년 후인 2012년에는 16.4%로 증가하는 것으로 나타났다. 또한 2007년에서 2008년의 경제활동 상태가 유지되는 비율(유지형)은 38.9%였으며, 이것이 3년 후인 2010년에는 32.5%, 5년 후인 2012년에는 27.1%로 감소하는 것으로 조사되었다. 따라서 이를 합산한 전체 근로안정성 추이는 2007년에서 2008년 사이에 46.40%(7.5% + 38.9%), 2007년에서 2010년 사이에는 45.40%(12.9% + 32.5%), 2007년에서 2012년 사이에는 43.50%(16.4% + 27.1%)로 다소 감소하는 것으로 추정되었다.

이에 반해 불안정/비정형 비율은 2007년에서 2008년 사이에 53.7%, 2007년에서 2010년 사이에는 54.6%, 2007년에서 2012년 사이에는 56.5%로 증가하는 것으로 나타났으며, 비정형 근로형태는 다소 줄어드는 것을 볼 때 불안정/비정형 근로형태가 근로불안정을 증가시키는 주요한 요인으로 판단된다.

〈표 9〉 경제활동 유형별 여성의 근로안정성 추정

(단위: %)

구분		경제활동 유형 변화	2007~2008년 (1년 기간)	2007~2010년 (3년 기간)	2007~2012년 (5년 기간)
근로 안정형	개선형 <sup>1)</sup>	비정규→정규	0.4	0.6	0.8
		비임금→정규	0.2	0.3	0.5
		비취업→취업	6.9	12.1	15.2
		전체	7.5	12.9	16.4
	유지형 <sup>2)</sup>	정규직	8.7	6.6	4.9
		비정규	6.8	5.7	4.2
		비임금	23.4	20.3	18.1
		전체	38.9	32.5	27.1
불안정/비정형 <sup>3)</sup>	정규직→비정규, 비임금, 비취업	1.6	3.1	3.9	
	비정규→비취업	1.8	2.9	4.0	
	비임금→비취업	1.5	5.5	8.6	
	비정형	48.8	43.1	39.9	
	전체	53.7	54.6	56.5	

주: 1) 개선은 비정규직 혹은 비임금근로에서 정규직, 비취업에서 취업(정규직, 비정규직, 비임금근로)로 변화되는 경우.

2) 유지는 전기 경제활동 상태(정규직, 비정규직, 비임금근로 등)에 변화가 없는 경우.

3) 비정형은 비정규직에서 비임금근로자로 되는 경우 혹은 그 반대의 경우.

### 3. (패널) 로짓분석 분석결과

이제 종합적 관점에서 여성의 근로안정성에 영향을 미치는 주요 요인들을 살펴보기 위해 로짓분석을 수행하고자 한다. 동 분석에 앞서 근로안정성에 영향을 미칠 수 있는 다양한 변수들 간의 관계를 살펴보기 위해 상관관계 분석을 수행하였다. 동 분석에서 설정하고 있는 ‘근로안정성’ 변수는 앞에서 정의한 바와 같이 전기 근로상태를 유지하는 경우와 개선하는 경우를 ‘근로안정성이 있는 것(=1)’으로 간주하였으며, 나머지는 ‘불안정한 것(=0)’으로 정의하였다. 뒤에서 살펴볼 근로안정성의 결정요인과의 논리적 연계를 위해 여기서는 근로안정성 여부(안정=1) 변수와 다른 변수 간의 상관관계를 중심으로 간략히 설명하고자 한다. 추정결과에 의하면, 고학력이거나 대규모 사업장에 근무하는 여성

〈표 10〉 변수 간 상관관계 분석

	근로안정성 여부(안정=1)	연령	교육연수	결혼 여부	사업장 규모	가구주 여부	가구주 수	주택소유 여부	ln(자신의 월소득)	ln(남성배우자 월소득)	ln(순자산)	경험 여부	임금근로 여부	정규직 여부
연령	1.000													
교육연수	0.048	1.000												
결혼 여부(기혼=1)	-0.002	-0.600	1.000											
사업장 규모(300인 이상=1)	0.068	-0.020	-0.049	1.000										
가구주 여부(가구주=1)	-0.348	0.144	-0.124	0.071	1.000									
가구주 수	0.008	-0.030	0.028	-0.023	0.009	1.000								
주택소유 여부(자가=1)	0.025	-0.231	0.204	-0.142	-0.085	-0.093	1.000							
ln(자신의 월소득)	0.027	0.257	-0.128	-0.022	0.035	-0.118	0.021	1.000						
ln(남성 배우자 월소득)	0.160	-0.179	0.335	0.043	0.049	0.038	0.038	-0.010	1.000					
ln(순자산)	0.005	-0.343	0.468	-0.013	-0.026	-0.005	0.176	0.022	0.311	1.000				
경험 여부(경험=1)	0.036	-0.033	0.202	-0.032	0.026	-0.021	0.004	0.130	0.288	0.369	1.000			
임금근로 여부(임금=1)	0.925	0.035	0.004	0.053	-0.375	0.012	0.042	0.027	0.163	0.006	0.032	1.000		
정규직 여부(정규직=1)	0.374	-0.167	0.150	-0.059	-0.928	-0.005	0.092	-0.046	-0.013	0.059	0.003	0.406	1.000	
	0.255	-0.242	0.300	0.010	-0.521	0.025	0.068	-0.069	0.294	0.142	0.096	0.237	0.584	1.000

주: 1) 분석기간 및 대상: 여성 패널 1~4차 자료를 pooling.  
 2) 피어슨 상관계수(Pearson correlation coefficient)로 분석.  
 3) 소득과 순자산은 자연대수를 취한 값을 사용.  
 4) 여부는 더미변수임.



이 근로안정에 부정적인 것으로 추정되었다. 반면 연령, 결혼 여부, 가구주 여부, 가구원 수, 주택소유 여부 등은 근로안정성과 약한 상관관계를 보였으며, 경활 여부 및 임금근로 여부 변수는 다른 변수에 비해 상대적으로 높은 상관관계를 보였다. 한편, 자신의 소득은 상대적으로 남편의 소득에 비해 근로안정성에 높은 상관관계를 보이는 것으로 추정되었다.

다음에서는 이러한 특성을 갖는 변수들을 활용하여 근로안정성을 결정하는 요인들에 대해 살펴본다. 여기서 활용한 분석모형은 이항로짓 분석을 기본으로 하되, 패널자료의 특성을 고려하여 패널로짓 분석도 함께 수행하였다.

〈표 11〉, 〈표 12〉에서는 다양한 형태의 (패널) 로짓모형을 활용하여 여성 경활자의 근로안정성을 결정하는 요인을 분석하고 있다. 기본적으로 여성 경활자의 근로안정성을 결정하는 요소로 판단할 수 있는 상당한 변수들을 모형에 포함하여 분석한 것이 ‘모형 LA1’이다. 동 모형은 〈표 10〉 변수 간 상관관계 분석에서 제시하고 있는 변수들과 기본적으로 동일하나, ‘정규직 여부(정규직=1)’ 변수는 ‘모형 LA1’의 로짓분석에서 제거되는 것으로 나타나 설명변수에서 제외되었다. 유의한 설명변수로 구성되는 최적 모형을 찾기 위해 ‘모형 LA1’에서 유의성이 떨어지는 변수를 단계적으로 제거하면서 ‘모형 LA5’까지 다섯 가지 형태의 로짓분석 결과를 살펴보았다. 모든 변수가 유의한 것으로 나타나고 있는 〈표 11〉의 ‘모형 LA5’를 중심으로 설명하면, 여성 경활자의 근로안정성을 증가시키는 요인으로는 일정 연령까지는 연령이 많을수록, 미혼자에 비해 기혼자인 경우, 주택을 소유한 경우, 자신의 소득수준이 높을수록, 임금근로자인 경우로 추정되었다. 이를 오즈비로 설명하면 다음과 같다. 연령 1차항의 오즈비 1.198이 의미하는 것은 여성 경활자의 연령이 1세 증가하면 근로안정성이 떨어지는 직장에 취업할 확률 대비 근로안정성이 높은 직장에 취업할 확률의 비가 1.198배가 된다는 것이다. 따라서 여성 근로자의 연령이 증가할수록 자신의 근로안정성이 높아지는 것으로 이해할 수 있다. 다만, 연령제곱의 오즈비가 0.999이므로 일정 연령 이상에서는 연령항보다 연령제곱항 효과가 커지게 되어 근로안정성이 약화될 수 있는 것으로 분석되었다.

기혼 여성의 오즈비가 1.568이므로 미혼 여성에 비해 기혼 여성의 경우 근로안정성이 높은 일자리에 있을 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 주택소유 여부의 오즈비가 1.324이므로 주택소유 여성이 무주택 여성에 비해 근로안정성이 더 높은 것으로 나타났다. 여성 경활자의 소득에 자연대수를 취한  $\ln(\text{자신의 월 소득})$  변수의 오즈비는 2.008이므로 자신의 소득이 높을수록 근로안정적인 직

〈표 11〉 여성 경찰자의 근로안정성 결정요인(로짓분석)

변수설명	모형 LA1	모형 LA2	모형 LA3	모형 LA4	모형 LA5
연령	-0.043 (0.958)	0.260*** (1.297)	0.261*** (1.298)	0.183*** (1.201)	0.181*** (1.198)
연령제곱	0.001 (1.001)	-0.002*** (0.998)	-0.002*** (0.998)	-0.001*** (0.999)	-0.001*** (0.999)
교육연수	0.014 (1.014)	-0.007 (0.993)			
결혼 여부(기혼=1)	0.878** (2.406)	0.699*** (2.012)	0.699*** (2.012)	0.448*** (1.565)	0.450*** (1.568)
사업장 규모 (300인 이상=1)	-0.892 (0.410)	-0.459 (0.632)	-0.458 (0.633)	-0.066 (0.936)	
가구주 여부(가구주=1)	-0.287 (0.751)	0.247 (1.280)			
가구원 수	-0.15 (0.861)	0.047 (1.048)	0.044 (1.045)	-0.01 (0.990)	
주택소유 여부(자가=1)	-0.129 (0.879)	0.129 (1.138)	0.122 (1.130)	0.285*** (1.330)	0.281*** (1.324)
ln(자신의 월소득)	0.349 (1.418)	0.878*** (2.406)	0.878*** (2.406)	0.696*** (2.006)	0.697*** (2.008)
ln(남성 배우자 월소득)	0.11 (1.116)	-0.185 (0.831)	-0.193 (0.824)		
ln(순자산)	0.063 (1.065)	0.015 (1.015)	0.012 (1.012)		
경찰 여부(경찰=1)	9.272*** (10,636)				
임금근로 여부(임금=1)	-0.658 (0.518)	2.820*** (16.777)	2.820*** (16.777)	3.278*** (26.523)	3.338*** (28.163)
상수항	-7.242*	-8.987***	-9.037***	-7.926***	-7.994***

- 주: 1) 분석기간: 여성패널 1~4차 기준.  
 2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%를 의미함.  
 3) 종속변수: 근로안정성 여부(안정=유지+개선).  
 4) 〈표 10〉 변수 간 상관관계 분석에서 고려하고 있는 ‘정규직 여부(정규직=1)’ 변수는 다른 변수와 관계로 인해 제거되는 것으로 나타나 설명변수에서 제외함.

장에 다닐 확률이 높은 것으로 추정되었다. 임금근로 여부의 오즈비가 28.163이므로 비임금 여성 근로자에 비해 임금 여성 근로자의 근로안정성은 오즈비 기

〈표 12〉 여성 경찰자의 근로안정성 결정요인(패널로짓 분석)

변수설명	모형 PA1	모형 PA2	모형 PA3	모형 PA4	모형 PA5
연령	-0.043 (0.958)	0.622*** (1.863)	0.622*** (1.863)	0.533*** (1.704)	0.332*** (1.394)
연령제곱	0.001 (1.001)	-0.006*** (0.994)	-0.006*** (0.994)	-0.004*** (0.996)	-0.002*** (0.998)
교육연수	0.014 (1.014)	-0.063 (0.939)			
결혼 여부(기혼=1)	0.878** (2.406)	1.922*** (6.835)	1.932*** (6.903)	1.616*** (5.033)	1.058*** (2.881)
사업장 규모 (300인 이상=1)	-0.892 (0.410)	-1.348 (0.260)	-1.347 (0.260)		
가구주 여부(가구주=1)	-0.287 (0.751)	0.543 (1.721)			
가구원 수	-0.15 (0.861)	0.076 (1.079)	0.064 (1.066)	0.012 (1.012)	
주택소유 여부(자가=1)	-0.129 (0.879)	0.052 (1.053)	0.047 (1.048)	0.259 (1.296)	0.442** (1.556)
ln(자신의 월소득)	0.349 (1.418)	1.962*** (7.114)	1.942*** (6.973)	1.531*** (4.623)	1.226*** (3.408)
ln(남성 배우자 월소득)	0.11 (1.116)	-0.312 (0.732)	-0.375 (0.687)	-0.204 (0.815)	
ln(순자산)	0.063 (1.065)	-0.059 (0.943)	-0.071 (0.931)		
경찰 여부(경찰=1)	9.271*** (10,625.372)				
임금근로 여부(임금=1)	-0.658 (0.518)	6.476*** (649.368)	6.448*** (631.438)	6.772*** (873.056)	7.077*** (1,184.410)
상수항	-7.242*	-20.339***	-20.773***	-20.021***	-15.093***

주: 1) 분석기간: 여성패널 1~4차 기준.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%를 의미함.

3) 종속변수: 근로안정성 여부(안정=유지+개선).

준으로 28배 이상 크게 차이 나는 것으로 분석되었다. 이는 근로안정성 측면에서 다른 변수에 비해 정규직과 같은 경제활동 유형 변수가 매우 중요한 역할을 하고 있음을 의미한다.

한편, 유의하지 않은 변수들에 대해 간략히 설명하면 다음과 같다. 교육연수, 사업장 규모, 가구주 여부, 가구원 수, 남성 배우자 소득수준, 가구순자산 등은 여성 경활자의 근로안정성 결정에 유의하지 않은 것으로 나타났다. 유의할 점으로는 모형 LA1에서 경활 여부 변수와 임금근로 여부 변수를 동시에 사용한 결과, 경활 여부 변수는 유의하나 임금근로 여부 변수는 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 다른 변수와의 관계를 고려할 때 경활 여부 변수보다 임금근로 여부 변수가 보다 적합한 것으로 판단되어 모형 LA2에서 모형 LA5까지는 임금근로 여부 변수를 고려하였다.

〈표 12〉는 〈표 11〉을 패널로짓모형으로 분석한 것 외에는 동일하다. 계수값의 차이가 일부 존재하는 것을 제외하고는 계수에 대한 설명이 모두 같으므로 세부적인 설명은 생략하기로 한다.

## V. 요약 및 시사점

본 연구에서는 여성 경제활동자를 대상으로 경제활동 유형을 구분하여 이들의 근로이행성과 근로안정성에 대해 살펴보았다.

분석결과에 의하면, 노동시장에 진입하여 근로하는 기간 동안 경제활동 유형이 다양하게 변하므로 여성 근로의 특성을 파악함에 있어 전환확률을 고려하는 것은 의미 있는 것으로 분석되었다. 특히, 정규직의 경우는 비임금근로자에 비해 시간이 지남에 따라 지속될 확률이 높지 않지만 근로안정성은 매우 높은 집단으로 볼 수 있다. 비정규직의 경우 정규직에 비해 지속될 확률이 낮아 그만큼 다른 경제활동 유형으로 전환되는 확률이 높은 것으로 분석되었다. 특히, 이들 집단 중 정규직으로의 이동은 분석기간인 5년 동안 5% 미만으로 낮았고 대부분 비임금근로자나 비취업 상태로 전환되는 것으로 분석되어 근로안정성이 취약한 것으로 나타났다. 비임금근로자의 경우는 앞의 경제활동 유형에 비해 다른 경제활동 유형으로의 전환이 상대적으로 적었으며, 전환시 비취업자로 되거나 비정규직으로 전환될 확률이 높은 것으로 분석되었다. 비취업의 경우는 취업상태로의 전환이 쉽지 않은 것으로 보이나, 시간이 지남에 따라 비정규직이나 비임금근로자로 취업하는 확률이 다소 증가하는 것으로 분석되었다.

근로안정성에 대한 추정결과는 다음과 같다. ‘개선형’은 근로기간이 길어짐에 따라 다소 증가하나 ‘유지형’은 감소하였지만, 유지형의 영향이 커 전체 근로안

정성은 감소하는 것으로 나타났다. 이는 시간이 지남에 따라 여성 경활자는 근로불안정에 직면할 확률이 증가하는 것을 시사하고 있다. 여성 근로의 특성상 출산·육아 등으로 노동경력이 단절될 수밖에 없고 이로 인해 근로안정성이 약하게 될 수 있다는 점에서 경력단절 이후에도 자신이 다니던 직장으로 원활히 복귀할 수 있고 또한 일자리 안정성도 보장받도록 할 필요가 있다.

여성 경활자의 근로안정성을 결정하는 요인들에 대한 (패널)로짓분석 결과에서는 일정 연령까지는 근로안정성이 높아지나 이후 낮아지게 되고, 미혼자에 비해 기혼자가 근로안정성이 높으며, 주택을 소유하거나 소득수준이 높을수록, 그리고 임금근로자인 경우 근로안정성이 높은 것으로 추정되었다. 이를 통해 볼 때 임금근로자인 정규직은 근로안정성 측면에서 문제가 크지 않을 것으로 보이나 비정규직, 비임금근로, 그리고 비취업자인 여성에 대해서는 보다 양질의 일자리를 보장받을 수 있도록 유연하고 일관성 있는 노동정책이 필요한 것으로 보인다.

이상의 분석결과를 볼 때, 전반적으로 여성 경활자는 출산·육아로 인해 근로경력단절뿐 아니라 현실적으로 노동시장에서의 성차별적 요소가 작용할 수 있다는 점에서 근로안정성은 지속적으로 줄어들 우려가 있다. 이러한 점에서 이러한 경력단절을 최소화할 수 있도록 일·가정이 양립할 수 있도록 여성 친화적 노동시장정책이 요구된다고 하겠다.

이와 관련하여, 최근 이슈화되고 있는 시간선택적 일자리와 단시간 근로의 확대는 여성에 대한 긍정적인 노동정책이라는 점에서 주목할 필요가 있다. 이와 관련하여 네덜란드의 여성 고용정책은 우리에게 시사하는 바가 큰 것으로 보인다. 즉, 2008년 네덜란드의 part time 고용률은 전체의 36.1%로 나타나 네덜란드의 전체 고용률을 76.1%로 끌어올릴 수 있었던 주요 요인으로 평가하고 있다. 또한 part time 근로자이지만 우리나라와 달리 full time 근로자와 유사하게 고용안정성과 근로자로서의 혜택을 보장하고 있다는 점에서 눈여겨 볼만하다.

## 참 고 문 헌

- 강성호·김경아, “여성의 노동시장 참여형태 및 국민연금 수급여부에 따른 노후 소득보장 격차 분석,” 『사회복지정책』 제36권 제3호, 2009, 153~184.  
고용노동부, 「근로형태별 근로실태 조사보고서」, 각 연도.

210 경제활동 유형별 여성의 근로이행 확률과 근로안정성 결정요인 분석

- 김기승, “마코프(Markov)모형에 기초한 취업률 및 고용형태 변화분석,” 『한국경제연구』 제14권, 2005, 167~194.
- 김동식·김영택·정진주, 『맞벌이 여성의 일·가정 양립 갈등과 건강영향 연구: 근로시간을 중심으로』, 한국여성정책연구원, 2013.
- 김영옥·김중숙·강민정·성지미, 『여성 고용률 제고를 위한 바람직한 시간선택제 일자리 확산 방안』, 한국여성정책연구원, 2013.
- 김중숙·김난주, 『근로시간제도의 여성고용효과 분석』, 한국여성정책연구원, 2013.
- 김태홍, “성별 고용형태별 임금격차 현황과 요인분해,” 『여성연구』 제84권 제1호, 2013, 31~61.
- 박수범·김난주·권희정, 『여성 경력단절예방 재정사업의 성인지적 분석』, 한국여성정책연구원, 2014.
- 방하남·어수봉·유규창·이상민·하갑래, 『기업의 정년실태와 퇴직 관리에 관한 연구』, 한국노동연구원, 2012.
- 여성정책연구원(<http://klowf.kwdi.re.kr/intro.do?method=goIntro>).
- 오은진·민현주·김지현, “교육수준에 따른 여성의 노동시장 이행 실태와 취업선택 결정 요인,” 『직업능력개발연구』 제12권 제1호, 한국직업능력개발원, 2009, 141~162.
- 우해봉, “여성 무소득 배우자의 노후 준비 현황과 정책적 함의,” 『사회복지정책』 제37권 제1호, 2010, 311~338.
- 전승훈·임병인·강성호, “개인연금 가입 결정 및 가입상태 변화 분석,” 『보험개발연구』 제17권 제1호, 보험개발원, 2006.
- 전용일 외(2013), 「정년연장이 기업에 미치는 영향 연구」, 고용노동부·한국비용편익분석연구원.
- 통계청, “2014 통계로 보는 여성의 삶,” 보도자료, 2014. 6. 25([http://www.oecd-ilibrary.org/employment/employment-rate-of-women-2013-1\\_emp-fe-table-2013-1-en](http://www.oecd-ilibrary.org/employment/employment-rate-of-women-2013-1_emp-fe-table-2013-1-en)).
- \_\_\_\_\_, 「지역별고용조사」, 각 연도.
- \_\_\_\_\_, 「경제활동인구연보」, 각 연도.
- Cecilia, Machado, *Selection, Heterogeneity and the Gender Wage Gap*, IZA DP No. 7005. IZA. Germany, 2012.
- Klerman, J. A. and A. Leibowitz, “Job Continuity among New Mothers,” *Demography*,

Vol. 36, No. 2, 1999, 145~155.

Moshe, Buchinsky, "Changes in the U.S. Wage Structure 1963-1987: Application of Quantile Regression," *Econometrica*, Vol. 62, No. 2, 1994, 405~458.

[Abstract]

## The Effects of Labor Market Transition on Women's Employment Stability by Economic Activities Types

Sungho Kang\* · Kyung-Ah Kim\*\* · Kiheung Kim\*\*\*

This paper analyze Women's Employment Stability by Economic Activities Types. The results are as follows. It was analyzed that Labor Market Transition continue to have effects on the Employment Stability over time. Full-time female is estimated to have higher stability, owing to be low in Labor Market Transition rate. And part-time and self-employed female are estimated to be lower stability, owing to be high in Labor Market Transition rate. In addition, when we analyzed the model including various variables, the higher the income and age, employment stability were analyzed as being more positive.

Since the situation in which female workers who work part-time, as self-employed and unemployed are fast entering the labor market, Labor policy is required to ensure that many jobs are converted into more stable.

In this respect, this paper propose labor policy providing a variety of jobs and re-employment for women after a career break.

**Keywords:** labor market, female, economic activities types, labor market transition, employment stability

**JEL Classification:** J2, J6

---

\* First Author, Research Fellow, Department of Aging Research, Korea Insurance Research Institute, Tel: +82-2-3775-9033, E-mail: ksh0515@kiri.or.kr

\*\* Corresponding Author, Research Fellow, Division of Global Management Research, High-potential Enterprises Research Institute, Tel: +82-2-3275-3126, E-mail: aprogodness@hanmail.net

\*\*\* Coauthor, Professor, Dept. of Economics, Kyonggi University, Tel: +82-2-788-4506, E-mail: sghkim@hanmail.net