

# 노동시장 참여형태별 성별 노후소득수준 격차 분석

강 성 호\*·김 경 아\*\*

근로시점에서의 여성의 경제활동 상태는 남성에 비해 비정규직, 미취업 등으로 상대적으로 열등한 위치에 있고, 이러한 위치가 시간이 경과함에 따라 격차가 다소 개선되는 측면은 있지만, 상당기간 동안 격차가 여전히 발생하고 있다. 한편, 연금제도가 가사노동에 대해 가치를 부여하지 않고 노동시장에서의 소득발생여부만 고려되고 있으므로 경제력에 있어 상대적 열위에 있는 여성이 은퇴 후 개별적 연금수급권 획득과 그 수준에 있어서도 남성에 비해 낮을 것으로 추정된다.

## 1. 서론

최근 고령화에 따른 노후소득보장에 대한 관심이 어느 때 보다도 증가하고 있으나 우리나라의 국민연금제도는 그 도입역사가 짧아 노후소득보장에서 주요한 역할을 수행하지 못함으로써 현 노인계층이 주요 빈곤계층을 구성하고 있는 실정이다. 특히, 여성의 기대수명의 증가에 따른 초고령 빈곤여성의 노후빈곤 문제가 심각하게 진행되고 있으며, 이러한 측면에서 여성의 노후소득보장에 대해서는 특별한 관심의 대상으로 등장하고 있다.

이러한 관점에서 본 연구에서는 여성의 노후빈곤문제 초래 원인을 분석하는 데 관심을 갖고 있으며, 노동시장 참여 및 근로형태에 대한 성별 격차와 경제적 지위의 결과로서 나타나는 성별 소득의 격차 분석을 통해 여성의 노후소득보장 문제에 대해 접근하고 있다. 먼저, 여성의 경제활동 형태에 따른 성별 소득격차 존재여부에 대해 살펴본다. 이와 관련하여 여성의 경우 근로시기에서도 남성과 다른 노동시장 참여 패턴을 보이는 경향을 가지게 되고 이는 노후의 연금자산 형성에도 밀접히 관련된다. 일반적으로 노동시장 참여 형태는 전생애기간을 고려하게 되면 다음과 같이 3가지 형태로 대별 될 수 있다. 첫째는 생애기간동안 지속적으로 경제활동에 참여하는 집단, 둘째 결혼, 출산, 육아 등의 이유로 근로활동상태가 단절과 재진입이 반복되는 경우, 셋째 전업주부와 같이 경제활동을 거의 하지 않는 비경제활동 집단으로 구분할 수 있다.

그런데, 최근 고령화문제 뿐 아니라, 부양의식의 변화, 황혼 이혼의 증가, 사별 등으로 여성 노인

\*, \*\* 국민연금연구원 부연구위원

※ 본 연구결과는 공단의 공식의견이 아니라 연구가 개인의견임을 밝힌다.

독신가구가 증가추세에 있고, 여성의 노후 경제적 상태의 악화 경향과 높아지는 기대여명을 고려한다면 남성 노인에 비해 여성은 노후 빈곤에 빠질 우려가 훨씬 커질 것으로 예상할 수 있다.

본 연구는 이러한 문제를 고려하여, 근로시기에 여성의 노동시장 참여형태가 은퇴시기에 여성의 노후소득수준에 어떤 영향을 미치게 되는 지에 대해서 유형별, 성별 관점에서 분석하고자 한다.

이러한 여성빈곤의 가장 큰 원인으로 노동시장의 양극화와 비정규직화를 들고 있다. IMF체제 이후 더욱 가속화되고 있는 양극화는 특히 여성의 비정규직 집중화 현상을 촉진하고 있고, 이러한 현상이 여성 빈곤을 더욱 심화시키고 있다는 것이다. 이러한 노동시장 측면 외에도 사회보장권의 불안전상과 또는 미흡한 보장에 의해 여성의 빈곤화는 더욱 촉진되고 있다는 것이다. 현대 국가에 있어서 사회보장권은 노동시장 기능의 미비를 보충하는 핵심적 수단이다. 즉 이혼의 증가 등으로 대표되는 사회구조적 변화는 그동안 노동시장 기능을 보충하여왔던 전통적 가족 기능의 후퇴를 부추기고 또한 이를 대체할 국가의 적극적 사회보장 역할을 요구하고 있다. 이에 비해 현재 우리나라에 있어서의 사회보장제도는 이러한 역할을 충분히 수행하고 있지 못하며, 그 결과는 특히 모자 가정 또는 가정의 빈곤화를 더욱 악화시키고 있다(강성태, 2007). 본 연구도 이러한 노동시장에서의 문제를 사회보장제도인 국민연금에서의 보완차원에서 출발하고 있다는 것과 동일한 맥락을 가진다고 하겠다.

본 연구의 연구내용은 크게 근로시기와 은퇴시기로 구분하여 두 시점에서의 경제적 현상에 대해 경제활동 유형별로 구분한 성별 소득수준 격차에 대해 분석하고 있다.

첫째, 근로시기의 경제활동 상태는 정규직, 비정규직, 자영업자, 미취업의 4가지 유형으로 분류하여 성별·유형별로 경황상태의 변화를 분석한다. 이렇게 구분한 이유는 성별 소득격차와 관련하여 여성의 취업이 증가하는 추세이긴 하나 남성에 비해 비정규직 형태로 취업하는 비율이 커다는 점과, 육아문제 등 특정 기간(예, 30대)에는 전업주부로서의 활동 등으로 미취업기간이 성별 소득격차에 영향을 줄 수 있다고 판단하였기 때문이다. 본 연구에서는 이러한 4가지 유형으로 구분하여 성별 경제활동 상태의 시간적 변화흐름을 Markov Chain Model로 분석하고 있다.

둘째, 이러한 근로시기의 경제적 지위가 생애기간 동안 반복, 지속 됨으로써 은퇴후 연금소득 획득과 이로 인한 노후소득수준이 결정된다는 측면에서 생애기간(근로시기+은퇴시기) 동안의 경제적 지위를 동시에 분석하고 있다. 특히, 최근 개정된 국민연금법을 고려하여 연금제도의 성별 소득격차 발생여부 및 정도에 대해 분석하고, 이를 통해 노인여성의 빈곤화 경향 등에 대해 분석하고자 한다.

본 연구의 주요 특징으로는 대부분의 기존연구에서는 근로시기의 노동시장 참여형태를 중심으로 노동형태의 이동 혹은 소득격차에 초점을 두고 분석한 경향을 보이고 있으나, 본 연구에서는 이러한 근로시점의 격차가 은퇴시기의 연금소득에도 영향을 주고 이는 성별 노후소득 수준을 결정하는 요인이 될 수 있음을 보이고 있다. 또한 문헌연구 중심을 벗어나 조사자료를 기반으로 한 통계적 분석방법을 활용하고 있다는 점이 주요 특징이라고 하겠다.

본 연구의 구성을 살펴보면, 2장에서는 본 연구에서 활용하고 있는 노동패널자료에 대한 설명과 기술통계분석을 수행하고 있다. 3장에서는 첫째, 마코브 전환확률모형을 이용하여 4가지 경제활동

유형에 따른 성별 노동시장 이행성과를 비교하였으며, 둘째, 경제활동 상태 변화에 따른 성별 노후 소득격차를 근로기간과 생애기간을 고려하여 분석하고 있다. 4장에서는 이에 대한 결론을 제시하고 있다.

## II. 활용자료 및 기술통계 분석

### 1. 활용자료 및 분석방법

본 연구에서 사용하는 자료는 「한국노동패널자료」 1~9차년도 자료이다. 동 자료는 가구패널과 개인패널로 구성되어 있으며, 인적특성, 근로기간 및 소득, 직업상태 등에 대한 내용은 개인패널 자료를, 가구소득 및 자산에 관한 정보는 가구패널 자료를 활용할 수 있다. 본 연구에서는 성별·유형별로 구분하여 경제활동상태 및 개인의 소득상태의 변화과정을 중심으로 분석하고 있으며, 국민연금제도 특성이 기본적으로 개인의 소득을 전제로 가입여부가 결정되고 급여수준이 결정되므로 개인패널 자료를 활용하고 있다. 개인의 소득발생과 관련하여 제도적으로 27세 이상을 전제로 하고 있으므로 개인패널 자료에서 27세 이상 59세 이하의 조사대상자만 분석대상에 포함하였다. 패널자료의 충분성 확보를 위해 1~9차 조사년도 자료를 모두 분석대상에 포함하였다<sup>2)</sup>.

분석방법으로는 마코프(Markov) 모형에 기초하여 근로시기에 있어서 여성의 취업률 및 고용형태에 대한 변화분석을 살펴보고, 이를 기초로 경제활동 유형별로 노후소득수준에 격차가 발생하는지, 발생한다면 어느 수준인지에 대해 성별 격차를 비교분석한다.

본 연구에서는 근로시기의 경제활동상태가 은퇴시점의 연금자산 축적에 영향을 미치므로 근로시기의 경제활동상태에 대해 심층적으로 살펴볼 필요가 있고, 나아가 이러한 근로시기의 경제활동상태가 얼마나 지속, 변경되어 은퇴시점의 연금자산 형성에 영향을 미치는지에 대해 살펴보는 것이다. 따라서, 전자는 근로시기의 경제활동상태와 관련되고, 후자는 생애기간동안의 평균적인 경제활동상태와 관련된다고 하겠다.

먼저, 근로시기의 경제활동상태는 취업여부, 임금근로여부, 근로형태라는 기준을 고려할 때 정규, 비정규, 자영업자, 미취업의 4가지로 유형화 할 수 있다([그림 1] 참조).

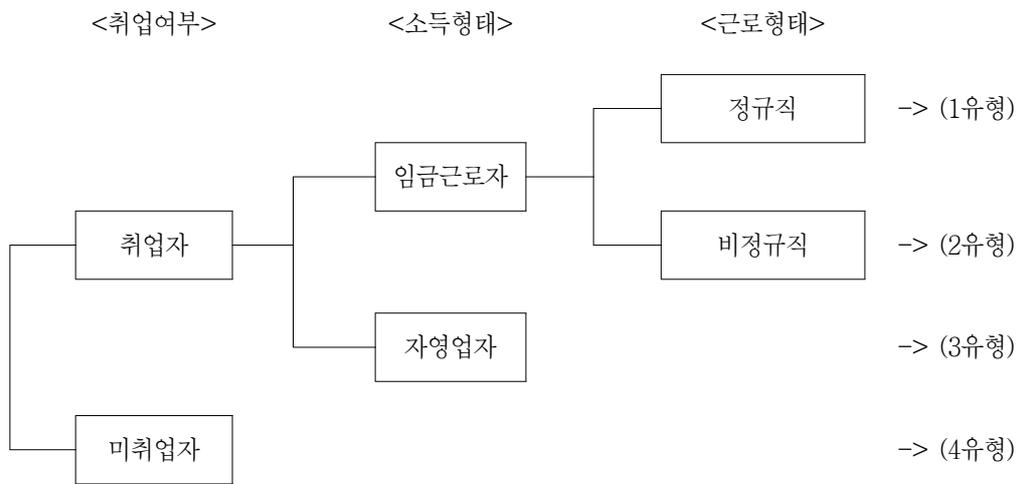
이렇게 근로시기의 경제활동상태를 4가지 형태로 유형화한 이유로는 소득의 발생과 연금자산의 축적이라는 긴 기간을 고려할 때 각 형태별로 매우 다른 경제적 상황을 초래할 수 있기 때문이다. 특히 취업여부와 관련하여서는 생애기간동안 10년 미만의 취업이력을 갖는다면 현행 국민연금제도 체계상 연금소득이 발생하지 않기 때문에 노후의 연금자산에 따른 소득격차가 크게 발생할 수 있다. 또한 임금과 비임금의 경우 국민연금제도에서 전자는 사업장가입자로, 후자는 지역가입자로 관

---

2) 기타 개인패널 자료에 대한 설명은 노동연구원 노동패널 자료를 참고하기 바라며, 또한 분석에 활용된 변수는 다음절의 기술통계분석에서 설명하고 있다.

리되는데 제도상 두 가입자는 상당히 다른 경제적 행태를 보이는 것으로 이해되기 때문이다. 마지막으로 근로형태를 고려한 것은 비록 임금근로형태로 분류되지만 실질적으로 비정규직은 소득발생의 연속성 측면에서 상대적으로 불리한 위치에 있고 이러한 현상이 여성의 경우에 많이 발생하고 있으므로 상대적으로 여성의 경제적 지위를 약화시키고 나아가 여성의 충분한 노후소득보장(연금 자산 형성)에도 불리할 수 있다는 측면에서 유형별로 구분하여 분석할 필요성이 있는 것으로 판단하였다.

[그림 1] 경제활동유형



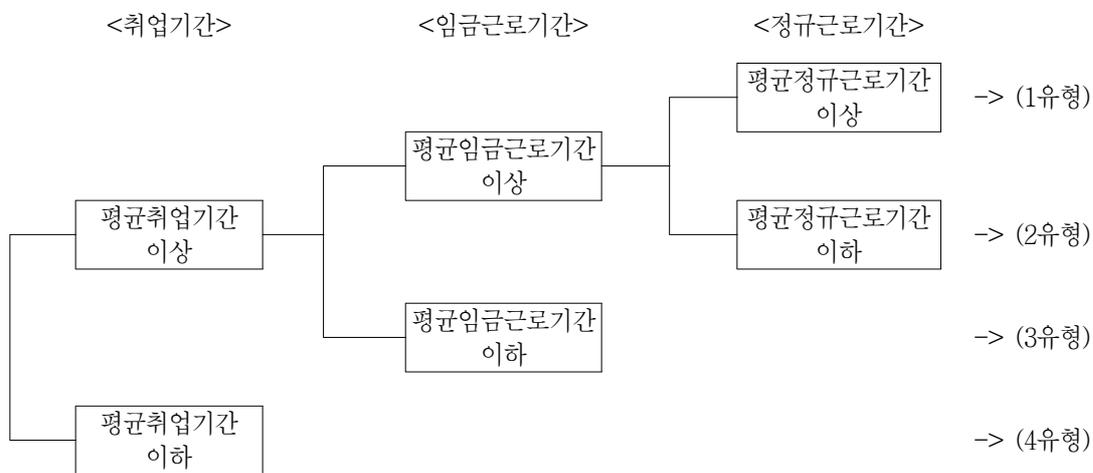
다음으로 생애기간동안의 평균적인 경제활동상태와 관련하여, 일반적으로 생애기간 동안을 고려할 때 각 개인은 근로시기에 4가지 경황상태가 어느 하나의 상태에서 지속된다기 보다는 변화한다고 볼 수 있으므로 특정한 경황상태로 정의하기 어려운 측면이 있다. 그렇다고 매기마다 변화하는 경황상태를 고려하여 경우의 수로 나타내기에는 설명의 어려운 점도 있고, 또한 무의미할 수 있다. 따라서 각 개인의 생애기간동안의 경제활동상태에 대한 기준을 사전적으로 정의하고 이에 기초하여 분석을 수행하여야 한다. 본 연구에서 생애기간동안의 평균적인 경제활동상태를 몇 가지 유형으로 구분하고자 하는 이유는 국민연금자산 형성과 관련하여 근로시점에 어떠한 경제적 상태에 있느냐의 여부에 따라 은퇴시기의 연금자산 형성에 영향을 줄 수 있고, 이에 따른 노후소득이 성별로도 차이가 존재하는지 여부를 밝히기 위함이다. 이러한 점을 고려하여 본 연구에서는 생애기간동안의 경황상태를 다음과 같이 조작적으로 정의하였다.

일단, 노동패널 개인조사 자료 1~9차년도 중 취업여부와 관련하여 평균취업기간 이상인 경우와 이하인 경우로 구분하였고, 소득형태와 관련하여 평균임금근로기간 이상인 경우와 이하인 경우로 구분하였으며, 근로형태와 관련하여 평균정규근로기간 이상인 경우와 이하인 경우로 각각 구분하였다. 즉 생애기간동안의 평균적 경제활동 상태에 대한 유형화 설명을 위해 4유형부터 역으로 설

명하고자 한다. 먼저, 4유형은 전체 대상자 중에서 취업기간을 고려할 때 평균취업기간보다 짧은 경우는 연금수급권을 획득하지 못할 확률이 높은 경우로 이를 별도로 구분하였으며, 이중 평균취업기간이상인 자를 다시 평균임금근로기간으로 구분하여 평균임금근로기간 이상인 경우에는 1, 2 유형으로 이하인 경우는 3유형으로 구분한다. 다시 평균임금근로기간 이상인 자는 정규근로기간을 기준으로 평균이상인 경우는 1유형, 이하인 경우는 2유형으로 구분하였다.

이렇게 구분한 이유는 근로시기의 유형과 유사한 형태로 구분하여 정규직, 비정규직, 자영업자, 미취업자의 국민연금수급권 획득 및 연금소득수준에 대해 유형별 및 성별로 비교하기 위함이다. 다만, 국민연금수급권 획득과 관련하여서는 경제활동상태별로 구분하는 것 이외에 10년 가입여부를 통해 수급권획득과 미획득으로 별도로 구분하여서도 성별로 비교한다.

[그림 2] 생애기간동안의 평균적인 경제활동상태의 유형화



## 2. 기술통계 분석

여기서는 연도별로 유형별 및 성별로 구분하여 각각의 빈도(비율)와 평균소득의 흐름을 살펴본다. 먼저, 연도별 성별로 경제활동 유형에 대한 비율추이를 살펴보면, 2006년의 경우 4개 유형 중 4유형(미취업)이 전체의 32.0%로 가장 높게 나타났다. 이러한 4유형에는 미취업 뿐 아니라 비경제활동자가 포함된 것이므로 실업률과 다른 의미이다. 1998년의 경우는 IMF 상황을 반영하여 다소 높게 나타난 것으로 추정되며, 2000년 이후에는 30% 초반 수준에 머무르고 있다. 4유형 다음으로는 1유형, 3유형, 2유형 순으로 나타났으며, 이는 조사연도 전부 동일한 것으로 분석되었다.

<표 1> 연도별 성별 유형비율

(단위 : %, 명)

유형	1998			2000			2002			2004			2006		
	여	남	소계												
1유형	20.5	41.2	30.6	33.9	56.9	45.1	27.7	50.2	38.8	23.1	49.0	36.0	19.0	44.1	31.3
2유형	8.2	8.7	8.5				9.2	9.4	9.3	12.6	11.6	12.1	13.0	14.0	13.5
3유형	17.0	23.8	20.3	18.0	26.2	22.0	18.1	25.9	22.0	17.4	26.1	21.7	18.6	28.2	23.3
4유형	54.2	26.3	40.6	48.1	16.9	32.9	45.1	14.6	29.9	46.9	13.3	30.2	49.5	13.7	32.0
전체	(3,191)	(3,045)	(6,236)	(2,840)	(2,695)	(5,535)	(2,918)	(2,871)	(5,789)	(3,277)	(3,255)	(6,532)	(3,549)	(3,392)	(6,941)
	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

주 : 1) ( ) 안은 빈도수

2) 개인패널 자료에서 27-59세 연령만을 분석대상으로 함(이하 동일)

자료 : Klips 1-9차 원시자료 분석(이하 동일)

한편, 이를 성별로 구분하면, 여성의 경우 4유형이 제일 많았으며 다음으로 1유형과 3유형 순으로 많은 것으로 나타나, 유형별 점유비율의 순서는 남성과 유사한 것으로 조사되었으나, 남성에게 비해 4유형이 특히 많은 것이 특징이었다. 연도별로는 크게 차이가 없는 것으로 추정된다.

다음으로 연도별 성별 평균소득 추이를 살펴보면, 다음 <표 2>와 같다. 여기서 4유형은 미취업이므로 소득이 없어 제외되었다. 2006년 기준으로 볼 때 3유형(자영업자)의 소득이 2,467천원으로 조사되었으며, 다음으로 1유형(정규직) 2,195천원, 2유형(비정규직) 1,168천원으로 나타났다. 그런데, 이러한 추이는 1997년<sup>3)</sup>에는 1유형이 가장 높았으나, 1999년 이후 부터는 정규직 임금근로자 보다 자영업자의 근로소득이 높아지고 있음을 보여준다고 하겠다.

<표 2> 연도별·성별 평균소득 추이

(단위 : 만원)

유형	1997			1999			2001			2003			2005		
	여	남	소계	여	남	소계	여	남	소계	여	남	소계	여	남	소계
1유형	87.8	138.7	121.3	79.3	134.2	113.0	107.7	170.6	148.0	137.2	211.7	187.7	150.9	250.3	219.5
2유형	56.1	92.5	74.3				67.7	115.8	91.8	79.4	140.2	108.4	88.9	143.8	116.8
3유형	46.8	157.9	106.7	102.9	183.5	161.9	155.0	257.1	231.1	167.3	288.3	258.2	190.0	269.8	246.7
계	67.5	138.3	109.8	83.7	148.1	125.1	107.6	188.3	159.8	125.8	223.0	189.7	141.2	238.6	205.2
	(-)*	(-)*	(-)*	(19.4)*	(66)*	(122)*	(222)*	(21.3)*	(21.7)*	(14.5)*	(15.6)*	(15.8)*	(10.9)*	(6.5)*	(7.6)*
	(48.8)			(56.5)			(57.1)			(56.4)			(59.2)		

주 : 1) ( ) \*는 전년대비 증가율

2) ( ) 안의 비율은 남성 소득 대비 여성 소득 비율임

3) 노동패널자료 성격상 가구원 일반사항(연령, 가족관계 등)은 조사당시 기준으로 하나, 소득 조사는 조사이전 년도로 하고 있어, 1997년 소득은 1998년에 조사된 것이다. 다른 소득도 모두 1년간의 시차가 존재한다.

한편, 성별로 보면, 여성 소득은 남성의 59.2%(2006년 기준)으로 남성에 비해 여성의 소득수준이 매우 낮은 것으로 판단된다. 이러한 현상은 1997년~2005년 해당 조사기간 동안 모두 유사한 결과를 보여주었다. 그러나, 성별 소득변화의 추이를 보면 한 가지 시사점을 발견할 수 있다. 즉, 2003년의 경우를 제외하면 1997년 이후 지속적으로 성별 소득격차가 감소되고 있다는 것이다. 연도별로 보면 남성대비 여성 소득수준이 1997년 48.8%, 1999년 56.5%, 2001년 57.1%, 2003년 56.4%, 2005년 59.2%로 점차적으로 성별 소득격차가 줄어드는 현상이 나타나고 있다. 이러한 현상을 격년 간 평균소득 증가율 측면에서 보면, 시간이 지남에 따라 성별로 증가율이 감소한다는 공통점은 있지만 2003년의 경우를 제외하면 남성에 비해 여성의 증가율 속도가 빠름을 알 수 있다. 즉, 여성(남성)의 경우 1999년 19.4%(6.6%), 2001년 22.2%(21.3%), 2003년 14.5%(15.6%), 2005년 10.9%(6.5%)로 감소하고 있지만, 남성에 비해서는 소득 증가율이 커서 지속적으로 성별격차가 줄어들고 있음을 추측할 수 있다.

### III. 경제활동상태 변화에 따른 성별 노후소득격차 분석

#### 1. 마코프 전환확률(Markov Chain) 모형

마코프 전환확률모형은 확률이론과 연관된다. 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 확률 값은 시간이나 장소 등 주어진 조건의 변화에 따라 동일하지 않을 수 있다. 이는 조건부확률로서, 주어진 조건이 어떠한 상태인가에 따라 어떤 사건이 발생할 수 있는 확률이 달라지게 되고, 이로 인해 유용한 의사결정을 위해서는 이러한 조건의 변화에 따른 확률 값의 변화에 대해 분석할 필요가 있다. 이러한 논의들 중 확률 값이 시간의 흐름에 따라 변화하는 과정을 분석하는 방법이 '마코프 전환확률모형'이며, 주어진 조건의 변화에 따라 변하는 확률 값을 '전환확률(Transition Probability)'이라 한다.

마코프 전환확률모형을 정의하기 위해서는 어떤 사건이 발생할 수 있는 주어진 조건(또는 상태: State)과 상태의 변화를 나타내는 전환확률이 주어져야 한다. 즉, 어떤 사건이 발생하는 조건부 확률이 시간의 변화에 따라 변화하고, 이 시간의 변화를 일정한 시간 간격으로 구분하여 이산형(Discrete)으로 분석한 것이 마코프 전환확률모형이다.

이러한 마코프 전환확률모형을 수학적 표현을 빌려 일반화된 형태로 정의하면, 다음과 같다.

$$PX_{n+1} = j | X_n = i, X_{n-1} = i_{n-1}, \dots, X_0 = i_0 = PX_{n+1} = j | X_n = i = p_{ij} \quad (1)$$

여기에서 n번째 기간에 i라는 상태에 있는 것을  $X_n$ 이라고 할 때, 이를 만족하는 경우를 Markov Chain이라 한다. 이는 n+1 시점에 상태 j에 있게 될 확률이 과거의 어떤 상태에 있었는가에 대한 조건부 확률로 표현될 수 있음을 나타내고 있다.

본고에서는 노동패널 1차 자료인 1998년에서 최종 9차 자료인 2006년 9년간의 취업상태(임금근로자, 자영업자, 미취업자) 및 고용형태(임금근로자의 경우 정규직/비정규직 구분) 변수기준을 종합하여 적용한 정규직 근로자, 비정규직 근로자, 자영업자 및 미취업자의 네 가지 상태(state)에 대한 총 16개의 전환확률을 구하여 제시하였다.<sup>4)</sup> 즉, 첫째, 이러한 여성, 남성 및 전체개인의 구간별 전환확률 측정값의 비교를 통해 여성의 고용현황의 구간별 전환추이와 특성을 파악하였으며, 둘째, 최초시점인 1998년 기준으로 최종시점인 2006년의 전 9개 연도에 걸친 여성, 남성 및 전체개인의 전환확률 측정값의 비교를 통해 여성의 고용현황의 전체적인 전환추세에 대한 특징을 파악해보았다.

이에 따라, 구간별 및 전체기준 초기연도( $t-n$ 기)의 고용형태가  $i$ 이었다가 기준 종료연도( $t$ 기)에 고용형태가  $j$ 가 될 가능성인  $P_{ij}$  는 다음의 모형으로 표현될 수 있다.

$$P(E_t = j | E_{t-2} = i), i \text{ 와 } j \in S = \{0, 1, 2, 3\} \quad (2)$$

그리고 구간별 및 전체기준 네 가지 고용상태에 따른 총 16개의 마코프 전환확률을 마코프 전환행렬(transition matrix) 형태로 나타내면 다음과 같다.

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

여기에서 우리가 분석대상으로 삼고 있는 사회경제적 그룹을  $G$ 라 하고, 그룹  $G$ 의 고용형태가  $i$ 에  $j$ 로 전환할 가능성을  $P_{ij}^G$ 로 가정하자. 식 (2)로부터 추정된 전환확률( $P_{ij}^G$ )로부터 우리는 해당 분석 그룹  $G$ 의 구성원이 어떤 일정 시점( $t$ )에 고용형태  $j$ 에 있게 될 확률( $\pi_{j,t}^G$ )을 다음 식에서처럼 반복적(recursive)인 방법을 통해 계산해 낼 수 있다.<sup>5)</sup>

$$\pi_{j,t}^G = \sum_{i=0}^N P_{ij}^G \cdot \pi_{i,t-2}^G \text{ (또는 8)} \quad (4)$$

본 분석에서는 이러한 상황을 모두 고려하는 동시에, 여성과 남성의 성별 노동시장 전환성과의 차이를 비교하기 위해 남성과 여성 각 그룹에 대한 각각의 구간별 및 전체기간의 16개의 전환확률을 구하여 비교하였다.

4) 즉 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 있으며, 이에 대한 좀 더 상세한 내용은 Marston(1976)을 참조.

5) 김기승(2005) 참조.

## 2. 성별 노동시장 이행성과 : 마코프 전환확률모형 측정결과

여성과 남성의 노동시장 전환과정의 차이를 비교하기 위해, 우리는 마코프 전환확률모형을 이용하여 다음과 같이 성별 노동시장 이행성과의 차이를 분석하였다.

먼저, Markov Chain Model을 활용하여 1998년을 출발시점으로 하여 성별 노동시장 이행확률을 추정한 결과는 <표 3>과 같다.

첫째, 1998년 정규직으로 노동시장에 참여한 경우 정규직으로 지속될 확률은 1~9차 기간을 고려할 때 약 35%수준인 것으로 나타났으며, 시간이 지남에 따라 지속확률은 증가하는 추세에 있지만, 크지 않은 것으로 분석되었다. 이를 성별로 보면 1~9차 기간 고려시 남성의 경우는 46%, 여성의 경우는 28%수준으로 전환확률 관점에서 볼 때도 여성의 경제적 지위가 남성에 비해 열위에 있을 확률이 높은 것으로 분석되었다. 이는 동일 경제적 위치에서 출발하였으나, 시간이 지남에 따라 정규직 이외의 노동형태로 전환하는 비율이 남성에 비해 매우 높다는 것을 의미한다고 하겠다. 다음으로 정규직으로 출발하였다가 비정규직으로 전환되는 경우는 전체 비율에 있어서는 크지 않으나 (1~9차 기간동안 8.7%) 시간이 지남에 따라 전환확률이 성별과 무관하게 점진적으로 증가하였으나, 남성에 비해 여성의 전환 확률이 다소 낮게 나타났다. 정규직에서 자영업으로 전환하는 확률은 1~9차 기간 기준으로 전체기준 14.5%, 남성 22.7%, 여성 8.7%로 남성의 자영업 전환율이 높은 것으로 나타났다. 그러나, 기간이 경과함에 따라 이러한 전환율이 크게 변화하지는 않는 것으로 추정된다. 정규직에서 미취업으로의 전환확률을 보면, 1~9차 기간 기준으로 41.6%로 나타났으며, 성별로 보면 남성이 22.4%, 여성이 54.9%로 정규직으로 노동시장에 참여한 여성의 상당수가 미취업 및 비경황 상태에 있을 확률이 남성보다 훨씬 높음을 시사한다고 하겠다. 다만, 이러한 추이는 시간이 경과함에 따라 성별에 무관하게 점진적으로 줄어드는 추세에 있는 것으로 추측된다.

<표 3> 성별 노동시장 이행성 추정(1998년 시작시점 동일)

(단위 : %)

경황상태		1998년 ~ 2000년 (1차~3차)			1998년 ~ 2002년 (1차~5차)			1998년 ~ 2004년 (1차~7차)			1998년 ~ 2006년 (1차~9차)		
		남성	여성	전체									
정규직	정규직	46.98	26.79	34.44	45.52	27.97	34.86	46.01	28.47	35.53	45.88	27.76	35.19
	비정규직	4.83	5.56	5.28	7.06	6.98	7.02	7.90	7.81	7.85	9.01	8.50	8.71
	자영업	23.43	8.32	14.04	23.34	8.35	14.24	22.81	8.33	14.15	22.71	8.75	14.47
	미취업	24.76	59.33	46.24	24.08	56.70	43.88	23.28	55.39	42.47	22.40	54.99	41.63
비정규직	정규직	39.92	20.41	30.32	40.35	23.79	32.23	41.34	23.09	32.40	40.01	21.99	31.08
	비정규직	10.86	15.45	13.12	11.31	15.90	13.56	11.63	17.52	14.52	13.12	18.77	15.92
	자영업	22.84	8.02	15.56	23.22	8.37	15.94	22.50	8.42	15.59	22.80	9.18	16.05
	미취업	26.38	56.12	41.00	25.12	51.94	38.27	24.53	50.97	37.49	24.07	50.06	36.95
자영업	정규직	36.07	15.00	22.46	38.00	15.64	23.56	38.94	15.58	23.78	39.99	15.74	24.32
	비정규직	6.07	3.52	4.42	6.99	4.32	5.27	7.68	5.43	6.22	8.53	6.41	7.16
	자영업	29.71	37.95	35.04	28.51	37.08	34.04	27.52	36.16	33.13	26.66	35.13	32.13
	미취업	28.15	43.53	38.08	26.50	42.96	37.13	25.86	42.83	36.87	24.82	42.72	36.39
미취업	정규직	45.04	27.25	38.87	45.93	27.70	39.53	46.07	27.82	39.58	45.64	27.54	39.09
	비정규직	5.68	6.88	6.09	6.67	8.00	7.13	7.60	8.95	8.08	8.46	9.84	8.96
	자영업	24.06	10.78	19.45	23.40	10.43	18.84	23.21	10.14	18.56	23.34	10.33	18.63
	미취업	25.22	55.09	35.58	24.00	53.87	34.50	23.12	53.09	33.78	22.56	52.29	33.32

둘째, 1998년 비정규직으로 노동시장에 참여한 경우 정규직으로 전환될 확률은 1~9차 기간을 고려할 때 약 31.1%수준인 것으로 나타났으며, 시간이 지남에 따라 전환확률은 증가하는 추세에 있는 것으로 추측된다. 다만, 1~7차 기간까지 고려할 때까지는 증가추세에 있었으나, 1~9차 기간 전부를 고려할 때 감소한 것은 7~9차 기간에 감소하였기 때문(<표 4> 참고)으로 볼 수 있다. 그러나, 전반적 추이는 증가하는 것으로 판단할 수 있다. 여기서 간단히 <표 4>에 대해 살펴보면, <표 3>이 1998년 시점을 고정된 상태에서 지속적인 변화흐름의 비율을 추적해 간 것이라면, <표 4>에서는 3년 간격으로 시작시점을 달리하여 경제활동상태의 변화흐름을 제시하고 있다. 이를 제시한 이유는 앞에서 살펴본 바와 같이 특정시점에서의 변화에 따라 전환확률의 추이가 달라지고 있는 것을 확인하기 위한 것으로 이해하면 된다. 따라서, <표 3>의 전환확률의 보완적 의미로 이해할 수 있고, 3년 시차별로 경제상태의 변화상을 별도로 비교할 수 있다는 의미가 있다. 전반적인 설명은 <표 4>와 유사하다고 할 수 있으므로 자세한 설명은 생략하기로 하기로 한다.

〈표 4〉 성별 노동시장 이행성과 비교(3년 간격으로 시작시점 다름)

(단위 : %)

경황상태		1998년 ~ 2000년 (1차~3차)			2000년 ~ 2002년 (3차~5차)			2002년 ~ 2004년 (5차~7차)			2004년 ~ 2006년 (7차~9차)		
		남성	여성	전체									
정 규 직	정규직	46.98	26.79	34.44	47.19	31.69	38.05	46.03	30.17	36.88	45.71	26.37	34.75
	비정규직	4.83	5.56	5.28	6.16	5.60	5.83	9.78	9.37	9.54	12.31	10.72	11.41
	자영업	23.43	8.32	14.04	23.21	8.23	14.37	22.30	8.31	14.22	22.21	9.68	15.11
	미취업	24.76	59.33	46.24	23.44	54.48	41.75	21.89	52.15	39.36	19.77	53.23	38.73
비 정 규 직	정규직	39.92	20.41	30.32	40.75	26.93	34.00	41.98	24.57	33.40	38.11	20.09	29.07
	비정규직	10.86	15.45	13.12	11.72	16.33	13.97	11.86	18.94	15.35	15.71	21.08	18.40
	자영업	22.84	8.02	15.56	23.57	8.71	16.30	22.59	8.29	15.54	22.90	10.01	16.44
	미취업	26.38	56.12	41.00	23.96	48.03	35.73	23.57	48.20	35.71	23.28	48.82	36.09
자 영 업	정규직	36.07	15.00	22.46	41.04	17.76	25.91	41.66	16.00	24.93	42.60	15.61	25.23
	비정규직	6.07	3.52	4.42	5.51	3.59	4.27	9.55	7.36	8.12	11.09	9.83	10.28
	자영업	29.71	37.95	35.04	28.13	36.13	33.33	25.57	34.42	31.34	23.74	32.38	29.30
	미취업	28.15	43.53	38.08	25.32	42.52	36.49	23.22	42.22	35.61	22.57	42.18	35.19
미 취 업	정규직	45.04	27.25	38.87	49.70	31.37	43.23	47.00	28.19	40.16	44.26	26.74	37.60
	비정규직	5.68	6.88	6.09	5.32	6.41	5.70	9.64	10.82	10.07	11.33	12.86	11.91
	자영업	24.06	10.78	19.45	23.00	9.90	18.38	22.53	9.78	17.89	23.79	10.44	18.72
	미취업	25.22	55.09	35.58	21.98	52.32	32.69	20.83	51.21	31.88	20.62	49.96	31.77

앞의 논의에 이어, 성별로 살펴보면 1~9차 기간 고려시 남성의 경우는 40%, 여성의 경우는 21.9%수준으로 앞의 경우와 마찬가지로 여성의 경제적 지위가 남성에 비해 열위에 있을 뿐 아니라 그 경제적 지위의 개선(비정규->정규) 확률도 낮다는 것을 보여준다.

다음으로 비정규직으로 지속되는 경우는 1~9차 기간동안 15.9% 수준으로 4가지 유형 중에서는 가장 낮은 것으로 나타났으나, 시간이 지남에 따라 전환확률이 성별과 무관하게 점진적으로 증가한다는 점은 앞의 경우(정규직에서 비정규직 전환)와 유사한 것으로 볼 수 있다. 다만, 비정규직을 탈피하지 못한다는 점에서 이러한 결과는 노동시장에의 양극화 현상이 발생할 수 있음을 시사한다고 하겠다. 즉, 비정규직화의 고착은 개인으로 하여금 근로시점에서의 근로소득의 감소뿐 아니라 은퇴 후 국민연금제도의 수급여부에도 영향을 주어 연금사각지대에 빠질 우려가 있음을 추측케 한다. 비정규직에서 자영업으로 전환하는 확률은 1~9차 기간 기준으로 전체 기준 16.1%, 남성은 22.8%, 여성은 9.2%로 정규직에서 자영업으로의 전환확률과 유사하게 나타났다. 한편, 기간이 경과함에 따라 동 전환율은 다소 증가하는 추세이나 그 증가폭이 크지는 않은 것으로 추정된다.

비정규직에서 미취업으로의 전환확률을 보면, 1~9차 기간 기준으로 36.9%로 나타났으며, 성별로 보면 남성이 24.1%, 여성이 50.1%로 비정규직으로 노동시장에 참여한 여성의 상당수가 미취업 및 비경황상태에 있을 확률이 남성보다 훨씬 높음을 시사한다고 하겠다. 다만, 이러한 추이는 시간이 경과함에 따라 성별에 무관하게 점진적으로 줄어드는 추세에 있으며, 정규직에서의 미취업의 전환 확률과 크게 다르지 않은 것으로 추측된다.

셋째, 1998년 자영업으로 노동시장에 참여한 경우 정규직으로 전환될 확률은 1~9차 기간을 고려

할 때 약 24.3%수준인 것으로 나타났으며, 시간이 지남에 따라 전환확률은 증가 추세에 있는 것으로 추측된다. 이를 성별로 보면 1~9차 기간 고려 시 남성의 경우는 40%, 여성의 경우는 15.7%수준으로 앞의 두 경우와 유사하게 나타났다. 다만, 자영업에서 정규직으로의 전환이 성별 경제적 지위의 우열을 판단하는 척도로는 언급하기 어려운 것으로 보인다. 다만, 자영업에서의 정규직 임금근로자로의 전환 확률이 남성에 비해 여성이 매우 낮은 것으로 이해할 수 있다.

다음으로 자영업으로 출발하였다가 비정규직으로 전환되는 경우는 1~9차 기간 동안 7.16% 수준으로 4가지 유형 중에서는 가장 낮은 것으로 나타났으나, 시간이 지남에 따라 전환확률이 성별과 무관하게 점진적으로 증가하고 있다.

자영업을 지속할 확률은 1~9차 기간 기준으로 전체 기준 32.1%, 남성은 26.7%, 여성은 35.1%로 정규직에서 자영업으로의 전환확률과 유사하게 나타났다. 한편, 기간이 경과함에 따라 동 전환율은 감소하는 추세에 있는 것으로 추정된다. 줄어든 전환율은 정규직과 비정규직형태 등 임금근로자로 전환된 것으로 이해할 수 있다.

자영업에서 미취업으로의 전환확률을 보면, 1~9차 기간 기준으로 36.4%로 나타났으며, 성별로 보면 남성이 24.8%, 여성이 42.7%로 자영업으로 노동시장에 참여한 여성의 상당수가 미취업 및 비경황 상태에 있을 확률이 남성보다 훨씬 높다는 것은 앞의 두 경우와 동일한 것으로 이해된다. 다만, 이러한 추이는 시간이 경과함에 따라 성별에 무관하게 점진적으로 줄어드는 추세에 있으며, 앞의 정규직과 비정규직에서의 미취업 전환확률과 크게 다르지 않았다.

넷째, 1998년 미취업으로 노동시장에 참여한 경우 정규직으로 전환될 확률은 1~9차 기간을 고려할 때 약 39.1%수준인 것으로 나타났으며, 시간이 지남에 따라 전환확률은 증가하는 추세에 있지만, 앞의 경우와 마찬가지로 7~9차 기간 동안 전환비율의 감소로(<표 4> 참고) 증가하였다가 소폭 감소하는 추이를 보였다. 그러나, 전반적 추이는 증가하는 것으로 판단할 수 있다.

다음으로 미취업으로 출발하였다가 비정규직으로 전환되는 경우는 1~9차 기간 동안 8.9% 수준으로 4가지 유형 중에서는 가장 낮은 것으로 나타났으나, 시간이 지남에 따라 전환확률이 성별과 무관하게 점진적으로 증가하고 있다.

미취업에서 자영업으로 전환할 확률은 1~9차 기간 기준으로 전체 기준 18.6%, 남성은 23.3%, 여성은 10.3%로 자영업으로의 지속할 경우를 제외하고는 앞의 경우(정규직->자영업, 비정규->자영업)와 전환확률이 유사하게 나타났다. 한편, 기간이 경과함에 따라 동 전환율이 감소하는 추세에 있는 것도 앞의 경우와 유사하다<sup>6)</sup>. 줄어든 전환율은 앞의 경우와 마찬가지로 정규직과 비정규직형태 등 임금근로자로 전환된 것으로 이해할 수 있다.

미취업으로 지속할 확률을 보면, 1~9차 기간 기준으로 33.3%로 나타났으며, 성별로 보면 남성이 22.6%, 여성이 52.3%로 미취업 상태에 있었던 여성의 상당수가 지속적으로 미취업 및 비경황 상태에 있을 확률이 남성보다 훨씬 높다는 것은 앞의 세 경우와 동일한 것으로 이해된다. 다만, 이러한 추이는 시간이 경과함에 따라 성별에 무관하게 점진적으로 줄어드는 추세에 있다고 할 수 있다.

지금까지 1998년을 출발시점으로 하여 성별 노동시장 이행확률을 살펴본 결과, 출발시점의 자신

6) 단, 7~9차의 경우 전환율이 감소하여 1~9차 전체를 대상으로 한 전환율(미취업->자영업)이 소폭 증가하였다.

의 근로유형이 유지될 확률은 비정규직(15.9%)을 제외하고는 정규직 35.2%, 자영업 32.1%, 미취업 33.3%로 30% 초 중반의 전환확률을 가지는 것으로 나타났으며, 남성의 경우 최초 근로유형이 어떤 것이든 간에 정규직으로의 전환확률이 여성에 비해 훨씬 높은 것으로 나타난 반면 여성의 경우는 미취업으로의 전환확률이 남성에 비해 훨씬 높은 것으로 나타났다. 이를 통해 볼 때 근로시점에서의 노동활동 상태는 자신의 근로시기의 소득수준과 은퇴후 연금획득 여부 및 연금소득수준을 결정하는 중요한 영향을 미칠 수 있을 것으로 추측할 수 있다. 동 결과를 볼 때 여성의 미취업비율이 높은 것은 여성의 연금수급권 획득에 불리하고 또한 정규직 임금근로자일 확률이 낮기 때문에 수급권이 획득 되더라도 연금소득 수준이 남성보다 낮을 우려가 있음을 추측하게 한다.

### 3. 연금수급권 및 노후소득의 성별 격차 분석<sup>7)</sup>

앞에서 제시한 근로시기 여성의 근로이력 이행확률을 통해 볼 때 취업에 비해 미취업이거나 임금근로자에 비해 자영업자, 정규직에 비해 비정규직이 경제적 능력 측면에서 열위에 있다는 것을 알 수 있었다. 물론 이러한 결과는 비단 본 연구에서만 아니라 과거의 경험적 분석을 통해서도 이미 알려진 것은 사실이다. 다만, Markov Chain 분석법을 활용하여 9년 동안의 경제활동 상태를 반영하여 분석하고 있다는 점에서 그 동안 단순 통계분석결과에 의한 결과와 질적으로 다르다고 할 수 있다. 또한 본 연구에서는 이러한 결과에 한 발 더 나아가 미래의 연금소득에 대한 발생정도에 대해 생애기간동안의 근로이력의 형태별로 구분하여 성별 노후소득보장 정도에 대해 분석하고자 한다. 다음에서는 이러한 관점에서 경제활동 유형별 및 성별로 구분하여 연금수급권 획득 여부와 연금소득 수준을 살펴본다.

#### 가. 유형(경제활동 상태)<sup>8)</sup>구분에 따른 성별 연금수급권 획득 격차 분석

여기서는 앞의 근로시점의 경제활동 유형을 변형하여 생애기간의 유형으로 전환한 형태(그림 2 참조)로 하여 각 유형별·성별 연금수급권 획득 비율을 분석하고 있으며, 또한 성숙단계에 갈수록 이러한 획득비율이 어떻게 변화하는 지에 대해 분석하고 있다. 유의할 점은 본 연구내용에서 수급자 및 미수급자는 1~9차년도 노동패널 개인자료를 가지고 추정할 경우에 나타난 추정된 수급자와 미수급자라는 의미이지 실제적으로 수급권과 미수급이 발생한 상태가 아니라는 점에 유의할 필요가 있다.

첫째, 유형별 수급권 획득비율을 살펴보면 1유형, 2유형, 3유형은 각각 79.8%, 77.1%, 78.7%로 나타났으며, 4유형은 29.8%로 추정되었고, 4유형의 경우가 향후 은퇴시점 이후 연금사각지대에 빠질

7) 생애근로소득 및 생애연금소득 산출에 대한 구체적인 분석방법과 관련하여서는 동 학술대회에서의 ‘국민연금제도 개편의 소득분배 및 노동공급 효과 분석(강성호·전승훈·임병인)’을 참고하기 바란다. 다만, 여기서는 성별 비교분석에 초점을 두고 있으므로 개정 연금법을 중심으로 성별 연금수급권 획득과 연금수준에 대해 분석하고 있다(부록 1. 생애소득의 추정 참조).

8) 본 절에서의 경제활동 유형은 근로시점의 4가지 유형을 생애기간동안의 관점으로 전환한 유형으로 앞에서 언급한 [그림 2]의 유형구분임을 유의하기 바란다.

확률이 높다는 것을 의미한다고 하겠다. 이는 4유형에 속하는 개인은 조사기간의 절반 이상을 미취업상태에 있었다고 가정되므로 국민연금의 최소수급조건인 10년 가입기간을 충족하지 못한 경우가 많았을 수 있다는 의미이다. 이는 앞에서 살펴본 Markov Chain에서의 결과에서 4유형으로 지속되어온 개인의 경우가 근로시점에서의 근로빈곤에 빠질 수 있을 뿐 아니라 은퇴시점에 연금사각 지대에 속하여 노후빈곤에 빠질 위험이 가장 높은 집단으로 이해할 수 있다.

〈표 5〉 성별·유형별(경제활동 상태) 연금수급권 획득 비율 추정

(단위 : %)

구 분		1유형	2유형	3유형	4유형	전체
남	미수급	17.1	19.9	19.1	65.8	21.7
	수급	82.9	80.1	80.9	34.2	78.3
	소계(세로)	100.0 (1,994)	100.0 (351)	100.0 (912)	100.0 (275)	100.0 (3,532)
	(가로)	56.5	9.9	25.8	7.8	100.0
여	미수급	26.4	26.1	26.0	72.0	38.8
	수급	73.6	73.9	74.0	28.0	61.2
	소계(세로)	100.0 (1,017)	100.0 (329)	100.0 (442)	100.0 (675)	100.0 (2,463)
	(가로)	41.3	<b>13.4</b>	17.9	<b>27.4</b>	100.0
전체	미수급	20.2	22.9	21.3	70.2	28.7
	수급	79.8	77.1	78.7	29.8	71.3
	전체(세로)	100.0 (3,011)	100.0 (680)	100.0 (1,354)	100.0 (950)	100.0 (5,995)
	(가로)	50.2	11.3	22.6	15.8	100.0

주: 1) ( )안은 빈도수를 의미

- 2) 1유형 = 평균취업기간 이상 & 평균임금근로기간 이상 & 평균정규근로기간 이상
- 2유형 = 평균취업기간 이상 & 평균임금근로기간 이상 & 평균정규근로기간 이하
- 3유형 = 평균취업기간 이상 & 평균임금근로기간 이하
- 4유형 = 평균취업기간 이하

둘째, 각 유형을 성별로 구분하여 살펴보면, 모든 유형에서 남성에 비해 여성의 수급비율이 낮은 것으로 나타나고 있어, 성별로 구분하여 볼 때 유형별로 수급권 획득에 특별한 차이를 발견할 수는 없는 것으로 보인다. 그러나, 여성의 경우는 남성에 비해 2유형과 4유형에 속하는 비율이 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 우리나라 노동시장 현실을 고려할 때 여성의 경우가 비정규직 혹은 미취업 상태로 지속할 확률이 상대적으로 높다는 것을 의미하고 또한 근로시점에서의 상대적 근로 소득획득 기회의 감소가 은퇴시점에서도 연금소득 획득 기회와 급여수준의 감소로 이어질 수 있음을 추측하게 한다.

셋째, 연금제도의 성숙시기가 진행될수록 각 유형별 연금수급 비율의 변화가 성별로 차이가 있는 지를 살펴보기 위해 성별·연령별·유형별로 구분하여 수급권 획득비율을 살펴보면 다음과 같다.

여기서 각 연령은 2006년 기준으로 한 것으로 모든 연령대에서 남부 및 급여시점을 고려하여 분석한 결과이다. 1유형과 4유형에서는 연금의 성숙기가 진행될수록 남성과 여성 모두 수급할 확률이 뚜렷이 증가하고 있는 것을 확인 할 수 있다. 즉, 전체기준으로 1유형의 경우 50대 13.4%, 40대 31.3%, 30대 45.0%로 연령이 증가할수록 높아지는 것을 알 수 있는데, 이는 현재 국민연금에 가입

하고 있는 30-59세 연령에 있는 사람이 은퇴하여 수급권을 획득하게 될 경우 30대가 가장 많다는 것으로 제도가 성숙될수록 수급자 수가 급격히 증가할 것이라는 것으로 이해할 수 있다. 2유형과 3유형의 경우는 제도에 대한 신뢰수준이 증가하지 않는 한 가입기피 현상이 나타날 수 있음을 암시하며, 이로 인해 1유형에 비해 뚜렷한 추세를 보이지 않고 있다.

한편, 50대의 경우 3유형으로 수급권을 획득하는 비중이 1유형으로 수급권을 획득하는 비중보다 높은 것으로 나타나고 있지만, 연령이 낮아질수록 1유형이 급격히 증가하는 현상을 발견할 수 있다(<표 6>의 세로비율 참조). 이는 제도가 성숙되어갈수록 안정적인 직업형태에서 수급권을 획득할 확률이 높아진다는 것을 이해할 수 있다. 이러한 현상은 성별로 볼 때도 유사한 추세를 보이는 것으로 추정된다. 다만 남성에 비해 여성의 경우는 30대에서도 1유형보다 4유형에서 여전히 높다는 특징을 보이고 있다. 이는 여성의 노동시장에의 참여 특성에서 살펴볼 수 있는 것으로 판단된다. 즉, 여성의 경우 30세 전후로 하여 결혼과 육아 활동기에 직면하고 이로 인해 수급권을 획득하더라도 자신의 근로기간 중 절반이상은 미취업상태에 있을 확률이 높다는 것을 보여준다. 이는 수급권을 획득하더라도 급여수준은 남성에 비해 더욱 낮을 것이라는 점을 추측하게 한다.

이러한 현상은 각 연령별로 유형비율을 살펴봐도 유사한 결과가 나타난다(<표 6>의 가로비율 참조). 즉, 50대 남성의 경우 1유형보다 3유형의 비율이 높은 것을 예외로 하면, 모든 성별 연령별 구분에서 볼 때도 다른 유형에 비해서 1유형의 비율이 높고 또한 연령이 낮을수록 동 비율이 증가하는 현상을 발견할 수 있다. 또한 성별로 볼 때도 남성의 경우 연령이 낮아짐에 따라 1유형에의 비중이 높아지는 경향이 여성보다 강한 것으로 판단되고, 여성의 경우는 연령이 낮아짐에 따라 절대적 측면에서의 1유형 비중이 여전히 높지만, 4유형 비중이 남성에 비해 상당히 증가하는 경향이 나타남을 알 수 있다. 이러한 결과는 앞서와 마찬가지로 여성의 연금액 수준이 상대적으로 낮을 수 있음을 추측하게 하는 단서가 된다.

이러한 결과는 성숙기로 접근할 경우 남, 여 모두 수급권 획득 비중은 높아지나 상대적으로 여성 수급권 보장에 있어 불리한 구조가 될 수 있음을 암시한다고 하겠다.

<표 6> 성별·연령별·유형별(경제활동 상태) 연금수급 비율 변화

(단위 : 명, %)

구분			1유형	2유형	3유형	4유형	전체
남성	30대	빈도	785 (74.0)	76 (7.2)	161 (15.2)	39 (3.7)	1,061 (100.0)
		비율(세로)	47.5	27.0	21.8	41.5	38.3
	40대	빈도	520 (54.3)	103 (10.8)	327 (34.1)	8 (0.8)	958 (100.0)
		비율(세로)	31.4	36.7	44.3	8.5	34.6
50대	빈도	226 (41.2)	80 (14.6)	241 (43.9)	2 (0.4)	549 (100.0)	
	비율(세로)	13.7	28.5	32.7	2.1	19.8	
소계	빈도	1,654 (59.8)	281 (10.2)	738(26.7)	94 (3.4)	2,767 (100.0)	
	비율(세로)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
여성	30대	빈도	296(60.0)	54 (11.0)	65 (13.2)	78 (15.8)	493 (100.0)
		비율(세로)	39.5	22.2	19.9	41.3	32.7
	40대	빈도	231 (39.0)	122 (20.6)	163 (27.5)	76 (12.8)	592 (100.0)
		비율(세로)	30.8	50.2	49.8	40.2	39.3
50대	빈도	95 (38.5)	52 (21.1)	92 (37.2)	8 (3.2)	247 (100.0)	
	비율(세로)	12.7	21.4	28.1	4.2	16.4	
소계	빈도	749 (49.7)	243 (16.1)	327 (21.7)	189 (12.5)	1,508 (100.0)	
	비율(세로)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	
전체	30대	빈도	1,081 (69.6)	130 (8.4)	226 (14.5)	117 (7.5)	1,554 (100.0)
		비율(세로)	45.0	24.8	21.2	41.3	36.4
	40대	빈도	751 (48.5)	225 (14.5)	490 (31.6)	84 (5.4)	1,550 (100.0)
		비율(세로)	31.3	42.9	46.0	29.7	36.3
50대	빈도	321 (40.3)	132 (16.6)	333 (41.8)	10 (1.3)	796 (100.0)	
	비율(세로)	13.4	25.2	31.3	3.5	18.6	
소계	빈도	2,403 (56.2)	524 (12.3)	1,065 (24.9)	283 (6.6)	4,275 (100.0)	
	비율(세로)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	

주: 1) ( )안은 유형별로 구분한 비율을 의미

2) 20대의 경우는 27세부터 표본에 포함하였으므로 추세를 고려하는데 무의미한 것으로 판단하여 제외함.

다음으로 보다 구체적으로 수급년도를 고려하여 연도별 수급확률을 살펴본다. <표 7>은 노동패 널 1~9차년도 조사대상자의 연금수급 확률을 연도별로 살펴본 것이다. 이에 의하면, 2010년에 전체 대상자 중에서 1.7%만 수급권을 확보하다가 2015년 7.0%, 2020년 14.5%, 2030년 30.0%, 2040년 36.9%가 수급권을 획득할 것으로 추정되었다. 이를 통해 볼 때 연금제도가 성숙되어 갈수록 수급 권을 획득하는 비중이 지속적으로 증가함을 알 수 있으며, 성별로 볼 때도 남성의 비중이 여성 보 다 높다는 것을 논외로 하면 추세는 유사한 것을 알 수 있다.

<표 7>의 산출방법을 간단히 설명하면, 연도별, 성별, 유형별로 구분하여 연금수급자 비율을 산 출한 것으로 해당 연도의 가입자 및 수급자 전체에서 연금수급자 비율을 의미한다. 예를 들면, 2010년 1유형 남성의 비율 산출은 2010년 당시 (남성수급자/(남성 수급자+미수급자))로 산출하였으 며, 여기서 미수급자에는 최소가입미만에 따른 수급권 미확보자와 60세 미만 가입자가 포함된다.

<표 7> 성별·연도별·유형별(경제활동 상태) 연금수급 비율 변화

(단위 : %)

연도	1유형			2유형			3유형			4유형			전체		
	남	여	계	남	여	계	남	여	계	남	여	계	남	여	계
2010	2.2	0.9	1.7	2.6	3.0	2.8	4.4	2.4	3.6	0.0	0.0	0.0	2.5	0.9	1.7
2015	7.9	5.2	7.0	12.3	10.6	11.5	17.0	9.6	14.0	0.5	0.2	0.2	9.8	4.1	7.0
2020	15.3	12.5	14.4	28.5	23.7	26.2	33.7	19.4	27.9	1.2	0.9	1.0	19.6	9.4	14.5
2025	25.7	23.3	24.9	40.7	38.3	39.6	50.3	31.0	42.4	2.2	2.7	2.6	30.7	16.5	23.6
2030	34.0	32.0	33.4	48.1	52.9	50.4	55.1	40.0	48.9	2.4	4.9	4.5	37.1	22.8	30.0
2035	41.5	39.9	40.9	37.9	60.2	48.7	44.7	44.5	44.7	3.1	7.1	6.3	37.6	27.4	32.5
2040	53.9	52.7	53.5	39.9	57.1	48.2	36.7	40.6	38.3	6.8	9.1	8.6	43.0	30.9	36.9

주 : 비율은 연도별, 성별, 유형별로 산출 된 비율임

#### 나. 유형별(경제활동 상태) 연금소득 수준의 성별 격차 분석

앞에서 설정한 생애기간동안을 고려한 경제활동 상태에 대한 4가지 유형을 고려하여 연금자산에 대한 성별분석을 수행한다. 국민연금을 수급할 수 있을 것으로 추정된 가입대상자만을 고려하여 생애근로소득, 생애보험료, 생애연금, 생애소득, 가입기간(년), 수급기간(년), 소득대체율(%), 수익비(배), 2006년 당시 연령(세)을 기준으로 유형별로 분석하면 다음과 같다.<표 8> 참조

첫째, 1유형에 대해 성별로 비교하여 살펴보면, 생애근로소득, 보험료, 생애연금, 생애소득, 2006년 기준연령에 있어서 모두 남성이 많은 것으로 나타났으나, 가입기간, 수급기간, 소득대체율, 수익비는 여성이 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 국민연금적용으로 노후소득인 연금수준과 관련하여 절대액은 적지만, 자신의 소득대비 연금수준(소득대체율)은 높고, 여성의 높은 기대여명으로 생애납부보험료 대비 생애연금소득(수익비)가 높다는 것이다. 이는 국민연금제도 적용으로 자신의 소득수준에 대비한 연금수준이 남성에 비해 여성에게 유리하게 작용하고 있다고 볼 수 있다. 다만, 수익비가 성별로 모두 1을 초과하기 때문에 절대금액 측면에서 남성이 유리하다는 점에서 절대적 노후소득보장 수준은 여전히 남성이 유리하다고 볼 수 있겠다. 그러나, 이러한 해석은 성별 비교 관점에서 나타난 결과이지, 성별로 제도가 다르게 적용된다는 의미가 아니며, 자신의 소득수준과 가입기간에 의해 연금수준이 결정된다. 즉, 평균적으로 남성의 소득수준이 높기 때문에 나타난 결과로, 소득이 높은 여성의 경우에는 여전히 절대적 연금수준이 높다는 것이며, 이는 연금제도가 노동시장 여건에 강하게 연계되어 있음을 의미한다고 하겠다. 한편, 순연금효과는 남성의 경우 월 67천원이 보조되는 수준으로 나타났으며, 여성의 경우는 135천원 정도 보조되는 수준으로 나타나, 남성에 비해 여성의 순연금수준이 2배 정도 높은 것으로 추정되었다.

둘째, 2-4유형의 경우, 1유형에 비해 소득 및 연금액 수준 등 절대금액과 소득대체율, 수익비 등 절대 수치의 차이 이외에는 다른 측면에서의 차이가 없어 해석상 1유형과 다르지 않은 것으로 나타났다. 1유형에 비해 생애근로소득 수준이 낮아 상대적으로 낮은 보험료를 납부하고 연금수준은 높아 수익비는 높은 것으로 나타났다. 그러나, 은퇴시점 이후 수령하게 될 연금액 수준이 1유형에 비해 모두 낮고, 절대 수준에 있어서도 현행 최저생계비 이하에 머물 것으로 분석되고 있다. 다만,

최저생계비 기준과 관련하여서는 해석상 유의할 필요가 있는 것으로 판단된다. 왜냐하면, 최저생계비는 연금자산 뿐만 아니라 다른 사적자산까지 고려하여 판단하여야 하기 때문에 본 연구에서 제시하고 있는 국민연금액과 2008년부터 시행되는 기초노령연금, 그리고 다른 공적지원금을 포함하여 사적연금과 기타 자산을 고려하여 비교되어야 할 것으로 본다. 한편, 순연금효과의 경우 2-4 유형의 경우도 성별로 볼 때 1유형과의 유사한 결과를 제시하고 있으나, 특히 4유형에서는 여성의 순연금 수준이 월 130천원으로 남성 월 13천원의 10배 수준인 것으로 추정되었다. 이는 국민연금제도가 경제적으로 열위에 있는 집단에 대한 보조 수준이 상대적으로 높다는 것을 의미하며, 여성의 경우 이러한 수혜를 받게 되는 것으로 이해할 수 있다.

<표 8> 경제활동상태별 국민연금 제도의 성별 연금소득 효과 분석

(단위 : 월 천원, 년, %, 배, 세)

경제활동상태		생애 근로소득	생애 보험료	생애연금	생애소득	가입기간 (년)	수급기간 (년)	소득 대체율 (%)	수익비 (배)	2006년 연령(세)
1유형	남	2,333	210	424	2,400 (67)	26.5	16.2	28.7	1.4	39.6
	여	1,693	152	327	1,828 (135)	27.4	22.9	35.6	2.2	38.5
	계	2,134	192	394	2,222 (88)	26.8	18.3	30.9	1.6	39.2
2유형	남	1,637	147	331	1,744 (107)	23.0	16.8	29.8	1.9	42.9
	여	1,018	92	243	1,193 (175)	22.3	23.5	40.6	3.4	43.2
	계	1,350	122	290	1,489 (138)	22.7	19.9	34.8	2.6	43.1
3유형	남	2,344	211	379	2,458 (114)	20.6	16.9	23.2	1.7	45.3
	여	1,483	133	259	1,671 (188)	19.7	23.7	31.1	3.0	44.9
	계	2,080	187	342	2,216 (136)	20.4	19.0	25.7	2.1	45.1
4유형	남	1,971	177	362	1,984 (13)	30.7	16.0	35.5	1.2	31.8
	여	1,218	110	249	1,348 (130)	24.4	22.8	39.6	2.8	38.2
	계	1,468	132	287	1,559 (91)	26.5	20.5	38.2	2.3	36.1
전체	남	2,253	203	400	2,335 (82)	24.7	16.5	27.6	1.5	41.2
	여	1,479	133	289	1,632 (152)	24.5	23.2	36.0	2.6	40.6
	계	1,980	178	361	2,087 (107)	24.6	18.8	30.5	1.9	41.0

주 : 1) 할인율은 임금상승률(7.5%, 모형에서 추계)을 적용

2) 물가상승률은 4%적용

3) ( )안은 순연금효과(생애소득-생애근로소득)

유형별로 살펴본 결과, 국민연금제도에 따른 연금수급 측면(순연금효과 등)에서 여성에게 유리하게 작용되고 있음을 알 수 있다. 그러나, 여기서 연금수급권 획득여부와 관련하여 확연히 다른 해석이 나올 수 있다. 즉, 앞서서와 같이 수급권을 획득한 경우는 여성의 노후소득보장 수준이 남성 에 비해 비율적으로 혹은 순연금액 수준에 있어서는 적지 않지만, 수급권을 획득하지 못 할 경우에는 절대적 노후소득수준에 있어서 여성이 불리할 수 있다.

다음 <표 9>에서는 성별·유형별·수급여부로 구분하여 생애근로소득, 생애소득, 가입기간, 2006년 연령(세)에 대해 살펴본다.

첫째, 1유형의 경우, 생애근로소득을 기준으로 볼 때 미수급 보다 수급 대상자의 소득수준이 높고, 수급자가 되면 순연금효과에 의해 미수급자보다 생애소득 수준이 더욱 증가하여 격차는 더욱 커지는 것을 알 수 있다. 이를 미루어 짐작하면 상대적으로 소득수준이 낮은 1유형의 저소득자는 국민연금을 수급하지 못할 확률이 높고 이에 따라 생애소득의 격차는 더욱 커지게 됨을 알 수 있다. 다만, 앞에서 본 바와 같이 수급자가 되면 저소득일수록 순연금액 효과가 크게 나타나 수급여부에 따라 그 경제적 효과가 달라지게 된다. 이를 성별로 보면, 남성에 비해 여성의 경우가 수급여부에 따라 그 경제적 효과가 뚜렷히 증가함을 알 수 있는데, 절대금액 증가를 기준으로 볼 때 생애소득 기준으로 수급여부에 따른 남성의 격차는 165천원, 여성은 445천원으로 나타나, 생애근로소득만을 고려할 때 보다 여성의 소득격차가 더욱 커진 것으로 분석할 수 있다.

<표 9> 경제활동상태별 국민연금 제도의 성별 연금소득 효과 분석

(단위 : 월 천원, 년, 세)

구분	생애 근로소득			생애소득			가입기간(년)			2006년 연령(세)			
	수급	미수급	격차	수급	미수급	격차	수급	미수급	격차	수급	미수급	격차	
1유형	남	2,333	2,235	98	2,400	2,235	165	26.5	5.2	21.2	39.6	43.0	-3.4
	여	1,693	1,383	310	1,828	1,383	445	27.4	4.6	22.8	38.5	40.3	-1.8
	계	2,134	1,859	274	2,222	1,859	362	26.8	5.0	21.8	39.2	41.8	-2.6
2유형	남	1,637	1,389	248	1,744	1,389	355	23.0	5.4	17.6	42.9	49.2	-6.3
	여	1,018	1,032	-13	1,193	1,032	162	22.3	5.1	17.2	43.2	48.5	-5.3
	계	1,350	1,192	158	1,489	1,192	297	22.7	5.2	17.4	43.1	48.8	-5.8
3유형	남	2,344	2,294	50	2,458	2,294	164	20.6	6.0	14.6	45.3	52.4	-7.1
	여	1,483	1,578	-96	1,671	1,578	92	19.7	4.4	15.3	44.9	49.7	-4.9
	계	2,080	2,009	71	2,216	2,009	207	20.4	5.4	15.0	45.1	51.3	-6.2
4유형	남	1,971	1,617	354	1,984	1,617	368	30.7	2.0	28.7	31.8	38.1	-6.3
	여	1,218	1,094	124	1,348	1,094	254	24.4	2.1	22.3	38.2	40.1	-1.9
	계	1,468	1,236	232	1,559	1,236	324	26.5	2.1	24.4	36.1	39.6	-3.5
전체	남	2,253	2,025	228	2,335	2,025	310	24.7	4.7	20.0	41.2	44.5	-3.4
	여	1,479	1,228	252	1,632	1,228	404	24.5	3.3	21.2	40.6	42.1	-1.5
	계	1,980	1,582	398	2,087	1,582	505	24.6	3.9	20.7	41.0	43.2	-2.2

둘째, 2~4유형의 경우는 1유형의 경우와 절대적 수치에 있어서는 차이가 있지만, 유형별, 성별 추이는 유사한 것으로 분석되어 세부적인 설명은 생략하기로 한다. 다만, 2유형과 3유형의 여성의 경우 생애근로소득에서 수급자 집단의 생애근로소득이 미수급자보다 낮은 것으로 나타나고 있는데, 연금소득을 고려한 생애소득으로 분석할 경우 수급자가 미수급자 보다 생애소득 기준으로 높아지는 것을 알 수 있다. 여성의 경우 미수급자에 비해 수급자의 소득이 낮은 것은 비정규직 혹은 자영자의

경우 소득과악이 어려워, 가입기피 현상이 여성의 경우에 많이 발생한 것으로 추정할 수 있다. 또한 전국민 연금제도 이후 최소가입기간을 채우지 못한 일정소득이상의 여성 소득자가 미수급상태에 빠질 수 있기 때문에 2, 3유형 여성 미수급자의 소득수준이 수급자의 소득수준보다 높을 수 있을 것으로 보인다. 이러한 현상이 가입기피에서 오든 최소가입기간의 미충족에서 오든 간에 수급권을 획득하게 되면 순연금효과에 의해 미수급자보다 훨씬 높은 노후소득을 보장 받게 됨을 알 수 있다. 다만, 2, 3유형의 남성과 4유형 남녀의 경우는 국민연금 수급으로 인해 소득격차는 더욱 커져 수급여부에 따라 전체 노인의 소득분배는 악화할 수 있는 문제가 있다. 물론 수급자가 된 경우는 소득재분배 효과가 긍정적으로 나타난다는 점과 미수급자 이더라도 향후 기초노령연금 수급자가 되면 어느 정도 완화된다는 점에서 종합적인 측면에서의 분배문제는 크지 않거나 개선될 수 있다. 사각지대를 고려한 분배문제는 본 연구내용 범위를 벗어나는 것이므로 다루지 않기로 한다.

위의 주요 분석 결과와 관련하여, 현행 국민연금 제도적용으로 볼 때 국민연금 수급대상자만을 볼 때 소득보장이나 재분배 측면에서는 분명히 개선된 형태로 분석되었다. 다만, 미수급자 즉 연금 사각지대를 고려할 때 이들에게는 별도의 공적연금이 제공되지 않으므로 소득보장효과는 없고 오히려 일정소득 이상인 수급자와의 소득격차는 커질 것으로 예상할 수 있었다. 물론 이러한 격차는 기초노령연금제도로 일정부분 완화되는 효과는 있을 수 있지만, 동 제도에 적용되지 못하는 경우에는 노후소득의 양극화로 이어질 수 있는 측면이 있다. 특히, 남성에 비해 여성의 경우가 이러한 위치에 있을 수 있다는 측면에서 향후 지속적인 고령화와 초고령 여성의 급증에 따른 여성 고령빈곤이 새로운 문제로 부각될 수 있음을 유의할 필요가 있다고 본다.

#### IV. 결론 및 시사점

최근 국민연금제도 개편이 재정안정화 중심으로 이루어졌다는 점에서 이후의 목표는 줄어든 공적연금 급여수준을 어떻게 내실화하여 노후소득보장에 효과적으로 대처하느냐에 있을 것이다. 이러한 관점에서 본 연구에서는 급속한 노령화에 따른 노후소득보장 및 빈곤 문제를 경제활동유형 및 성별 관점에서 살펴보고 있다.

본 연구의 주요결론을 보면, 근로시점에서의 여성의 경제활동 상태는 남성에 비해 비정규직, 미취업 등으로 상대적으로 열등한 위치에 있고, 이러한 위치가 시간이 경과함에 따라 격차가 다소 개선되는 측면은 있지만, 상당기간 동안 격차가 여전히 발생하고 있음을 알 수 있었다. 물론 이러한 현상에 대한 가치판단은 노동시장 뿐 아니라 가사노동까지 모두 고려하여 판단하여야 할 것이지만, 연금제도가 가사노동에 대해 가치를 부여하지 않고 있다는 측면에서 노동시장 영역에서 열위에 있는 여성이 은퇴 후 개별적 연금수급권 획득과 그 수준에 있어서도 남성에 비해 낮을 것임을 알 수 있었다.

즉, 현행 국민연금 제도가 노동시장(소득발생 유무)와 강하게 연계되어 있어, 노동시장에서의 역할이 상대적으로 미약한 여성에게 개별적 연금수급권 보장 확률을 떨어뜨리는 문제가 있고, 이는

연금사각지대와 여성 노인의 빈곤 문제로 가시화 될 수 있다. 물론 수급자로 될 경우 상대적으로 남성에 비해 급여 보장 수준이 강하게 작용한다고 볼 수 있지만, 매우 소수에 불과할 수 있다는 우려가 여전히 존재한다.

본 연구를 통해 볼 때 향후 성숙기 과정을 거치면서 성별 격차는 지속적으로 축소될 것으로 기대되나, 사각지대 문제와 저연금 문제가 해결되지 않으면 성별 노후소득 격차와 고령화에 따른 초고령여성의 빈곤문제는 심각해 질 수 있음을 살필 필요가 있다.

2008년부터 지급되는 기초노령연금제도가 현행 국민연금제도와 상호 조화 속에 급속히 고령화되고 있는 우리나라 노인의 소득보장 내실화를 기할 수 있기를 기대하며, 동 연구 또한 이러한 측면에서 향후 노령화에 대비한 노후 빈곤 대책마련에 중요한 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대한다.

## 참고문헌

- 권문일, 「연금수급권 확대를 통한 여성빈곤 완화」, 한국여성개발원, 2003.
- 권문일. (2003). 이혼여성과 연금수급권: 분할연금을 중심으로, 상황과 복지, 제15호. pp.243-274.
- 김기승, 「마코프(Markov) 모형에 기초한 취업률 및 고용형태 변화분석」, 국회예산정책처, 2005.
- 김용하·석재은. (1997) 여성의 연금수급권 보장을 위한 국민연금제도의 개선방안, 한국사회복지학, vol.31, pp.247-274.
- 문숙재·김순미·윤소영(1996). 취업 여성의 노동중단 결정요인에 관한 연구 『대한가정학회지』 34-6
- 박영란·황정임·김진경, 「사회보험제도의 여성수급현황 및 개선방안 연구」, 한국여성개발원, 연구보고서 240-12, 2001.
- 박영란, 「사회보험제도의 성인지적 개선방안」, 한국여성개발원, 2003.
- 석재은, "여성의 노후소득보장을 위한 연금제도 개선방안", 《한국사회보장학회 2001년도 추계학술대회 자료집》, 2001. 12.
- 석재은, 「연금의 성별격차와 여성의 연금보장」, 한국보건사회연구원, 2004
- 석재은. 2002. “여성의 노후소득보장을 위한 연금제도 개선방안: 장기적인 측면과 단기적인 측면”, 양성평등한 노후보장을 위한 연금제도 개선방안 심포지움 자료집. 한국여성단체연합.
- 신관호·신동균, 「소득분포 양극화의 특성과 경제·사회적 영향」, 『한국경제의 분석』 제13권 제1호, 2007.5.
- 이상록·정세욱. 1997. “여성 연금수급권 보장의 정책적 방안 연구”, 상황과 복지, 제2호. 한국사회복지학연구회 편. 197-214.
- 정재훈. 2002. “국민연금제도와 성인지적 관점 - 정책 패러다임에 대한 논의를 중심으로”, 양성평등한 노후보장을 위한 연금제도 개선방안 심포지움 자료집. 한국여성단체연합.
- 황경희, 「여성차별 실태와 정책과제」, 보건복지포럼, 한국보건사회연구원, 2004.
- 통계청, 2005년 인구주택총조사 표본집계결과(여성·아동·고령자·활동제약자·혼인연령·1인가구 부문), 2006. 12.
- 국민연금연구원, 분기별 경제 및 연기금 동향(2007.2/4), 국민연금관리공단, 2007.7.
- Marston, Stephen T.(1976), Employment Instability and High Unemployment Rate, Brookings Papers in Economic Activity 1, pp.169~203.

## 부록 1. 생애소득의 추정

### 1. 기본 가정

첫째, 분석 대상은 현재 국민연금 가입대상 중 근로연령층(27~59세)만을 고려하여 이들의 생애기간을 고려하여 개인소득을 추정한다. 즉, 노동패널 1~9차년도 자료를 사용하여 뒤에서 설명할 개인의 소득함수를 추정한 후, 그 추정결과를 통해 개인의 생애소득 경로를 추정한다. 개인의 소득활동 개시 연령은 ‘개인 자료’ 혹은 ‘직업력 자료’에 나타나 있는 실제 연령으로 하였으며, 개인의 소득활동 종료 시점은 국민연금 급여 지급 직전 연도(연령기준 59세)로 가정한다. 따라서 개인의 근로 및 사업소득을 바탕으로 계산한 생애소득은 소득활동 개시 연령부터 국민연금 급여 지급 직전 연도인 59세까지의 연도별 소득의 총합이 된다.

둘째, 1997년~2005년까지의 개인소득은 「한국노동패널자료」에서 조사된 소득을 사용하며, 이후의 생애기간동안의 소득은 첫째 가정에서 추정한 소득으로 한다. 한편, 노동패널조사 사용자지침서(KLIPS User' Guide 2007)에 의하면, 소득 관련 정보는 ‘(주된 일자리)’를 기준으로 하고 있는데, 그 차수별로 항목이 약간씩 차이가 있다. 비임금근로소득은 사업소득액으로 임금소득은 말 그대로 근로의 댓가로 받은 임금으로 측정한다. 국민연금에서 인정하고 있는 보험료 부과기준 소득은 임금소득(사업장가입자)과 사업소득(지역가입자)이므로 「한국노동패널」에서도 세전 기준의 임금소득(사업장가입자)과 사업소득<sup>9)</sup>(지역가입자)을 사용해야 하나, 조사 자료 상 일부 한계가 있다. 따라서 1~6차까지는 세후소득을, 7차 이후부터는 세전소득을 적용하여 분석하고 있다. 한편, 개방형 범주로 조사된 소득은 분석에서 제외하였다.

셋째, 가입시점 및 가입연령은 한국노동패널자료의 최초조사 시점(1998년)과 전국민 연금화 시점(1999년 4월)을 고려하여 분석대상자는 모두 1999년에 최초 가입한 것으로 가정하였다. 은퇴시점을 모두 60세로 하고, 수급시점은 현행 제도가 허용한 범위, 즉 2013년부터 매 5년 마다 1세씩 연장하여 2033년에 수급연령을 65세로 하고 있는 점을 반영하여 각 개인별로 60~65세로 가정하였다. 사망시점은 남녀간 평균수명을 고려하여 국민연금발전위원회(2003)에서 제시한 기대여명을 그대로 이용하였다.

넷째, 노령연금만을 고려하는 것으로 하였으므로 가급연금, 유족장애연금은 고려하지 않았으며, 10년 미만 일시금 대상자도 분석에서 제외하였다.

다섯째, 보험료와 소득수준은 2007년 7월에 개정된 국민연금법에서의 보험료율과 소득대체율을 고려한다. 즉, 보험료율은 현행과 동일하게 1999년 4월 이후부터 9%를 적용하였고,<sup>10)</sup> 급여수준은

9) 지역가입자는 자신들이 직접 신고한 소득에 근거하여 국민연금보험료를 납부한다. 이에 본 연구도 설문조사에서 조사된 사업소득을 신고소득으로 간주하여 분석한다.

10) 지역가입자의 경우는 1995.5~2000.6까지 3%, 2007.7월부터 1년 동안 1%p씩 증가하여 2005.7월 이후 9% 보험료를 적용하도록 하고 있으므로 동 규정에 따라 적용하였다.

40년 가입을 기준으로 1999년~2007년까지는 60%, 2008년에는 50%, 2009년 이후는 매년 0.5%p씩 감소하여 2028년까지 40%의 소득대체율<sup>11)</sup>을 적용한다.

여섯째, 연금 수령기간에 적용되는 물가상승률은 국민연금발전위원회에서 발표한 추계자료를 활용하여 3%수준에서 유지되는 것으로 한다. 또한 할인율은 국민연금발전위원회(2003)에서 사용한 기금운용수익률 또는 국민연금 재정추계에서 사용하고 있는 임금상승률을 사용할 수 있고, 경우에 따라서는 물가상승률도 사용한다. 여기서는 1997년부터 2005년까지 개인소득(근로소득 및 사업소득 모두 반영)의 연평균상승률(8%)을 적용하여 2006년 말 기준으로 현재 가치화하였으며, 이외의 인구성장률 등의 변수들은 불변이라고 가정한다.

이러한 가정을 전제로 본 논문에서는 생애보험료, 생애연금액, 생애소득을 산출하고 국민연금법 개정전후의 소득분배 및 노동시장에 미치는 효과에 대해 분석한다. 여기서 생애소득이란 근로기간 동안에 벌은 임금소득 또는 사업소득<sup>12)</sup>에서 근로시점에서 부담한 보험료의 총액(=생애보험료)를 차감한 뒤, 은퇴 기간 동안에 받는 연금급여 총액(=생애연금액)을 합산한 금액을 의미한다. 즉, ‘생애근로소득-생애보험료+생애연금’과 같은 공식으로 계산된다.

## 2. 근로기간의 생애소득 추정

### 가. 추정모형 및 변수

임금함수를 이용하여 개인이 가지고 있는 특성에 적합한 연령대별 소득 수준을 추정할 수 있는데, 패널자료를 활용한 근로소득함수 추정 모형은 아래와 같이 설정하였다.

$$W_{it} = \mu + x_{it}\beta + v_i + e_{it}$$

단,  $W_{it}$  : 개인i의 t연령 年임금(로그를 취함)

$\mu$  : 상수항

$x_{it}$  : 개인i의 시간적으로 변화 가능한 t연령 독립변수(time-varying regressors)

$v_i$  : 개별근로자효과(unobservable individual-specific residual)

$e_{it}$ : 오차항

11) 국민연금 소득대체율은 (은퇴 후 연금월액)/(근로기간 평균월소득액) 공식으로 구한다.

12) 이하에서는 두 유형의 소득을 모두 “근로소득”으로 명명하여 논의한다.

## 나. 소득함수 추정결과

모형(fixed-effects model)과 확률효과모형(random-effects model) 모두를 사용하여 회귀방정식을 추정한 후, LM test와 Hausman 검정을 통해 본 연구의 분석에 어느 모형이 더 적합한 모형인지를 판단하였다. Pooled model을 여기서 제시하지 않은 이유는 앞에서 본 바와 같이 패널분석이 보다 유용하기 때문이다. LM test와 Hausman test 결과, 패널분석방법 중에서 고정효과모형이 적합한 것으로 분석되어 고정효과모형으로 추정한 결과를 제시하였다.

〈표 3〉 분석결과: 고정효과 모형

변수명	계수	P> t	변수명	계수	P> t
constant	0.0433	0.666	건강상태	-0.0060	0.127
연령	0.1769 ***	0.000	교육수준더미	-0.0467	0.212
(연령) <sup>2</sup>	-0.0013 ***	0.000	지역더미	0.0297 *	0.089
성별	(dropped)	(dropped)	취업여부더미	(dropped)	(dropped)
배우자유무	0.0163	0.261	경제활동상태	0.1018 ***	0.000
			가구주여부더미	0.0800 ***	0.000
<i>adj.R</i> <sup>2</sup>	0.2708				

## 3. 은퇴기간의 생애연금소득 추정

### 가. 추정방법

은퇴 이후의 연금소득을 추정하기 위해서는 위에서 산출된 연도별 소득에 보험료를 적용한 뒤, 그 적용보험료에 납부기간과 자신의 소득수준을 고려하여 계산해야 한다. 연금액 산출을 위한 급여산식은 1998년 말 법개정에 의해 1999년 이후 가입자와 이전 가입자간 적용에 있어 차이가 존재하므로 다음의 식 (2)에 의해 최초 수급시점의 기본연금액이 결정된다. (식 3)은 본 논문에서 가정하고 있는 1999년 4월 전(全)국민연금 도래 시점 이후부터의 제도 적용에 따른 기본연금액 산정방식이다.

$$P_{iR} = [1.8 \times p_1 + 1.5 \times p_2 + \alpha \times p_3] \times (A + B) \times (1 + 0.05n) \quad (2)$$

단, A : 연금수급전년도(연금수급 전 3년간)의 가입자전원의 평균소득월액

B = 가입자 개인의 가입기간 동안의 표준소득월액의 평균액

p1 = 총가입기간 중 99.4.~'07.12 가입기간

p2 = 총가입기간 중 08.1.~'08.12 가입기간

p3 = 총가입기간 중 09.1.이후 가입기간

n = 20년 초과연수

기본연금액에 대해 식 (3)과 같이 매년 물가상승률( $p_j$ )과 할인율( $y_j$ )을 적용하면, 현재시점(2006년) 불변가치로 생애연금액을 구할 수 있다. 즉, 은퇴시점에서의 연금액( $P_{iR}$ )에 매년 물가상승률을 적용한 다음, 할인율을 적용함으로써 생애연금액을 현재시점의 불변가치로 환산할 수 있다.

$$P_i = \sum_{t=R}^D P_{iR} \times \prod_{j=R}^t (1+p_j) / \prod_{j=h+1}^t (1+y_j) \quad (3)$$

단,  $P_{iR}$  : 은퇴시점(R)에서의 연금액,  $p_j$  : 일정시점(j)에서의 물가상승률

국민연금이 적용된 i가입자의 생애소득은 앞서 정의하였듯이 생애근로소득( $Y_i$ )에서 생애보험료( $C_i$ )를 차감한 뒤에 다시 생애연금액( $P_i$ )의 합하여 구할 수 있다 (식 (4)).

$$TY_i = Y_i - C_i + P_i \quad (4)$$