

비정규직 결정의 동태성과 남녀간 비정규직 격차분석

김 우 영*

본 연구의 목적은 비정규직의 상태의존성(state dependence)을 확인하고, 이러한 상태의존성이 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 얼마나 중요한지를 살펴보는 것이다. 분석을 위하여 한국노동패널(KLIPS)을 이용하며, 개인의 관측되는 이질성과 관측되지 않는 이질성을 모두 고려하면서 비정규직의 결정모형을 동태적으로 추정한다. 추정결과, 남성과 여성 모두에 있어서 현재의 비정규직여부는 과거의 비정규직 여부와 강한 상관관계를 갖는다는 것을 발견하였고, 비정규직의 상태의존성은 남성보다 여성이 월등히 높으며, 특히 기혼여성과 저학력 여성의 비정규직 고착성이 매우 높다는 것을 발견하였다. 남녀간 비정규직 비중의 격차를 분해한 결과, 비정규직 근로형태에 대한 남녀간 상태의존성의 차이가 그 격차의 대부분을 설명하는 매우 중요한 원인을 밝힌다.

1. 서론

외환위기 이후 우리나라의 노동시장은 많은 변화를 경험하고 있다. 경제성장의 둔화와 함께 성장의 고용창출력이 줄어들어 일자리 부족 현상이 나타나고 있으며 이는 높은 청년실업률로 연결되고 있다. 또한, 기업경쟁의 심화와 잦은 구조조정으로 고용의 불안정성이 증가되었고, 소득의 불평등이 심화되었으며, 빈곤층이 증가하는 경향을 보이고 있다. 이러한 노동시장의 변화와 직·간접적으로 연관이 있는 것은 아마도 비정규직 근로자의 확대라고 볼 수 있을 것이다.

비정규직 근로자의 증가는 많은 사회적 문제를 야기시키고 있다. 비정규직이라는 일자리 자체가 근로의 지속성이 낮은 특성을 지니고 있기 때문에 비정규직의 확산은 고용 불안정성을 높이는 결과를 초래하게 된다. 또한 비정규직 근로자는 정규직과 비교해서 상당한 임금격차가 있는 것으로 알려져 있으며 따라서 비정규직의 증가는 빈곤과 소득불평등의 한 원인이 되기도 한다.

비정규직의 확대가 사회적 관심사가 되면서 이와 관련한 다각적인 연구가 이루어져 왔다. 일부 연구들은 정규직과 비정규직의 임금격차를 추정하는데 초점을 맞추고 있으며(박기성·김용민 2007, 남재량 2007, 김용민·박기성 2006, 안주엽 2001 등), 다른 연구들은 기업의 비정규직 활용양식을 파악하고 있다(노용환 2007, 김동배·김주일 2002 등). 또한, 비정규직 근로자의 사회복지나 기업복지에서의 차별을 확인하는 연구도 있으며(성은미 2007, 배화숙 2005, 윤정향 2005 등), 노동운동과

* 공주대학교 경제통상학부 교수, kwy@kongju.ac.kr

비정규직의 관계를 살펴보는 연구도 존재한다(은수미 2007, 권순식·박현미 2006). 비정규직 근로자들을 대상으로 한 건강, 직업훈련, 직업만족도 등에 관한 연구도 일부 존재한다(이승렬 2007).

하지만 비정규직에 관한 기존의 많은 연구에도 불구하고 비정규직 근로자의 직업이동을 동태적으로 살펴본 연구는 소수에 그치고 있다. 비정규직의 동태적 분석은 비정규직이 함정인지 아니면 다른 고용형태로 진입하는 계단으로서의 역할을 하는지와 관련이 있는데 이에 대한 판단은 정책적으로 매우 중요한 의미를 갖는다는 것은 주지의 사실이다. 이 분야의 초기 연구인 남재량·김태기(2000)나, 최근 장지연·양수경(2007)의 연구가 이 문제를 다루고 있는데, 이들은 정규직과 비정규직 간의 이행확률을 계산하여 근로자가 한번 비정규직이 되면 그 상태에서 벗어나기 힘들다는 것을 보여주고 있다.

비록 이들의 연구가 비정규직에서 정규직으로의 이동이 어렵다는 것을 보이고는 있지만 단순히 정규직-비정규직 간의 이행확률만을 비교하여 비정규직 근로자의 상태의존성(state dependence)¹⁾을 판단하는 것은 적어도 두 가지 점에서 문제가 될 수 있다. 첫째, 관측되는 이질성(observed heterogeneity)을 통제하지 못하고 있다는 점이다. 예를 들어 비정규직 근로자가 주로 저학력자라고 생각해 보자. 이 경우 작년에 비정규직으로 있던 근로자가 올해 비정규직으로 있는 것이 비정규직 때문인지 아니면 근로자의 낮은 학력 때문인지 구별하기 어렵다. 비정규직 근로자가 상대적으로 저학력, 여성에 집중되어 있다는 점을 감안하면 이들을 통제하고 비정규직의 상태의존성을 식별하는 것이 필요하다.

두 번째 문제는 보이지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)을 통제하지 못하고 있다는 점이다. 만약 비정규직으로 있는 근로자가 능력이나, 적성, 근로의욕 등 계량경제학자에게 관찰되지 않는 특성 때문에 비정규직으로 남게 된다면 이는 비정규직의 상태의존성 때문이라고 볼 수 없으며, 근로자의 보이지 않는 특성 때문에 나타나는 현상으로 보아야 할 것이다. 따라서 근로자의 보이지 않는 특성을 통제하지 않고 비정규직 근로자의 상태의존성을 파악한다면 이는 잘못된 판단을 초래할 가능성이 높다.

한편, 비정규직에 대한 상태의존성은 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 있어서 중요한 요인으로 작용할 수 있다. 기존의 비정규직 통계나 연구에서, 여성의 비정규직이 남성보다 더 높다는 것을 지적하였지만 그 원인에 대해서는 체계적으로 밝히지 못하였다. 만약 비정규직의 상태의존성이 비정규직 결정에 있어서 중요하다면 이는 또한 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 있어서도 중요한 역할을 할 것으로 사료된다.

본 연구는 한국노동패널(KLIPS)을 이용하여 비정규직의 결정을 동태적으로 추정한다. 여기서 동태적이라 함은 현재의 직업형태가 과거의 직업형태에 영향을 받는다는 것을 의미하며 이러한 동태적 모형은 개인의 관측되는 이질성과 관측되지 않는 이질성을 모두 고려하여 추정된다. 따라서 동태적 모형의 추정을 통하여 비정규직의 상태의존성이 확인된다면 이는 단순한 이행확률의 비교로부터 얻어지는 것이 아니라 다른 모든 요인을 통제한 후의 순수한 비정규직의 상태의존성을 의미

1) 상태의존성이란 전기의 취업형태가 이번 기의 취업형태에 미치는 정도를 말한다. 즉, 전기에 비정규직으로 있는 사람일수록 이번 기에도 비정규직으로 있을 가능성이 높으면 상태의존성이 높다고 말할 수 있다.

하는 것이 될 것이다. 또한, 본 연구에서는 동태적 모형의 추정결과를 이용하여 우리나라 남녀간 비정규직 비중의 격차를 분해한다. 특히, 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 있어 비정규직 고용형태에 대한 상태의존성의 역할을 알아본다.

본 연구는 몇 가지 점에서 기존의 비정규직 문헌에 공헌하고 있다고 사료된다. 첫째, 비정규직의 결정을 동태적으로 추정한 거의 처음의 연구라고 할 수 있다. 특히 과거 비정규직 여부가 현재 비정규직 여부에 미치는 영향을 명시적으로 확인한 연구라고 할 수 있다. 둘째, 본 연구는 우리나라 남성과 여성의 비정규직 결정방식에 큰 차이가 있음을 보이며, 특히 여성의 비정규직 상태의존성이 남성보다 현저히 높다는 것을 밝히고 있다. 마지막으로, 남녀간 비정규직 의존성의 차이가 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 매우 중요한 요인이라는 것을 밝힌다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장은 이론적 모형을 소개하며, 3장은 자료의 소개와 기초통계를 제시한다. 4장은 계량모형을 구축하고, 5장은 동태적 임의효과 프로빗모형의 추정결과를 제시한다. 6장은 비정규직 비중의 남녀간 격차를 분해한 결과를 제시하며, 마지막으로 요약과 결론은 7장에 제시된다.

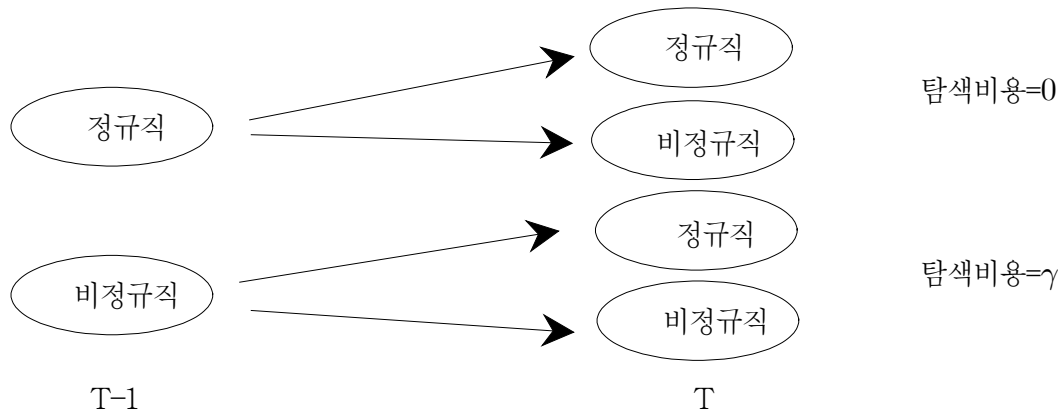
II. 모형

정규직-비정규직 일자리의 결정을 동태적으로 분석하기 위해서 Hyslop(1999)의 모형을 응용할 수 있다. Hyslop는 경제활동참가와 비참가의 두 가지 선택에 대한 의사결정을 동태적 탐색모형으로 설명하였는데 그는 의중임금(reservation wage)이 경제활동참가자와 비참가자 사이에 다르다는 것을 가정하고 이를 기초로 경제활동참가결정방식을 도출하고 있다. 구체적으로 Hyslop는 경제활동비참가자는 참가자보다 일자리 탐색비용이 더 높고 따라서 의중임금도 더 높을 가능성이 존재한다고 설정하고 실증분석을 통해서 이를 검증하였다.²⁾

Hyslop의 모형을 정규직-비정규직의 선택에 응용하면 다음과 같다. 근로자는 매 시기 말에 정규직 혹은 비정규직 일자리를 탐색하고 탐색에는 비용이 발생한다. 탐색비용은 근로자의 직업형태에 따라 다르게 나타나는데 근로자가 비정규직으로 있을 때의 탐색비용이 정규직으로 있을 때의 탐색비용보다 크다고 가정할 수 있다. 이는 비정규직에서 정규직으로 이동하는 것이 정규직에서 정규직으로 이동하는 것보다 상대적으로 많은 노력과 시간이 요구되기 때문이다. 구체적으로 근로자가 만약 전기 말에 비정규직이었으면 정규직으로의 탐색비용 γ 가 발생하고, 정규직이었으면 정규직으로의 탐색비용은 거의 0에 가깝다고 가정한다.³⁾

2) Hyslop(1999)의 순수한 이론적 모형에서는 경제활동참가자의 의중임금과 비경제활동참가자의 의중임금의 크기를 비교하기는 어려우나 실증분석 결과를 보면 경제활동참가자의 의중임금이 비경제활동참가자의 의중임금보다 적은 것으로 나타나고 있다.

3) 정규직에서 비정규직 또는 비정규직에서 비정규직으로 가기 위한 탐색비용은 거의 0에 가깝다고 가정한다. 따라서 평균탐색비용은 비정규직일 때가 정규직일 때 보다 크다고 가정할 수 있다.



비정규직 근로자는 정규직 근로자보다 탐색비용이 더 많기 때문에 정규직 선택을 위한 의중임금도 더 클 것이라고 기대할 수 있다. 정규직에 대한 의중임금프리미엄을 어느 근로자가 정규직을 선택하기 위해 받아야만 하는 최소의 정규직-비정규직 임금격차라고 정의하자. 이는 전기의 근로자의 직업형태에 따라 다를 것이다. Hyslop의 최적해를 이 경우에 적용하면 다음과 같은 관계를 얻을 수 있다.

$$(1) w_{1t}^* = w_{0t}^* - \gamma$$

식 (1)에서 w_{1t}^* 는 $t-1$ 에 정규직이었던 근로자의 t 초기의 정규직에 대한 의중임금프리미엄, w_{0t}^* 와 γ 는 각각 $t-1$ 에 비정규직이었던 근로자의 t 초기의 정규직에 대한 의중임금프리미엄과 탐색비용을 나타낸다. 만약 t 초기에 시장에서 형성된 정규직 임금프리미엄이 w_t 라고 하면 근로자의 정규직-비정규직 선택은 다음과 같이 이루어진다.

$$(2) y_t = \begin{cases} 1 & \text{if } w_t > w_{0t}^* - \gamma y_{t-1} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

위에서 y_t 가 1이면 정규직, 0이면 비정규직을 나타내며, y_{t-1} 은 전기의 정규직 또는 비정규직 형태를 나타낸다. 식 (2)는 $t-1$ 기 근로자의 직업형태에 상관없이 t 기의 정규직-비정규직 선택을 나타내고 있다. 만약 $t-1$ 에 근로자가 정규직이라면 $y_{t-1}=1$ 이 되며 이 경우 $w_t > w_{1t}^* = w_{0t}^* - \gamma$ 이면 정규직을 선택한다. 만약 $t-1$ 에 근로자가 비정규직이라면 $y_{t-1}=0$ 이 되며 이 경우 $w_t > w_{0t}^*$ 이면 정규직을 선택한다. 여기서 주의할 것은 w_t 나 w_t^* 는 임금자체가 아니라 정규직-비정규직의 (의중)임금격차라는 것이다. 식 (2)는 추후 동태적인 프로빗 모형으로 추정될 것이다.

III. 자료의 소개와 기초통계

정규직-비정규직 결정의 동태적 추정을 위해서 사용된 자료는 한국노동패널(KLIPS)이다. 한국노동패널은 1998년에 5,000가구를 대상으로 시작되어 현재 9차 survey가 완료된 상태이다. 본 연구에서는 이들 웨이브 중 5차(2002년)부터 9차(2006년)까지 5개년의 자료를 분석에 사용하기로 한다. 5차년도 자료부터 분석에 사용한 이유는 그 이전에는 정규직-비정규직의 구분이 “자기선언적인 방식”에 의존하고 있으나 5차년도부터는 “노사정위원회에서 제안한 방식”의 비정규직 고용구분이 가능하기 때문이다.⁴⁾

본 연구는 비정규직 근로자를 “노사정위원회에서 제안한 방식”을 사용하여 정의하기로 한다.⁵⁾ 이러한 선택이유는 “노사정위원회에서 제안한 방식”을 사용하는 것이 현재 통계청에서 공표하는 비정규직 비중 계산방식과 일치하며, 자기 선언적으로 비정규직을 판단할 경우 정규직/비정규직의 구분이 다분히 주관적일 수 있기 때문이다.

한국노동패널 5차-9차에 나타난 비정규직의 규모, 정규직과 비정규직간 이행확률은 <표 1>과 같다. 우선 전체 근로자에 대한 이행확률을 보면 직업이동에 있어서 상태의존성(state dependence)의 존재 가능성을 확인할 수 있다. 전기(t-1)에 정규직이었던 근로자가 다음 기(t)에 정규직으로 이전할 확률은 85% 이상이나, 전기에 비정규직이었던 근로자가 다음 기에 정규직으로 이전할 확률은 45% 이하로 떨어지고 있다. 이러한 현상은 비정규직에서도 나타나고 있다. 즉, 전기(t-1)에 비정규직이었던 근로자가 다음 기(t)에 비정규직으로 이전할 확률은 55% 이상이나, 전기에 정규직이었던 근로자가 다음 기에 비정규직으로 이전할 확률은 15% 정도로 나타나고 있다.

절대적 상태의존성은 비정규직보다 정규직에서 더 크게 나타나지만 상대적 상태의존성은 정규직과 비정규직에서 동일하게 나타난다. 예를 들면 2005년 정규직이었던 근로자가 2005년 비정규직이었던 근로자보다 2006년 정규직일 확률이 $45.3\%p(=0.854-0.401)$ 높게 나타나는데 이는 2005년 비정규직이었던 근로자가 2005년 정규직이었던 근로자보다 2006년 비정규직일 확률이 $45.3\%p(=0.599-0.146)$ 높게 나타나는 것과 동일하다. 즉, 정규직(t-1)→정규직(t)의 이행확률이 비정규직(t-1)→비정규직(t)의 이행확률보다 절대적으로는 크게 나타나지만 상대적 이행확률은 동일하다는 것을 의미한다. 또한, 상대적 상태의존성이 동일하다는 사실은 식 (2)에서 y_t 가 정규직을 1,

4) 노사정위원회에서 제안하고 통계청에서 발표하는 비정규직은 기간제근로자, 일일근로자, 특수고용, 가내노동자, 파견근로자, 용역근로자, 시간제근로자 등을 포함하며 이러한 고용형태는 한국노동패널 5차년도부터 확인이 가능하다. 따라서 여기서 사용된 “고용형태로서의 비정규직”은 노사정위원회의 정의를 따른다.

5) 한국노동패널에 나타난 자기선언적 비정규직 비중과 노사정위원회에서 제안한 방식으로 계산한 비정규직 비중은 차이를 보인다. 또한 이들은 통계청의 경제활동부가조사를 이용해 계산된 비정규직 비중과도 다소 차이를 보인다. 경제활동부가조사의 비정규직 비중이 대표성을 가진다고 할 때 한국노동패널의 자기선언적 비정규직 비중보다는 노사정위원회에서 제안한 방식에 따른 비정규직 비중이 좀 더 편익이 작은 것으로 판단된다 (부표 1 참조).

비정규직을 0으로 하든지 혹은 비정규직을 1, 정규직을 0으로 하든지 γ 값은 변하지 않는다는 것을 의미한다.

<표 1> 정규직-비정규직의 이행확률

		2002	2003	2004	2005	2006
전체	정규직(t-1)→정규직(t)		0.846	0.850	0.865	0.854
	비정규직(t-1)→정규직(t)		0.445	0.422	0.452	0.401
	정규직(t-1)→비정규직(t)		0.154	0.150	0.135	0.146
	비정규직(t-1)→비정규직(t)		0.555	0.578	0.548	0.599
	비정규직 비중	0.329	0.302	0.292	0.263	0.280
남성	정규직(t-1)→정규직(t)		0.848	0.855	0.866	0.843
	비정규직(t-1)→정규직(t)		0.535	0.494	0.527	0.472
	정규직(t-1)→비정규직(t)		0.152	0.145	0.134	0.157
	비정규직(t-1)→비정규직(t)		0.465	0.506	0.473	0.528
	비정규직 비중	0.289	0.259	0.249	0.224	0.255
여성	정규직(t-1)→정규직(t)		0.843	0.841	0.864	0.875
	비정규직(t-1)→정규직(t)		0.340	0.341	0.354	0.318
	정규직(t-1)→비정규직(t)		0.157	0.159	0.136	0.125
	비정규직(t-1)→비정규직(t)		0.660	0.659	0.646	0.682
	비정규직 비중	0.388	0.365	0.356	0.322	0.318

주: 2002년-2006년은 한국노동패널 5-9차년도.

<표 1>에서 특히 흥미로운 발견은 남성과 여성 간 상태의존성에 상당한 차이가 있다는 것이다. 우선 절대적 상태의존성을 보면 정규직(t-1)→정규직(t)의 이행확률에서는 큰 차이를 보이지 않지만, 비정규직(t-1)→비정규직(t)의 이행확률은 여성이 남성보다 매우 높게 나타남을 알 수 있다. 이는 여성의 경우 한번 비정규직 근로자가 되면 남성보다 더 고착화될 수 있음을 시사한다. 상대적 상태의존성의 경우 역시 여성이 남성보다 월등히 높게 나타나고 있다. 남성의 경우 2005년 정규직 근로자가 2006년 정규직이 될 확률은 2005년 비정규직이었던 근로자보다 37.1%p(=0.843-0.472) 높게 나타나는데, 여성의 경우는 그 확률이 55.7%p(=0.875-0.318)로 나타난다. 따라서 여성이 남성보다 고용형태에 대한 상대적 상태의존성도 높다고 할 수 있다.

앞서 이론적 모형에서 상대적 상태의존성(γ)은 비정규직에서 정규직으로의 이동에 따른 탐색비용 때문에 발생할 수 있는 것으로 설명되었다. 따라서 여성이 남성보다 상대적 상태의존성이 더 높다는 것은 남성보다 여성에 있어 정규직에 대한 탐색비용이 더 크다는 것을 암시한다. 이러한 차이는 여성이 갖는 특성(예를 들면 출산이나 육아 때문에 정규직에 대한 탐색이 어려우며 탐색의 효율성도 떨어질 수 있음)에 기인할 수도 있고, 노동시장에 존재하는 제도가 여성에게 불리하게 작용하기 때문일 수도 있다(예를 들면 차별). <표 1>의 수치만으로는 여성의 강한 상태의존성을 확인할 수 있을 뿐 그 원인에 대해서는 판단하기 어렵다. 이에 대해서는 회귀분석모형의 추정을 통해서 추후 다시 살펴보기로 한다.

다음은 모형의 추정에 사용된 인적특성변수에 대한 기초통계를 <표 2>에 제시한다.⁶⁾ 정규직/비정규직 형태는 해마다 다르기 때문에 2002년 자료만을 사용한 통계를 제시한다. 다른 해의 경우도 정규직/비정규직에 따른 인적특성은 크게 다르지 않다. <표 2>를 보면 정규직이 비정규직보다 다소 연령이 낮으며 특히 여성의 경우는 정규직일수록 더 젊은 층임을 알 수 있다. 이러한 특징은 혼인상태에서도 나타나고 있다. 남성보다 여성이 정규직일수록 미혼의 비중이 더 크게 나타나고 있다. 결국 여성의 경우 연령이 높고, 기혼일수록 비정규직의 확률이 높으며 이는 이들 계층의 정규직 탐색비용이 더 높을 가능성과 무관하지 않다고 보여진다. 교육수준이 높을수록 정규직 고용 가능성이 높게 나타나는데 이는 기존연구에서도 확인되고 있으며, 남성보다는 여성에 있어서 교육이 고용형태의 결정에 미치는 영향이 더 큰 것처럼 보인다.

<표 2> 정규직/비정규직 근로자의 속성 (2002년)

	남성		여성	
	정규직	비정규직	정규직	비정규직
연령	39.20	40.84	35.89	39.78
미혼	0.261	0.292	0.438	0.364
기혼	0.735	0.705	0.557	0.623
기타혼인	0.004	0.003	0.005	0.013
초등교육이하	0.052	0.118	0.128	0.190
중학교	0.111	0.145	0.138	0.147
고등학교	0.420	0.392	0.348	0.388
전문대	0.127	0.096	0.165	0.106
대학이상	0.290	0.249	0.221	0.166
표본수	1,697	684	989	605

주: 자료는 2002년 한국노동패널 5차년도.
기타혼인은 이혼, 별거, 미망인을 포함한다.

IV. 계량모형

앞의 단순통계를 통해서 전기의 고용형태가 현재의 고용형태에 중대한 영향을 미친다는 것을 알 수 있었으나 이는 다른 요인을 통제하지 않은 결과로서 순수한 상태의존성(state dependence)을 증명한다고 볼 수 없다. 따라서 정규직-비정규직의 동태성을 좀 더 포괄적으로 살펴볼 필요가 있으며 이를 위해서 식 (2)를 추정하기로 한다. 식 (2)를 추정하기 위해서는 w_i (정규직-비정규직의 시장임금격차), w_i^* (정규직-비정규직의 의중임금격차)에 대한 정보가 필요하다. 이제 정규직(비정규

6) 계량모형의 추정에서는 이들 변수 외에도 산업과 직업더미를 추가로 사용할 것이다.

직)의 시장임금과 정규직(비정규직)의 의중임금이 다음과 같은 Mincer Type의 관계로 결정된다고 하자.

$$(3) \quad w_{it}^j = X_{it}\beta^j + e_{it}^j \quad \text{and} \quad w_{it}^{*j} = X_{it}^*\beta^{*j} + e_{it}^{*j}$$

위에서 $j=r$ (정규직), n (비정규직)이며, w_{it}^j 와 w_{it}^{*j} 는 각각 고용형태 j 의 시장임금과 의중임금을 나타내고, 행렬 X_{it} 와 X_{it}^* 는 각각 시장임금과 의중임금에 영향을 주는 변수들을 포함하며, β^j 와 β^{*j} 는 계수벡터이고, e_{it}^j 와 e_{it}^{*j} 는 오차항을 나타낸다. 만약 $\beta \equiv \beta^r - \beta^n$, $\beta^* \equiv \beta^{*r} - \beta^{*n}$, $e_{it} = e_{it}^r - e_{it}^n$, $e_{it}^* = e_{it}^{*r} - e_{it}^{*n}$ 이라면 식 (2)는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$(4) \quad y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* = \gamma y_{it-1} + w_{it} - w_{0t} = \gamma y_{it-1} + X_{it}\beta - X_{it}^*\beta^* + e_{it} - e_{it}^* \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

식 (4)를 다시 간략화 시키면 다음과 같은 축약형 모형으로 표시될 수 있다.

$$(5) \quad y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* = \gamma y_{it-1} + Z_{it}\Gamma + v_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad \text{and} \quad t = 1, 2, \dots, T \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

식 (5)에서 y_{it}^* 와 y_{it-1} 은 표면적 상관관계(spurious correlation)를 가질 수 있는데 그 이유는 과거의 정규직 경험(y_{it-1})이 현재 이 근로자의 고용형태를 결정짓는 보이지 않은 특성과 밀접한 관계를 가질 가능성이 높기 때문이다. Heckman(1981)은 이를 표면적 상태의존성(spurious state dependence)라고 칭하고 있다. 이를 해결하기 위해서는 근로자의 보이지 않는 이질성을 통제해야 하는데 여기서는 오차항(v_{it})이 다음의 관계를 갖는 것으로 가정한다.

$$(6) \quad v_{it} = u_i + \epsilon_{it}$$

식 (6)을 (5)에 대입하면,

$$(7) \quad y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* = \gamma y_{it-1} + Z_{it}\Gamma + u_i + \epsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad \text{and} \quad t = 1, 2, \dots, T \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

만약 식 (7)에서 y_{it-1} 이 없다면 임의효과프로빗모형(random effects probit model)으로 추정될 수 있다. 하지만 y_{it-1} 이 존재하면 임의효과프로빗모형은 일관된 추정치(consistent estimates)를 제공하지 못하는데 그 이유는 초기 비정규직여부가 개인의 보이지 않는 이질성(u_i)과 상관성을 가지

기 때문이다(Hsiao, 1986). 즉, $E[u_i y_{i0}] \neq 0$ 이기 때문에 식 (7)을 임의효과프로빗모형으로 추정하면 잘못된 추정치를 얻게 된다.

식 (7)의 추정은 최근 일부 연구자(Arulampalam et al 2000, Dorsett 1999, Phimister et al 2002)들에 의해서 2단계로 이루어지고 있다. 첫 번째 단계는 초기결정식을 축약형으로 추정하는 것이다. 즉,

$$(8) y_{i0} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{i0}^* = Q_i \lambda + \eta_i, \text{ and } i = 1, 2, \dots, n \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

위에서 Q_i 는 초기의 변수 뿐 아니라, 그 이전과 미래의 정보를 포함할 수 있다.⁷⁾ 만약 u_i 와 η_i 가 이량정규분포(bivariate normal distribution)를 갖고 상관계수가 ρ 라고 가정하면 u_i 를 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$(9) u_i = \delta \eta_i + \mu_i$$

위에서 $\delta = \rho \sigma_u / \sigma_\eta$ 이고 $\text{var}(\mu) = \sigma_u^2 (1 - \rho^2)$ 이다. 식 (9)를 식 (7)에 대입하면 다음을 얻는다.

$$(10) y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } y_{it}^* = \gamma y_{it-1} + Z_{it} \Gamma + \delta \eta_i + \mu_i + \epsilon_{it} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

앞서 식 (10)을 추정하는데 있어서 $E[u_i y_{i0}] \neq 0$ 라는 것이 문제가 됨을 지적하였다. 따라서 $u_i (= \delta \eta_i + \mu_i)$ 에서 y_{i0} 를 제거하는 것이 필요하다. 이는 $E[u_i | y_{i0}]$ 를 구함으로써 가능해진다. $E[u_i | y_{i0}] = E[\delta \eta_i + \mu_i | y_{i0}]$ 인데 $E[\mu_i | y_{i0}] = 0$ 이기 때문에 $E[u_i | y_{i0}] = E[\delta \eta_i | y_{i0}]$ 이 된다. Gouriéroux et al(1987)은 프로빗 모형에서 오차항의 기대치를 구하는 방식을 제시하며 다음을 보이고 있다(pp. 14-15).

$$(11) E[\eta_i | y_{i0}] = \frac{\phi(Q_i \lambda)}{\Phi(Q_i \lambda)[1 - \Phi(Q_i \lambda)]} [y_{i0} - \Phi(Q_i \lambda)]$$

따라서 식 (10)을 추정하는 두 번째 단계는 식 (10)에서 η_i 대신 $E[\eta_i | y_{i0}]$ 을 대체하여 임의효과프로빗모형으로 추정하는 것이다. 이 방법은 η_i 대신 $E[\eta_i | y_{i0}]$ 을 사용함으로써 $E[\eta_i | y_{i0}] \neq 0$ 인 문제를 해결하고 있다. 이러한 방식은 표본선택의 문제를 해결하는 Heckman의 2단계 추정방법과 유사하다고 볼 수 있으며, 초기조건을 무시하면서 발생하는 편의(bias)를 교정하여 일관된 추정치

7) 미래의 정보를 포함하는 한 방법은 변수의 평균을 사용하는 것이 될 수 있다(Arulampalam et al 2000).

를 제공한다는 점에서 바람직하다.

V. 동태적 임의효과 프로빗모형의 추정결과

단순 이행확률을 통하여 정규직 또는 비정규직 고용형태의 선택에 있어서 상당한 정도의 상태의 존성이 존재하고 있음을 살펴보았다. 하지만 단순히 정규직-비정규직 간의 이행확률만을 비교하여 고용형태의 상태의존성을 파악하는 것은 근로자 개인의 관찰되는 속성(observed characteristics)과 관찰되지 않는 이질성(unobserved heterogeneity)을 통제하지 못하고 있다는 점에서 문제가 있다. 이제 식 (10)의 추정을 통하여 이들 이질성들을 통제한 순수한 상태의존성의 존재여부를 검증하기로 하자.

<표 3>은 식 (10)을 임의효과 프로빗모형으로 추정한 결과를 제시하고 있다. 본 연구의 목적이 비정규직 근로자의 상태의존성에 초점을 맞추고 있으므로 식 (10)에서 y_{it} , y_{it-1} 을 비정규직이면 1, 아니면 0으로 정의한다. 앞장에서 지적한 바와 같이 y_{it-1} 의 계수인 γ 는 상대적 상태의존성을 나타내므로 γ 의 추정치는 정규직을 1로 하든, 비정규직을 1로 하든 변함이 없다.

우선 과거의 고용형태를 제외한 정태적 모형과 과거의 고용형태를 포함한 동태적 모형의 추정결과를 비교하면 후자에 있어서 로그우도함수가 크게 증가하고 있음을 알 수 있다. Likelihood ratio($=2(LLF_0-LLF_1)$)를 계산한 결과 남성의 경우 126.94, 여성의 경우 160.59로 99% 수준, 자유도 2에서 $\chi^2_{critical}(2)=9.21$ 보다 크다. 따라서 정태적 모형을 기각한다.

<표 3>에서 우리가 가장 관심을 갖는 변수는 비정규직(t-1)의 계수이다. 이 계수는 남성과 여성 모두에 있어서 양수이며 95% 수준에서 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 즉, 남성과 여성 모두에 있어서 전년도 비정규직인 경우 당해년도 비정규직이 될 확률이 훨씬 높아짐을 알 수 있다. 여기서 발견된 강한 상태의존성은 개인의 보이는, 보이지 않는 이질성을 모두 통제한 후에 확인되었다는 점에서 의의가 있다. 또한, 이러한 상태의존성은 남성보다 여성이 거의 두 배 가까이 높게 나타나고 있다.

이론적 모형에서 전기의 고용형태의 계수(γ)는 비정규직에서 정규직으로 이동하는데 드는 탐색 비용이라고 가정하였다. 따라서 남성에 비하여 여성에 있어서 비정규직(t-1)의 계수가 더 크게 나타난다는 것은 남성보다 여성이 비정규직에서 정규직으로 이동하는데 더 많은 비용이 발생한다는 것을 의미한다. 결국 한번 비정규직이 되면 다음 해에도 비정규직으로 남아 있을 확률은 남성보다 여성에게 더 높다고 할 수 있다. <표 3>에 포함된 변수 외에 산업, 직종, 노조유무를 추가로 통제하고 추정한 결과는 부록 <부표 2>에 제시된다. 이 경우에도 남녀간 상태의존성의 차이에 대한 결론은 변하지 않음을 알 수 있다.

<표 3>에 나타난 다른 변수들을 보면, 연령이 증가할수록 비정규직 고용형태를 가질 확률이 높고, 교육수준이 높을수록 비정규직일 확률이 낮게 나타나며, 전문대 및 대학교육의 효과는 남성보

다는 여성에게서 더 크게 나타나고 있다는 것을 알 수 있다. <부표 2>를 보면 서비스산업보다는 제조업에서 비정규직으로 일할 확률이 낮으며, 서비스직종보다 생산직종에서 일할 때 비정규직일 가능성이 높은 것으로 나타나고 있다. 또한, 남성의 경우 사업장에 노조가 있을 때 비정규직으로 일할 확률이 낮게 나타나고 있다. 끝으로 $\eta = E[\eta_i | y_{i0}]$ 의 계수는 남성, 여성 모두 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이는 초기조건(y_{i0})과 개인의 보이지 않는 이질성(u_i)과의 상관성을 무시할 경우 편의된 추정치를 얻을 수 있음을 시사한다.

<표 3> 임의효과 프로빗모형 추정결과 (종속변수=비정규직여부)

	정태적 모형		동태적 모형	
	남성	여성	남성	여성
비정규직(t-1)	-	-	0.369** (0.078)	0.642** (0.124)
연령	0.016** (0.005)	0.023** (0.009)	0.013** (0.004)	0.013* (0.007)
초등교육이하	0.747** (0.165)	0.078 (0.269)	0.590** (0.138)	0.215 (0.195)
중학교	0.378** (0.122)	-0.265 (0.285)	0.297** (0.101)	-0.136 (0.179)
전문대학	-0.305** (0.134)	-0.874** (0.245)	-0.276** (0.112)	-0.559** (0.184)
대학	-0.209** (0.092)	-0.617** (0.218)	-0.188** (0.077)	-0.422** (0.151)
기혼	-0.154 (0.102)	-0.050 (0.157)	-0.127 (0.087)	-0.045 (0.115)
기타혼인	0.594* (0.351)	-1.607** (0.752)	0.536* (0.322)	-0.771 (0.609)
2004년터미	-0.039 (0.067)	-0.135 (0.106)	-0.018 (0.066)	-0.098 (0.099)
2005년터미	-0.197** (0.069)	-0.318** (0.109)	-0.168** (0.068)	-0.244** (0.103)
2006년터미	-0.105 (0.069)	-0.362** (0.111)	-0.068 (0.067)	-0.249** (0.105)
상수	-1.546** (0.195)	-1.437** (0.365)	-1.474** (0.163)	-1.291** (0.267)
η			-0.357** (0.050)	-0.678** (0.099)
ρ	0.465** (0.027)	0.712** (0.033)	0.309** (0.039)	0.424** (0.061)
Log likelihood	-2219.359	-1057.684	-2155.889	-977.388
Wald chi2(10) (p value)	108.98 (0.000)	58.11 (0.000)	290.91 (0.000)	284.87 (0.000)
Obs	N=1,201, T=4	N=564, T=4	N=1,201, T=4	N=564, T=4

주: η 에 해당하는 수치는 $E[\eta_i | y_{i0}]$ 의 계수를 나타내며, $\rho = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + 1)$ 이며 μ 는 식 (10)에 나타난 개인특수적 오차항임.

()안의 수치는 표준오차. **는 95%, *는 90% 수준에서 유의.

여성이 남성보다 비정규직에 대한 상태의존성이 높다는 것은 여성의 비정규직 비중이 남성보다 높게 만드는 한 단초를 제공한다. 하지만 정책적으로 좀 더 의미를 가지려면 여성 중 어느 그룹이 비정규직에 대한 의존성이 높은지를 밝히는 것이 중요할 것이다. <표 2>의 단순평균을 통하여 여성의 경우 연령이 많고, 기혼자일수록 비정규직일 가능성이 높다는 것을 알았다. 따라서 이들 집단을 분리하여 비정규직의 상태의존성을 추정하는 것이 유익한 정보를 제공할 수 있다. <표 4>는 여성을 미혼인 그룹과 기혼인 그룹으로 구분하여 식 (10)을 재추정한 결과를 제시한다.

<표 4> 기혼과 미혼여성을 대상으로 한 임의효과 프로빗모형 추정결과

	동태적 모형	
	기혼	미혼
비정규직(t-1)	0.742(0.145)**	0.488(0.239)**
연령	0.016(0.009)*	0.016(0.012)
초등교육이하	0.105(0.211)	0.341(0.445)
중학교	-0.129(0.193)	-0.329(0.423)
전문대학	-0.838(0.264)**	-0.180(0.259)
대학	-0.608(0.192)**	-0.026(0.248)
2004년더미	-0.095(0.125)	-0.136(0.167)
2005년더미	-0.187(0.128)	-0.381(0.178)**
2006년더미	-0.131(0.129)	-0.558(0.192)**
상수	-1.479(0.398)**	-1.412(0.407)**
η	-0.640(0.116)**	-0.803(0.191)**
ρ	0.419(0.075)**	0.428(0.113)**
Log likelihood	-651.414	-336.263
Wald chi2(20)	205.55	99.65
(p value)	(0.000)	(0.000)
Obs	N=1497	N=791

주: η 에 해당하는 수치는 $E[\eta_i | y_{i0}]$ 의 계수를 나타내며, $\rho = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + 1)$ 이며 μ 는 식 (10)에 나타난 개인특수적 오차항임.

()안의 수치는 표준오차. **는 95%, *는 90% 수준에서 유의.

기혼여성의 경우 비정규직(t-1)의 계수는 0.752로 전체 평균 0.642보다 높으며, 미혼여성의 경우 해당계수는 0.488로 추정되어 기혼여성에 비하여 현저히 작게 나타나고 있다. 이는 기혼여성이 미혼여성보다 비정규직에 대한 상태의존성이 강하며, 정규직에 대한 탐색비용이 더 크다는 것을 의미한다. 기혼여성이 미혼여성보다 정규직에 대한 탐색비용이 높은 것은 기혼여성의 가사부담, 출산 및 육아와 관련이 있을 것으로 사료된다. 즉, 출산과 육아부담을 가지는 기혼여성일 경우 정규직 직장 탐색에 전념하기 어려우며 또한 노동시장에 대한 정보부족으로 더 많은 탐색비용을 지불할 가능성이 높다. 게다가 기업들이 미혼여성을 선호할 경우, 기혼여성의 정규직 이동은 더욱 어려울 수 있다. 기혼여성이 미혼여성에 비하여 정규직 이동이 어렵다는 본 연구의 발견은 우리나라 기혼

여성의 낮은 경제활동참가율과 함께 이들의 노동시장지위가 얼마나 열악한지를 보여주는 것이라 하겠다.

한편, 비정규직 의존성의 차이는 교육수준에 따라 달리 나타날 가능성이 높다. 이를 확인하기 위하여 여성을 고등학교교육이하와 전문대이상의 두 집단으로 구분하여 임의효과 프로빗모형을 추정하여 보았다. 그 결과는 <표 5>에 제시된다.⁸⁾ 고등학교 교육이하 여성의 경우 비정규직(t-1)의 계수는 0.784로 전체 평균 0.642보다 높으며, 전문대이상 여성의 경우 해당계수는 0.279로 추정되어 고등학교교육이하 여성에 비하여 현저히 작게 나타나고 있다. 결국 여성이 남성에 비하여 비정규직에 대한 상태의존성이 높은 원인은 저학력층 여성의 상태의존성이 강하기 때문이라고 할 수 있을 것이다.

<표 5> 저학력, 고학력 여성을 대상으로 한 임의효과 프로빗모형 추정결과

	동태적 모형	
	고등학교 이하	전문대 이상
비정규직(t-1)	0.784(0.148)**	0.279(0.232)
연령	0.020(0.006)**	-0.001(0.016)
기혼	0.120(0.136)	-0.248(0.222)
기타혼인	-0.453(0.620)	-8.562(31.08)
2004년더미	-0.019(0.121)	-0.233(0.179)
2005년더미	-0.156(0.124)	-0.409(0.189)**
2006년더미	-0.167(0.126)	-0.424(0.193)**
상수	-1.802(0.288)**	-1.039(0.477)**
η	-0.689(0.123)**	-0.632(0.164)**
ρ	0.399(0.077)**	0.477(0.101)**
Log likelihood	-669.117	-301.034
Wald chi2(20)	218.48	41.03
(p value)	(0.000)	(0.000)
Obs	N=1442	N=814

주: η 에 해당하는 수치는 $E[\eta_i | y_{i0}]$ 의 계수를 나타내며, $\rho = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + 1)$ 이며 μ 는 식 (10)에 나타난 개인특수적 오차항임.

()안의 수치는 표준오차. **는 95%, *는 90% 수준에서 유의.

저학력 여성의 비정규직에 대한 의존성이 더 높다는 것은 최근 나타나는 소득양극화 현상과도 일맥상통한다고 볼 수 있다. 이병희(2007)는 정규직 뿐 아니라 비정규직 근로자 중 저임금근로자의 비중이 증가하는 추세임을 보이고 있는데 이러한 현상은 비정규직 근로자 중 인적자본(교육수준)이 낮은 계층이 비정규직에 더 고착화될 때 나타날 수 있다. 따라서 저학력 여성의 비정규직에 대한 의존성이 강하다는 본 연구의 발견은 이병희(2007)의 발견과도 일관성을 가진다고 할 수 있다.

8) 표본수가 작아 더 이상의 세분화는 변수의 통계적 유의성을 현저히 저하시킨다.

또한, 이병희(2007)는 외환위기 이후 소득불평등의 증가는 집단간 불평등의 증가에 기인함을 밝히고 있는데 이 역시 저학력 여성층이 비정규직으로 고착화된다면 집단간 소득격차는 확대될 것이기 때문에 충분히 나타날 수 있는 현상으로 여겨진다.

지금까지 초기조건을 고려한 임의효과 프로빗모형의 추정을 통하여 남성과 여성 모두에게 있어 (비)정규직 고용형태에 대한 상태의존성이 강하게 존재한다는 것을 밝혔으며, 이러한 상태의존성은 여성, 특히 기혼, 저학력 여성에게 더 강하게 나타남을 보였다. 이제 이러한 상태의존성의 남녀간 차이가 남성-여성 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 어떤 역할을 수행하는지 살펴보기로 하자.

VI. 비정규직 비중의 남녀간 격차 분석

우리나라 비정규직 비중의 특징 중 하나는 여성의 비정규직 비중이 남성보다 더 높다는 것이다. 이러한 차이는 왜 발생하는 것일까? 지금까지 비정규직의 결정에 대한 프로빗 추정(안주엽 2001 등)은 많이 있었지만 비정규직의 남녀간 차이를 설명한 연구는 거의 없었다고 해도 과언이 아니다. 이 장에서는 비정규직 비중의 남녀간 차이가 왜 나타나는지를 밝히고, 특히 상태의존성이 남녀간 비정규직 비중의 격차에 어떤 영향을 미치는지를 살펴보기로 한다.

남녀간 임금격차와 같이 선형함수를 분해하는 것은 비교적 손쉽게 달성될 수 있다(Oaxaca 1972). 하지만 프로빗 추정과 같은 비선형함수를 분해하는 것은 일정한 가정이 필요하다(Even and Macpherson 1993). 여기서는 평균남성과 평균여성을 상정하여 이들의 비정규직 비중을 추정하고 그 격차를 분해하기로 한다. 평균근로자의 개념을 사용하는 것은 Oaxaca 분해방식과 유사하며 Doiron and Riddell(1994)의 의해서도 사용된 적이 있다.

식 (10)에서 평균근로자 $j(=m(\text{남성}), f(\text{여성}))$ 로부터 예측되는 비정규직 확률(비중)은 다음과 같이 표시될 수 있다.⁹⁾

$$(12) \Phi(\overline{X^j} \Delta^j) = \Phi(\gamma^j \overline{y^j} + Z^j \Gamma^j), \quad j=m, f$$

위에서 Φ 는 표준정규누적분포를 나타내며, $\overline{X^j}$ 는 $(\overline{y^j}, \overline{Z^j})$ 의 행벡터, Δ^j 는 (γ^j, Γ^j) 의 열벡터, $\overline{X^j} = \frac{1}{NT} \sum_i \sum_t X_{it}^j$ 이다. 식(12)에서 평균여성의 비정규직 확률을 평균남성의 값으로 Taylor expansion하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

9) 표준정규누적분포가 비선형이기 때문에 평균근로자의 비정규직 확률과 근로자들의 비정규직 확률의 평균은 서로 다를 수 있다.

$$(13) \Phi(\overline{X^f \Delta^f}) \simeq \Phi(\overline{X^m \Delta^m}) + \phi(\overline{X^m \Delta^m})(\overline{X^f \Delta^f} - \overline{X^m \Delta^m})$$

위에서 ϕ 는 표준정규확률분포를 나타낸다. 식 (13)을 통하여 여성과 남성의 비정규직 비중의 격차는 식 (14)가 되며 이는 다시 계수의 차이와 속성의 차이로 분해될 수 있다.

$$(14) \Phi(\overline{X^f \Delta^f}) - \Phi(\overline{X^m \Delta^m}) \simeq \phi(\overline{X^m \Delta^m})(\overline{X^f \Delta^f} - \overline{X^m \Delta^m}) \\ = \phi(\overline{X^m \Delta^m})[\overline{X^f}(\Delta^f - \Delta^m) + (\overline{X^f} - \overline{X^m})\Delta^m]$$

<표 6>은 임의효과 프로빗모형 추정결과를 이용하여 여성과 남성의 비정규직 비중의 격차를 식 (14)에 따라 분해한 결과이다. 여성의 예측 비정규직 비중($\Phi(\overline{X^f \Delta^f})$)은 18.15%이며, 남성의 예측 비정규직 비중($\Phi(\overline{X^m \Delta^m})$)은 15.33%로 그 격차는 2.82%p이다. <표 6>을 보면 여성-남성의 비정규직 비중을 분해한 결과가 0.0267(2.67%p)로 2.82%p와 상당히 근접해 있음을 알 수 있다. 따라서 Taylor expansion을 통한 비정규직 비중 격차의 분해는 이 경우 상당히 정확하다고 할 수 있다.

<표 6> 여성과 남성의 비정규직 비중의 분해결과

	계수의 차이	속성의 차이	합계	구성비(%)
비정규직(t-1)	0.0199	0.0072	0.0271	101.22
연령	0.0000	-0.0065	-0.0065	-24.46
교육	-0.0490	0.0164	-0.0326	-121.87
혼인	0.0096	0.0058	0.0154	57.68
경기변동	-0.0199	0.0000	-0.0199	-74.58
상수	0.0433	0.0000	0.0433	162.00
합계	0.0039	0.0228	0.0267	100%
구성비(%)	14.61	85.39	100%	

주: 교육은 초등, 중학교, 전문대, 대학을, 혼인은 기혼과 기타혼인을, 경기변동은 연도더미를 합친 값임.

상수는 2003년 고등학교교육을 받은 미혼자를 나타냄.

평균여성과 평균남성의 추정 비정규직 비중은 각각 18.15%, 15.33%임.

우선, 비정규직 비중의 차이를 계수의 차이와 속성의 차이로 분해해 보면, 두 부분 모두 중요하지만 계수의 차이보다는 속성의 차이가 더 큰 역할을 한다는 것을 알 수 있다. 즉, <표 6>의 결과만을 본다면 여성의 비정규직 비중이 남성보다 높은 주된 원인은 여성이 남성보다 비정규직 근로자의 속성을 더 많이 가지고 있기 때문이라고 할 수 있다.

다음으로 비정규직 비중의 남녀 차이에 각 변수가 미치는 공헌을 살펴보면, 전기(t-1)의 비정규직 여부와 혼인여부가 비정규직 격차를 확대시키는 역할을 하며, 교육이나 연령은 그 격차를 축소시키는 작용을 한다는 것을 알 수 있다. 특히 비정규직(t-1)은 남녀간 비정규직 비중의 거의 전부를 설명하는 아주 중요한 변수로 나타나고 있다. 또한 비정규직(t-1) 변수의 경우, 계수의 차이가 속성의 차이보다 더 크게 나타나는데 이는 앞서 <표 3>에서 여성의 상태종속성(γ)이 남성에 비하여 거의 2배나 크게 나타나는 것에 기인한다. 이상을 통하여 비정규직 비중의 남녀간 격차를 설명하는데 있어 비정규직 근로형태에 대한 남녀간 상태의존성의 차이가 매우 중요한 요인임을 확인할 수 있다.

남녀간 비정규직 비중의 격차분해는 추정모형의 설정에 따라 달리 나타날 수 있다. 앞서 얻어진 결과의 견고성(robustness)을 확인하기 위해서 산업, 직종, 노조 등을 추가로 통제한 임의효과 프로빗모형의 추정결과(부표 2)를 이용하여 식 (14)의 분해를 다시 반복하여 보았으며, 그 결과는 <표 7>에 제시된다.

<표 7> 여성과 남성의 비정규직 비중의 분해결과 (산업, 직종, 노조포함)

	계수차이	속성차이	합계	구성비(%)
비정규직(t-1)	0.0198	0.0074	0.0272	98.20
연령	-0.0483	-0.0041	-0.0524	-188.83
교육	-0.0534	0.0098	-0.0436	-157.32
혼인	0.0077	0.0024	0.0101	36.41
경기변동	-0.0206	0.0000	-0.0206	-74.16
산업	0.0196	0.0053	0.0249	89.78
직종	-0.0019	-0.0237	-0.0256	-92.12
노조	0.0085	0.0053	0.0138	49.87
상수	0.0938	0.0000	0.0938	338.17
합계	0.0253	0.0024	0.0277	100%
구성비	91.22	8.78	100%	

주: 교육, 혼인, 경기변동은 <표 6>의 주와 같이 정의되고, 산업은 농림과 제조업을, 직종은 전문직, 사무직, 판매직, 숙련직, 비숙련직을 각각 합한 값임.

상수는 2003년 고등학교교육을 받은 미혼자로서 서비스업과 서비스직종에서 일하는 근로자를 나타냄. 평균여성과 평균남성의 추정 비정규직 비중은 각각 18.60%, 15.67%임.

<표 7>을 보면 여성의 비정규직 비중이 남성보다 약 2.77%p 높게 나타나는데 이 중 계수의 차이가 91.22%, 속성의 차이가 8.78%로, 전자가 후자보다 훨씬 크게 나타남을 알 수 있다. 이는 속성의 차이가 더 중요하다는 <표 6>의 결과와 상반된다. 따라서 현재로선 비정규직 격차를 설명하는데 어느 쪽이 더 중요한지에 대한 판단은 확실치 않다. 다만, 산업, 직종, 노조 등을 추가로 통제한 모형이 포괄적이라고 본다면 오히려 계수의 차이가 여성의 비정규직 비중을 높이는데 상대적으로

더 중요한 역할을 한다고 볼 수도 있을 것이다.

하지만 전기($t-1$) 비정규직 여부의 중요성은 <표 7>에서도 다시 한번 확인되고 있다. 비정규직 ($t-1$)변수의 계수차이와 속성차이의 합은 0.0272로서 남녀간 비정규직 비중 격차의 98.2%를 설명하고 있다. 또한, 비정규직($t-1$)변수의 공헌은 대부분 계수의 차이에 기인한다는 것도 전과 동일하다. 결국, 여성의 비정규직 비중이 남성보다 높은 주요 원인은 여성이 남성보다 비정규직 고용형태에 더 의존하고 있기 때문이라고 할 수 있다. 다시 말하면 여성의 비정규직에 대한 상태의존성(γ)이 남성보다 더 높다는 것이다. <표 7>은 남녀간 비정규직 격차를 높이는데 혼인여부, 산업, 노조 등도 공헌하고 있음을 보여주고 있다.

VII. 요약과 결론

대부분의 경제활동이 효율성과 형평성의 상충관계(tradeoff)에 놓이게 되듯이 비정규직의 증가도 노동시장의 유연성제고와 소득불평등이라는 상충관계를 가진다고 할 수 있다. 하지만 비정규직의 고착화는 조금 다른 문제라고 볼 수 있다. 비정규직 비중이 높더라도 정규직-비정규직의 이동이 자유로운 것과 그렇지 않은 것과는 근로자에게 미치는 영향이 다르기 때문이다. 한번 비정규직이 되면 계속해서 비정규직이 된다면 이들 근로자들은 낮은 소득에서 탈출하기 어려울 것이며 사회적 지위의 향상도 불가능하게 될 것이다. 더욱이 만약 이러한 비정규직의 고착화가 사회적 약자에게 나타나며, 사회적 편견에 기인한다면 이는 노동시장의 형평성 뿐 아니라 효율성도 저해할 가능성이 있다. 이러한 이유로 대부분의 경제학자와 사회학자들은 소득계층간 자유로운 이동이 계층간 갈등을 해소하고, 노동시장의 효율성과 형평성을 제고할 수 있다고 믿고 있다.

본 연구의 목적은 비정규직의 상태의존성(state dependence)을 확인하고, 이러한 상태의존성이 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 얼마나 중요한지를 살펴보는 것이다. 이를 위하여 본 연구는 한국노동패널(KLIPS) 5차-9차 자료를 이용하였으며, 개인의 관측되는 이질성과 관측되지 않는 이질성을 모두 고려하면서 비정규직의 결정모형을 동태적으로 추정하였다. 본 연구에서 얻어진 주요 결과를 정리하여 요약하면 다음과 같다.

- 1) 남성과 여성 모두에 있어서 현재의 비정규직 여부는 과거의 비정규직 여부와 강한 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 여기서 발견된 강한 상태의존성은 개인의 보이는, 보이지 않는 이질성을 모두 통제된 후에 확인되었다는 점에서 의의가 있다.
- 2) 비정규직의 상태의존성은 남성보다 여성이 거의 두 배 가까이 높게 나타나고 있다. 이는 남성에 비하여 여성에 있어서 정규직에 대한 탐색비용이 더 크다는 것을 암시한다.
- 3) 여성을 기혼/미혼으로 구분하여 동태적 모형을 추정한 결과, 기혼여성이 미혼여성보다 비정규직에 대한 상태의존성이 강하며, 정규직에 대한 탐색비용도 더 큰 것으로 나타났다. 기혼여성이 미혼여성보다 정규직에 대한 탐색비용이 높은 것은 기혼여성의 가사부담, 출산 및 육아와

관련이 있을 것으로 사료된다.

- 4) 여성을 저학력/고학력으로 구분하여 동태적 모형을 추정한 결과, 고등학교교육이하 여성이 전 문대이상 여성보다 비정규직에 대한 상태의존성이 높은 것으로 나타났다. 결국, 저학력층 여성의 높은 상태의존성이 여성의 상태의존성을 남성보다 높게 하는 하나의 원인으로 작용하고 있다.
- 5) 남녀간 비정규직 비중의 격차를 계수의 차이와 속성의 차이로 분해한 결과 두 부분 모두 중요한 것으로 나타났다. 하지만 이들의 상대적 중요성은 산업과 직업을 통제한 모형과 그렇지 않은 모형에 따라 달리 나타나고 있다.
- 6) 남녀간 비정규직 비중의 격차를 변수별로 분해한 결과, 전년도의 비정규직 여부가 남녀간 비정규직 격차의 대부분을 설명하는 것으로 나타났다. 따라서 비정규직 근로형태에 대한 남녀간 상태의존성의 차이는 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는 매우 중요한 원인이 된다.

비정규직에 대한 상태의존성, 특히 여성에 있어서의 높은 상태의존성의 확인은 본 연구의 중요한 발견 중 하나이다. 상태의존성의 확인은 우리나라 노동시장에서 나타나는 근로자의 직업이동의 패턴, 정규직-비정규직의 소득격차, 남녀간 임금격차를 설명하는데 중요한 단서를 제공한다는 점에서 의의가 있다.

또한, 본 연구에서 여성의 비정규직 상태의존성이 남성보다 높은 원인은 기혼여성과 저학력여성의 높은 상태의존성 때문이라는 것을 밝혔다. 따라서 남녀간 비정규직의 격차를 줄이기 위해서는 기혼여성, 저학력여성의 탐색비용을 줄이는 노동시장 정책이 필요할 것이다. 특히 우리나라 기혼여성은 출산과 육아부담으로 OECD 국가들 중 가장 낮은 경제활동참가율을 보이고 있다. 따라서 이들에 대해 정규직 탐색비용을 줄이는 노동시장 정책은 비정규직 비중을 낮추는 것 뿐 아니라 경제활동참가율도 높이는 일석이조의 역할을 할 수 있을 것으로 기대된다.

비정규직의 고착화를 줄이기 위한 노동시장정책은 좀 더 구체적인 정보를 필요로 한다. 비정규직에 대한 상태의존성의 확인만으로는 충분하지 않기 때문이다. 본 연구에서 제시한 이론적 모형은 상태의존성이 정규직에 대한 탐색비용 때문에 발생할 수 있음을 시사하였다. 하지만 이러한 해석은 한 가지 가능성을 제기하는 것이고 다른 해석(예를 들면 사회적 편견 또는 Stigma 효과)도 얼마든지 가능하다. 상태의존성의 차이가 탐색비용 때문에 발생한다고 하더라도 탐색비용의 차이는 또 왜 발생하는지를 설명해야 하는 문제가 남는다. 앞으로 기혼여성이나 저학력여성을 대상으로 이들의 비정규직 상태의존성이 왜 높은지에 대한 좀 더 면밀한 연구가 요청된다.

참고문헌

- 권순식·박현미, 『노동자 참여와 비정규직 고용』, 한국노총중앙연구원 2006.
- 김동배·김주일, 「비정규직 활용의 영향 요인」, 노동정책연구, 2(4), 2002, 17-38.
- 김용민·박기성, 「정규-비정규직 근로자 임금격차」, 노동경제논집, 29(3), 2006, 25-48.
- 남재량, 「비정규근로와 정규근로의 임금격차에 관한 연구-패널자료를 사용한 분석」, 노동경제논집, 30(2), 2007, 1-31.
- 노용환, 「기업의 비정규직인력 고용형태결정요인 분석」, 국제경제연구, 13(2), 2007, 113-139.
- 박기성·김용민, 「정규-비정규 근로자의 임금격차 비교: 2003년과 2005년」, 노동정책연구, 7(3), 2007, 35-61.
- 배화숙, 「정규직과 비정규직 노동자의 기업복지 차이 연구」, 사회복지정책, 21(4), 2005, 217-237.
- 성은미, 「정규직과 비정규직 노동자의 사회보험수급율과 급여수준 비교연구」, 사회복지정책, 29(4), 2007, 95-120.
- 안주엽, 「정규근로와 비정규직근로의 임금격차」, 노동경제논집, 24(1), 2001, 67-96.
- 윤정향, 「비정규직 노동자의 사회보험배제원인에 관한 구조와 행위분석」, 사회복지연구, 21(3), 2005, 123-155.
- 은수미, 『비정규직과 한국 노사관계시스템 변화 (I)』, 한국노동연구원, 2007.
- 이병희, 「노동시장 불안정과 소득불평등의 심화」, 『노동시장 20년의 평가와 과제』, 한국노동연구원, 2007.
- 이승렬, 『노동자의 건강상태와 노동시장 성과: 실증적 연구』, 한국노동연구원, 2007.
- 장지연·양수경, 「사회적 배제 시각으로 본 비정규 고용」, 노동정책연구, 7(1), 2007, 1-22.
- 황정미·김순영, 「한국의 여성비정규노동과 사회정책의 방향」, 산업노동연구, 12(1), 2006, 305-336.
- Arulampalam, W., Booth, A., and Taylor, M., "Unemployment Persistence." *Oxford Economic Paper*, 52, 2000, pp. 24-54.
- Dorsett, R., "An Econometric Analysis of Smoking Prevalence among Lone Mothers", *Journal of Health Economics*, 18, 1999, pp. 429-441.
- Doiron, D. and Riddell, W. C., "The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada." *Journal of Human Resources*, 29(2), 1994, pp. 504-534.
- Even, W. and Macpherson, D., "The Decline of Private Sector Unionism and the Gender Wage Gap." *Journal of Human Resources*, 29, 1993, pp. 279-296.
- Heckman, J. "The incidental parameters problem and the problems of initial conditions in

estimating a discrete time data stochastic process." *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. C.F. Manski and D. McFadden, eds., pp. 114–78. Cambridge MA: MIT Press, 1981.

Hsiao, C., *Analysis of Panel Data*. Cambridge MA: MIT Press, 1986.

Hyslop, R., "State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Inertemporal Labor Force Participation of Married Women." *Econometrica*, 67, 1999, pp. 1255–1294.

Oaxaca, R., "Male–Female Wage Differentials in Urban Labor Market." *International Economic Review*, 14(3), 1973, pp. 693–709.

Phimister, E., Vera_Toscano, E, and Weersink, A., "Female Participation and Labor Market Attachment in Rural Canada", *American Journal of Agriculture Economics*, 84(1), 2002, pp. 210 –221.

부 록

〈부표 1〉 비정규직으로의 이행확률

	2002	2003	2004	2005	2006
노사정 제안방식 비정규직 비중(1)	0.329	0.302	0.292	0.263	0.280
자기선언방식 비정규직 비중(2)	0.221	0.218	0.274	0.298	0.300
경찰부가조사 비정규직 비중	0.274	0.326	0.370	0.366	0.355

주: 비정규직 비중 (1)과 (2)는 한국노동패널 5차년-9차년도에서 계산된 수치임.

<부표 2> 임의효과 프로빗모형 추정결과 (산업, 직업, 노조 통제)

	동태적 모형	
	남성	여성
비정규직(t-1)	0.378(0.078)**	0.646(0.123)**
연령	0.008(0.004)**	0.003(0.007)
초등교육이하	0.435(0.134)**	0.131(0.195)
중학교	0.199(0.098)**	-0.123(0.178)
전문대학	-0.106(0.112)	-0.501(0.184)**
대학	0.008(0.089)	-0.343(0.167)**
기혼	-0.049(0.084)	0.017(0.113)
기타혼인	0.481(0.316)	-0.643(0.588)
2004년더미	-0.009(0.066)	-0.095(0.099)
2005년더미	-0.145(0.068)**	-0.221(0.103)**
2006년더미	-0.046(0.067)	-0.227(0.105)**
농림어업	-0.014(0.355)	0.235(0.469)
제조업	-0.451(0.074)**	-0.124(0.167)
전문관리직	0.189(0.174)	0.248(0.201)
사무직	0.076(0.181)	0.008(0.197)
판매직	0.262(0.228)	0.800(0.228)**
숙련직	0.577(0.173)**	0.104(0.222)
비숙련직	0.527(0.189)**	0.951(0.198)**
노조	-0.266(0.066)**	-0.102(0.119)
상수	-1.536(0.219)**	-1.145(0.312)**
η	-0.295(0.047)**	-0.592(0.093)**
ρ	0.267(0.039)**	0.378(0.063)**
Log likelihood	-2113.099	-952.911
Wald chi2(20)	387.23	337.43
(p value)	(0.000)	(0.000)
Obs	N=1,201, T=4	N=564, T=4

주: η 에 해당하는 수치는 $E[\eta_i|y_{i0}]$ 의 계수를 나타내며, $\rho = \sigma_\mu^2 / (\sigma_\mu^2 + 1)$ 이며 μ 는 식 (10)에 나타난 개인특수적 오차항임.

산업은 서비스업, 직업은 서비스직이 기준임.

()안의 수치는 표준오차. **는 95%, *는 90% 수준에서 유의.