

여성의 동태적 노동공급

- 취업연속성과 첫 노동시장 퇴출행태를 중심으로* -

김영옥**

본고는 생애에 걸친 한국여성의 경제활동참가유형은 어떠한 것이며, 첫 노동시장 이동을 결정하는 요인은 무엇인지를 규명하고자 하였다. 분석모형으로 첫 비취업으로의 이행확률 결정요인을 추정하기 위해 가변변수를 통합하고, 또한 지속기간의 존성과 비관측 이질성을 통합할 수 있도록 Lancaster(1979)의 방식을 따라 기본해자드 모형을 확장시켰다. 분석자료는 한국여성개발원이 2001년에 실시한 「제4차 여성취업실태조사」 결과이며, 최종분석대상은 표본가구에 거주하는 15세 이상 65세 미만의 여성 중 재학생을 제외한 4,109명이다.

여성의 이학 후 관측시점까지의 햇수는 평균 21.3년인데, 이 기간중 실제로 취업한 햇수는 8.2년으로 총 기간의 38.5%에 해당한다. 또한 이 취업기간의 비중은 정규분포를 나타내지 않고 산포되어 있어, 여성은 노동공급의 연속성 측면에서 매우 이질적임을 보여준다. 여성의 첫 노동시장 퇴출을 결정하는 요인으로 직업과 생애주기가 유의하게 나타났다. 즉 전문직에 종사할수록 노동시장의 퇴출을 늦추는 한편, 결혼이나 출산에 비해 '6세 미만 자녀유무'가 중요 퇴출요인으로 나타났다. 이것은 출산이후에도 취업을 계속하던 여성들이 양육역할의 가중 및 둘째 자녀의 출산 등으로 취업을 중단하는 것을 시사한다. 그러나 여성의 학력은 생애주기에 관계없이 일관되게 취업지속기간을 짧게 하는 것으로 나타나 인적자본이론의 기대와 배치된다. 첫 퇴출로의 이행률은 負의 기간지속성을 나타내며, 비관측 이질성을 통제한 이후에도 負의 기간의존성이 여전히 진정한(true) 음의 기간의존성이 존재하는 것으로 추정된다. 비관측 이질성을 통제할 때, 그 동안 부분적으로 존재하던 세대효과가 완전히 사라진다. 따라서 최근 세대일수록 취업연속성이 증가하는 추이가 나타난다고 할 수 없으며, 그간 여성의 경제활동참여 증가가 취업연속성의 향상에 의해 기인한 것이 아니라 취업경력이 짧은 신규 진입자의 증가에 의한 것임을 암시한다.

핵심단어: 노동공급의 연속성, 노동시장 이행확률, 가변변수, 지속기간의존성, 비관측 이질성, 헤자드 모형

* 이 연구는 지난 11월 인구학회·한국여성개발원 공동 주최로 열린 “여성의 생애와 취업” 학술세미나에서 발표한 논문을 보완한 것이다. 학술대회에서 유익한 논평을 해주신 정우진교수께 감사드린다.

** 한국여성개발원 연구위원

I. 머리말

여성의 노동공급은 남성과 다른 모습으로 노동시장의 여건만큼이나 노동공급 측의 요인, 그 중에서도 가계소득이나 자녀양육 등 가구관련변수의 영향을 받는다고 알려져 있다. 따라서 여성은 다양한 노동공급 패턴을 보이고 이런 이유로 노동공급에 대한 이론과 실증연구는 여성을 대상으로 발전하여 왔다고 하여도 과언이 아니다.

그런데 최근 기혼여성의 경제활동참가율이 1980년에 40.0%에서 2001년에 49.0%로 꾸준히 증가하고 있고, 출산 및 양육의 시기로 알려진 20대 후반과 30대 초반에 노동시장에 잔류하는 여성의 규모가 증가하고 있어, 여성취업의 단속성이 완화되어 가고 있다는 기대가 생겨나고 있다. 기혼여성의 노동공급량이 상대적으로 급증하고 있고 연령별 경제활동참가율이 변화한다는 결과를 갖고 여성의 취업경력유형이 불연속적인 형태를 벗어나는 것으로 기대하는 것은 횡단면 자료(cross-section data)의 분석결과를 지나치게 확대해석하는 오류를 범하는 것이라고 보여진다. 여성의 경제활동 참여가 결혼과 출산 등의 가족형성 단계들과 밀접히 연관되어 있다면 여성의 경제활동참여는 동태적인 맥락에서 파악되어야 한다.

예컨대 '경제활동참가율'은 대표적인 노동공급 측정치이지만 저장변수(stock)로서 한 시점에서의 노동시장참가자 비율이라는 정태적 측면만을 보여준다. 2001년 현재 여성의 경제활동참가율이 48.8%인데 만약 여성집단이 동질적이라면 이것은 각 여성이 경제활동에 참가할 확률이 48.8%임을 의미하고 1년 중 평균취업기간은 6개월 정도이며 노동이동이 빈번할 것으로 기대된다. 또 다른 극단적인 예로서 이질적인 모집단을 상정할 수 있다. 이 집단의 48.8%는 항상 일을 하고 나머지 반은 전혀 일하지 않는다. 따라서 노동이동은 없고 여성집단이 양극화되어 있으며 취업여부에 대한 현재의 정보가 미래의 취업상태를 완벽하게 예측한다. 물론 이 두 극단적 사례 외에 횡단적 통계치인 경제활동 참가율에 대한 수없이 많은 해석이 가능하다. 이처럼 경제활동참가율이 같다고 해도 모집단내 여성의 노동공급구조가 동일한 것은 아니므로 단순히 貯量(stock)의 개념으로 접근하여 고용정책을 수립하게 되면 그 실효성을 거두기가 어려울 것이다.

본고의 목적은 우리나라 여성의 동태적 노동공급에 대한 이해를 높여주는 것으로, 두가지 연구과제를 푸는데 집중하고 있다. 하나는 생애에 걸친 여성의 노동시장 참가유형을 기술적 방식으로 분석하려는 것이다. 여성이 최종학교를 졸업한 이후 생애기간동안 실제 취업에 종사한 기간은 얼마나 되는지, 그러한 취업이 연속적으로 이루어졌는지, 세대간 차이가 나타나는지 등의 분석을 통해 여성이 노동공급에 관한 한 매우 이질적인 집단임을 확인하게 될 것이다.

두 번째 연구과제는 첫 노동시장 퇴출이 취업연속성 분석에서 갖는 의미를 고려하여 첫 노동시장 퇴출행태에 초점을 맞춘다. 구체적으로 여성의 첫 노동시장 퇴출을 결정하는 요인이 무엇인지, 세대효과가 있는지 등을 규명하고자 한다. 남자들은 시간에 걸친 임금변화에 대한 기간간 노동공급의 탄력성이 크지만 여성은 단기적인 임금변화보다 가구특성이 노동공급의 결정에 중요하다. 따라서 노동공급 선택에 대한 다양한 가변변수의 효과를 측정하는데 적합한 모델을 선정해야 할 것이다. 많은 연구들이 과거 노동공급 선택은 여성의 현재 노동공급을 예측하는데 매우 중요하다고 지적한다. 이것은 과거 취업유형이 현재의 선택에 직접적 영향을 미치기 때문이 아니라 과거와 현재의 선택에 모두 영향을 미치는 어떤 측정불가능한 변수와 관련되기 때문일 것이다. 이처럼 과거의 경험이 영향을 미치는 것을 구조적 상태의존성이라 한다. 개인의 노동시장 상황이 현 사건에서의 조건보다, 과거의 누적된 경험에 영향을 받는다면 개인이 노동시장에서 경험하는 여러 취업상태(multiple spells)에 대한 자료가 필요하다. 그런데 다양한 주기의 복합 해자드 모형을 이론적으로 추정해낼 수는 있겠지만, 현재의 계량 방법으로는 실제 추정이 불가능하다(Blank, 1994). 따라서 동태적 노동시장 이동을 분석하는 확실한 방법중의 하나가 취업, 비취업상태 주기에 초점을 맞추는 것이다. 즉 한 상태의 지속기간의 결정요인을 분석하는 것이다.

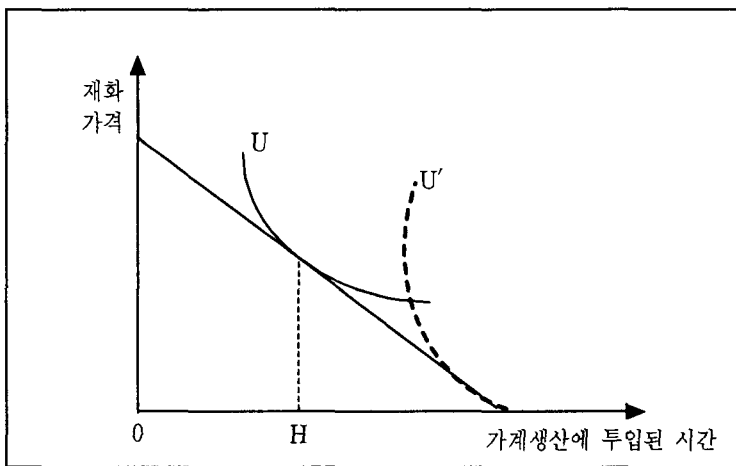
분석자료는 한국여성개발원에서 2001년 11월-12월에 실시한 「제4차 여성 취업실태조사」 결과이다. 이 조사는 전국의 5,000호의 표본가구를 대상으로 실시되었으며, 분석가능한 가구는 총 4,646호로 집계되었다. 분석대상자는 표본가구에 거주하는 15세 이상 65세 미만의 여성으로 총 4,758명중 재학생을 제외한 4,109명이다.

II. 여성의 동태적 노동공급: 무엇을 알고 있나?

1. 여성 노동공급의 연속성

산업사회에서 취업경험이 전혀 없는 여성은 점차 드물어지고 있다. 예컨대 영국에서 1980년에 수행된 '여성취업실태조사(the Women Employment Survey)'는 16 - 59세의 여성 중 한번도 임금노동을 하지 않은 여성의 비율은 단지 2%임을 발견했다(Martin & Roberts, 1984: 122). 이와 같이 대부분의 여성들이 노동경험을 갖는다면, 생애에 걸친 취업유형도 남성과 유사하게 연속적인 형태로 변화하고 있는지에 대한 의문이 발생하게 된다. 이에 Hakim(1996)은 영국여성의 지난 30-40년간의 생애주기에 걸친 노동참가 형태를 파편화(fragmented), 불연속적, 간헐적, 시간제 취업 등의 용어로 특징지우고 있다. 여성의 시장노동 총량이 증가한 것은 사실이나 과반수 이상의 여성이 생애주기에 따라 간헐적으로 취업하고 시간제와 전일제를 교류하는 파편화된 참여하는 행태를 보인다는 것이다. 전직율이 낮고 장기근속의 경향을 나타내는 여성은 대체로 고급 자격증을 소지하고 오랜 기간의 교육과 훈련을 쌓은 전문직이었다.

<그림 1> 생애주기에 따라 변화하는 가계생산성



자료: Ehrenberg & Smith(1985: 206-207)에서 재인용.

Becker(1965)는 가계가 단순한 소비주체가 아닌, 가사노동시간을 투입하여 재화와 서비스를 만드는 생산주체라는 가계생산모델(model of household production)을 통해 여성의 노동공급이 생애주기에 의해 영향을 받는다는 것을 설명하였다. 즉 가사노동의 일부는 소득증가에 의해 보다 쉽게 대체될 수 있는 반면 자녀양육과 같은 가사노동영역은 상당히 낮은 대체효과를 보인다는 것이다. 기혼여성의 한계 가계생산성이 어린 자녀가 있을 때 증가하게 되고 이로 인해 어머니의 노동공급이 영향을 받는다. 위의 <그림 1>를 통해 설명하면, 어린 자녀는 기혼여성의 효용곡선을 U 에서부터 U' 로 이동시킨다. U' 는 1시간의 가계생산 포기에 따른 기회비용이 크기 때문에 가족의 효용을 일정하게 유지하기 위해서는 커다란 보상을 요구하게 되지만 이를 보상할만큼 시장임금이 크지 않아 노동공급하지 않게 되는 것을 나타낸다. 자녀가 자라게 되면 여성의 무차별곡선은 U 와 같이 뒤로 기울어지고 여성은 직장탐색을 하기 시작한다.

미국에서도 유사한 결과가 나타난다. Smith(1982: 18-19)는 미국 25-50세 남녀취업자의 노동시장 이직률과 진입률 자료를 비교한 결과를 갖고 여성의 노동시장의 진입·퇴출이 빈번하므로 취업연속성이 남성보다 매우 낮을 것으로 보았다. 35-40세 연령층의 경우 여성의 노동력 이탈률은 11%로서 남성의 2%의 5배나 되었으며, 재진입률도 8%로서 남성의 2%의 4배가 되었다. Goldin(1990: 28-41)은 미국 개인여성의 취업경력사에 관한 자료를 분석한 결과, 그간의 노동력 참가율의 증가는 취업경력이 거의 없는 새로운 참가자에 의해 이끌어져 온 것이고, 따라서 평균 취업지속기간은 오히려 감소해 왔다는 것을 지적했다. 그리고 경제활동참여율의 증가가 노동시장 경험의 축적을 의미하지 않기 때문에, 남녀간 직종과 임금 격차가 여전히 유지된다는 것이다. 결론적으로 여성의 동태적 취업참가 행태가 크게 연속취업형과 중단형으로 나뉘어지며 이러한 여성인구의 이질성은 좀처럼 완화되지 않고 있다고 하였다.

Heckman & Willis(1977)은 미시간대학의 PSID의 1968-72년간의 패널자료에 기초하여 기혼여성의 연속노동참가모델(sequential labor force participation)의 분석 결과, 상당한 크기의 이질성이 존재하는 것을 발견하였다.

여기서 이질성은 외생변수의 도입만으로 결정요인에서의 변이의 모든 근원을 일정하게 유지할 수 없을 때 발생하는 것으로 정의하였다. 표본여성의 노동참가 확률분포가 U자형으로, 거의 1인 집단과 0인 집단으로 나누어질 수 있을 정도였다. 따라서 표본여성의 평균 경제활동참가율이 40%라고 할 때, 이 참가확률을 갖는 여성 수는 생각보다 적을 것이라고 하였다. 이것의 경제학적 암시는 무차별곡선과 소득제약으로 설명되지 않는 변이가 매우 크다는 것이다.

Blank(1994)은 1976-1989년간 노동시장 행태의 동태성을 분석한 결과, 여성의 노동공급 유형이 훨씬 다양하고, 특히 노동시장 상태간 이동이 빈번한 것을 보였다. 동태적인 노동공급 유형을 볼 때, 여성은 두 집단으로 나뉜다. 첫 번째 집단의 여성은 노동공급이 안정적이다. 즉 꾸준히 정규직으로 일하거나 아예 수년간 노동시장에 참여하지 않는다. 이와 같은 장기적 행태에서의 이질성은 여성 내 노동공급 결정의 다양성을 낳은 주요인이다. 두 번째 집단의 여성은 자주 노동시장 상태를 바꾸는 이동자(movers)이다. 따라서 특정 시점에서 관찰되는 여성 노동공급의 다양성은 일부 여성의 안정적 이질성과 과도한 이동성의 결과이다.

따라서 횡단면 분석방법은 표본의 이질성문제를 해결하지 못한다. Ben-Porath (1973)는 노동공급결정요인에 대한 횡단면적 추정치가 응답확률분포의 고차원 적률(moment)에 대해 아무런 정보를 주기 않기 때문에, 일생동안의 경제활동 애착에 대해 주는 암시점이 모호하다고 하였다. 남성과 같이 모집단이 동질적이라면 경제활동참가율의 증가를 연속취업자의 증가로 해석할 수 있지만, 여성집단이 이질적이라면 Marshall의 “대표적인(혹은 평균적인) 여성”에 대한 횡단면 추정결과는 모집단내 각 개인에 대해 정확한 정보를 제공하지 못할 것이다. 이와 같은 선행연구의 결과를 토대로 한국여성의 동태적 노동공급이 불연속적인 한편, 개인별로 불연속의 정도가 다양할 것으로 예상된다.

가설 1 : 한국여성의 동태적 노동공급 행태는 불연속적이고 또 매우 이질적일 것이다.

2. 첫 노동시장 퇴출의 결정요인

가. 인적자본과 생애주기

최근 세대에 올수록 여성노동공급의 연속성이 증가한다는 세대효과가 검증되고 있다. Dewit(1997)은 캐나다 자료를 통해서 최근 세대로 올수록 어린 자녀의 유무와 학력이 노동시장 이행에 미치는 효과가 감소하고 있음을 발견하여 세대효과를 입증하였다. Chang(1997)은 미국여성의 첫 출산 전후의 노동시장 이행과정에서 일정한 세대효과를 발견하고 있다. 첫자녀 출산이 여성의 노동공급에 미치는 負的 효과가 고연령 세대에서 상대적으로 뚜렷하다는 것이다. Desai & Waite(1991)는 점차 기혼여성들이 출산을 중심으로 늦게 노동시장에서 퇴장하고 보다 빨리 진입함으로써 경력단절을 최소화하려는 경향을 보였다. 반면 방하남(1996)은 미국여성들에서 젊은 여성일수록 비취업에서 취업으로의 이행확률이 높음과 동시에 취업에서 비취업으로 이행확률도 높은 것을 보였다.

신고전파 노동공급 이론에 따르면 학력과 숙련수준이 높고 경험이 많을수록 기대임금이 높아지며 따라서 노동시장참여도와 고용안정도가 높은 경향이 나타난다. 동태적인 분석에서도 인적자본 변수들은 고용지속기간과 정적인 관계를 가질 것으로 예상된다.

Felmlee(1984)는 미국 여성의 노동시장 이행률에 가장 강력한 효과를 미치는 요인이 여성자신의 임금이라고 밝혔다. 즉 여성의 임금은 임신으로 인해 직장을 그만두는 비율에 負的 효과를 나타냈다. 이 결과는 높은 보수가 임신을 미루도록 하는 단기효과를 갖는다는 것을 의미하기도 하고 한편 고임금 직종의 여성은 임신으로 인한 잠시부재에 대한 제도적 정비에 쉽게 접근할 수 있음을 의미하기도 한다. 이처럼 직종은 임금과 사회적 지위의 측면에서 상이한 보상체계를 나타내며, 이러한 보상의 정도가 클수록 직장을 그만둘 비율은 낮아진다. 예컨대 서비스 직종이나 노무직 등의 직종들은 낮은 임금과 고용안정, 열악한 작업환경 등을 갖는 것으로 알려져 있다. 이러한 직종에 근무하는 여성들은 해고될 위험성이 높거나 장기적인 직장 경력을 쌓을 유인을 발견하기 어려워 쉽게 노동시장에서 퇴장하거나 경제

적으로 필요할 때만 다시 진입하는 비연속적 참여행태를 보이는 경향이 있다(Reskin & Hartman, 1986). 실제로 Goldin(1983: 33)은 로짓분석을 통해 생산직에 종사한 여성들의 노동시장 체류기간이 전문직이나 사무직에 비해 10%p 이상 짧아진다고 추정함으로써 직종의 유의성을 밝혔다.

반면 학력의 효과는 다소 논쟁거리이다. 일반적으로 교육성취가 여성의 노동참여를 증가시킬 것으로 기대하지만, 전술한 Felmler(1984)의 추정에서는 여성의 학력수준이 높을수록 노동시장 탈출률이 높아져, 인적자본론에서의 예상과 상충되었다. Felmler는 고학력 여성의 경우 재진입이 상대적으로 쉽기 때문에 기꺼이 노동시장을 떠난다고 추론했다. 특히 출산으로 인한 노동시장 퇴출과정에서 학력의 효과는 불분명하다. 왜냐하면 고학력 여성들은 자녀양육을 상대적으로 중시하는 경향이 있어 이들의 요구임금은 출산 직후 오히려 더 높다는 주장도 있기 때문이다(Leibowitz, 1975; Moen, 1985). 즉 생애시점에 따라 인적자본의 효과가 달라질 수 있다. Hill(1990)은 대학 교육을 받은 여성이 고등학교를 졸업한 여성보다 3세 미만의 아동이 있을 때 노동시장 참가가 현저히 감소함을 보여주었다. Waite(1980)는 무자녀 여성의 경제활동참여율은 고학력일수록 높지만 아이가 있는 경우 학력의 효과가 없거나 오히려 음의 효과를 낸다는 것을 발견하였다.

반면 Klerman(1993)은 해자드 모형의 분석결과, 백인여성일수록 그리고 고학력 여성일수록 임신기간에 노동시장을 떠날 확률이 낮다는 사실을 발견했다. Chang(1997)은 미국에서 첫 임신이후의 노동시장 퇴출률이 고학력 여성의 경우 낮게 나타나므로, 젊은 여성에서 교육획득은 일반적으로 노동시장 애착을 증가시킨다고 결론내렸다. 이와 같이 여성 노동 참여에 대한 교육의 총체적인 효과는 분명하지 않다. 전반적으로 취업할 확률은 고학력 여성에서 높지만 어린 자녀가 있을 경우 학력의 효과는 사라지거나 반대방향을 나타내기도 한다.

여성의 노동력 참여와 출산·양육 간의 실증연구는 일관적으로 음의 관계를 발견해 왔다. 6세 미만 자녀의 존재, 자녀 수는 여성의 취업확률을 유의미하게 감소시키는 것으로 나타났다(Bowen & Finegan, 1969; Killingsworth & Heckman, 1986). 취학전 아동 유무는 여성의 이직률을 유의미하게

증가시킨다(Felmler, 1984). 여성 노동시장 이동행위에 관한 문헌분석 결과, Browning(1992)은 여성의 생애를 통한 노동 공급이 첫 출산 이전, 첫 출산 시기 전후, 첫 출산 이후의 세 단계로 구분될 수 있으며, 첫 출산후 이직은 특성상 다른 경력 중단들과 다를 가능성이 있다고 주장하였다. 미국에서는 첫 번째 출산을 둘러싼 취업행동이 생애전반의 노동력 참가행태에 대한 유의한 예측변수로 보아 이 기간의 노동이동에 대한 연구가 많이 이루어졌다(Shapiro & Mott, 1994).

한국에서도 이재열(1996)은 한국여성개발원의 제2차 여성취업실태조사(1992년) 자료중 시부여성을 대상으로 특정분포를 가정하지 않는 콕스회귀분석방법을 사용하여 취업과 비취업상태 간의 이행률에 영향을 미치는 요인을 밝혔다. 먼저 취업에서 비취업상태로의 이행확률은 젊은 세대일수록 높고, 결혼이전의 취업주기가 가장 높은 이행률을 나타냄으로써 결혼은 취업을 종결시키는 가장 중요한 생애사건인 반면, 과거의 취업경험은 이행률을 낮췄다. 박수미(2002)는 한국여성개발원의 제3차 여성취업실태조사(1997년) 자료를 갖고 출산 및 6세미만 자녀, 학령기 자녀의 유무 등의 생애사건이 첫취업 진입과 퇴출에 미치는 영향을 콕스회귀분석방법을 사용하여 검증하였다.

이와 같은 선행연구결과를 토대로 연구가설을 다음과 같이 설정할 수 있다

가설 2 : 최근 세대일수록 첫 비취업으로의 이행률이 낮아진다.

가설 3 : 여성의 학력과 첫 비취업으로의 이행률 간에는 약한 부의 상관관계가 있지만 생애주기에 따라 상이한 결과가 나타날 것이다.

가설 4 : 직종과 종사상 지위는 첫 비취업으로의 이행률에 유의한 영향을 미친다.

가설 5 : 결혼과 출산의 생애사건은 첫 비취업으로의 이행률을 높인다.

가설 6 : '6세미만 자녀의 존재'는 첫 비취업으로의 이행률을 높인다.

나. 지속기간 의존성

한 상태의 기간이 지속될수록 이행확률(해자드율)이 증가하는지 또는 감소하는지의 지속기간 의존성(duration dependency)을 결정하는 것은 노동이동의 동태분석에서 가장 중요한 방법론적 관심 중 하나이다. 취업상태에서 비취업상태로 이행할 경우 지속기간 의존성이란 지금까지 취업경력(employment history)의 효과라고 할 수 있다. 인적자본이론을 따르면 취업지속 기간이 장기화될수록 기업특수한 인적 자본이 증가하고 또한 고용주들은 과거의 취업경력을 일에 대한 헌신도나 잠정적 생산성의 표시로 본다면, 경험이 많고 안정된 경력을 가지고 있는 여성노동력이 그렇지 못한 여성노동력에 비해 고용될 확률이 높고, 고용되었을 경우 해고될 위험도 낮아 고용안정성이 더 높을 것이라는 것이 일반적 관측이다(Heckman & Borjas, 1980). 이와 반대로 비취업상태에서 취업상태로 이행의 경우 노동시장 밖에 머무는 기간이 길어질수록 인적자본의 손실, 적절한 일자리에 대한 정보의 부족, 그리고 가사일에 대한 선호도의 점증 등으로 인해 다시 고용상태로 진입할 확률이 현저히 줄어드는 경향이 있다. 이 경우 기간의 의존성의 부호가 음이다. 그러나 비취업상태가 장기화될수록 요구임금이 감소한다면 양의 지속기간 의존성이 나타날 수도 있다.

그런데 지속기간 의존성은 모집단에서의 관찰되지 않은 이질성으로 발생할 수도 있기 때문에 문제는 더욱 복잡해진다. 노동공급모형에서 이질성의 문제는 소위 이동하는 자(mover)와 머무는 자(stayer)를 구분하는 것이다. Blumen, Kogan & McCarthy(1955)는 특정 직업을 떠날 조건부 확률이 그 직업에서 머문 시간에 반비례함을 발견했다. 동시에 과거에 매우 빈번하게 직업을 바꾼 개인이 미래에도 직업을 바꿀 가능성이 많음을 발견했다. 이것은 일부 표본의 이직성향이 지속적으로 클 정도로 모집단이 이질적이라는 것을 암시한다. 즉 일부는 '이동자'이고 나머지는 '잔류자'이다. 시간이 흐름에 따라, '잔류자'는 주어진 직업에 남아있는 표본의 더 큰 부분이 되는 경향이 있다. 따라서 한 집단의 이직할 조건부 확률은 비록 개인의 이직확률이 일정하다고 하더라도 체제기간이 증가할수록 감소하는 것으로 나타난다.

만약 몇몇 개인들이 다른 사람보다 더 높은 참여 확률을 갖고 이러한 차이들이 과거 참여 상태에 관한 최근의 참여 상태의 회귀의 교란항에 소속된다면, 더 높은 참여 확률을 가진 사람들이 과거뿐만 아니라 현재에도 참여하기 쉽기 때문에 회귀분석 결과에서 실제로는 존재하지 않는 상태 의존성이 “증명”되게 된다. 이 경우 최근과 과거의 경험간 양의 관계는 가성적(spurious)이다(Heckman & Willis, 1977).

이러한 추정편의를 피하는 방법은 해자드율에 영향을 미치는 모든 가능한 요소들을 모델 안에 포함시키거나 비관측 이질성을 나타낸다고 가정되는 확률변수에 특정한 분포를 부과하는 것이다. 지속기간 의존성과 비관측 이질성에 관한 실증분석 결과를 살펴보면 Felmllee(1984)는 미국여성의 노동시장 진입과 퇴출확률에서 음의 기간의존성을 발견했다. 그러나 Phang(1994)은 비관측 이질성을 통제할 때 취업에서 비취업으로의 이행확률에서 음의 지속기간 의존성이 사라지는 반면 비취업에서 취업으로의 이행확률에서는 여전히 진정한(true) 음의 기간지속성이 존재한다고 하였다. 취업에서 비취업으로의 이행확률에서 기간의존성이 사라지는 것은 표본집단이 비취업으로의 이행행태에서 매우 이질적임을 암시한다.

가설 7 : 한국여성의 첫 비취업으로의 이행확률에서 음의 기간의존성이 존재할 것이다.

Ⅲ. 추정모형과 변수

1. 추정모형

여성의 첫 노동시장 퇴출행태를 분석함에 있어 분석단위는 개인이 아니라, 취업주기 또는 취업상태라는 스펠(spell)이다. 여기서 주기란 한 상태가 지속된 기간을 말하며 각 여성은 하나 이상의 주기를 가지게 된다. 한 상태에서 다른 상태로 바뀌는 것을 이행 또는 해자드(hazard)라고 하며, 그 확률을 이행확률, 전환률, 해자드율 등으로 부른다.

한 상태의 지속기간을 연속확률변수(continuous random distribution)로 이해하면 그 기간은 일정 기간이 지난 후에 어느 사건(취업, 재취업, 비경제활동상태)이 발생할 확률분포, 즉 연속 기대시간 분포를 갖게 된다. 한 상태의 지속기간과 탈출확률이 독립적이라고 가정하면 이는 바로 지수분포로서 한 상태로부터의 탈출률은 그 상태의 지속기간(length of spell, duration)의 역수이다¹⁾.

해자드모형은 이와 같은 상태간 이동에 대한 통계분석방법으로서 어느 한 상태에 머무르는 기간과 이와 관련된 설명변수로 구성되므로 지속기간 모형(duration model)이라고도 한다. 특히 해자드모형은 관측기간 중에 특정 상태가 발생하지 않는 우측 잘림(right censoring)이 존재하는 경우에도 우도함수에 잘린 주기(censored spell of length)를 포함시킴으로써 일치성을 상실하지 않는다는 장점이 있다.

해자드함수 $h(t)$ 는 어떤 사건이 시점 t 까지 발생하지 않았다는 조건하에서 이 사건이 이 시점 t 에서 발생할 조건부 순간 탈출확률인 것이다. 이를 수식으로 표현하면, 한 개인 i 가 첫 취업상태에 t 기간동안 머물다가 그 상태에서 나갈 단위시간당 해자드를 $h_i(t)$ 라 하고, T 를 첫 취업 상태에서의 이행이 발생할 때까지의 경과시간을 나타내는 무작위 확률변수라고 할 경우, $h_i(t)$ 의 함수는 다음과 같다.

$$h_i(t | x_i(t)) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P_i [t \leq T < t + \Delta t \mid T \geq t, x(t)]}{\Delta t} \quad (1)$$

여기에서 $X(t)$ 는 $h_i(t)$ 를 결정하는 변수들의 시간 t 에 측정된 값이다. 함수 (1)은 개인 i 가 첫 취업상태에 t 기간동안 머무른 후, Δt (여기서는 단위시간인 1년)만큼의 시간이 더 경과하기 전에 그 상태에서 나갈 확률로서 개인 i 의 그 당시의 X 값, 즉 $X(t)$ 를 조건으로 하는 조건부 확률이다. 이 때 독립변수는 가변변수(time-varying covariates, $X1$)와 고정변수((time-fixed

1) 이에 대한 자세한 통계적 설명은 Amemiya(1985, 412-456)을 참조할 것.

covariates, X2)로 나눌 수 있으며 X1에는 시간과 함께 그 값이 변하는 나이, 생애주기, 총 취업 기간, 직업 관련 변수(직종, 임금) 등이 포함된다. X2에는 시간경과에도 불구하고 그 값이 변하지 않는 가족배경, 최종학력 등이 해당된다.

해자드함수는 사건 발생시기의 확률분포를 묘사하는 방법이므로 모든 해자드함수는 대응되는 확률분포를 가진다. 특정분포를 가정하지 않은 채, 첫 노동시장 퇴출률의 Kaplan-Meier 곡선을 그려보면, 취업을 한 첫해부터 노동시장을 빠르게 이탈하기 시작하여 절반의 여성이 첫 취업지속기간이 7~8년이 되기 전에 노동시장을 퇴출하는 것으로 나타난다(<부록그림 1> 참고). 그 이후 취업을 지속될수록 퇴출률이 눈에 띄게 줄어들어 시간의 흐름에 따라 탈출확률이 감소하는 負의 시간의존도가 나타날 것을 기대하게 한다.

이에 본고에서는 해자드함수를 추정함에 있어 해자드의 분포가 특정한 형태를 띤다고 가정하는 모수적 접근(parametric model of duration)을 취한다. 가장 단순한 분포형태는 해자드율이 지속기간과 관계없이 일정한 지수분포를 갖는 것으로 구체화하면 해자드함수는 다음과 같이 표시된다.

$$h(t) = \exp(X'\beta) \quad (2)$$

이와 같은 지수적 방식은 비율의 해자드율을 보장하기 때문에 대부분의 실증연구에서 널리 사용되어 왔으나, 해자드율은 기간이 지속됨에 따라 변화할 수 있으므로 사실 비현실적인 가정이다. 생존자료에 가장 적합한 분포를 파악하는 방법 중 하나가 그래프를 사용하는 것이다. 로그누적위험함수(LLS) 그래프를 그려본 결과, <부록그림 2>와 같이 직선상태에 가깝게 나타나므로 여성의 첫 취업 탈출률 자료에 적합한 분포는 와이블(Weibull) 분포라고 할 수 있다(Elandt-Johnson & Johnson, 1980). 이에 Lancaster(1979)의 방식을 좇아, 다음과 같이 지수분포를 이용하되 탈출확률이 시간에 따라 변화하는 와이블 분포함수를 도입했다.

$$h(t) = at^{(a-1)} \exp(X'\beta) \quad (3)$$

여기서 a 가 1보다 크면(작으면) 탈출확률은 시간이 흐름에 따라 증가(감소)하는 즉 정(부)의 시간의존도(duration dependence)를 갖게 된다. 만약 a 가 1이면, 탈출확률은 시간에 관계없이 일정하고 해자드함수는 식(2)와 같이 통상적인 지수함수로 환원한다²⁾.

그러나 이행확률의 기간의존성이 입증된다 해도 이 시간의존성은 진실한 것이 아닐 수 있다. 즉 실질적으로는 기간분포가 지수분포임에도 불구하고 회사의 이윤, 경제상황, 개인의 위험에의 태도, 성실성 등 관찰되지 못한 이질성(unobserved heterogeneity)으로 인해 기간의존성이 존재하는 것처럼 나타나는 가성적 기간의존성(spurious duration dependence)일 수 있다는 것이다. Lancaster(1979)는 통상의 회귀모형에서와 같은 교란항을 포함시킴으로써 개인의 관찰되지 않는 특성을 감안한 해자드모형을 제시하였다.³⁾

$$h(t) = v \exp(X\beta)at^{(a-1)} \quad (4)$$

으로 v 는 평균이 1, 분산이 σ^2 인 감마분포를 따르는 교란항이다. Lancaster는 이 모형을 실업탈출확률모형에 적용시켰는데, 와이블분포함수를 이용한 추정결과에서는 탈출확률이 유의적인 負의 시간의존도($a=0.77$)를 갖는 것으로 나타났으나 비관측 특성을 고려할 경우 이 값은 0.9로서 좀 더 1에 근접함으로써 탈출확률에서 존재하는 시간의존성은 가성적임을 보였다.

본고는 첫 비취업으로의 이행확률 결정요인을 추정할 때, 가변변수를 통합하고 또한 지속기간 의존성과 비관측 이질성을 통합할 수 있도록 Lancaster(1979)가 제안한 모수적 해자드모형을 따라 기본해자드 모형을 확장시킬 것이다.

2) 이밖에 이행확률의 시간의존도를 고려하기 위해 Tuma(1976)가 제시한 모형은 $h(t) = X'\beta + a_1t + a_2t^2$ 형태의 선형 해자드함수인데, 이 함수는 실증분석시 해자드가 음이 될 수 있는 결함이 있다.

3) 비관측 이질성을 통제하기 위해서는 Lancaster(1979) 외에 Heckman and Borjas(1980)나 Flinn and Heckman(1982)의 모형을 채택할 수 있다.

2. 변 수

본고의 종속변수는 첫 취업주기로서 최종학교 졸업이후 취업이 시작된 해부터 시작해서 노동시장을 퇴출하기 직전의 해까지 했수이다. 4,109명의 조사대상자중 조사시점까지 취업한 경험이 없는 709명을 제외한 3,400명의 첫 취업주기에 대한 해자드 분석을 실시한다. 첫 취업이 지속된 기간의 평균값은 9.6년으로 나타난다.

설명변수는 관측기간 이전에 이미 결정되기 마련인 본인의 출생연도, 학력과 같은 고정변수와 그렇지 않은 가변변수로 나뉜다. 먼저 세대효과를 통제하기 위해 조사대상자를 동년배층으로 군집화하였다. 조사대상자는 15세에서 64세까지 분포하므로 10대에서 60대에 이르기까지 총 6개 동년배층으로 나눌 수 있지만, 청년층과 고령층의 범주를 단순화하여 20대 이하(1972년 이후 출생세대), 30대(1962-71년 출생세대), 40대(1952-61년 출생세대), 50대 이상(1951년 이전 출생세대)의 4개 출생세대(cohort)를 만들었다. <표 1>은 이와 같은 범주에 따라 분석모형에 포함된 변수들의 정의와 기초통계량을 보여준다.

가변변수란 직종, 결혼여부, 출산여부, 6세미만 자녀 유무 등 관측기간 동안 변화되는 값을 말한다. 본 연구는 최종학교를 졸업한 이후 첫 취업 상태에서 비취업상태로의 이행을 분석하고 있으므로 일부 독립변수는 이러한 주기가 발생한 시점의 상태를 반영하여야 할 것이다. 가변변수들의 효과를 고려함에 있어 발생하는 문제는 하나의 취업상태가 지속되는 기간 동안에도 이들 변수가 변화할 수 있다는 것이다. 즉 취업이 지속되는 동안 연령이 변하는 것은 물론이고, 결혼·출산 등으로 인해 가족 생애주기가 변할 수 있다. 또 한 직종에서 다른 직종으로 이동함으로써 직종도 변화할 수 있다. 본고에서는 첫 퇴출 전까지의 혼인상태, 출산상태, 6세 미만 자녀의 유무를 기준으로 가변변수를 처리하였고, 직종과 종사상 지위는 첫 퇴출 직전의 직종과 종사상 지위로 하였다.

<표 1> 첫 노동시장 퇴출요인의 추정에 사용된 변수의 정의와 평균값

변 수		정 의	빈도/평균
출생 코호 트	COHORT1 (20대 이하)	1972년 이후 출생(20대 이하)이면 준거집단	16.2%
	COHORT2 (30대)	1962-71년생(30대)이면 1	29.8%
	COHORT3 (40대)	1952-61년생(40대)이면 1	28.6%
	COHORT4 (50대 이상)	1952년 이전 출생(50대 이상)이면 1	25.4%
인적 자본	EDU1 (중졸 이하)	중졸이하이면 준거집단	33.1%
	EDU2 (고졸)	고졸이면 1	43.3%
	EDU3 (전문대졸 이상)	전문대졸 이상이면 1	23.6%
	SKILL (자격증 소지)	자격증 소지자이면 1	32.0%
직업 관련	OCC1 (전문직)	퇴출전 직종이 전문직이면 준거집단	9.6%
	OCC2 (준전문직)	준전문직이면 1	6.4%
	OCC3 (사무직)	사무직이면 1	27.9%
	OCC4 (판매·서비스직)	판매·서비스직이면 1	23.0%
	OCC5 (생산직)	생산직이면 1	22.2%
	OCC6 (농어업직)	농어업직이면 1	11.0%
	STATUS1 (상용직)	퇴출전 종사상지위가 상용직이면 준거집단	62.9%
	STATUS2 (임시·일용직)	임시·일용이면 1	12.2%
	STATUS3 (자영·고용주)	자영·고용주이면 1	10.9%
	STATUS4 (가족종사자)	가족종사자이면 1	14.0%
생애 주기 변수	Mar (기혼)	첫취업시 기혼이면 1	50.8%
	Birth (출산)	출산이면 1	41.5%
	Under_6 (6세미만 자녀)	6세미만 자녀 있으면 1	6.9%
CENSOR (관측단절)		첫취업주기가 취업력의 마지막 주기이면 0	0.62

IV. 분석결과

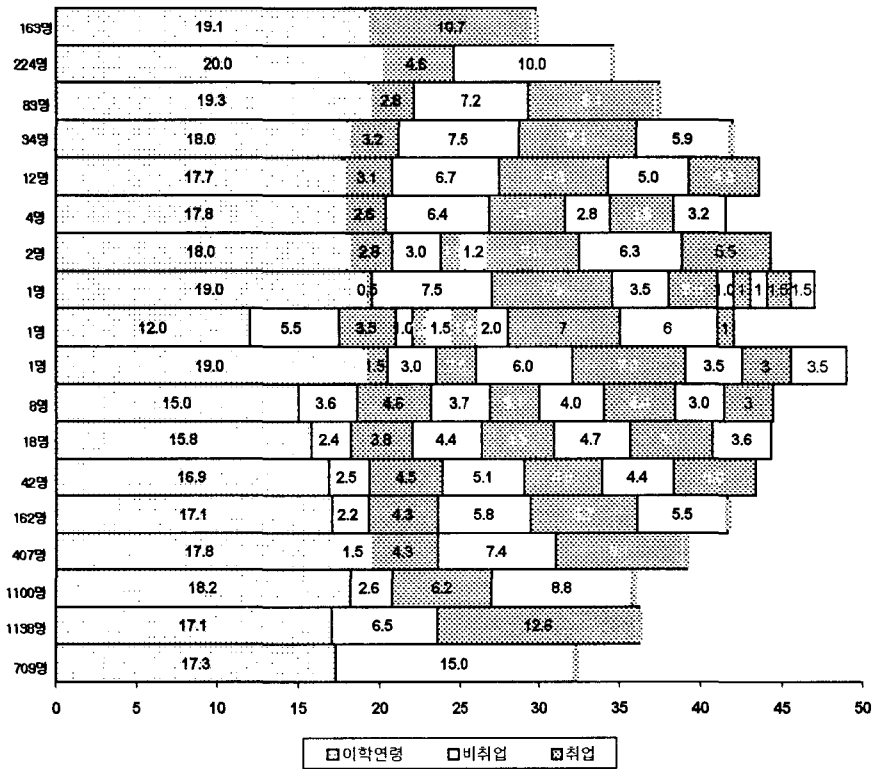
1. 여성취업의 연속성

본고는 한국여성의 동태적 노동공급이 대체로 불연속적이지만 개인별로 불연속의 정도는 다양할 것으로 예상하였다(가설 1). 가설 1의 검증을 위해 이학 후 관측시점까지의 최대 50년에 이르는 생애기간을 취업과 비취업 상태로 분류하고 두 상태가 어떻게 교차하는지를 살펴보았다.

<그림 2>는 여성의 생애기간 동안 취업과 비취업상태가 분포하는 유형

과 각 주기의 평균 지속기간을 보여준다. 최종학교 졸업이후 관측시점까지 내내 취업상태인 여성이 4.0%(163명)인 반면, 내내 비취업상태인 여성은 17.3%(709명)이다. 나머지 87.9%에 해당하는 여성은 한번 이상의 취업과 비취업주기를 경험하는데, 최대 5번의 취업주기와 5번의 비취업주기가 교대하는 여성도 있다. 조사대상 여성의 절반 이상이 17.1세에 학교를 떠난 후 6.5년간 비취업상태에 있다가 23.6세에 입직하여 현재까지(만 36.2세) 취업상태에 있는 유형(1,138명, 전체의 27.7%)이거나, 18.2세에 졸업한 후 2.6년간 비취업상태에 있다가 20.8세에 노동시장에 진입하여 6.2년간 머문 후 27.0세에 노동시장을 퇴출하여 현재 연령까지(만 35.8세) 비취업 상태에 머무는 유형(1,100명, 26.8%)에 해당한다.

<그림 2> 이학이후 취업과 비취업상태의 분포유형 및 평균 지속기간



<표 2>는 표본의 취업, 비취업주기의 분포를 보여준다. 이 표에 따르면 전체 응답자 4,109명은 관찰기간 동안 총 6,009번의 비취업주기와 4,279번의 취업주기를 경험하였다. 따라서 개인당 각각 1.46번의 비취업주기와 1.04번의 취업주기를 경험한 셈이 된다. 취업주기와 비취업주기는 각각 최대 5회까지 나타나지만, 차수가 증가할수록 평균 지속기간이 급격하게 짧아진다. 첫 번째 취업주기는 평균 9.6년간 지속되었고, 비취업주기는 11.5년 지속됨으로써 비취업주기의 절대 수가 많은 한편 평균기간도 길어, 여성의 생애에서 비취업상태의 누적치가 취업주기의 합보다 클 것을 예상할 수 있다. 첫 번째 취업주기의 지속기간별 분포를 보면 절반가량이 5년 이하의 지속기간을 갖고 있고 나머지 절반은 6년에서 50년에 걸쳐 산포되어 있다.

<표 2> 여성의 취업·비취업주기의 특성

	취업주기			비취업주기		
	사례수	평균기간	%	사례수	평균기간	%
첫번째 주기	3,400 스펬	9.6년	100.0	3,946 스펬	11.5년	100.0
· 1년			8.9			26.1
· 2년			9.1			12.7
지속 · 3년			11.2			7.0
기간 · 4년			10.0			4.6
의 · 5년			9.6			3.0
분포 · 6-10년			25.5			9.9
· 11-20년			12.1			13.8
· 21년이상			13.8			23.0
두번째 주기	775 스펬	6.4년		1,792 스펬	9.5년	
세번째 주기	89 스펬	4.7년		239 스펬	4.7년	
네번째 주기	13 스펬	4.8년		29 스펬	2.9년	
다섯번째 주기	2 스펬	1.5년		3 스펬	2.3년	
계	4,279 스펬			6,009 스펬		

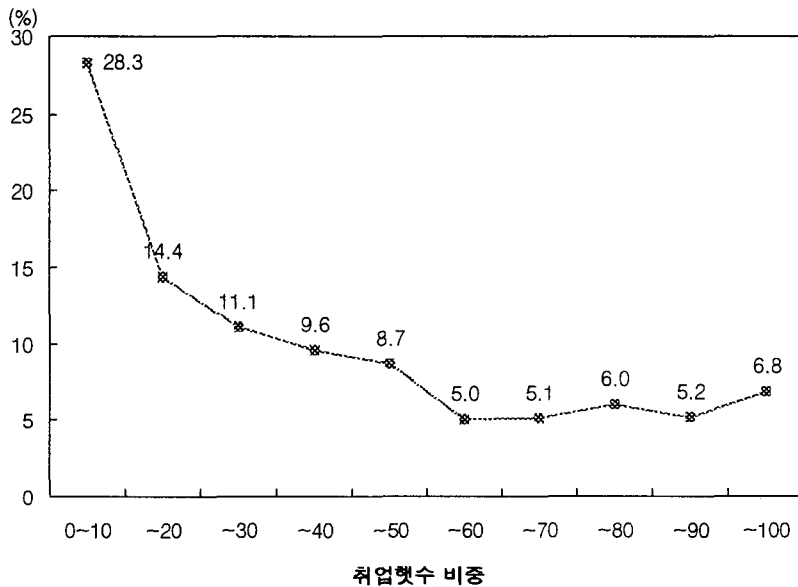
최종학교를 졸업한 4,109명 여성의 이학 후 관측시점까지의 헛수는 평균 21.3년이다. 그런데 이 기간중 실제로 취업한 헛수(취업상태의 누적기간)는 8.2년으로 총 기간의 38.5%에 해당한다. 여성집단이 동질적이라면 이 평균 값을 개별 여성의 값으로 간주하여 평균적으로 여성은 취업가능한 생애기

간 중 40% 정도의 기간만 취업한다고 할 수 있을 것이다. 이 문제는 노동공급의 측면에서 여성 집단이 얼마나 동질적인가의 관련된다.

이학 후 현재까지의 생애기간중 취업활동에 참가한 햇수가 차지하는 비중이 어떻게 분포하는지를 살펴보면 여성의 노동공급에서의 이질성 정도를 보다 명확히 알 수 있다. <그림 3>에서 취업기간의 비중이 10% 이하인 여성이 28.3%에 이른다. 반대로 졸업이후 기간 대비 취업기간의 비중이 91%이상인 연속취업형이 6.8%이다. 나머지 64.9%는 불연속취업형으로 취업기간의 비중이 11%에서 90%에 이르기까지 다양하게 나타난다. 연속취업형에 해당하는 여성이 많지 않아 취업기간의 비중 분포가 Heckman & Willis(1977)에서처럼 U자형으로 나타나지는 않지만, 여성집단 내에서 취업기간의 비중이 매우 산포되어 있음을 파악하기에는 큰 무리가 없다.

이상의 결과는 우리나라 여성의 취업경력이 상당히 불연속적이고 또 이질적임을 보여줌으로써 가설 1을 지지한다. 그간 여성의 경제활동참여 증가는 취업연속성의 향상에 의해 기인한 것이 아니라 취업경력이 짧은 신규 진입자의 증가에 의한 것임을 암시한다.

<그림 3> 여성의 이학 후 취업햇수의 비중 분포



2. 첫 노동시장 퇴출의 결정요인

여성의 첫 비취업으로 이행률에 관한 가설을 검증하기 위한 분석모형은 설명변수들을 확대해가는 위계적 모형들로서 총 다섯가지이다. 모형 1은 출생코호트, 학력 및 자격증 소지 유무 등 인구학적 특성과 인적자본 변수만을(모두 시간고정변수) 통제하여 추정한다. 모형 2는 여기에 퇴출 직전의 직종과 종사상 지위 변수를 추가한 것이고, 모형 3은 여기에 다시 첫 취업주기에서의 혼인 상태, 출산상태, 6세미만 자녀 유무 등 생애주기 관련 변수(가변변수)를 포함한 것이다. 모형 4 및 모형 5는 지속기간 종속성의 존재와 방향을 파악하고, 또 기간종속성이 비관측 이질성으로 인한 가성적 관계(spurious)인지를 검증하기 위해 확대한 모형이다. 각 모형의 추정결과는 <표 3>에 제시되어 있다.

여기에서는 첫 취업상태에 머문 기간이 이행률로 전환되어 추정되기 때문에 계수값이 양이면 해당 변수의 값의 증가와 더불어 비취업상태로의 이행률이 증가하고(즉 취업상태의 지속기간이 짧아지고), 음이면 해당 변수값의 증가와 더불어 이행률이 감소하는(첫 취업상태의 지속기간이 길어지는) 것을 의미한다.

가. 모 형 1

모형 1은 출생코호트와 인적자본 변수만을 고려한 단순모형이다. 먼저 세대효과를 보면, 준거연령층인 20대 이하에 비해 30대 여성의 첫 취업주기가 더 길게 유지되나 통계적으로 유의한 수준이 아니다. 반대로 준거연령층에 비해 40대의 취업지속기간은 짧아지는 한편 그 이후 연령층의 경우 다시 취업지속기간이 길어지는 등 비선형 관계가 나타난다. 이후 모든 변수들이 포함되고 또 지속기간 의존성, 비관측 이질성이 통제된 완전 모형에서 모든 연령집단의 추정치는 통계적 유의성을 상실한다. 최근 출생코호트로 올수록 취업단절을 기피하여 취업연속성이 증대되고 있다는 기대와 달리, 여성의 노동시장 퇴장행위에서 세대간 차이가 나타나지 않는다. 따라서 최근 세대일수록 첫 비취업으로의 이행률이 낮아진다는 가설 2는 지지되지 않는다.

학력의 경우는 상당히 흥미로운 결과를 보여주고 있다. 연령과 생애주기를 통제한 이 모형에서 여성의 학력은 취업지속기간을 짧게 하는 것으로 나타난다. 즉 고학력일수록 비취업으로의 이행률이 높다. 이것은 일반적인 인적자본이론에서 기대하는 결과에 배치되는 것이며, 또한 미국 등 서구여성에서 나타나는 노동이동에서의 학력효과와도 배치된다. 이 추정결과는 이후 직종과 생애주기 변수를 통제한 모형에서도 동일하게 유지됨으로써, 상당히 견고한(robust) 것을 알 수 있다.

북미여성의 경우 학력과 취업지속성간에는 정의 상관관계가 존재하나, 자녀양육기에는 부의 상관관계로 방향이 달라진다고 한다. 즉 고학력 여성 중 자녀양육기에 노동시장을 퇴출하는 비율이 높다는 연구결과들이 있다 (Chang, 1997; Drobnic, Blossfeld, & Rohwer, 1999; Even, 1987). 그러나 우리나라의 경우, 여성의 학력과 노동시장퇴출을 간의 정적인 상관관계가 모든 생애주기에서 유의하게 나타남으로써 “여성의 학력과 첫 비취업으로의 이행률 간에는 약한 부의 상관관계가 나타나지만 생애주기에 따라 상이한 결과가 나타날 것이다”는 가설 3을 기각한다.

또한 자격증의 소지 여부도 개인의 인적자본량의 대리변수가 될 수 있다. 추정 결과, 자격증 소지자의 경우 다른 조건이 동일할 때 취업연속성이 증가하게 나타나지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 직종관련 변수를 포함시킨 모형에서 자격증 변수의 유의성이 살아나지만, 이후 생애주기 변수 등을 포함시키게 되면 통계적 유의성이 사라진다. 요컨대 여성의 인적자본 변수는 노동시장에 머물게 하는 데에는 별 영향을 미치지 못하거나 오히려 역 영향을 미치는 것을 알 수 있다.

나. 모형 2

직종과 종사상 지위에 따라 보상체계가 달라지고, 근무강도와 승진전망 등 가시적 및 비가시적 근로조건, 고용안정성, 가정과 직장병립조치등 제도적 지원이 상이하므로 근속기간에 뚜렷한 영향을 미칠 것으로 기대된다. 모형 2는 여성들의 노동시장 이동률에 미치는 구조적인 영향을 추정하기 위해 첫 취업주기의 마지막 직종과 종사상 지위를 통제하였다.

준거집단인 전문직에 종사하는 여성들은 준전문직, 사무직, 판매서비스직, 생산직 종사자보다는 비취업으로의 이행률이 낮았다. 이와 같이 전문직 종사자의 경우 상대적으로 취업지속성이 높다는 사실은 여성이 유입되는 직종이 이후 여성취업의 안정성에 중요한 영향을 미치는 것을 확인케 한다. 흥미로운 사실은 농업부문의 종사자의 취업지속성이 전문직 종사자보다 높다는 것인데, 이는 농업이라는 산업특성과 관련된 결과로 볼 수 있다.

종사상 지위를 보면 자영업자 및 가족종사자의 취업지속성이 상용고보다 약한 것으로 나타난다. 즉 자영업과 가족종사자의 취업단절경향이 높다고 할 수 있다. 그러나 임시·일용직의 경우 상용근로자보다 취업지속성이 높게 나타나는데, 생애주기변수 등으로 추정모형을 확장시키면 임시·일용직의 통계적 유의성은 사라진다. 요컨대 상용고와 임시·일용간의 차이보다는 임금근로자와 비임금근로자의 차이가 첫 취업기간의 지속성을 결정하는 요인이라고 할 수 있으며 자영업이 일과 가사의 병행을 도와줌으로써 취업단절을 줄일 수 있다는 일반적 기대와는 다른 결과라 하겠다. 모형 2의 추정결과는 직종과 종사상 지위가 첫 비취업으로의 이행률에 유의한 영향을 미칠 것이라는 가설 4를 지지한다.

다. 모형 3

모형 3은 인구학적 변수, 인적자본 변수, 직종 등을 포함한 모형에 생애주기 변수를 추가한 것이다. 추정 결과, 결혼과 출산 등 생애사건이 여성의 동태적 노동공급을 중단케 할 것이라는 예상과 달리 결혼과 첫 출산은 취업단절을 낮추는 것으로 나타났다. 한국여성개발원의 「제3차 여성취업실태자료」의 분석에서 동일한 결과를 얻은 박수미(2002)는 첫 출산이후 지속되던 취업상태가 두 번째 출산시점을 중심으로 급격히 중단되는 것을 발견하였고, 이를 설명하기 위해 두 가지 가능성을 제기하였다. 경제활동을 하다가 결혼·첫 출산을 경험한 여성들은 이후 어느 정도 취업상태를 유지하다가 두 번째 출산을 즈음하여 노동시장을 이탈하는 취업경력을 보이고, 취업 전에 결혼·출산을 한 경우는 보육 등의 역할을 어느 정도 완료할 시기까지 노동시장 진입을 연기하기 때문에 이와 같은 결과가 나타난 것으로 해석하였다.

한편 생애주기를 반영하는 또 하나의 변수인 '6세 미만 자녀유무'는 여성의 취업을 중단시키는 중요변수로 나타났다. 이와 같이 얼핏 상충되는 듯한 생애주기 변수에 대한 추정결과는 자녀별 출산과 양육의 생애 사건을 입체적으로 배치함으로써 설명가능하다. 이제 우리나라 여성이 결혼이나 첫 자녀 출산 직후 취업을 중단하는 단계는 지난 것 같다. 출산 직후 취업을 계속하던 여성들이 양육역할의 가중 및 둘째 자녀의 출산 등으로 취업을 중단하는 것이 아닌가 싶다. 본 추정에서처럼 6세 미만 자녀의 유무가 비취업으로의 이행률을 유의하게 높이는 것을 감안할 때, 자녀출산이후 취업을 지속하는 기간은 몇 년되지 않을 것으로 판단된다.

따라서 결혼이나 출산 자체는 여성의 취업지속성에 영향을 미치지 않고, 자녀양육이라는 보육부담이 여성의 퇴출을 야기하는 요인이라 하겠다. 이에 따라 "결혼과 출산의 생애사건은 첫 비취업으로의 이행률을 높인다"라는 가설 5는 기각되는 반면, "6세미만 자녀의 존재는 첫 비취업으로의 이행률을 높인다"라는 가설 6은 지지된다.

본 추정결과는 매우 의미있는 정책 시사점을 제시한다. 많은 여성들이 결혼·출산의 시점을 경과한 후, 보육이라는 이중역할의 부담으로 인해 노동시장에서 퇴출하고 있는 만큼, 우리나라 여성의 취업연속성을 제고하기 위해서는 정책중심이 결혼퇴직제의 철폐, 유급 출산휴가의 보장으로부터 보육서비스의 다양화와 확충, 육아휴직의 연장 및 탄력성 제고로 이동해야 함을 암시한다.

라. 모형 4와 모형 5

모형 4와 모형 5는 지속기간 종속성의 존재와 방향을 파악하고 비관측이질성 계수를 추정함으로써 기간의존성이 가성적인지의 여부를 검증하려는 것이다. 먼저 모형 4에서는 Lancaster (1979)가 한 것처럼 취업지속기간의 분포가 와이블 분포를 갖는다고 가정하고 비취업 이행률의 기간지속성을 검증하였다. 모형 4의 계수추정치는 균제상태의 가정하에 이행률이 지속기간의 길이에 관계없이 일정하게 나타나는 지수분포를 상정한 헤자드 함수 추정치와 크게 다르지 않다.

모형 4에서 와이블계수는 0.5로서 1보다 작고 또 통계적으로 유의하다. 따라서 취업이 지속될수록 이행률이 감소하는 負의 기간지속성(negative duration dependence)이 나타난다. 이러한 負의 시간의존성은 성실성, 취업에 대한 애착, 근로조건 등 관측되지 않은 설명변수의 이질성(unobserved heterogeneity)으로 인해 나타난 가성적 관계(spurious duration dependence)일 수 있다. 이럴 경우 추정된 해자드는 실제로 지속기간과 무관함에도 불구하고 마치 지속기간의 길이에 따라 이행률이 변화하는 것으로 나타나는 가성적인 것이고 따라서 추정치들은 편의된다. 이에 Lancaster(1979)의 방식을 좇아 와이블 함수에 관측되지 않은 이질성을 나타내는 평균이 1이고 분산이 σ^2 인 감마분포(gamma distribution)를 추정한 결과가 모형 5이다.

표본의 비관측 특성을 고려할 경우, σ (gamma scale parameter)가 0.74로서 첫 취업에서 비취업으로의 이행확률에서 음의 시간의존성이 여전하여 진정한(true) 음의 시간의존성이 존재하는 것으로 추정된다. 즉 노동시장 퇴출률의 시간의존성이 표본집단의 비관측 이질성을 제대로 통제하지 못해 나타난 가성적 결과가 아니라, 취업상태가 지속될수록 실제로 노동시장 퇴출확률이 줄어드는 것을 의미한다. 따라서 한국여성의 첫 비취업으로의 이행확률에서 음의 시간의존성이 존재할 것이라는 가설 7은 지지된다.

비관측 이질성을 통제할 때, 그 동안 부분적으로 존재하던 세대효과가 완전히 사라지는 것을 볼 수 있다. 그 밖의 변수의 계수추정치에는 변화가 없다. 우리나라 여성은 세대별로 취업지속성이 증가하거나 감소하는 등 비선형적 관계를 나타내었는데, 비관측 특성을 통제하는 경우 모든 세대의 부호가 양으로 바뀌지만 통계적 유의성이 없기 때문에 큰 의미를 부여할 수 없다. 따라서 최근 세대일수록 취업연속성이 증가하는 추이가 나타난다고 할 수 없다.

<표 3> 첫 취업 지속기간(첫 퇴출 이행률) 추정 결과

변 수		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5
		계수(s.d.)	계수(s.d.)	계수(s.d.)	계수(s.d.)	계수(s.d.)
인구 학적 특성 / 인적 자본	60년대 출생	-0.087(0.073)	-0.041(0.074)	0.140(0.074)	0.055(0.050)	0.077(0.050)
	50년대 출생	0.547(0.070)***	0.293(0.071)***	0.065(0.071)	0.135(0.047)**	0.070(0.049)
	40년대 출생	-0.840(0.095)***	-0.429(0.097)***	0.201(0.096)*	-0.041(0.064)	0.061(0.066)
	고졸	0.655(0.068)***	0.414(0.073)***	0.255(0.073)***	0.188(0.049)***	0.187(0.051)***
	전문대졸이상	0.621(0.080)***	0.511(0.098)***	0.506(0.099)***	0.341(0.065)***	0.381(0.067)***
	자격증 소지	0.097(0.052)	-0.129(0.055)*	-0.084(0.054)	-0.054(0.036)	-0.060(0.038)
직종 변수	준전문직		0.374(0.118)**	0.228(0.117)*	0.145(0.078)	0.233(0.080)**
	사무직		0.493(0.100)***	0.337(0.100)***	0.238(0.067)***	0.239(0.067)***
	판매서비스직		0.298(0.119)*	0.274(0.117)*	0.177(0.078)*	0.223(0.079)**
	생산직		0.563(0.117)***	0.495(0.116)***	0.347(0.078)***	0.363(0.079)***
	농림직		-0.248(0.168)	-0.265(0.171)	-0.283(0.112)*	-0.320(0.111)**
	임시·일고		-0.267(0.129)*	-0.095(0.130)	-0.043(0.086)	-0.073(0.084)
생애 주기 관련	자영·고용주		0.995(0.099)***	0.626(0.099)***	0.470(0.067)***	0.448(0.067)***
	가족종사자		0.905(0.111)***	0.876(0.110)***	0.595(0.073)***	0.663(0.074)***
생애 주기 관련	기혼 출산			-0.230(0.065)***	-0.157(0.043)***	-0.202(0.047)***
	6세미만 자녀			-1.546(0.088)***	-1.155(0.059)***	-1.126(0.060)***
와이블계수(a)					0.501***	
σ						0.740***
Likelihood Ratio / Log Likelihood		512.5	1091.0	1801.9	-3248.9	-3208.1

주: * 는 5%, ** 은 1%, *** 은 0.1% 유의수준임.

V. 결론 및 시사점

본고는 우리나라 여성의 동태적 노동공급에 대한 이해를 높이고자, 생애에 걸친 한국여성의 경제활동참가유형은 어떠한 것이며, 첫 노동시장 이동을 결정하는 요인은 무엇인지를 규명하는데 그 목적을 두었다. 본고는 첫

비취업으로의 이행확률 결정요인을 추정하기 위해 가변변수를 통합하고, 또한 지속기간 의존성과 비관측 이질성을 통합할 수 있도록 Lancaster(1979)의 방식을 따라 기본해자드 모형을 확장시켰다. 분석자료는 한국여성개발원에서 2001년 11월-12월에 실시한 「제4차 여성취업실태조사」 결과이며, 최종분석대상은 표본가구에 거주하는 15세 이상 65세 미만의 여성 중 재학생을 제외한 4,109명이다.

먼저 노동공급 행태의 이질성을 파악하고자 여성의 이학 후 관측시점까지의 최대 50년에 이르는 생애기간을 취업과 비취업 상태로 분류하고 두 상태가 어떻게 교차하는지를 살펴보았다. 그 결과 한국여성의 동태적 노동공급이 매우 불연속적이며, 개인별로 불연속의 유형이 다양하다는 것을 발견하였다. 최종학교 졸업이후 관측시점까지 내내 취업상태인 여성이 4.0%(163명)인 반면, 내내 비취업상태인 여성은 17.3%(709명)이다. 나머지 87.9%에 해당하는 여성은 한번 이상의 취업 또는 비취업주기를 경험하는데, 최대 5번의 취업주기와 5번의 비취업주기가 교대하는 여성도 있다. 최종학교를 졸업한 4,109명 여성의 이학 후 관측시점까지의 햇수는 평균 21.3년인데, 이 기간중 실제로 취업한 햇수는 8.2년으로 총 기간의 38.5%에 해당한다. 이 취업기간의 비중 또한 정규분포를 나타내지 않고 매우 산포되어 있다.

여성의 첫 노동시장 퇴출을 결정하는 요인은 무엇인가. 먼저 여성의 학력은 생애주기에 관계없이 일관되게 그리고 통계적으로 유의하게 취업지속기간을 짧게 하는 것으로 나타나 인적자본이론의 기대와 배치된다. 지식경제에서 고학력 여성의 지속적인 경력개발이 요구될 전망이지만, 이들의 취업지속성을 제고시킬 수 있는 방안을 마련하기가 쉽지 않을 것임을 예고한다.

전문직에 종사하는 여성일수록 비취업으로의 이행률이 낮았다. 이와 같이 전문직 종사자의 취업지속성이 높다는 사실은 여성이 유입되는 직종이 이후 여성취업의 안정성에 중요한 영향을 미치는 것을 확인케 한다. 흥미로운 사실은 농업부문의 종사자의 취업지속성이 전문직 종사자보다 높다는 것인데, 이는 농업이라는 산업특성과 관련된 결과로 볼 수 있다. 취업시의 종사상 지위 또한 유의한 영향을 미치는데, 자영업자 및 가족종사자의 취업지속성이 임금근로자보다 약한 것으로 나타난다. 자영업이 일과 가사의

병행을 도와줌으로써 취업단절을 줄일 수 있다는 일반적 기대와는 다른 결과라 하겠다.

생애사건은 여성의 취업지속성에 강력한 영향을 미치는 요인으로 기대되지만, 본고의 추정결과에서는 결혼과 첫 출산 자체가 노동시장 퇴출을 초래하지 않았다. 반면 '6세 미만 자녀유무'는 여성의 취업을 중단시키는 중요변수로 나타났다. 이 결과들은 일견 상충되는 듯하지만, 생애사건의 유형에 따라 여성 취업의 중단 효과를 세분함으로써 이해할 수 있다. 즉 우리나라 여성이 결혼이나 첫 자녀의 출산 직후 취업을 중단하는 단계는 지난 것 같다. 출산이후에도 취업을 계속하던 여성들이 양육역할의 가중 및 둘째 자녀의 출산 등으로 취업을 중단하는 것으로 보인다. 따라서 결혼이나 출산 자체보다는 자녀양육이라는 보육부담이 여성의 퇴출을 야기하는 요인이라 하겠다. 본 추정결과는 매우 의미있는 정책시사점을 제시한다. 많은 여성들이 결혼·출산의 시점을 통과한 후, 보육부담이라는 장애에 부딪혀 노동시장에서 퇴출한다. 따라서 우리나라 여성의 취업연속성을 제고하기 위해서는 결혼이나 출산 시점에 개입하는 정책에서부터 출산이후 양육부담을 완화하는 정책으로 그 중심이 이동해야 함을 암시한다. 예컨대 결혼퇴직제의 철폐, 유급 출산휴가의 보장보다는 보육서비스의 다양화와 확충, 현행 1년의 육아휴직기간의 연장 및 신축성 제고, 육아기간 내 경력단절과 숙련마모를 방지하기 위한 단축근무제도의 도입 등의 정책개발에 무게가 실려야 할 것이다.

첫 퇴출로의 이행률은 負의 기간지속성을 나타낸다. 즉 취업이 지속될수록 퇴출할 확률이 줄어든다. 이러한 負의 시간의존성은 성실성, 취업에 대한 애착, 근로조건 등 관측되지 않은 이질성으로 인해 나타난 가성적 관계일 수 있는데, 비관측 이질성을 통제한 이후에도 負의 시간의존성이 여전히 진정한(true) 음의 시간의존성이 존재하는 것으로 추정된다.

또한 비관측 이질성을 통제할 때, 그 동안 부분적으로 존재하던 세대효과가 완전히 사라지는 것을 볼 수 있다. 그 밖의 변수의 계수추정치에는 변화가 없다. 우리나라 여성은 세대별로 취업지속성이 증가하거나 감소하는 등 비선형적 관계를 나타내었는데, 비관측 특성을 통제하는 경우 모든 세대의 부호가 양으로 바뀌지만 통계적 유의성이 없다. 따라서 최근 세대

일수록 취업연속성이 증가하는 추이가 나타난다고 할 수 없다. 전술한 바와 같은 여성의 취업지속성에 대한 기술적인 분석 결과에 더하여 이 추정 결과는 그간 여성의 경제활동참여 증가가 취업연속성의 향상에 의해 기인한 것이 아니라 취업경력이 짧은 신규 진입자의 증가에 의한 것임을 암시한다.

여성이 취업연속성 면에서 이질적이라는 사실은 이론적·정책적으로 시사하는 바가 적지 않다. 먼저 이론적인 암시점은 노동공급에 관한 대표적인 통계치인 경제활동참가율이 여성의 노동공급에서의 특징과 추세변화에 대한 정확한 정보를 제공할 수 없다는 것이다. 예컨대 특정시점에서 100명의 여성중 40명이 취업 또는 실업상태이면 경제활동참가율은 40%인데, 문제는 여성집단이 동태적으로 볼 때 매우 이질적이라는 것이다. 즉 연속취업자, 불연속취업자, 비취업자가 섞여 있다. 따라서 우리나라에서 산업화 이후 여성의 경제활동참가율이 증가하는 추세가 나타나고 있지만, 이것이 연속취업자의 증가로 인한 것인지 불연속취업자의 증가로 인한 것인지를 경제활동참가율의 추이만 갖고는 구별할 수가 없다. Hakim(1991)이 주장하듯이 경제활동참가율이 갖는 한계를 보완하기 위해 연속취업자의 비중 등 새로운 노동공급 통계치의 개발이 요구된다.

여성이 이질적이라는 사실은 정책적으로도 중요한 암시점을 갖는다. 여성이 노동공급의 연속성 측면에서 매우 이질적이므로 고용주들은 직업훈련 등 인적 자본을 투자하려 할 때 어떤 여성이 연속적 취업행태를 나타낼 것인지를 가리기 어렵다. 고용주가 합리적일 경우에도 잠재적 연속취업자를 가려내려는 노력을 투하하기보다는 여성전체를 단속적 취업자로 간주하여 인력배치, 직업훈련의 기회제공 등에서 차별을 하게 된다. 뿐 아니라 취업을 중단하게 되면 재진입하기가 쉽지 않고, 또 재진입시 하향 직종이동을 경험하는 등 값비싼 비용을 치르는 것이 현실이다. 따라서 연속취업자의 비중을 증가시킬 수 있는 정책이 여성의 노동시장내 지위 상승을 위해 매우 중요한 과제로 부각된다.

마지막으로 전문직 여성의 퇴출률이 낮다는 추정결과로부터 지속적 경력 개발이 이루어지는 직종으로의 진입은 여성의 취업연속성을 늘리는 지름길 이 될 것으로 기대한다. 따라서 여성의 전문직 진출을 지원하는 정책은 여

성취업 경력을 개선하는데 의미있는 성과를 낼 것이다. 향후 우리나라의 산업구조가 지식집약화되면 전문직에 대한 수요도 증가할 것으로 예상되는 만큼, 우호적인 여건이 실질적인 결실을 도출할 수 있도록 여성의 전문직 진출을 강화할 수 있는 구체적 전략을 모색할 시점이라 하겠다.

 참고문헌

- 김영옥. 1998. 「여성 취업력의 동태적인 변화 분석」. 한국여성개발원.
- 김영옥. 1993. “여성의 불연속적 취업과 직종이동.” 「여성연구」 제11권, 제4호.
- 박성준. 1998. 「구직행태의 동태적 분석과 고용대책」. 한국경제연구원.
- 박수미. 2002. “한국여성들의 첫 취업 진입·퇴장에 미치는 생애사건의 역동적 영향.” 「한국사회학」 제36집, 2호. 145-174.
- 방하남. 1996. “여성노동력의 노동시장 전이과정의 동태적 분석: 미국 젊은 여성들의 경우.” 「한국사회학」 제30집, 봄호. 93-124.
- 이재열. 1996. “여성의 생산노동과 재생산 노동의 상호연관성이 취업에 미치는 영향에 관한 경험적 연구.” 「한국인구학」 제 19권 제 1호. 한국인구학회. 1-45.
- Amemiya, T. 1985. *Advanced Econometrics*. Cambridge, Mass: Havard Univers Press.
- Becker, G. 1965. "A Theory of Allocation of Time." *The Economic Journal*. 75. 493-517.
- Ben-Porath, Y. 1973. "Labor Force Participation Rate and the Supply of Labor." *Journal of Political Economy*. 14-1. 100-125.
- Blank, Rebecca M. 1994. "The Dynamics of Part-Time Work." NBER Working Paper Series. No. 4911.
- Blumen, Kogan & McCarthy. 1955. "The Industrial Mobility of Labor as a Probability Process." *Cornell Studies in Industrial & Labor Relations* Vol. 6. Ithaca. Cornell Univ. Press. Heckman & Willis(1977, 28-29)에서 재인용.
- Bowen, W. and T. Finegan. 1969. *The Economics of Labor Force Particip* Princeton: Princeton University Press.
- Browning, M. 1992. "Children and Household Economics Behavior." *Journal o Economic Literature*. 30. 1434-1475.

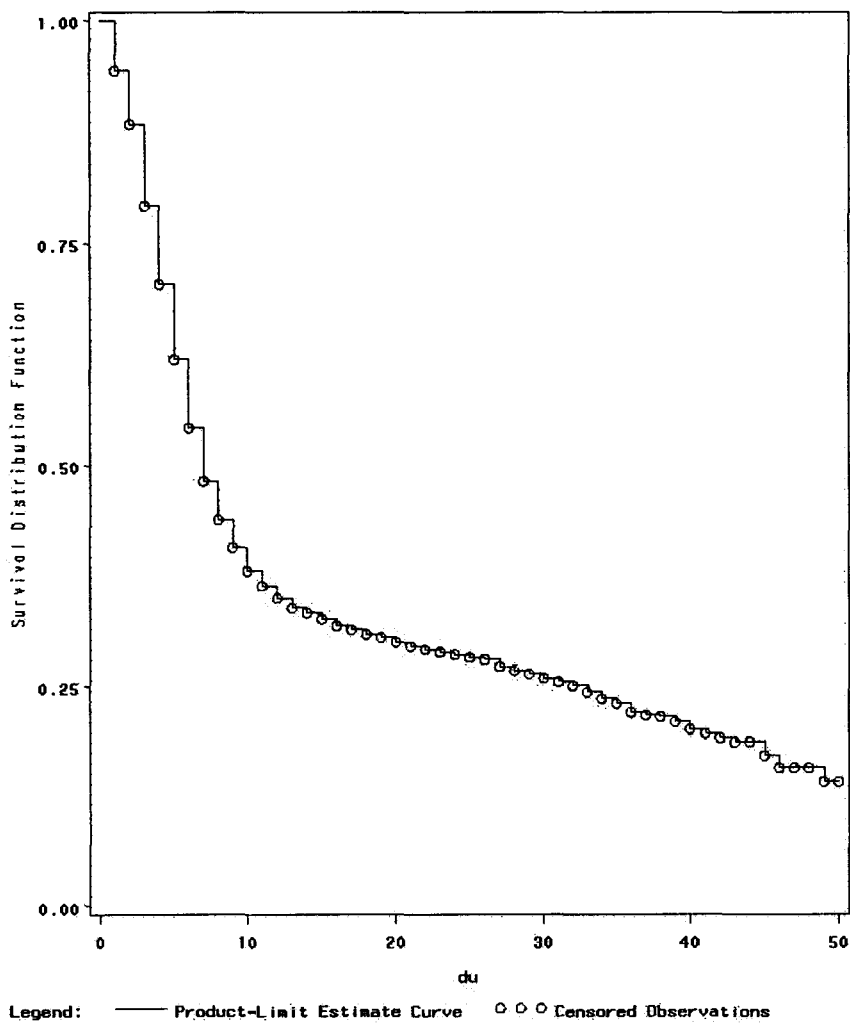
- Chang, Jiyeun. 1997. "Labor Force Withdrawal and Entry Surrounding First Childbirth of Married Women" (Dissertation). Univ. of Wisconsin.
- Desai, S. and L. J. Waite. 1991. "Women's Employment During Pregnancy and After the First Birth: Occupational Characteristics and Work Commitment." *American Sociological Review*. 56: 551-566.
- Dewit, D. 1997. "Determinants of the Time of Labor Force Transition among Ever-Married, Ever-Worked, Women in Canada" (Dissertation). Univ. of West Ontario.
- Drobnic, S., Hans-Peter Blossfeld and Gotz Rohwer. 1999. "Dynamics of Women's Employment Patterns over the Family Life Course: A Comparison of the United States and Germany." *Journal of Marriage and Family*. 61(1): 133-46.
- Ehrenberg, R. and R. Smith. 1985. *Modern Labor Economics*. Glenview: Sc Foresman and Company.
- Elandt-Johnson, R. and N. L. Johnson. 1980. *Survival Models and Data Analysis*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Even, W. 1987. "Career Interruptions Following Children." *Journal of Labor Economics*. 5-2.
- Felmlee, D. H. 1984. "A Dynamic Analysis of Women's Employment Exits." *Demography*. 21: 171-183.
- Flinn, C. and J. Heckman. 1982. "New Models for Analyzing Structural Models of Labor Force Dynamics." *Journal of Econometrics*. 18.
- Goldin, C. 1983. "Life-Cycle Labor Force Participation of Married Women: Historical Evidence and Implications." NBER Working Paper. No. 1251.
- _____. 1990. *Understanding the Gender Gap: An Economic History of American Women*. Oxford Univ Press.
- Hakim, C. 1996. *Key Issues in Women's Work: Female heterogeneity and polarisation of women's employment*. London: Athlone.

- _____. 1991. "Grateful slaves and self-made women : fact and fantasy in women's work orientations." *European Sociological Review*. 7. 101-121.
- Heckman, J. J. 1979. "New Evidence on the Dynamics of Female Labor Supply." in *Women in the Labor Market*. (ed). by Cynthia B. Lloyd, Andrews, and C. Gilroy. New York: Columbia University Press.
- Heckman, J. and G. Borjas. 1980. "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions, and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence." *Economica*. 47 247-283.
- Heckman, J. and B. Willis. 1977. "A Beta-logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women." *Journal of Political Economy*. vol.85 no.11. 27-58.
- Heckman, J. and T. McCurdy. 1980. "A Life Cycle Model of Female Labor Supply." *Review of Economic Studies*. 27. 47-74.
- Hill, M. A. 1990. "Intercohort differences in Women's Labor Market Transitions." *American Economics Review*. 80.
- Kiefer. 1988. "Economic Duration Data and Hazard Functions." *Journal of Economic Literature*. 26.
- Killingsworth, M. R. and Heckman, J. 1986. "Female Labor Supply: A Survey." In O. Ashenfelter and R. Layard (ed). *Handbook of Labor Econom* Elsevier Science Publishers.
- Klerman, J. 1993. "Characterizing Leave for Maternity: Modeling the NLSY Data." RAND Labor and Population Program Working Paper Series. 93-34.
- Lancaster, T. 1979. "Econometric Models for the Duration of Unemployment." *Econometrica* 47: 939-956.
- _____. 1990. *The Econometric Analysis of Transition Data*. New Y Cambridge University Press.
- Leibowitz, Arleen. 1975. "Education and Home production." *American Economic Review*. 64. 243-250.

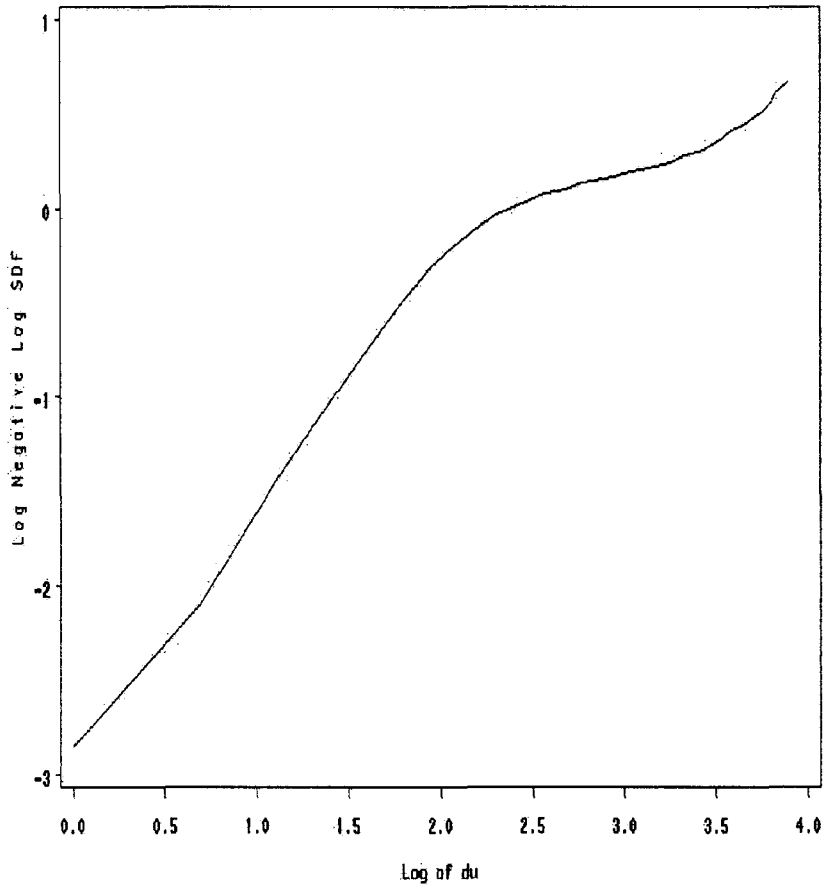
- Martin, J. and Robert, C. 1984. *Women and Employment: A Lifetime Perspective*. London: HMSO.
- Moen, P. 1985. "Continuities and Discontinuities in Women's Labor Force Activity." in *Life Course Dynamics: Trajectories and Transitions, 1968* (ed.) by G. Elder Jr. Ithaca. New York: Cornell University Press.
- Phang, H. 1994. "A Dynamic Study of Young Women's Labor Market Transitions over the Early Life Course: Cohort Trends, Racial Differentials and Determinants." (Dissertation). University of Wisconsin.
- Reskin, B. F. and Hartmann, H. I. 1986. *Women's Work, Men's Work: Segregation on the Job*. Washington DC: National Academy Press.
- Shapiro, D. and Mott, F. 1994. "Long-term Employment and Earnings of Women in Relation to Employment Behavior Surrounding the First Birth." *Journal of Human Resources*. 29.
- Smith, J. P. 1979. *Female Labor Supply: Theory and Estimation*. Princeton, Jersey: Princeton University Press.
- _____. 1982. "New worklife estimates reflect changing profile of labor force." *Monthly Labor Review*. 105/3. 15-20.
- Tuma, N. B. 1976. "Rewards, resources, and the rate of mobility: A nonstationary multivariate stochastic model." *American Sociological Review* 41. 338-360.

부 록

<부록그림 1> 첫 노동시장 퇴출률의 Kaplan-Meier 곡선



<부록그림 2> 첫 노동시장 퇴출의 로그누적위험함수(LLS) 그래프



A Dynamic Study of Women's Labor Market Transitions: Career Interruptions and its Determinants

Young-Ock Kim

Using detailed data of women's work history, this study analyzes the transition process between employment and non-employment over the life history in order to identify individual and structural determinants in the processes.

Korean women comprise very heterogeneous groups in terms of work continuity: one group having a continuous work history and another having an interrupted work experience. While 4.0% of total women have stayed in the labor market since leaving school, 17.3% have not worked outside at all and remaining 87.9% have experienced into and out of the labor market at least once. On the average, the cumulated time of employment per woman is 8.2 years and the cumulated time of unemployment is 13.1 years. Thus Korean women work a total of only 38.5% of their whole lifetime after leaving school. We can conclude that the increase of the employment rate of married women in Korea since the 1970s has been due to the increase of the new entrants with short or little working careers into the labor market, not to the increase of women's work continuity on the whole.

A women's educational achievement does not seem to be positively related to employment duration, contrary to the suggestion of the human capital theory. Rather, family variables, especially the existence of the child under 6 years old, is a more significant determining factor for an individual's exit from employment. And there is little difference among different age cohorts which implies little improvement in the employment continuity of younger women. This study also documents the importance of structural variables, such as the type of occupation, as significant determining factors for the hazard rate. Specially women with professional jobs tend to stay longer in the labor market. Therefore, women's entry into more professional occupations is expected to contribute to the continuity of employment. Our results also show that duration-dependence is not spurious. When unobserved heterogeneity is controlled, the negative relation between the rate from employment and the duration of employment does not disappear.

Key Words: labor market transitions, hazard rate, heterogeneity in work continuity, determinants, cohorts effect, duration-dependency