

勞 動 經 濟 論 集
 第 43 卷 第 4 號, 2020.12. pp.117~141
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

미취업자 분류의 잠재노동력 차별성 검증

박 명 수*

새로 분류된 잠재노동력을 유휴노동력에 포함시켜 산출한 고용보조지표와 실업률의 차이를 밝히기 위해 미취업자를 실업자, 잠재노동력 및 이외 비노동력으로 분류하고 노동시장 행태를 분석하여 분류 간 차별성 여부를 파악하였다. 노동시장 상태간 연간 이행률을 토대로 노동력 진입 및 이탈 행태에서 잠재노동력은 이외 비노동력과 다르며 일하려는 욕구가 작지 않은 유휴노동력임을 확인하였다. 인적 특성을 통제한 다항로지모형 분석 결과는 잠재노동력과 실업자가 동일 집단이라는 가설을 기각하여 고용보조지표와 실업률을 동일 관점에서 해석할 수 없다는 것을 확인하였다.

주제어: 잠재노동력, 고용보조지표, 이행률, 다항로지모형

I. 서론

종래 경제학은 미취업자를 일자리 갖기를 원하는 실업자와 원하지 않는 비노동력으로 구분하였다.¹⁾ 취업 욕구가 있고 없다는 이분법적 구분이다. 하지만 사람의 욕구는 있고 없고로 나눌 수 있는 것이 아니라 많음부터 적거나 없기까지 다양한 수준에 걸쳐있다.

논문 접수일: 2020년 8월 31일, 논문 수정일: 2020년 11월 3일, 논문 게재확정일: 11월 9일

* 경제학박사(mspark.phd@gmail.com)

1) 본고는 용어 ‘경제활동인구’를 ‘노동력’으로 대체한다. 따라서 비노동력은 비경제활동인구, 잠재노동력은 잠재경제활동인구와 동일한 의미이다.

단순히 유무로 구분하다 보니 경계에 놓인 일부는 취업 욕구가 적지 않은데도 비노동력으로 구분되었다.

실업률은 실업자만을 대상으로 하고 적지 않은 취업 욕구를 가진 비노동력을 포함시키지 않는다. 이로 인해 실업률과 체감실업률 사이에 괴리가 생겨 실업률이 유희인력 규모를 제대로 나타내는가는 항상 논란이 되었다. 또한 실업자를 대상으로 삼은 취업지원, 고용복지 정책 등에서 취업욕구가 있지만 비노동력으로 분류된 이는 소외되었다.

문제를 개선하고자 국제노동기구(ILO)는 취업욕구가 적지 않은 비노동력을 잠재노동력으로 분류하였다. 그리고 실업자와 잠재노동력을 함께 유희인력으로 간주하는 ‘고용보조지표(Labor Underutilization Indicator)’를 제안하였다.²⁾³⁾ 고용보조지표는 취업 욕구를 가진 미취업자를 포괄하므로 유희인력의 규모와 노동시장의 어려운 일자리 상황을 실업률에 비해 더 잘 나타낼 것이라는 취지이다.

그렇다면 유희노동력 지표로 고용보조지표가 실업률을 대체할 수 있을까? 지표 산출식에서 알 수 있듯이 그 답은 잠재노동력이 실업자와 동질적인지 여부에 달려있다.⁴⁾ 동질적이지 아니라면 잠재노동력은 실업자와 어떤 차이를 갖고 그 특성은 무엇인가? 이에 대한 답을 찾고자 본 연구는 잠재노동력이 실업자 및 다른 비노동력과 차별성을 분석하였다.

본 연구는 미취업자를 3 분류로 나누고 이들이 노동시장에서 보여준 사후적 행태를 비교 분석하였다. 한국노동패널조사를 활용하여 연이은 두 연도에 관찰된 개인을 대상으로 노동시장 상태를 관찰하였다. 전년도 미취업자가 다음 연도에 이행하는 행태를 계량경제학 방법으로 검정하여 잠재노동력과 다른 미취업자와의 차별성을 입증하였다.

제II장은 잠재노동력 정의를 소개하고 현황을 파악한다. 제III장은 기존 연구를 살펴보고, 제IV장은 분석틀과 가설, 분석에 사용된 자료를 설명한다. 제V장은 취업 이행률 의미를 분석하고 인적 특성이 이행률에 미치는 영향과 이행률 추이를 분석한다. 제VI장은 차별성 검정을 위한 다항로짓모형 추정 및 검정 결과를 제시한다.

2) ILO 명칭은 ‘Labor Underutilization Indicator’이다. 이를 통계청은 한글로 ‘고용보조지표’라 하고 영문은 ILO의 명칭을 그대로 적용하였다.

3) ‘고용보조지표 1-3’의 세 종류가 있으며 잠재노동력만을 포함시킨 경우는 ‘고용보조지표2’이다.

4) 실업률= 실업자/(취업자+실업자), 고용보조지표=(실업자+잠재노동력)/(취업자+실업자+잠재노동력)

II. 잠재노동력 정의와 현황

1. 잠재노동력 정의

일하려는 욕구를 갖는지 여부에 따라 미취업자는 실업자와 비노동력으로 분류된다. 내적 심리 상태인 취업욕구를 판정하는 방법으로 ILO는 두 기준을 제시하였다. 하나, 적극적으로 구직활동을 했는지, 둘, 일이 주어졌다면 취업 가능했는지 여부이다. 두 질문에 모두 긍정이면 실업자로, 둘 중 하나이라도 부정이면 비노동력으로 분류하였다.

이 같은 판정 방식은 비노동력 범주를 넓혀 취업욕구가 적지 않은 일부를 실업자가 아닌 비노동력으로 분류하였다. 그로 인해 실업자만을 고려하는 실업률이 노동시장 지표로서 충분한지는 항상 논란거리였다. 이에 ILO는 ‘일하고 싶은 욕구가 충족되지 못한 노동력’에 비노동력 중에서 취업을 원하는 이도 포함하기로 결의하였다(ILO, 2013).⁵⁾ 이들을 잠재노동력으로 분류하고 비노동력 중에서 구직활동 여부와 취업가능 여부, 두 질문에 하나에만 부정적 답변을 한 경우로 정의하였다.⁶⁾(<표 1> 참조)

질문에 대한 답변을 기준으로 잠재노동력을 세분하여 ①구직활동을 하지 않았으나 취업이 가능했던 사람은 ‘잠재구직자’ ②취업이 가능하지 않으나 구직활동을 한 사람은 ‘잠재취업가능자’로 하였다.⁷⁾

<표 1> 미취업자 분류와 잠재노동력 분류 기준

[판별 기준] 구직 활동 ¹⁾ 취업 가능 ²⁾	미취업자			
		○	×	○
	○	○	×	×
분류명	실업자	잠재구직자	잠재취업가능자	비노동력
		잠재노동력		

주: 1) 일을 구해 보았는가? 2) 일이 주어졌다면 일을 시작할 수 있었는가?

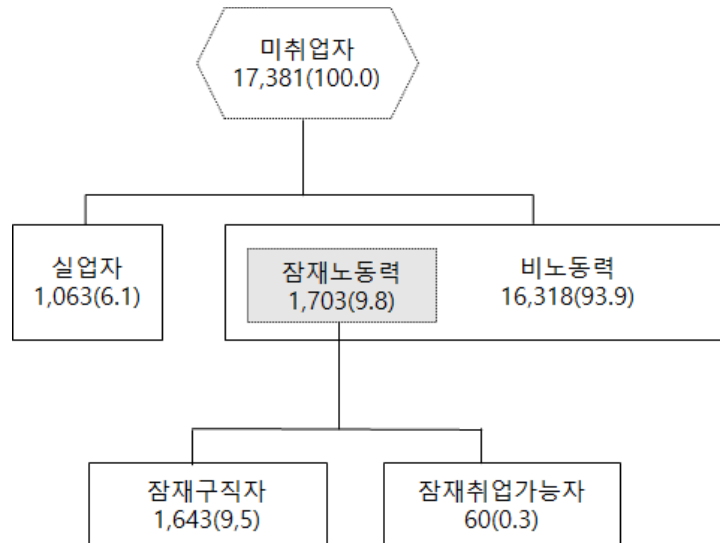
5) 취업시간이 충분치 않아 더 일하고 싶은 근로자 또한 포함된다. 우리나라는 주당 36시간을 기준함.
 6) 미국 BLS가 이전부터 채택한 노동저활용(Labor Underutilization) 지표에 적용하는 기준과 상당 부분 일치한다(Bregger and Haugen, 1995).
 7) 종래의 ‘구직단념자’는 잠재구직자 중의 일부로 노동시장적 사유로 일자리를 찾지 않았지만, 이전 1년 동안 구직 경험이 있는 자를 가리킨다.

2. 잠재노동력 현황

통계청은 2015년 1월부터 관련 통계치를 발표하였다. 2019년 기준 잠재노동력 규모는 170만여 명으로 전체 비노동력의 10.4%를 차지한다. 잠재노동력 구성에서 구직활동⁸⁾을 하지 않은 잠재구직자가 96.5%를 차지하고 잠재취업가능자는 3.5%에 불과하다.

[그림 1] 잠재노동력 현황 (2019)

(단위: 천명, 괄호 안은 %)



자료: KOSIS에서 재작성

우리나라 잠재노동력 규모는 실업자에 비해 훨씬 커 1.6배에 달한다. <표 2>는 실업자 대비 잠재노동력 규모를 G7 국가와 비교한 것이다. 이태리를 제외한 6개국에서 잠재노동력 규모는 실업자에 비해 훨씬 작은 0.1-0.7배에 불과하고 이태리도 실업자보다 많지만 1.1배로 한국 잠재노동력 규모가 실업자에 비해 유독 크다는 것을 알 수 있다. 반면 실업을 측면에서 일본, 독일을 제외하면 한국이 다른 나라에 비해 많이 낮다.

8) 조사 시점 4주 이내

〈표 2〉 실업자 대비 잠재노동력 규모와 실업률 국제비교 (2017)

(단위: 배수, %)

2017	한국	이태리	영국	독일	프랑스	일본	미국	캐나다
잠재노동력/ 실업자 (배수)	1.6	1.1	0.7	0.6	0.4	0.2	0.2	0.1
실업률 (%)	3.7	11.2	4.3	3.7	9.4	2.8	4.4	6.3

자료: 한국은 KOSIS, 나머지 국가는 ILOSTAT

잠재노동력 가운데 잠재구직자의 비중이 한국은 97.3% (2015-19 평균)인 데 비해 EU 27개국은 77.6%(2010)(De La Fuente, 2011, 2쪽), 미국 70% 미만, 캐나다 50% 미만 (2018)(Gammarano, 2019, 15쪽)이다. 구직활동을 안 해서 실업자가 아닌 잠재노동력으로 분류되는 정도가 한국이 다른 나라에 비해 훨씬 높다는 것을 알 수 있다.

이로 미루어 보면 다른 나라에서 높은 실업률을 보이면서 잠재노동력 규모가 실업자에 비해 훨씬 작은 것은 일자리가 부족한 상황에서도 미취업자가 노동시장에 남아 활발하게 구직활동을 하는 것으로 풀이할 수 있다.⁹⁾ 한국은 이들 나라에 비해 낮은 실업률, 실업자에 비해 큰 잠재노동력 규모, 높은 잠재구직자 비중으로 구별된다. 그렇다면 한국에서는 미취업자가 단순히 구직활동을 중단한 때문에 실업자가 아닌 잠재노동력으로 분류되고 이 때문에 실업률이 낮아진 착시현상이 빚어진 것인가?

이에 답하기 위해서는 구직활동을 않는다고 판정된 미취업자, 즉 잠재구직자가 실업자와 실질적으로 같은지 여부를 먼저 밝혀야 한다. 만일 두 집단이 동질적이라면 미취업자는 다만 구직활동 기준을 충족하지 못한 때문에 잠재노동력으로 분류된 것이고 따라서 실업률 착시를 인정해야 할 것이다. 하지만 두 집단이 서로 다르다면 실업률은 그릇된 지표가 아니며 미취업자를 분류하는 구직활동 기준 또한 타당성을 갖는다. 본 연구는 이에 대한 답을 찾고자 잠재노동력의 차별성을 분석하였다.

9) 일자리 부족이 매우 심각한 상황에서는 구직활동 포기도 늘어나 잠재노동력 규모가 커질 것이다. 실업률이 매우 높은 이태리가 이 경우에 해당하는 것으로 짐작한다.

Ⅲ. 기존 연구

잠재노동력은 2013년에 공식화되었지만, 관련 개념은 우리나라에서도 진즉부터 논의되었다. 목적은 우리 실업률이 선진국에 비해 크게 낮은 현상을 설명하기 위한 것이었다. 미취업자가 실업자로 남지 않고 노동시장을 떠나기 때문에 실업률이 경기변동에 둔감하다는 것이고 그 대상으로 비노동력의 일부를 지칭하였다.

류재우·배무기(1984)는 비노동력 상태에서 곧바로 취업하는 ‘은폐된’ 실업자의 존재를 유량 분석을 통해 제시하였다. 비노동력 중에서 취업을 희망하는 이를 잠재실업자로 규정한 최강식·정진화(1997)는 고용구조조사를 토대로 규모를 추산하였고 황수경(2003)은 1992, 2002년의 여성 잠재실업자의 인적 특성별 변화를 분석하였다. 이들과 달리 김대일(2000)은 노동력과 비노동력을 넘나든 경험을 가진 이를 한계적 참가자로 규정하고 실업률에 미치는 영향을 분석하였다.

미취업자 분류 상호간의 차별성에 대한 분석은 해외에서 이루어졌다. OECD(1987, 1995)는 구직단념자와 실업자의 상관 분석, 구직단념자와 나머지 비노동력의 취업 후 행태 등을 국가간 상호 비교하여 구직단념자가 실업자와 비슷한 집단이 아니라고 하였다.

차별성을 계량경제학 방법으로 검정한 것은 Flinn and Heckman(1983)이다. 미시 자료를 토대로 실업과 비노동력의 취업 이행확률을 산출하고 이항로지스틱 회귀분석으로 두 분류의 차별성을 확인하였다. Jones and Riddell(1998, 1999)은 모형을 확장하여 미취업자를 실업자, 경계노동력(‘잠재구직자’에 해당), 나머지 비노동력으로 구분하고 다항로지스틱 회귀분석을 적용하였다. 이들은 미국과 캐나다에서 3 분류는 행태적으로 서로 다른 집단이라고 결론지었다.

Ⅳ. 분석틀과 자료

1. 분석틀

본 연구는 공식화된 잠재노동력 분류를 따라 미취업자를 실업자, 잠재노동력, 잠재노동력을 제외한 비노동력(이하 ‘이외 비노동력’)으로 구분하고 Jones and Riddell의 분석

방법을 적용하여 3 분류 간의 차별성을 검정하였다.

생산가능인구는 매 시점에 취업자(E), 실업자(U), 잠재노동력(P), 또는 이외 비노동력(N, 잠재노동력을 제외한 비노동력) 중의 한 상태에 놓인다. 한 시점의 상태에서 다음 시점의 상태로 이행할 확률은 마코프 연쇄모형의 이행행렬 M 으로 표기된다. 행렬(M)을 구성하는 pXY ($X, Y = E, U, P, N$)는 시점 t 에서 X 상태의 근로자가 시점 $t+1$ 에서 상태 Y 로 이행할 확률이다. M 에서 각 행의 합계는 1이 된다.

$$M = \begin{pmatrix} pEE & pEU & pEP & pEN \\ pUE & pUU & pUP & pUN \\ pPE & pPU & pPP & pPN \\ pNE & pNU & pNP & pNN \end{pmatrix} \quad (1)$$

만일 잠재노동력(P)이 실업자(U)와 행태적으로 동질 집단이라면 두 집단이 노동시장에서 보여주는 행태가 같을 것이다. 이는 P에서 E로 이행확률이 U에서 E로 이행확률과 같고 또 P에서 N으로 이행확률이 U에서 N으로 이행확률과 같다는 것을 의미한다. P와 U가 같다는 필요충분조건은 식 (2)로 정리된다.

$$\begin{aligned} pUE &= pPE & (2) \\ pUN &= pPN \end{aligned}$$

만일 잠재노동력(P)이 이외 비노동력(N)과 행태적으로 동질 집단이라면 P에서 E로 이행확률은 N에서 E로 이행확률과 같고 또 P에서 U로 이행확률은 N에서 U로 이행확률과 같을 것이다. P와 N이 같다는 필요충분조건은 식 (3)으로 정리된다.

$$\begin{aligned} pPE &= pNE & (3) \\ pPU &= pNU \end{aligned}$$

식 (2)가 성립하여 P와 U가 동질 집단이라는 것은 실업자와 잠재노동력을 구분할 필요가 없어져 노동시장은 E, (U+P), N의 3 상태로 구분할 수 있다는 의미이다. 이와 달리 식 (3)이 성립하면 P와 N이 동질 집단이라는 것이고 따라서 노동시장은 E, U, (P+N)의 3 상태로 구분할 수 있다.

본 연구의 목적은 실업자(U), 잠재노동력(P), 이외 비노동력(N)을 구성하는 집단 간의 차별성을 파악하려는 것으로서 이를 위해 식 (2)와 (3) 조건의 성립 여부를 검정하였다.

2. 자료

자료는 한국노동패널조사(이하 KLIPS)를 활용하였다.¹⁰⁾ 분석기간은 2006-07년 경우부터 2016-17년 경우까지 모두 11개 시점 관찰치로 전체 표본을 구성하였다.¹¹⁾ 노동시장 상태는 경제활동인구조사(이하 경찰조사)와 동일한 기준을 적용하여 취업자, (구직기간 4 주) 실업자, 잠재노동력, 이외 비노동력으로 구분하였다.¹²⁾

KLIPS는 고용상태의 미시적, 동태적 변화 파악을 위한 것으로 노동력 관련 통계 산출이 목적이 아니다(이상호, 2015, 46쪽). 때문에 노동시장 상태별 구성비에서 KLIPS와 경찰조사는 서로 큰 차이를 보인다(<표 3> 참조). 하지만 이 차이가 KLIPS를 이용한 이행행태 분석과 전체 노동시장 행태 분석 간에 동떨어진 결과를 야기하지 않는다고 판단하였다. 이행확률은 개개 노동 상태별 관찰치에 내재된 속성인데 관찰치 규모 및 구성비 차이는 특정 노동 상태의 속성 분석에 영향을 미치지 않기 때문이다. 그리고 이는 본 연구 결과가 전체 노동시장에서도 같은 의미를 갖는다는 것을 시사한다. 이를 위해 구체적인 사례를 들어 설명한다.

10) 노동시장 전체를 대상으로 하는 경제활동인구조사는 횡단면 자료이지만 동일 개인을 매월 추적하므로 패널 분석이 가능하다. 김대일(2000), 문외솔(2008)은 가구/가구원 번호, 성별, 생년월일 등의 정보를 활용하여 개인을 식별하고 경제활동상태 변화를 추적하였다. 하지만 2005년부터 통계청이 가구 번호, 생년월일 정보를 공개하지 않아 개인을 식별할 수 없어 이후 자료로는 추적 분석이 불가하다.

11) 앞 절에서 보듯이 잠재노동력의 거의 대부분은 잠재구직자이다. KLIPS 조사는 1998년부터 시작되었지만 2006년을 전후로 잠재구직자 조사의 시계열 연결성이 미흡하다고 판단하여 분석기간을 2006년 이후로 한정하였다. 잠재구직자를 파악하는 기준은 구직활동을 하지 않았지만 취업을 원하고 취업 가능성이 있는지 여부이다. 이를 조사하기 위해 KLIPS는 “지난 1개월 이내에 한번이라도 수입을 목적으로 일자리(직장, 사업, 일거리)를 구해 본 적이 있습니까?”를 물었다. 이어서 2006년 이후 조사는 “지난 주에 일자리(직장, 사업, 일거리)를 원하셨습니까?”와 “지난 주에 알맞은 일자리(직장, 사업, 일거리)가 있었다면 일할 수 있었습니까?”의 두 문항을 질문하였다. 이와 달리 1999-2005년 조사는 “그렇다면, 알맞은 일거리나 직장이 있다면 일을 하시겠습니까?”를 질문하였다. 2006년 이후 문항은 ‘지난 주’로 명시하여 잠재구직자 정의에 충실하다. 하지만 2005년 이전 문항은 ‘조사 시점 현재 상황’을 묻는 것으로 응답자가 해석할 여지가 있어 잠재구직자 정의에 엄밀히 부합하지 않을 수 있다고 판단하였다(참조: 한국노동연구원, 2018).

12) KLIPS의 취업자와 미취업자 개인용 설문은 경찰조사 설문과 구조가 동일하다(참조: 통계청, 2017).

경찰조사와 KLIPS를 토대로 산출한 [취업, 실업, 비노동력] 간의 이행률 사이에는 큰 차이가 있다. 염두에 두어야 할 점은 KLIPS는 연도별, 경찰조사는 월별 자료라는 점이다.

〈표 3〉 경제활동인구조사와 KLIPS의 노동시장 상태별* 구성비 (2017)

(단위: %)

	계	취업자	실업자	잠재노동력	이외 비노동력
경제활동인구조사	100.0	60.8	2.3	3.7	33.1
KLIPS	100.0	57.5	1.2	0.9	40.4

주: * 잠재노동력과 이외 비노동력 정의는 본문 참조.
 자료: KOSIS, KLIPS 에서 작성.

〈표 4〉 경제활동인구조사와 KLIPS의 노동시장 상태간 이행률

경제활동인구조사 (월간, 2000.1 - 06.12 평균)

		t+1 월			
		취업자	실업자	비노동력	계
t월	취업자	0.965	0.008	0.027	1.000
	실업자	0.254	0.631	0.115	1.000
	비노동력	0.042	0.009	0.949	1.000

자료: 문외술(2008), 121쪽.

KLIPS (연간, 2006-17 평균)

		t+1년			
		취업자	실업자	비노동력	계
t년	취업자	0.926	0.012	0.062	1.000
	실업자	0.509	0.151	0.339	1.000
	비노동력	0.092	0.014	0.893	1.000

자료: KLIPS 원자료에서 산출.

<표 4>에 나타난 월간, 연간 이행률 간의 차이는 두 가지 점에 기인한다.¹³⁾ 첫째 요인은 관찰 시차이다. 이번 달의 특정 노동 상태에서 한 달 후 다른 노동 상태로 이행하는 수치는 적어도 0 이상이다. 동일 상태에 남아있는 수치는 같거나 작을 것이다. 다른 노동 상태로 이행은 시차가 늘어나면 누적 수치 또한 증가한다. 시차가 길어질수록 다른 상태로 이행률은 증가하고 동일 상태로 남을 확률은 감소한다. 실제 사례는 시차 개월 수 증가에 따른 이행률 증감을 보여주는 <표 5> 해외 자료에서 확인할 수 있다(Jones and Riddell, 2004, 27쪽). 이러한 논거에 따라 KLIPS 연간 이행률 또한 월간 이행률이 시차가 1년으로 길어지면서 수렴하는 수치로 추정된다. 둘째 요인은 한 개인이 월별 조사에서, 예를 들어 P → U → E 경로를 거친다면 이행률이 따로 계산되겠지만 KLIPS는 P → E 로 파악하는 때문이라는 점을 들 수 있다. 하지만 이 점이 분석에 미치는 영향은 모든 표본이 동일하게 1년 시차를 유지한다면 서로 상쇄될 것이므로 분석을 왜곡시킬 것이라고 판단하지 않는다.

<표 5> 시차에 따른 노동 상태간 이행률 추이

(캐나다, 1997.1-2000.12)

	시차(개월)				
	1	2	3	4	5
실업 → 취업	0.231	0.319	0.371	0.409	0.437
실업 → 실업	0.576	0.464	0.397	0.351	0.318
실업 → 비노동력	0.193	0.217	0.231	0.239	0.245

자료: Jones and Riddell(2004, 27쪽) 에서 재작성.

13) 월간 평균치에서 <표 4>의 2000-06년 수치는 김대일(2000, 34쪽)의 1985-97년 수치와 비슷하다. 때문에 관찰 기간의 차이가 <표 4>의 월간, 연간 수치 간의 차이를 가져온 요인이라고 판단하지 않는다.

V. 노동시장 상태간 이행률

1. 미취업자의 취업 이행률

<표 6>은 2006-17년 동일 개인이 연이은 2년에 관찰된 11개 시점의 관찰치를 모두 합쳐 산출한 이행행렬이다. KLIPS 자료에서 잠재노동력 관찰치 수는 상대적으로 작아 각 시점별로 이행률을 분석하면 통계적 유의성을 확보하기에 표본 규모가 충분치 않은 경우가 있어 자료를 통합하였다.¹⁴⁾

미취업자 분류별 취업 이행률은 애초 실업자였던 경우 0.51, 잠재노동력은 0.27, 비노동력은 0.09로 나타났다.¹⁵⁾ 미취업 상태 가운데 실업자 집단의 취업이행률이 가장 높다

<표 6> 노동상태간 이행률¹⁾²⁾³⁾ (2006-17)

		t+1년				표본 수(명)
		E	U	P	N	135,046
t년	E	0.93 (0.00)	0.01 (0.00)	0.00 (0.00)	0.06 (0.00)	76,751
	U	0.51 (0.02)	0.15 (0.02)	0.05 (0.02)	0.29 (0.02)	2,167
	P	0.27 (0.02)	0.08 (0.03)	0.13 (0.03)	0.52 (0.02)	1,236
	N	0.09 (0.00)	0.01 (0.00)	0.01 (0.00)	0.89 (0.00)	54,892

주: 1) E:취업자, U:실업자, P:잠재노동력, N: 이외 비노동력(잠재노동력을 제외한 비노동력).

2) t년 특정 상태에서 t+1년 4개 중 한 상태로 옮겨가는 것이므로 각 행의 합계는 1임.

3) 괄호 안은 표준오차.

14) 제VI 장에서 다룰 다항로지분분석은 많은 설명변수로 인해 큰 표본 규모를 요구한다.

15) 잠재노동력을 세분하면 잠재구직자는 0.27(표본 수 1,010명), 잠재취업가능자는 0.26(표본 수 226명)이다.

는 것은 실업의 생산적 효과를 주장한 일자리 탐색이론에 부합한다.¹⁶⁾

하지만 기존 관점에서 노동시장을 떠났다고 간주한 집단인 잠재노동력과 이외 비노동력의 취업 이행률도 결코 낮지 않다. 그 이유로 먼저 이행률이 연간 자료라는 점을 추측할 수 있다. [P 또는 N] → U → E 처럼 중간에 실업 상태를 거쳤지만 연도별 관찰에서 제외되었을 가능성이 있다. 하지만 월간 자료인 <표 4>에서도 비노동력 취업 이행률은 플러스 값으로 나타났다. 이는 연도별 조사 중간의 실업 상태가 관찰되지 않았다는 것만으로는 충분한 설명이 안 된다는 것을 보여준다.

그보다는 구직활동 인정 기준인 적극성이나 방식에 대한 판정기준이 적절하지 않기 때문이라는 지적이 타당해 보인다. Flinn and Heckman(1983, 38쪽)은 비노동력이 구직을 안 하는 것이 아니라 다만 구직활동 적극성이 기준에 미흡할 따름이라고 하였다. Granovetter(1995, 145쪽)는 구직 방식 항목에서 빠뜨리고 있는 사회적 연결망의 역할을 지적하고 개별 접촉을 통한 취업률이 구직자는 45.4%인데 비해 비구직자는 82.5%로 거의 배에 가깝다는 조사결과를 제시하였다. 황수경(2010, 99쪽)은 우리나라 구직활동 판단 기준이 ILO 취지와 맞지 않아서 실업자로 분류되어야 할 취업 준비자를 비노동력으로 분류한다고 주장하였다.

2. 인적 특성별 이행률

근로자 개인의 인적 특성에 따른 취업 이행률 차이를 보기 위해 성, 나이, 교육수준 차원에서 분석하였다. 나이는 15-29세, 30-54세, 55세 이상, 3 연령대로 구분하였다. 남자의 병역의무 이행과 직장 생활이 안정되는 시점을 고려하여 30세에서 구분하고 50대 중반이면 퇴직하기 시작하여 남녀 모두 경제활동참가율이 빠르게 하락하는 현상을 반영하여 55세에서 구분하였다. 교육수준에서는 고학력 현상을 감안하여 고졸 미만, 고졸 및 전문대 중퇴, 그리고 전문대졸 이상 석·박사 포함으로 구분하였다.

본 연구의 이행률은 전년도 상태에서 금년도에 선택한 상태를 관찰한 것이다. 때문에 인적 특성 시점을 언제로 하느냐에 따라, 예를 들면 연령대의 분류가 달라지고 교육수준도 일부 달라질 수 있다. 금년에 관찰된 노동 상태는 금년도 연령과 교육수준이 결정한다고 판단하여 <표 7>은 근로자의 금년도 인적 특성값을 기준으로 산출되었다.

16) 일자리 탐색이론은 Mortensen and Pissarides(1999) 참조.

〈표 7〉 인적 특성별 이행률(2006-17)¹⁾

	남자	여자	15-29세	30-54세	55세 이상	고졸 미만	고졸 ²⁾	전문대졸 이상
pUE	0.55 (0.02)	0.45 (0.02)	0.49 (0.03)	0.56 (0.02)	0.39 (0.04)	0.42 (0.04)	0.51 (0.02)	0.54 (0.02)
pPE	0.28 (0.03)	0.26 (0.03)	0.31 (0.05)	0.30 (0.04)	0.21 (0.04)	0.23 (0.05)	0.27 (0.04)	0.30 (0.04)
pNE	0.10 (0.01)	0.09 (0.00)	0.11 (0.01)	0.14 (0.01)	0.05 (0.01)	0.04 (0.01)	0.12 (0.01)	0.14 (0.01)
pUN	0.22 (0.02)	0.38 (0.03)	0.29 (0.03)	0.25 (0.03)	0.41 (0.04)	0.41 (0.04)	0.28 (0.03)	0.25 (0.03)
pPN	0.45 (0.03)	0.59 (0.03)	0.47 (0.05)	0.47 (0.03)	0.62 (0.03)	0.64 (0.03)	0.50 (0.03)	0.46 (0.03)
pPU	0.10 (0.04)	0.06 (0.04)	0.13 (0.06)	0.09 (0.04)	0.04 (0.05)	0.04 (0.05)	0.09 (0.05)	0.11 (0.04)
pNU	0.02 (0.01)	0.01 (0.01)	0.02 (0.01)	0.02 (0.01)	0.00 (0.01)	0.00 (0.01)	0.02 (0.01)	0.03 (0.01)
표본 수(명)	63,947	71,099	20,907	64,992	49,147	45,971	42,010	47,065

주: 1) 괄호 안은 표준오차.

2) 전문대 중퇴 포함.

〈표 7〉은 이행률에서 실업자, 잠재노동력, 이외 비노동력 간의 구분이 명확하다는 것을 보여준다. 인적 특성별로 구분한 모든 측면에서 pUE ≫ pPE ≫ pNE 로 관찰되었다. 이같은 이행률 차이는 실업자, 잠재노동력, 이외 비노동력의 취업욕구를 반영하는 것으로 이해된다. 취업 욕구가 큰 것에 반비례하여 비노동력으로서의 이행이 낮아질 것으로 추론할 수 있는데 pUN ≪ pPN 은 이를 입증한다.

잠재노동력은 일할 기회가 있으면 언제고 다시 노동시장으로 진출하려는 성향이 있지만, 이외 비노동력은 이런 성향이 매우 작거나 없는 것으로 간주된다. 때문에 잠재노동력은 일자리 찾기를 본격적으로 하기 위한 중간 과정으로써 실업 상태를 선택하지만 비노동력은 일자리도 없는데 굳이 실업을 택하지 않을 것이다. pPU ≫ pNU 은 이를 나타낸다.

인적 특성 또한 이행률에 차이를 가져올 것으로 추측할 수 있는데 실제 결과는 예상한 대로다. 취업 이행률에서 남자가 여자 보다, 30-54세가 다른 연령대에 비해 높으며 전

문대졸 이상과 고졸은 고졸 미만보다 높다. 반대로 취업에 유리한 인적 특성 집단일수록 비노동력으로 이행률은 낮아졌다.

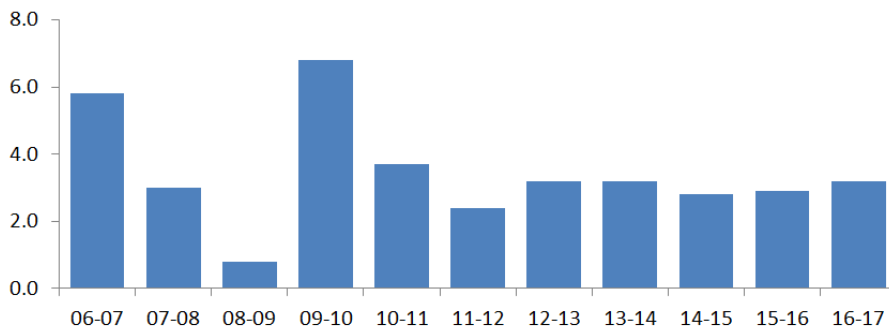
3. 연도별 이행률

인력 수요는 생산 활동에서 파생되므로 경기 부침은 미취업자의 구직에 직접적으로 영향을 끼쳐 이행률 변동을 가져올 수 있다. 경기변동 대리변수로 경제성장률을 나타낸 [그림 2]를 보면 성장률은 글로벌 금융위기로 인해 '08-'09년 크게 하락하였고 '09-'10년은 기저효과로 인해 크게 높아졌다.

[그림 3]에서 2006-17년 이행률 추이를 보면 세 가지 현상이 두드러진다. 첫째, 글로벌 금융위기에도 이행률은 별다른 변동을 보이지 않았다. 하지만 이듬해 경제가 회복하자 pUE는 크게 상승하였고 이후 높아진 수준이 지속되었다. 둘째, 분석 기간 초기에 pUE와 pPE, pUN과 pPN은 서로 크게 차이났다. 이후 중간에 일시적 기복이 있기는 했지만 pPE가 지속적으로 상승하여 pUE 수준에 근접하였고 반면 pPN은 지속적으로 하락하여 pUN 수준에 가까이 다가갔다. 셋째, 나머지 다른 이행률은 분석 기간 내내 대체로 안정적 수준을 유지하였다.

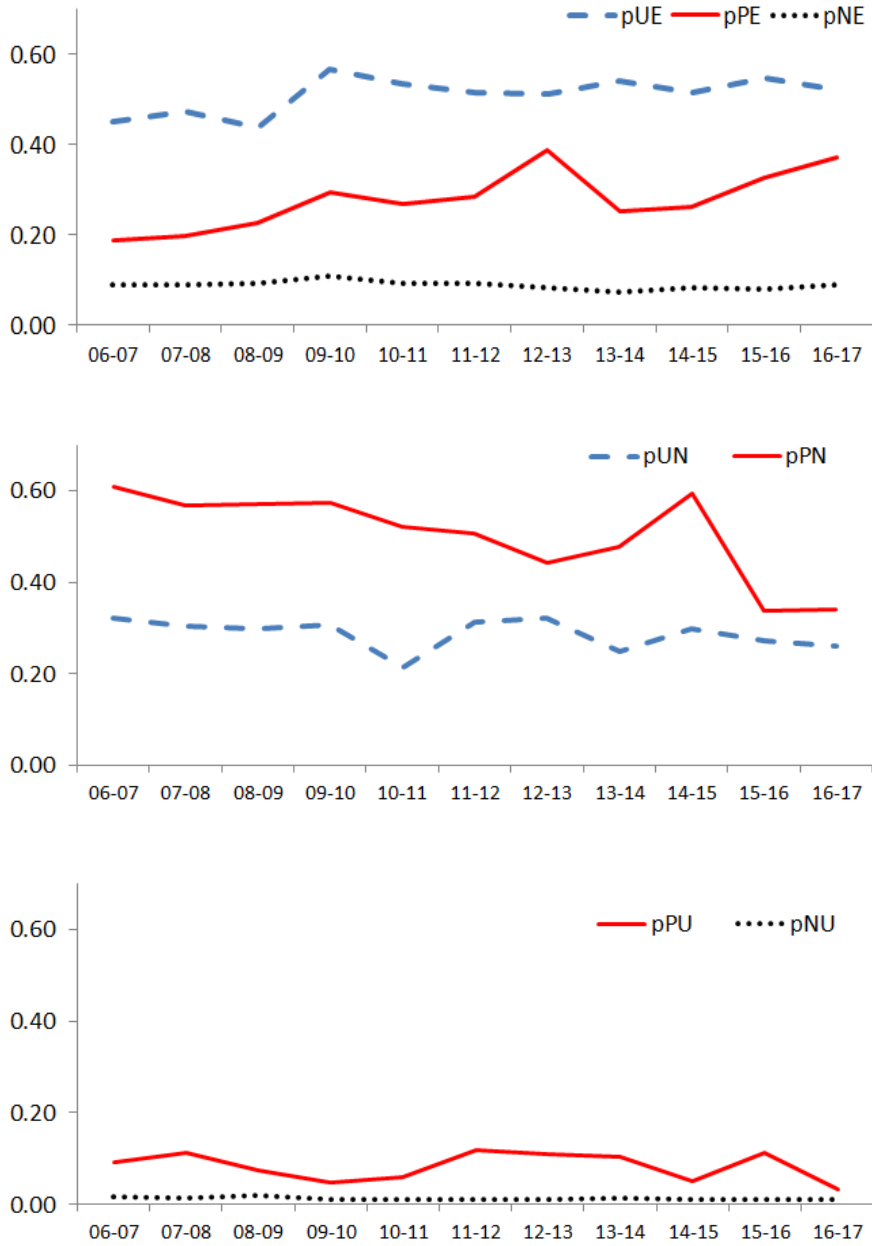
[그림 2] 경제성장률* (2006-17)

(단위: %)



주: * 2015 기준
자료: ECOS

[그림 3] 연도별 이행률



결론적으로 실업자와 이외 비노동력은 분석 기간 동안 이행률 수준이 그대로 유지된 반면 잠재노동력은 시점에 따라 이행률이 달라졌다. 분석 초기에는 이행률 측면에서 잠재노동력은 실업자와 크게 차이 났는데 시간이 지나면서 분석 기간 말에는 점차 실업자 수준에 접근하였다. 이는 잠재노동력이 실업자 또는 비노동력으로 이행하는 추이는 상황이나 시점에 따라 변화한다고 추측할 수 있는 근거가 된다.

VI. 다항로짓 분석

앞 절에서 살펴본 표본 전체 이행률은 이질적 개인의 평균값이다. 인적 특성별로 구분한 경우라도 나머지 인적 특성 측면에서 다양한 개인의 평균 이행률을 나타낸다. 그러므로 인적 특성이 이행률에 미치는 영향을 배제하고 순전히 전년도 노동시장 상태만이 이행률에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 모든 인적 특성을 통제한 분석이 이루어져야 한다.

본 절에서는 계량경제학적 방법을 적용하여 인적 특성을 통제하고 노동시장 상태가 이행률에 영향을 끼치는지를 분석한다. 만일 영향을 미친다면 이는 노동시장 상태에 따라 이행률이 달라진다는 의미여서 상태간 차별성을 입증하는 것이다.

전년도 노동시장 상태가 k 인 개인 i 를 [$S_{it} = k$], 인적 특성 벡터를 Z_i 로 표기하고 그의 금년도 j 상태 선택을 [$S_{i,t+1} = j$] 로 표기하여 이행확률을 다항로짓모형 식 (4)로 설정하였다. $\gamma_{j|k}$ 는 추정계수이다.

$$\Pr(S_{i,t+1} = j | S_{it} = k; Z_i) = \frac{\exp(Z_i' \gamma_{j|k})}{\sum_j \exp(Z_i' \gamma_{j|k})} \quad k = U, P, N \quad j = E, U, P, N \quad (4)$$

1. IIA 검정

다항로짓 회귀모형 설정이 유효하려면 종속변수인 선택지가 ‘관련 없는 선택과 독립’(Independence of Irrelevant Alternatives, IIA)이라는 조건을 갖추어야 한다. 본 연구는

IIA 조건이 충족되는지 검정하기 위해 Hausman-McFadden(H-M) 검정과 Small-Hsiao (S-H) 검정을 실시하였다.¹⁷⁾

두 검정 방식은 1) 모든 선택지를 가진 전체 표본을 대상으로 추정한(일반모형) 결과와 2) 특정 선택지 및 해당 선택지를 채택한 개인을 표본에서 제외시킨(제한모형) 결과를 서로 비교하는 것이다. 일반모형과 제한모형의 추정계수가 서로 같다는 것은 IIA 조건 충족을 의미한다.

검정은 전년도 3개 상태 각각에 대해 IIA 조건이 성립되는지를 알기 위해 금년도 4개 상태 중의 하나를 차례로 제외시켜 시행하였다. <표 8>은 H-M 및 S-H 검정 결과이다. H-M 검정 결과 대부분 검정통계량이 음의 값이거나 또는 유의미하지 않은 것으로 나타났다. Hausman and McFadden(1984, 1226쪽)은 검정통계량이 음의 값을 가질 수 있으며 이는 IIA 성립을 의미한다고 하였다. S-H 검정 결과도 두 경우를 제외하고는 나머지 모든 검정통계량이 유의미하지 않은 것으로 제시되었다.

<표 8> IIA 검정^{주)}

전년 노동시장 상태	금년 제외 선택지	p-값 (H0: IIA 성립)	
		H-M 검정	S-H 검정
U	E	1.00	0.14
	U	-1.00	0.11
	P	0.99	0.84
	N	-1.00	0.11
P	E	-1.00	0.54
	U	-1.00	0.43
	P	-1.00	0.51
	N	0.99	0.56
N	E	-1.00	0.21
	U	-1.00	0.86
	P	-1.00	0.07*
	N	-1.00	0.00***

주: ***, *는 각각 유의수준 1%, 10%에서 H0 기각을 의미.

17) H-M 검정은 Hausman and McFadden(1984), S-H 검정은 Small and Hsiao(1985) 참조. IIA 검정 방식에 대한 평가와 비판은 Allison(2012) 참조.

2. 모형 추정과 가설 검정

식 (4) 추정에서 인적 특성 Z_i 로 [남자, 15-29세, 고졸 미만]을 기준값으로 하고 [여자, 30-54세, 55세 이상, 고졸, 전문대졸 이상]을 가변수로 치환한 값을 활용했다. 상태 이행이 1년 시차를 두고 이루어지는 것을 고려하여 인적 특성 변수는 금년도 관찰치를 적용하였다.¹⁸⁾

검정 과정을 가설 (2)의 경우로 설명하면 다음과 같다. 가설 (2)의 성립은 식 (4)에서 $k = U$ 와 $k = P$ 일 때 추정식의 계수가 서로 같다는 의미이다. 따라서 전년도 U와 P 상태를 합하여 한 추정식으로 설정할 수 있다. 종속변수는 가설 (2)에서 명시한 대로 E, N, 그리고 U+P 의 3개 선택지로 한다. 추정식에서 U+P를 준거선택으로 하였다.

가설 (2)가 성립하지 않는다면 식 (5)의 $k = U$ 와 $k = P$ 인 경우를 따로 설정한 두 추정식의 계수는 서로 같지 않을 것이다. 이를 반영하기 위해 $k = U$ 인 경우를 준거로 하고 $k = P$ 인 경우를 가변수로 변환한 추정식을 설정하였다. 즉 전년도 U와 P 상태에 따라 $Z' \gamma_{j|U}$ 와 $Z' \gamma_{j|P}$ 로 구분하여 추정하였다.

가설 (2) 검정은 U=P 가 성립하는 경우와 그렇지 않은 경우의 두 추정 결과를 비교하는 것이다. 가설이 성립한다는 제약 조건 하에서 추정한 로그우도(L_R)와 제약 없이 추정한 로그우도(L_U)를 비교한 값 $-2 \ln(L_R(\hat{\gamma})/L_U(\hat{\gamma}))$ 이 검정통계량이다. 이는 카이제곱 분포를 하며 자유도는 두 추정식 계수의 개수 차이이다. 검정통계량, 즉 두 추정식 우도가 서로 유의미하게 다르다면 U=P 가설을 기각할 수 있다.

<표 9>는 2016-17년 11개 시점 표본을 총합하여 가설 (2)와 (3)을 검정한 결과이다. 추정식은 <부표>에 제시되었다. 검정 결과 U=P, 즉 실업자와 잠재노동력이 동일 집단이라는 귀무가설과 P=N, 즉 잠재노동력과 이외 비노동력이 동일 집단이라는 귀무가설, 둘 다 기각할 수 있었다.

표본 전체를 대상으로 평균적 상황을 검정한 경우와 달리 각 인적 특성별로는 다른 특징을 보일 수 있는 가능성이 있다. 이를 감안하기 위해 인적 특성별로 가설 (2)와 (3)을 검정하였다. 이 경우 추정식 설정에서는, 예를 들어 성별로 구분한 경우 설명변수에 연령대, 교육수준만을 포함한다.

18) 인적 특성에 금년도 값을 적용한 이유는 제V장 제.2절 참조.

<표 9> 다항로지모형 분석 결과: 총합 로그우도비, 자유도 및 p-값

H0	$-2 \ln(L_R(\hat{\gamma})/L_U(\hat{\gamma}))$	자유도	p-값
U=P	181	12	0.00
P=N	427	12	0.00

<표 10> 다항로지모형 분석 결과: 인적 특성별 가설검정 p-값

H0	남자	여자	15-29세	30-54세	55세 이상	고졸 미만	고졸	전문대졸 이상
U=P	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
P=N	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

<표 10>은 인적 특성별 검정 결과에서 귀무가설 검정 p-값만을 발췌한 것이다.¹⁹⁾ 인적 특성별로 구분한 모든 측면에서도 귀무가설 U=P 와 P=N 은 모두 기각할 수 있었다.

앞 장 연도별 이행률 분석에서 보듯이 잠재노동력 이행행태는 시간이 지나면서 실업자에 근접하는 추세를 보였다. 이는 시점별로 나누어 귀무가설을 검정할 필요가 있다는 것을 뜻하여 자료를 연도별로 나누어 분석을 시도하였다. 하지만 자료를 연도별로 나누어 본바 핵심 관심 대상인 잠재노동력 경우 추정식의 설명변수 개수에 비해 관찰치 규모가 작아 추정이 무의미하였다.²⁰⁾²¹⁾ 표본규모 확보를 위해 연도별 분석 대신에 2006-09, 2009-12, 2012-17년 구간으로 분석하였다. 검정 결과 3 구간에서 U=P, P=N 가설을 모두 기각할 수 있는 것으로 나타났다.

19) 분석에 이용된 나머지 모든 추정식 계재는 분량이 많아 생략함. 본 저자에게 요청하시면 추정 결과를 제공합니다.

20) 잠재노동력 표본 수는 2006-12년은 각년 171-115명, 2012-17년은 각년 96-67명이었다.

21) 설명변수 현황은 <부표>의 추정식에서 확인할 수 있다. 로짓모형 추정에서 적절한 관찰치 규모에 대한 논의는 Peduzzi et al.(1996) 참조.

〈표 11〉 다항로지모형 분석 결과: 시기별 가설검정 p-값

H0	2006-09	2009-12	2012-17
U=P	0.00	0.00	0.00
P=N	0.00	0.00	0.00

종합하면 표본 전체로서, 인적 특성별로 그리고 시기별 측면에서 U, P, N 간의 행태적 동질성 여부는 모두 기각할 수 있었다. 따라서 실업자, 잠재노동력, 이외 비노동력은 서로 차별화된 집단이라고 할 수 있고 노동시장을 취업자, 실업자, 잠재노동력, 이외 비노동력의 4 상태로 구분하는 것은 타당하다.

VII. 결 론

미취업자 노동시장 상태로 잠재노동력이 새로 분류되면서 취업욕구가 충족되지 못한 유희노동력을 포괄적으로 집계할 수 있게 되었다. 이후 잠재노동력을 활용한 고용보조지표가 발표되고 있지만, 노동시장 일자리 상황을 나타내는 지표로서 기존 실업률과의 차이는 명확치 않다. 이를 밝히기 위해 실업자와 잠재노동력, 이외 비노동력의 노동시장 행태를 분석하고 서로 간의 차별성을 검증하였다.

잠재노동력의 취업 이행률은 실업자에 비해 낮지만, 이외 비노동력과는 큰 차이를 보여 잠재노동력은 노동시장에 진입이나 복귀할 욕구와 능력을 갖춘 집단임을 확인하였다. 이는 잠재노동력을 실업자와 함께 유희노동력의 일부로 간주해야 한다는 것을 의미한다.

그렇지만 잠재노동력은 실업자와 다르고 이외 비노동력과는 달라 이들 3 분류는 서로 다른 집단임이 검증되었다. 실업자와 잠재노동력이 노동시장에서 서로 다른 행태를 보이는 집단이라는 점은 유희노동력 지표로서 고용보조지표와 실업률을 동일한 차원에서 해석하는 것은 적절치 않다는 것을 의미한다. 만일 실업률과 동일한 차원의 의미를 갖는 고용보조지표를 산출하려면 실업자와 잠재노동력의 취업 이행률 차이를 반영한 가중치를 부여한 방식을 고려해 볼 수 있을 것이다.

실업자와 이외 비노동력의 노동시장 행태는 분석 기간 내내 안정적인 반면 잠재노동

력의 행태는 분석 기간 초에는 실업자와 크게 달랐지만, 시간이 갈수록 점차 실업자에 근접하였다. 이에 따라 잠재노동력과 실업자의 차별성 검정을 시점에 따라 분석하는 것이 필요했지만, 표본 수가 부족하여 인적 특성을 통제하는 정치한 검정을 실시하지 못했다. 충분한 표본을 확보하여 시간에 따른 잠재노동력의 속성 변화 내용과 이유를 밝히는 것은 향후 과제이다.

참고문헌

- 김대일. 「한계적 경제활동 참가자와 실업」. 『한국경제의 분석』 6권 1호 (2000): 1-61.
- 류재우·배무기. 「한국의 노동시장 플로우와 실업」. 『노동경제론집』 7권 (1984): 55-75.
- 문외솔. 「한국 노동시장 변수들의 단기 변동성 및 상관관계 분석」. 『경제분석』 14권 4호 (2008. 12.): 113-150.
- 이상호. 「노동패널 고용지표의 신뢰성 연구」. 홍민기 외 공저, 『노동패널자료 연구[1] - 패널 자료 비교연구를 중심으로 -』. pp.46-76. 세종: 한국노동연구원, 2015.
- 최강식·정진화. 『여성 잠재인력의 활용방안』. 서울: 한국노동연구원, 1997.
- 통계청. 「경제활동인구조사 지침서」. 온라인 간행물, 2017.
- 한국노동연구원. 「한국노동패널 통합설문지」. 세종: 한국노동연구원, 2018.
- 황수경. 「노동력 활용지표에 관한 소고 여성 유희인력 지표를 중심으로」. 『노동정책연구』 3권 4호 (2003): 1-24.
- _____. 「실업률 측정의 문제점과 보완적 실업지표 연구」. 『노동경제논집』 33권 3호 (2010. 12.): 89-127.
- Allison, Paul. “How Relevant is the Independence of Irrelevant Alternatives?”
<https://statisticalhorizons.com/iaa> (October 8, 2012).
- Bregger, John E., and Haugen, Steven E. “BLS Introduces New Range of Alternative Unemployment Measures.” *Monthly Labor Review* 118(10) (October 1995): 19-26.
- De La Fuente, Arturo. “New Measures of Labour Market Attachment.” *Eurostat Statistics in Focus*, 57. Luxembourg: European Union, 2011.
- Flinn, Christopher J., and Heckman, James J. “Are Unemployment and Out of the Labor

- Force Behaviorally Distinct Labor Force States?" *Journal of Labor Economics* 1 (1) (January 1983): 28-42.
- Gammarano, Rosina. 'Persons Outside the Labour Force: How inactive are they really?' ILOSTAT Spotlight on Work Statistics, No. 8 (August 2019) Geneva: ILO.
- Gronavetter, Mark. "Getting a Job; A Study of Contracts and Careers." 2nd ed. Chicago, IL: The University of Chicago Press, 1995.
- Hausman, Jerry, and Mcfadden, Daniel. "Specification Test for the Multinomial Logit Model." *Econometrica* 52 (5) (September 1984): 1219-1240.
- ILO. "Report of the Conference: 19th International Conference of Labour Statisticians (Geneva, 2-11 October 2013)." Geneva: Department of Statistics, ILO.
- Jones, Stephen R. G., and Riddell, W. Craig. "Unemployment and Labor Force Attachment: A Multistate Analysis of Nonemployment." In *Labor Statistics Measurement Issues*, edited by Haltiwange, J., Manser, M.E. and R. Topel, pp. 123-155. Chicago, IL: University of Chicago Press, 1998.
- _____. "The Measurement of Unemployment: An Empirical Approach." *Econometrica* 67 (1) (January 1999): 147-161.
- _____. "Unemployment and Nonemployment: Heterogeneities in Labor Market States." Unpublished, 2004.
- Mortensen, Dale T., and Pissarides, Christopher A. "New Developments in Models of Search in the Labor Market." In *Handbook of Labor Economics*, edited by Ashenfelter, O., and D. Card, pp. 2567-2627. Amsterdam: Elsevier, 1999.
- OECD. "On the Margin of the Labour Force: An analysis of discouraged workers and other nonparticipants." In *Employment Outlook 1987*, pp. 142-170. Paris: OECD, 1987.
- _____. "Supplementary Measures of Labour Market Slack: An analysis of discouraged and involuntary part-time workers." In *Employment Outlook 1995*, pp. 43-97. Paris: OECD, 1995.
- Peduzzi, P., Concato, J., Kemper, E., Holford, T. R., and Feinstein, A. R. "A Simulation Study of the Number of Events Per Variable in Logistic Regression Analysis." *Journal of clinical epidemiology* 49 (12) (December 1996): 1373-1379.
- Small, Kenneth, and Cheng, Hsiao. "Multinomial Logit Specification Tests." *International*

Economic Review 26 (3) (October 1985): 619-627.

국가통계포털 KOSIS. <http://kosis.kr/index/index.do/>

한국은행 경제통계시스템 ECOS. <http://ecos.bok.or.kr/>

ILOSTAT. <https://ilostat ilo.org/data/>

〈부표〉 다항로지분분석 추정식: 2006-17 총합

설명변수 ¹⁾	H0: U=P		H0: P=N			
	제약 모형	일반모형	제약 모형	일반모형		
I ²⁾	여자 2	0.15 (1.54)	0.08 (0.66)	-0.37 (-10.78)	-0.24 (-1.78)	
	" 3	0.88 (8.79)	0.85 (6.53)	-1.04 (-12.96)	-0.69 (-3.11)	
	30-54세 2	0.18 (1.63)	0.35 (2.61)	0.31 (7.95)	-0.10 (-0.60)	
	" 3	0.02 (0.17)	0.04 (0.24)	0.05 (0.55)	-0.37 (-1.47)	
	55세 이상 2	-0.24 (-1.52)	-0.09 (-0.44)	-0.60 (-14.38)	-0.68 (-3.10)	
	" 3	0.49 (3.13)	0.35 (1.66)	-1.22 (-11.45)	-1.33 (-3.68)	
	고졸 2	-0.21 (-1.44)	-0.11 (-0.62)	0.71 (16.70)	0.03 (0.15)	
	" 3	-0.48 (-3.28)	-0.44 (-2.24)	1.16 (10.10)	0.44 (1.20)	
	전문대졸 이상 2	-0.16 (-1.03)	-0.01 (-0.06)	0.86 (20.75)	0.08 (0.40)	
	" 3	-0.47 (-3.01)	-0.43 (-2.07)	1.35 (12.46)	0.55 (1.49)	
	상수 2	0.77 (4.42)	0.78 (3.64)	-2.41 (-56.00)	-0.53 (-2.15)	
	" 3	0.43 (2.40)	0.24 (1.03)	-4.04 (-38.45)	-1.60 (-3.88)	
	II ²⁾	여자 2		0.47 (2.71)		-0.33 (-9.24)
		" 3		0.90 (5.67)		-0.96 (-11.10)
30-54세 2			-0.12 (-0.56)		0.28 (7.03)	
" 3			-0.12 (-0.59)		-0.04 (-0.44)	
55세 이상 2			-0.23 (-0.82)		-0.62 (-14.44)	
" 3			0.42 (1.69)		-1.26 (-11.08)	
고졸 2			-0.39 (-1.56)		0.72 (16.41)	
" 3			-0.51 (-2.30)		1.15 (9.46)	
전문대졸 이상 2			-0.37 (-1.38)		0.87 (20.54)	
" 3			-0.53 (-2.25)		1.36 (11.85)	
상수 2			-0.31 (-0.82)		-1.94 (-7.76)	
" 3			0.56 (1.51)		-2.55 (-5.98)	
표본 수		3,403		56,128		
$-2 \ln(L(\hat{\gamma}))$		6,950	6,769	40,247	39,820	

주: 1) U=P 경우 1=준거선택, 2=E, 3=N을 의미. P=N 경우 1=준거선택, 2=E, 3=U를 의미.

2) 일반모형에 한하여 U=P 경우 I은 U, II는 P, P=N 경우 I은 P, II는 N을 의미.

3) 괄호 안은 t값.

Heterogeneity Tests of the Potential Labor Force among Not-employed in Korea

Myungsoo Park

The paper focuses on the question of whether and how the labor underutilization indicator supplements the unemployment rate. The research is based on the differences in the labor market behavior among three groups of the not-employed; the unemployed, potential labor force and the rest of outside the labor force. The annual transition rate among the labor market states shows that the potential labor force has the explicit unmet need for employment different from the rest of the outside the labor force. The multinomial logit regression controlling the effects of individual characteristics rejects the hypothesis that the potential labor forces are behaviorally identical to the unemployed. The evidence shows that the two indices should be interpreted distinctively.

Keywords: potential labor force, labor underutilization indicator, transition rate, multinomial logit model