

국민기초생활보장제도 수급탈출의 기간의존성*

이 원 진

(서울대학교)

[요 약]

본 연구는 한국복지패널 1~4차년도 조사 자료를 활용하여 국민기초생활보장제도 수급탈출의 기간의존성을 분석하였다. 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 기간의존성의 존재는 복지의존을 시사하는 중요한 증거가 될 수 있다. 실증적 분석 결과, 성, 연령, 교육수준, 결혼지위, 건강상태, 취업형태 등의 관찰된 특성을 통제한 후에도 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 현상이 관찰되지만, 관찰되지 않은 이질성을 통제하면 수급기간의 영향이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과에 따르면, 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 현상의 상당부분은 수급자 집단의 이질성으로 인한 허위관계이고 수급탈출의 기간의존성은 크지 않은 것으로 판단된다.

주제어: 국민기초생활보장제도, 수급동태, 수급탈출, 기간의존성

1. 서론

최근 국민기초생활보장제도(이하 '기초보장제도')의 수급탈출률 수준이 낮아지고 수급기간이 장기화되는 경향이 나타나고 있다는 지적이 제기되고 있다(강신욱 외, 2006: 78; 김미곤 외, 2008: 41). 얼마 전에 발표된 국가고용전략 2020에서는 수급탈출 유인을 강화하고 탈수급 계획 미이행 시 수급액을 단계적으로 감액하는 방안을 검토하는 등, 수급탈출을 촉진해야 한다는 주장이 힘을 얻고 있다. 이처럼 복지의존에 대한 우려가 점점 커지고 있고 이를 해결하기 위한 정책방안에 대한 논의는 비교적 활발하지만, 실제로 복지의존의 실태를 경험적으로 분석한 연구는 많지 않다. 특히 복지의존의 결정적 증거가 될 수 있는 수급탈출의 기간의존성을 본격적으로 분석한 국내 연구는 전무하다.¹⁾

* 본 연구는 <이원진(2010), "국민기초생활보장제도 수급동태의 특성 및 수급탈출의 결정요인", 『한국사회복지학』, 62(3): 5-29>의 후속연구로서, 이원진(2010)이 밝혀내지 못한 부분 중 수급탈출의 기간의존성을 집중적으로 분석하는 것을 목적으로 한다.

수급탈출의 기간의존성²⁾이란 수급주기(welfare spell)의 길이가 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 현상을 의미한다(Moffitt, 1992: 25). 이러한 현상은 공공부조가 수급자의 복지의존을 초래하고 수급을 장기화한다는 비판의 근거로 해석될 수 있기 때문에, 서구에서는 1980년대 이후 수급탈출의 기간의존성에 대한 많은 연구와 논쟁이 이루어졌다. 논쟁의 핵심은, 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 현상이 관찰되었다 하더라도 이를 반드시 기간의존성의 증거로 해석할 수는 없다는 것이었다. 왜냐하면 수급자 집단의 구성이 이질적이라면, 수급탈출 가능성이 큰 집단이 먼저 탈출하고 수급탈출이 어려운 집단만 남기 때문에 전체 수급자 집단의 수급탈출률은 수급기간이 길어질수록 자연스럽게 낮아지기 때문이다(Bane and Ellwood, 1994: 99). 이러한 허위관계를 배제하기 위해서는 수급탈출에 영향을 미칠 수 있는 다양한 특성을 통제하는 분석이 필요하지만, 모든 특성을 관찰하여 통제하는 것은 불가능하다. 이에 Blank(1986) 이후 많은 연구들은 ‘관찰되지 않은 이질성(unobserved heterogeneity)’을 통계적으로 통제하는 사건사분석을 통해 수급탈출의 기간의존성을 분석해 왔다.

한편 국내의 수급동태 관련 선행연구들은 수급탈출률 수준과 수급탈출의 영향요인을 밝혀내는 진전을 이루었지만(박능후 외, 2004; 이태진 외, 2004; 강신욱 외, 2006; 이원진, 2010), 수급탈출의 기간의존성에 대한 분석은 거의 이루어지지 못했다. 일부 연구는 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 현상을 관찰하였지만(강신욱 외, 2006; 이원진, 2010), 관찰되지 않은 이질성의 문제 때문에 기간의존성의 존재를 확실하게 밝히지 못했다. 이에 본 연구는 한국복지패널 1~4차년도 조사 자료를 활용하여 수급탈출의 기간의존성을 실증적으로 분석하고자 한다. 실증적 근거에 기초하지 않고서 수급기간 제한이나 제재 강화와 같은 부정적 정책수단을 강화하는 것은 수급탈출이라는 정책목표를 효과적으로 달성하지 못할 뿐만 아니라 빈곤층의 최저생활 보장을 위협할 위험이 있다. 따라서 본 연구의 분석 결과는 이론적인 측면뿐만이 아니라 정책적인 측면에서도 중요한 함의를 가질 것이다.

2. 이론적 배경

본 장에서는 일반적인 소득-여가 모형을 통해 수급탈출의 기간의존성을 이론적으로 설명한다. 본 연구는 이원진(2010)과 마찬가지로 먼저 한 시점에서의 수급참여를 설명하는 정태적 모형을 논의한 후 이를 수급탈출을 설명하는 동태적 모형으로 확장하는데, 기간의존성을 초래하는 요인을 중심으로

- 1) Gottschalk and Moffitt(1994: 38)에 따르면, 복지의존은 수급기간과 급여액의 두 가지 측면으로 측정될 수 있다. 수급탈출의 기간의존성은 수급기간의 측면에서 복지의존을 측정하는 하나의 방식이라 할 수 있다. 본 연구의 목적은 전반적인 복지의존 문제를 논의하는 것이 아니라 수급탈출의 기간의존성 문제를 집중적으로 탐구하는 것이다. 이러한 연구의 목적과 지면의 제약으로 인해 이론적 배경과 선행연구 검토를 기간의존성에 관한 논의로 제한하였다. 전반적인 복지의존 문제에 대한 논의는 Bane and Ellwood(1994)를 참고하시오.
- 2) 기간의존성은 지속기간이 길어질수록 사건발생률(hazard)이 높아지는 현상(positive duration dependency)과 사건발생률이 낮아지는 현상(negative duration dependency)을 모두 포함하는 개념이다. 이하에서는 편의를 위해 ‘기간의존성’을 ‘부적 기간의존성(negative duration dependency)’의 의미로 사용한다.

논의를 전개한다.

수급참여의 정태적 모형에서 개인은 공공부조의 보장액(guarantee)과 임금률 등으로 예산제약이 주어질 때, 소득과 여가에 대한 선호에 따라, 효용을 극대화하기 위해 수급참여 여부를 결정한다(Hutchens, 1981; Moffit, 1983; Blank, 1986). 그런데 우리나라 기초보장제도의 경우에는 전국적으로 급여체계가 단일하고 시간에 따른 최저생계비의 변화도 크지 않기 때문에, 본 연구에서는 보장액의 영향을 고려하지 않는다.³⁾ 따라서 수급참여는 주로 임금률에 영향을 받을 것이고, 보다 일반화하자면 근로가능성과 소득능력에 영향을 미치는 다양한 개인적·가족적 특성이 수급참여에 영향을 미칠 것이다. 이러한 특성에는 성, 연령, 교육수준, 건강상태, 취업형태, 결혼지위, 부양아동의 존재 등이 있다(이원진, 2010). 그런데 예산제약, 소득-여가 선호 이외에도 수급으로 인한 비효용(disutility)이 수급참여에 영향을 미칠 수 있다. 만일 수급참여 자체가 효용수준을 낮추는 효과가 있다면 수급참여를 결정할 가능성이 낮아질 것이다. 이러한 비효용의 원천에는 수급에 따르는 스티그마(stigma)나 복잡한 행정적 절차로 인한 참여비용(participation cost) 등이 있다(Moffit, 2002: 13).

정리하면, 개인의 수급참여 선택은 개인적·가족적 특성(예산제약), 소득-여가 선호와 수급참여가 초래하는 비효용의 크기(효용함수)에 의해 결정될 것이다. 이러한 결정을 매 시기 누적한다고 보면 수급탈출의 동태적 모형을 도출할 수 있다. 이때 만일 정태적 수급결정에 영향을 미치는 요인들이 변하지 않는다면 수급탈출의 기간의존성은 나타나지 않을 것이다. Bane and Ellwood(1994)의 개념을 빌리자면, 이는 합리적 선택 모형(rational choice model)으로 설명될 수 있다. 매 시기 예산제약과 효용함수가 변하지 않는다면 합리적인 수급자의 선택도 변하지 않을 것이기 때문에, 수급탈출 자체가 활발하지 않을 것이고 확률적 요인을 반영한 수급탈출률 수준은 수급기간이 길어져도 일정하게 유지될 것이다.

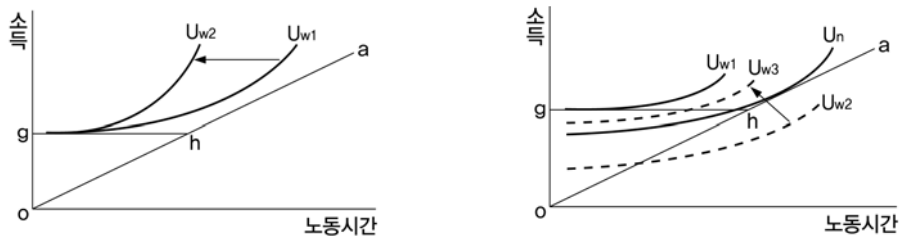
하지만 다음과 같이 정태적 수급결정에 영향을 미치는 요인들이 시간에 따라 변화한다면 수급탈출의 기간의존성이 나타날 수 있다.⁴⁾

첫째, 수급기간이 길어질수록 수급자의 개인적·가족적 특성이 악화될 수 있다. 대표적인 예로, 수급기간이 길어질수록 미래의 노동시장 기회가 축소될 수 있다(Blank, 1986: 5). 일반적으로 알려진 바와 같이 공공부조가 노동공급을 축소시켜 근로경험이 줄어들면, 숙련수준이 감소하여 잠재적 임금 수준이 낮아지거나, 노동시장에 대한 정보가 감소하여 구직에 필요한 탐색비용이 증가하고 취업가능성이 낮아질 것이다. 한편 고용주가 장기수급자를 차별하기 때문에 수급기간이 길어질수록 외부적 조건이 악화될 가능성도 있다(Sandefur and Cook, 1998: 769). 그 외에도 수급자의 가구구성, 건강수준 등 근로가능성과 임금률에 영향을 미치는 다양한 특성이 수급기간이 길어질수록 악화될 가능성이 있다. 본 연구에서는 이러한 효과를 수급탈출을 위한 수급자의 능력과 여건을 포괄하는 개념으로 '조건의 변화'로 표현한다. '조건의 변화'로 인한 기간의존성 역시 합리적 선택 모형으로 설명될 수 있다. 수급

3) 수급탈출을 분석하는 미국의 선행연구들은 일반적으로 수급자가 실제로 받는 급여액이 아니라 제도에 의해 결정되는 수급 가능한 최대 급여액의 영향을 분석한다. 이는 노동시간의 결정 등과 같은 개인의 행위에 대해 외생적으로 주어지는 급여수준의 영향을 파악하기 위해서이다(Barret, 2000).

4) 이러한 논의의 틀은 Blank(1986: 5~8)를 수정하여 인용한 것이다.

자가 일관된 효용체계를 유지하면서 '조건의 변화'에 맞추어 효용을 극대화하도록 선택을 변화시키는 것은 합리적이라 볼 수 있기 때문이다.⁵⁾



자료: Blank(1986: 39)를 수정, 인용.

[그림 1] 선호의 변화

둘째, 수급기간이 길어질수록 수급자의 소득-여가에 대한 선호가 변화할 수 있다(Blank, 1986: 8). 이는 [그림 1]의 왼쪽 그림에서 효용곡선의 곡률이 변화하는 것으로 표현되며, 수급자가 여가를 더 선호하게 된다는 것을 의미한다. 이 경우, 효용곡선이 U_{w1} 이었을 때는 비교적 노동을 선호하기 때문에 임금률이 조금만 상승하면 비수급을 선택할 수 있다. 하지만 효용곡선이 U_{w2} 로 변화하면 비수급을 선택할 가능성은 크게 줄어든다. 즉, 수급기간이 길어질수록 노동시장에서 근로를 통해 소득을 창출하기 위해 노력하기보다는 급여에 만족하고 여가를 즐기려는 성향이 더 커질 수 있는 것이다.

셋째, 수급기간이 길어질수록 수급참여가 초래하는 비효용이 변화할 수 있다(Blank, 1986: 7). 이는 [그림 1]의 오른쪽 그림에서 효용곡선이 이동(shift)하는 것으로 표현되며, 수급참여의 비효용이 작아진다는 것을 의미한다. 수급초기에는 소득-여가 선호만을 고려했을 때 수급 시의 효용이 U_{w1} 이지만 수급참여의 비효용이 크기 때문에 결국 수급 시의 효용은 U_{w2} 가 된다. 하지만 수급기간이 길어질수록 스티그마에 대한 내성이 생기거나 수급자격을 유지하기 위한 행정절차에 점점 더 익숙해진다면, 수급참여의 비효용이 작아져서 수급 시의 효용이 U_{w3} 로 증가하고 수급을 벗어날 가능성이 작아진다.

이러한 소득-여가 선호의 변화와 수급참여가 초래하는 비효용의 변화는 모두 수급자의 심리적인 변화이기 때문에 실제로 구분하기는 어렵고, 본 연구에서는 두 효과를 합쳐 '선호의 변화'로 표현한다. Bane and Ellwood(1994)의 개념을 빌리자면, '선호의 변화'는 기대 모형(expectancy model)이나 계급문화 모형(class cultural model)으로 설명될 수 있다. 수급기간이 길어질수록 점점 더 미래에 대한 기대와 자신감을 잃거나 비생산적이고 의존적인 문화를 체화하기 때문에 수급탈출률이 낮아지는 것이다.

그런데 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 감소하는 현상이 관찰되었다 하더라도, '조건의 변화'

5) Bane and Ellwood(1994)는 합리적 선택 모형 관점에서는 수급자의 선호가 변하지 않는다면 수급기간이 수급탈출률에 영향을 미치지 않을 것으로 해석하였지만, 숙련수준의 감소 등으로 인해 수급탈출률이 낮아지는 것은 합리적 선택 모형의 기본적 가정에 부합하는 현상으로 판단된다(Dahl and Lorentzen, 2003: 521).

나 '선택의 변화'로 설명되지 않는 경우가 존재한다. 수급자 집단의 '이질성'으로 인해 수급기간과 수급탈출률의 허위관계가 나타날 수 있기 때문이다. 수급초기에 수급자 집단이 수급탈출 가능성이 큰 특성을 가진 집단과 그렇지 않은 집단으로 구성되어 있다면, 시간이 지나면 전자가 먼저 수급에서 벗어나고 후자가 수급자 집단에서 차지하는 비중이 커지기 때문에 전체 수급자 집단의 수급탈출률은 자연스럽게 감소하게 된다(Bane and Ellwood, 1994: 99). 즉, 개인의 수급탈출률은 수급기간과 무관하게 일정함에도 불구하고, '이질성' 때문에 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 현상이 관찰될 수 있는 것이다. 이러한 '이질성' 요인에는 성과 같이 쉽게 관찰가능한 특성들에서부터 선천적 능력이나 의지와 같이 관찰되기 어려운 특성들까지 다양하게 존재한다.

이상의 논의를 정리하면, 현실에서 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 현상이 관찰되었을 때 이는 다음과 같은 세 가지 요인으로 설명될 수 있다.

첫째, '이질성'이다. 이 경우에는 관찰된 수급기간과 수급탈출률의 관계는 허위관계이다. 기간의존성이 없다 하더라도 전반적인 수급탈출률 수준이 낮을 수 있지만, 이는 수급자가 점점 더 제도에 고착화되기 때문이 아니라 단지 수급탈출이 어려운 조건에서 합리적 선택이 누적된 결과로 해석될 수 있다. 이러한 상황에서 수급탈출을 촉진하기 위해서는 교육·훈련·고용지원 등으로 근로가능성과 소득능력을 향상시키고, 보충급여/통합급여방식과 같은 급여체계를 개선하여 수급탈출의 인센티브를 강화하는 접근이 효과적일 것이다.

둘째, '조건의 변화'다. 이 경우에는 실제로 수급기간이 길어질수록 수급자 개인의 수급탈출률이 낮아지지만, 이는 수급기간이 길어짐에 따라 악화된 수급탈출 조건에 대한 합리적 반응이다. 이러한 기간의존성을 완화하기 위해서는 수급자의 인적자본이 침식되지 않도록 근로경험 및 훈련을 제공하고, 건강수준이 나빠지지 않도록 적절한 의료지원을 제공하는 등 수급자의 조건이 악화되는 것을 방지하는 접근이 효과적이다.

셋째, '선택의 변화'다. 이는 수급자의 심리적인 의존성이 증가한 결과 기간의존성이 나타남을 의미하고, 공공부조가 수급자의 도덕적 해이를 유발하고 사회적 규범의 기초를 무너뜨려 빈곤 문제를 오히려 악화시킨다는 전통적인 복지이론 주장(Mead, 1986)에 부합한다고 볼 수 있다. 이러한 기간의존성의 존재는 수급기간 제한이나 급여삭감, 제재 강화와 같은 부정적 정책수단을 강화해야 한다는 주장의 근거가 될 수 있다.

3. 선행연구 검토

미국에서는 1970년대부터 공공부조의 수급탈출에 대한 연구가 시작되었다. 초기에는 주로 임금이나 근로경험 등의 노동시장 특성, 최대급여액과 급여감소율 등의 제도 특성이 수급탈출에 미치는 영향을 이론적으로 논의하고 실증적으로 확인하는 연구들이 이루어졌다(Boskin and Nold, 1975; Hutchens, 1981). 이러한 연구들은 수급기간의 영향을 고려하지 않아 장기수급자와 단기수급자의 수급탈출을 동일하게 취급했다는 점에서 방법론적 한계를 갖고 있다. Plotnick(1983)은 선구적으로 사건사분석을 활

용하여 이러한 한계를 극복하고자 하였지만, 수급기간에 따른 수급탈출률의 분포에 대해서는 관심을 갖지 못했다.

1980년대 중반부터는 수급탈출의 기간의존성이 중요한 연구문제로 떠오르기 시작하였다. 초기에는 기간의존성의 패턴을 파악하기 위해 단순한 기술통계를 활용하거나 몇 가지 관찰된 특성을 통제하는 다변량 분석을 실시하였다. O'Neill et al.(1987)의 기술적 분석에 따르면 수급탈출률은 수급 1년차의 0.50에서 수급 7년차의 0.24로 낮아지고, 수급탈출 중에서도 결혼을 통한 탈출보다는 근로를 통한 탈출에서 기간의존성이 더 뚜렷하게 나타났다. 다변량분석 결과에서는 수급 1년차에 비해 2년차 이상인 경우 수급탈출률이 낮은 것으로 나타났지만, 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 단조감소하지는 않았다. Fitzgerald(1991)는 수급탈출률이 수급 3~4개월차까지 높아지다가 그 이후 점진적으로 낮아지는 것으로 보고하였다. Bane and Ellwood(1994)의 기술적 분석에 따르면 수급탈출률은 수급 1년차의 0.31에서 수급 16년차의 0.10으로 낮아지는 것으로 나타났다. 이상의 연구들은 기간의존성의 패턴을 보여주기 시작했다는 점에서 의의가 있지만, 관찰되지 않은 이질성을 통제하지 않았다는 점에서 한계가 있다.

Blank(1986, 1989)는 관찰되지 않은 이질성을 통제하여 수급탈출을 분석한 최초의 연구이다. 분석 결과, 관찰되지 않은 이질성을 통제하지 않았을 때는 수급기간이 9~18개월일 때 수급탈출률이 낮아지지만, Heckman and Singer(1984b)의 방법을 활용하여 관찰되지 않은 이질성을 통제했을 때는 서로 다른 기간의존성 패턴을 보이는 두 집단이 구분되는 것으로 나타났다. 이 중 탈출가능성이 낮은 집단에서는 기간의존성이 나타나지 않았지만, 탈출가능성이 높은 집단의 경우에는 수급탈출률이 수급 초기에 높아지다가 그 이후 급격하게 낮아지는 패턴이 나타났다. 한편 수급탈출의 유형을 구분하여 분석했을 때는 결혼을 통한 탈출보다는 근로소득 증가를 통한 탈출에서 기간의존성이 더 뚜렷하게 나타났다.

Blank(1989) 이후 관찰되지 않은 이질성을 통제하기 위한 다양한 방법이 시도되었는데, 주로 Heckman and Singer(1984b)의 방법(Sandefur and Cook, 1998; Dahl and Lorentzen, 2003)과 gamma frailty hazard model(Ayala and Rodríguez, 2003; Bergmark and Bäckman, 2009; Cooke, 2009)이 많이 활용되었고, random-effects model을 활용한 연구(Enberg et al., 1990)도 소수 존재한다. 선행연구에서 주로 활용된 Heckman and Singer(1984b)의 방법과 gamma frailty hazard model 중에서 어느 방법이 우월한지에 대한 합의는 존재하지 않기 때문에, 두 가지 방법을 비교하는 것도 하나의 전략이 될 수 있다. 예를 들어 Barret(2000)는 캐나다의 공공부조 수급탈출을 분석하였는데, 관찰되지 않은 이질성을 통제하는 방법에 따라 상이한 결과가 나타났다. 구체적으로 살펴보면, gamma frailty hazard model을 활용하였을 때는 기간의존성이 나타나지만, Heckman and Singer(1984b)의 방법을 활용하였을 때는 기간의존성이 크게 약화되었다.

한편 관찰되지 않은 이질성을 통제하는 방법뿐만 아니라 수급기간을 모형에 투입하는 형태, 즉 헤저드 함수 형태의 선택도 분석 결과에 중요한 영향을 미친다. 예를 들어 Sandefur and Cook(1998)은 미국 AFDC 수급탈출자의 재진입률이 높다는 점을 고려하여 재진입하지 않는 항구적인 수급탈출을 종속변수로 분석하였다. 다양한 헤저드 함수 형태를 도입하여 분석한 결과, Stepwise hazard model과

Quadratic hazard model에서는 관찰되지 않은 이질성이 통계적으로 유의하지 않았고 기간의존성이 나타났지만, Weibull hazard model에서는 관찰되지 않은 이질성이 통계적으로 유의하였고 기간의존성이 나타나지 않았다.

이처럼 선행연구를 살펴보면 관찰되지 않은 이질성을 통제한 후에도 기간의존성이 남아 있는지에 대해서는 결론이 엇갈리고 있다. 헤저드 함수 형태와 관찰되지 않은 이질성 통제 방법의 선택은 이러한 상이한 결론을 낳는 중요한 요인이다. 이는 기간의존성의 분석 결과가 통계모형의 설정에 민감하게 반응할 수 있기 때문에 조심스러운 접근이 필요함을 의미한다.

한편 선행연구에서는 두 가지의 기간의존성 패턴이 발견된다. 하나는 수급 초기부터 탈출률이 낮아지는 패턴(O'Neill et al., 1987; Bane and Ellwood, 1994; Bergmark and Bäckman, 2009)이고, 다른 하나는 수급 초기에는 탈출률이 높아지다가 다시 점진적으로 낮아지는 패턴(Fitzgerald, 1991; Dahl and Lorentzen, 2003; Ayala and Rodríguez, 2003; Cooke, 2009)이다. 후자는 연구에 따라 해석이 다른데, 초기에 탈출률이 높아진다는 점에서 복지의존 주장에 반하는 증거로 해석하기도 하고(Dahl and Lorentzen, 2003), 결국 탈출률이 낮아진다는 점에서 복지의존의 증거로 해석하기도 한다(Ayala and Rodríguez, 2003; Cooke, 2009). 이러한 패턴이 나타나는 이유를 정확히 파악하기는 어렵지만, 수급진입과 탈출이 전반적으로 활발한 제도적 조건 하에서 비교적 소득능력이 높지만 단기적인 경제적 어려움에 직면한 빈곤층에게 공공부조 제도가 일시적인 피난처로 기능하는 경우를 생각해 볼 수 있다. 하지만 우리나라의 경우에는 전반적인 제도의 역동성 수준이 낮기 때문에 수급 초기부터 탈출률이 낮아지는 패턴이 나타날 것으로 예측된다.

국내의 선행연구는 매우 제한적이지만, 기초보장제도의 노동공급 효과, 자활사업의 성과 등에 관한 연구를 통해 기간의존성의 존재를 간접적으로 예측해 볼 수는 있다. 만일 기초보장제도가 수급자의 노동공급을 감소시킨다면, 수급기간이 길어질수록 수급자의 근로경험이 줄어들고 인적자본이 침식되어 수급탈출률이 낮아질 가능성이 있다. 하지만 이상은(2004), 변금선(2005), 구인회 외(2010) 등 기초보장제도가 노동공급에 미치는 효과를 분석한 선행연구들의 결론이 일치하지 않아 예측이 쉽지 않다. 가장 최근의 연구인 구인회 외(2010)는 기초보장제도가 빈곤층의 근로확률을 낮춘 것으로 보고하였지만, 이를 신뢰한다 하더라도 본 연구에 주는 함의는 제한적이다. 왜냐하면 수급자의 노동공급 감소가 일반적인 이론이 설명하는 바와 같이 보충급여체계에 대한 합리적인 반응의 결과라면, 이는 '조건 변화'로 인한 기간의존성의 가능성을 시사하지만 수급자의 '선호의 변화'에 대해서는 별다른 시사점을 제공하지 않기 때문이다.

한편 자활사업에 대한 기존 논의를 살펴보면, 자활사업의 탈빈곤·탈수급 효과는 크지 않은 것으로 판단된다(구인회, 2005). 자활사업은 기초보장제도 수급자의 복지의존을 방지하고 수급탈출을 촉진하는 것을 목적으로 하는 제도적 장치라는 점에서 자활사업의 저조한 성과는 기간의존성의 가능성을 시사할 수 있다. 류만희(2008)는 자활사업 참가자의 자활성공률이 낮고 자활에 성공하여 취·창업한 상태에서도 수급자격을 유지하는 사람의 비중이 증가하고 있다는 사실을 복지의존성 문제가 심각한 것으로 해석하였다. 하지만 자활사업의 낮은 성과 역시 열악한 저임금 노동시장 여건과 수급자의 인적자본 등의 객관적 조건을 반영한 결과라면, '선호의 변화'로 인한 기간의존성의 가능성을 예측하기는

어렵다.

우리나라에서 복지의존 문제를 실증적으로 분석한 연구로는 정진경(2004)이 거의 유일하다. 서울시 5개구의 수급가구 500여개에 대해 설문조사를 실시한 결과, 평균 8.6년의 장기수급기간과 77%의 높은 현금급여 의존율을 나타내었으나 자아존중감은 보통수준이었고 일에 대한 태도는 매우 긍정적인 것으로 나타났다. 그런데 수급자의 주관적 특성(자아존중감, 일에 대한 태도)과 객관적 복지의존 정도(수급기간, 현금급여 의존율) 간에는 유의미한 상관관계가 나타나지 않았다. 정진경(2004)은 이러한 결과를 토대로 복지의존성이 심각하지 않다고 해석하였는데, 이 해석을 그대로 받아들인다면 수급탈출의 기간의존성도 크지 않을 것으로 예측할 수 있다.

직접적으로 수급기간에 따른 수급탈출률의 분포를 살펴본 선행연구로는 강신욱 외(2006)와 이원진(2010)이 있다. 강신욱 외(2006: 65)는 건강보험공단의 의료급여 데이터를 이용하여 전체 수급자 집단의 수급탈출률을 생명표분석방법으로 추정한 결과, 수급 1년차 0.19에서 수급 5년차 0.12로 낮아졌다가 수급 6년차에 다시 0.22로 높아지는 것으로 나타났다. 여기서 수급 6년차의 수급탈출률 상승이 경기변화나 행정적 변화로 인한 일시적인 현상이라고 본다면, 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아진다고 결론내릴 수 있다. 이원진(2010)은 다변량분석으로 성, 연령, 교육수준, 건강상태, 결혼지위, 취업형태 등을 통제한 후에도 대체로 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 것으로 보고하였다. 하지만 이는 관찰되지 않은 이질성을 통제하지 않았다는 점에서 한계가 있어 진정한 기간의존성의 증거로 해석될 수는 없다.

4. 분석방법

본 연구에서는 사건사분석 중 discrete-time hazard model을 이용하여 수급기간이 수급탈출에 미치는 영향을 분석한다. 분석자료는 한국복지패널 1~4차년도 조사 자료이다. discrete-time hazard와 독립변수를 연결하는 함수는 complementary log-log 함수를 사용한다.⁶⁾

수급기간이 수급탈출에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 우선 성, 수급진입시기⁷⁾와 같이 관찰된 시불변(time-invariant) 이질성을 통제해야 한다. 하지만 선천적 능력과 같은 개인의 잠재적인 이질성 요인들은 직접 관찰할 수가 없다. Heckman and Singer(1984a, Blank, 1986: 12 재인용)는 이러한 모집단의 이질성이 헤저드 함수에 부적 편의를 야기한다는 사실을 증명하였다. 즉, 관찰되지 않은 이질성을 통제하지 않으면 실제로는 존재하지 않는 부적 기간의존성이 존재한다는 잘못된 결론을 내릴 수 있는 것이다.

따라서 본 연구에서는 몇 가지 통계적 방법을 활용하여 관찰되지 않은 시불변 이질성을 통제한다

6) 자료에 포함된 수급주기 관련 정보를 활용하여 discrete-time hazard model의 분석자료를 구성하는 방법과 최측절단 사례의 시작시점이 알려져 있다는 점을 이용하여 Guo(1993)의 조건부 우도 접근을 활용하는 방법에 대해서는 이원진(2010: 11~12)를 참고하시오.

7) 수급진입시기는 경기변동과 같은 외부적 요인을 통제하기 위해 포함한다.

(Jenkins, 2008). 먼저 관찰되지 않은 이질성을 통제하지 않는 기본 모형을 complementary log-log model로 분석한다. 다음으로 관찰되지 않은 이질성을 통제하기 위해서는 선행연구에서 대표적으로 활용되어온 다음의 두 모델을 분석한다. 첫째, 관찰되지 않은 이질성이 감마 분포를 따른다고 가정하는 gamma frailty hazard model을 분석한다. 둘째, 관찰되지 않은 이질성의 분포를 비모수적 형태로 가정하는 Heckman and Singer(1984b)의 mass point technique model을 분석한다.

다음으로는 시변(time-varying) 특성들을 살펴보자. 수급기간이 길어질수록 취업형태, 건강수준, 가족구조 등의 시변 특성들이 악화되고 이로 인해 수급탈출률이 낮아진다면, 이는 '조건의 변화'로 인한 기간의존성에 해당한다. 그런데 이러한 '조건의 변화'의 효과까지 기간의존성으로 파악해야 할지, 아니면 '조건의 변화'는 통제된 상태에서 '선택의 변화'로 인한 효과만을 기간의존성으로 파악해야 할지 개념적인 논란이 있을 수 있다. 전자를 선택할 경우에는 수급기간에 대해 완전히 외생적인 변수만을 모형에 포함한 상태에서 수급기간의 영향을 파악해야 하고,⁸⁾ 후자를 선택할 경우에는 시변 변수의 값들을 시간에 따라 변화할 수 있도록 허용하여 모형에 포함해야 한다. 본 연구에서는 후자의 방식을 선택한다. 단, 기술통계를 통해 수급기간에 따른 시변 특성의 변화를 분석하여 '조건의 변화'가 얼마나 나타나는지를 탐색적으로 살펴볼 것이다.

이상의 논의를 토대로 본 연구에서는 성, 연령, 교육수준, 결혼지위, 건강수준, 취업형태, 취업가구원수, 부양아동수, 수급진입시기 등의 시불변/시변 변수를 모형에 투입한다. 그리고 관찰되지 않은 시불변 이질성은 통계적 방법으로 통제한다. 본 연구에서는 이처럼 다양한 특성을 통제하여 '이질성'과 '조건의 변화'를 통제된 후에도 수급기간이 수급탈출에 미치는 영향이 남아 있다면 이를 '선택의 변화'로 인한 진정한 기간의존성으로 해석할 것이다.⁹⁾

그런데 노동시장을 통한 수급탈출을 전제로 한 이론적 논의를 바탕으로 수급탈출의 기간의존성을 분석하기 위해서는 추가적으로 고려해야 할 사항이 있다. 첫째, 기초보장제도 수급자에는 근로무능력자가 다수 포함되어 있다. 근로능력이 1명도 없는 가구에 속한 수급자의 경우에는 노동시장을 통한 수급탈출을 기대하기 어렵다. 둘째, 수급탈출 중에는 수급자격 심사 결과가 달라져 행정적으로 탈락하는 등 노동시장을 통하지 않은 수급탈출이 존재한다. 본 연구는 이러한 점들을 고려하여 다음과 같이 분석을 진행한다. 먼저 전체 수급자를 대상으로 수급탈출유형을 구분하지 않은 분석을 실시한다. 이는

8) 이때 취업형태나 건강수준과 같이 수급기간의 영향을 받아 변화할 수 있는 시변 변수를 외생적인 형태로 투입하기 위해서는 수급진입시점의 값으로 고정하는 방식을 사용할 수 있다. 하지만 본 연구에서는 좌측절단 사례를 분석에 포함하기 때문에 수급진입시점의 특성을 관찰할 수가 없어 이러한 방식을 사용할 수 없다.

9) 하지만 모형에 포함시키지 못한 관찰되지 않은 시변 이질성의 문제는 여전히 남는다. Contini and Negri(2007)는 시불변 이질성을 통제된 후에도 시변 이질성으로 인해 여전히 허위관계가 나타날 가능성을 지적하였다. 예를 들어 수급기간의 부정적 심리효과는 존재하지 않고 빈곤/실업기간의 부정적 심리효과가 존재한다고 가정하면, 빈곤/실업기간이 길어질수록 수급기간도 길어질 것이므로, 빈곤/실업이라는 시변 이질성을 통제하지 않으면 수급기간이 자신감을 감소시켜 수급탈출률이 낮아지는 허위관계가 관찰된다는 것이다. 이러한 주장은 설득력이 있지만, 빈곤/실업과 수급의 복잡한 상호연관 관계 때문에 경험적으로 검증하기는 매우 어렵다(Cooke, 2009: 186). 따라서 본 연구에서는 분석 결과 나타난 기간의존성에 이러한 관찰되지 않은 시변 이질성의 영향이 포함되어 있을 수도 있음에 유의하는 정도로 해석하고자 한다.

전체적인 기간의존성 패턴을 파악한다는 점에서 의미가 있다. 다음으로는 근로능력가구 수급자만을 대상으로 탈빈곤적 수급탈출을 분석한다. 이원진(2010)은 수급탈출 이후의 가처분소득을 기준으로 수급탈출 이후 빈곤하지 않은 탈빈곤적 수급탈출과 수급탈출 이후에도 여전히 빈곤한 탈제도적 수급탈출을 구분하여 두 가지 수급탈출 유형의 성격과 결정요인이 상이함을 밝힌 바 있다. 이 중 탈빈곤적 수급탈출은 주로 노동시장을 통한 탈출일 가능성이 크고, 탈제도적 수급탈출은 행정적 수급탈락에 가까운 개념으로 해석할 수 있다. 따라서 근로능력가구 수급자만을 대상으로 탈빈곤적 수급탈출을 분석하는 것은 이론적 논의를 보다 정교하게 검증한다는 점에서 의미가 있다.¹⁰⁾

본 연구의 분석단위는 수급자 개인(수급가구의 구성원)이다. 왜냐하면 종단 연구에서는 가구원의 사망과 출생, 분가와 합가 등으로 인해 가구는 안정적인 분석단위가 될 수 없기 때문이다 (Vandecasteele, 2010: 5). 그런데 수급탈출에 영향을 미치는 성, 연령, 교육수준, 취업형태 등은 가구원 개인의 특성일 수도 있고 가구주의 특성일 수도 있다. 만일 개별 변수의 영향에 관심이 많다면, 개인과 가구주의 특성 변수를 동시에 모형에 투입하는 것은 개별 변수의 영향을 정확하게 추정하지 못할 위험이 있기 때문에 바람직하지 않을 수 있다. 하지만 본 연구에서는 충분한 통제가 이루어진 후의 수급기간의 영향에 관심이 있기 때문에, 개인과 가구주의 특성 변수를 동시에 투입한다. 개인과 가구주 외 다른 가구원의 특성은 부양아동수, 취업가구원수의 형태로 모형에 포함된다. 본 연구의 모든 분석에는 1차년도에 가중치가 사용되었다.¹¹⁾

5. 분석 결과

먼저 <표 1>에서는 전체 수급자의 수급기간에 따른 수급탈출률을 제시하였다. 분석대상은 한국복지패널 1~4차년도 조사 자료에서 수급을 경험한 1,644명의 5,118개 person-year이다.¹²⁾ 수급탈출률은 일부년도에서 변동이 있지만, 수급 1년차 14.8%에서 10년차 2.0%로 대체로 낮아진다. 수급 11년차 이

- 10) 두 가지 수급탈출유형 중 탈빈곤적 수급탈출의 기간의존성 패턴을 분석하기 위해서 탈제도적 수급탈출은 중도절단으로 처리하고 탈빈곤적 수급탈출 여부를 종속변수로 하여 사건사분석을 실시한다. 다항로지토모형을 활용하는 방법도 있지만, 다항로지토모형으로는 관찰되지 않은 이질성을 통제하기가 어려워 이러한 방식을 선택하였다.
- 11) 본 연구에서는 1~4차 웨이브에 모두 조사된 사례가 아니라 일부 웨이브에만 조사된 사례도 분석에 포함한다. 그런데 어느 한 웨이브의 가중치를 적용할 때 해당 웨이브에 조사되지 않은 사례는 분석에서 탈락된다. 따라서 정보를 최대한 활용하기 위해 가장 많은 분석대상이 포함된 1차년도 자료의 가중치를 사용하였다.
- 12) discrete-time hazard model은 person-year를 분석단위로 한다. 예를 들어 2005년, 2006년, 2007년에 수급을 경험한 개인은 3개의 person-year를 갖게 된다. 표에서 t년차의 사례수에서 탈출수를 뺀 값이 t+1년차의 사례수가 되지 않는 이유는 수급시작시점이 알려진 좌측절단 사례를 포함하였고 중도절단이 존재하기 때문이다. 1~4차년도 자료만으로 30년차까지의 수급탈출률을 구할 수 있는 것은 1차년도 조사에서 언제부터 수급을 받기 시작했는지를 회고적으로 질문하였기 때문이다. 즉, 1~4차년도에 수급을 경험한 개인들이 매 웨이브마다 몇 년째 수급을 경험하고 있는지를 파악할 수 있다. 수급주기를 구성하는 각각의 person-year 사례마다 수급기간과 수급탈출 여부 정보를 결합하여 연차별 수급탈출률을 계산하였다.

후에는 사례수가 작아져서 소수의 수급탈출만으로도 탈출률이 크게 변동한다는 점을 감안하면, 수급 기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 경향이 나타난다고 볼 수 있다.

〈표 1〉 수급기간에 따른 수급탈출률

수급 기간	사례 수	탈출 수	탈출률 (%)	수급 기간	사례 수	탈출 수	탈출률 (%)	수급 기간	사례 수	탈출 수	탈출률 (%)
1년차	602	89	14.8	11년차	117	4	3.4	21년차	11	1	9.1
2년차	602	46	7.6	12년차	92	13	14.1	22년차	5	0	0.0
3년차	666	39	5.9	13년차	58	3	5.2	23년차	5	1	20.0
4년차	569	47	8.3	14년차	49	0	0.0	24년차	15	0	0.0
5년차	477	26	5.5	15년차	47	0	0.0	25년차	17	0	0.0
6년차	486	29	6.0	16년차	41	7	17.1	26년차	21	11	52.4
7년차	362	8	2.2	17년차	25	0	0.0	27년차	13	0	0.0
8년차	353	20	5.7	18년차	23	2	8.7	28년차	2	0	0.0
9년차	283	9	3.2	19년차	9	0	0.0	29년차	7	0	0.0
10년차	153	3	2.0	20년차	7	0	0.0	30년차	2	0	0.0
								전체	5,118	358	7.0

주: 수급을 경험한 1,644명의 5,118개의 person-year를 분석대상으로 하였다.

〈표 2〉 수급기간에 따른 수급자 집단의 특성

		1년차	2년차	3년차	4년차	5년차	6년차	7년차	8년차	9년차 이상
개인	여성(%)	57.8	59.9	61.6	62.1	58.8	59.8	60.9	61.5	62.2
	노인 ¹⁾ (%)	28.4	27.3	29.8	31.6	28.4	31.8	34.1	34.6	39.3
	고졸이상(%)	34.6	33.4	32.7	32.2	31.8	27.2	28.5	30.5	21.5
	유배우(%)	44.7	40.8	38.7	37.1	34.0	30.9	32.1	31.1	39.1
	건강함 ²⁾ (%)	37.1	30.5	31.3	31.2	32.8	33.8	28.2	27.2	26.0
	비취업 ³⁾ (%)	68.6	67.6	70.2	71.5	70.8	75.7	75.8	78.1	77.7
가구 주	여성(%)	38.5	40.1	40.0	41.3	39.1	47.3	50.2	52.7	41.5
	노인 ¹⁾ (%)	29.2	29.1	31.3	34.1	27.1	33.0	34.3	34.2	40.2
	고졸이상(%)	39.2	38.3	37.5	35.3	35.7	29.3	35.4	33.0	18.1
	유배우(%)	53.8	48.0	49.6	47.5	44.6	40.2	38.9	38.1	51.9
	건강함 ²⁾ (%)	33.4	24.3	24.9	24.6	22.2	20.5	16.4	15.8	16.3
	비취업 ³⁾ (%)	53.0	55.3	57.5	60.3	60.7	62.6	60.9	64.8	63.7
취업가구원수(명)		0.74	0.74	0.76	0.71	0.77	0.67	0.64	0.64	0.68
부양아동수 ⁴⁾ (명)		0.22	0.26	0.18	0.10	0.11	0.05	0.09	0.04	0.05

주: 수급을 경험한 총 5,118개의 person-year를 분석대상으로 하였다.

- 1) 65세 이상인 경우 노인으로 정의하였다.
- 2) 주관적 건강수준을 묻는 문항에 '아주 건강하다', '건강한 편이다'라고 응답한 경우 '건강함'으로 정의하였다.
- 3) 실업과 비경제활동상태를 비취업으로 정의하였다.
- 4) 가구 내 7세 미만 가구원을 부양아동으로 정의하였다.

다음으로 <표 2>에서는 수급기간에 따른 수급자의 특성을 살펴보았다. 표를 보면, 수급기간이 길어질수록 여성, 노인, 고졸미만, 무배우, 건강하지 않음, 비취업의 비중이 높아지는 등 수급자 집단의 특성이 악화되는 것을 알 수 있다. 이처럼 수급기간이 길어질수록 수급탈출이 어려운 특성을 갖게 되는 것은 <표 1>에 나타난 기간의존성 패턴을 설명하는 하나의 원인으로 작용한다. 그런데 이러한 수급기간별 특성의 분포에는 '조건의 변화'와 '이질성' 요인이 모두 반영되어 있다. 예를 들어 비취업의 비중이 커지는 것은 수급기간이 길어질수록 수급자들이 노동공급을 축소하기 때문일 수도 있지만(조건의 변화), 취업 수급자들이 많이 탈출하여 비취업 수급자의 상대적 비중이 커지기 때문일 수 있다(이질성). 따라서 수급기간이 길어질수록 수급자 개인의 조건이 점차 악화된다고 단정하기는 어렵다.

<표 3> 수급지속 집단의 특성

		1차 웨이브(2005년)	2차 웨이브(2006년)	3차 웨이브(2007년)	4차 웨이브(2008년)
개인	여성(%)	63.5	63.5	63.5	63.5
	노인(%)	33.0	35.0	39.0	39.9
	고졸이상(%)	25.6	26.9	28.9	30.9
	유배우(%)	38.6	38.0	37.7	37.4
	건강함(%)	22.6	20.4	25.3	25.6
	비취업(%)	76.9	74.7	70.8	75.0
가구주	여성(%)	42.5	43.6	43.3	45.9
	노인(%)	35.9	37.0	40.7	41.7
	고졸이상(%)	29.3	29.3	29.0	29.0
	유배우(%)	46.8	45.5	45.7	44.5
	건강함(%)	15.8	14.8	18.9	19.5
	비취업(%)	66.7	67.0	63.4	69.6
취업가구원수(명)		0.54	0.61	0.73	0.63
부양아동수(명)		0.14	0.10	0.07	0.06

주: 최종조사시점까지 수급탈출을 경험하지 않은 수급주기들 중 4개 웨이브에 모두 조사된 주기들의 3,240개 person-year를 분석대상으로 하였다.

수급자 집단의 구성을 통제된 상태에서 '조건의 변화'를 살펴보기 위해, <표 3>에서는 4개년도 조사기간 동안 모두 관찰된 수급지속자들만을 분석대상으로 특성을 살펴보았다. 즉, 각년도별로 분석대상을 동일한 개인들로 구성하고 시간에 따른 특성의 변화를 살펴보는 것이다. 먼저 개인의 특성을 살펴보면, 여성 비중이 63.5%로 일정한 것은 집단 구성이 변화하지 않음을 의미하고, 고졸이상 비중이 증가하는 것은 수급자의 일부가 조사기간 중에 고등학교를 졸업했기 때문이다. 한편 유배우 비중은 큰 변화가 없고, 건강함의 비중은 오히려 소폭 증가하였다. 비취업 비중은 3차 웨이브까지는 감소하다가 4차 웨이브에 다시 증가하고 있어 일관된 경향성이 나타나지 않는다. 다음으로 가구주의 특성을 살펴보면, 여성 비중이 소폭 증가하고 유배우 비중이 소폭 감소하는 것은 남편의 사망으로 여성이 가구주가 된 경우가 있음을 의미한다. 건강함의 비중은 증가하였고, 비취업 비중은 일관된 경향성을 나타내

지 않는다. 마지막으로 취업가구원수가 증가하고 부양아동수가 감소하는 것은 가구원의 신규취업과 아동의 성장을 반영하는 결과이다.

이처럼 수급기간이 길어질수록 유배우, 비취업의 비중이 그다지 변하지 않고 건강함의 비중이 오히려 증가하는 등 수급자의 조건이 악화된다는 뚜렷한 증거는 발견되지 않는다.¹³⁾ 수급자의 숙련수준이나 노동시장에 대한 정보, 장기수급자에 대한 고용주의 차별과 같은 중요한 수급탈출의 조건들을 직접 관찰하지는 못하였지만, 이러한 특성들이 취업률에 어느 정도 반영되어 있다고 가정하면 적어도 '조건의 변화'가 그다지 크지는 않을 것으로 예상된다. 그럼에도 불구하고 관찰되지 않은 조건이 악화되었을 가능성을 배제할 수 없다는 점, 4개년도의 종단적인 변화만을 살펴보았기 때문에 장기적인 변화가 포착되지 않았을 가능성이 있다는 점을 감안하면, '조건의 변화'가 일부 존재할 가능성을 열어두는 것이 안전할 것이다. '조건의 변화'를 정확하게 검증하기 위해서는 시기효과, 연령효과, 코호트효과를 고려한 체계적인 다변량분석이 필요한데, 이는 후속연구의 과제로 남긴다. 다만 여기서는 <표 2>에 나타난 수급기간별 특성의 분포는 주로 '조건의 변화'보다는 '이질성'으로 설명된다는 점을 강조하고자 한다.

본 연구의 다변량분석에서는 성, 연령, 교육수준, 결혼지위, 건강수준, 취업형태 등 지금까지 분석한 변수들을 모두 통제할 것이다. 이 변수들을 모형에 투입하는 것은 관찰된 '조건의 변화'와 관찰된 '이질성'을 통제하는 의미를 갖는다. 그런데 기술통계를 통해 확인한 것처럼 교육수준이나 취업형태와 같은 관찰된 '이질성'이 상당히 크다는 사실을 고려하면, 선천적 능력이나 의지와 같은 관찰되지 않은 특성도 수급기간별로 상당히 이질적으로 분포되어 있을 가능성이 크다. 따라서 '이질성'으로 인한 허위관계를 배제하기 위해서는 앞서 논의한 바와 같이 관찰되지 않은 이질성을 통제해야 한다. 관찰되지 않은 이질성까지 통제한 후에도 남아 있는 수급기간의 영향은 (일부 관찰되지 않은 '조건의 변화'가 포함되어 있을 수 있지만) 주로 '선호의 변화'로 인한 기간의존성으로 해석될 수 있다.

<표 4> 수급탈출률 추정(모수적 해저드 가정)

변수		모형 1 without frailty	모형 2 gamma frailty hazard model	모형 3 mass point technique model
		B (S.E)	B (S.E)	B (S.E)
로그수급기간		-0.496 (0.094) ***	-0.132 (0.159)	-0.171 (0.127)
개인	여성	0.085 (0.117)	0.171 (0.179)	0.183 (0.166)
	65세이상 ¹⁾ 40~64세 ¹⁾	-0.190 (0.219) -0.280 (0.178)	0.043 (0.315) -0.101 (0.264)	0.226 (0.310) 0.134 (0.251)
	고졸이상	0.305 (0.146) *	0.670 (0.229) **	0.547 (0.204) **

13) 수급기간이 길어질수록 비취업의 비중이 일관되게 증가하지 않는 것은 기초보장제도가 노동공급을 축소한다는 이론적 예측과 몇몇 실증적 연구 결과와 부합하지 않는다. 이에 대해서는 다음과 같은 설명이 가능하다. 첫째, 기초보장제도의 노동공급 감소효과는 수급기간이 길어질수록 점진적으로 나타나는 것이 아니라 수급진입 시점에 집중적으로 나타날 수 있다. 둘째, 조건부수급 및 자활사업 등의 제도적 장치로 인해 기초보장제도가 취업을 줄이지는 않지만 근로시간을 축소시킬 수는 있다.

변수		모형 1 without frailty	모형 2 gamma frailty hazard model	모형 3 mass point technique model
		B (S.E)	B (S.E)	B (S.E)
	유배우	-0.004 (0.200)	-0.126 (0.290)	-0.319 (0.269)
	건강함	0.175 (0.154)	0.078 (0.209)	0.087 (0.205)
	상용직 ²⁾ 임시·일용 ²⁾ 고용·자영 ²⁾	0.118 (0.256) 0.025 (0.170) -0.124 (0.268)	0.545 (0.387) -0.184 (0.239) -0.097 (0.387)	0.377 (0.346) -0.307 (0.233) -0.063 (0.372)
가구 주	여성	-0.501 (0.156) ***	-0.659 (0.223) **	-0.617 (0.212) **
	65세이상 ¹⁾ 40~64세 ¹⁾	-0.321 (0.260) -0.193 (0.203)	-0.347 (0.410) -0.469 (0.364)	-0.736 (0.459) -0.999 (0.431) *
	고졸이상	-0.075 (0.145)	-0.248 (0.219)	-0.261 (0.209)
	유배우	0.083 (0.211)	0.131 (0.304)	0.278 (0.285)
	건강함	0.618 (0.149) ***	1.122 (0.222) ***	1.121 (0.193) ***
	상용직 ²⁾ 임시·일용 ²⁾ 고용·자영 ²⁾	0.515 (0.247) * 0.316 (0.174) + 0.461 (0.244) +	0.606 (0.379) 0.190 (0.243) -0.004 (0.359)	0.622 (0.399) 0.234 (0.220) -0.207 (0.336)
취업가구원수	0.088 (0.097)	0.434 (0.174) *	0.588 (0.158) ***	
부양아동수	-0.825 (0.171) ***	-1.105 (0.259) ***	-1.249 (0.256) ***	
진입시기 98~00년 ³⁾ 진입시기 01년이상 ³⁾	-0.736 (0.231) *** -0.706 (0.236) **	-0.241 (0.344) 0.432 (0.421)	-0.187 (0.314) 0.433 (0.326)	
상수	-1.391 (0.367) ***	-2.688 (0.554) ***	-7.364 (1.177) ***	
	LR X2 (df) =216.83 (23) ***	gamma var.=3.575 LR test of gamma var.=0: chibar2(01)=143.964 ***	m1=0 m2=5.790 *** prob. type1=0.615 *** prob. type2=0.385 ***	
N	5,118	5,118	5,118	

주: 여성, 고졸 이상, 유배우, 건강함은 2개의 범주를 갖는 더미변수이다. 3개 이상의 범주를 갖는 더미변수의 기준범주는 아래와 같다.

- 1) 연령의 기준범주는 '39세이하'이다.
- 2) 취업형태의 기준범주는 '비취업'이다.
- 3) 수급진입시기의 기준범주는 '97년이전'이다.

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05 +p<.10

이하에서는 본격적으로 discrete-time hazard model을 이용하여 수급기간이 수급탈출률에 미치는 영향을 분석한다. 먼저 <표 4>에서는 수급기간 변수를 로그수급기간의 형태로 투입하여 모수적 헤저드 분포를 가정한 분석을 실시하였다.¹⁴⁾ 관찰된 '이질성'과 '조건의 변화'를 통제한 모형 1을 살펴보면, 개인이 고졸이상인 경우, 가구주가 남성이고 건강하고 취업한 경우, 부양아동수가 작을수록 수급탈출률이 높은 것으로 나타났다. 이는 이론적 예측 및 이원진(2010)의 선행연구와 대체로 부합하는 결과다. 이러한 다양한 특성을 통제한 후에도, 본 연구의 관심의 대상인 로그수급기간의 회귀계수는

14) 이는 continuous-time hazard model의 Weibull model에 상응하는 형태이다.

-0.496으로 음의 값을 갖고 통계적으로 유의한 것으로 나타나 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아진다는 사실을 알 수 있다.

모형 2에서는 gamma frailty hazard model로 관찰되지 않은 이질성을 통제하였다. 먼저 Likelihood Ratio test 결과를 보면 관찰되지 않은 이질성이 통계적으로 유의한 것으로 나타나 관찰되지 않은 이질성을 통제할 필요가 있음을 알 수 있다. 로그수급기간의 회귀계수는 -0.132로 나타나 절대적인 크기가 상당히 작아졌고 통계적으로 유의하지 않았다. 즉, 관찰되지 않은 이질성을 통제하면 기간의존성이 크게 줄어드는 것이다. 모형 3에서는 mass point technique model을 활용하여 관찰되지 않은 이질성을 통제하였는데, 모형 2와 마찬가지로 로그수급기간의 회귀계수가 통계적으로 유의하지 않았다. 모형 3의 결과를 해석하면, 수급자는 수급탈출률이 낮은(m1=0) 집단과 수급탈출률이 높은(m2=5.790) 집단 중 어느 하나에 속하게 되는데, 첫 번째 집단에 속할 확률은 61.5%이고 두 번째 집단에 속할 확률은 38.5%이다. 이처럼 전체 수급자 집단은 다수의 수급탈출률이 낮은 집단과 소수의 수급탈출률이 높은 집단으로 이질적으로 구성되어 있고, 이러한 '이질성'을 통제한 후에는 기간의존성이 통계적으로 유의하지 않다. 다른 독립변수의 영향을 살펴보면, 대체로 모형 1과 유사하지만 모형 2와 3에서는 가구 취업형태의 영향이 줄어들고 취업가구원수의 영향이 커지는 것이 확인된다.

〈표 5〉 수급탈출률 추정(비모수적 해저드 가정)

변수	모형 4 without frailty	모형 5 gamma frailty hazard model	모형 6 mass point technique model
	B (S.E)	B (S.E)	B (S.E)
2년	-0.533 (0.185) **	-0.144 (0.226)	-0.129 (0.214)
3년	-0.916 (0.193) ***	-0.588 (0.268) *	-0.493 (0.248) *
4년	-0.586 (0.185) **	-0.206 (0.246)	-0.229 (0.224)
5년	-1.026 (0.227) ***	-0.438 (0.317)	-0.449 (0.272) +
6년	-0.863 (0.239) ***	-0.280 (0.347)	-0.324 (0.305)
7년	-1.705 (0.404) ***	-1.044 (0.490) *	-1.126 (0.466) *
8년	-0.787 (0.328) *	0.139 (0.480)	0.166 (0.434)
9년이상	-1.301 (0.425) **	-0.321 (0.574)	-0.434 (0.534)
	LR χ^2 (df) =236.06 (30)***	gamma var.=3.138 LR test of gamma var.=0: chibar2(01)=138.718 ***	m1=0 m2=5.673 *** prob. type1=0.613 *** prob. type2=0.387 ***
N	5,118	5,118	5,118

주: 〈표 4〉와 동일한 통제변수를 투입하였다. 통제변수들의 회귀계수는 생략하였다.

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05 +p<.10

〈표 5〉에서는 piece-wise 방식으로 수급기간을 더미변수로 취급하는 비모수적 해저드 분포를 가정하여 분석한 결과를 제시하였다. 통제변수들의 영향은 〈표 4〉와 거의 유사하기 때문에 생략하였다. 먼저 관찰되지 않은 이질성을 통제하지 않은 모형 4를 보면, 수급기간이 1년인 경우에 비해 2년~9년 이상인 경우 수급탈출률이 통계적으로 유의하게 낮음을 알 수 있다. 단조감소는 아니지만, 대체로 수

급기간이 길어질수록 회귀계수의 크기가 작아지고 있어 수급탈출률이 감소하는 패턴이 관찰된다. 하지만 앞서와 마찬가지로 모형 5와 6에서 관찰되지 않은 이질성을 통제한 후에는 기간의존성이 뚜렷하게 감소한다. $p < .05$ 수준에서 판단할 때 수급 1년차에 비해 3년차와 7년차의 수급탈출률이 통계적으로 유의하게 낮지만, 다른 연차의 경우에는 수급 1년차와 별다른 차이가 나타나지 않았다.

요컨대, 관찰된 기간의존성의 상당부분은 관찰되지 않은 이질성으로 인한 허위관계인 것으로 나타났다. 관찰되지 않은 이질성이 큰 영향을 미친다는 사실은 수급탈출에 영향을 미치는 요인 중 관찰되기 어려운 특성이 상당히 많음을 의미한다. 이러한 특성에는 선천적이거나 수급진입 이전에 형성·고착된 능력, 의지, 정서적 태도, 사회적 자본 등 다양한 요인이 존재할 수 있다.

다음으로는 이론적 논의를 보다 정교하게 검증하기 위해 근로능력가구 수급자만을 대상으로 탈빈곤적 수급탈출을 분석한다. 일반적으로 근로능력가구의 수급자가 탈빈곤·탈수급의 표적집단이라는 점에서, 이들 집단에서 뚜렷한 기간의존성이 관찰된다면 복지의존의 맥락에서 더욱 심각한 문제가 될 것이다. 이하에서 근로능력가구 수급자는 분석자료에 포함된 모든 웨이브에서 가구 내 근로능력자가 1명 이상 존재하는 수급자로 정의하였다.¹⁵⁾ 여기서 탈빈곤적 수급탈출은 수급탈출년도의 가처분소득이 최저생계비를 넘는 경우로, 탈제도적 수급탈출은 그렇지 않은 경우로 정의되었다.

〈표 6〉 집단별 수급탈출률

	해당 집단의 비율	수급지속	탈빈곤적 수급탈출	탈제도적 수급탈출
전체 수급자	100.0%	79.0%	16.9%	4.1%
	100.0%	93.0%	5.6%	1.4%
근로능력가구 수급자	72.1%	74.2%	21.6%	4.2%
	66.9%	90.7%	7.8%	1.5%
비근로능력가구 수급자	27.9%	91.4%	4.6%	4.0%
	33.1%	97.6%	1.3%	1.1%

주: 수급을 경험한 1,644명의 5,118개의 person-year를 분석대상으로 하였다. 위의 수치는 person 단위, 아래의 수치는 person-year 단위이다.

〈표 6〉을 보면, 조사기간 동안 수급을 경험한 수급자 1,644명 중 21.0%가 수급에서 탈출하였는데, 이 중 탈빈곤적 수급탈출은 16.9%로 나타났다. person-year 단위로 보면, 5,118개 person-year 중 5.6%가 탈빈곤적 수급탈출을 경험하였다.¹⁶⁾ 그런데 전체의 약 70%에 해당하는 근로능력가구 수급자만을 살펴보면, 비근로능력가구 수급자에 비해 상대적으로 수급탈출률, 특히 탈빈곤적 수급탈출률이 높은 것으로 나타났다. 근로능력가구 수급자 중 21.6%, person-year 단위로는 7.8%가 탈빈곤적 수급

15) 분석자료에 포함된 웨이브 중 일부에만 가구 내 근로능력자가 존재하는 경우가 있는데, 이들은 탈빈곤적 수급탈출을 경험할 가능성이 없었던 해가 있기 때문에 탈빈곤적 수급탈출의 risk set에 온전히 포함되지 않다는 측면에서 근로능력가구 수급자에 속하지 않는 것으로 정의하였다.

16) 수급을 3년 동안 경험하고 탈출한 사람의 경우에는 3개의 person-year를 갖게 되고 마지막 person-year의 종속변수 값이 수급탈출로 간주된다. 따라서 person 단위보다 person-year 단위의 수급탈출률이 더 낮게 나타난다.

탈출을 경험하였다. 이처럼 근로능력가구 수급자의 탈빈곤적 수급탈출률이 훨씬 높게 나타나는 것은 예측과 부합하는 결과이며, 노동시장을 통한 수급탈출을 정교하게 검증하기 위한 본 분석의 분석대상과 종속변수의 조작이 비교적 타당함을 의미한다.¹⁷⁾

〈표 7〉 근로능력가구 수급자의 탈빈곤적 수급탈출률 추정(모수적 해저드 가정)

변수		모형 7	모형 8
		without frailty	gamma frailty hazard model
		B (S.E)	B (S.E)
로그수급기간		-0.526 (0.114) ***	-0.053 (0.223)
개인	여성	0.042 (0.138)	0.180 (0.246)
	65세이상 40~64세	-0.175 (0.263) -0.145 (0.206)	0.344 (0.429) 0.124 (0.352)
	고졸이상	0.478 (0.166) **	1.007 (0.300) ***
	유배우	-0.122 (0.225)	-0.234 (0.366)
	건강함	0.082 (0.176)	-0.002 (0.259)
	상용직 임시·일용 고용·자영	0.090 (0.274) -0.044 (0.191) -0.181 (0.306)	0.648 (0.463) -0.315 (0.297) -0.015 (0.493)
가구주	여성	-0.561 (0.195) **	-0.747 (0.311) *
	65세이상 40~64세	-0.223 (0.306) -0.255 (0.233)	-0.378 (0.515) -0.886 (0.459) +
	고졸이상	-0.011 (0.169)	-0.045 (0.284)
	유배우	0.279 (0.243)	0.412 (0.386)
	건강함	0.699 (0.169) ***	1.480 (0.292) ***
	상용직 임시·일용 고용·자영	0.625 (0.270) * 0.375 (0.198) + 0.361 (0.277)	0.698 (0.482) 0.231 (0.303) -0.275 (0.456)
취업가구원수		0.125 (0.110)	0.649 (0.225) **
부양아동수		-1.053 (0.208) ***	-1.632 (0.353) ***
진입시기 98~00년		-0.826 (0.276) **	-0.217 (0.504)
진입시기 01년이상		-1.005 (0.285) ***	0.257 (0.590)
상수		-1.373 (0.440) **	-2.986 (0.797) ***
		LR χ^2 (df)=156.87 (23) ***	gamma var.=5.364 LR test of gamma var.=0: chibar2(01)=115.706 ***
N		3,209	3,209

주: *** p<.001 ** p<.01 * p<.05 +p<.10

17) 비근로능력가구 수급자 중에서도 일부가 탈빈곤적 수급탈출을 경험하는 것은 다음과 같은 이유 때문이다. 첫째, 각주 15)에서 설명한 조작적 정의 하에서는 비근로능력가구 수급자 중에서도 일부기간 동안에는 근로능력가구원이 존재할 수 있다. 둘째, 탈빈곤적 수급탈출이 반드시 노동시장을 통한 수급탈출만을 의미하는 것은 아니며, 가구원의 사망 등 가구규모의 축소로 빈곤에서 탈출하는 경우 등이 있을 수도 있다.

〈표 7〉에서는 근로능력가구 수급자의 탈빈곤적 수급탈출을 discrete-time hazard model로 분석한 결과를 제시하였다. 관찰되지 않은 이질성을 통제하기 위해 gamma frailty hazard model과 mass point technique model을 사용하였으나, 후자의 경우 추정과정에서 수렴이 이루어지지 않아 결과를 제시하지 못하였다.

먼저 관찰되지 않은 이질성을 통제하지 않은 모형 7을 보면, 로그수급기간의 회귀계수가 -0.526이고 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이 값은 모형 1에서 전체 수급자의 수급탈출을 분석할 때 추정된 로그수급기간의 회귀계수 -0.496보다 그 절대적인 크기가 조금 더 크다. 이러한 사실에 적극적으로 의미를 부여하자면, O'Neill et al.(1987), Blank(1989)의 연구에서와 마찬가지로 수급탈출 중에서도 노동시장을 통한 수급탈출의 기간의존성이 더 크게 나타남을 의미한다. 하지만 모형 8을 보면, 관찰되지 않은 이질성을 통제한 후에는 로그수급기간의 회귀계수가 -0.053으로 절대적인 크기가 상당히 줄어들어 통계적으로 유의하지 않게 되었다. 이는 모형 2에서 전체 수급자의 수급탈출을 gamma frailty hazard model로 추정했을 때의 회귀계수 -0.132보다 절대적인 크기가 더 작다. 즉, 근로능력가구 수급자의 탈빈곤적 수급탈출을 분석하면 전체 수급자의 수급탈출에 비해 걸어서 보기에 기간의존성이 약간 더 큰 것처럼 보이지만, 관찰되지 않은 이질성을 통제하면 기간의존성이 더 작은 것이다. 이는 수급탈출에 영향을 미치는 관찰되지 않은 특성이 근로능력가구 수급자 내에서 더 이질적으로 분포되어 있음을 의미한다.

〈표 8〉 근로능력가구 수급자의 탈빈곤적 수급탈출률 추정(비모수적 헤저드 가정)

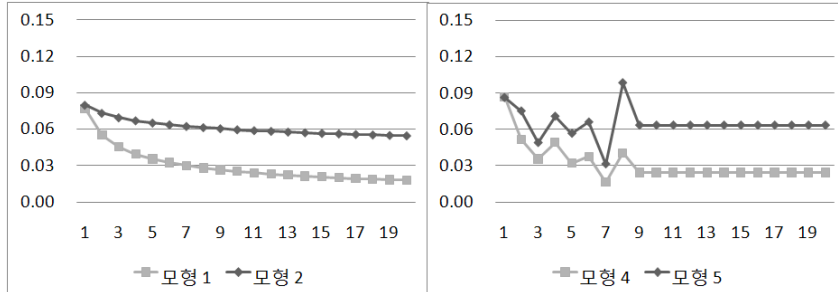
변수	모형 9 without frailty	모형 10 gamma frailty hazard model
	B (S.E)	B (S.E)
2년	-0.520 (0.225) *	0.023 (0.287)
3년	-0.855 (0.227) ***	-0.392 (0.352)
4년	-0.552 (0.222) *	-0.089 (0.333)
5년	-1.466 (0.327) ***	-0.739 (0.452)
6년	-0.739 (0.281) **	-0.024 (0.465)
7년	-1.588 (0.478) ***	-0.718 (0.665)
8년	-0.769 (0.404) +	0.526 (0.677)
9년이상	-1.463 (0.525) **	-0.162 (0.809)
	LR χ^2 (df)=174.36 (30) ***	gamma var.=4.684 LR test of gamma var.=0: chibar2(01)=109.398 ***
N	3,209	3,209

주: 〈표 7〉과 동일한 통제변수를 투입하였다. 통제변수들의 회귀계수는 생략하였다.

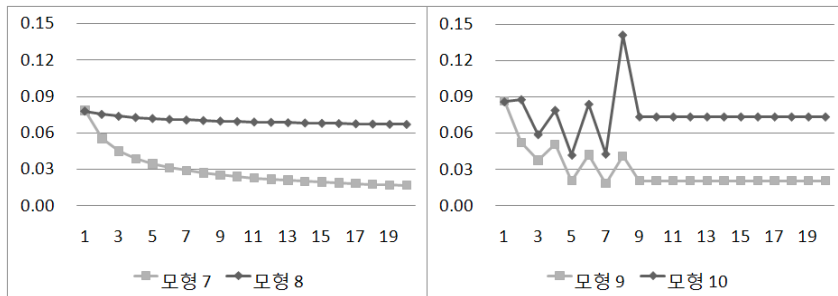
*** p<.001 ** p<.01 * p<.05 +p<.10

〈표 8〉에서는 비모수적 헤저드를 가정한 분석을 실시하였다. 분석 결과, 마찬가지로 모형 9에서는 기간의존성이 크게 나타났지만 관찰되지 않은 이질성을 통제한 모형 10에서는 기간의존성이 나타나지 않았다. 앞서 모형 5에서 전체 수급자의 수급탈출을 분석했을 때는 관찰되지 않은 이질성을 통제했을

때에도 수급 1년차와 3, 7년차의 수급탈출률은 통계적으로 유의한 차이를 보였지만, 모형 10에서는 이 차이마저 사라졌다. 즉, 근로능력가구 수급자의 탈빈곤적 수급탈출률은 수급기간과 거의 아무런 관계를 갖지 않는 것이다.



[그림 2] 전체 수급자의 수급탈출률



[그림 3] 근로능력가구 수급자의 탈빈곤적 수급탈출률

[그림 2]와 [그림 3]에서는 이상의 다변량분석 결과를 그래프로 나타내었다. 그래프에서 가로축은 수급기간, 세로축은 수급탈출률을 의미한다. 수급기간에 따른 수급탈출률을 추정하기 위해서는 통제 변수들의 값을 지정해야 하는데, 더미변수는 최빈값, 연속변수는 평균값을 지정하여 평균적인 수급자 집단의 수급탈출률을 추정하였다.¹⁸⁾

먼저 [그림 2]의 왼쪽 그래프는 모수적 헤저드 분포를 가정하여 추정한 전체 수급자의 수급탈출률을 보여준다. 관찰되지 않은 이질성을 통제하지 않았을 때는(모형 1) 수급탈출률이 수급 1년차 약 8%에서 9년차 이후에는 2%대로 낮아진다. 하지만 관찰되지 않은 이질성을 통제했을 때는(모형 2)

18) [그림 2]의 수급탈출률은 개인이 여성, 중장년, 고졸미만, 무배우, 건강하지 않음, 비취업이고, 가구주가 남성, 중장년, 고졸미만, 무배우, 건강하지 않음, 비취업이며, 2001년 이후 수급진입, 취업가구원수 0.71명, 부양아동수 0.12명인 수급자의 수급탈출률을 의미한다. [그림 3]의 수급탈출률은 개인이 여성, 중장년, 고졸미만, 무배우, 건강하지 않음, 비취업이고, 가구주가 남성, 중장년, 고졸미만, 유배우, 건강하지 않음, 비취업이며, 2001년 이후 수급진입, 취업가구원수 1.01명, 부양아동수 0.16명인 근로능력가구 수급자의 탈빈곤적 수급탈출률을 의미한다. gamma frailty hazard model로 수급탈출률을 추정할 때는 frailty term이 0이라고 가정하였다.

수급 9년차에도 6% 수준의 수급탈출률을 유지하고 있어 수급탈출률의 하락폭이 크게 줄어드는 것이 확인된다. 다음으로 오른쪽 그래프는 비모수적 헤저드 분포를 가정한 추정결과를 보여준다. 관찰되지 않은 이질성을 통제하지 않았을 때는(모형 4) 약간의 변동이 있지만 모수적 헤저드 분포를 가정한 모형 1과 거의 유사한 형태로 수급탈출률이 낮아진다. 하지만 관찰되지 않은 이질성을 통제하면(모형 5) 수급 8년차의 수급탈출률이 가장 높게 나타나는 등 수급탈출률이 낮아진다고 보기 어렵다.

[그림 3]은 근로능력가구 수급자의 탈빈곤적 수급탈출률을 보여준다. 모수적 헤저드 분포를 가정했을 때, 관찰되지 않은 이질성을 통제하지 않으면(모형 7) 수급탈출률이 수급 1년차 약 8%에서 9년차에는 2%대로 낮아진다. 하지만 관찰되지 않은 이질성을 통제하면(모형 8) 수급 9년차에도 8% 수준의 수급탈출률을 유지하고 있어 수급탈출률의 감소가 거의 나타나지 않는다. 이처럼 근로능력가구 수급자의 탈빈곤적 수급탈출의 경우에는 관찰되지 않은 이질성이 더욱 크게 나타나고, 겉으로 드러난 수급기간과 수급탈출률의 관계는 거의 대부분 허위관계임을 알 수 있다. 비모수적 헤저드 분포를 가정한 추정결과에서도 동일한 양상이 확인된다.

6. 결론

본 연구는 기초보장제도 수급탈출의 기간의존성이 존재하는지를 분석하였다. 기술통계 분석 결과, 취업, 건강, 결혼지위와 같은 특성이 시간에 따라 악화된다는 뚜렷한 증거가 발견되지 않아 '조건적 변화'로 인한 기간의존성은, 있다 하더라도, 크지는 않을 것으로 판단된다. 다변량분석 결과, 우선 성, 연령, 교육, 건강, 결혼지위, 취업형태 등의 관찰된 특성을 통제한 후에도 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아지는 것으로 나타났다. 하지만 관찰되지 않은 이질성을 통제하면 수급기간의 영향이 거의 사라졌다. 이러한 사실은 '선택의 변화'로 인한 기간의존성이 크지 않고 관찰된 기간의존성의 대부분은 '이질성'으로 인한 허위관계임을 의미한다. 근로능력가구 수급자만을 대상으로 탈빈곤적 수급탈출을 분석한 결과도 유사하게 나타났다.

이러한 분석 결과에 따르면 수급탈출의 기간의존성은 거의 없다고 판단할 수 있지만, 이러한 해석은 방법론적 측면에서 한계가 있다. 관찰되지 않은 이질성을 통제하는 방법이 완전하지 않을 수 있기 때문이다. 본 연구에서 근로능력가구 수급자만을 대상으로 탈빈곤적 수급탈출을 분석할 때는 mass point technique model의 추정과정에서 수렴이 이루어지지 않았는데, 이는 frailty hazard model들이 통계적으로 상당히 불안정할 수 있음을 시사한다. 또한 본 연구에서는 discrete-time hazard model을 이용한 연단위 분석을 실시하였지만, 월단위 자료를 이용한 continuous-time hazard model을 분석하면 결과가 달라질 수도 있다. 하지만 분석 결과를 보수적으로 해석하더라도, 기간의존성이 존재하지 않는다고 단정하기는 어렵지만 적어도 관찰된 기간의존성의 상당부분은 수급자 집단의 '이질성'으로 인한 허위관계라고 결론내릴 수 있다.

이러한 본 연구의 결론은 복지의존과 관련된 논쟁에서 중요한 함의를 갖는다. 기초보장제도 수급자가 복지에 의존하는 경향이 크다는 주장의 근거로는 주로 수급탈출률이 낮다는 점이 지적된다. 이러

한 주장은 현실의 제도운영 실태에 대한 통찰에 기반한 평가로서 의미가 있지만, 얼마나 수급탈출률이 낮아야 복지에 의존하는 것인지를 판단할 수 있는 기준이 없다는 점에서 한계가 있다. 외국에 비해 수급탈출률이 낮다는 점이 기초보장제도의 탈빈곤 기능이 취약하다는 주장의 근거로 활용되기도 하지만(강신욱·임완섭, 2006: 121), 이러한 주장 역시 근로무능력자와 근로능력자의 제도 상의 구분 문제, 근로의무 조건, 다양한 급여형태 등 각국의 제도 설계가 매우 상이하다는 점에서 한계가 있다. 한편 제도 도입 이후 시간이 지나면서 수급자의 수가 증가하고 수급탈출률이 다소 하락하는 추이를 나타낸다는 사실(강신욱 외, 2006: 39~41)도 복지의존의 경향을 시사하는 것으로 해석될 수 있다. 하지만 이러한 해석 역시 경기변동 요인, 부양의무자 개선이나 최저생계비 인상 등 제도변동 요인, 수급자 구성의 변화 요인 등을 고려하지 않았다는 점에서 한계가 있다. 향후 시계열 자료가 장기간 축적되면 여러 요인을 통제하여 수급탈출률의 추이를 분석할 수 있지만, 현재로서는 분석이 쉽지 않다.

따라서 수급탈출의 기간의존성은 현재의 경험적 자료로 검증 가능한 거의 유일한 수급동태 측면의 복지의존 지표라 할 수 있다.¹⁹⁾ 기간의존성은 굳이 외국과 비교하지 않아도 그 존재 자체로 복지의존을 시사하는 강력한 증거가 될 수 있다. 본 연구는 기초보장제도에서 이러한 기간의존성의 문제가 그다지 심각하지 않다는 사실을 밝혀냈다는 점에서 우리나라의 복지의존 논쟁에 큰 시사점을 제공한다.

하지만 본 연구는 기초보장제도의 복지의존이 존재하지 않는다는 결론으로까지 나아가지는 않는다. 왜냐하면 기간의존성은 복지의존의 하위 개념일 뿐이기 때문에, 기간의존성이 크지 않다 하더라도 전반적으로 낮은 수급탈출률 수준은 관점에 따라 다른 의미의 복지의존으로 해석될 수 있기 때문이다. 앞서 언급한 것처럼 객관적인 기준은 없지만, 기초보장제도의 탈빈곤·탈수급 기능이 취약하다는 점에는 많은 전문가들의 의견이 대체로 일치한다. 그리고 전반적인 수급탈출률 자체가 낮다는 사실이 기간의존성이 크지 않은 하나의 원인으로 작용할 가능성도 있다. 즉, 애초에 수급탈출률이 높지 않기 때문에 수급기간이 길어진다고 해서 수급탈출률이 감소할 여지가 많지 않을 수 있다는 것이다.

그러나 낮은 수급탈출률과 기간의존성은 구분하여 이해할 필요가 있다. 왜냐하면 전반적인 수급탈출률이 높은 경우에도 수급기간이 길어질수록 수급탈출률이 낮아질 수 있고, 기간의존성이 없는 경우에도 낮은 수급탈출률이 일정하게 유지될 수 있기 때문이다. 뿐만 아니라 정책적인 측면에서도 낮은 수급탈출률과 기간의존성은 다른 의미를 갖는다. 기초보장제도의 낮은 수급탈출률은 열악한 노동시장 여건과 수급자의 취약한 조건, 보충급여와 통합급여체계 등 근로와 수급탈출을 저해하는 인센티브 체계 등과 같이 수급자가 직면한 예산제약에 대한 합리적인 반응으로 해석될 수 있다. 반면 기간의존성은 수급에 오래 머물수록 수급자가 점점 더 제도에 고착화됨을 의미한다. 이는 합리적 선택으로만 설명되기 어렵고, '선호의 변화', 즉 수급기간이 길어질수록 심리적 의존성이 증가한다는 증거로 해석될 수 있다. 본 연구의 분석 결과에 따르면, 기초보장제도의 전반적인 수급탈출률은 낮다 할지라도, 수급기간이 길어질수록 수급자가 점점 더 제도에 고착화된다는 주장은 수급기간이 길어짐에 따라 수급자 집단의 구성이 이질적으로 변화한다는 사실을 감안하지 못한 과장된 주장일 가능성이 크다.

19) 물론 수급자의 소득구성에서 급여가 차지하는 비율과 같이 급여액 측면의 복지의존은 충분히 분석이 가능하며 후속연구에서 분석될 필요가 있다. 하지만 이 경우에도 얼마나 급여의존율이 높아야 복지에 의존하는 것인지를 판단할 수 있는 객관적 기준을 제시하기는 어렵다.

본 연구의 분석 결과는 복지외존에 대처하기 위한 수급기간 제한, 제재 강화, 급여 삭감과 같은 부정적 정책수단의 실효성에 의문을 제기한다. 이러한 부정적 정책수단은 수급자의 심리적 의존성이 심각하고 수급기간이 길어질수록 의존성이 증가할 때 효과적일 것이다. 하지만 열악한 조건 때문에 수급탈출률이 낮을 때는 부정적 정책수단의 강화가 빈곤층의 최저생활 보장이라는 공공부조 제도의 목적을 심각하게 훼손하는 결과를 낳을 수 있다. 본 연구에서 분석한 바와 같이 수급탈출률은 낮지만 기간의존성은 크지 않은 상황에서는, 근로유인을 저해하는 급여체계의 개선, 자활사업의 활성화, 공공부조 외부에서의 지원 확대, 교육·훈련·고용 지원 등 실질적인 탈빈곤을 촉진할 수 있는 접근을 강화하는 것이 최저생활 보장과 자활 조성이라는 공공부조의 양대 목적을 동시에 달성할 수 있는 방법일 것이다. 한편, 기간의존성이 크지 않다 하더라도 수급초기의 집중적인 사례관리를 통해 조기탈출을 유도하는 방안은 여전히 효과적일 수 있다. 왜냐하면 수급초기의 단기수급자 집단은 여러 가지 관찰되거나 관찰되지 않은 특성들이 상대적으로 양호한 집단이기 때문에 수급초기의 집중적인 지원은 수급탈출 가능성이 높은 수급자에 대한 효과적인 표적화(targeting)가 될 수 있기 때문이다.

마지막으로 강조하자면, 관찰된 기간의존성의 상당부분이 수급자 집단의 '이질성'으로 인한 허위관계라는 본 연구의 결론은 확정적이지 않다. 국내에서는 수급탈출의 기간의존성을 분석한 선행연구가 없다는 점, 방법론적 측면에서 frailty hazard model이 통계적으로 불안정하다는 점 등을 고려하면, 앞으로 많은 후속연구가 이루어져야 한다. 또한 본 연구에서는 4개년도라는 비교적 짧은 기간의 패널 자료를 이용하여 수급기간을 분석하기 위해 회고적으로 수집된 정보를 활용하였는데, 수급 시작시점이 오래된 경우 회고적 응답의 신뢰성을 보장하기 어렵기 때문에 패널 자료가 장기간 축적된 후의 후속연구가 필요하다. 본 연구의 결론은 향후 논의를 위한 시발점으로서 의미가 있을 것이다.

참고문헌

- 강신욱·이현주·구인회·신영전·임완섭. 2006. 『기초생활보장제도 수급자동태 및 관련요인 분석』. 보건복지부·한국보건사회연구원.
- 강신욱·임완섭. 2006. 『국민기초생활보장제도 수급자 변동추이 분석』. 한국보건사회연구원.
- 구인회. 2005. "국민기초생활보장제도의 근로유인효과 개선방안: 자활사업을 중심으로". 『사회보장연구』, 21(1): 1-29.
- 구인회·임세희·문혜진. 2010. "국민기초생활보장제도가 근로, 소득, 빈곤에 미친 영향". 『한국사회학』, 44(1): 123-148.
- 김미곤·여유진·김태완·송치호·오지현·임미진. 2008. 『근로능력 수급자의 탈수급에 관한 연구』. 한국보건사회연구원.
- 류만희. 2008. "자활사업의 운영구조의 전략적 전환". 『사회보장연구』, 24(4): 117-138.
- 박능후·유진영·임완섭·백학영. 2004. 『기초보장 수급가구의 빈곤역동성 연구』. 한국보건사회연구원 기초보장·자활정책 평가센터.
- 변금선. 2005. "국민기초생활보장제도가 노동공급에 미치는 효과". 『노동정책연구』, 5(2): 31-64.
- 이상은. 2004. "국민기초생활보장제도의 노동공급 효과". 『한국사회복지학』, 56(2): 71-91.

- 이원진. 2010. “국민기초생활보장제도 수급동태의 특성 및 수급탈출의 결정요인”. 『한국사회복지학』, 62(3): 5-29.
- 이태진·이상은·홍경준·김선희. 2004. 『근로빈곤층의 실태와 대응방안』, 한국보건사회연구원 기초보장·자활정책 평가센터.
- 정진경. 2004. “복지의존에 관한 실증적 연구: 새로운 개념구성의 적용”. 『사회복지정책』, 20: 5-32.
- Ayala, L., and M. Rodríguez. 2003. “The Effects of Demographic Factors on Welfare Duration: Evidence from Spain.” Instituto de Estudios Fiscales, Madrid(mimeo).
- Bane, M., and D. Ellwood. 1994. *Welfare Realities: From Rhetoric to Reform*. Cambridge: Harvard University Press.
- Barrett, G. 2000. “The Effect of Educational Attainment on Welfare Dependence: Evidence from Canada.” *Journal of Public Economics* 77: 209-232.
- Bergmark, A., and O. Bäckman. 2009. “Dynamics of Social Assistance Receipt in 21st Century Sweden.” Paper presented at the 7th ESPAnet conference 2009.
- Blank, R. M. 1986. “How Important is Welfare Dependence?” *NBER Working Paper* No. 2026.
- Blank, R. M. 1989. “Analyzing the length of Welfare Spells.” *Journal of Public Economics* 39: 245-273.
- Boskin, J., and F. Nold. 1975. “A Markov Model of Turnover in Aid to Families with Dependent Children.” *Journal of Human Resources* 10(4): 467-481.
- Contini, D., and N. Negri. 2007. “Would Declining Exit Rates from Welfare Provide Evidence of Welfare Dependence in Homogeneous Environments?” *European Sociological Review* 23(1): 21-33.
- Cooke, M. 2009. “A Welfare Trap? The Duration and Dynamics of Social Assistance Use among Lone Mothers in Canada.” *Canadian Review of Sociology* 46(3): 179-206.
- Dahl, E., and T. Lorentzen. 2003. “Explaining Exit to Work among Social Assistance Recipients in Norway: Heterogeneity or Dependency?” *European Sociological Review* 19(5): 519-536.
- Enberg, J., P. Gottschalk, and D. Wolf. 1990. “A Random-Effects Logit Model of Work-Welfare Transitions.” *Journal of Econometrics* 43: 63-75.
- Fitzgerald, J. 1991. “Welfare Duration and the Marriage Market: Evidence from the Survey of Income and Program Participation.” *The Journal of Human Resources* 26(3): 545-561.
- Gottschalk, P. and R. Moffit. 1994. “Welfare Dependence: Concepts, Measures, and Trends.” *The American Economic Review* 84(2): 38-42.
- Guo, G. 1993. “Event History Analysis for Left-Truncated Data.” In *Sociological Methodology*. Washington, DC: Americans Sociological Association.
- Heckman, J. and B. Singer. 1984a. “Econometric Duration Analysis.” *Journal of Econometrics* 24: 63-132.
- Heckman, J. and B. Singer. 1984b. “A Method for Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data.” *Econometrica* 52: 271-319.
- Hutchens, R. 1981. “Entry and Exit Transitions in a Government Transfer Program: The Case of Aid to Families with Dependent Children.” *Journal of Human Resources* 16(2): 217-237.
- Jenkins, S. 2008. “Unobserved heterogeneity('frailty').” Essex Summer School Course 'Survival

Analysis,' <http://www.iser.essex.ac.uk/study/resources/module-ec968>.

- Mead, L. 1986. *Beyond Entitlement: The Social Obligations of Citizenship*. New York: The Free Press.
- Moffitt, R. 1983. "An Economic Model of Welfare Stigma." *The American Economic Review* 73(5): 1023-1035.
- Moffitt, R. 1992. "Incentive Effects of the U.S. Welfare System: A Review." *Journal of Economic Literature* XXX: 1-61.
- Moffitt, R. 2002. "Welfare Programs and Labor Supply." *NBER Working Paper Series*.
- O'Neill, J., L. Bassi, and D. Wolf. 1987. "The Duration of Welfare Spells." *The Review of Economics and Statistics* 69(2): 241-248.
- Plotnick, R. 1983. "Turnover in the AFDC Population: An Event History Analysis." *Journal of Human Resources* 18(1): 65-81.
- Sandefur, G. D. and S. T. Cook. 1998. "Permanent Exits from Public Assistance: The Impact of Duration, Family, and Work." *Social Forces* 77(2): 763-786.
- Vandecasteele, L. 2010. "Life Course Risks or Cumulative Disadvantage? The Structuring Effect of Social Stratification Determinants and Life Course Events on Poverty Transitions in Europe." *European Sociological Review* March 11, 2010: 1-18.

Duration Dependence in the Exit Rate from National Basic Livelihood Protection Program

Lee, Won-Jin
(Seoul National University)

This study examines the duration dependence in the exit rate from National Basic Livelihood Protection Program(NBLP). If the length of time on welfare is negatively correlated with the exit rate after controlling for 'unobserved heterogeneity', the observed declining exit rates would provide evidence of true duration dependence. Data are drawn from Korean Welfare Panel study 2005~2008. A variety of discrete-time hazard models are estimated, including parametric/nonparametric hazard model, gamma frailty hazard model/mass point technique model.

It is found that welfare dynamics in Korea does not show strong evidence of duration dependence after controlling for unobserved heterogeneity. All the models estimated show that this finding is quite robust. The observed declining exit rate is largely due to differences in the unobservable characteristics of recipients. Thus, the detrimental effect of the welfare on the preference and attitude among recipients is not likely to be strengthened as time on welfare increases.

Key words: National Basic Livelihood Protection Program, welfare dynamics, welfare exit, duration dependency

[논문 접수일 : 11. 06. 27, 심사일 : 11. 07. 19, 게재 확정일 : 11. 08. 30]