

노동정책연구

2006. 제6권 제1호 pp. 1~37

© 한국노동연구원

연구논문

비고용인구의 노동력상태 이행 역동과 영향요인에 관한 연구

-취업·실업·경계노동력·순수비경황 상태로의 이행을 중심으로-

김가율*

본 연구에서는 비고용인구의 노동시장 행태를 좀더 세밀히 포착해 보고자 실업집단과 함께 비경제활동 상태를 두 개의 하위 상태인 경계노동력과 순수비경제활동으로 나누어 각 상태들이 시간의 흐름에 따라 어떤 역동을 보이며, 그 영향요인들이 무엇인지를 KLIPS 1~7차 자료를 이용하여 분석하였다. 연구 결과는 다음과 같다.

먼저, 마코프 모형에 의한 노동력상태 이행분석에 따르면, 대체로 노동시장의 연결 정도에 있어서 “실업>경계노동력>순수비경황”의 유형이 나타나고 있음이 확인되었다. 그러나 경계노동력 상태는, 순수비경황 상태와는 뚜렷한 구분을 보이지만 서구에서의 발견들과는 달리 실업상태와는 크게 구분되지 않았다. 두 번째로는 우리의 노동시장에서는 구직활동이 경계노동력이나 순수비경황자가 취업으로 이행하는 징검다리 역할이 크지는 않은 것으로 분석되었다. 이들 집단은 취업으로 직접 이행하는 특성을 보였다. 마지막으로, 시간의 흐름을 도입하여 관찰할 때 상대적으로 순수비경황집단이 관측기간 동안 가장 큰 취업이행 역동을 보였다.

다음으로 비고용인구 하위집단들의 노동력상태 이행 영향요인을 다항로지트를 통해 추정한 결과, 가구주 요인은 비고용의 어느 수준에서든지 노동시장 연결 가능성을 증가시켰으며, 여성과 종교령 요인은 모든 하위집단에서 노동시장 연결을 악화시키는 방향으로, 그리고 15~29세 연령 요인은 취업과 순수비경황의 상반된 양 상태로의 이행에 영향을 끼쳤다. 마지막으로 순수비경황집단에서 가구소득 요인은 소득수준에 따라 상이한 방향의 영향력을 가지는데, 저소득 요인은 다양한 수준의 노동시장 연결 가능성을 강화시키는 것으로 나타났으며, 6세 미만 자녀요인은 취업, 구직활동, 취업의지를 모두 약화시키는 것으로 나타났다.

투고일: 2005년 12월 29일, 심사의뢰일: 2006년 2월 3일, 심사완료일: 2006년 3월 13일

* 그리스도대학교 사회복지학부 겸임교수(kimgayul@hanmail.net)

이상과 같은 실증적 분석 결과가 고용정책에 함의하는 바는, 비고용인구의 고용증진을 위해서는 순수 비경제활동집단에 주목할 필요가 있으며, 여성·중고령·저학력의 취약집단에 대한 표적화된 고용서비스, 저소득층에 대한 적극적인 노동시장정책의 활성화, 그리고 청년층 내부의 노동시장 행태에 적합한 차별화된 서비스가 필요하다는 것이다.

주요용어: 노동력상태 이행, 비고용인구, 경계노동력, 고용정책, 이행확률 분석

I. 서론

실업에 대한 최근의 사회적 대책은 전통적인 의미에 있어서의 실업대책, 즉 경제활동인구 내에서의 실업률 감소라는 협의의 차원에 한정되기보다는 실업의 장기화·구조화, 고령인구의 증가 등 여러 이유들로 인해 비경제활동상태에 있는 인구까지를 대상으로 하는 포괄적인 고용전략의 맥락에서 다루어지고 있는 경향이 있다. 고용증가, 노동시장의 활성화에 초점을 맞출 때 핵심이 되는 정책 대상은 실업자와 비경제활동인구로 구성되는 노동시장에서의 비고용인구(non-employment population), 특히 비경제활동인구 혹은 비활동집단(the inactive population)이 중요한 대상으로 부각된다.

이러한 대상에 관심을 가지게 되는 가장 큰 이유는, 노동능력이 있음에도 불구하고 여러 이유로 인해 비경제활동인구화함으로써 발생하는 사회적·경제적 문제에 대한 정책적 대응을 위해서이다. 노동능력이 있음에도 불구하고 지속적으로 노동시장 외부자로 머물러 있게 되면, 개별적 차원에서는 개인의 소득상실뿐 아니라 당사자의 사회적·심리적 복지의 저하를 초래하게 된다. 또한, 사회적 차원에서 이러한 현상이 만연하면 사회적 통합을 저해하고 생산인구가 유희화함으로써 경제에 손실을 가져올 뿐 아니라 실업급여나 노령연금, 공공부조 같은 복지비 지출을 유발함으로써 국가의 재정을 압박하는 하나의 요인으로 작용하기도 한다. 이러한 맥락에서 OECD(2003)는 조기퇴직이나 높은 비경제활동구율을 방지하고, 취약계층의 노동시장 참여를 활성화시키는 것을 회원국의 중

요한 사회정책의 하나로 설정하고 있다. 우리나라의 노동력 유희화율 역시 상당한 수준에 이르는 것으로 나타나(황수경, 2003) 향후 노동시장 활성화 및 고용증가 정책의 필요성을 제기하고 있다. 이러한 정책을 수립할 때 가장 기초적으로 필요한 정보는, 실업이나 비경제활동인구로 구성되는 비고용인구가 노동시장 안팎에서 실제로 어떠한 양태와 역동을 보이는가 하는 것이다. 만일, 비고용인구 내부의 구성이 이질적이어서 이들 하위 집단들이 서로 다른 노동시장 활동 양태를 보인다면, 또한 시간의 흐름에 따라 일정한 유형적 특성을 나타낸다면, 노동시장 활성화 정책은 노동시장에서 일어나는 실제적 역동과 특성에 조응하는 좀더 현실적이고 효과적인 정책을 구성해 낼 수 있을 것이다.

비경제활동인구의 노동시장 안팎 역동에 관한 선행연구들은 대체로 현재의 실업 분류 요건들이 현실의 실업을 과소 추정한다는 문제제기와 함께 대안적 실업률 추정이 필요하다는 맥락에서 다루어져 왔다. 이러한 연구들(Jones et al., 2002, 2004; Gray et al., 2005; Brandolini, 2004; Sinclair, 1987)이 가지는 공통의 가설은 전통적으로 정의된 비경제활동인구의 내부 구성은 동질적이지 않은, 노동시장에서의 행태가 서로 다른 이질적 집단의 집합체라는 것이다. 즉 비경제활동인구 내부의 어떤 집단들은 비경제활동 범주보다는 실업과 같은 경제활동인구 범주의 집단과 더 동질성을 가질 수 있는데, 그 대표적 집단이 바로 실망실업자를 포함하는 경계노동력(the marginally attached to the labor force)¹⁾이라는 것이다. 이들은 대체로 이 경계노동력의 대부분, 혹은 그 일부가 순수 비경제활동(이하 비경활)집단보다는 오히려 노동인구와 유사한 이동시장 행태를 갖는다는 것을 실증적으로 보여주었다.

국내의 노동시장 이행과 관련한 연구들은 대체로 실업이나 미취업에서 고용으로의 이행 역동에 초점을 맞춘 연구들(김교성, 2005; 김교성·류만희, 2000; 방하남·장지연, 2000; 강철희·김교성, 1999; 김진옥, 1998 등)이 대다수를 차

1) “marginally attached to the labor market”의 우리말 용어에 있어, 대다수의 연구자들(김장호, 남재량, 윤희숙 등)은 “marginally”에 대한 번역을 “한계”로 번역하여 사용하고 있으나, 이 용어를 처음 접하는 사람들의 경우 그 의미가 쉽게 이해되지 않거나 일상의 언어 사용에 있어 “한계”라는 말이 갖는 부정적 어감 때문에 의미가 왜곡되어 전달될 수도 있다고 본다. 이에 본 연구에서는 황수경(2003)과 마찬가지로 “경계”로 번역하기로 한다. “경계노동력”이라는 용어는 노동력(취업 및 실업)과 비노동력(비경제활동)의 경계상태라는 뜻으로 직관적인 면에서 그 의미가 좀더 쉽게 받아들여질 수 있으리라 생각된다.

지한다. 한편, 김장호(1998), 김태홍(1999), 남재량 외(2005) 등은 패널자료를 활용, 마코프 모형을 통한 노동력상태 이행확률 분석을 통해 노동시장 역동을 보여주고 있다. 그러나 이들의 연구는 전통적인 세 가지 노동시장상태인 고용, 실업, 비경황 간의 이행을 살펴보고 있을 뿐 노동시장 연결에 있어 실업과 비경제활동의 중간 상태라고 할 수 있는 경계노동력 상태가 보일 수 있는 차이를 검토하고 있지는 않다. 반면, 황수경(2003)의 경우에는 노동력상태를 취업과 실업, 경계노동력, 순수비경제활동 등의 네 가지 상태로 나누고 1992~2002년간 경제활동 추이를 고용률, 유희화율, 이탈률 등의 개념을 통해 분석함으로써 공식적인 노동력에서 제외되고 있으나 노동 가능성이 있는 집단에 분석의 초점을 두고 있다. 이 연구는 기술적인 분석에 제한하고 있으나 잠재적 실업인구에 대한 세밀한 기술을 통해 관련 후속 연구들을 위한 풍부한 기초정보를 제공하고 있다.

본 연구에서는 실업집단과 함께 비경제활동인구의 노동시장 행태를 좀더 세밀히 포착해 보고자 비경제활동상태를 두 개의 하위 상태인 경계노동력 상태와 순수비경황 상태²⁾로 나누어 비고용인구의 노동력상태 이행을 분석해 보고자 한다. 이를 통해 우리나라에서의 노동시장 행태가 선행연구들에서 보고된 다른 나라의 노동시장에서 보이는 것과 어떠한 차이를 가지는지도 함께 검토해 볼 것이다.

구체적인 연구 내용은 다음과 같다. 첫째, 비고용인구를 노동시장의 연결 정도에 따라 실업, 경계노동력, 순수비경황의 하위 집단들로 나누어 각 집단들이 노동시장에서 어떠한 역동을 보이는가를 이행확률 분석을 통해 파악한다. 둘째, 이 세 집단 각각이 가지는 네 가지 경로의 이행에 영향을 끼치는 요인들이 무엇 인지를 검토한다.

2) 본 논문에서는 비경제활동인구, 비활성인구집단, 비활동인구를 같은 의미의 용어로 사용하며 취업과 실업에 대한 ILO, OECD 정의를 충족하지 못한 나머지 생산인구를 지칭하는 것으로 한다. 반면, “순수 비경황집단”이란 용어는 전통적 정의에서의 비경제활동인구 중 구직활동도 하지 않고 취업의사도 없는 사람들을 지칭하는 용어로 사용할 것이다.

II. 선행연구

1. 비고용상태의 정의: 경계노동력을 중심으로

비고용인구의 노동시장 참여 역동이라는 맥락에서, 대부분의 선행연구들(Flaim, 1984; Martini, 1988; Hussmanns et al., 1990; Jones et al., 2002, 2004; Brandolini, 2004; Gray et al., 2005)은 경계노동력을 ILO 혹은 OECD의 실업자 기준³⁾을 부분적으로 충족시키지 못해 선형적으로(a priori)⁴⁾ 노동시장 외부에 있다고 분류된 사람들로 정의한다. 즉, 현재 대부분의 국가에서 실업 분류를 위해 적용하고 있는 세 가지 기준인, ‘일이 없음(without work)’, ‘4주내 구직활동(seeking work)’, 그리고 ‘현재 취업 가능성(currently available for work)’⁵⁾ 등의 기준을 채우지 못한 사람들로써, ① 미취업자로서 지난 4주간에는 구직활동을 하지 않았으나 기준기간 이전에는 구직활동을 한 적이 있는 사람, 혹은 ② 구직활동을 하지는 않았으나 취업의사가 있는 사람, 그리고 ③ 구직활동을 하였으나 현재 취업 가능성이 없는 사람 등으로 정의하고 있다. 경계노동력의 노동시장 이행을 다룬 대부분의 연구에서는 경계노동력을 이 세 가지 범주 중 하나 혹은 그 이상을 결합하여 정의하고 있다(표 1).⁶⁾ 한편, 황수경(2003)은, 경

-
- 3) 현재 실업에 관한 국제적 비교를 위해 사용되는 중요한 기준 중의 하나는 조사시점 이전 4주간에 구직활동을 한 적이 있는가의 여부이다. 그런데 사실, ILO(1982) 노동통계 권고안은 실업 분류를 위한 구직기간 기준을 특별히 명시하지 않고 각국의 특성에 맞게 정하도록 위임하고 있다. 현재 통용되는 4주간 구직 규정은 1983년에 OECD가 국가간 비교를 위해 회원국에 권고한 기준으로서, 4주간 구직 규정이 광범위하게 채택되기 전 각국의 규정은 1주에서 2개월까지 매우 다양했다(Sorrentino, 2000). 미국의 경우에는 1967년부터 이 4주 규정을 사용해 왔는데, 1979년에 “고용과 실업에 관한 전국위원회”에서 노동력 정의의 재고를 권고하면서 실망실업자가 노동시장에 포함될 수 있도록 구직기간 규정을 6개월로 변경하는 안을 냈으나 5:4로 부결되었다고 한다(Finegan, 1981. Brandolini, 2004에서 재인용). 우리나라는 2005년 7월부터 공식 실업통계에 4주 기준을 적용해 오고 있다.
- 4) Jones 등(2004)은 ILO나 OECD의 노동력상태 정의에 대해 “선형적”이라는 용어를 사용하고 있는데, 이는 현재 일반적으로 통용되는 정의들을 “실증적”으로 검토할 경우 이러한 전통적 정의가 달라질 수 있다는 것을 주장하기 위한 것으로 보인다.
- 5) “현재 취업 가능성”이란, 일자리가 주어졌을 때 즉시 취업할 수 있는 가능성을 말한다.

계노동력을 “취업의사가 있으나 구직하지 않은 자”로 정의하고 비구직 사유가 노동시장 여건 때문이면 실망실업자로, 그리고 개인 여건이 부적절하기 때문이라면 경계실업자로 그 하위 범주를 정의하고 있다.

이전의 연구들에서 경계노동력집단으로 가장 많은 관심을 보인 집단은 ‘구직 활동을 하지는 않았으나 취업의사가 있는 사람’, 위 ②에 해당하는 실망실업자 (the discouraged) 집단이라고 할 수 있다. Flaim(1984), Hussmanns 외(1990), Martini(1998), Jones 외(2002; 2004) 등은 이러한 범주 집단의 노동시장 동태를 분석하고 있다.

〈표 1〉 취업, 실업, 경계노동력, 순수비경제활동의 분류

	Jones 등(2002; 2004)	Brandolini 등(2004)	Gray 등(2005)	황수경(2003) ⁷⁾
분석 국가	캐나다	이탈리아 등	호주	한국
취업자	수입을 목적으로 일을 한 자(E)	수입을 목적으로 일을 한 자(E)	수입을 목적으로 하나 이상의 일을 가진 자(E)	지난 1주일간 수입을 목적으로 일을 한 자
실업자	미취업자 중 지난 4주간 구직활동자·일시해고자·1개월 내 취업예정자(U)	지난 4주간 구직활동을 한 미취업자(U)	미취업상태에서 지난 4주간 구직활동을 한 자(U)	일이 없고, 지난 1주일간 구직활동을 한 자
경계노동력	취업의사가 있으나 구직활동을 하지 않은 자(M)	조사 4주 이전 구직자(P), 구직활동은 하지 않았으나 취업의사가 있는 자(D)	적극적 구직활동을 하지는 않았으나 취업의사가 있고 현재 취업가능성이 있는 자(M)	취업의사가 있으나 구직활동을 하지 않은 자로서, 실망실업자(노동시장 여건사유), 경계실업자(개인적 사유)로 구성됨.
순수비경제활자	취업의사도 없고 구직활동도 하지 않은 자(N)	구직활동도 하지 않고 취업의사도 없는 자(NA)	구직활동도 하지 않고 취업의사도 없는 자(N)	구직활동도 하지 않고 취업의사도 없는 자

* E : Employment / U : Unemployment / M: Marginal, P : Potential, D : Discouraged / N · NA : No Attachment 혹은 Unattached.

- 6) 이렇게 연구자마다 경계노동력의 정의에 있어 차이를 보이는 것은 각국 노동시장 사정에 따라 다르게 구성되는 구체적 노동통계 설문 문항의 차이(이는 분석 자료가 제공하는 정보의 차이로 이어진다), 그리고 연구자의 관심이 다르기 때문인 것으로 보인다.
- 7) 황수경(2003)의 경우에는 경계노동력의 정의만을 명시하고 나머지에 대해서는 특별히 명시하지 않았으나 경제활동인구 조사 자료를 분석하고 있는 점을 참조하여 이 조사의 정의에 준하여 나머지 노동력상태를 정의하였다.

<표 1>에서 보는 바와 같이, Brandolini 등(2004)은 “조사기간 4주 전에는 구직활동을 하지 않았으나 그 이전에 구직활동을 한 자”(위 실업 정의 항목 ①에 해당)와 “구직활동을 하지 않았으나 취업의사가 있는 자”(위 항목 ②에 해당)를 경계노동력으로 정의하고 있다. 특히, 이들은 기존의 노동력 상태 분류에서 단지 구직활동 기간 기준을 채우지 못해 비경제활동인구로 분류된 사람들의 경우 노동인구화할 잠재적 가능성이 가장 높으리라는 가정에서 “Potential(P)” 집단으로 구분하고 있다. 마지막으로, Gray 등(2005)은 “적극적 구직활동을 하지는 않았으나 취업의사가 있고 현재 취업 가능성이 있는 자”(앞 요건의 ②,③ 동시 충족)를 경계노동력으로 정의하였다.

2. 비고용인구의 노동력상태 이행 특성

1) 실업, 경계노동력, 순수비경활집단의 노동력상태 이행

캐나다의 LFS(Canadian Labour Force Survey) 1997~2000년 자료를 활용해 비고용인구 내부의 노동력상태 이행의 역동을 분석한 Jones 등(2002, 2004)에 의하면, 미취업의 세 하위 범주인 실업(U), 경계노동력(M), 순수비경활상태(N) 사이에는 노동시장 행태에 있어 명백한 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 분석 결과에 의하면, 먼저 실업상태에 있는 사람들은, 일반적 예상대로 경계노동력 상태의 사람들보다 약 2배 정도 높게 취업으로 이행하는 것으로 나타났다. 그러나 또한 전통적으로 비경활인구로 분류되었던 경계노동력과 순수비경활집단 간의 차이 역시 매우 뚜렷한 것으로 나타난다. 경계노동력이 취업상태로 이행하는 확률은 순수비경활집단의 4배로 나타났다. 취업으로의 이행확률에 있어서 나타나는 이러한 $U > M > N$ 서열의 패턴은 인접 월뿐 아니라 6개월간을 분석했을 경우에도 매우 안정적 패턴으로 나타나며, 미취업상태인 실업, 경계노동력, 순수비경활상태로의 이동에 의해서도 같은 특징이 일관되게 나타나는 것을 확인하고 있다.

한편, 이러한 결과는 호주통계청(Australian Bureau of Statistics: ABS)의 노동시장조사 중단자료인 SEUP(Survey of Employment and Unemployment Patterns) 1994~1997년 자료를 활용해 경계노동력의 노동시장 이행을 분석한

Gray 등(2005)의 연구 결과에서도 나타나고 있다. 이들의 분석에 의하면, 대체로 경계노동력의 노동시장 이행 정도는 위 Jones 등(2002; 2004)이 보고한 것처럼 실업과 순수비경황상태의 중간에 있는 것으로 나타났다. 동일 상태에 머물 확률은 시간이 흐름에 따라 격차가 벌어지기는 하나 대체로 모든 분석기간에서 $N>M>U$ 의 일관된 서열을 보이고 있다. 이는 취업으로의 유입확률 결과와도 매칭되는데, 1~24개월 동안 $U>M>N$ 패턴이 일관되게 나타남을 볼 수 있다. 또한 실업으로의 유입에 있어서는 $M>U$, 경계노동력으로서의 이행에 있어서는 모든 구간에서 $U>N$ 패턴이 나타난다고 보고하고 있다.

그런데 Gray 등(2004)의 분석을 보면, 취업으로 이행할 확률의 크기에 있어서는 집단간 격차가 나타나는 것을 볼 수 있다. 즉 경계노동력 집단과 순수비경황 집단은 시간이 지남에도 불구하고 취업으로의 유입확률의 증가 폭과 절대적 크기가 유사한 반면, 실업 집단의 취업이행확률 크기와는 큰 격차를 보였다. 이는 호주의 경우, 경계노동력 집단이 실업 집단보다는 순수비경황 집단에 더 가까운 행동을 보이며 또한 적극적 구직활동이 단기적으로는 일자리를 찾을 전망에 상당한 정(+의) 효과를 낸다는 것을 추론할 수 있다.

한편, 실업으로의 유입은 $M>N$ 의 양상을 보이고 있으며, 경계노동력으로서의 이행은 모든 분석기간 동안 $U>N$ 의 모습이 나타난 것으로 보고하고 있다. 이러한 양상을 실업상태에 있는 사람들이 가장 큰 취업이행확률을 보인다는 결과와 연결시켜 보면, 경계노동력과 실업 간에는 항상적인 유동(constant flow), 즉 경계노동력상태에 있는 사람들은 실업으로 이동한 뒤, 이어 고용상태로 이동하며 자신의 고용을 위해서는 적극적 구직활동의 통로를 취하고 있다는 것을 의미한다는 것이다. 그러나 순수비경황 집단의 경우에는 많은 사람들이 실업상태를 거치지 않고 곧바로 고용으로 이행하는 형태를 보인다. 연구자들은 이러한 현상이 이 집단의 많은 사람들이 한계 집단보다 본질적으로 더 고용 가능성이 높은 집단이라는 것을 시사한다고 해석하고 있다.

또한, ECHP(European Community Household Panel)자료와 ILFS(Italian Labour Force Survey)자료를 이용해 유럽 각국들의 노동시장에서 경계노동력의 노동력상태 이행을 분석한 Brandolini 등(2005)도 유사한 결과를 보여주고 있다. 그들은 경계노동력을 실망실업자(D) 집단과 구직강도(마지막 구직활동 이

후의 경과 개월수로 추정)에 따른 잠재노동인구(Potential: P)로 구성하여 노동력상태 이행을 분석하였는데, 경계노동력 중 잠재노동인구의 고용상태 이행이 순수비경활 집단보다 훨씬 더 활발하여 오히려 실업 집단과 유사하다는 것을 보고하고 있다. 특히, 독일, 아일랜드, 네덜란드에서는 실업상태와 ‘잠재적 노동인구상태’(P) 간에는 아무런 차이가 없는 것으로 나타난다. 또한 이는 성과 연령(16~34세, 35~64세 집단)으로 집단을 나누어 볼 경우 더욱 분명하게 드러나고 있다. 독일·아일랜드·영국의 젊은 남성들, 독일과 아일랜드의 젊은 여성, 그리고 네덜란드와 오스트리아의 성인 남성들의 경우 잠재노동인구상태는 실업상태보다는 취업상태로의 이행이 더 빈번하게 나타난다. 노령인구층에서 P와 U가 고용으로 이행하는 격차는 대부분의 나라에서 큰 것으로 나타났다.

덧붙여, 위 연구들은 이행확률에 영향을 끼칠 수 있는 조건들을 통제한 후 경계노동력상태와 실업상태, 경계노동력상태와 순수비경활상태가 같은 상태인지를 알아보는 동등성 검증(equivalence test)을 시행했는데, 그 결과 경계노동력상태는 실업상태나 순수비경활상태와 구분되는 독립적 노동시장상태라는 것이 통계적으로도 유의함을 발견하였다.

2) 노동력상태 이동에 영향을 끼치는 요인

노동력상태 이동에 관한 실증연구들의 대다수는 실업에서 취업으로의 이행 결정요인, 혹은 재취업하기까지의 실업기간 영향요인 추정에 집중되어 있고, 미취업상태에서 취업으로, 혹은 미취업 내부의 하위 상태간 이동 영향요인을 추정한 연구들은 그리 많지 않다. <표 2>는 가장 많은 성과를 가지고 있는 재취업까지의 실업기간 결정요인에 관한 선행연구 결과들을 정리한 것이다. 표에서 보는 바와 같이 각 독립변인들이 재취업까지의 기간에 미치는 영향은 연구들마다 상이하게 나타나고 있는데 이는 분석자료나 변수의 조작적 정의가 다르므로 인하여 나타나는 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 많은 연구들이 인적자본으로서의 교육수준 영향력은 실업기간을 감소시킨다고 보고하고 있으며, 기혼자나 가구주일 경우 역시 재취업을 앞당긴다는 결과가 다수를 이룬다. 또한 노동시장 변수들 중 전직임금 수준이 높을수록 실업기간이 감소된다는 결과가 그렇지 않다는 경우보다 다소 더 많이 나타나며, 업종에 있어서는 상대적으

로 이동이 잦고 불안정한 고용형태가 많다고 알려진 도소매, 음식, 숙박, 건설업 등이 실업기간을 감소시킨다는 것을 보여준다. 고용보험이나 법정퇴직금 등 제도적 변인은 일관된 결과를 나타내지 않고 있으며 유의하지 않다는 결과들이 상대적으로 많은 것을 알 수 있다.

한편, 실업이 아닌 비고용상태에서의 노동력상태 이동경로 영향요인에 관한 연구 결과들을 살펴보면 다음과 같다.

먼저, 1998~2002년까지 55개월간의 경제활동인구 조사 원자료를 패널화하여 다항로지트 모형을 통해 노동이동을 분석한 윤희숙(2005)은 ‘비경제활동 → 취업’으로의 이동경로와 ‘실업 → 취업’으로의 이동경로 선택에 영향을 끼치는 요

〈표 2〉 실업 → 재취업까지의 이동기간 결정요인에 관한 선행연구 결과

독립변수	연구 결과	
교육	교육수준 높을수록 기간 감소	방하남·하윤숙(2000); 이병희(2000); 유태균·김진옥(1998); Addison and Portugal(1989); Levine(1993); 방하남·장지연(2000) - 남성의 경우.
	증가	Meyer(1990)
	유의하지 않음	강철희·김교성(1999); 유태균(1999); 방하남·장지연(2000) - 여성의 경우.
혼인상태	기혼이면 감소	금재호·조준모(2002); 방하남·장지연(2000)
	증가	김세경(2004)
가구주	가구주이면 감소	강철희·김교성(1999); 유태균(1999); 김세경(2004)
	증가	Moen(1979)
	유의하지 않음	이병희(2000)
전직임금	높을수록 감소	류만희(1999); 방하남·하윤숙(2000)
	증가	강철희·김교성·김진옥(1999)
	유의하지 않음	유태균(1999)
전직업종	건설·제조업 상대적 감소, 금융·보험업 상대적 증가 - 김진옥(1998); 강철희·김교성(1999); 유태균(1999)	
	도소매·음식숙박업 상대적으로 감소 - 김세경(2004)	
	기능·생산직 증가, 관리·전문직 감소 - 김진옥(1998); 강철희·김교성(1999)	
전직직종	기능·생산직 감소, 관리·전문직 증가 - 김세경(2004)	
	가입했을 경우 실업기간 감소 - 김세경(2004)	
고용보험 가입여부	유의하지 않음 - 강철희·김교성(1999); 김교성·류만희(2000)	
	있으면 감소	방하남·하윤숙(2000)
법정퇴직금 존재여부	증가	
	강철희·김교성(1999); 방하남·하윤숙(2000); 김세경(2004)	

인은 상이하게 나타난다는 것을 보고하고 있다⁸⁾.

즉 여성과 저연령(16~24세) 집단, 그리고 저학력 집단은 ‘비경황 → 취업’ 경로를 선택할 확률이 높은 데 반해 ‘실업 → 취업’이 포함된 범주를 선택할 상대적 확률은 낮은 것으로 나타났다. 다시 말해, 이들 집단은 실업상태를 경험하는 것보다 노동시장 자체를 떠났다가 실업을 거치지 않고 직접 취업하는 경우를 선호한다고 해석할 수 있다. 반면, 고학력 그룹은 비경제활동이 수반되는 범주를 선택할 확률보다는 실업이 포함된 범주를 선택할 확률이 높음을 보고하고 있다.

한편, 장지연(2001)은 1998~99년의 한국노동패널 자료를 이용하여 여성의 취업과 미취업 간 이동을 연구했는데, 미취업 집단을 실업, 취업의사 있는 비경황인구, 취업의사 없는 비경황인구의 세 집단으로 나누어 각 집단이 어떤 요인에 의해 노동이동 행태를 선택하는지를 검토하였다.

분석 결과에 의하면, 여성은 ‘실업 → 취업’ 경로나 실업상태에 계속 머무를 확률이 남성보다 낮아 경제활동을 했던 경험이 있음에도 불구하고 비경제활동으로 전환했을 가능성이 남성보다 큰 반면, 경계노동력이라고 할 수 있는 ‘취업의사가 있는 비경황 여성’의 경우, 실업상태나 비임금근로상태로의 이행가능성은 남성보다 낮았으나 임금근로자로 취업할 가능성 면에서는 남성과 큰 차이를 보이지 않는다고 보고하고 있다. 더욱이 취업의사가 없는 비경제활동 집단의 경우에는 오히려 여성이 남성보다 정규직 임금근로자로 취업해 있을 가능성이 높은 것을 볼 수 있다. 이와 같은 분석 결과를 통해 장지연(2001)은 실업 또는 비경황상태의 구분은 남성과 여성에게 있어서 반드시 같은 의미를 갖는 것은 아니며, 실업률은 여성의 취업의지를 모두 반영하고 있다고 보기 어렵다고 결론짓고 있다.

8) 종속변수는 5개의 범주로 구성되는데, 기준변수인 범주 1은 5년간 36시간 이상 노동 지속한 경우, 범주 2는 노동시장 퇴출없이 36시간 노동과 36시간 미만을 이동하면서 지속적으로 노동한 경우, 범주 3은 퇴출 없이 실업과 노동만을 이동하며 경제활동 수행한 경우, 범주 4는 노동시장 퇴출을 1번 이상 경험했으나 경제활동으로 다시 재진입한 경우, 그리고 범주 5는 5년 내내 비경제활동에 머무른 상태이다.

Ⅲ. 분석방법

1. 분석자료

분석에 사용될 자료는 한국노동패널 1998~2004년까지의 원자료이다. 노동력 상태 이행분석을 위해서는 각년도의 개인 자료에서 노동력상태와 관련된 변수를 추출하여⁹⁾ 활용하였다. 마코프 모형을 통한 노동력상태 이행분석에 활용된 총 관측치는 1998~2004년의 7년 동안 노동력상태 정보가 누락되지 않은 45,801개(실인원 6,543명)이다.

한편, 노동력상태 이행의 영향요인 추정을 위한 설명변수를 구성하기 위해서는 개인 정보뿐 아니라 가구소득, 가족관계 등 가구정보가 필요하므로 두 자료의 결합이 필요하다. 이를 위해 먼저 가구별로 전체 가족구성원의 개인 기초 정보 자료를 구성하고(자료 A), 한편으로는 15세 이상의 개인을 성별과 혼인유무로 나누어 결합한 개인 데이터 셋(자료 B)을 구성하였다. 그런 다음, 자료 B를 중심으로 자료 A 중 가구주와의 관계 등의 정보, 그리고 개인 자료로부터 필요한 개인 정보를 결합한 전체 데이터 셋을 구성하였다. 이렇게 개인을 혼인과 성별로 분리한 다음 가구정보를 결합하는 이유는 KLIPS의 경우 한 가구 안에 여러 가족을 포함하는 경우가 많기 때문에 개인별 가족 정보를 정확히 측정하기 위해서이다. 전체 자료는 위 과정을 1차년도부터 7차년도까지 반복하여 동일 형식의 각년도 자료를 만든 다음 이를 풀링(pooling)한 자료로서 총 81,656개의 사례로 구성되어 있다.

분석에 사용된 최종 자료는 이 전체 자료에서 1998년에 비고용상태에 있었던 28,811개의 관측치이다. 이 최종 자료는 출발한 비고용상태에 따라 실업, 경계노동력, 순수비경활 등 3개의 하위 데이터 셋으로 나누어 분석에 활용하였는데, 각각의 데이터 셋에 포함된 관측치는 2,405개, 3,557개, 그리고 22,849개이다.

9) 따라서 1998~2004년 기간 동안에는 총 6회의 노동력상태 변화가 존재한다.

2. 변수의 측정

먼저, 본 연구에서 사용될 종속변수인 노동력상태 변수는 취업(고용), 실업, 경계노동력, 순수비경제활동의 네 범주로서 <표 3>과 같이 측정한다.

독립변수는 선행연구들을 참조하여 표와 같이 구성하였다.¹⁰⁾ 먼저, 개인 특

<표 3> 변수의 측정

변 수		측 정
종속 변수	취업(E)	조사 주간에 수입을 목적으로 1시간 이상 일함. (임금근로+비임금근로+18시간 이상 가족종사)
	실업(U)	현재 일이 없고 지난 1개월간 구직활동을 한 적이 있으며 현재 취업이 가능한 상태.
	경계노동력(M)	지난 1개월간 구직활동을 하지 않았으나 취업의사가 있거나, 지난 1개월간 구직활동을 한 적이 있으나 현재 취업가능성이 없는 상태.
	순수비경제활(N)	현재 일이 없고 지난 1개월간 구직할 적이 없으며 현재 취 업의사 없음.
독립 변수	가구주 더미 6세미만 자녀	가구주=1, 비가구주=0. 기준변수: 비가구주 6세 미만 자녀가 있으면 1, 없으면 0. 미혼은 0으로 처리. 기준변수: 6세 미만 자녀 없음.
	가구소득 더미	전년도의 <타가구원소득+금융소득+부동산소득+이전소득+기 타소득>의 합산액(단위: 만원). 1,000만원 미만, 1,000만원~ 3,000만원 미만, 3,000만원 이상의 세 범주 값을 가짐. 기준 변수: 1,000만~3,000만원 미만.
	연령 더미	15~29세, 30~54세, 55세 이상. 기준변수: 30~54세.
	혼인상태 더미	미혼=1, 기혼(유배우+무배우)=0. 기준변수: 기혼.
	학력 더미	중졸 이하(중졸 이하=1, 그외=0), 고졸, 전문대졸, 4년제 대 졸이상. 기준: 고졸.
	성별 더미	남성=1, 여성=0. 기준변수: 여성.
	연도 더미	1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004. 기준변수: 1999년.
지역실업률	성별을 고려한 각년도의 지역실업률(광역).	

10) 노동시장에서의 이행 영향요인을 추정하기 위해서는 본 연구에서 제시한 독립변수들 외에, 전 직장의 근로소득이나 종사직종, 종사산업, 고용보험 가입여부, 법정퇴직금 유무 등 노동시장변수들과 제도적 변수들을 포함시키는 것이 좋을 것이다. 그러나 비고용인구의 하위 데이터 셋에 나타난 노동시장변수나 제도 관련변수는 결측치가 너무 많거나 종속변수의 각 범주에 나타나는 이들 변수의 관측치가 5개 이하인 경우가 많아(thin cell 문제) 아쉽게도 설명변수에서 제외하였다.

성 혹은 인적자본 특성을 나타내는 변수로는 가구주 여부, 6세 이하 자녀 여부, 성별, 혼인상태, 연령, 학력 등의 변수를 사용하고자 하였다. 또한, 본인의 근로소득이 없는 경우, 타가구원의 소득이나 자산소득, 이전소득 등은 비고용상태에 있는 사람의 노동시장 연결 의지에 영향을 끼칠 수 있으므로 가구소득을 영향요인으로 투입하고자 한다. 시간통제변수로는 연도 더미 변수와 성을 고려한 지역실업률 변수를 사용하였다.

3. 분석 모형

1) 노동력상태 이행분석 : Markov 행렬분석

본 연구에서는 노동시장 상태를 취업, 실업, 경계노동력, 순수비경활 등의 네 가지 상태로 나누어 그 이행확률을 분석한 선행 연구자들(Jones 외, 2002, 2004; Gray 외, 2005; Brandolini 외, 2004)의 방법을 따르고자 한다.

노동시장에서의 취업상태를 취업, 실업, 경계노동력, 순수비경활의 네 가지 상태로 구분하고 각각을 E(Employment), U(Unemployment), M(Marginal attached), N(Not attached)으로 표시하면 일정한 시점에서의 E, U, M, N의 크기는 저량(stock)으로 나타난다. 그러나 일정한 시점간 각 노동력상태의 변화는 유량(flow)으로 나타나게 되는데 이는 <표 4>와 같은 16개의 원소를 갖는 Markov 행렬로 나타낼 수 있다.

여기서 대문자로 표시된 원소는 t-1시점의 노동력상태에서 t시점의 노동력상

<표 4> 4가지 노동시장상태의 플로우 행렬과 이행확률 행렬

t-1시점 \ t시점	E _t	U _t	M _t	N _t
E _{t-1}	EE(ee)	EU(eu)	EM(em)	EN(en)
U _{t-1}	UE(ue)	UU(uu)	UM(um)	UN(un)
M _{t-1}	ME(me)	MU(mu)	MM(mm)	MN(mn)
N _{t-1}	NE(ne)	NU(nu)	NM(nm)	NN(nn)

주: * E, U, M, N은 각 시점의 취업자수, 실업자수, 경계노동력수, 순수비경활자 수임.

* 행렬의 각 원소 가운데 대문자는 해당 플로우의 양을, 괄호 안의 소문자는 각 플로우량을 t-1시점의 노동력상태로 나누어 준 이행률을 나타냄.

태로 이동한 사람의 수를 나타내며, 소문자로 표시된 원소들은 이들을 원래 상태 $t-1$ 시점의 사람 수로 나눈 값으로서 결국 각 상태로 이행할 확률이 된다. 예를 들어, EU는 $t-1$ 시점에서 취업(E)한 상태의 사람들 가운데 t 시점에 실업(U)상태로 이행한 사람의 수를 나타내며, eu는 이 유량을 이전 시점의 취업자수로 나누어준 값, 즉 EN/E 를 나타낸다. 따라서 각 행(row)에 네 확률 중 어느 한 확률은 나머지 세 상태에 있지 않을 확률이 되므로 각 행의 네 이행확률의 합은 1이 된다.

2) 노동력상태 이행 영향요인 분석: 다항로짓 모형

본 연구에서 종속변수가 되는 노동력상태는 동일 상태에 머물 경우를 포함하여 네 가지(E, U, M, N)가 된다. 이렇게 종속변수의 범주가 3개 이상인 경우에는 다항로짓 모델을 통해 독립변수의 영향력을 추정할 수 있다.¹¹⁾

종속변수가 네 범주 이상의 경우까지 포괄하는 일반적인 다항로짓 모형의 형태는 다음과 같다(Allison, 1999).

- 11) 그런데 본 연구에서처럼 동일 대상을 반복 측정된 데이터를 풀링(pooling)하여 사용할 경우 종단 데이터에서 흔히 지적되는 반복 측정치간 종속성과 이로 인한 이분산성의 문제가 제기될 수 있다. 이럴 경우 실제보다 표준오차를 과소추정하게 되어 결과적으로는 통계검증치를 과대추정하는 결과를 초래하기 때문이다. 그러나 로짓 모형의 경우 반복 사건(repeated event)이 없다면, 사건 발생 확률은 조건 확률에 의해 추정되므로 문제가 되지 않는다(Allison, 1999). 그러나 본 연구자가 최종 분석에 사용한 자료들의 경우, 취업으로의 이행에 있어서는 전체 사례의 3~9%, 실업으로의 이행에서는 3%, 한계노동력으로의 이행에서는 2~9%, 순수비경활로의 이행에 있어서는 14~25%의 반복 사건 사례들이 나타나 이로 인한 편의의 가능성이 존재한다. 이러한 문제를 해결하고자 본 연구에서는 우선 시간 통제변수로서 연도 변수와 각년도의 지역실업률 변수를 독립변수로 투입하였다. 이 모델이 어느 정도 통제 효과를 가지는지를 확인하기 위해 이러한 편의를 교정하는 방법들로 알려진 GEE(Generalized Estimation Equation)와 Fixed Model을 통해 비교해 보았다. 비교 결과, GEE 모델의 경우에는 3개의 하위 데이터 셋의 모든 설명변수의 표준오차가 일반 모델과 0.01 내외의 차이를 보였을 뿐 두 모델이 거의 차이가 없었다. 한편, Fixed Model의 경우에는 표준오차가 오히려 더 커지고 통계적 유의도는 몹시 나빠지는 결과를 보였다. 이에 본 연구에서는 연구자가 설정한 모형이 큰 문제가 없다고 보고 그대로 사용하였다(로짓 모형에서 종단 데이터의 반복 측정치간 종속성을 다루는 방법에 대해서는 Allison, 1999의 제8장을 참조). 그러나 그럼에도 불구하고 이행의 출발 조건을 통제하지 못함으로써 가질 수 있는 편의는 여전히 존재한다. 이러한 편의를 처리하려면 좌측단절(left-censoring)을 통제한 후 사건사 분석의 다항로짓 이산 시간 분석을 이용함으로써 완전하지는 않지만 편의의 상당 부분을 해결할 수 있다. 이에 대해서는 Allison(1995)의 제7, 8장 참조.

$$\log\left(\frac{P_{ij}}{P_{i1}}\right) = \beta_j X_i \quad j = 1, \dots, J-1 \quad (1)$$

여기서 X_i 는 개인 i 의 설명변수 행 벡터이고 β_j 는 범주 j 의 계수들을 나타내는 열 벡터이다. 여기서 각 범주는 가장 높은 값을 갖는 범주 J 를 기준변수로 하여 비교된다. 이를 통해 다음의 식이 성립된다.

$$P_{ij} = \frac{e^{\beta_j x_i}}{1 + \sum_{k=1}^{J-1} e^{\beta_k x_i}} \quad j = 1, \dots, J-1 \quad (2)$$

식 (2)에서 모든 J 범주들의 확률의 합은 1이므로, 다음 식이 성립된다.

$$P_{iJ} = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^{J-1} e^{\beta_k x_i}}$$

회귀계수들이 추정된 후, 마지막으로 두 개의 j 범주들과 종속변수 k 를 비교하기 위한 로짓 방정식은 다음과 같이 얻어진다.

$$\log\left(\frac{P_{ij}}{P_{i1}}\right) = (\beta_j - \beta_k) X_i .$$

IV. 분석 결과¹²⁾

1. 비고용 상태로부터의 이행 특성

다음 <표 5>는 관측 시작 시점인 1998년의 노동력상태를 기준으로 4개의 비고용 하위그룹으로 나누어 각 그룹에 속한 사람들이 1999년부터 2004년까지

12) 본 연구의 모형에 투입한 변수들간의 다중공선성을 점검한 결과, 대부분 안정적인 결과를 나타냈으나 혼인 여부 변수의 VIF는 3.04, Tolerance는 0.32로 다중공선성을 보여 주었다. 그러나 그 값이 크지 않고 혼인 여부 더미 및 이 변수와 높은 상관관계를 보인 15~29세 연령 더미의 범주 분할이 부적절하다고 생각하지는 않으므로 그대로 활용하였다.

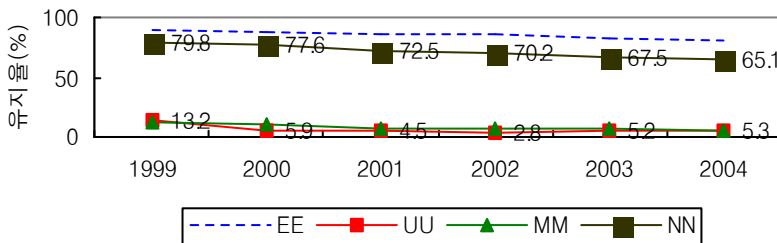
각 연도마다 어떤 상태로 변화하는가를 보여주는 이행확률 행렬이다. 즉 각 행은 출발 연도인 1998년의 노동력상태를, 그리고 각 열은 1999~2004년의 노동력상태를 보여주며 각 행과 열이 교차하는 지점의 숫자는 1998년 상태에서 각 해당 연도로의 이행확률을 나타낸다. [그림 1]부터 [그림 5]까지는 출발시점에서의 실업, 경계노동력, 순수비경활상태가 시간의 흐름에 따라 어떠한 패턴을 보이고 있는지를 좀더 분명히 파악하고자 도착상태를 중심으로 나타낸 그림이다. 아래에서는 이를 중심으로 이행 양태의 특성을 분석해 보기로 한다.

1) 동일 상태에 머물 확률의 분석

[그림 1]은 <표 5>를 이용하여 각 연도에 같은 노동시장상태에 머물 확률을 그래프로 나타낸 것이다. 먼저 [그림 1]에서 볼 수 있는 가장 큰 특징은 U·M, 그리고 N 사이에 매우 큰 격차가 나타나며 이러한 특성이 시간의 흐름에도 불구하고 비교적 일정하게 유지된다는 것이다. 각 상태별 특성을 보면, 먼저 익년도에도 순수비경활상태를 계속 유지하는 경우가 첫 이행 연도에 80%로 출발하여 매년 조금씩 하락하다가 관측이 끝나는 2004년도에는 65%로 1998년에 비해 약 35%, 1999년에 비해서는 15% 정도가 노동시장 결속이 좀더 강화된 다른 노동력상태로 이행했음을 알 수 있다.

한편, 적극적 노동시장 연결을 가졌다고 할 수 있는 실업상태와 소극적 연결을 가졌다고 할 수 있는 경계노동력상태에 머무를 확률은 관측기간 내내 두 집단이 상대적으로 큰 격차를 보이지는 않은 채로 순수비경활상태로 출발한 집단과 큰 격차를 유지하고 있다. 실업상태와 경계노동력상태에 머물 확률은 양집단 모두 5~14%의 폭 내에서 점차로 감소하는 경향을 보인다.

[그림 1] 동일상태의 유지



〈표 5〉 네 노동시장상태의 1999년~2004년 노동시장 이행확률

	이행상태(이행률, %)				총인원(명)
	E	U	M	N	
1999년					
E	89.61	2.59	1.93	5.87	3,475
U	48.36	13.2	12.56	25.82	581
M	30.81	6.94	14.35	47.9	620
N	11.4	2.95	6.16	79.75	1,867
2000년					
E	86.96	2.1	2.65	8.29	3,475
U	54.22	5.85	10.84	29.09	581
M	33.39	4.52	12.42	49.68	620
N	14.35	1.66	6.32	77.6	1,867
2001년					
E	86.19	1.47	2.94	9.41	3,475
U	53.71	4.48	12.56	25.65	581
M	37.9	3.87	10.32	47.9	620
N	19.23	1.66	6.64	72.47	1,867
2002년					
E	85.09	1.15	2.16	11.6	3,475
U	62.82	2.75	7.06	27.37	581
M	43.23	2.9	7.1	46.77	620
N	22.98	2.25	4.55	70.22	1,867
2003년					
E	83.02	1.5	2.16	13.32	3,475
U	59.72	5.16	6.37	28.74	581
M	42.26	2.42	6.94	48.39	620
N	25.82	1.61	5.03	67.54	1,867
2004년					
E	80.52	1.73	2.53	15.22	3,475
U	58.52	5.34	6.88	29.26	581
M	42.26	3.87	5.32	48.55	620
N	27.8	2.36	4.77	65.08	1,867

주: * E: 취업, U: 실업, M: 경계노동력, N: 순수비경제활동.

* 분석자료는 7년간의 노동력상태 정보에 결측치가 없는 경우만을 포함하였음.

* 이행확률은 1998년 노동력상태 대비 각 연도로의 이행상태에 기초함.

동일 상태를 유지하는 하위 상태들간의 서열을 볼 때, 마지막 시점에서 UU와 MM이 거의 같은 크기의 확률을 보여주는 하지만 대체로 전 기간 동안 NN>MM>UU의 패턴이 일관되게 나타나고 있다. 이러한 특징들은 호주 노동

시장에서의 노동력상태 이행을 연구한 Gray 등(2005), 그리고 캐나다의 노동 시장 이행을 연구한 Jones 등(2002; 2004)의 보고와 유사한 양태를 보여주고 있다.

그러나 우리의 노동시장에서 이러한 경향이 아주 뚜렷하다고 단언하기는 힘들다. 선행연구들(Jones et al., 2002, 2004; Gray et al., 2005; Brandolini, 2004)에서는 M과 U가 매우 큰 격차를 보이는 반면, 우리의 분석에서는 그 격차가 미미하여 두 상태가 뚜렷이 구별되기보다는 오히려 유사하다고 볼 수 있기 때문이다. 이는 우리나라의 경우 실업과 경계노동력상태의 경계가 모호함으로써 발생할 수 있다고 볼 수도 있겠으나, 그에 앞선 원인은 실업의 측정이 실제적인 노동력의 크기를 반영하지 못하기 때문일 수 있다.¹³⁾ 우리의 경우 순수비경활 집단에 숨겨진 노동력이 다수 존재하리라는 추론은 다음에서 이어질 취업으로의 이행 분석에서 순수비경활 집단이 시간의 흐름에 따라 다른 어떤 비고용 집단들보다도 가장 큰 역동을 보이고 있다는 결과로도 지지된다.

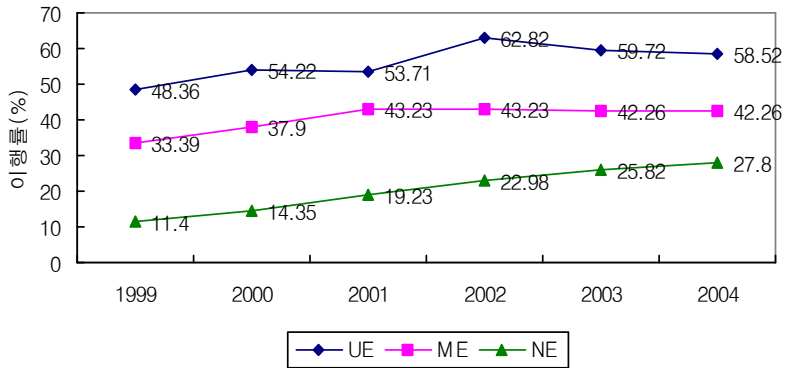
2) 취업으로의 이행

다음으로 비고용상태에서 취업으로 이행하는 양상을 보면, 이전의 연구들(Jones, 2002; 2004; Gray, 2005; Brandolini, 2004)과 마찬가지로 7년 내내 $UE > ME > NE$ 의 패턴이 나타나며 각각의 상태는 비교적 안정된 크기의 격차를 유지하고 있음을 볼 수 있다(그림 2). 그러나 전반적으로 시간이 흐름에 따라 취업으로의 이행이 증가하는 경향을 보이고 있다.

주목할 만한 점은 순수비경활상태에 있는 사람들의 이행행동이다. <표 5>보는 바와 같이, 순수비경활 집단은 모든 시점에서 실업을 경유하기보다는 취업으로 직접 이동한다는 것이다. <표 5>에 기초할 때 순수비경활집단 내부에서 취업상태로 직접 이동하는 사람들은 평균적으로 실업으로 이행하는 경우의 6

13) <표 5>의 맨끝 칼럼에서 각 연도의 E, U, M, N 상태에 있는 총인원 중 취업상태 다음으로 큰 수치를 보이는 것은 순수비경활 집단이며, 그 크기는 실업 및 경계노동력 집단의 3배에 이른다. 이는 Gray 등(2005)의 분석자료의 분포와 매우 차이가 나는데, Gray 등의 자료에서는 실업집단의 수가 순수비경활집단이나 경계집단의 8배 정도로 나타난다. 이러한 차이가 나는 이유가 단지 자료 구성에서의 차이인지, 아니면 경제상황이나 실업 측정의 차이 때문인지는 불분명하다.

[그림 2] 취업상태로의 이행



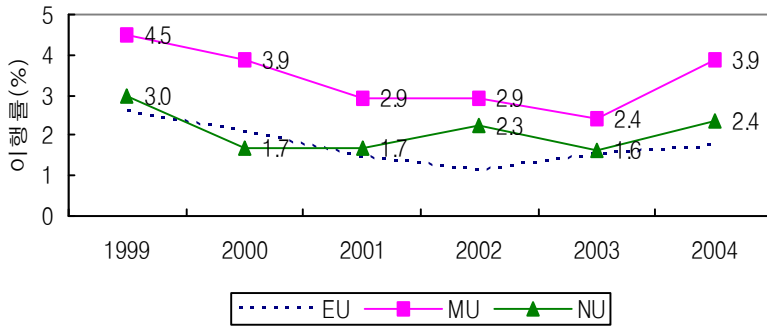
배에 이르며 [그림 2]에서 보는 바와 같이 시간의 흐름에 따른 취업이행률이 있어서 가장 역동적인 모습을 보인다. 관측기간 동안 보인 취업이행률의 변화량에 있어서도 이행 첫 해에 11.4%에서 마지막 해에 27.8%로 16.4%가 증가하여 다른 비고용 집단들보다 변화량이 크다.

이러한 양태는 호주(Gray et al., 2005)의 경우에서도 비슷하게 나타나는데, 다른 점은 호주의 경우에는 순수비경활 집단에서 이러한 계층은 고학력 등 본질적으로 취업 가능성이 높은 집단이라는 잠정적 결론을 낸 바 있다. 그러나 우리의 자료에 의하면, 취업으로 이행하는 순수비경활 집단의 전반적 인적자본 수준은 고졸과 중졸 이하 계층에 집중되어 있어, 같은 원인을 가진 현상이라고 보기는 어렵다고 본다. 실업 집단의 경우에는 이행 첫 해에 48.6%가 취업한 이후 2004년에는 약 10%가 증가하였으며, 경계 집단의 경우에는 약 9% 정도의 증가에 그쳤다.

2) 실업으로의 이행

실업으로의 유입에 있어서는 [그림 3]에서 보는 바와 같이 모든 시점에 있어서 M이 N에 비해 높은 유입률을 보이고 있으며 2001~2003년 간에는 좁혀지는 경향을 보이다가 관측 종결 시점인 2004년도에 다시 벌어지는 양상을 보이고 있다.

[그림 3] 실업으로의 이행



경계노동력상태에 있는 사람들의 실업 유입은 이행 첫 해에 4.5%로 출발하여 2004년도를 제외하고는 일관되게 하락하는 경향을 보이는데 이는 취업으로의 이행분석에서 경계노동력의 취업이행이 전반적으로 완만한 증가추세를 보였던 것과는 대조적이다. 즉 경계노동력의 경우에도 실업을 경유하기보다는 취업으로 직접 이행하는 경향이 있음을 추론할 수 있다. 이는 [그림 4]에서 NM의 양이 관측기간 동안 큰 변화 없이 일정하다는 점으로도 지지된다.

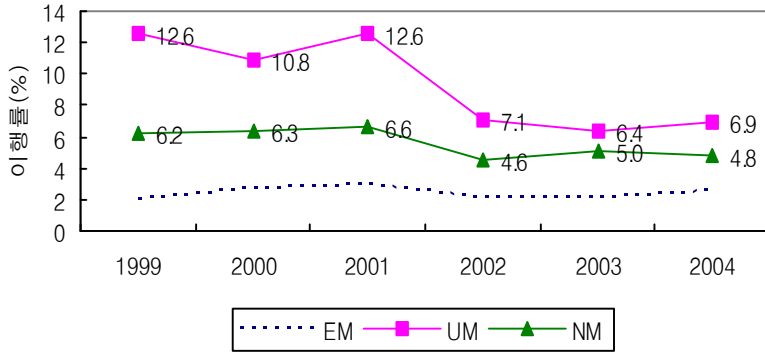
순수비경황 집단은 NE가 시간의 흐름에 따라 일정한 증가세를 보인 것과는 달리 NU에 있어서는 오르락 내리락을 반복하면서 관측기간 동안 일정한 경향을 보이고 있지 않다. 다시 말해, 실증적 수준에서 볼 때 우리의 노동시장에 있어서 노동력의 개념은 취업에 집중되어 있으며 실업, 즉 구직활동자는 상대적으로 그 지위가 미약하다는 것을 추론할 수 있다.

3) 경계노동력상태로의 이행

경계노동력상태로의 유입은 [그림 4]에서 볼 수 있는 바와 같이 모든 기간에 있어서 $U > N$ 의 패턴을 유지하고 있으나 그 격차는 2001년도를 제외하고는 전반적으로 점차 줄어드는 경향을 보이다가 2004년도에 약간 증가하고 있다.

UM을 MU의 상대확률과 연결지어 보면 MU가 UM보다 항상 더 작게 나타나는 것을 볼 수 있는데 이것이 의미하는 것은 M과 U 사이에는 호주에서 관측된 모습과는 달리 우리의 노동시장에서는 활발한 유동이 나타나지 않는다는 것이다. <표 5>에 나타난 바와 같이 M집단은 상대적으로 U상태보다는 E상태

[그림 4] 경계노동력상태로의 이행



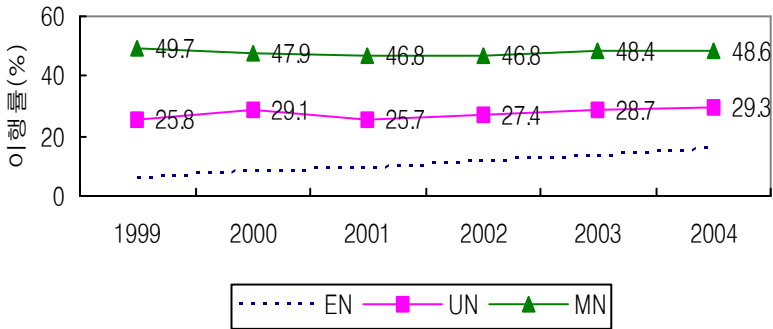
로의 직접 이행이 더 빈번하게 나타난다. 이는 구직활동의 통로가 순수비경활 집단은 물론 경계노동력 집단에게 있어서도 그다지 활용되지 못하다는 추론을 다시 한번 확인시켜 준다. 한편, 순수비경활 집단의 경계노동력상태로의 이행은 2002년 이후 전반적으로 감소하는 경향을 보이거나 NU에서와 마찬가지로, NE에서 보이는 것과 같은 역동은 뚜렷이 나타나지 않는다.

UM을 MU의 상대확률과 연결지어 보면 MU가 UM보다 항상 더 작게 나타나는 것을 볼 수 있는데 이것이 의미하는 것은 M과 U 사이에는 호주에서 관측된 모습과는 달리 우리의 노동시장에서는 활발한 유동이 나타나지 않는다는 것이다. <표 5>에 나타난 바와 같이 M집단은 상대적으로 U상태보다는 E상태로의 직접 이행이 더 빈번하게 나타난다. 이는 구직활동의 통로가 순수비경활 집단은 물론 경계노동력 집단에게 있어서도 그다지 활용되지 못하다는 추론을 다시 한번 확인시켜 준다. 한편, 순수비경활 집단의 경계노동력상태로의 이행은 2002년 이후 전반적으로 감소하는 경향을 보이거나 NU에서와 마찬가지로, NE에서 보이는 것과 같은 역동은 뚜렷이 나타나지 않는다.

4) 순수비경제활동상태로의 이행

순수비경활상태로의 유입은 [그림 5]에서 보는 바와 같이 전반적으로 모든 기간에 있어 $M > U$ 의 양상을 보이며 그 격차 또한 일정함을 볼 수 있다. 경계노동력상태는 실업보다는 미약한 노동시장 연결을 가지고 있으므로 이러한 특성

〔그림 5〕 비참여상태로의 이행



이 구직활동을 하는 집단보다 상대적으로 순수비경활상태로 유입될 확률이 높은 것이라고 볼 수 있다.

2. 비고용인구의 노동력상태 이동 영향요인 분석결과

1) 실업에서 다른 상태로의 이행 영향요인

먼저, 실업에서 재취업으로의 이행에 $p < 0.05$ 수준에서 유의한 영향을 미치는 요인들은 15~29세, 55세 이상, 혼인상태 등의 변수들이 유의미한 영향력을 가지는 것으로 나타났다(표 6). 즉 청년층은 주근로층인 30~54세 집단에 비해 실업에 머무르기보다는 취업으로 이행하며, 반대로 55세 이상의 중·고령층은 주근로연령층에 비해 실업상태에 머무를 확률이 더 높게 나타났다. 또한, 미혼자는 기혼자에 비해 취업 가능성이 더 적은 것을 보여준다. 영향력의 크기에서 가장 큰 변수는 ‘15~29세’ 변수로서 $\exp(\beta)=1.9$, 즉 55세 이상의 중·고령자에 비해 청년층은 취업 가능성 odds가 약 1.9배 정도 더 높게 추정된다.

한편, 인적자본 변수인 교육변수들은 강철휘 등(1999), 유태균(1999)의 연구 결과에서 보고한 것과 마찬가지로 유의미한 영향력을 나타내지 않았다. 또한, 소득변수는 저소득층과 상대적 고소득층에 있어 서로 상반되는 영향력을 보였으나 통계적으로 유의미하지는 않았다.

다음으로, 실업에서 더 미약한 노동시장 연결성을 갖는 경계노동력상태로의 이행에 유의한 영향을 끼치는 요인들로는, 가구주 여부, 55세 이상의 중·고령

〈표 6〉 실업상태에서 다른 상태로의 이행 요인의 영향력 추정결과(N=2,405)

	UE vs UU	UM vs UU	UN vs UU
상수항	1.00 (0.003)	-0.50 (0.262)	0.65 (0.083)
가구주 여부	0.18 (0.323)	-0.62 (0.011)	-0.70 (0.001)
6세미만 자녀	0.68 (0.756)	0.27 (0.355)	-0.44 (0.084)
전년도 가구소득			
1,000만원 미만	-0.27 (0.136)	0.16 (0.515)	-0.22 (0.274)
3,000만원 이상	0.06 (0.793)	0.48 (0.128)	0.28 (0.293)
연령			
15~29세	0.63 (0.001)	0.21 (0.416)	1.18 (0.000)
55세 이상	-0.55 (0.018)	0.96 (0.000)	0.79 (0.001)
혼인상태	-0.89 (0.000)	-0.41 (0.158)	-1.47 (0.000)
학력			
중졸 이하	0.18 (0.288)	0.27 (0.200)	0.02 (0.931)
전문대졸	-0.24 (0.247)	-0.63 (0.036)	-1.06 (0.000)
4년제대졸 이상	-0.01 (0.967)	-0.26 (0.304)	-0.58 (0.009)
성별	-0.29 (0.087)	-0.53 (0.014)	-0.91 (0.000)
연도			
2000년	0.00 (0.980)	0.59 (0.006)	0.37 (0.057)
2001년	0.27 (0.214)	0.31 (0.262)	0.38 (0.120)
2002년	0.47 (0.068)	0.45 (0.162)	0.46 (0.105)
2003년	0.29 (0.272)	-0.10 (0.797)	0.33 (0.258)
2004년	-0.44 (0.097)	-0.15 (0.675)	-0.31 (0.334)
지역실업률	0.11 (0.039)	0.97 (0.145)	0.19 (0.001)
-2LL = 4301.70 $X^2 = 340.63$ df = 51			

주: * 괄호 안의 수치는 통계적 유의도(p-value)를 나타냄.

* 종속변수의 기준 범주는 실업상태 잔류(UU)임.

층, 전문대 졸업자, 성 변수 등이다. 이 중 가구주인 경우가 그렇지 않은 경우에 비해, 전문대졸업자가 고졸자에 비해, 그리고 남성이 여성에 비해 경계노동력 상태보다는 실업상태를 유지할 확률이 더 높게 나타났다. 반면, 55세 이상의 연령층은 적극적 구직활동을 포기하고 미약한 노동시장 결속을 가질 확률이 주근로층에 비해 2.6배 정도 유의하게 높았다.

마지막으로, 실업상태를 유지하기보다는 순수비경활상태로 노동시장에서 퇴장하는 데 유의미한 영향력을 가지는 변수들은, 가구주 여부, 연령더미 변수들, 혼인상태, 전문대졸 이상의 학력, 성, 그리고 지역실업률 등이다. 즉 청년층은 주근로층에 비해 노동시장으로 퇴장할 확률이 3.3배, 중·고령층은 2.2배로 나

타났고, 실업률이 1% 높아지면 순수비경활상태로 퇴장할 가능성은 20% 정도 더 증가함을 보여준다. 한편, 미혼은 기혼에 비해, 그리고 남성은 여성에 비해 순수비경활상태로 이행하기보다는 구직활동을 지속할 확률이 더 높으며, 전문대 이상의 고학력자들 역시 고졸자들보다는 지속적인 구직활동을 하는 것으로 나타나고 있다.

각 상태로의 이행요인들을 전반적으로 살펴볼 때, 실업집단의 경우 가구주일 경우가 그렇지 않은 경우보다 일관되게 노동시장 연결을 강화하려는 경향을 보인다는 것을 알 수 있다. 또한 청년층은 주근로층에 비해 취업과 순수비경활 양극 상태로의 이동이 활발한 편이며 취업으로의 이행보다는 순수비경활상태로 이행하는 경우가 더 많은 것을 볼 수 있다. 중·고령층과 여성은 취업으로의 이행은 적고 경계노동력이나 순수비경활상태로의 이행이 더 빈번해 노동시장에서 취약한 계층임을 일관되게 보여주고 있다. 학력변수의 경우 재취업에 유의한 영향을 끼치지 않는했으나 비고용상태 중 상대적으로 높은 노동시장 연결성을 갖는 실업상태를 유지하는 데에는 전문대 이상의 학력이 정(+의 영향을 끼치고 있다. 마지막으로 지역실업률은 취업이나 미약한 노동시장 연결에는 분명한 영향력을 가지지 못한 반면, 실업자가 노동시장에서 퇴장할 확률을 높이는 데는 유의미한 영향력을 보였다.

2) 경계노동력상태로부터 다른 상태로의 이행 영향요인

앞 절의 노동력상태 이행분석에서 나타난 바와 같이 경계노동력은 노동시장 연결에 있어서 실업과 순수비경활상태의 중간적인 역동을 갖는다는 것을 보았다. 지금부터는 이와 같은 경계노동력상태에서 다른 노동시장상태로의 이동에 영향을 끼치는 요인들이 어떠한가에 대한 분석 결과를 살펴보기로 한다.

우선, 앞의 <표 7>에서 보는 바와 같이, 경계노동력상태에 계속 머물러 있는 것과 비교해서 취업으로 이행하는 데 유의한 설명변수들은 가구주, 모든 연령 더미, 그리고 저학력 변수로 나타나고 나머지 변수들은 유의한 영향력을 갖지 못하였다. 가구주일 경우가 그렇지 않은 경우보다 취업할 가능성이 $\exp(0.50)=1.6$ 배 정도 높았으며 15~29세 청년층은 30~54세의 주근로층에 비해 취업할 odds가 $\exp(0.45)=1.6$ 배 높았고, 55세 이상의 중·고령층의 취업 가능성은 주근

로층 취업 가능성의 30% 정도에 그치고 있다. 한편, 중졸 이하의 저학력자들은 고졸자에 비해 재취업 가능성이 1.4배 정도 높게 나타나고 있다. 이러한 변수들을 제외한 대부분의 설명변인들은 경계상태에서 취업으로의 이행에 유의한 영향을 끼치지 않는다는 것을 보여준다.

다음으로, 경계노동력상태에서 벗어나 보다 적극적인 구직활동을 하게 되는 데는 <표 7>의 세 번째 칼럼에서 보는 바와 같이 가구소득과 중·고령층 변인, 그리고 성별만이 유의한 영향력을 미치는 것으로 나타났는데, 가구소득 변인은 연소득 1천만 원 미만의 저소득층이 중간소득층에 비해 구직활동에 나설 확률이 1.7배 정도 더 크고, 55세 이상의 중·고령층이 구직활동을 할 가능성은

<표 7> 경계노동력상태에서 다른 상태로의 이행요인 추정결과(N=3,557)

	ME vs MM	MU vs MM	MN vs MM
상수항	0.37 (0.899)	-2.00 (0.000)	0.79 (0.003)
가구주 여부	0.50 (0.004)	0.25 (0.314)	-0.56 (0.001)
6세미만 자녀	0.40 (0.824)	0.02 (0.943)	-0.90 (0.584)
전년도 가구소득			
1,000만원 미만	0.11 (0.465)	0.54 (0.020)	-0.16 (0.231)
3,000만원 이상	-0.12 (0.485)	-0.03 (0.921)	0.02 (0.899)
연령			
15~29세	0.45 (0.021)	0.27 (0.318)	0.98 (0.000)
55세 이상	-1.14 (0.000)	-0.82 (0.002)	0.58 (0.000)
혼인상태	-0.18 (0.581)	0.37 (0.217)	-0.79 (0.000)
학력			
중졸 이하	0.37 (0.008)	0.24 (0.226)	0.38 (0.002)
전문대졸	-0.47 (0.829)	0.08 (0.778)	-0.41 (0.044)
4년제대졸 이상	0.06 (0.736)	-0.35 (0.190)	-0.22 (0.165)
성별	0.15 (0.356)	0.49 (0.029)	-0.05 (0.720)
연도			
2000년	-0.40 (0.018)	-0.24 (0.329)	-0.02 (0.877)
2001년	-0.25 (0.150)	-0.38 (0.150)	-0.31 (0.049)
2002년	-0.13 (0.508)	0.05 (0.872)	-0.08 (0.634)
2003년	-0.11 (0.615)	-0.06 (0.857)	0.01 (0.977)
2004년	0.01 (0.957)	0.48 (0.136)	-0.06 (0.790)
지역실업률	0.07 (0.176)	0.10 (0.177)	0.08 (0.083)
-2LL = 5822.86 $X^2 = 402.26$ df = 51			

주: * 괄호 안의 수치는 통계적 유의도(p-value)를 나타냄.

* 기준변수: 경계노동력 상태의 유지(MM)

$\exp(-0.82)=0.4$ 로 주근로자층의 절반 이하에 불과하다. 남성은 여성보다 더 적극적인 노동시장 연결 의지를 보이는 것으로 나타나고 있다.

마지막으로, 미약하게나마 노동시장 연결을 가지고 있다가 아예 노동시장에서 퇴장할 가능성에 영향을 미치는 요인들은 표의 마지막 칼럼에서 보여주는 것처럼 가구주 여부, 연령더미들, 혼인상태, 그리고 학력더미 등이었다. 청년층은 순수비경활상태로 이행할 확률이 주근로층의 2.7배, 중·고령층은 주근로층의 1.8배로 나타났다. 반면, 가구주이거나 미혼인 경우에는 노동시장을 떠나기 보다는 미약하게나마 노동시장과의 연결을 지속할 확률이 더 큰 것으로 추정되었다. 한편, 중졸 이하의 저학력자의 경우에는 고졸보다 노동시장에서 퇴장할 가능성이 더 크게 나타났고 전문대 학력자는 역으로 계속해서 취업 의지를 가질 가능성이 더 컸다.

전체적으로 볼 때, 경계노동력상태로부터의 이행 영향력 패턴은 실업 집단과 유사성을 보여주고 있다. 실업 집단과 마찬가지로 가구주 여부는 대체로 노동시장과의 연결에 정(+)의 영향력을 끼쳤고, 청년층은 취업과 순수비경활 양 범주로의 활발한 이동을 보이지만 취업보다는 순수비경활로의 이행이 더 크게 나타나고 있다. 또한, 여성과 고령자는 실업 집단에서 보여준 것과 마찬가지로 노동시장 연결이 더 미약해지는 영향력을 보였으며, 전문대졸 학력은 취업이나 실업과 같은 능동적인 노동시장 연결에는 영향을 미치지 않았으나 순수비경활 범주로는 이행하지 않고 취업 의사를 유지하는 데 정(+)의 영향력을 보여주었다. 그리고 경계 집단에서는 실업 집단에서와 달리 중졸 이하의 저학력이 취업이나 순수비경활로의 이행 모두에 동시에 정(+)의 영향을 끼쳐 저학력자의 노동력상태 이동이 다양함을 보여주고 있으며 저소득층은 중간소득층보다 구직활동을 할 확률이 높게 나타나고 있다.

3) 순수비경활상태에서 다른 상태로의 이행 영향요인

이제부터는 순수비경활상태로부터 취업, 실업, 그리고 경계노동력으로 옮겨갈 확률에 영향을 끼치는 요인들에 대한 분석 결과를 논의하기로 하겠다.

먼저, <표 8>의 두 번째 칼럼에서 볼 수 있는 바와 같이 경제활동에 참여하지도 않고 일할 의사도 없이 지내다가 소득활동을 하는 변화를 야기하는 데 영

향을 끼치는 요인들은 가구주 여부, 6세 미만 자녀 여부, 가구소득, 연령더미, 혼인상태, 그리고 학력더미 변수 등으로 나타났다.

이를 구체적으로 살펴보면, 가구주인 경우는 그렇지 않은 경우에 비해 2배 이상, 그리고 미혼자가 기혼자보다 20% 정도 취업 가능성이 더 높았으며, 6세 미만의 자녀를 가진 경우에는 취업 가능성이 감소하는 것으로 나타났다.

한편, 가구소득은 소득수준에 따라 상반된 영향력을 보였는데, 전년도 가구소득이 1천만 원 미만의 저소득 가정의 구성원인 경우에는 취업할 확률이 중간 소득 가정(1천만 원 이상 3천만 원 미만)보다 약 1.3배 정도 더 취업하는 것으로 나타났으며 3천만 원 이상 고소득 가정의 구성원은 이와 반대로 취업보다는

〈표 8〉 순수비경활상태에서 다른 상태로의 이행요인 추정결과(N=22,849)

	NE vs NN	NU vs NN	NM vs NN
상수항	-1.54 (0.000)	-3.72 (0.000)	-1.78 (0.000)
가구주 여부	0.80 (0.000)	0.86 (0.000)	0.32 (0.001)
6세미만 자녀	-0.52 (0.000)	-0.30 (0.132)	-0.51 (0.000)
전년도 가구소득			
1,000만원 미만	0.25 (0.000)	0.50 (0.000)	0.17 (0.034)
3,000만원 이상	-0.31 (0.000)	-0.23 (0.153)	-0.25 (0.006)
연령			
15~29세	-0.14 (0.120)	-0.22 (0.249)	-0.63 (0.000)
55세 이상	-1.73 (0.000)	-1.60 (0.000)	-1.00 (0.000)
혼인상태	0.22 (0.028)	0.99 (0.000)	-0.02 (0.910)
학력			
중졸 이하	-0.63 (0.000)	-0.95 (0.000)	-0.73 (0.000)
전문대졸	0.81 (0.000)	0.55 (0.006)	0.26 (0.064)
4년제대졸 이상	0.56 (0.000)	0.05 (0.772)	0.09 (0.397)
성별	-0.02 (0.818)	0.10 (0.448)	0.12 (0.169)
연도			
2000년	-0.13 (0.094)	-0.20 (0.184)	0.06 (0.542)
2001년	0.16 (0.051)	0.01 (0.965)	0.15 (0.155)
2002년	0.18 (0.046)	-0.14 (0.476)	-0.01 (0.935)
2003년	0.18 (0.042)	0.08 (0.658)	-0.02 (0.888)
2004년	0.04 (0.665)	-0.33 (0.174)	-0.11 (0.397)
지역실업률	-0.02 (0.337)	0.03 (0.557)	-0.01 (0.665)
-2LL = 13348.99 $X^2 = 2019.43$ df = 51			

주: * 괄호 안의 수치는 통계적 유의도(p-value)를 나타냄.

* 기준변수: 순수비경활상태 잔류(NN)

순수비경황상태에 머물 확률이 더 크게 나타나고 있다.

또한, 55세 이상의 중·고령층의 취업확률은 주근로층의 18% 정도에 그치고, 학력의 경우는 학력수준에 따라 상반된 결과를 보여주고 있다. 중졸 이하의 저학력은 취업 가능성을 감소시키지만 전문대졸 및 대졸 이상의 고학력은 취업 가능성을 높이는 것으로 나타나고 있다.

다음으로, 노동시장 외부에 잔류하기보다는 적극적 구직활동을 하게 되는 데 유의하게 영향을 미치는 요인들은, 위 표의 세 번째 열에 나타난 바와 같이 가구주 여부, 가구소득, 연령, 혼인상태, 학력변수 등으로 나타났다. 먼저 가구주인 경우와 미혼인 경우가 그렇지 않은 경우보다 보다 적극적 구직활동을 할 확률을 더 높인다는 것을 알 수 있다. 반면, 55세 이상의 연령 변인은 주근로층에 비해 적극적 구직활동에 나설 확률을 낮추는 것으로 나타났다. 가구소득 변인은 저소득가구의 경우에는 중간소득가구보다 실업상태로 이행할 확률이 높았으나, 고소득층의 경우에는 별 상관없이 나타나고 있다. 학력에 있어서는 중졸 이하의 저학력이 고졸에 비해 구직활동 가능성을 감소시키며 반대로 전문대졸 학력은 그 가능성을 높이는 것으로 나타났다.

마지막으로, 경계노동력으로서의 이행에 영향을 미치는 요인을 보면, 가구주인 경우에는 경계노동력으로서의 이행에 정(+)¹의 영향력을 가지며, 6세 미만의 자녀를 가진 경우에는 순수비경황상태에 잔류할 확률을 증가시키는 것으로 나타난다. 한편, 가구소득 변인의 역할은 저소득가정의 경우에는 소극적으로나마 노동시장 연결을 가질 가능성을 증가시키는 반면, 고소득가정의 구성원들에게는 노동시장 연결 가능성을 감소시키는 것으로 나타나고 있다. 연령더미의 경우에는 청년층이나 중·고령층 모두 주근로층보다 경계노동력으로서의 이행 가능성이 감소한다는 것을 볼 수 있다. 또한 중졸 이하의 저학력 역시 고졸에 비해 노동시장 연결이 약화됨을 볼 수 있다.

전체적으로 볼 때, 순수비경황 집단에서는 가구주 변인, 학력, 연령 등의 영향이 앞의 두 비고용 하위 집단과 비슷한 패턴을 보이는 반면, 6세 미만 자녀 여부와 가구소득 요인은 순수비경황 집단에서 특징적으로 뚜렷한 영향력을 드러내고 있다. 실업 집단이나 경계 집단에서와는 달리 자녀 요인이 유의미한 영향력을 지니는 것은 순수비경황 집단의 대다수가 여성이기 때문인 것으로 보인다.

다. 분석 자료에서 순수비경활 집단의 약 70%는 여성이 차지하고 있으며, 6세 이하의 자녀를 가진 기혼남성은 전체 순수비경활 집단의 1% 미만이지만 6세 이하의 자녀를 둔 여성은 약 12% 정도를 차지하여 이러한 추정결과를 뒷받침하고 있다. 한편, 타가구원 소득이나 이전소득 등은 노동공급에 부(-)의 영향을 끼친다는 일반적인 결과는 순수비경활상태이면서 고소득층인 경우에는 같은 결과를 보이나, 순수비경활상태에 있는 저소득층의 경우에는 역으로 적극적인 소득적이든 노동공급 가능성에 정(+)의 끼친다는 것을 보이고 있다.

V. 결론 및 시사점

지금까지 우리나라의 노동시장에 있어서 비고용인구의 활성화 정도는 어떠한지 어떤 양상을 띠는지 그 역동성을 알아보기 위해 네 가지 노동력상태간의 이행을 분석하고 이러한 이행에 영향을 끼치는 요인들이 무엇인지를 검토해 보았다.

마코프 모형에 의한 노동력상태 이행분석 결과에 따르면, 우리나라의 노동시장에서도 호주나 캐나다, 그리고 유럽 여러 나라와 마찬가지로 노동력의 활성화 정도에 있어서 대체로 $U > M > N$ 의 유형이 나타나고 있음이 확인되었다. 그러나 동일상태 잔류확률 분석 결과에 의하면, 경계노동력상태는 순수비경활상태와는 뚜렷한 구분을 보이나 다른 국가들에 비해 실업과 경계노동력상태가 뚜렷이 구분되는 것은 아니었다.

노동력상태 이행분석 결과에서 나타난 또 하나의 두드러진 특성은, 우리 노동시장의 경우, 실업(구직활동)이 경계노동력이나 순수비경활 집단에 있어서는 취업으로의 이행에 징검다리 역할을 별로 하지 않는다는 점이다. 왜 이런 현상이 나타나는가는 여러 가지 이유가 있을 수 있다. 애초부터 고학력·고숙련 등 높은 취업 가능성을 가지고 있으나 일시적 이유 때문에 자발적으로 퇴장한 경우라서 구직 없이 곧바로 취업으로 이행할 수도 있고, 반대로 고용 가능성이 적은 사람들이 노동력의 이동이 활발하다고 알려진 저숙련·저임금 등 2차 노동시장 내에서 비경활과 취업을 반복하는 것일 수도 있다. 우리의 경우에는 후자

일 가능성이 더 높으며, 이 집단이 질이 낮은 고용과 비경활상태를 반복하는 취약 집단의 경제활동 양태를 보인 것이라고 할 수 있다. 그렇다면 이 집단에게는 체계적이고 종합적인 고용서비스를 수립하고 이에 대한 접근성을 높여 고용의 질을 향상시킬 수 있는 정책적 노력이 필요할 것이다. 이에 대해서는 더 세밀하고 진전된 분석이 필요하다.

노동력상태 이행분석 결과에서 나타난 마지막 특성은, 시간의 흐름을 도입하여 관찰할 때 순수비경활 집단이 다른 비고용 집단들보다 노동시장에서의 역동이 상대적으로 크다는 것이다. 취업상태로의 이행분석에 있어서 순수비경활 집단은 관측기간 동안 실업 집단이나 경계노동력 집단에 비해 가장 높은 취업증가율을 나타내고 있다. 반면, 순수비경활 집단은 관측기간 동안 실업으로의 이행 역동에서 뚜렷한 특성을 보이지 않고 경계노동력으로의 이행에서는 오히려 시간이 흐름에 따라 감소하는 경향을 보이는데, 이는 이 집단의 노동시장 행동이 경계노동력 상태나 실업을 거치기보다는 곧바로 취업으로 이행하는 경우가 많다는 발견과 일치하는 것이다.

우리의 노동시장에서 나타나는 이와 같은 특성은 비고용인구에 대한 고용증가정책에 있어 구직활동도 하지 않고 취업의사도 없다고 알려진 순수비경활 집단이 오히려 상대적 중요성을 지닌다는 점을 시사한다. 따라서 고용증가를 위해서는 실직자를 대상으로 한 실업대책뿐 아니라 비경활 집단 내에 존재하는 잠재적 노동인구를 노동시장으로 이끌어내기 위한 정책이 매우 절실한 것으로 보인다.

다음으로 비고용인구의 하위 집단이 네 노동력상태로의 이행 영향요인에 대한 다항로지트 분석의 주요 결과와 정책적 시사점은 다음과 같다.

먼저, 가구주 요인은 실업·경계노동력·순수비경활 등 비고용의 어떤 수준에서 출발하든지 항상 노동시장 연결을 더욱 강화하는 방향으로 영향을 미친다는 것이다. 이는 순수비경활인구를 위한 고용서비스의 시행에 있어 가정경제의 1차적 책임자인 가구주들이 우선적인 이용자가 될 수 있어야 함을 시사한다.

두 번째의 공통적 특성은, 이와는 반대로 중·고령과 여성 변인은 비고용의 어느 범주에서든지 항상 노동시장 연결을 약화시키는 방향으로의 역동을 나타낸다는 것이다. 즉 여성과 중·고령 집단은 노동시장에서 가장 취약한 집단으

로, 이들의 고용을 활성화하기 위해서는 각 집단을 표적화한 특정화된 고용서비스가 요구된다는 점을 시사하고 있다. 아울러 여성이 다수를 차지하는 순수비경활 집단의 경우, 6세 미만 자녀 여부는 다양한 수준으로 노동시장 연결을 약화시키는 것으로 나타났는데 이는 보육서비스의 사회화가 여전히 중요함을 시사한다고 하겠다. 또한 저학력 변인 역시 경계 집단과 순수비경활 집단에서 노동시장 연결을 약화시키는 방향으로 작용하였다. 이는 상대적으로 취약한 비고용 상태에 있는 저학력자들이 경제활동참여에 어려움을 겪고 있음을 말해준다. 따라서 저학력 집단에 대한 고용활성화 서비스 역시 표적화하여 제공할 필요가 있다.

세 번째로, 청년층 변인은 취업의사가 있거나 구직활동을 하는 경우에, 중·고령층이나 여성과는 달리 두 개의 상반된 도착 상태, 즉 취업과 순수비경활로의 이행에 모두 유의한 영향을 끼치는 것으로 나타나 이들의 노동시장 역동이 이원적임을 보여준다. 따라서 청년 집단의 경우에는 이 두 방향으로 이끄는 요인이 무엇인지를 검토해 취업이행 요인은 강화하고 순수비경활 이행 요인은 감소시키는 차별화된 정책 대응이 필요하다 하겠다.

마지막으로, 순수비경활 집단에서 낮은 가구소득 변인은 취업, 실업, 경계상태 등 다양한 수준의 노동시장 연결 가능성을 강화시키는 것으로 나타났는데, 이는 저소득층의 경우 비록 현재는 노동시장에서 퇴장한 상태에 있다 하더라도 이들은 곧 노동시장 참여 의지를 갖게 되거나 구직이나 취업 등 실질적인 경제활동 행위를 할 가능성이 많으므로 저소득층에 대한 적극적 노동시장정책을 활성화할 필요가 있으며 또한 이러한 정책이 강화될 경우 긍정적인 효과를 거둘 수 있음을 시사한다.

참고문헌

- 강철희·김교성. 「실업자의 재취업과 재취업형태에 관한 연구」. 『한국사회복지학』 39권, (1999) pp.5~40.
 금재호. 『여성노동시장의 현상과 과제』. 서울: 한국노동연구원, (2001).

- 김교성. 「실업자의 재취업형태에 관한 연구: 사건사 분석」. 『제6회 한국노동패널 학술대회 자료집』, 서울: 한국노동연구원, (2005) pp.439~462.
- 김교성·류만희. 「서울시 장기실업자의 실태와 재취업에 관한 연구」. 『한국사회보장연구』 16권 2호, (2000) pp.83~108.
- 김세경. 「여성실업자의 재취업에 관한 연구」. 이화여자대학교 사회복지학과 석사학위 논문, (2004).
- 김진욱. 「실업급여 수급권자의 재취업에 관한 실증연구」. 연세대학교 사회복지학과 석사학위 논문, (1998).
- 김장호. 「이행확률 추정을 통한 여성실업의 구조와 행태의 분석」. 『아세아여성연구』, 서울: 숙명여자대학교 아세아여성연구소, (1998) pp.127~152.
- 남재량·최효미. 「한국의 고용불안 실태에 관한 연구」. 『제6회 한국노동패널 학술대회 논문집』, 서울: 한국노동연구원, (2005) pp.468~516.
- 류만희. 「실업자의 재취업 결정요인에 관한 연구」. 중앙대학교 박사학위 논문, (1999).
- 방하남·장지연. 『여성의 취업과 미취업상태 간의 전환과정』. 서울: 한국노동연구원, (2000).
- 방하남·하윤숙. 「고용보험 이직자들의 재취업경로분석」. 『사회보장연구』 16권 1호, (2000) pp.25~50.
- 유태균. 「IMF 이후 발생한 실업자의 실업탈피 가능성 결정요인에 관한 연구」. 『한국사회복지학』 39권, (1999) pp.210~237.
- 유태균·김진욱. 「실업급여 수급권자의 실업탈피에 관한 실증연구」. 『연세사회복지연구』 서울: 연세대학교, 제5권, (1998) pp.155~180.
- 윤희숙. 「경계노동력 경제활동참가형태에 대한 연구」. 유경준 편, 『한국경제 구조 변화와 고용창출』. 서울: 한국개발연구원, (2005).
- 이병희. 「실업자재취직훈련의 재취업 성과에 관한 준실험적 평가」. 『노동경제논집』 23권 3호, (2000).
- 장지연. 『경제위기와 여성노동』. 서울: 한국노동연구원, (2001).
- 황수경. 「노동력 활동지표에 관한 소고: 여성유휴인력 자료를 중심으로」. 『노동정책연구』 3권 4호, 서울: 한국노동연구원, (2003) pp.1~24.

Addison, J. T., & P. Portugal. "Job Displacement, Relative Wage Changes and Duration and Unemployment". *Journal of Labor Economics* 7 (3). (1989) pp.281~303.

Allison, Paul. D. *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical*

- Guide*. NC, USA: SAS Institution Inc. (1995).
- _____. *Logistic Regression: Using the SAS System*. NC, USA: SAS Institution Inc. (1999).
- Brandolini, Andrea & Eliana Viviano. *Does The ILO Definition Capture All Unemployment?*. Temi di discussione del Servizi Studi. No. 529. December, 2004. Italy: Banca d'Italia. (2004).
- Finegan, T. A. "Discouraged Workers and Economic Fluctuations". *Industrial and Labor Relation Review* 35. (1981) pp.88~102.
- Flaim, P. O. "Discouraged Workers: How Strong are their Links to the Job market?". *Monthly Labor Review* 107 (8). (1984) pp.8~11.
- Gray, Matthew, "Alexandra Heath and Boyd Hunter. The Labour Force Dynamics of the Marginally Attached". *Australian Economic Papers* 44 (1). (2005).
- Hussmanns, R. F., F. Mehran & V. Verma. *Surveys of Economically Active Population, Employment, Unemployment and Underemployment: An ILO Manual on Concepts and Methods*. Genova: ILO. (1990).
- ILO. "Resolution Concerning Statistics of the Economically Active Population, Employment, Unemployment, Underemployment", adopted by the Thirteenth International Conference of Labor Statisticians. October 1982.
- Jones, Stephen R.G. & W. Craig Riddell. "Unemployment and Non-employment: Heterogeneities in Labor Market States". Macmaster Univ. Department of Economics Working Paper No. 2002-05. (2002).
- _____. "Unemployment and Non-employment: Heterogeneities in Labor Market States". Discussion Paper No.02-12, Department of Economics, The University of British Columbia, Vancouver. (2004).
- Levine, P. & B. Spillover. "Effects between Insured and Uninsured Unemployment". *Industrial and Labor Relations Review* 47 (1). (1993) pp.73~86.
- Liu, Eva & Jackie Wu. "The Measurement of Unemployment and Underemployment". Research and Library Service Division

- Legislative Council Secretariat (Hong Kong), 4 February 1999.
- Martini, A. “A Theoretical and Empirical Model of Labor Supply that Accounts and for the Unemployed and the Discouraged Workers”. PhD. thesis, University of Wisconsin-Madison. (1988).
- Meyer, B. D. “Unemployment Insurance and Unemployment Spells”. *Econometrica* 58. (1990) pp.757~782.
- Moen, Phyllis. “Family Impacts of the 1975 Recession: Duration of Unemployment”. *Journal of Marriage and the Family* 41 (3). (1979) pp.561~572.
- OECD. *The Source of Economic Growth in OECD Countries*. OECD: Paris. (2003).
- Sinclair, P.J.N. “Chap.1 Unemployment: The Evidence”. in *Unemployment: Economic Theory and Evidence*. NY: Basil Blackwell Inc. (1987).
- Sorentino, C. “International Unemployment Rates: How Comparable Are They?” *Monthly Labor Review* 123 (6). (2000) pp.3~20.

인터넷 자료 <http://kosis.nso.go.kr/> (통계청, 1999~2004 실업률 데이터)

Labour Force Status Dynamics of Non-employment and Their Affecting Factors

Ga-yul Kim

The main purposes of this study are to analyse the labour market transitions of the non-employed and to estimate the factors affecting their transitional probabilities. The dependent variable is labor market status and it has four categories: employment (E), unemployment (U), marginal attachment (M), and non-attachment to the labour market (N). The KLIPS(Korean Labor and Income Panel Study) data from 1998 to 2004 are used to analysis.

The evidences of this study are as follows:

First, the results of analysing transitional probability of labour force status through Markov model show the pattern of $U > M > N$, that is, U is the strongest attachment and N is the weakest attachment to labour market. However, the distinction between the state of M and of U is not clear compared with M and N have clear distinction. Additionally, considering the time flow, the group N shows the greatest dynamics among all sub groups of non-employment.

Second, the estimation of the factors influencing the transitional probability through multinomial logit model shows diverse results. In every level of non-employment, the variable of household increases the probabilities to attach to the labor market. The factors of female and age over 55, on the contrary, influence on weakening the labor market attachment in all three non-employment categories. The explanatory variable, age of 15-29 affects positively on the two opposite status, i.e. employment and non-attachment. Additionally, in unattached group, the

effect of household income has different directions depending on income level : positive effect at low level, and negative one at high level. Finally, the factor of preschool children below age of 6 is likely to decrease the transitional probability to employment, unemployment and marginal state from non-attachment.

Keywords: labour market transition, non-employment, the marginally attached to the labour market, transitional probability.