

노동정책연구
가을호 2001. 11. pp.61~80
© 한국노동연구원

연구논문

미국 청년층의 노동시장 진입과정 : 파트타임과 풀타임

안주엽*

학교교육을 마치고 노동시장에 신규로 진입하는 청년층의 일자리 탐색전략은 미취업상태에서의 탐색, 파트타임 취업상태에서의 탐색, 그리고 풀타임 취업상태에서의 탐색으로 구분된다. 이들에게 파트타임 취업은 생계문제와 더 나은 일자리를 탐색하는 하나의 대안일 것이나, 낮은 임금, 미비한 부가급부, 불충분한 일자리 안정성은 선택에 부정적인 영향을 미친다. 본 연구는 파트타임 취업을 풀타임 취업의 대안으로 고려하는 청년층의 미취업기간을 분석하는 다출구위험모형을 미국의 청년패널자료(The National Longitudinal Survey of Youth)에 적용한다. 관찰된 이질성과 비관찰된 이질성을 통제하였을 때, 부(負)의 경과기간 의존성도 갖지 않는 파트타임 기준선위험이 풀타임의 경우보다 다소 높게 나타나며, 지역실업률은 풀타임 취업에 통계적으로 유의하게 부정적인 효과를 갖는 반면, 파트타임 취업에는 유의한 효과를 갖지 않는다. 청년층의 노동시장 진입과정에서 발생하는 불필요한 미취업기간의 장기화를 막기 위한 정책이 필요함을 정책적 함의로 제시한다.

핵심용어: 교육-노동시장 이행과정, 파트타임 일자리, 경과기간모형, 다출구위험모형

I. 머리말

미국의 '인구조사 Current Population Survey'에 따르면 1993년 12월 현재 총노동력의 약 18%를 차지하는 2천만 명의 파트타임 취업자가 존재하고 있으며 이는 1969년의 1,080만 명과 비교할 때 약 2배에 가까운 숫자이다. 기존 연구들에 따르면 청

투고일: 11월 7일, 심사의뢰일: 11월 7일, 심사완료일: 11월 22일.

* 한국노동연구원 동향분석실장(jyahn@kli.re.kr).

년층, 중년여성, 그리고 퇴직 후의 노령자 계층을 중심으로 파트타임 취업이 풀타임 취업에 대한 노동시장 참가 대안으로서 그 중요성을 더하고 있다. 본 연구에서 사용된 자료 역시 학교교육을 종료한 청년층의 22%가 파트타임을 통해 노동시장에 진입하고 진입 이후 1년 이내에 풀타임 취업으로 이직하는 양상을 보여, 학교-노동시장의 전환 과정에서 즉각적인 풀타임 취업에 애로를 경험하는 청년층에게 있어 파트타임 취업이 풀타임 취업으로 가는 초석의 역할을 하고 있음을 시사해 주고 있다.

전반적인 파트타임 취업 비중의 증가에 기여하는 요소로는 상대적으로 풀타임보다는 파트타임을 선호하는 (특히 기혼의) 중년 여성층의 경제활동참가율 증가와 풀타임 취업 수요가 대부분인 제조업으로부터 파트타임 취업 수요의 비중이 큰 서비스산업으로의 경제구조의 변화를 들 수 있다. Gallaway(1995: 309)는 파트타임 취업 증가의 요인으로 수요측면에서 노동력의 변동에 따른 생산조업 일정 조정기능, 풀타임 구직자 고용상 어려움, 총고용비용의 상당부분을 차지하는 부가급부 부담 감소, 고용주 입장에서 숙련된 피고용자의 유지, 그리고 공급측면에서 다양한 시간 제약에 따른 근로 일정의 조정 가능성 등을 찾고 있다. 파트타임 취업의 역할에 관한 기존 연구들은 사용된 표본 및 방법론에 따라 상이한 결론에 도달하였다. 기존 연구들이 갖는 문제점의 하나는 Houseman(1995)가 지적하였듯, 유럽제국이나 일본과는 달리 미국에서의 노동시장 관련정책들이 파트타임 취업에 부정적으로 작용하였으며 현격하게 낮은 임금, 미비한 부가급부, 불충분한 일자리 안정성 등 파트타임 취업의 바람직하지 않은 특성의 조성에 일부 기여하였다는 점을 간과하고 있다는 점이다.

본 연구는 정규 학교교육을 마치고 노동시장에 진입하는 청년층에 초점을 맞추고 있다. 경제활동인구의 신규 참가자인 이들은 향후 40여 년간의 노동시장 참여와 더 나은 일자리를 위한 끊임없는 탐색작업을 하는 계층이다. 이러한 이유로 청년층 노동시장은 낮은 경제활동참가율, 높은 실업률, 그리고 잦은 직장이동으로 특성지어진다. 직업탐색 이론적 측면에서 실업기간(또는 미취업기간)은 탐색노력에 반비례한다. 청년의 탐색전략은 미취업 상태에서의 탐색, 파트타임 취업상태에서의 탐색, 그리고 풀타임 취업상태에서의 탐색으로 나뉘어진다. 풀타임 취업의 경우 더 나은 일자리를 찾기 위한 탐색노력의 여지를 감소시키게 되는 반면, 미취업 상태에서의 탐색은 고용보험(unemployment insurance)의 수급대상이 아닌 신규 실업자인 청년층에게 있어 탐색기간 중 생계유지의 어려움이라는 문제를 남긴다. 따라서 파트타임 취업은 생계문제의 일부를 해결하고 나은 일자리를 찾기 위한 탐색노력의 경주라는 양 측면에서 필요하게 된다.

청년층 노동시장 진입과정 분석의 중요성은 첫째 평생근로의 초기 단계에 교육 종료, 일자리와의 부조화에 따른 잦은 이직, 집중된 일자리관련 훈련, 혼인 및 자녀의 산출 등 주요한 변화를 경험하고 이 변화들이 중장년기에서의 노동시장 참가양태 및 평

생소득을 결정하는 요인으로 작용한다는 점이다. 청년의 실업 또는 미취업이 갖는 효과는 첫째, 미취업기간 중 인적자본의 감가상각 및 노동시장에의 근착성 결여로 인한 평생소득의 감소에 따른 저소득 계층화, 둘째, 근로소득 과세대상 및 세액 감소에 따른 정부재정의 손실 및 저소득층에 대한 사회안정망 확충에 따른 정부의 재정부담의 증가, 셋째 중장기적 관점에서 한 경제 내의 생산가능곡선의 위축 등을 들 수 있다. 따라서 특히 청년의 미취업과 미취업기간을 감소시키는 정책이 필요하게 된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 청년층이 노동시장 진입과정에서 경험하는 미취업기간을 분석하는 실증방법을 소개한다. 본 연구에서는 미취업상태에 놓인 청년이 이를 탈출하는 탈출구로서 파트타임 취업과 풀타임 취업의 두 대안이 존재하는 경우를 분석하기 위하여 전형적인 경과기간모형(typical duration model with single risk)보다는 다출구위험모형(competing risks model)을 사용한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구에 사용되는 자료를 소개하고 이를 이용한 추정 결과를 소개한다. 끝으로 제Ⅳ장에서는 결과를 요약하고 청년의 미취업기간을 줄일 수 있는 정책방안을 제시한다.

Ⅱ. 미취업기간 분석을 위한 실증모형 : 다출구위험모형

한 상태에서 복수의 탈출경로가 존재하고 복수의 탈출경로가 서로 구분되어질 때 다출구위험모형이 사용된다. 예를 들면, 경제활동상태를 파트타임 취업상태, 풀타임 취업상태, 그리고 미취업상태로 구분하면 미취업상태에 존재하는 개인은 다른 두 상태인 파트타임과 풀타임 취업으로의 복수의 탈출경로를 갖게 된다. 이 장에서는 다출구위험모형을 소개한다.

일반적으로 J개의 탈출경로가 존재하고 미완료상태(Type-I censoring)를 고려할 때, 첫 일자리 취득까지의 경과기간(duration)은

$$T = \text{Min}(T_1^*, T_2^*, \dots, T_J^*, c)$$

로 정의될 수 있으며, T는 관찰된 경과기간, T_j^* 는 미관찰되는 완료된 탈출경로별 경과기간(uncensored destination-specific durations), c는 미완료상태의 경과기간(censoring time)이다. 한 개인이 탈출경로 j를 통해 한 상태에서 탈출하였음을 나타내는 탈출경로 지표함수(destination-specific indicator function)는

$$d_j = 1 \text{ (탈출경로 } j \text{를 통해 탈출)}$$

$$0 \text{ (그렇지 않은 경우)}$$

로 정의될 수 있다.

Kalbfleisch와 Prentice(1980)에 따르면 일정 시간 t 직전까지 한 상태에 지속적으로 머문 개인이 그 상태에서 탈출경로 j 를 통해 탈출할 조건부 확률인 탈출경로별 위험함수(hazard function)는

$$h_j(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \text{Prob}[t \leq T < t + \Delta t, J = j \mid T_j \geq t, j=1, 2, \dots, J] / \Delta t$$

로 정의된다. $\text{Prob}[A]$ 는 사상(event) A 가 일어날 확률을 의미한다. 이 위험함수의 적분함수인 탈출경로별 누적위험함수(integrated hazards)는

$$H_j(t) = \int_0^t h_j(u) du$$

로 표현된다. 따라서 조건부 탈출경로별 잔존함수(survival function)는

$$S_j(t) = \exp[-H_j(t)]$$

로 표현되며 일정시점 t 에서의 탈출확률함수(destination-specific failure time subdensity function)는

$$f_j(t) = h_j(t)S_j(t)$$

로 정의된다.

탈출경로별 위험함수는 혼합비례위험모형(mixed proportional hazard model)에서 일반적으로 쓰이듯 기준선위험(baseline hazard), 관찰된 이질성(observed heterogeneity), 비관찰된 이질성(Unobserved heterogeneity)의 세 요소로 구성된다고 상정,

$$h_j(t) = h_{0j}(t) \exp(X_j \beta_j) v_j$$

의 형태를 취하는 것으로 상정한다. 첫째 항 탈출경로별 기준선위험 $h_{0j}(t)$ 는 0 또는 양의 값을 가지는 함수로 경과기간 의존성(duration dependence)을 나타낸다. 둘째 항 $\exp(X_j \beta_j)$ 는 관찰된 이질성을 나타내는 것으로 X_j 는 탈출경로 j 에서의 개인간의 관찰된 이질성을 통제하기 위한 설명변수의 벡터이며, β_j 는 그에 상응하는 추정될 파라미터 벡터이다. 셋째 항 $v = (v_1, v_2, \dots, v_j)$ 는 비관찰된 이질성을 통제하기 위한 음이 아닌 값을 갖는 확률변수의 벡터로 관찰된 이질성의 효과를 통제한 후에도 잔존하는 분포상의 이질성을 의미한다. 비관찰된 이질성을 표현하는 v_j 의 값이 높다는 것은 기준선위험과 관찰된 이질성을 통제하였을 때 탈출경로 j 를 통하여 미취업상태를 탈출할 확률이 높다는 것을 의미한다. 비관찰된 이질성 v 가 음이 아닌 값을 가져야 한다는 제약조건을 피하고자 $v = \exp(v)$ 로 전환할 수 있으며 이 경우 위험함수는

$$h_j(t) = h_{0j}(t) \exp(X_j \beta_j) \exp(v_j)$$

로 변화하며 v 의 값에 대한 제약은 부재한다.

기준선위험은 집단 경과기간 자료(grouped duration data method)의 방식을 따라

$$\begin{aligned} h_{0j}(t) &= \exp(\delta_{kj}) & k-1 < t/w \leq k, k=1, 2, \dots, K \\ h_{0j}(0) &= \exp(\delta_{0j}) & k = 0 \end{aligned}$$

로 표현할 수 있다. 이 표현에 따르면 기준선위험은 층계함수(step function)의 형태를 취하며, w 는 각 층계의 크기(step length)를, K 는 층계의 수(the number of steps)를 나타낸다. 이 연구에 사용되는 자료 중 약 40%가 최종 학교 종료 이전에 직장을 취득하였으며 이들에 대한 직장 취득을 위한 탐색기간과 탐색노력의 강도에 관한 정보가 부재하므로 경과기간은 '0'이 된다. 이 경우 $T=0$ 에서 하나의 집중점(mass point)이 발생하게 되며 실제 층계수는 $K+1$ 이 된다. 실증연구에서 $w=5$ 주에 해당하며 $K=11$ 이어서 최종 학교 종료 이후 약 1년(55주) 동안의 미취업 경과기간을 분석하게 된다.

따라서 탈출경로별 위험함수는

$$h_j(t) = \exp(\delta_{kj}) \exp(X_j \beta_j) \exp(v_j), j = 1, 2, k = 0, 1, \dots, K$$

로 표현되고, 기준선위험을 층계함수로 표현하고 설명변수의 시간불변성(time-invariance)를 가정할 경우 탈출경로별 누적위험함수는

$$H_j(t) = \sum_u h_j(u)$$

가 된다.

탈출경로별 위험함수 $h(t)$ 는 관측 가능한 설명변수 X 뿐만 아니라 관찰 불가능한 비관찰된 이질성 v 을 동시에 포함하고 있다. 따라서 탈출경로별 위험함수는 비관찰된 이질성에 의존함에 따라 각 탈출경로별 경과기간의 분포는 비관찰된 이질성에 의존하는 조건부 경과기간이 된다. 만약 비관찰된 이질성에 대한 분포가 주어지면 이의 확률적 특성에 대하여 기대값(expectation)을 취함으로써 (조건부 확률분포가 아닌) 경과기간의 분포를 구할 수 있을 것이다. 즉, 조건부 잔존확률 $S_j(t; X_j, v_j)$ 의 v_j 에 대한 기대값을 취하면, 비관찰된 이질성에 의존하지 않는 잔존확률은

$$S_j(t; X_j) = E_v S_j(t; X_j, v_j) = \int_{-\infty}^{\infty} S_j(t; X_j, v_j) p(v) dv$$

가 된다.

그러나 Kiefer(1988 : 675)가 지적하였듯, 전형적으로 비관찰된 이질성 v 의 분포는 알 수 없으며, 어떤 경제이론도 이의 분포의 형태에 대한 단서나 지침을 제공하지 않고 있다. 미취업상태로부터 두 개의 탈출경로 ($J=2$)가 존재하는 것을 상정하는 본 연구는 Heckman과 Singer(1984)의 방법을 따라 비관찰된 이질성이 이변량이산분포

(bivariate discrete distribution)를 따른다고 가정한다. 즉 비관찰된 이질성의 벡터 $v = (V_1, V_2) = ((V_{11}, V_{12}, \dots, V_{1q}, \dots, V_{1Q}), (V_{21}, V_{22}, \dots, V_{2r}, \dots, V_{2Q}))$ 가 가질 수 있는 값과 이와 관련된 확률은

$$\text{Prob}[V_{1q}, V_{2r}] = p_{qr} \quad q, r = 1, 2, \dots, Q$$

로 표현된다. 여기에서 Q 는 각 비관찰된 이질성의 이산분포에서의 지지점(support points)의 수효를 나타낸다. 본 연구는 다출구위험의 독립성(independent competing risks)을 가정하는 대부분의 기존 연구와는 달리 다출구위험의 의존성(dependent competing risks)을 상정하며, 이는 비관찰된 이질성의 두 벡터 $V_1 = (V_{11}, V_{12}, \dots, V_{1q}, \dots, V_{1Q})$ 과 $V_2 = (V_{21}, V_{22}, \dots, V_{2r}, \dots, V_{2Q})$ 의 상관관계(correlation)의 가능성을 배제하지 않는 것과 일치한다. 본 연구에서는 추정상의 제약 ($0 \leq p_{qr} \leq 1$)을 회피하기 위하여 확률을

$$p_{qr} = \exp(\pi_{qr}) / \sum \sum \exp(\pi_{ij})$$

로 변환시키는데, 단 $\pi = (\pi_{ij})$ 는 확률요소행렬, 이 경우 확률요소 π_{ij} 의 값은 제한적이지 않게 된다.

두 개의 다출구위험을 상정하는 실증분석에서 표본은 상호 배타적(mutually exclusive)이고 전체를 포괄(exhaustive)하는 세 집단으로 나뉘어진다. 첫째는 미취업 상태에서 풀타임 취업을 통해 탈출한 표본의 집단이고, 둘째는 미취업 상태에서 파트타임 취업을 통해 탈출한 표본의 집단이고, 그리고 셋째는 분석기간 중에 미취업상태를 탈출하지 못한 미완료된 경과기간을 갖는 표본의 집단이다. 각 집단에 속하는 표본들은 소속되는 집단의 형태에 따라 우도함수(likelihood function) L_{ij} 에 기여하게 되며 (첫 집단의 경우 $j = 1$, 둘째 집단의 경우 $j = 2$, 셋째 집단의 경우 $j = 0$), 목적함수로서의 로그우도함수(log likelihood function)는

$$\log L = \sum_i [d_{i1} \log L_{i1} + d_{i2} \log L_{i2} + (1 - d_{i1} - d_{i2}) \log L_{i0}]$$

가 된다 (각 집단별 우도함수 L_{ij} 의 구체적 형태에 관해서는 Anne(1997)을 참조).

본 연구의 실증분석에서는 탈출경로별 위험함수의 세 형태(specification)에 대하여 추정을 실시하였다. 첫째는 관찰된 이질성과 비관찰된 이질성을 배제하고 기준선위험만 고려한 것으로

$$(\text{모형식 1}) \quad h_j(t) = \exp(\delta_{kj}), \quad j = 1, 2, \quad k = 0, 1, \dots, K$$

로 표현되며 이는 Kaplan-Meijer의 비모수잔존함수추정의 반모수판에 해당된다. 둘째는 비관찰된 이질성을 제외한 것으로

$$(모형식 2) \quad h_j(t) = \exp(\delta_{kj}) \exp(X_j\beta_j), \quad j = 1, 2, \quad k = 0, 1, \dots, K$$

로 표현되며, 셋째는 모두를 포함한 것으로

$$(모형식 3) \quad h_j(t) = \exp(\delta_{kj}) \exp(X_j\beta_j)\exp(v_j), \quad j = 1, 2, \quad k = 0, 1, \dots, K$$

이다. 세 형태에 관한 추정을 통해 기준선위험의 추정치가 형태별로 변화하는 양상을 고찰함으로써 기존 연구에서와 같이 비관찰된 이질성을 제외한 모형의 추정치가 가질 수 있는 편의(bias)에 대해 언급할 수 있다(모형식 (1)과 (2)의 추정치는 지면관계상 제시하지 않으나 필자에게 요구하면 제공 가능하다.).

III. 교육 - 노동시장 전환과정에서의 미취업기간 분석

1. 자료

가. NLSY

본 연구는 The National Longitudinal Survey of Labor Market Experience Youth Cohort(NLSY)의 자료를 사용한다. NLSY는 1957년과 1964년 사이에 출생하고 첫 조사 당시 미국에 거주하는 미국을 대표하는 12,686명의 청년으로 구성된 패널자료이다. NLSY 표본은 6,111명의 횡단면표본(cross-sectional sample), 5,292명의 과표본추출된 히스패닉, 흑인, 불리한 여건에 놓인 백인청년 등으로 구성된 부가표본(supplemental sample), 그리고 1,280명의 군무종사자표본(military sample)의 세 부표본(subsample)으로 구성되어 있다. 1979년 이후 매년 동일한 표본에 대한 면접을 통해 구축된 이 자료는 조사 당시의 경제활동상태(labor force status), 직장경력(work experience), 고용주와 일자리에 관한 정보, 피교육상태 및 최종 교육수준, 건강상 문제점, 혼인력(marital history)과 출산경험, 가구구성, 소득 및 자산, 거주지 특성 등에 대한 자료를 제공하고 있다.

NLSY가 부가적으로 제공하는 주요한 자료 중의 하나는 1978년 1월 1일부터 최종 면접일자까지의 주별 근로기록(week-by-week longitudinal work record)으로, 이에는 주별 경제활동상태와 피고용시 일자리 번호를 제공하는 경제활동상태(status array), 취

업자의 경우 특정 주간에 모든 일자리에서의 근로시간의 합에 관한 정보를 제공하는 주별 근로시간(Hour array), 그리고 특정 주간에 둘 이상의 일자리를 갖고 있었는지의 여부를 알려주는 주별 복수 일자리(dual Job array)가 포함되어 있다.

나. 미취업기간의 정의

최종 학교 종료 후 첫 일자리 취득까지의 미취업상태의 경과기간(spell length of nonemployment duration)의 분석을 위하여 교육후 신규 미취업기간(post-school period)의 시점인 최종적으로 학교를 종료한 시점과 신규 미취업 시점 이후 첫 일자리(first post-school job)를 취득함으로써 미취업상태를 탈출하는 첫 근로주간(first work week)의 두 시점을 변별하여야 한다.

신규 미취업 시점의 변별과 관련된 주요 쟁점 중의 하나는 일정 시점에서 학교교육을 중단한 개인들 중 일부가 이후 학교교육으로 복귀하고 이는 상이한 시점에서 발생되는 복수의 교육후 신규 미취업기간 시점을 가져온다는 사실이다. 본 연구에서는 복수의 시점을 고려할 경우 발생하는 피교육 의사결정(schooling decisions)과 관련된 내생성(endogeneity)의 문제를 회피하기 위하여 최초 면접일과 최종 면접일 사이에서 발생한 복수의 교육 중단시점 중 최종적인 교육 중단시점을 최종 교육 종료시점으로 변별한다. 첫 근로주간은 최종적으로 학교교육을 종료한 개인이 이후 주당 1시간 이상의 근로를 제공하고 경제활동상태가 실업, 비경제활동인구, 무노동, 정보의 결측 등이 아닌 최초의 주간으로 변별한다. 그리하여 교육후 신규 미취업 경과기간은 변별된 최종 교육 종료시점과 변별된 최초 일자리 취득시점 사이에 경과된 기간으로 정의된다.

본 연구의 핵심되는 요소는 풀타임 취업만을 첫 일자리로 제한하거나 풀타임 취업과 파트타임 취업을 구분하지 않는 기존 연구들에서 발생가능한 표본선정 편의(selection bias)를 회피하기 위하여 파트타임 취업과 풀타임 취업 모두를 첫 일자리로 취급하며 두 취업상태를 구분한다는 것이다. 풀타임 취업과 파트타임 취업의 구분 기준에 관한 논의가 여전히 진행되고 있으나 본 연구는 미국의 인구활동조사(Current Population Survey)에서 사용되는 기준을 채택하여 첫 일자리에 취업해서 최초 근로주간에 35시간 이상 일하였으면 미취업상태를 풀타임 취업을 통해 탈출한 것으로 간주하는 반면, 최초 근로주간에 35시간 미만 일하였으면 미취업상태를 파트타임 취업을 통해 탈출한 것으로 간주한다.

다. 표본 선정과정

본 연구의 목적을 위하여 NLSY에 포함된 전체 12,686명의 표본 중 표본 선정과정

을 통하여 3,946명의 표본을 최종적으로 선택하였다. 표본 선정과정은 첫째 여성 표본을 제외한다. 본 연구가 미취업기간의 분석이기는 하지만 일반적으로 미취업상태에 존재하는 (특히 중년 기혼)여성의 경우 실업상태와 비경제활동상태를 빈번하게 왕복하므로 두 미취업상태를 구분할 필요가 있는 반면, 남성의 경우 두 미취업상태를 구분할 필요가 없다는 것이 기존 연구들의 결론 중 하나이다. 따라서 남성의 경우 미취업기간은 곧 실업기간이라고 정의하여도 무방하다(성별 격차를 보기 위한 여성의 미취업기간에 대한 분석은 Anne(1997)을 참조). 둘째, 군무종사자 표본의 부표본을 분석에서 제외한다. 군무종사자의 경우 근로시간을 정함에 있어 개인의 의사결정이 민간인보다는 상당히 제약을 받기 때문에 근로시간의 결정이 주요 요소인 본 연구에서는 제외한다. 셋째, 최초 면접일과 최종 면접일 사이에 적어도 하나의 학교교육 중단시점이 변별되지 않는 표본은 연구에서 제외되었다.

2. 기초자료 분석

본 연구에 포함된 표본의 구조 및 탈출경로별 평균 미취업상태 경과기간이 <표 1>에 인구통계학적 특성별로 제시되어 있다. 표본구조를 보면 3,946명의 청년표본은 백인 표본이 2,325명(가중치에 의한 비중은 81.4%), 흑인 표본이 1,621명(18.6%)로 구성되어 있으며, 고졸미만 학력의 비중이 백인 표본 중 7.4%(260명), 흑인 표본 중 13.3%(251명)인 반면, 대졸이상 학력의 비중은 백인 표본 중 32.7%(701명), 흑인 표본 중 16.7%(226명)로 양 인종집단 간에 상당한 학력격차가 존재함을 알 수 있다.

탈출경로와 탈출경로별 평균 미취업상태 경과기간으로 표현되는 청년의 노동시장 진입 과정에 관한 몇 가지 흥미로운 양상을 <표 1>에서 관찰할 수 있다. 첫째, 약 43%의 청년이 최종 학교교육 종료 이전에 이미 일자리를 마련하여 교육-노동시장 전환과정에서 교육후 미취업상태를 전혀 경험하지 않았다는 점이다. 교육종료 이전 일자리 확보 비율은 백인 청년(45%)이 흑인 청년(35%)보다 높고 교육수준과 양의 관계를 갖는다.

둘째, 22%의 청년이 파트타임 취업으로 그들의 근로생활을 개시하였다는 점이다. 파트타임 취업을 통한 미취업상태의 탈출비중의 흑·백간 차이는 부재(24% 대 22%)하는 반면, 교육수준별 차이는 심각하다(대졸의 18%와 고졸 미만의 30%). 이는 특히 저학력계층 또는 취약계층에 속한 청년의 노동시장 진입과정에서 파트타임 취업이 풀타임 취업에 대한 대안으로서의 주요한 역할을 수행하고 있음을 시사하여 준다.

<표 1> 표본구조와 첫 직장 평균 구직기간

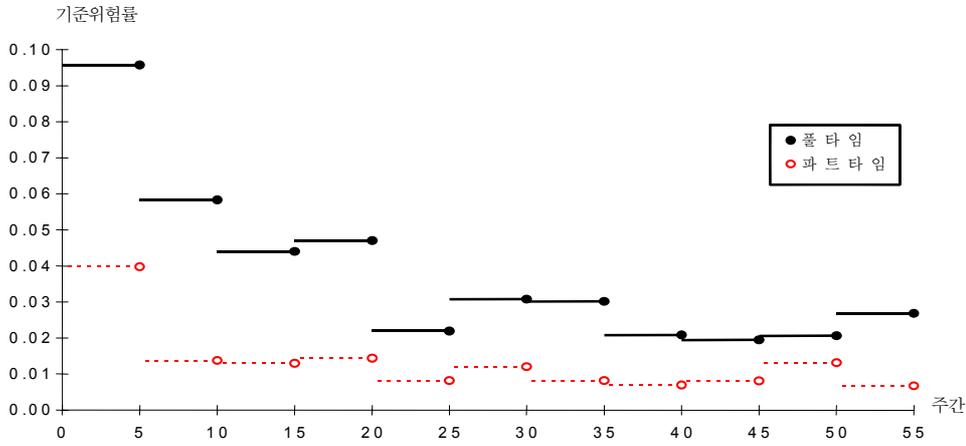
(단위 : 명(%), 주)

| | | 전체 | 일자리 미리 정한 경우 | | 구직기간이 있는 경우 | | |
|------------|----------------|-------|--------------|----------|-------------|-----------|---------|
| | | | 폴타임취업 | 파트타임 | 폴타임취업 | 파트타임 | 미취업 |
| 인구통계학적 특성별 | 전체 | 3,946 | 1,250(34.8) | 335(8.6) | 1,687(41.3) | 601(13.5) | 73(1.7) |
| | 백인 | 2,325 | 784(36.3) | 214(9.0) | 955(40.4) | 340(12.8) | 32(1.6) |
| | 고등학교 중퇴 | 260 | 36(17.9) | 12(5.7) | 129(48.6) | 77(25.1) | 6(2.7) |
| | 고등학교 졸업 | 891 | 278(33.6) | 85(9.9) | 370(39.3) | 147(15.6) | 11(1.5) |
| | 대학교 중퇴 | 473 | 226(50.8) | 50(8.7) | 140(29.3) | 50(9.8) | 7(1.4) |
| | 대학교 졸업 | 701 | 244(33.9) | 67(8.7) | 316(47.1) | 66(8.8) | 8(1.5) |
| | 흑인 | 1,621 | 466(28.2) | 121(7.2) | 732(45.4) | 261(16.8) | 41(2.4) |
| | 고등학교 중퇴 | 251 | 35(13.5) | 15(6.2) | 139(54.8) | 52(21.4) | 10(4.2) |
| | 고등학교 졸업 | 758 | 169(22.1) | 53(6.7) | 365(48.2) | 154(20.9) | 17(2.2) |
| | 대학교 중퇴 | 386 | 170(41.9) | 31(7.2) | 133(36.3) | 39(11.2) | 13(3.3) |
| | 대학교 졸업 | 226 | 92(39.3) | 22(9.5) | 95(42.2) | 16(8.6) | 1(0.3) |
| | 첫직장 평균구직기간 (주) | 전체 | | | | 16.2 | 20.4 |
| 백인 | | | | | 14.0 | 18.0 | 118.5 |
| 고등학교 중퇴 | | | | | 27.0 | 39.1 | 70.1 |
| 고등학교 졸업 | | | | | 13.1 | 14.1 | 212.2 |
| 대학교 중퇴 | | | | | 10.1 | 20.2 | 32.0 |
| 대학교 졸업 | | | | | 13.4 | 10.4 | 82.5 |
| 흑인 | | | | | 25.1 | 28.6 | 206.2 |
| 고등학교 중퇴 | | | | | 33.5 | 48.6 | 193.8 |
| 고등학교 졸업 | | | | | 27.4 | 26.5 | 303.8 |
| 대학교 중퇴 | | | | | 17.1 | 13.6 | 98.0 |
| 대학교 졸업 | | | | | 18.1 | 28.2 | 57.0 |

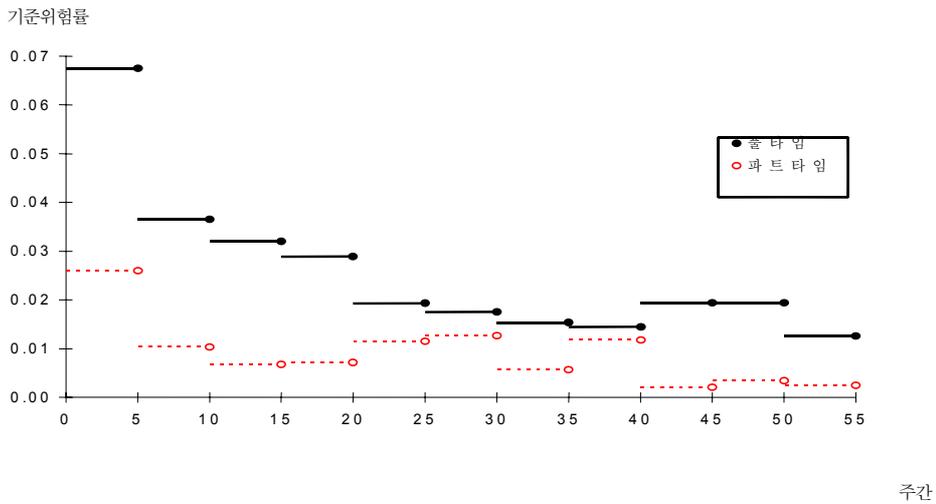
셋째, <표 1>의 둘째 단에 제시된 탈출경로별 미취업상태 경과기간의 평균에서 보듯 파트타임 취업에 소요된 미취업상태 경과기간은 20.4주간으로 풀타임 취업에 소요된 미취업상태 경과기간이 16.2주간보다 길다는 사실이다. 이는 파트타임 일자리를 구하는 것이 풀타임 일자리를 구하는 것보다 용이하다는 경제학적 이론에 근거한 추측에 반하는 발견이다. 이렇듯 이론이 제시하는 결론과 실제 자료에 나타나는 사실간의 격차는 청년의 노동시장 진입과정에서 직업탐색 전략의 전환(*switch in search strategies*)이 존재한다는 것을 시사해 주고 있다. 즉 파트타임 일자리가 갖는 부정적인 특성들—낮은 단위시간 임금률, 제한적으로 제공되는 의료보험이나 기업연금 등의 부가급부, 그리고 해고예고제 등의 예외에 따른 불충분한 취업안정성—때문에 청년은 가능한 한 풀타임 일자리를 선호하여 최종 학교교육 종료 후 일정기간 동안 직업탐색 노력의 대부분

분을 풀타임 취업에 치중하나, 실업보험(unemployment insurance) 수급대상 제외에 따르는 경제적인 문제에 봉착하고 풀타임 취업에 어려움을 인지할 때 비로소 직업탐색 노력의 일부분 또는 대부분을 파트타임 취업에 할애하게 된다는 것이다.

[그림 1] 반모수 기준선위험 추정결과: 백인 청년



[그림 2] 반모수 기준선위험 추정결과: 흑인 청년



주간

끝으로 예상과 일치하는 미취업상태 경과기간의 인종집단 및 교육수준별 격차이다. 백인 표본의 경우 풀타임 취업(또는 파트타임 취업)을 통해 미취업상태를 탈출하는 데 14.0(18.0)주간이 소요된 반면, 흑인 표본의 경우 25.1(28.6)주간이 소요되어 노동시장 진입에서 흑인 청년이 백인 청년보다 상대적으로 심각한 어려움을 경험한다는 것을 보여 주고 있다. 또한 백인 표본 중 대졸 이상의 경우 경과기간이 13.4(10.4)주간인 반면, 고졸 미만의 경우 각각 27.0(39.1)주간이나 되며, 흑인 표본의 경우 고졸 미만은 33.5(48.6)주간을 첫 일자리 취득에 소요한 반면, 대학 중퇴는 17.1(13.6)주간을 소요하여 백인 표본이나 흑인 표본 각각에서 저학력계층이 풀타임 일자리뿐만 아니라 파트타임 일자리의 탐색에서도 심각한 어려움을 겪는 상당한 학력격차가 존재함을 알 수 있다.

3. 실증모형의 추정

가. 실증모형 추정을 위한 설명변수

미취업기간의 실증분석을 위한 실증모형식 (1), (2), 그리고 (3)의 추정 과정에서 관찰된 이질성을 통제하기 위해 사용되는 설명변수(covariates)는 노동시장의 공급과 수

<표 2> 탈출경로별 설명변수의 기초분석

| | 풀타임 취업 | | 파트타임 취업 | | 미취업 | |
|---------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| | 백인 | 흑인 | 백인 | 흑인 | 백인 | 흑인 |
| 학력 | 14.00 (3.05) | 13.04 (1.51) | 13.42 (2.86) | 12.51 (1.39) | 12.86 (3.23) | 12.23 (1.52) |
| 졸업연령 | 22.71 (5.53) | 21.94 (3.03) | 20.73 (4.47) | 20.40 (2.72) | 22.77 (6.36) | 21.32 (3.20) |
| 결혼 | 0.2150 | 0.1519 | 0.1098 | 0.0457 | 0.0778 | 0.0561 |
| 영아 | 0.0627 | 0.0988 | 0.0162 | 0.0551 | 0.0115 | 0.0752 |
| 유아 | 0.0727 | 0.0834 | 0.0315 | 0.0676 | 0.0293 | 0.1265 |
| 건강상의 문제 | 0.0323 | 0.0291 | 0.0268 | 0.0516 | 0.1016 | 0.0855 |
| 시부 | 0.8072 | 0.8929 | 0.7782 | 0.9183 | 0.7485 | 0.8617 |
| 대도시 | 0.1313 | 0.3179 | 0.1200 | 0.3185 | 0.1580 | 0.3893 |
| 남부 | 0.2879 | 0.4886 | 0.2273 | 0.4295 | 0.3297 | 0.3349 |
| 지역실업률 | 7.71 (3.92) | 7.41 (2.03) | 8.21 (4.16) | 7.57 (2.02) | 8.86 (4.01) | 8.26 (2.30) |

요에 영향을 미치는 요인으로 대별된다. 첫째는 유보임금(reservation wage)에 영향을 미치고 따라서 노동시장의 노동공급 조건을 반영하는 요인들로 정규학교 교육기간, 최종 학교 종료시의 연령, 혼인상태, 유아 및 영아 자녀의 존재 여부, 제한된 근로시간을 유발하거나 특정 작업형태를 방해하는 건강상의 문제 등이 포함된다. 둘째, 제의임금(offered wage rate)에 영향을 미치고 노동시장의 수요조건을 반영하는 요인들로 이는 인적자본 요소들과 지역실업률 및 거주지 특성 등이 포함된다. <표 2>는 인종별 탈출경로별 설명변수의 기본 특성을 제시하고 있다.

나. 탈출경로별 위험률의 반모수 추정

모형식 (1)은 어떠한 이질성도 통제하지 않은 상태에서의 탈출경로별 탈출위험률의 집단 경과기간별 표현이다. 기준선위험에 해당하는 δ_{kj} 의 반모수 추정치(지면관계상 제시하지 않으나 필자에게 요구하면 제공 가능하며 모두 통계적으로 유의하다.)에 먹지수를 취하면, 각 구간에 속하는 한 시점에서 그 직전까지 미취업상태를 탈출하지 못한 개인이 그 시점에서 풀타임 취업이나 파트타임 취업을 통해 미취업상태를 탈출할 확률을 구할 수 있으며, [그림 1]과 [그림 2]는 이러한 백인 청년과 흑인 청년의 미취업상태로부터의 탈출확률을 도시하고 있다.

그림에서 나타나는 특징은 이미 언급하였듯 모든 구간에서 풀타임 위험률이 파트타임 위험률보다 높다는 점이다. 이는, 관찰된 이질성이나 비관찰된 이질성을 통제하지 않을 경우, 모든 시점에서 풀타임 취업을 통해 미취업상태를 탈출할 확률이 파트타임 취업을 통한 경우보다 높다는 것을 의미한다.

또다른 기준선위험의 추정에서 나타나는 특징은 미취업상태의 초기에 일정기간까지 탈출경로별 탈출위험률이 낮아지다가 그 이후에는 일정하게 유지된다는 점이다. 이는 곧 직업탐색의 초기에 일정한 전환점(turning point)까지 부(負)의 경과기간 의존성이 존재하다가 전환점 이후에는 경과기간 의존성이 존재하지 않는다는 것을 의미한다.

또한 기대하였듯, 백인 표본의 풀타임 취업 위험률이 흑인 표본의 경우보다 모든 구간에서 높게 나타나는 반면, 파트타임 취업 위험률의 경우 인종집단간에 획일적(uniform)인 차이는 보이지 않는다. 즉, 전체 분석기간 중 백인 표본이 흑인 표본보다 풀타임 취업을 통한 미취업상태의 탈출 가능성이 높은 반면, 파트타임 취업을 통한 탈출 가능성은 시점에 따라 높을 수도 낮을 수도 있다는 것으로서 양 인종집단간에 탐색전략의 전환점이 다를 수 있다는 것을 암시한다.

<표 3> 미취업기간의 다출구위험모형 추정

| | | 백 인 | | 후 인 | |
|---------|--------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | | 풀타임 위험 | 파트타임 위험 | 풀타임 위험 | 파트타임 위험 |
| 기준선위험 | 0 | -1.9177(0.1835) | -1.2536(0.3397) | -2.1207(0.2406) | -1.2091(0.4100) |
| | 1 | -2.6713(0.2041) | -1.8493(1.7620) | -3.4648(0.2534) | -2.0785(0.1564) |
| | 2 | -2.7387(0.2225) | -2.2718(1.7674) | -3.6489(0.2731) | -2.3818(0.1697) |
| | 3 | -2.8679(0.2458) | -2.3201(1.7743) | -3.6205(0.2885) | -2.7967(0.1629) |
| | 4 | -2.6183(0.2682) | -2.2040(1.7729) | -3.5480(0.2960) | -2.7503(0.1330) |
| | 5 | -3.2298(0.3173) | -2.7702(1.8075) | -3.7957(0.3299) | -2.2696(0.1105) |
| | 6 | -2.7550(0.3284) | -2.3655(1.7365) | -3.7875(0.3200) | -2.1735(0.1231) |
| | 7 | -2.6491(0.3377) | -2.7351(1.8002) | -3.7713(0.3203) | -2.9764(0.1951) |
| | 8 | -2.8764(0.3614) | -2.8826(1.7672) | -3.7434(0.3332) | -2.2421(0.1683) |
| | 9 | -2.8410(0.3433) | -2.7334(1.8224) | -3.2783(0.3425) | -3.9771(0.4571) |
| | 10 | -2.6996(0.3809) | -2.2371(1.7610) | -3.1046(0.3815) | -3.4561(0.3785) |
| | 11 | -2.3089(0.3419) | -2.8833(1.8589) | -3.3668(0.4541) | -3.7701(0.3562) |
| 지지점 | (V _{F1} , V _{P1}) | 0 | 0 | 0 | 0 |
| | (V _{F2} , V _{P2}) | -2.0548(0.2919)** | -2.1842(1.7819) | -2.8740(0.5280)** | -2.6969(0.4063)** |
| | (V _{F3} , V _{P3}) | 7.7032(15.423) | 7.3275(7.5942) | 7.7744(0.6563) | 8.0070(0.6924)** |
| 확률요소행렬 | | 0.00 | 9.84 -5.82 | 0.00 | 8.60 -5.83 |
| | | -2.29 | 8.58 -7.73 | -0.66 | 7.62 -6.65 |
| | | -5.42 | -6.29 8.25 | -5.27 | -5.96 6.82 |
| 관찰된 이질성 | 고졸 미만 | -0.8272(0.1000)** | -0.4013(0.1407)** | -0.2643(0.1126)** | -0.4082(0.1367)** |
| | 고졸 | 0.1959(0.0744)** | 0.3228(0.1341)** | 0.5245(0.0860)** | 0.3097(0.1502)** |
| | 대학 | -0.2604(0.0734)** | -0.0731(0.1366) | 0.2264(0.1145)** | 0.3465(0.1655)** |
| | 연령/10 | 0.6580(0.0814)** | -0.2475(0.1626) | 0.6848(0.1066)** | -0.4784(0.1660)** |
| | 결혼 | 0.4073(0.0778)** | 0.3813(0.1609)** | 0.4984(0.1037)** | -0.3514(0.1608)** |
| | 영유아 | 0.0005(0.1245) | -0.9261(0.4039)** | -0.0644(0.1191) | -0.3947(0.1401)** |
| | 취학전 아동 | 0.0761(0.1216) | 0.1198(0.3044) | -0.0233(0.1308) | 0.3988(0.1688)** |
| | 건강 | -0.4353(0.1521)** | -0.3505(0.2197)* | -0.9712(0.1070)** | 0.0989(0.2064) |
| | 도시 | 0.0999(0.0626)* | 0.0836(0.1059) | -0.1153(0.1136) | 0.2145(0.1784) |
| | 대도시 | -0.1796(0.0746)** | -0.2793(0.1479)* | -0.7023(0.0784) | -0.1692(0.1152) |
| | 남부 | -0.0114(0.0535) | -0.2209(0.1040)** | 0.0432(0.0687) | -0.1628(0.1124) |
| | 지역실업률 | -0.4219(0.0840)** | -0.1285(0.1401) | -0.5994(0.1157)** | -0.1419(0.1715) |
| | -(LogL) | | 6618.12 | | 5012.60 |

주: **, *는 0.05, 0.10에서 유의함.

다. 최적 지지점을 고려한 실증모형의 추정

1) 최적 지지점의 판별

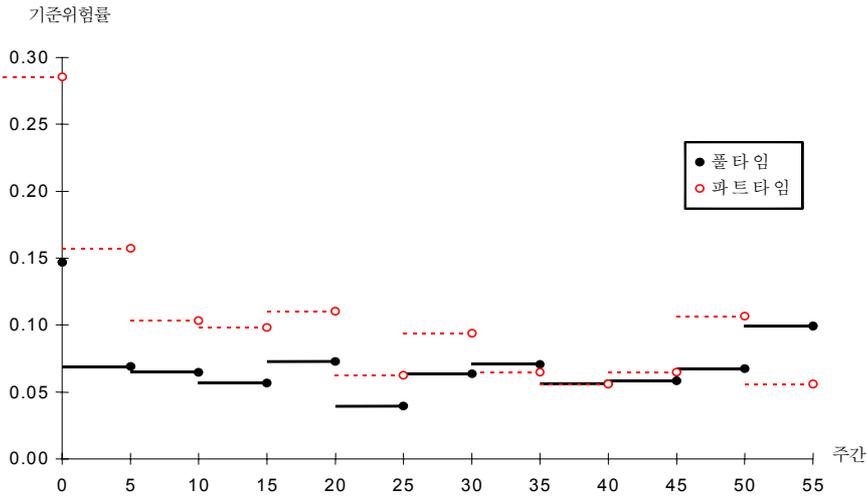
기준선위험, 관찰된 이질성, 비관찰된 이질성 모두를 포함한 모형식 (3)의 추정 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 모형식 (3)에 소개되었듯 이변량이산분포를 따르는 비관찰된 이질성을 고려할 때의 현안은 최적 지지점이 몇 개인가를 판별하는 것이다. 최적 지지점의 판별을 위하여 2, 3, 4개의 지지점에 대하여 모형식을 추정하고, 최선의 모형식 판별기준으로 아카이케 정보기준(Akaike Information Criterion)을 적용한 결과 최적 지지점의 수효는 3개로 판별되었다.

2) 기준선위험의 추정

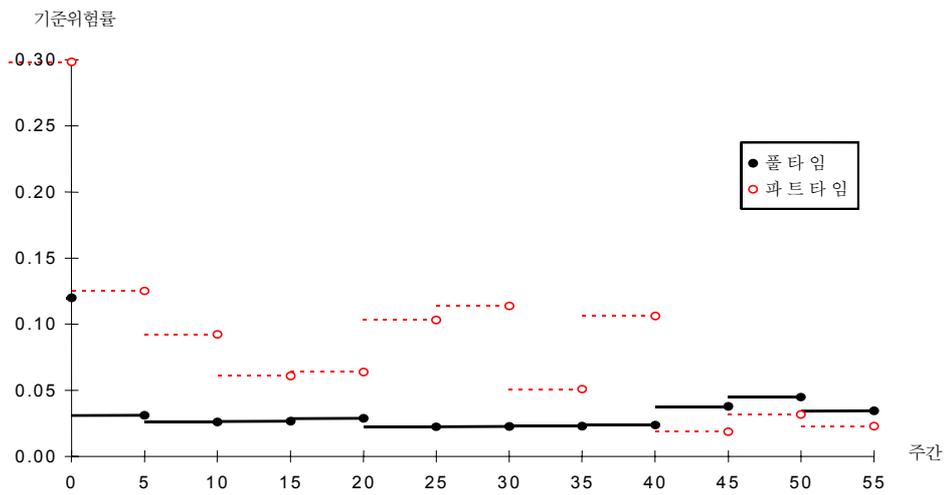
<표 3>의 첫째 단은 모형식 (3)의 추정 결과 중 기준선위험의 추정치를 제시한다. 백인 청년의 파트타임 기준선위험을 제외한 모든 기준선위험의 추정치가 유의한 것으로 나타났다. [그림 3]과 [그림 4]는 기준선위험의 추정치의 먹지수를 취한 미취업상태로부터의 탈출확률의 기준선 위험확률을 도시하고 있다. [그림 1], [그림 2]와 비교할 때 상당한 변화가 나타남을 알 수 있다. 첫째, 관찰된 이질성과 비관찰된 이질성이 최적 지지점을 사용하여 통제될 경우 이들을 통제하지 않았을 때와는 달리 파트타임 기준선위험이 풀타임 기준선위험보다 전반적으로 높게 나타난다는 점이다. 이로써 언급한 경제이론에서의 추측과 실제 자료상의 사실과의 괴리가 제거되었으며, 비관찰된 이질성을 최적 지지점으로 통제하지 않은 모형의 추정은 기준선위험의 추정치의 편의를 야기시키고 진정한 경과기간 의존성의 여부를 언급할 수 없게 만든다는 것을 의미한다.

그림에서 나타나는 또 다른 특징은 주기곡선을 그리며 변동하는 흑인 청년의 파트타임 기준선위험을 제외한 기준선위험들이 전체 분석기간 동안 거의 변동이 없다는 점이다. 즉 전환점까지 부(負)의 경과기간 의존성이 존재하는 [그림 1]과 [그림 2]의 경우와는 달리 관찰된 이질성과 비관찰된 이질성이 통제되면 진정한 의미의 경과기간 의존성은 존재하지 않는다는 것을 의미한다. 이는 시간이 지남에 따라 인적자본이 마모되며 실업의 오점(scarred)이 증가하여 미취업(또는 실업) 상태에서 탈출할 확률이 낮아진다는 hysteresis이론이나 탐색의 정보수집 기능으로 인하여 시간이 지남에 따라 확률이 높아진다는 탐색이론적(search theoretic) 추측의 각 측면이 실제 탐색 과정에 혼재되고 있다는 것을 의미한다.

[그림 3] 기준선위험 추정결과: 백인 청년



[그림 4] 기준선위험 추정결과: 흑인 청년



3) 비관찰된 이질성의 추정

<표 3>의 둘째 단은 지지점이 갖는 값(모형의 판별을 위하여 최적 지지점 3개 중 1개는 0으로 고정)의 추정치와 각 이변량이산 지지점이 갖는 확률요소의 값(9개 중 1개는 모형의 판별을 위하여 0으로 고정)의 추정치를 제시하고 있다. 만약 상이한 탈출경로의 비관찰된 이질성이 독립적이라면 두 변수의 확률분포에서 공분산 또는 상관관계가 존재하지 않아야 하며, 이는 $P=(pqr)$ 의 확률행렬의 비대각 요소들의 값이 0이라는 것을 의미한다. 그러나 확률요소 π_{qr} 의 추정치로부터 구축된 확률행렬은 비대각요소 모두가 0이라는 가정을 기각하여 비관찰된 이질성 간에 상관관계가 존재함을 보여준다. 비관찰된 이질성의 지지점의 추정치는 하나는 유의하게 음의 값을 가지며 다른 하나는 양의 값을 갖는 것으로 나타났다.

4) 관찰된 이질성의 추정

모형식 (3)을 구성하는 세 요소 중 관찰된 이질성을 통제하는 설명변수들이 미취업 상태로부터의 탈출확률에 미치는 영향을 <표 3>의 셋째 단에서 살펴보자. 먼저, 최종 학교교육 종료시의 연령은 풀타임 취업을 통한 탈출확률에 통계적으로 유의한 양(陽)의 효과를 갖는 반면, 파트타임 취업을 통한 탈출확률에는 부(負)의 효과를 갖는다. 즉 고연령 학교교육 종료자의 경우 파트타임보다는 풀타임 일자리를 찾는 경우가 많다는 것을 의미한다.

백인 기혼청년의 경우 모든 탈출경로에서의 탈출확률이 미혼자 또는 무배우자보다 통계적으로 유의하게 높은 것으로 나타나나, 흑인 기혼청년의 경우 풀타임을 통한 탈출확률은 높은 반면, 파트타임을 통한 탈출확률은 낮은 것으로 나타나고 있다. 기혼남성이 미혼남성보다 노동시장에 더욱 적극적으로 참여하고 노동시장에의 근착성이 높다는 기존 연구의 결과들을 지지하는 결과이기도 하나 흑인 기혼남성의 경우 파트타임보다는 풀타임 일자리의 탐색에 더욱 적극적이라는 인종집단간 차이를 보여준다. 한편, 자녀의 존재 여부가 미치는 영향은 (여성의 경우와 비교할 때) 통계적으로 유의하지는 않으나 영아(2세 미만)는 부의 효과를 미치는 반면, 취학전 유아(6세 미만)는 양의 효과를 미치는 것으로 요약된다.

건강자본(health capital)의 역수에 해당하는 건강상의 문제점은 양 탈출경로별 탈출확률에 통계적으로 유의하게 (흑인 청년의 파트타임 위험률 제외) 부의 효과를 미치고 풀타임 취업의 경우 더욱 중요한 요인으로 작용한다는 것을 알 수 있다.

노동시장의 수요측면의 효과를 측정하는 지역실업률의 경우 예상대로 탈출확률에 부의 효과를 미치는 것으로 나타났다. 하나 탈출경로별로 볼 때, 지역실업률이 풀타임 취업위험률에 미치는 효과는 통계적으로 유의한 반면 파트타임 취업위험률에 미치는

효과는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 파트타임 취업이 경기변동에 상대적으로 덜 민감하다는 것을 시사해 준다.

노동시장의 수요와 공급조건 양 측면에 영향을 미치는 교육수준은 미취업상태의 탈출확률에 통계적으로 유의한 양의 효과를 갖는 것으로 나타났다. 고졸을 기준집단으로 하였을 때, 고졸 미만의 탈출확률은 모든 탈출경로에서 음(陰)의 추정치가, 대학 중퇴나 대졸 이상의 경우 백인 대졸 이상의 풀타임 위험률을 제외하고 모두 양의 추정치가 얻어졌다.

IV. 맺음말

파트타임 취업이 비전통적인 취업형태의 하나로 확산되어 가고 있다. 이는 특히 청년층, 여성, 고령층에게 더욱 중요한 하나의 취업형태로서 자리잡아 가고 있다. 본 연구는 청년의 노동시장 진입과정의 분석을 위하여 미취업상태로부터의 탈출대안으로 풀타임 취업과 파트타임 취업의 복수대안을 상정하는 다출구위험모형을 사용하여 노동시장 진입과정에 소요되는 미취업기간을 남성 청년을 중심으로 분석하였다. 분석에서 나타난 시사점 및 발견점을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 파트타임 일자리가 갖는 부정적인 특성으로 풀타임 일자리의 탐색에 탐색노력을 경주하게 되고, 이에 따라 미취업기간이 장기화할 확률이 커진다는 점이다. 둘째, 경과기간 모형을 설정할 때 상정 가능한 복수의 탈출경로 중 일부를 무시하거나, 비관찰된 이질성을 고려하지 않을 경우 추정치의 편의(偏倚)를 야기하며 따라서 진정한 의미의 경과기간 의존성에 대해 언급할 수 없다는 점이다. 셋째, 적절한 모형을 설정하여 추정을 한 결과 진정한 의미의 경과기간 의존성은 부재하는 것으로 나타나, 실업에 대한 hysteresis의 견해와 탐색이론의 견해가 절충되어야 한다. 넷째, 청년의 노동시장 진입 과정에 최초에는 풀타임 일자리 탐색에 탐색 노력의 대부분을 할애하나 일정 시간이 경과한 후 파트타임 일자리의 탐색을 고려하는 탐색전략의 전환이 존재한다는 가능성이 있다. 다섯째, 노동시장 진입과정에서 관찰된 이질성뿐 아니라 기준선위험과 비관찰된 이질성에서도 인종간 격차가 유의하게 존재한다는 점이다.

본 연구는 청년의 노동시장 진입과정에서 발생하는 불필요한 미취업기간의 장기화를 막기 위한 정책이 필요함을 정책적 함의로 제시한다. 현격하게 낮은 임금, 미비한 의료보험이나 퇴직연금 등의 부가급부, 그리고 불충분한 일자리 안정성으로 표현되는 파트타임 취업의 부정적 특성으로 인하여 노동시장에 진입하는 청년들은 풀타임 취업을

대상으로 한 탐색전략을 세우게 된다. 일정 시간이 경과되어 노동시장에 관한 정보를 수집한 결과 풀타임 취업에 존재하는 애로를 인식하고 생계유지의 문제에 봉착한 청년들은 하나의 취업대안인 파트타임 취업으로 일부 또는 전체 탐색노력을 옮기는 탐색전략의 전환점을 맞게 된다. 이 과정에서 초기에 파트타임 취업을 고려하는 경우보다 긴 미취업기간이 발생하게 된다. 따라서 정책의 방향은 크게 두 갈래로 나누어 설명된다. 하나는 노동시장에 대한 풍부한 정보를 학교교육 종료 이전부터 청년들에게 제공하여야 한다는 것이고, 또 다른 하나는 파트타임 취업의 부정적 특성들을 제거하는 것이다.

파트타임 취업이 갖는 부정적 특성을 제거하는 정책은 단기정책비용을 야기시킨다. 즉 미취업자의 직업훈련이나 그들의 파트타임 고용, 파트타임 취업자에 대한 제반 부가급부 및 사내교육의 제공은 단기적으로 정부나 사용자에게 비용을 발생시키게 된다. 그러나 중장기 측면에서 볼 때, 미취업상태에서 인적자원을 감가상각시키는 것보다는 파트타임 취업을 통하여 감가상각을 막고 사내교육 및 근로경험을 통한 인적자원의 축적 과정을 통해 풀타임 취업으로 전환할 경우 이로부터 발생하는 장기적 이익은 단기적 비용을 초과할 것이다. 이러한 중장기적 혜택은 단기비용의 지불자인 근로자 개인, 사용자, 정부가 공유하는 체제를 만들 수 있을 것이다.

최근의 경제위기는 대량의 미취업자(실업자나 실망실업자를 포함)를 발생시켰으며 경제위기가 청년층의 노동시장 진입과정에 미친 효과는 상당한 것으로 알려지고 있다. 청년층 실업이 국민경제 전체에 미치는 단기에서 뿐만 아니라 중장기에 걸친 다양한 측면에서의 부정적인 영향을 최소화하기 위한 학계의 연구와 정부의 장기적 정책마련이 시급한 시기이다.

참 고 문 헌

- Anne, Z. *Part-time Work and the Structure of Youth Labor Market Entry*. Unpublished Pd.D. Dissertation, Ohio State University, 1997.
- Gallaway, L. "Public Policy and Part-Time Employment." *Journal of Labor Research* 16(3) (1995) : 305-314.
- Heckman, J. J., and B. Singer. "A Method for Minimizing the Impacts of Distributional Assumptions in Econometric Models for Duration Data." *Econometrica* 52(2) (1984) : 271-320.
- Houseman, S. N. "Part-time Employment in Europe and Japan." *Journal of Labor Research* 16(3) (1995) : 249-262.
- Kalbfleish, J. D., and R. L. Prentice. *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York : John Wiley and Sons, 1980.
- Kiefer, N. M. "Economic Duration Data and Hazard Functions." *Journal of Economic Literature* 26(2) (1988) : 646-679.