

## 비정규 일자리 결정의 동태성과 성별 비정규직 비중의 격차분석

김우영\*·권현지\*\*

### 초 록

본 연구의 목적은 비정규 일자리 결정의 상태의존성(state dependence)을 확인하고, 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 상태의존성이 지니는 중요성을 살펴보려는 것이다. 한국노동패널(KLIPS)을 이용, 개인의 관측되는 이질성과 관측되지 않는 이질성을 모두 고려하여 비정규직의 결정모형을 동태적으로 추정 한 결과, 현재 비정규직의 여부와 과거 비정규직 여부간에 강한 상관관계가 있음을 발견하였다. 특히 비정규직의 상태의존성은 남성에 비해 여성이 월등히 높으며, 특히 기혼여성과 저학력 여성의 비정규직 고착성이 더 높다는 점을 발견하였다. 또한, 남녀간 비정규직 비중의 격차를 분해한 결과, 비정규직 근로형태에 대한 남녀간 상태의존성의 차이가 남녀간 비정규직 비중의 격차를 50% 이상 설명한다는 점을 밝혔다.

주제어: 비정규직, 동태모형, 상태의존성, 격차분석

### I. 서론

외환위기 이후 한국의 노동시장은 많은 변화를 경험하고 있다. 경제성장의 둔화와 함께 성장에 따른 고용창출력 역시 저하되어 일자리 부족 현상이 나타나고 있으며 이는 높은 청년실업률로 연결되고 있다. 또한, 기업경쟁의 심화와 잦은 구조조정으로 고용의 불안정성 및 소득의 불평등이 심화되었으며, 그 결과 빈곤

\* 공주대학교 경제통상학부 교수, kwy@kongju.ac.kr

\*\* 한국노동연구원 부연구위원, khji248@gmail.com.

층이 증가하는 경향을 보이고 있다. 2000년대 이래 비정규 근로자의 확산은 이러한 노동시장의 변화와 직·간접적으로 연관되어 있다고 볼 수 있을 것이다.

비정규직 근로자의 증가는 많은 사회적 문제를 야기하고 있다. 비정규직이라는 일자리 자체가 근로의 지속성이 낮다는 특성을 지니므로 비정규직의 확산은 고용 불안정성을 높이는 결과를 초래한다. 또한 비정규 일자리는 정규직과 비교할 때 상당한 임금격차를 수반하는 경향이 있어, 비정규직의 증가는 빈곤과 소득불평등의 한 원인이 되는 것으로 알려져 있다.

비정규직의 확대가 사회적 관심사가 되면서 그간 이에 대한 다각적인 연구가 축적되어 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 활용방식에 주의를 기울이고 있다(노용환, 2007; 김동배·김주일, 2002 등). 또한, 비정규직 근로자의 사회복지나 기업복지에서의 차별을 확인하는 연구도 있으며(성은미, 2007; 배화숙, 2005; 윤정향, 2005 등), 노동운동과 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 불과하다. 비정규직 결정의 동태분석은 비정규직이 함정인지 아니면 다른 고용형태로 진입하는 계단으로서의 역할을 하는지에 대한 고찰이 일차적인 목적인데, 이에 대한 판단은 주지하듯 정책적으로도 매우 중요한 의미를 지닌다. 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 보여주고는 있지만 단순히 정규직-비정규직 간의 이행확률만을 비교하여 비정규 근로자의 상태의존성(state dependence)<sup>1)</sup>을 판단하는 것은 적어도

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.

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 비정규 일자리가 지닌 고유한 특성 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 이질성 때문에 비정규직으로 남게 된다면 이는 비정규직의 상태의존성이라기보다는 근로자의 보이지 않는 특성 때문에 나타나는 현상으로 보아야 할 것이다. 따라서 근로자의 보이지 않는 특성을 고려하지 않고 비정규직 근로자의 상태의존성을 파악한다면 이는 잘못된 판단을 초래할 가능성이 높다.

한편, 비정규직에 대한 상태의존성은 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 중요한 요인이 될 수 있다. 기존의 비정규직 통계나 연구에서, 여성 노동자 중 비정규직이 차지하는 비중이 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 비정규직 결정요인을 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 의미하는 것이 될 것이다. 또한, 본 연구는 동태적 모형의 추정결과를 이용하여 우리나라 남녀간 비정규직 비중의 격차를 분해한다. 특히, 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 있어 비정규직 고용형태가 지니는 상태의존성의 역할을 알아본다.

본 연구는 몇 가지 점에서 기존의 비정규직 관련 연구에 공헌하고 있다. 첫째, 비정규직의 순수 결정요인을 동태적으로 추정한 거의 최초의 연구라고 할 수 있다. 특히 과거 비정규직 여부가 현재 비정규직 여부에 미치는 영향을 명시적으로 확인했다는 점에서 의의가 있다. 둘째, 본 연구는 이러한 비정규직 결정요인의 동태 분석을 성별 노동시장 경험의 차이에 연계시켰다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 즉, 우리나라 비정규직 결정방식에 성별로 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 밝혔다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있다.

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

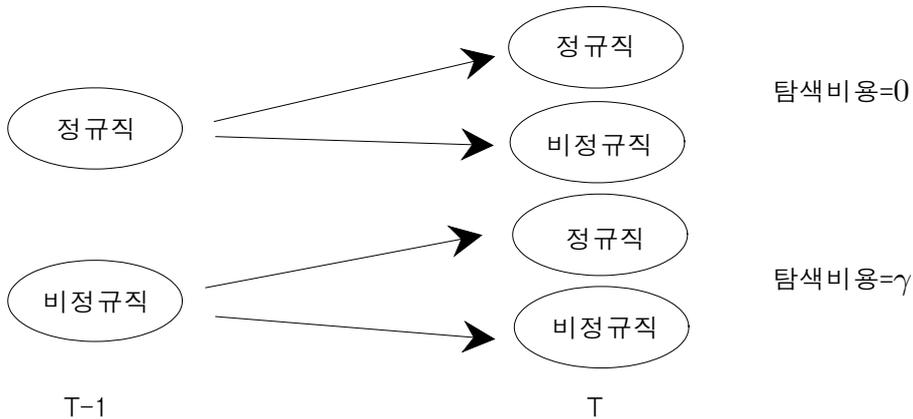
## II. 모형

비정규직 일자리의 상태의존성을 모형으로 구축하는 데는 크게 두 가지 접근방법이 사용될 수 있다. 하나는 근로자 자신의 속성에 따라 비정규직의 상태의존성이 결정되는 것이다. 예를 들면 여성일수록, 저학력일수록 비정규직에 의존성이 높게 나타나는 경우이다. 다른 하나는 기업의 속성이 비정규직의 의존성에 영향을 주는 것이다. 서비스업종이나 자금력이 낮은 소규모 기업은 상대적으로 비정규직에 더 많이 의존할 가능성이 있다. 전자는 노동공급측면을 강조한 것이고, 후자는 노동수요측면을 중시한 방법이다.

우선 노동공급측면에서 비정규직의 동태적 모형을 구축하는 방식은 Hyslop (1999)의 모형을 통해서 응용될 수 있다. Hyslop는 경제활동참가와 비참가의 두 가지 선택에 대한 의사결정을 동태적 탐색모형으로 설명하였는데 그는 경제활동비참가자는 참가자보다 일자리 탐색비용이 더 높고 따라서 의중

임금도 더 높을 가능성이 존재한다고 설정하고 실증분석을 통해서 이를 검증하였다.<sup>2)</sup>

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.<sup>3)</sup> 구체적으로 근로자가 만약 전기 말에 비정규직이었으면 정규직으로의 탐색비용  $r$ 가 발생하고, 정규직이었으면 정규직으로의 탐색비용은 거의 0에 가깝다고 가정한다.<sup>4)</sup>



- 2) Hyslop(1999)의 순수한 이론적 모형에서는 경제활동참가자의 의증임금과 비경제활동참가자의 의증임금의 크기를 비교하기는 어려우나 실증분석 결과를 보면 경제활동참가자의 의증임금이 비경제활동참가자의 의증임금보다 적은 것으로 나타나고 있다.
- 3) 심사자의 지적처럼 비정규직에서 정규직으로 이동하는데 드는 탐색비용이 높은 이유는 본인의 특성 뿐 아니라 사용자의 저항 때문에 나타날 수도 있다. 예를 들어 비정규직 여성이 비정규직 남성보다 정규직 이동의 탐색비용이 높은 이유는 직업탐색에 있어서 여성의 비효율성이 크기 때문 일수도 있지만 사용자의 여성기피 때문일 가능성도 존재한다.
- 4) 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 높기 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 직업 형태에 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  $\gamma$ 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.

앞에서 비정규직의 의존성은 근로자의 탐색비용에 기인한다고 가정하였다. 하지만 이러한 근로자 탐색비용의 적용은 한국의 비정규직 결정방식의 이해를 돕는데 한계가 있다. 우선 비정규직이 전체 근로인구의 1/3이상에

이러러 비정규직의 선택이 개인의 합리적 선택과 자발성에 기초하기 어렵기 때문이다. 뿐만 아니라 비정규직의 정규직 선택 사이에서 단순히 임금프리미엄에 대한 계산 뿐 아니라 고용의 안정성, 즉 고용안정성의 낮은 임금 상쇄 가능성에 대한 계산이 복합적으로 작용하기 때문에 탐색비용의 차이에 따른 임금프리미엄 논리를 적용하는데 한계가 있다. 뿐만 아니라 한국 노동 시장에서 근로형태에 따른 임금 결정이 합리성 뿐 아니라 차별성에도 상당히 의존하고 있다는 주장이 강하게 존재하기 때문이다. 따라서 이 연구는 상태 의존성이 탐색비용 이외에 노동시장 구조 및 노동수요 측의 다른 많은 요소에 의해서 영향을 받을 수 있다는 점을 병렬적으로 제시한다. 예를 들면 현재의 고용이 과거의 고용수준에 영향을 받는 경우는 기업이 채용, 해고, 훈련비용 등으로 고용조정을 즉각적으로 할 수 없을 경우에도 나타날 수 있다(Hamermesh, 1993). 만약 기업의 비정규직에 대한 고용조정이 다음과 같다고 하자.

$$(3) L_{it} - L_{it-1} = \lambda(L_{it}^* - L_{it-1})$$

식 (3)에서  $L_{it}$ 는 시간  $t$ 의 기업  $i$ 의 비정규직 고용이고,  $L_{it}^*$ 는 기업이 바라는 최적의 비정규직 고용수준이며,  $\lambda$ 는 조정계수이다. 비정규직 고용이 식 (3)과 같이 조정된다면 이는 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$(4) L_{it} = (1 - \lambda)L_{it-1} + L_{it}^* = (1 - \lambda)L_{it-1} + X_{it}B$$

식 (4)는 현재의 비정규직 고용이 과거의 비정규직 고용수준에 영향을 받는다는 것을 보이고 있으며 이를 근로자 입장에서 본다면 식 (2)의 형태를 띤다고 할 수 있을 것이다. 결국, 비정규직의 상태의존성은 노동공급측면 뿐만 아니라 노동수요측면에서도 나타날 수 있는 현상이라고 하겠다. 따라서 비정규직의 결정식을 추정함에 있어서 개인의 속성과 기업의 속성을 모두 고려하는 것이 중요하다고 여겨진다. 이는 식(2)에 기업의 속성을 포함하는 모형을 추정하는 것을 의미한다.

### 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 사용하였다. 5차년도 자료부터 분석에 사용한 이유는 자료가 비정규직을 정의하는 방식이 5차년도를 전후하여 달라졌기 때문이다. 즉 5차년도 이전에는 정규직-비정규직의 구분이 “자기선언적인 방식”에 의존하고 있으나 5차년도부터는 “노사정위원회에서 제안한 방식”의 비정규직 고용구분이 가능하기 때문이다.<sup>5)</sup>

본 연구는 비정규직 근로자를 “노사정위원회에서 제안한 방식”을 사용하여 정의하기로 한다.<sup>6)</sup> 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.

비정규직의 상태의존성을 본격적으로 분석하기 전에 이 절에서는 한국노동패널 5차-9차 자료에 나타난 비정규직의 규모와 이행확률을 기술하고자 한다. 그 결과가 <표 1>~<표 4>에 제시되어 있다.

우선 <표 1>에 나타난 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 정규직을 유지할 확률은 85% 이상이나, 전기에 비정규직이었던 근로자가 다음 기에 정규직으로 이전할 확률은 46% 이하로 떨어지고 있다. 이러한 현상은 비정규직에서도 나

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

6) 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 편이가 작은 것으로 판단된다 (부표 1 참조).

타나고 있다. 즉, 전기( $t-1$ )에 비정규직이었던 근로자가 다음 기( $t$ )에 비정규직으로 이전할 확률은 55% 정도로 높게 나타나지만, 전기에 정규직이었던 근로자가 다음 기에 비정규직으로 이전할 확률은 15% 이하이다.

절대적 상태의존성은 비정규직보다 정규직에서 더 크게 나타나지만 상대적 상태의존성은 정규직과 비정규직에서 동일하게 나타난다. 예를 들면 2005년 정규직이었던 근로자가 2005년 비정규직이었던 근로자보다 2006년 정규직일 확률이  $44.2\%p(=0.865-0.423)$  높게 나타나는데 이는 2005년 비정규직이었던 근로자가 2005년 정규직이었던 근로자보다 2006년 비정규직일 확률이  $44.2\%p(=0.577-0.135)$  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, 비정규직을 0으로 하든지 혹은 비정규직을 1, 정규직을 0으로 하든지  $\gamma$ 값은 변하지 않는다는 것을 의미한다.

<표 1>에서 특히 흥미로운 발견은 남성과 여성간 상태의존성에 상당한 차이가 있다는 것이다. 우선 절대적 상태의존성을 보면 정규직( $t-1$ )→정규직( $t$ )의 이행확률에서는 남녀간 차이가 크지 않지만, 비정규직( $t-1$ )→비정규직( $t$ )의 이행확률은 여성이 남성보다 월등히 높다. 이는 여성의 경우 한번 비정규 근로자가 되면 이 상태로 고착될 확률이 남성에 비해 매우 높다는 점을 시사한다. 상대적 상태의존성 역시 동일한 남녀 격차를 보여준다. 남성의 경우, 2005년 정규직근로자가 2006년 정규직이 될 확률은 2005년 비정규직이었던 근로자보다  $37.6\%p(=0.858-0.483)$  높게 나타나는데, 여성의 경우는 그 확률이  $55.2\%p(=0.883-0.331)$ 로 나타난다. 고용형태에 대한 상대적 상태의존성 역시 여성이 남성에 비해 상당히 높다는 점을 보여주는 것이다.

앞서 이론적 모형에서 상대적 상태의존성( $\gamma$ )은 노동공급의 측면에서 보면 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 크기 때문일 수 있다. 이러한 차이는 여성이 지닌 인적 속성(예를 들면 출산이나 육아 등으로 인한 정규

직 탐색 비용의 증가 및 탐색의 효율성 하락)에 기인할 수도 있고, 노동시장의 여러 제도적 장벽이 여성의 정규직 탐색비용을 높이기 때문일 수도 있다 (예를 들면 차별). 한편, 노동수요측면에서 보면 상대적 상태의존성( $\gamma$ )은 근로자가 속한 기업의 고용조정의 수월성에 영향을 받을 수 있다(식 (4) 참조). <표 1>의 수치만으로는 여성의 강한 상태의존성을 확인할 수 있을 뿐 그 원인에 대해서는 판단하기 어렵다. 상태의존성의 차이를 낳는 원인은 회귀분석모형의 추정을 통해서 추후 보다 면밀히 살펴보겠지만, 이 절에서는 인적 속성별, 근로자가 속한 노동시장의 특성별로 단순 이행확률 기술 통계를 제시함으로써 뒤의 분석적 통계를 뒷받침하려고 한다.

<표 1> 정규직-비정규직의 이행확률 (각년도 N=1765 (남성: 1201, 여성: 564))

	2002	2003	2004	2005	2006
정규직(t-1)→정규직(t)		85.4%	85.3%	88.5%	86.5%
정규직(t-1)→비정규직(t)		14.6%	14.7%	11.5%	13.5%
전체 비정규직(t-1)→정규직(t)		45.9%	45.9%	46.0%	42.3%
비정규직(t-1)→비정규직(t)		54.1%	54.1%	54.0%	57.7%
<i>비정규직 비중</i>	<i>28.3%</i>	<i>25.8%</i>	<i>24.9%</i>	<i>22.1%</i>	<i>23.2%</i>
정규직(t-1)→정규직(t)		85.7%	84.7%	87.9%	85.8%
정규직(t-1)→비정규직(t)		14.3%	15.3%	12.1%	14.2%
남성 비정규직(t-1)→정규직(t)		52.8%	53.6%	54.3%	48.3%
비정규직(t-1)→비정규직(t)		47.2%	46.4%	45.7%	51.7%
<i>비정규직 비중</i>	<i>25.7%</i>	<i>22.8%</i>	<i>22.4%</i>	<i>19.7%</i>	<i>21.6%</i>
정규직(t-1)→정규직(t)		84.8%	86.7%	89.8%	88.3%
정규직(t-1)→비정규직(t)		15.2%	13.3%	10.2%	11.7%
여성 비정규직(t-1)→정규직(t)		34.7%	34.3%	32.9%	33.1%
비정규직(t-1)→비정규직(t)		65.3%	65.7%	67.1%	66.9%
<i>비정규직 비중</i>	<i>33.7%</i>	<i>32.1%</i>	<i>30.1%</i>	<i>27.3%</i>	<i>26.8%</i>

주: 사용된 자료는 한국노동패널 5-9차년도(2002년-2006년) 자료 중 해당년도에 모두 발견되는 임금근로자의 데이터를 패널로 작성한 것. 따라서 상대적으로 고용이 안정적인 근로자들의 데이터가 포함되었을 가능성이 높아 각해의 경제활동인구조사에 비해 낮은 비정규직 비율을 보이고 있으며, 해를 거듭할수록 비정규직 비중이 낮아지는 것도 이러한 데이터의 특성과 관련될 가능성이 있음. 자료의 특성은 뒤에 제시될 <표 2>~<표 4> 역시 공유하는 것임. 단 <표 3>과 <표 4>는 지면 관계상 2005~2006년 사이의 이행확률만을 제시하고 있음.

우선 모형의 추정에 사용된 근로자 속성 및 노동시장내 위치 변수에 대한 기초통계를 <표 2>에 제시하였다. 정규직/비정규직 형태는 해마다 다르기 때문에 분석이 시작되는 2002년 통계를 제시하였다. 다른 해의 경우도 정규직/비정규직에 따른 인적특성은 크게 다르지 않다.

<표 2>를 보면 정규직이 비정규직보다 다소 연령이 낮으며, 여성의 경우 역시 정규직일수록 더 젊은 층임을 알 수 있다. 한편, 기혼 비율의 경우 남성은 기혼 비율이 정규직의 경우 약간 높는데 비해, 여성은 비정규직의 경우 기혼비율이 근소하지만 높은 것으로 나타나고 있다. 달리 말해, 남성보다 여성이 정규직일수록 미혼의 비중이 더 크게 나타나고 있다. 결국 여성의 경우 연령이 높고, 기혼일수록 비정규직의 확률이 높다는 점을 알 수 있다. 이는 이들 계층의 정규직 탐색비용이 더 높을 가능성과 무관하지 않다고 보인다. 한편 교육수준이 높을수록 정규직 고용 가능성이 높게 나타나는데 즉, 정규직과 비정규직간 교육격차는 남성보다 여성의 경우 더 현저한 것으로 나타난다. 이는 기존연구에서도 확인되고 있으며, 남성보다는 여성에 있어서 교육이 고용형태의 결정에 미치는 영향이 더 큰 것으로 고려된다.

<표 2> 정규직/비정규직 근로자의 속성 (2002년)

		남성		여성	
		정규직	비정규직	정규직	비정규직
연령		39.20	42.04	36.10	41.02
기혼자 비중(%)		82.2	81.2	63.1	65.0
학력별 분포	초등교육이하(%)	4.26	11.0	12.6	22.1
	중고등학교(%)	10.2	16.5	12.6	14.7
	고등학교(%)	40.9	40.5	32.9	41.1
	전문대 (%)	12.3	8.7	17.7	9.0
	대학이상(%)	32.3	23.3	24.3	13.2
산업별 분포(%)	제조업	33.6	16.2	25.9	21.0
	일반 서비스*	52.5	68.3	51.3	42.6
	저임금서비스**	13.1	14.9	22.2	33.7

(계속)

		남성		여성	
		정규직	비정규직	정규직	비정규직
직업별 분포(%)	관리직	27.1	20.1	27.3	13.7
	사무직	16.3	12.3	28.1	14.8
	판매/서비스직	7.7	5.8	17.1	28.5
	생산직	40.5	43.4	20.9	21.1
	단순노무직	8.4	18.5	6.7	22.1
기업규모 별 분포	500인 이하	75.1	77.6	82.9	82.3
	500인 이상	24.9	22.4	17.1	17.7
표본수		892	309	374	190

주: 자료는 2002년 한국노동패널 5차년도. 산업별 분포에서 1% 미만인 1차 산업은 제외했으므로 합계는 100%에 약간 못미침. 서비스업은 2가지로 구분했음. 서비스업 중 저임금 서비스부문이라 할 SIC 500대와 900대를 저임금 노동집약형 서비스로 보고 일반서비스로부터 구분했음.

한편, 대체로 서비스업의 경우 제조업에 비해 비정규직 활용정도가 높고, 관리직·일반사무직·숙련 생산직에 비해 판매/서비스직·단순노무직의 경우 비정규직의 비중이 높은 것으로 알려져 있는데, 여성의 경우 남성에 비해 서비스업 특히 노동집약형 저임서비스업에 속할 가능성이 높은 것으로 보인다. 또 판매/서비스직 및 단순노무직의 분포 역시 여성이 확연히 높다. 비정규비중이 높은 이들 산업과 직종의 경우 비정규직으로부터의 탈출이 상대적으로 어려울 것으로 보이는데, 이는 여성의 비정규 상태의존성을 높이는데 기여할 가능성이 높을 것으로 보인다. 즉, 산업 및 직업의 성별 분리가 여성의 높은 비정규 상태의존성에 영향을 미칠 가능성을 보여주는 것이다. 요컨대 여성은 높은 정규직 탐색비용 외에도, 그들이 속한 산업과 직업의 구조적 특성에 따라 정규직으로의 진입가능성이 달라지며 따라서 노동수요측면의 요인들로 중요함을 암시한다. 이를 <표 3>과 <표 4>를 통해 조금 더 자세히 살펴보자.

<표 3>은 노동시장 내 개별 남녀 근로자의 위치와 이에 따른 이행확률을 산업별, 직종별, 규모별로 나누어 살펴본 것이다. 이들 변수는 개별 근로자의 노동시장내 구조적 위치를 대변한다고 가정되었다. 한편 <표 4>는 보다 개별 근로자의 특성에 따른 남녀 근로자의 이행확률을 학력별, 연령별, 결혼

여부별 그리고 자녀유무별로 살펴본 것이다. 이중 연령과 결혼여부, 자녀유무는 개인별로 다른 속성이기도 하지만, 남녀의 노동시장 경험이 이들 생애주기에 결부된 변수들에 따라 제약될 수 있다는 점으로 미루어 이들 인적 변수 역시 노동시장 혹은 사회적 제약과 연관성을 가질 수 있다. <표 3>과 <표 4>의 결과는 일관되게 비정규직의 높은 상태의존성을, 그리고 이러한 상태의존성이 성별로 상당히 다르다는 점을 보여준다. 특히 몇몇 변수들은 성별 상태의존성의 격차를 보다 극적으로 보여주기도 한다.

산업별로, 남성노동자가 많이 분포하고 있는 제조업의 경우 정규직 유지율이 상대적으로 높고, 비정규직의 정규직 전환율 역시 상대적으로 높다. 결과적으로 비정규직의 상태의존성은 상대적으로 낮은 편이다(45.3%). 반면, 여성의 귀속가능성이 높은 저임/노동집약형 서비스의 경우 상대적으로 정규직 유지율이 낮고 비정규직 상태 의존성은 현저히 높다(67.6%). 모든 산업이 이행확률의 전반적인 경향은 공유하고 있지만, 상태의존성의 정도는 산업의 특성에 상당히 다르다는 점을 알 수 있다. 산업별 남녀별 분석은 보다 흥미로운 결과를 제시한다. 같은 산업내에서도 남녀의 이행경로가 달라질 수 있음을 보여주기 때문이다. 즉, 상대적으로 비정규직 상태의존확률이 낮은 제조업의 경우에도 여성의 비정규직 상태의존 확률은(56.5%) 남성의 그것에 비해(36.7%) 현저하게 높게 나타나고 있다.

반면, 상대적으로 비정규직 잔존율이 높은 노동집약형 서비스업의 경우 남성의 비정규직 잔존율은 여성에 비해 현저히 낮다. 한편, 일반 서비스직의 경우 성별 격차가 그다지 크지 않다. 이러한 결과는 성별 직종분리의 정도와 비정규직 분포의 정도에 따라 비정규직의 상태의존성이 현저하게 달라질 수 있다는 사실을 암시한다. 인과적인 분석은 보다 면밀한 다변량 회귀분석을 통해 입증할 것이다.

직종별 이행확률 기술에서도 유사한 함의를 끌어낼 수 있다. 정규직의 상태유지는 관리직, 사무직에서 상대적으로 높은 반면(90% 전후), 비정규직의 상태 의존도는 판매/서비스와 단순노무직의 경우 현저하게 높다(70% 이상, 관리 사무직은 52~53%). 생산관련직은 정규직의 안정성이 상대적으로 떨어지지만, 비정규직으로부터 정규직으로 탈출할 확률 역시 상대적으로 높다(46.0%, 판매/서비스 및 단순노무는 30% 미만). 타 직종에 비해 정규직과

비정규직의 넘나들이 상대적으로 높은 직종이라 할 수 있다. 반면 일반적으로 저임일자리가 높게 분포하고 있는 판매/서비스와 단순노무직은 전단계의 고용형태의 고착성이 높다고 할 수 있다. 일반적으로 이들 직종은 노동시장 이동이 활발하다고 알려져 있는데, 그럼에도 불구하고 높은 이동성이 고용형태의 전환을 수반하기는 어렵다는 점을 내포한다.

기업규모별로 살펴보면, 500인 이상이 정규직과 비정규직의 상태의존성이 공히 500인 이하에 비해 높다는 점이 흥미롭다. 일단 500인 이상의 기업에 진입한 노동자들의 경우 진입 시점의 고용형태가 유지될 가능성이 높다는 점을 보여주는 것이다. 그러나 이 경우에도 흥미로운 성별 차이가 발견된다. 남성의 경우 500인 이상에서 정규직 유지율이 89%로 500인 미만에 비해 높은 반면, 여성의 경우 500인 미만에서 정규직 유지율이 오히려 더 높다(91% vs. 84%). 비정규직 상태의존성은 500인 이상에서 남녀 공히 더 높지만, 여성의 유지율이 남성에 비해 현저하게 높을 뿐 아니라(54% vs. 74%) 500인 미만 사업장의 여성(65%)에 비해서도 훨씬 높다. 따라서 대기업에 비정규직으로 진입한 여성들의 경우 정규직으로 전환되기는 유동성이 큰 중소기업에 비해 훨씬 어렵다는 점을 알 수 있다.

〈표 3〉 산업별, 직종별, 기업규모별 이행확률: 성별(각년도 N=1765 (남성: 1201, 여성: 564))

	산업별			직종별					기업규모별	
	제조업	서비스	저임금 서비스	관리직	사무직	판매 /서비스	생산 관련	단순 노무	500인 이하	500인 이상
정규직(t-1)→정규직(t)	88.8%	86.0%	84.4%	88.5%	91.3%	86.6%	82.2%	82.2%	86.1%	87.9%
정규직(t-1)→비정규직(t)	11.2%	14.0%	15.6%	11.5%	8.7%	13.4%	17.8%	17.8%	13.9%	12.1%
전체 비정규직(t-1)→정규직(t)	54.7%	45.0%	32.4%	47.3%	46.9%	27.0%	46.0%	29.7%	44.2%	35.3%
비정규직(t-1)→비정규직(t)	45.3%	55.0%	67.6%	52.7%	53.1%	73.0%	54.0%	70.3%	55.8%	64.7%
비정규직 비중	13.6%	24.2%	28.2%	15.7%	12.8%	23.7%	26.0%	41.6%	23.3%	17.1%

(계속)

	산업별			직종별					기업규모별		
	제조업	서비스	저임금 서비스	관리직	사무직	판매 /서비스	생산 관련	단순 노무	500인 이하	500인 이상	
남성	정규직(t-1)→정규직(t)	88.7%	84.0%	85.0%	87.4%	89.4%	87.3%	81.2%	88.9%	83.8%	88.8%
	정규직(t-1)→비정규직(t)	11.3%	16.0%	15.0%	12.6%	10.6%	12.7%	18.8%	11.1%	16.2%	11.2%
	비정규직(t-1)→정규직(t)	63.3%	45.2%	52.4%	41.9%	57.9%	66.7%	50.0%	31.3%	49.6%	45.8%
	비정규직(t-1)→비정규직(t)	36.7%	54.8%	47.6%	58.1%	42.1%	33.3%	50.0%	68.8%	50.4%	54.2%
	비정규직 비중	10.5%	24.4%	16.4%	12.6%	13.4%	8.7%	24.7%	33.7%	22.4%	10.9%
여성	정규직(t-1)→정규직(t)	88.9%	90.8%	83.3%	91.4%	93.7%	85.7%	86.9%	66.7%	90.8%	84.3%
	정규직(t-1)→비정규직(t)	11.1%	9.2%	16.7%	8.6%	6.3%	14.3%	13.1%	33.3%	9.2%	15.7%
	비정규직(t-1)→정규직(t)	43.5%	44.4%	23.4%	54.2%	30.8%	19.4%	32.1%	28.1%	34.7%	25.9%
	비정규직(t-1)→비정규직(t)	56.5%	55.6%	76.6%	45.8%	69.2%	80.6%	67.9%	71.9%	65.3%	74.1%
	비정규직 비중	22.1%	23.7%	41.6%	22.9%	12.0%	35.6%	31.5%	54.2%	24.9%	34.6%

〈표 4〉 근로자 특성별 성별 이행확률: 학력별, 연령별, 결혼여부별, 자녀유무별 (각년도 N = 1765 (남성: 1201, 여성: 564))

	학력별		연령별		결혼여부별		자녀유무별		
	대졸 이하	대졸 이상	35세 이하	35세 이상	미혼	결혼중	무자녀	유자녀	
전체	정규→정규	86.2%	88.2%	90.7%	85.8%	88.2%	86.0%	87.3%	88.0%
	정규→비정규	13.8%	11.8%	9.3%	14.2%	11.8%	14.0%	12.7%	12.0%
	비정규→정규	38.8%	47.2%	60.0%	38.8%	46.4%	36.6%	42.9%	43.8%
	비정규→비정규	61.2%	52.8%	40.0%	61.2%	53.6%	63.4%	57.1%	56.2%
	비정규직 비중	25.6%	14.2%	16.2%	24.3%	23.6%	22.0%	23.9%	21.8%
남성	정규→정규	85.2%	86.0%	89.9%	85.6%	87.3%	85.9%	86.6%	87.5%
	정규→비정규	14.8%	14.0%	10.1%	14.4%	12.7%	14.1%	13.4%	12.5%
	비정규→정규	43.9%	64.4%	60.9%	45.9%	47.4%	43.9%	46.2%	52.1%
	비정규→비정규	56.1%	35.6%	39.1%	54.1%	52.6%	56.1%	53.8%	47.9%
	비정규직 비중	23.2%	12.8%	15.6%	21.1%	20.2%	20.1%	21.7%	19.0%
여성	정규→정규	88.1%	92.1%	92.1%	86.5%	89.3%	86.4%	88.5%	89.4%
	정규→비정규	11.9%	7.9%	7.9%	13.5%	10.7%	13.6%	11.5%	10.6%
	비정규→정규	31.5%	47.1%	58.6%	27.5%	45.7%	22.1%	38.6%	29.8%
	비정규→비정규	68.5%	52.9%	41.4%	72.5%	54.3%	77.9%	61.4%	70.2%
	비정규직 비중	29.9%	18.3%	17.2%	32.2%	27.4%	27.2%	27.7%	28.6%

한편, 학력별 고찰은 흥미로운 함의를 전한다. 역시 학력에 관계없이 이전 단계 고용형태의 상태의존도는 공히 높지만, 높은 학력은 평균에 비해 비정규직의 정규직 이행확율을 높이는데 기여하는 것으로 나타난다. 즉 비정규직의 이전단계 상태의존도가 높은 학력을 지닐 경우 상대적으로 낮다. 남성의 경우 전체 평균에 비해 낮은 35.6% (같은 기간 전체 51.7%)가 이전 비정규직을 유지하고 있으며, 여성의 경우 역시 전체 65.3%에 비해 낮은 52.9%가 비정규직의 상태의존도를 보인다. 바꾸어 말하면, 저학력자들의 비정규직 상태의존도가 더 심각한 문제임을 알 수 있다.

앞서 지적한 바와 같이 정규직의 상태의존도는 저연령대에서 그리고 비정규직의 상태의존도는 고연령대에서 더 높은 것으로 나타났다. 이 경우에도 여성의 비정규직 상태의존도가 현저히 높은 것으로 나타난다(35세 이상 집단에서 남성 54.1%, 여성 72.5%). 출산과 초기 양육을 전후한 연령대 간의 격차가 여성의 직업경험에 상당한 영향을 미치고 있음을 보여준다. 단, 이 경우 생산성이 낮아지는 고연령대가 다수 분포되고 있을 가능성을 배제하기 위해, 결혼여부별, 취학기 자녀유무별 상태의존성을 보조적으로 살펴보았다. 그 결과, 결혼여부나 자녀유무가 비정규직 남성의 이행확율에 크게 영향을 미치지 않는데 반해, 비정규직 여성의 이행확율에는 큰 영향을 행사하고 있다는 사실을 확인할 수 있다. 즉, 기혼 여성의 경우 77.9%(미혼의 경우 54.3%), 0~18세 취학자녀가 있는 여성의 경우 70.2%(그렇지 않은 여성의 경우 61.4%)가 전년도 비정규 고용형태를 그대로 유지하고 있다. 앞의 이론 부분에서 논의한 바대로 여성의 생애주기상 가족내 역할에 따른 이중부담이 노동시장에서의 정규직 탐색비용을 크게 높이고 있다는 점을 보여주는 결과다. <표 3>과 <표 4>의 집단별 이행확률 분석은 비정규직의 상태의존성이 어느 집단에나 일관성 있게 높아, 비정규직의 중요 결정요인으로 작용할 수 있다는 점을 암시하는 동시에, 상태의존성의 정도(혹은 상태의존성을 결정하는 요인)는 집단에 따라 현저하게 다르다는 점을 보여주었다. 또 이러한 집단별 상태의존성의 정도는 성별 격차와 맞물려 노동시장에서 매우 독특한 결과(집단별, 성별에 따른 비정규직의 고착화 현상)를 낳고 있다는 점을 보여주었다. 다음 절에서 이러한 결과가 보다 분석적 과정을 거쳐 검증된다면, 이는 매우 중요한 정책적 함의와 연계될 것이다.

#### 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 다음과 같은 동태적 모형을 추정하기로 한다.

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

$$t = 1, 2, \dots, T$$

식 (5)에서  $y_{it}$ 는 정규직 여부를 나타내는 더미변수이며,  $y_{it}^*$ 는 정규직 선택으로부터 얻는 순혜택을 나타내며,  $Z_{it}$ 는 개인의 속성과 개인이 속한 기업, 산업의 속성을 포함한다. 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 않는 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.

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

식 (6)을 (5)에 대입하면,

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

$$t = 1, 2, \dots, T$$

만약 식 (7)에서  $y_{it-1}$ 이 없다면 임의효과 프로빗모형(random effects probit model)으로 추정될 수 있다. 하지만  $y_{it-1}$ 이 존재하면 임의효과 프로빗모형은 일관된 추정치(consistent estimates)를 제공하지 못하는데 그 이유는 초기 비정규직여부가 개인의 보이지 않는 이질성( $u_i$ )과 상관성을 가지기 때문이다(Hsiao, 1986). 즉,  $E[u_i y_{i0}] \neq 0$ 이기 때문에 식 (7)을 임의효과 프로빗모형으로 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,

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

위에서  $Q_i$ 는 초기의 변수 뿐 아니라, 그 이전과 미래의 정보를 포함할 수 있다.<sup>7)</sup> 만약  $u_i$ 와  $\eta_i$ 가 이량정규분포(bivariate normal distribution)를 갖고 상관계수가  $\rho$ 라고 가정하면  $u_i$ 를 다음과 같이 표시할 수 있다.

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

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.

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

앞서 식 (10)을 추정하는데 있어서  $E[u_i y_{i0}] \neq 0$ 라는 것이 문제가 됨을

---

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

지적하였다. 따라서  $u_i (= \delta\eta_i + \mu_i)$ 에서  $y_{i0}$ 를 제거하는 것이 필요하다. 이는  $E[u_i|y_{i0}]$ 를 구함으로서 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. Gourieroux 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  $\eta_i$  대신  $E[\eta_i|y_{i0}]$ 을 대체하여 임의효과 프로빗모형으로 추정하는 것이다. 이 방법은  $\eta_i$  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 추정치를 제공한다는 점에서 바람직하다.

## V. 동태적 임의효과 프로빗모형의 추정결과

단순 이행확률을 통하여 정규직 또는 비정규직 고용형태의 선택에 있어서 상당한 정도의 상태의존성이 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 5>는 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. 앞장

에서 지적인 바와 같이  $y_{it-1}$ 의 계수인  $\gamma$ 는 상대적 상태의존성을 나타내므로  $\gamma$ 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 106.52, 여성의 경우 144.42로 99% 수준, 자유도 2에서  $\chi^2_{critical}(2)=9.21$ 보다 크다. 따라서 정태적 모형을 기각한다.

<표 5>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. <표 5>에 포함된 변수 외에 기업규모를 통제하고 추정한 결과는 부록 <부표 2>에 제시되고 있다. 기업규모에 대한 정보누락으로 표본수가 상당히 감소하여 Log-Likelihood값이 많이 떨어졌지만 이 경우에도 남녀간 상태의존성의 차이는 여전히 크게 나타나고 있음을 알 수 있다.

〈표 5〉 임의효과 프로빗모형 추정결과 (종속변수=비정규직여부)

	정태적 모형		동태적 모형	
	남성	여성	남성	여성
비정규직(t-1)	-	-	0.379(0.078)**	0.646(0.123)**
연령	0.007(0.005)	0.005(0.010)	0.007(0.004)*	0.003(0.007)
초등학교이하	0.535(0.160)**	-0.086(0.272)	0.428(0.134)**	0.129(0.194)
중학교	0.251(0.117)**	-0.393(0.278)	0.200(0.098)**	-0.127(0.178)
전문대학	-0.115(0.132)	0.763(0.257)**	-0.108(0.111)	-0.494(0.185)**
대학	-0.008(0.105)	-0.449(0.224)**	-0.006(0.089)	-0.335(0.168)**
기혼	-0.056(0.098)	0.036(0.151)	-0.050(0.084)	0.018(0.112)
기타혼인	0.537(0.344)	1.436(0.734)**	0.465(0.316)	-0.644(0.587)
농림어업	-0.199(0.419)	0.558(0.633)	-0.040(0.354)	0.251(0.471)
제조업	-0.666(0.087)**	-0.292(0.228)	-0.486(0.076)**	-0.109(0.172)
저임금서비스	-0.207(0.108)*	0.108(0.188)	-0.191(0.093)**	0.054(0.146)
전문관리직	0.306(0.202)	0.189(0.284)	0.195(0.174)	0.279(0.218)
사무직	0.184(0.210)	-0.200(0.273)	0.074(0.181)	0.033(0.208)
판매직	0.585(0.268)**	1.133(0.302)**	0.375(0.234)	0.796(0.228)**
생산직	0.771(0.199)**	0.220(0.305)	0.568(0.172)**	0.132(0.234)
단순노무직	0.778(0.218)**	1.385(0.263)**	0.530(0.189)**	0.972(0.206)**
노조	-0.290(0.074)**	-0.189(0.144)	-0.272(0.066)**	-0.099(0.120)
2004년더미	-0.029(0.067)	-0.121(0.106)	-0.009(0.065)	-0.095(0.099)
2005년더미	-0.171(0.069)**	-0.270(0.109)**	-0.143(0.068)**	0.222(0.103)**
2006년더미	-0.078(0.068)	-0.308(0.111)**	-0.043(0.067)	-0.228(0.105)**
상수	-1.533(0.262)**	-0.979(0.459)**	1.441(0.223)**	-1.191(0.336)**
$\eta$	-	-	-0.295(0.048)**	-0.593(0.093)**
$\rho$	0.417(0.028)**	0.658(0.034)**	0.264(0.040)**	0.379(0.063)**
Log likelihood	-2164.254	-1025.053	-2110.994	-952.844
Wald chi2(10)	212.64	116.09	393.51	337.04
(p value)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Obs	N=1,201, T=4	N=564, T=4	N=1,201, T=4	N=564, T=4

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

교육의 기준은 고등학교, 혼인의 기준은 미혼, 산업의 기준은 일반서비스, 직종의 기준은 서비스 직종임.

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

이론적 모형에서 전기의 고용형태에 대한 종속성은 비정규직에서 정규직으로 이동하는데 드는 탐색비용이나 기업의 고용조정이 즉각적으로 이루어지지 못하기 때문에 발생할 수 있음을 지적하였다. 따라서 남성에 비하여 여성에 있어서 비정규직( $t-1$ )의 계수가 더 크게 나타난다는 것은 남성보다 여성이 비정규직에서 정규직으로 이동하는데 더 많은 비용이 발생하거나, 여성의 경우 취업형태의 이동이 남성에 비해서 구조적으로 어려울 수 있음을 의미한다.

<표 5>에 나타난 다른 변수들을 보면, 연령이 증가할수록 비정규직 고용형태를 가질 확률이 높고, 교육수준이 높을수록 비정규직일 확률이 낮게 나타나며, 전문대 및 대학교육의 효과는 남성보다는 여성에게서 더 크게 나타나고 있다는 것을 알 수 있다. 일반서비스에 비하여 제조업에서 비정규직으로 일할 확률은 낮는데 남성의 경우에는 저임금서비스산업에 종사하는 경우 오히려 비정규직 확률이 낮은 것으로 나타나고 있다. 하지만 여성의 경우에는 비록 통계적 유의성은 낮지만 저임금서비스에 종사하는 경우 비정규직 확률이 높게 나타나고 있다. 직종별로는, 기준변수로 삼은 서비스직종에 비해 남성의 경우 생산직종으로, 여성의 경우 판매직종에서 일할 때 그리고 남녀 공히 단순노무직으로 일할 때 비정규직일 가능성이 높은 것으로 나타나고 있다. 또한, 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.

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. 여기서는 여성의 인적특성과 여성이 속한 산업이나 직종 또한 기업규모 등에 따라 비정규직의 상태의존성이 어떻게 변하는지를 살펴보기로 한다. <표 2>의 단순평균을 통하여 여성의 경우 연령이 많고, 기혼자일수록, 저임금서비스산업에 속할수록, 판매직이거나 단순노무직일수록 비정규직일 가능성이 높다는 것을 알았다. 따라서 이들 집단을 분리하여 비정규직의 상태의존성을 추정하는 것이 유익한 정보를 제공

할 수 있다. 이하에서는 여성을 다양한 집단으로 구분하여 식 (10)을 재추정하기로 한다.

우선 여성을 개인의 속성으로 나누어 추정한 결과는 <표 6>과 같다. 지면관계상 과거 비정규직변수의 계수만을 제시하기로 한다. <표 6>을 보면 모든 집단에서 비정규직(t-1)변수의 계수가 통계적으로 유의하게 나타남을 알 수 있다. 이는 여성에게 있어서 비정규직의 상태의존성은 매우 광범위한 현상임을 의미한다. 하지만 개인의 속성에 따라 비정규직의 의존성은 다르게 나타나는데, 35세 이상 여성의 비정규직(t-1) 계수는 0.796으로 전체 여성평균인 0.646보다 높게 나타나는 반면, 35세미만 여성의 경우는 0.529로 평균이하를 보이고 있다. 또한, 미혼여성의 경우 해당계수는 0.468로 추정되어 기혼여성의 0.761에 비하여 현저히 작게 나타나고 있다. 한편, 비정규직 의존성의 차이는 교육수준에 따라서도 달리 나타나고 있다. 대졸미만 여성의 경우 비정규직(t-1)의 계수는 0.697로 전체 평균보다 높으나, 대졸이상 여성의 경우 해당계수는 0.480으로 추정되어 대졸미만 여성에 비하여 현저히 작게 나타나고 있다.<sup>8)</sup> 결국 여성이 남성에 비하여 비정규직에 대한 상태 의존성이 높은 원인은 상대적으로 연령이 높고, 기혼이며, 저학력 여성의 상태 의존성이 강하기 때문이라고 할 수 있을 것이다.

<표 6> 개인의 속성에 따른 여성 비정규직 상태의존성의 추정결과

		비정규직(t-1)
연령	35세 미만	0.529(0.225)**
	35세 이상	0.796(0.149)**
혼인여부	미혼	0.468(0.234)**
	기혼	0.761(0.148)**
교육수준	대졸미만	0.697(0.138)**
	대졸이상	0.480(0.280)*

주: 실제 추정에서는 산업, 직종, 노조, 시간더미가 통제되었으나 지면관계상 보고를 생략함. ( )안의 수치는 표준오차. \*\*는 95%, \*는 90% 수준에서 유의.

8) 교육을 전문대 미만과 전문대 이상으로 구분할 경우, 전문대 이상 여성에 있어서 전기비정규직의 계수는 0.321이고 t값이 1.36으로 통계적 유의성이 없는 것으로 나타났다. 즉, 전문대 이상의 여성에 있어서는 비정규직의 상태의존성이 매우 약함을 알 수 있다.

이러한 결과를 탐색비용의 관점에서 해석하면 연령이 높고, 기혼이며, 저학력 여성이 정규직에 대한 탐색비용이 더 크다는 것을 의미한다. 즉, 이들이 지불하는 높은 탐색비용 때문에 비정규직의 의존성이 높다고 할 수 있는데 그 이유는 이들 여성의 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 기혼여성의 낮은 경제활동 참가율과 함께 이들의 노동시장지위가 얼마나 열악한지를 보여주는 것이라 하겠다.

출산, 육아 및 교육 부담으로 인하여 비정규직의 상태의존성이 클 수 있다는 가능성을 확인하기 위하여 기혼여성을 자녀유무로 구분하여 임의효과 프로빗모형을 추정하여 보았다. 그 결과는 <표 7>에 제시된다. 자녀유무는 고등학교이하의 자녀를 가질 경우 자녀가 있는 것으로, 그렇지 않은 경우 자녀가 없는 것으로 구분하였으며 미혼여성은 표본에서 제외시켰다.<sup>9)</sup>

<표 7>을 보면 자녀가 있는 경우 비정규직( $t-1$ ) 계수는 0.879, 자녀가 없는 경우 0.637로 각각 추정되고 있다. 따라서 자녀가 있는 기혼여성이 자녀가 없는 기혼여성보다 비정규직에 대한 상태의존성이 크다는 것을 알 수 있다. 이는 출산과 육아 및 교육 부담이 큰 기혼여성의 경우 탐색비용이 높을 수 있으며 그 결과 비정규직의 상태의존성도 높아지는 것으로 볼 수 있다.

다음으로 학력의 중요성을 확인하기 위하여 자녀가 있는 기혼여성 중 대학미만의 여성만을 대상으로 임의효과 프로빗모형을 재추정해 보았다. 비정규직( $t-1$ ) 계수는 1.013으로 추정되었으며 95%에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 자녀의 존재와 저학력이 결합되면 비정규직에 대한 의존성이 매우 높다는 것을 보여준다.

9) 기혼이든, 미혼이든 자녀가 없는 여성을 하나의 그룹으로 묶을 경우 전기비정규직의 계수는 0.553으로 나타나는데 이는 기혼여성 중 자녀가 없는 여성만을 대상으로 했을 때의 전기비정규직의 계수 0.637보다 작다. 따라서 혼인여부와 상관없이 자녀유무만으로 나눌 경우 비정규직의 상태의존성의 격차는 더욱 커지게 된다.

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 추세를 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 발견과 일관성을 가진다고 할 수 있다. 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.

〈표 7〉 자녀유무에 따른 기혼여성의 임의효과 프로빗모형 추정결과

	동태적 모형	
	자녀 무	자녀 유
비정규직(t-1)	0.637(0.249)**	0.879(0.191)**
연령	-0.008(0.015)	0.004(0.015)
초등학교이하	0.211(0.335)	-0.283(0.324)
중학교	-0.111(0.322)	-0.141(0.254)
전문대학	-1.052(0.576)*	-0.673(0.297)**
대학	-1.071(0.474)**	-0.302(0.2441)
상수	-0.979(0.848)	-1.024(0.632)
$\eta$	-0.833(0.214)**	-0.350(0.125)**
$\rho$	0.436(0.130)**	0.265(0.112)**
Log likelihood	-246.578	-343.412
Wald chi2(10)	103.85	273.61
(p value)	(0.000)	(0.000)
Obs	N=208, T=4	N=228, T=4

주:  $\eta$ 와  $\rho$ 의 정의는 <표 5>의 주와 같음.

실제 추정에서는 산업, 직종, 노조, 시간더미가 통제되었으나 지면관계상 보고를 생략함.  
( )안의 수치는 표준오차. \*\*는 95%, \*는 90% 수준에서 유의.

다음으로 노동수요측면이라고 할 수 있는 산업, 직종, 기업규모 등의 특성이 여성의 비정규직 상태의존성에 미치는 영향을 살펴보기로 한다. 여성을

산업과 직종 그리고 기업규모로 구분하여 추정한 결과는 <표 8>과 같다. 여기서 한 가지 지적해야 할 사항은 근로자의 산업, 직종, 기업규모는 근로자의 인적속성과는 달리 시간이 변함에 따라 달라질 수 있다는 점이다. 이하에서는 근로자가 분석기간 동안 한번이라도 해당 산업, 직종, 규모에 종사한 경험이 있는 경우 그 근로자를 해당산업으로 분류하고자 한다. 이러한 분류는 만약 근로자가 다른 산업, 다른 직종, 다른 규모로 이동하는 경우가 많다면 문제가 될 수 있다. 하지만 대부분 근로자의 이동은 산업, 직종, 규모의 변동을 수반하지 않기 때문에 큰 문제는 없다고 판단된다.<sup>10)</sup> 여기서도 마찬가지로 지면관계상 과거 비정규직변수의 계수만을 제시하기로 한다.

**<표 8> 산업, 직종, 규모에 따른 여성 비정규직 상태의존성의 추정결과**

		비정규직(t-1)
산업	저임금서비스	0.583(0.245)**
	제조업	0.888(0.267)**
	일반서비스	0.423(0.185)**
직종	전문직·사무직	0.477(0.191)**
	서비스직·판매직	0.959(0.278)**
	생산직·노무직	0.665(0.219)**
기업규모	500인미만	1.112(0.101)**
	500인이상	1.188(0.186)**

주: 실제 추정에서는 개인의 인적속성, 노조, 시간더미 등이 통제되었으나 지면관계상 보고를 생략함.

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

우선 <표 8>의 산업을 구분한 비정규직의 상태의존성을 보면, 제조업에서 일하는 여성의 비정규직 의존성이 가장 높고, 그 다음으로 저임금서비스, 서비스 순으로 나타남을 알 수 있다. 이러한 결과는 <표 3>에서 제시된 단

10) 예를 들면 여성의 경우 5.14%가 제조업과 비제조업 사이의 이동을 경험하였고, 3.01%가 판매직과 비판매직 사이의 이동을 경험하였으며, 5.49%가 500인이상 기업과 500인미만 기업 사이의 이동을 경험하였다. 다른 산업과 직종의 경우에도 모두 10%미만이 산업과 직종을 변경하는 이동을 경험한 것으로 나타났다.

순이행확률과는 다소 차이를 보이고 있다. <표 3>에서는 저임금서비스에서 비정규직 의존성이 가장 높게 나타나는데 반해, 비정규직 결정에 영향을 미치는 다른 요인들을 통제한 <표 8>의 결과는 오히려 제조업에서 더 높은 의존성을 보이는 것으로 나타나고 있다. 이는 여성의 비정규직 고착성이 저임금서비스부문 뿐 아니라 제조업에서도 심각하게 나타나고 있음을 보여준다 하겠다.

직종별로 보면 서비스·판매직의 비정규직 상태의존성이 가장 높고, 다음으로 생산직·노무직, 마지막으로 전문직·사무직 순으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 <표 3>의 단순이행확률과 크게 다르지 않다. 기업규모별로 보면 대기업에 종사하는 여성의 경우 비정규직의 상태의존성이 중소기업 종사자보다 다소 높게 나타나고 있으며 이 역시 <표 3>의 단순이행확률과 크게 다르지 않다. 하지만 대기업과 중소기업의 차이는 확연하지 않다.<sup>11)</sup>

지금까지 초기조건을 고려한 임의효과 프로빗모형의 추정을 통하여 남성 과 여성 모두에게 있어 (비)정규직 고용형태에 대한 상태의존성이 강하게 존재한다는 것을 밝혔으며, 이러한 상태의존성은 여성, 특히 자녀가 있는, 저학력 여성에게 더 강하게 나타남을 보였다. 또한, 산업과 직종도 여성의 비정규직 의존성에 많은 영향을 미친다는 것도 발견하였다. 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

11) 기업규모를 사용할 경우 정보누락으로 인한 표본손실이 심하기 때문에 대기업, 중소기업으로 구분한 추정결과에 대한 신뢰성은 다소 떨어진다. 기업규모를 사용할 경우 표본수는 <부표 2>에 제시된다.

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.<sup>12)</sup>

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

위에서  $\Phi$ 는 표준정규누적분포를 나타내며,  $\overline{X}^j$ 는  $(\overline{y}^j, \overline{Z}^j)$ 의 행벡터,  $\overline{\Delta}^j$ 는  $(\gamma^j, \Gamma^j)$ 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.

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

위에서  $\phi$ 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.

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

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

<표 9>는 임의효과 프로빗모형 추정결과를 이용하여 여성과 남성의 비정규직 비중의 격차를 식 (14)에 따라 분해한 결과이다.<sup>13)</sup> 여성의 예측 비정규직 비중( $\Phi(\overline{X^f \Delta^f})$ )은 21.6%이며, 남성의 예측 비정규직 비중( $\Phi(\overline{X^m \Delta^m})$ )은 15.9%로 그 격차는 5.7%p이다. <표 9>를 보면 여성-남성의 비정규직 비중을 분해한 결과가 0.0513(5.13%p)로 5.7%p와 상당히 근접해 있음을 알 수 있다. 따라서 Taylor expansion을 통한 비정규직 비중 격차의 분해는 이 경우 상당히 정확하다고 할 수 있다.

<표 9> 여성과 남성의 비정규직 비중의 분해결과

	계수차이	속성차이	합계	구성비(%)
비정규직(t-1)	0.020	0.008	0.0275	53.66
연령	-0.039	-0.004	-0.0427	-83.31
교육	-0.053	0.010	-0.0425	-82.97
혼인	0.008	0.002	0.0106	20.67
경기변동	0.006	0.000	0.0057	11.13
산업	0.038	0.000	0.0384	74.89
직종	0.002	-0.023	-0.0210	-40.91
노조	0.009	0.005	0.0146	28.47
상수	0.061	0.000	0.0607	118.38
합계	0.052	-0.001	0.0513	100
구성비	101.036	-1.036	100	

주: 교육은 초등, 중학교, 전문대, 대학을, 혼인은 기혼과 기타혼인을, 경기변동은 연도더미를 합친 값임. 산업은 농림, 제조업, 저임금서비스를, 직종은 전문직, 사무직, 판매직, 숙련직, 비숙련직을 각각 합한 값임. 상수는 2003년 고등학교교육을 받은 미혼자로서 일반서비스업과 서비스직종에서 일하는 근로자를 나타냄. 평균여성과 평균남성의 추정 비정규직 비중은 각각 21.6%, 15.9%임.

13) 추정에 있어서 기업규모변수는 포함시키지 않았다. 그 이유는 규모변수에 대한 정보누락이 심하기 때문이다(각주 10 참조). 필자는 기업규모를 포함할 경우 남녀간 비정규직 격차를 분해하여 보았다. 그 결과비정규직(t-1)의 공헌도는 <표 9>와 크게 다르지 않음을 발견하였다.

우선, <표 9>의 맨 하단에 나타난 계수의 차이와 속성의 차이의 구성비를 보면, 남녀간 비정규직 비중의 격차가 속성의 차이보다는 계수의 차이 때문에 나타난다는 것을 알 수 있다. 즉, 여성의 비정규직 비중이 남성보다 높은 주된 원인은 여성이 남성보다 비정규직 근로자의 속성을 더 많이 가지고 있기 때문이 아니라 여성의 높은 탐색비용이나 노동시장의 구조적 이유로 비정규직의 취업형태를 가질 가능성이 높기 때문이라고 할 수 있다.

다음으로 비정규직 비중의 남녀간 차이에 각 변수가 미치는 공헌을 살펴 보면, 전기( $t-1$ )의 비정규직 여부가 전체 격차의 반 이상인 53.7%를 차지할 정도로 매우 높은 설명력을 가지는 것으로 나타나고 있다. 또한 비정규직 ( $t-1$ ) 변수의 경우, 계수의 차이가 속성의 차이보다 더 크게 나타나는데 이는 앞서 <표 5>에서 여성의 상태종속성( $\gamma$ )이 남성에 비하여 거의 2배나 크게 나타나는 것과 일관성을 가진다. 이상을 통하여 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 있어 남녀간 비정규직의 상태의존성의 차이가 매우 중요한 요인임을 확인할 수 있다.

한편, 혼인여부, 경기변동, 산업, 노조 등의 차이는 남녀간 비정규직 격차를 확대시키는 작용을 하는데 특히 산업의 차이는 비정규직 격차의 74.9%를 설명하고 있다. 교육, 연령, 직종의 차이는 남녀간 비정규직 격차를 축소시키는 역할을 하는 것으로 나타나고 있다. 하지만 교육의 경우에는 속성의 차이, 직종의 경우에는 계수의 차이가 각각 비정규직 격차를 확대시키는 것으로 작용하고 있다.

## VII. 요약 및 결론

대부분의 경제활동이 효율성과 형평성의 상충관계(tradeoff)에 놓이게 되듯이 비정규직의 증가 역시 노동시장의 유연성제고와 소득불평등이라는 상충된 효과를 빚어낼 수 있다. 하지만 비정규직의 고착화는 개인의 능력과 노력에 따른 기회를 크게 제약하며 소득의 불평등을 구조화한다는 면에서 특별한 관심이 요구되는 사회문제이다. 다수의 경제학자와 사회학자들이 믿는 바, 노동자 계층간의 자유로운 이동은 계층간 갈등을 해소하고 노동시장의

효율성과 형평성을 제고하는데 필수적인 요소이다. 같은 맥락에서 비정규직 비중이 높더라도 비정규직의 정규직 이동이 자유로운 노동시장과 그렇지 않은 노동시장은 근로자 개인의 사회·경제적 경험에 매우 다른 영향을 미칠 수 있다. 즉, 한번 비정규직으로 취업한 근로자가 비정규적 고용형태를 벗어나기 어렵다면, 근로자들이 저소득군으로부터 탈출하거나 더 나은 사회적 지위로 상향이동하기를 기대하기는 어렵기 때문이다. 앞에서 살펴보았듯이, 다수의 비정규직 근로자들이 저소득층에 밀집되어 있는 한국 노동시장에서 이러한 문제가 현실화될 가능성이 높다.

더욱이 만약 이러한 비정규직의 고착화가 개인의 노력여부에 관계없이 노동시장구조나 사회적 편견에 기인한다면 이는 노동시장의 형평성 뿐 아니라 효율성마저 저해할 가능성이 높다. 본 연구는 비정규직이 크게 확산되어 있는 한국 노동시장에서 비정규직의 고착화정도, 달리 말해 비정규직의 상태의존성을 측정하려는 본격적인 시도라는데 의의가 있다.

비정규직의 상태의존성을 확인한 본 연구는 나아가, 이러한 상태의존성을 결정하는 요인이 무엇인지를 구명하려 하였다. 그 중에서도 비정규직 상태의존성이 근로자의 성에 따라 매우 다르다는 점을 보여줌으로써 이러한 상태의존성이 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는데 얼마나 중요한지를 입증하였다.

본 연구는 이러한 결과를 도출하기 위하여 방법론적 정밀성을 높이는데 주력하였다. 개인의 관측되는 이질성과 관측되지 않는 이질성을 모두 고려하면서 비정규직의 결정모형을 동태적으로 추정하였고, 이러한 방법론은 한국노동패널(KLIPS) 5차-9차 자료에 적용되었다. 본 연구의 주요 결과를 간략히 정리하면 다음과 같다.

- 1) 남성과 여성 모두에 있어서 현재의 비정규직여부는 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 여성이 남성에 비해 거의 두 배 가까이 높은 것으로 확인되었다. 이는 남성에 비하여 여성이 정규직이 되기 위하여

더 높은 탐색비용을 지불해야 함을 보여주는 결과이다. 또한 이 결과는 노동시장에 여성의 정규직 진입을 저해하는 요인이 있음을 암시하는 동시에 남녀간에 산업과 직종의 차이에 따른 구조적 차이가 존재함을 함축한다.

- 3) 여성을 기혼/미혼으로 구분하여 동태적 모형을 추정한 결과, 기혼여성이 미혼여성보다 비정규직에 대한 상태의존성이 강한 것으로 나타났다. 또한 기혼여성을 자녀가 있는 경우와 없는 경우로 구분하여 추정한 결과 전자가 비정규직에 대해 강한 상태의존성을 보였다. 이러한 결과는 가사, 출산/육아, 교육 부담이 비정규직의 고착성과 높은 관련이 있음을 보여준다.
- 4) 여성을 저학력/고학력으로 구분하여 동태적 모형을 추정한 결과, 대졸미만 여성이 대졸 이상의 학력을 지닌 여성에 비해 비정규직에 대한 높은 상태의존성을 보이는 것으로 나타났다. 결국, 저학력층 여성의 높은 상태의존성이 여성의 상태의존성을 남성에 비해 높이는 하나의 원인으로 작용하고 있다.
- 5) 남녀간 비정규직 비중의 격차를 계수의 차이와 속성의 차이로 분해한 결과 계수의 차이가 속성의 차이보다 더 중요한 것으로 나타났다. 여성의 비정규직 비중이 남성보다 높은 원인은 여성이 남성보다 비정규직 근로자의 속성을 더 많이 가지고 있기 때문이 아니라 여성의 높은 탐색비용이나 노동시장의 구조적 이유로 비정규직의 취업형태를 가질 가능성이 높기 때문이라고 해석된다.
- 6) 한편, 남녀간 비정규직 비중의 격차를 변수별로 분해한 결과, 전년도의 비정규직 여부가 남녀간 비정규직 격차의 54%를 설명하는 것으로 나타났다. 따라서 비정규직 근로형태에 대한 남녀간 상태의존성의 차이는 남녀간 비정규직 비중의 격차를 설명하는 매우 중요한 원인이 된다.

비정규직에 대한 상태의존성, 특히 여성의 상태의존성이 남성에 비해 현저히 높다는 점을 확인한 것은 본 연구의 중요한 발견 중 하나이다. 상태의존성의 확인은 우리나라 노동시장에서 나타나는 근로자의 직업이동 패턴, 정규직-비정규직의 소득격차, 남녀간 임금격차를 설명하는데 중요한 단서를

제공한다는 점에서 의의가 있다.

본 연구에서 여성의 비정규직 상태의존성이 남성보다 높은 원인은 인적속성으로 보면 기혼여성, 특히 육아 및 학령기 자녀를 둔 여성과 저학력여성의 높은 상태의존성 때문이며, 산업과 직종으로 보면 저임금서비스업은 물론 제조업과 판매·서비스직, 그리고 단순 노무직에 종사하는 여성의 높은 상태의존성 때문이라는 것을 밝혔다. 따라서 남녀간 비정규직의 격차를 줄이고 비정규직의 고착화 현상을 개선하기 위해서는 이들 계층의 상태의존성을 줄이는데 초점을 맞추어야 할 것이다.

기혼(유자녀) 여성, 저학력여성에 대한 노동시장정책은 이들의 정규직 탐색비용을 줄이는 정책을 포함해야 할 것이다. 특히 기혼(유자녀) 여성의 높은 탐색비용은 출산 및 육아부담에 기인한 것으로 해석되므로 출산과 육아의 사회적 책임을 강화할 정책이 요구된다. 우리나라 기혼여성의 높은 출산 및 육아부담은 OECD 국가들 중 가장 낮은 수준의 여성 경제활동참가율로도 입증된다. 따라서 이들에 대해 정규직 탐색비용을 줄이는 노동시장 정책은 비정규직 비중을 낮추는 것 뿐 아니라 경제활동참가율도 높이는 일석이조의 역할을 할 수 있을 것으로 기대된다. 한편 높은 비정규 고착화 현상을 보이는 저학력 여성의 문제를 개선하기 위한 노동시장 정책은 이들 여성에게 특화된 평생교육 등 숙련 형성 프로그램 및 직업알선 기능의 강화와 같은 적극적 노동시장정책의 활성화와 연계될 필요가 있다는 점을 시사한다.

무엇보다 중요한 것은 위와 같은 정책들이 좋은 일자리의 확충과 연계되어야 한다는 점이다. 사회정책 및 양질의 인력개발 정책에 따른 양질의 인력공급이 노동시장의 성과로 실현되기 위해서는 적절한 일자리가 공급되어야 하기 때문이다. 이 연구에서는 저임금 서비스 산업, 판매/서비스 직종, 단순 노무 직종 등에 비정규 일자리의 과대 분포, 성분리 현상, 비정규 고착화 등을 보여줌으로써 이러한 산업 및 직종의 일자리 개선이 필요하다는 점을 시사하였다. 즉, 저임금서비스산업과 서비스·판매직에 종사하는 여성의 비정규비중을 낮추기 위해서는 이들의 높은 비정규직 의존성을 줄여야 하며 그러기 위해서는 이들에게 불리하게 작용할 수 있는 노동시장의 구조적 문제, 그리고 기업의 고용관행을 해결해야 할 필요가 있다.

현재 우리나라의 비정규직 차별에 대한 논의는 주로 임금차별에 국한되고

있다. 하지만 본 연구에서 나타나듯이 과거의 비정규직 경험이 현재의 비정규직을 결정한다면, 또한 이러한 상태의존성이 여성에게 더 강하게 나타난다면 이는 중요한 차별시정대상이 될 수 있다고 사료된다. 앞으로 비정규직 차별정책은 임금 뿐 아니라 비정규직의 고착성에 관한 부분까지도 고려되어야 할 것으로 판단된다.

비정규직의 고착화를 줄이기 위한 실용적인 정책은 좀 더 구체적이고 많은 정보를 필요로 한다. 비정규직에 대한 상태의존성의 확인만으로는 충분하지 않다. 본 연구에서는 인적속성, 산업 및 직종에 따른 비정규직의 상태의존성의 차이가 탐색비용과 노동시장의 구조적 문제 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. 또한 노동시장의 어떤 구조적인 차이가 여성의 비정규직 의존성을 높이는지도 앞으로 설명되어야 할 부분이다. 추후 이 부분을 설명하는 더 구체적인 연구가 요청된다.

## 참고문헌

- 권순식·박현미(2006). 노동자 참여와 비정규직 고용. 서울: 한국노총중앙연구원.
- 김동배·김주일(2002). 비정규직 활용의 영향 요인, 노동정책연구, 2(4), pp. 17-38.
- 김용민·박기성(2006). 정규-비정규직 근로자 임금격차, 노동경제논집, 29(3), pp. 25-48.
- 남재량(2007). 비정규근로와 정규근로의 임금격차에 관한 연구-패널자료를 사용한 분석, 노동경제논집, 30(2), pp. 1-31.
- 노용환(2007). 기업의 비정규직인력 고용형태결정요인 분석, 국제경제연구, 13(2), pp. 113-139.
- 박기성·김용민(2007). 정규-비정규 근로자의 임금격차 비교: 2003년과 2005년, 노동정책연구, 7(3), pp. 35-61.
- 배화숙(2005). 정규직과 비정규직 노동자의 기업복지 차이 연구, 사회복지정책, 21(4), pp. 217-237.
- 성은미(2007). 정규직과 비정규직 노동자의 사회보험수급율과 급여수준 비교 연구, 사회복지정책, 29(4), pp. 95-120.
- 안주엽(2001). 정규근로와 비정규직근로의 임금격차, 노동경제논집, 24(1), pp. 67-96.
- 윤정향(2005). 비정규직 노동자의 사회보험배제원인에 관한 구조와 행위분석, 사회보장연구, 21(3), pp. 123-155.
- 은수미(2007). 비정규직과 한국 노사관계시스템 변화 (I). 서울: 한국노동연구원.
- 이병희(2007). 노동시장 불안정과 소득불평등의 심화, 노동시장 20년의 평가와 과제, 서울: 한국노동연구원.
- 이승렬(2007). 노동자의 건강상태와 노동시장 성과: 실증적 연구. 서울: 한국노동연구원.
- 장지연·양수경(2007). 사회적 배제 시각으로 본 비정규 고용, 노동정책연구, 7(1), pp. 1-22.
- 황정미·김순영(2006). 한국의 여성비정규노동과 사회정책의 방향, 산업노동연구, 12(1), pp. 305-336.
- Arulampalam, W., Booth, A., and Taylor, M.(2000). Unemployment

- Persistence, *Oxford Economic Paper*. 52, pp. 24-54.
- Dorsett, R.(1999). An Econometric Analysis of Smoking Prevalence among Lone Mothers, *Journal of Health Economics*, 18, pp. 429-441.
- Doiron, D. and Riddell, W. C.(1994). The Impact of Unionization on Male-Female Earnings Differences in Canada. *Journal of Human Resources*, 29(2), pp. 504-534.
- Even, W. and Macpherson, D.(1993). The Decline of Private Sector Unionism and the Gender Wage Gap, *Journal of Human Resources*, 29, pp. 279-296.
- Hamermesh, D.(1993). *Labor Demand*. Princeton University Press.
- Heckman, J.(1981). 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.
- Hsiao, C.(1986). *Analysis of Panel Data*. Cambridge MA: MIT Press.
- Hyslop, R.(1999). State Dependence, Serial Correlation and Heterogeneity in Intertemporal Labor Force Participation of Married Women, *Econometrica*, 67, pp. 1255-1294.
- Oaxaca, R.(1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market, *International Economic Review*, 14(3), pp. 693-709.
- Phimister, E., Vera\_Toscano, E, and Weersink, A(2002). Female Participation and Labor Market Attachment in Rural Canada, *American Journal of Agriculture Economics*, 84(1), 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
경활부가조사 비정규직 비중	0.274	0.326	0.370	0.366	0.355

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

## 〈부표 2〉 임의효과 프로빗모형 추정결과 (기업규모 통제)

	동태적 모형	
	남성	여성
비정규직(t-1)	0.740(0.089)**	1.116(0.129)**
연령	0.011(0.004)**	-0.007(0.008)
초등학교이하	0.033(0.184)	0.399(0.248)
중학교	0.028(0.118)	0.399(0.204)**
전문대학	0.058(0.127)	-0.096(0.184)
대학	0.067(0.105)	-0.109(0.189)
기혼	-0.218(0.102)**	0.031(0.131)
기타혼인	0.496(0.528)	-7.320(15.74)
농림어업	-0.033(0.382)	1.094(0.554)**
제조업	-0.391(0.088)**	-0.003(0.188)
저임금서비스	0.039(0.113)	0.092(0.166)
전문관리직	-0.067(0.232)	0.408(0.290)
사무직	-0.045(0.239)	0.183(0.267)
판매직	0.087(0.302)	1.070(0.269)**
생산직	0.247(0.231)	-0.237(0.315)
단순노무직	0.370(0.252)	0.866(0.286)**
노조	-0.139(0.085)	-0.214(0.136)
2004년더미	0.065(0.100)	-0.279(0.153)*
2005년더미	0.011(0.101)	-0.110(0.150)
2006년더미	0.157(0.100)	-0.219(0.156)
기업규모	-0.033(0.013)**	0.034(0.020)
상수	-1.184(0.302)**	-1.180(0.453)**
$\eta$	-0.066(0.051)	-0.293(0.079)**
$\rho$	8.32e-07(0.003)	8.32e-07(0.003)
Log likelihood	-804.266	-344.193
Wald chi2(10)	250.60	273.61
(p value)	(0.000)	(0.000)
Obs	N=782, T=4	N=328, T=4

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

기업규모에 대한 정보누락으로 <표 5>와 비교할 때 표본수가 상당히 감소되었음.

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

## State Dependence of Contingent Work and Its Role in Explaining the Gender Difference in Contingent Work

Wooyung Kim \*, Hyunji Kwon \*\*

The purpose of this study is to identify the existence of state dependence of contingent work and to explain the gap in contingent work between males and females, focussing on the role of state dependence. We have used KLIPS (2002-2006) to estimate a dynamic model of determination of contingent work, with controlling not only worker's observed characteristics but also unobserved heterogeneity. It is found that the current status of contingent work is closely related to the past status of contingent work. In particular, the state dependence is found to be more serious for females than males. Among females, married women with young children and women with low level of education are found to have strong dependence on contingent work. We have also decomposed the male-female gap in the proportion of contingent work and shown that male-female difference in state dependence on contingent work can explain more than 50% of the proportion of contingent work between males and females.

**Key Words:** Contingent Work, State Dependence, Decomposition Method

---

\* Professor, Department of Economics, Kongju National University,  
kwy@kongju.ac.kr

\*\* Researcher, Korea Labor Institute, khji248@gmail.com.