

외환위기 전후 청년 코호트의 노동경력 비교*

문 혜 진

(서울대학교 사회과학연구원)

[요약]

외환위기 이후 청년실업의 증가가 사회적 문제로 부각되었으나, 청년층의 노동시장 경험에 관한 연구는 제한적으로 이루어져 왔다. 본 연구에서는 노동경력을 단순한 일자리 이동과 달리 노동지위의 연속적 배열과 순서적이고 위계적인 변화과정으로 개념화하였으며, 배열분석을 활용하여 외환위기 전후 청년층의 노동경력을 노동지위의 다양한 측면에서 비교하였다. 분석 결과, 외환위기 이후 첫 일자리의 이행기간이 장기화되고 고용형태와 사업장 규모 면에서 첫 일자리의 질적 저하가 발생하였음이 확인되었다. 또한 외환위기 이후 청년 코호트는 미취업형과 실업형, 비대기업형, 비정규직형 및 이동형 특성을 갖는 경력유형에 속할 상대적 위험률이 높았다. 이러한 결과는 전반적으로 외환위기 이후 청년층의 고용불안정성이 더 커졌으며, 내부노동시장형에 비해 외부노동시장형 경력유형이 상대적으로 증가한 것을 의미한다.

주요어 : 노동경력, 코호트, 외환위기, 청년, 배열분석

1. 서론

외환위기 이후 주목받기 시작한 노동시장의 변화 중 하나는 청년 실업의 증가이다. 청년(15~29세) 실업률은 1997년 5.7%에서 1998년 12.2%로 급증하였고 2010년에도 7%대가 유지되고 있다. 저성장 체제로의 전환에 따라 노동수요가 감소하면서 실업률이 외환위기 이전 수준으로 회복되지 못하고 있음은 모든 연령층에 해당되는 문제이다. 그러나 청년층의 경우 경력채용 증가와 청년층을 대상으로 하는 일자리 창출률이 낮아지고 있고(이병희, 2002a), 대학진학률이 급증하면서 일자리의 구조적인 불

* 본 논문은 필자의 박사학위 논문 중 일부를 수정·요약한 것임.

일치가 발생하여 고실업이 고착화될 가능성이 높은 상황이다. '청년'은 연령 구분으로 경과되는 시기이다. 따라서 '청년실업'이 적합한 일자리를 찾아가는 효율적인 과정의 일환이라면 노동시장 진입의 관문을 통과하고 적합한 일자리로 안착한 이후에는 안정적인 노동경력에 도달할 수 있다는 낙관적 전망을 가질 수 있다. 그러나 이들이 진입 단계에서의 실업 이후에도 지속적인 취업 경쟁과 불안정한 노동생애를 경험하게 된다면 이야기는 달라진다. 외환위기 이후 고실업과 노동시장 구조 변화의 영향을 온전히 받은 세대의 불안정한 노동경력의 출발을 알리는 신호일 수 있기 때문이다.

본 연구는 외환위기 전후 청년층의 노동생애에 어떠한 변화가 발생하였는지에 대한 의문에서 출발한다. 외환위기 전후 청년층의 노동시장 지위에는 어떤 변화가 발생하였는가? 외환위기 이후 청년층의 노동생애는 실업률 2%대인 안정적 상황에서 노동시장에 진입한 세대와 어떤 차이점이 있는가?

이러한 의문에 답하기 위해서 본 연구는 외환위기 전후 노동시장에 진입한 청년 코호트의 '노동경력(carrier pathway)'을 분석의 대상으로 삼았으며, 코호트간 비교를 연구전략으로 채택하였다. 노동시장 구조변화와 노동이동, 노동성과의 변화를 분석하는 데에 출생 코호트나 진입 코호트 비교는 널리 활용되고 있으나(예, Blanchflower and Freeman, 2000), 국내에서는 한준(2002)과 안주엽·홍서연(2002), Woo와 Yoon(2010)의 연구를 제외하면 활용예가 많지 않다. 따라서 직장이동과 직업, 사업장 규모 및 고용형태를 종합적으로 반영하여 청년층의 노동경력을 비교분석하고 외환위기 전후의 변화를 살펴보고자 한다.

2. 선행 연구 검토

1) 노동경력의 개념

국내 연구에서 '경력'은 노동시장에 참여한 기간 즉, '노동시장 경험'을 의미하는 용어로 사용되어 왔다. 그러나 노동경력(carrier pathway)은 수량적 의미의 노동시장 경험이라기보다 노동시장의 경험적 규칙성 즉, 구조적 특성을 의미하는 것으로서(Slocum, 1966), 시간의 흐름에 따른 노동지위의 변화 과정으로 개념화될 수 있다(Sørensen, 1975:470). Spilerman(1977)은 노동시장의 구조적 특성과 개인의 사회경제적 성취 사이의 전략적 연결고리로 노동경력을 규정하고, 이는 주어진 시점에서의 고용상태보다 일자리의 배열(sequence of jobs)에 초점을 두는 것이라고 보았다. 따라서 노동경력은 직장이동보다 포괄적이며 구조적인 개념으로, 연속된 일자리 속에 내재화된 구조적 위계에 초점을 두는 개념으로 발전하게 된다. Spilerman은 노동경력을 이중 노동시장 이론에서의 분절화된 노동시장이 구체화된 것이라고 보았다(같은 글: 584). 기업 특수적 숙련과 연공에 따른 임금 인상 구조, 노조의 고용보호 장치를 갖는 1차 노동시장과 비숙련, 시장 원리에 따른 채용방법이 적용되는 2차 노동시장에서의 노동경력이 다른 발전과정을 갖는다는 것이다. Spilerman의 견해는 Wilensky(1960, 1961)가 발견한 것과 같이 현실에는 정형화된 노동경력 이외의 다양한 경로가 존재하고, 노동시장의 구조적 특성

이 노동경력의 발전과정에 투영되므로 노동경력은 특정 시점에서가 아니라 배열적 기준에서 궤적을 관찰할 때에 그 특성이 드러난다는 것으로 이해될 수 있다.

2) 외환위기 이후 청년 노동시장의 변화

이병희(2002a)는 1995~2001년의 청년층 일자리 구조를 분석하여, 청년층의 고용률 감소가 청년층 일자리의 낮은 창출률과 높은 소멸률에서 기인하며, 신규채용에서 경력직 채용으로의 변화가 포착되었다고 보고하였다.¹⁾ 이와는 달리 남재량(2006)은 외환위기 이후 청년층 고실업의 주된 원인은 높은 이직률에 있다고 분석하고 있다. 일자리에 대한 완벽한 정보를 갖지 못하는 청년층의 특성에 의해 잦은 이직이 발생한 것으로 일자리의 부족에 의한 것이 아니라는 것이다. 박강우와 홍승제(2009)는 청년층의 노동수요가 다른 연령층에 비해 적지 않고 경제활동참여율의 감소로 나타나는 노동 공급의 감소가 청년층의 고용률 하락을 주도하고 있다고 평가한다. 이직률의 증가나 경제활동참여율 감소는 청년층의 눈높이에 맞는 일자리의 부족으로 발생하는 것으로 청년 노동시장의 수요와 공급의 불일치라는 구조적 문제에서 기인하므로, 일자리 감소와 상반된 것이라기보다 상호 연관된 문제라 할 수 있다.

청년층에게 공급된 일자리와 관련하여 남재량 외(2010)의 연구에서는 청년층에서 임금근로자수와 더불어 정규직의 비중이 감소하고 비정규직이 증가한 것으로 나타나며, 정성미(2010)에 따르면 300인 이상 대기업의 청년 고용 비율이 1994년 35.3%에서 2010년 19.6%로 감소하였다. 청년층에 대한 일자리의 감소는 실업으로 이어지고, 제공되는 일자리 중 대기업 일자리가 감소하고 비정규직이 증가하여 일자리의 질이 낮아져 청년층의 이직과 경제활동참여를 감소시킨 것으로 보인다.

청년 노동시장의 공급 측면에서의 주요한 변화는 학력 수준의 상승이다. 다수 고학력자의 배출은 질 높은 노동력으로 이어져 경제성장에 큰 기여를 한 것으로 평가되어 왔다. 그러나 대학진학률이 80%를 웃돌고, 고학력자를 받아들일 일자리가 충분히 공급되지 못하는 상황은 학력과잉(overeducation)²⁾의 문제를 낳는다. 직업탐색이론에 근거할 때 학력과잉은 탐색 과정을 통해 불충분한 정보가 보충되면 학력수준에 적합한 일자리로 이동해 나가게 되므로 일시적 현상이라 해석된다. 또한 인적자본론은 학력과잉을 부족한 인적자본에 대한 대체제로 파악하여 과잉학력자의 임금수준이 낮게 나타나는 것은 인적자본 수준이 낮음을 반영하는 것이며(Sicherman, 1991), 교육수준에 있어서의 수요와 공급의 일시적 불일치는 기업의 적응과정을 통해 해소될 것이라 본다. 이와는 달리 직업경쟁이론(job competition theory)에 따르면 노동숙련은 대부분 정규 교육이 아니라 직업 훈련을 통해 얻어진다. 취업 결정은 개인이 보유한 기술에 근거한 임금경쟁에 의해 이루어지는 것이 아니라, 취업 기회에 대한 경쟁에 의해 이루어진다. 따라서 훈련시장에 들어갈 수 있는 기회를 할당받기 위한 취업

1) 30대 대기업과 공기업 및 금융회사의 취업자를 분석한 결과 1997년 43.1%이던 경력채용 비중이 2002년에 79.5%로 증가한 것으로 나타난다(정인수·김기민, 2005).

2) 노동시장에서의 'overeducation'을 고학력화현상으로 지칭하기도 하는데(방하남, 1999:23) 고학력화 자체가 수요공급 간의 불일치를 의미하는 것은 아니므로 박성준과 황상인(2005) 등을 따라 '학력과잉'으로 지칭한다.

서열(job queue)에서 우위를 점해야 하고, 상대적 지위를 보장하기 위한 방어적 필요성에 의해 더 많은 교육을 선택하게 된다(McGuinness, 2006). 문제는 하향취업자가 적정취업자에 비해 임금수준이 낮고 잦은 이동을 경험하며, 직무만족도 역시 떨어진다는 많은 경험적 결과들이 제시되고 있다는 점이다(Groot and Massen van den Brink, 2000). 박성준과 황상인(2005)은 1996년과 2000년을 비교하여 외환위기 이후 학력과잉이 더 심화되었고, 외환위기 이전에는 과잉학력자가 적정학력자에 비해 임금수준이 높았으나 외환위기 이후에는 그 폭이 감소하거나 일부 직종에서는 역전되는 현상이 나타난다는 결과를 얻었다.

학력수준의 상승으로 인해 발생하는 또 다른 변화는 학력간 격차와 관련된 것이다. 80년대 중반 이후 90년대 중반까지 학력에 의한 임금불평등은 감소 추세에 있었으나 90년대 중반 이후 학력간 격차가 다시 벌어지기 시작하였다. 이에 대해서 최강식과 정진호(2003)는 80년대 학력에 따른 임금격차 완화는 대졸자의 노동공급 증가에 따른 상대적 임금 감소로 인한 것이었으나, 90년대에는 대졸자에 대한 상대적 수요 증가가 공급 증가를 넘어서 대졸 임금 상승을 낳았다고 설명한다. 학력간 격차 확대는 장상수(2008)과 Woo와 Yoon(2010), 남재량 외(2010)에서도 공통적으로 발견되는 현상이다.

3) 청년층 노동경력의 특성

노동경력의 초기 단계 즉 청년층의 노동시장 초기 경험은 '학교-직장 이행' 혹은 '노동시장으로의 통합' 과정으로 지칭된다. 학교-직장 이행은 정규 학교를 졸업하고 안정적 일자리로 정착하기까지의 과정을 의미하며(Ryan, 2001), 교육제도의 층화 정도, 교과과정 또는 교육행정의 표준화 및 학력 자격의 분화 정도, 교육과 노동시장을 연결하는 제도와 경기변동 등에 영향을 받는다(장상수, 1999, 2008). 학교-직장 이행과정은 졸업 후 첫 일자리를 획득하기까지의 '진입 과정'과, 첫 일자리를 얻은 후 안정적인 직장으로 정착하기까지의 이동 과정인 '정착 과정'으로 구분할 수 있다(이병희, 2002b).

청년층은 노동시장 정착 과정에서 잦은 이동과 이로 인한 상대적으로 짧은 근속기간이라는 특성을 갖게 된다. Topel과 Ward(1992)는 노동시장 진입 후 10년 동안 평균적으로 7개의 직업을 경험하고 이는 전체 노동생애 일자리의 2/3에 해당하는 것이며, 남성 고졸자의 경우 임금인상의 66%가 이 기간 동안 발생한다고 보았다. 따라서 외환위기 이후 진입자가 진입과정에서 겪은 어려움은 후속 노동생애를 통해 상쇄될 가능성을 배제할 수 없다. 청년 실업이 후속 노동경력에 어떤 영향을 주는지는 고실업을 경험한 유럽 국가를 비롯하여 유독 높은 청년실업률을 나타내는 미국에서 논쟁적 주제로 다루어져 왔다(Monks and Pizer, 1998; Blanchflower et al., 2000). 이에 대한 가장 고전적인 해석은 직업탐색이론으로 노동자와 고용주 간의 노동력의 가격과 질에 대한 불완전 정보로 인해 노동자는 반복적인 탐색(search)과 합치(matching) 과정을 통해 정보를 축적하게 된다는 것이다. 직업 탐색 과정에서 탐색기간이 길어질수록 더 좋은 직장을 얻을 가능성이 높아지지만 탐색 비용 역시 높아지는 문제가 발생한다. 그러나 노동시장 경험이 짧은 청년 노동자들은 정보에 대한 투자수익률이 장년층에 비해 크기 때문에 더 빈번한 이직이 발생하게 된다(Jovanovic, 1979; Ryan, 2001). 이는 더 생산적인 고

용관계를 위해 자발적인 이동이 이루어진다는 관점으로, 일자리를 일종의 탐색재(search goods)로 파악하는 것이다. 탐색재 모델이 일자리 합치에 대한 정보가 사전적으로 획득되는 것이라고 보는 것과 달리, 사후적으로 경험을 통해 습득하게 되는 경험재(experience goods)라는 해석이 존재한다. 일자리 합치가 기대 수준보다 낮은 것으로 판명되면 이동이 발생하게 된다는 경험재 모델에 따르면, 임금 수준이 다른 일자리에서 가능하다고 판단되는 수준 이하로 떨어지게 되면 자발적 이직이 발생하게 된다(Jovanovic, 1979; Light and McGarry, 1998). 또 다른 해석은 노동시장 구조에 관한 것으로 분절 노동시장이론에 따른 것이다. 효율임금 전략과 내부자들의 영향력으로 인해 내부노동시장에서는 높은 임금이 유지되어, 공석이 발생할 경우 일자리 경쟁(vacancy competition)이 발생하게 된다. 더 생산적인 노동자 선택의 기준으로 연령이 활용되고 내부자에 의해 보호받지 못하는 청년층은 일자리 서열의 뒷줄에 서게 된다(Sørensen, 1975). 따라서 청년층은 저임금의 이차 노동시장에서 대기기간을 갖게 되며, 낮은 질의 일자리는 반복적인 이동을 초래한다. 그러나 분절노동시장이론에 근거하여 청년층의 노동이동을 경험적으로 분석한 선행연구는 찾아보기 어렵고, 직업탐색이론의 입증 혹은 반박을 중심으로 관련 연구가 진행되고 있다.

국내에서는 청년층의 노동시장 정착과정에 대한 연구는 제한적으로 이루어져왔다. 그 이유는 노동이동이 잦은 청년층의 특성상 취업률과 같은 단면적인 지표로는 노동시장의 성과나 경로를 파악하기 어려운데, 노동이동에 관한 연구를 뒷받침할 수 있는 자료가 부재했기 때문이다. 이로 인해 청년층의 학교-직장 이행에 관한 연구는 진입 과정으로 제한되어 왔고, 정착 과정으로 확장되지 못하였다. 그러나 자료가 점차 축적되어 가면서 새로운 시도가 이루어지고 있는 바, 대표적인 것이 이병희(2002b)의 연구이다. 이병희는 한국노동패널 3차 청년부가조사 자료와 직업력 자료를 결합하여 청년층의 직업이동 경로를 조사하였는데, 청년층 직장이동이 미국에 비해 낮은 수준이지만 졸업 이후 1년 이내에 취업하지 못한 비중은 30.4%에 이르고 3년 이후에도 18.0%는 취업을 하지 못한 것으로 보고했다. 또한 직장이동을 한 사람들 중에서 절반 이상이 1년 이내에 직장을 그만두는 단기근속 현상이 발견되었으며, 직장이동 횟수가 많을수록 임금에 유의한 부정적 영향을 미친 것으로 나타나 청년층의 잦은 이동이 직업의 상하이동을 전제로 한 탐색과정이 아님을 시사한다.

청년층은 내부노동시장으로 진입하기 어렵고 외부화될 가능성이 높기 때문에 비정규직에 고용될 확률이 높을 것이다. 이는 잦은 이동을 경험하는 청년층에 있어서 고용형태 전환이 어떤 방향으로 이루어지는가에 대한 관심으로 이어졌으나 다소 상반된 결과가 제시되고 있다. 남재량(2008)은 청년층에서 비정규직에서 정규직으로의 전환이 활발히 일어나고 있음을 보고한 바 있다. 청년층 및 전체 연령에서 비정규직과 정규직 간의 활발한 이동이 이루어지고 있으며, 특히 청년층에서는 비정규직에 취업한 자 중 44.6%가 1년 이내에 정규직으로 이동해 청년층의 비정규 경험은 '함정'이 아니라 '가교'로서 역할하고 있다는 것이다. 그러나 같은 연구에서 비관찰 이질성을 통제한 후 비정규 고용의 상태 의존성을 추정하였을 때에는 청년층이 장년층에 비해 높은 상태 의존, 즉 비정규직에서 벗어나기 어렵다는 상반된 결과가 제시되고 있다. 이병희(2001) 역시 경제활동인구조사를 활용하여 청년층이 임시·일용직에서 상용직으로 전환되는 비중은 성인보다 높다고 보고하였으나, 상용직 비율이 46.3%로 성인에 비해 낮고 실직 경험은 전반적으로 지위 하강을 초래한다고 분석하였다.

노동시장 정착 과정과 관련된 선행연구 중 실업의 상태의존에 대한 이론에 근거한다면 외환위기 이후 높아진 실업률이 반복적 실업을 경험하게 하여 외환위기 이전에 비해 불안정한 노동경력이 형성 되었을 것으로 추론된다. 또한 실업과 이동이 후속 임금에 부적 영향을 미친다면 외환위기 이후 코호트의 임금 하락으로 이어졌을 것이다. 그러나 이러한 효과는 학력과 성별 등의 다양한 요소에 영향을 받으므로 외환위기 이후 학력의 상승과 같은 변화가 어떤 결과를 초래하였는지 경험적으로 확인될 필요가 있다.

3. 연구 방법

1) 분석 자료

본 연구는 한국노동연구원에서 매년 조사한 『한국노동패널(이하 ‘노동패널’)』 1998년~2008년까지의 자료 중 직업력 및 개인자료와, 2000년과 2006년에 실시된 청년층 부가조사 자료를 활용한다. 노동패널은 도시 지역에 거주하는 가구와 가구원을 대표하는 패널조사로 1998년에 5,000가구 13,321명에 대하여 조사를 시작하였고, 이후 조사에서도 원표본 유지율이 75%가 넘게 유지되고 있다. 이 중 직업력 자료는 모든 개인에게 15세 이후의 직업 사항을 질문하여 회고를 바탕으로 직업 자료를 구축하고 매년 조사를 통해 그 변화를 기록하여 구성된 자료로, 각 일자리 별로 종사상 지위, 산업, 임금, 근로시간 등에 대한 상세한 자료가 포함되어 있다.

외환위기 전후 청년 코호트를 비교 대상으로 하는 본 연구에 노동패널을 활용하는 데에 고려해야 할 점은 회고적 자료수집으로 인한 오류(recall error)³⁾와 청년층이나 졸업 코호트를 대표하는 자료가 아니라는 점으로 인한 편이가 발생할 수 있다는 점, 외환위기 전후 비교에서 관측기간을 충분히 길게 설정할 수 없다는 점 등의 문제가 있다. 그럼에도 불구하고 가장 안정적으로 구축된 노동 관련 패널 조사자료이며, 외환위기 이전 시점까지를 포괄하는 유일한 직업력 자료라는 점에서 이를 활용하고자 한다.

2) 분석 자료의 구성

본 연구는 노동시장 진입을 코호트 구성의 기준으로 삼고, 정규 교육기관을 졸업 혹은 중퇴한 시점을 노동시장 진입 시점으로 판단한다. 졸업 혹은 중퇴 이후 일정한 기간 내에 상급학교에 진학하거나

3) 각 코호트 중 미취업자를 제외한 취업자 중 회고자료를 포함한 경우는 90년대 441명 중 340명, 2000년대 298명 중 43명이다. 90년대 코호트 취업자 중 회고를 바탕으로 한 기간은 평균 31.9개월, 2000년대 코호트의 경우 4.2개월이다. 본 연구에서 회고자료가 포함된 경우 보고된 직장수는 평균 1.99개이고, 비회고자료만으로 구성된 경우는 1.64개로 직장이동의 과소보고는 발견되지 않았다. 실업주기의 수도 회고자료 포함 여부에 따른 차이를 보이지 않았다.

군 입대를 하지 않을 경우 취업 상태에 있지 않더라도 노동시장에 진입한 것으로 본다.⁴⁾ 청년층은 기본적으로 항시 일자리를 구하는 탐색 과정에 있다고 볼 수 있으므로(안주엽·홍서연, 2002) 비경제활동과 실업 상태를 구분하지 않고 취업과 비취업의 두 상태만을 고려하였다. 1990~1991년 정규학교를 졸업하고, 노동시장에 진입하여 외환위기 이전인 1996년~1997년까지 72개월 이상의 노동경력을 축적한 경우를 '1990년대 노동시장 진입 코호트(이하 '90년대 코호트')'로, 외환위기 이후 2000년~2001년에 정규학교를 졸업하여 2006년~2007년까지 72개월 이상의 노동경력을 축적한 경우를 '2000년대 노동시장 진입 코호트(이하 '2000년대 코호트')'로 구분한다.

<표 1> 노동경력 및 코호트 구성의 정의

| 구 분 | | 조작적 정의 | | |
|------|--------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------|------------------------------------------------|
| 코호트 | | - 90년대 코호트: 1990-1991년 정규 교육과정 졸업 혹은 중퇴하고 노동시장에 진입한 자 - 2000년대 코호트: 2000-2001년 정규 교육과정 졸업 혹은 중퇴하고 노동시장에 진입한 자 | | |
| 노동경력 | 진입과정 | (첫 일자리로의) 이행기간 | | |
| | | 첫 일자리 질 | 직업 | 한국노동패널 상의 직업 대분류 |
| | | | 사업장 규모 | 대기업(300인 이상) 중소기업(10~299인) 영세사업장(10인 미만) |
| | 고용형태 | | 정규직/비정규직/자영업·고용주/무급가족종사자 | |
| | 일자리 배열 | 일자리 | 경험한 직장 수 | 직장이동에 따른 누적 직장 수 |
| | | | 직업 종류 | 한국노동패널 상의 직업 대분류 |
| | | | 사업장 규모 | 대기업/중소기업/영세사업장 |
| | | | 고용형태 | 정규직/비정규직/자영업·고용주/무급가족종사자 |
| 공백 | | 취업 이외의 상태 : 실직, 재교육, 군 복무기간 | | |

실업 경험이 이후의 노동경력에 부적 영향을 미친다는 경험적 연구결과를 바탕으로 할 때, 외환위기 직후 고실업의 영향을 가능한 배제할 필요가 있다. 따라서 2000년대 코호트는 실업률이 다소 안정화된 2000년 이후로 진입 시점을 설정한다. 노동시장 진입 코호트의 구성에 있어 졸업시점과 더불어 15~34세의 연령 구분을 적용하였다. 노동경력 및 코호트 구성의 정의를 요약하면 <표 1>과 같다.

노동패널 1~11차 개인자료를 바탕으로 연령과 학력 정보, 군복무 기간 및 첫 일자리 취득 시점 등을 고려하여 1,343명의 표본을 추출하였고, 이를 11차 직업력 자료와 결합하였다. 졸업을 앞두고 미리 취업하는 경우를 고려하여 졸업시점 6개월 이전부터의 일자리를 포함시켰다. 이 중 일자리 정보가 미비하거나 이탈로 인하여 일자리 조사기간이 72개월에 못 미치는 경우를 제외하여 최종적으로 848명의 표본을 얻었다.⁵⁾ 848명이 보유한 일자리는 총 5,468개이고, 72개월로 제한한 노동경력 구성에 포함된

4) 고등학교 졸업 이후 24개월 이내 상급 학교 진학, 졸업 후 12개월 내에 군입대하는 경우 발생하는 공백은 지속적인 학업, 입대준비기간으로 보아 공백에 포함시키지 않았다.

일자리는 3,443개이다. 848명에는 노동시장 진입 이후 한 번도 일자리를 얻지 못한 50명과 72개월이 경과한 후 첫 일자리를 얻은 59명이 포함되어 있다. 이와 같은 과정을 통해 구성된 두 개의 코호트의 특성은 <표 2>와 같다.

<표 2> 코호트별 특성(단위: 명, (%))

| 특성 | | 90년대 코호트 | | 2000년대 코호트 | |
|----------------------------|--------|-------------|---------|-------------|----------|
| 연령 (진입시점) ¹⁾ | 평균 | 21.3세 | | 22.2세 | |
| | 출생연도 | 1958~1975년생 | | 1966~1985년생 | |
| 성별 | 남 | 263 | (53.0) | 194 | (55.1) |
| | 여 | 233 | (47.0) | 158 | (44.9) |
| 학력 ²⁾ | 고졸 미만 | 8 | (1.6) | 5 | (1.4) |
| | 고졸 | 264 | (53.2) | 83 | (23.6) |
| | 전문대 | 59 | (11.9) | 84 | (23.9) |
| | 4년제 대학 | 147 | (29.6) | 158 | (44.9) |
| | 석사 | 14 | (2.8) | 19 | (5.4) |
| | 박사 | 4 | (0.8) | 3 | (0.9) |
| 합 계 | | 496 | (100.0) | 352 | (100.00) |

주: 1) 노동시장 진입 시점에서의 연령, 2) 전문대 이상 학력은 입학에서 졸업까지를 포함.

3) 분석방법

생애과정 관점의 연구에서 '이행(transition)'과 '궤적(trajectory)'은 핵심적 개념이 된다. 그 중에서 궤적은 개별 사건이 각기 따로 분리되기 어렵고 연속성 하에서 이해되어야 한다는 점에서 이론적 우위에 있는 개념이라 할 수 있다. 따라서 궤적을 분석 단위로 하는 방법론의 필요성이 제기되었고, Abbott가 제시한 '배열 분석(sequence analysis)'을 적용한 연구가 지속적으로 이루어지고 있다. Abbott의 문제의식은 시간적 배열이 통계적 과정이 아니라 총체적(holistic)으로 구성된다는 것으로 압축될 수 있다(Abbott and Hrycak, 1990). 확률적 모델에 기초한 분석방법들은 경력과 같은 배열이 확률적 과정에 의해 생산된 표피적 실재이며, 사건의 발생 가능성은 외재적 변수들과 선행하는 사건 이후 경과된 시간의 함수에 의해 결정된다고 본다. 그러나 개인들은 구조적 제약에 반응하여 지속적으로 자신의 노동경력을 계획하고 구조화하며, 잘 알려진 선형적 모델에 그들의 과거 경험을 비교하여 문화적으로 인정되는 경력으로 구조화하려고 노력한다. 따라서 개인들의 노동경력에 일정한 패턴

5) 90년대 코호트는 회고를 바탕으로 일자리 배열이 구성되므로 이탈의 문제가 발생하지 않는다. 이탈자 중 44.8%가 고졸 이하 학력자로 최종 선택된 2000년대 코호트에 비해 저학력자 비중이 매우 높다. 조사된 일자리 기간은 평균 34.4개월이며 163명 중 49명이 조사기간 중 한 번도 취업하지 못한 미취업자이다. 조사된 일자리 중 51.2%가 미취업 기간이며 7.1%가 실업기간으로 나타나 이탈자 집단의 노동경력이 매우 불안정함을 알 수 있다. 따라서 2000년대 코호트에 대한 분석 결과는 고용불안정성이 과소추정되고 이에 따라 코호트간 차이가 과소추정되었을 가능성이 있다.

이 존재하는지 여부를 묻는 것이 이를 형성하는 메커니즘에 대한 질문에 선행되어야 한다는 것이 '배열분석'의 출발점이 된다. 배열 분석은 배열 간의 거리를 기초로 이루어지며, 거리 측정에는 다양한 알고리즘이 활용된다.⁶⁾ 그러나 사회과학 분야에서의 배열분석에서는 Abbott가 제안한 최적일치법(Optimal matching algorithm)이 가장 널리 활용되며, 본 분석에서도 이를 활용한다.

최적일치법에 기초한 배열분석은 다음의 단계로 진행된다(MacIndoe and Abbott, 2004).

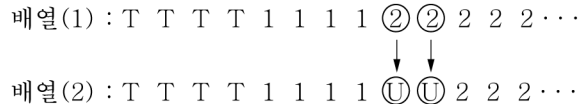
- (1) 상태공간⁷⁾과 전환비용에 대한 이론적 조작화
- (2) 배열 짝 간의 거리를 바탕으로 유사성을 측정하여 매트릭스를 구성
- (3) 군집분석이나 스케일링을 통해 의미 있는 유형화가 가능한지 확인
- (4) 군집분석 결과의 활용

배열분석이 전체적인 직업 경로를 분석 단위로 삼는다는 장점을 가지고 있음에도 불구하고 몇 가지 방법론적인 비판이 제기되어 왔다(Levine, 2000; Wu, 2000). 첫 번째는 전환비용의 설정과 관련된 문제이다. 최적일치법에서는 두 배열이 같아지기 위해 필요한 대체와 삽입/삭제의 수에 기초하여 배열 짝 간 거리를 측정하는데, 할당된 전환 비용을 적용하여 도출된 최소한의 비용(의 합)이 배열 간의 거리가 된다. 대체비용(substitution cost)은 같은 상태가 두 개의 배열에서 동시에 발생하는지 여부 즉, 상태의 시점을 강조하는 것으로 상태 발생의 시간적 순서는 유지하는 범위 내에서 거리를 측정하는 데에 필요한 비용이다. 이에 반해 삽입/삭제 비용은 시점이나 시간 순서의 왜곡을 가져오는 것이므로 대체비용에 비해 높은 값을 부여하는 것이 타당하다. 전환비용을 일정한 상수로 적용하거나 이론에 근거하여 설정함에 있어 임의성에 대한 비판이 제기되어 왔고, 최근에는 대안적으로 표준 배열(reference sequence)를 설정하거나 분석 자료의 상태간 이행률에 기초하여 대체비용 행렬을 구성하는 방법이 활용되고 있다. 본 연구에서는 후자의 방법을 활용하며, 동일한 상태간 이행의 대체비용은 '0'으로, 서로 다른 상태간 이행은 상태의 이행이 자료상에서 빈번하게 발생할수록 작은 대체비용을 갖도록 하였다(Rohwer and Potter, 2002).

12개월의 직장이동수로 구성된 두 개의 배열을 예로 들면, 'T'는 졸업 이후의 미취업상태이며 '1'은 졸업 후 첫 직장, '2'는 두 번째 직장, 'U'는 첫 직장 후의 실직 상태를 의미한다. 본 연구에서는 직장 이동수 이외에 직업과 사업장규모, 고용형태의 추가적인 배열을 구성하여 분석하였다. 배열분석은 두 쌍의 배열이 같아지기 위한 전환비용을 두 배열 간 거리로 산정하는데, 아래 예에서는 '2'를 'U'로 대체하면 두 배열의 구성이 같아지므로 '대체비용(2→U)×2'가 배열간 거리가 되며, 배열 쌍 간 거리의 매트릭스를 활용하여 군집분석을 수행하게 된다.

6) DT(Dijkstra and Taris, 1995), Dynamic Hamming Distance(Lesnard, 2008), 배열의 하위구조(subsequence)의 동질성을 바탕으로 한 Elzinga(2010)의 방법 등이 제시된 바 있다.

7) '상태공간'은 각 사건을 구성하는 논리적으로 배타적인 상태의 수를 의미한다(예, 취업/실업/비경제활동/재학).



〈그림 1〉 배열짜 간 거리 산정 예시

배열분석에 대한 두 번째 비판은 유형화 결과의 타당성 문제로, 어떤 군집 알고리즘을 사용하였느냐와 적정 군집수를 어떻게 선택하느냐와 관련된 것이다. 전통적인 검증 통계가 배열적 특성을 가진 자료에 적용되기 어려워 배열분석 결과 도출된 결과의 타당도 검증에 활용되지 못했다. 이를 보완하는 방법으로 전환비용을 다양화한 군집분석 결과를 비교하거나, 여러 종류의 군집 알고리즘을 활용한 결과를 비교하는 방법이 제안되어 왔다(Martin et al., 2008). 본 연구에서는 사회과학 분야에서 최적 일치법을 적용한 군집분석을 수행할 때 주로 활용되는 Wards 링키지를 사용하였고, 적정 군집수의 선택에는 CH(Calinski/Harabasz) 인덱스를 변용하여 적정 집단수를 결정하는 방법을 활용하였다(Aisenbrey and Fasang, 2010).⁸⁾

배열분석이 갖는 가장 큰 난점은 배열분석의 마지막 단계, 즉 유형을 구성하는 원인이 무엇이며, 유형이 무엇을 인과적으로 설명하는가 대한 접근이 제한적으로 이루어져 왔다는 점이다. 특히 노동경력 연구에서 배열의 유형화 결과를 독립변수나 종속변수로 활용한 예는 제한적이다(예, Han and Moen, 1999). 그러나 최근 들어 최적일치법을 적용한 사회과학 연구가 증가하면서 탐색적 연구 도구로 활용되어 온 배열분석이 그 영역을 확장할 가능성은 매우 큰 것으로 보인다. 본 연구에서도 배열분석의 유형화 결과를 활용하여 다항로지분석을 수행하여 코호트간 상대적인 위험 확률을 비교하고자 한다.⁹⁾

배열분석에는 다양한 통계도구가 활용되나, 본 연구에서는 R 패키지 중 TraMineR(Gabardin et al., 2011)을 사용하였다.

8) 이는 군집내 거리와 군집간 거리를 비교하는 방법으로 CH 인덱스가 충분히 크고, 집단내 거리가 집단간 거리의 0.5배 이하이면서, 군집수를 늘렸을 경우 충분한 변화(RI : relative improvement)가 있는 경우를 적정 군집수로 결정하는 방법이다.

9) 전체 학위 논문에는 유형화 결과를 바탕으로 하여 노동경력 유형이 졸업 후 6년이 경과된 시점에서 임금에 미치는 영향과 코호트간 임금차이를 분석한 내용이 포함되어 있다. 본 글에는 노동경력의 유형 비교 결과만을 소개한다.

4. 분석 결과

1) 노동시장 진입과정의 변화

(1) 첫 일자리의 질

두 코호트의 첫 일자리 고용형태를 비교한 결과 2000년대 코호트에서 상용직이 감소하고 비정규직이 증가한 추세가 확인되었다. 비정규직은 90년대 코호트 8.8%에서 2000년대 코호트 20.8%로 증가하였다. 이러한 추세는 학력과 무관하게 공통적으로 발견되지만, 고졸 이하 학력자에서의 비정규직 증가가 더 크게 나타난다(11.7%에서 27.9%로 증가). 첫 일자리의 사업장 규모를 비교하면 대기업 비중이 90년대 39.1%에서 2000년대 24.9%로 감소하였고, 영세사업장과 중소기업 비중이 증가하였으나, 사업장 규모 항목의 무응답 비중이 높아 제한적 의미를 갖는다.

〈표 3〉 코호트별 첫 일자리 분포(단위: 명, %)

| | | 90년대 코호트 | | 2000년대 코호트 | |
|-----------|---------------|----------|-------|------------|-------|
| 고용형태 | 정규직 | 381 | 86.4 | 219 | 74.5 |
| | 비정규직 | 39 | 8.8 | 61 | 20.8 |
| | 자영자/고용주 | 14 | 3.2 | 12 | 4.1 |
| | 가족종사자 | 7 | 1.6 | 2 | 0.7 |
| | 합계 (735) | 441 | 100.0 | 294 | 100.0 |
| 사업장 규모 | 대기업 (>300) | 82 | 39.1 | 56 | 24.9 |
| | 중소기업 (10~299) | 70 | 33.3 | 93 | 41.3 |
| | 영세사업장 (<10) | 58 | 27.6 | 76 | 33.8 |
| | 합계 (435) | 210 | 100.0 | 225 | 100.0 |
| 직업 | 고위공무원 및 관리자 | - | - | 1 | 0.3 |
| | 전문직 | 32 | 8.1 | 54 | 18.2 |
| | 기술 및 준전문직 | 59 | 14.9 | 62 | 20.9 |
| | 사무직 | 113 | 28.5 | 77 | 25.9 |
| | 서비스직 | 61 | 15.4 | 20 | 6.7 |
| | 판매직 | 51 | 12.9 | 21 | 7.1 |
| | 농어업숙련 | 2 | 0.5 | 2 | 0.7 |
| | 기능종사자 | 37 | 9.3 | 23 | 7.7 |
| | 조작/조립 | 30 | 7.6 | 20 | 6.7 |
| | 단순노무 | 11 | 2.8 | 14 | 4.7 |
| | 군인 | - | - | 3 | 1.0 |
| | 합계 (693) | 396 | 100.0 | 297 | 100.0 |

주 : 일자리 경험이 없거나 무응답인 경우 제외

첫 일자리의 직업분포에서 가장 두드러진 특징 중 하나는 여성 직업분포의 상향 이동이다. 두 코호트 모두에서 첫 일자리 중 사무직의 비중이 가장 높지만, 외환위기 이후 사무직의 비중은 감소하였다(28.5%에서 25.9%). 그러나 여성의 경우 사무직화 경향이 뚜렷하고(32.5%에서 41.5%) 서비스/판매직에서의 이탈이 매우 큰 폭으로 나타난다. 90년대 코호트에서 여성의 33.5%가 서비스 및 판매직에 종사하였고 이 중 85.5%가 고졸 이하의 저학력 여성이었다. 외환위기 이후 여성의 학력 수준이 남성과 유사한 수준으로 상승하면서 저학력 직종이 감소하고 사무직과 전문직, 기술 및 준전문직(이하 '준전문직')으로의 진출이 늘어난 것이다. 두 번째 특징은 전문직 및 준전문직의 증가로 여성 뿐 아니라 남성에게서도 큰 폭의 증가가 발견된다. 전문직의 경우 학력과 무관하게 증가 추세가 나타나지만 준전문직의 증가는 저학력자가 주도한 것으로 보인다. 이러한 현상은 고학력화와 신규 진입자들의 자격증 취득 등의 취업 노력의 결과로 해석할 수 있다. 이와 더불어 전문직과 준전문직에 대한 산업적 신규 수요의 증가도 이러한 변화에 기여하였을 것이다.

(2) 첫 일자리로의 이행기간

두 코호트가 첫 일자리를 얻기까지 경과한 이행기간의 분포를 살펴보면 졸업 후 3개월 시점에서 90년대 코호트의 35.9%가 취업에 성공하였고, 2000년대는 42.6%가 취업하여 더 빠르게 취업에 성공하는 것으로 나타난다. 그러나 90년대 코호트는 6~18개월 사이에 취업이 활발하게 일어나고 특히 전문대 이상 학력자들은 18개월까지 75.5%가 미취업상태를 벗어나지만 2000년대 코호트는 같은 기간 64.02%에 그쳤다. 이러한 결과는 미취업 탈출률 비교의 시점에 따라 다른 결론이 도출될 수 있고, 최소 2년 이상의 장기적인 변화가 관찰되어야 함을 의미하는 것이다. 첫 일자리로의 이행기간은 90년대 코호트 평균 19.3개월, 2000년대 22.3개월로 외환위기 이후 이행기간이 장기화된 것으로 나타난다. 특히 고졸 이하 학력자의 경우 23.0개월에서 31.4개월로 증가폭이 컸다.

〈표 4〉 코호트별 이행기간 분포(명, 누적 %)

| | 90년대 코호트 | | | | | | 2000년대 코호트 | | | | | |
|---------|----------|-------|-------|-------|--------|-------|------------|-------|-------|-------|--------|-------|
| | 전체 | | 고졸 이하 | | 전문대 이상 | | 전체 | | 고졸 이하 | | 전문대 이상 | |
| 없음 | 83 | 16.7 | 41 | 15.1 | 42 | 18.8 | 78 | 22.2 | 18 | 20.5 | 60 | 22.73 |
| 1-3개월 | 95 | 35.9 | 42 | 30.5 | 53 | 42.4 | 72 | 42.6 | 9 | 30.7 | 63 | 46.59 |
| 4-6개월 | 40 | 44.0 | 19 | 37.5 | 21 | 51.8 | 10 | 45.5 | 3 | 33.0 | 8 | 49.62 |
| 7-12개월 | 54 | 54.8 | 26 | 47.1 | 28 | 64.3 | 15 | 49.7 | 3 | 36.4 | 12 | 54.17 |
| 13-18개월 | 54 | 65.7 | 29 | 57.7 | 25 | 75.5 | 34 | 59.4 | 8 | 45.5 | 26 | 64.02 |
| 19-24개월 | 17 | 69.2 | 10 | 61.4 | 7 | 78.6 | 18 | 64.5 | 4 | 50.0 | 14 | 69.32 |
| 25-36개월 | 42 | 77.6 | 31 | 72.8 | 11 | 83.5 | 33 | 73.9 | 7 | 58.0 | 26 | 79.17 |
| 37-48개월 | 38 | 85.3 | 24 | 81.6 | 14 | 89.7 | 24 | 80.7 | 9 | 68.2 | 9 | 82.58 |
| 49-60개월 | 24 | 90.1 | 15 | 87.1 | 9 | 93.8 | 14 | 84.7 | 5 | 73.9 | 10 | 86.36 |
| 61-71개월 | 11 | 92.3 | 6 | 89.3 | 5 | 96.0 | 8 | 86.9 | 3 | 77.3 | 10 | 90.15 |
| 72개월 이상 | 38 | 100.0 | 29 | 100.0 | 9 | 100.0 | 46 | 100.0 | 20 | 100.0 | 26 | 100.0 |
| 합계 | 496 | | 272 | | 224 | | 352 | | 88 | | 264 | |

2) 노동경력의 변화

(1) 일자리 배열의 구성

본 연구에서 '노동경력'은 일자리의 배열의 총합으로, 각 시점까지 경험한 직장수, 직업, 사업장 규모, 고용형태 네 가지 차원의 배열로 구성된다. 각 일자리의 배열은 다시 첫 일자리를 얻기까지의 이행기간과 취업 기간, 일자리 사이의 공백으로 구성된다.

① 공백 : 실직, 군복무 및 재교육 기간

72개월의 노동경력 중 90년대 코호트에 속한 개인의 평균적인 실직기간은 6.8개월이고, 2000년대 코호트는 평균 8.8개월로 더 길었다. 2000년대 코호트의 저학력 집단은 72개월 중 평균 40개월 이상을 미취업 상태에 머무는 것으로 나타난다. 여성의 경우 남성에 비해 미취업 기간은 다소 짧으나 실업기간은 더 길다(<표 5>).

군복무 기간은 코호트 간에 큰 차이를 보인다. 90년대 코호트의 군복무 경험을 가진 남성 28.8%가 노동시장에 진출한 이후에 입대를 한 것으로 나타난다. 이에 반해 2000년대 코호트는 99.0%가 노동시장 진입 이전에 복무를 마쳤다. 즉, 2000년대 들어 졸업 직후 입대를 하거나, 재학 중 휴학을 하고 군복무를 마쳐 노동시장 진입 이후에 군복무로 인한 단절을 피하고자 하는 추세로 변화가 발생하였다. 따라서 2000년대 코호트의 노동경력에는 군복무 기간이 거의 나타나지 않는다. 재교육 기간은 상급학교로의 진학이나 추가적인 학위 취득을 위한 학업 기간으로 구성되는 재학기간이다. 재교육 기간은 군복무와는 반대로 2000년대 코호트에서 중후반부에 더 뚜렷이 나타나지만, 노동경력 전체에서 차지하는 비중이 크지 않다.

<표 5> 코호트별 평균 경과 기간: 공백 및 미취업

| | 90년대 코호트 | | | | | 2000년대 코호트 | | | | |
|-----|----------|-------|--------|------|------|------------|-------|--------|------|------|
| | 전체 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 | 전체 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 |
| 군복무 | 2.6 | 4.3 | 0.6 | 5.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| 재교육 | 0.3 | 0.0 | 0.7 | 0.2 | 0.4 | 0.9 | 0.0 | 1.2 | 1.0 | 0.7 |
| 실직 | 6.8 | 6.7 | 6.9 | 3.9 | 10.1 | 8.8 | 9.9 | 8.4 | 6.9 | 11.1 |
| 미취업 | 19.3 | 23.0 | 14.7 | 19.7 | 18.8 | 22.3 | 31.4 | 19.2 | 24.3 | 19.8 |

② 일자리 배열

90년대 코호트 구성원은 72개월 동안 평균 1.52개의 직장을 경험하였고, 2000년대 코호트는 1.68개로 2000년대 코호트가 더 잦은 직장이동을 경험하였다. 72개월 내 한 번도 취업하지 않은 109명을 제외할 경우의 평균 직장수는 90년대 1.71, 2000년대 1.98개로, 첫 직장에 들어간 이후 평균 0.71번과

0.98번의 이동을 경험했다. 여성의 직장이동은 90년대 남성에 비해 적은 수준이었으나 2000년대에는 역전되어 남성보다 많은 이동을 경험하였다(90년대 직장수 남 1.54, 여 1.50, 2000년대 남 1.60, 여 1.77).

〈표 6〉은 72개월 동안 직장수 배열의 각 상태에서 평균적으로 머문 기간을 비교한 것이다. 직장이동 수가 상대적으로 적은 90년대 코호트는 첫 직장에서의 평균 지속기간이 30.6개월로 2000년대 코호트 25.5개월보다 길다.

이러한 변화를 시간 경과에 따른 상태 분포의 변화(distribution plot)로 살펴보면 〈그림 2〉와 같다. 가장 위 부분이 각 시점에서 일자리를 얻기 이전인 미취업 상태의 비중이며, 가장 아래 부분이 첫 일자리에 취업 중인 개인이 차지하는 비중이다. 90년대 코호트에서는 첫 번째 일자리의 비중이 시간의 흐름에 따라 점차 증가하여 17개월 시점에서 51.6%로 정점에 도달하였다가 그 이후 첫 일자리의 비중은 감소하고, 두 번째 일자리로의 이동이 증가한다. 두 번째 일자리는 3개월 시점부터 출현하여 26개월에 전체의 11.1%에 도달한다. 이에 반해 2000년대 코호트는 4개월 시점에서 첫 일자리 비중이 41.5%에 도달하였다가 실업상태 혹은 두 번째 일자리로의 전환이 조속히 일어났다. 첫 일자리 비중은 13개월에 34.1%로 감소하고 16개월 시점에서 두 번째 일자리가 10.8%를 차지한다. 학력별로 나누어 보면 고졸 이하 학력자 특히 2000년대 저학력자의 미취업이 매우 큰 비중을 차지하는 것이 눈에 띈다. 2000년대에는 전문대 이상 학력자는 90년대에 비해 첫 직장의 비중이 적고 세 번째 이상의 직장 비중이 후기로 갈수록 증가하는 경향이 나타난다.

〈표 6〉 직장별 평균 경과기간(월)

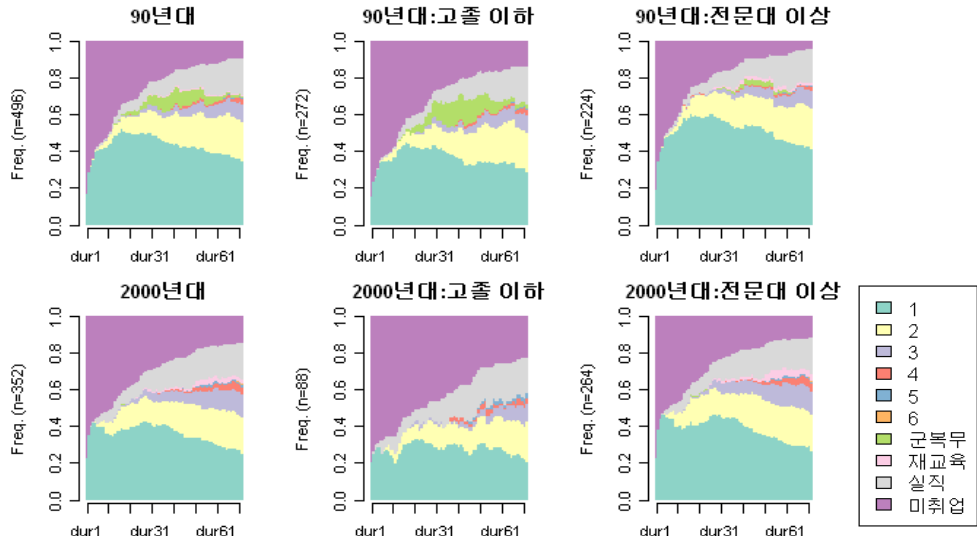
| | 90년대 코호트 | | | | | 2000년대 코호트 | | | | |
|-----------|----------|-------|--------|------|------|------------|-------|--------|------|------|
| | 전체 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 | 전체 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 |
| 첫 직장 | 30.6 | 25.8 | 36.5 | 30.8 | 30.5 | 25.5 | 19.8 | 27.4 | 25.6 | 25.4 |
| 둘째 | 9.4 | 9.1 | 9.7 | 9.6 | 9.1 | 9.7 | 7.9 | 10.4 | 10.1 | 9.3 |
| 셋째 | 2.5 | 2.5 | 2.5 | 2.5 | 2.5 | 3.7 | 1.9 | 4.4 | 3.5 | 4.1 |
| 넷째 | 0.5 | 0.5 | 0.4 | 0.3 | 0.6 | 0.8 | 0.7 | 0.8 | 0.5 | 1.1 |
| 다섯째 | 0.1 | 0.0 | 0.1 | 0.0 | 0.1 | 0.3 | 0.5 | 0.2 | 0.1 | 0.5 |
| 여섯째 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 |
| 공백 및 미취업* | 29.0 | 34.1 | 22.9 | 28.8 | 29.3 | 32.0 | 41.3 | 28.9 | 32.2 | 31.6 |

* 공복무, 재교육, 실업, 미취업 기간은 모든 배열에서 동일하므로 ‘공백 및 미취업’으로 묶어 제시함.

(2) 노동경력 유형 비교

① 직장수 배열

848명의 직장수 배열은 총 567가지 종류의 배열로 구성된다. 군집분석을 수행하여, 적정 군집수로 4개의 군집을 선택하였다. 규모가 가장 큰 군집은 “군집 1”로 90년대 코호트의 36.5%, 2000년대 코호



〈그림 2〉 직장수 배열의 상태분포: 코호트 및 학력별

트의 34.4%가 이 군집에 속한다. “군집 3”은 규모는 작지만 2000년대 코호트의 13.4%가 이에 속해 90년대 코호트에 비해 비중이 증가하였고, 이와 반대로 “군집 4”의 비중은 2000년대 코호트에서 감소한 것으로 나타난다.

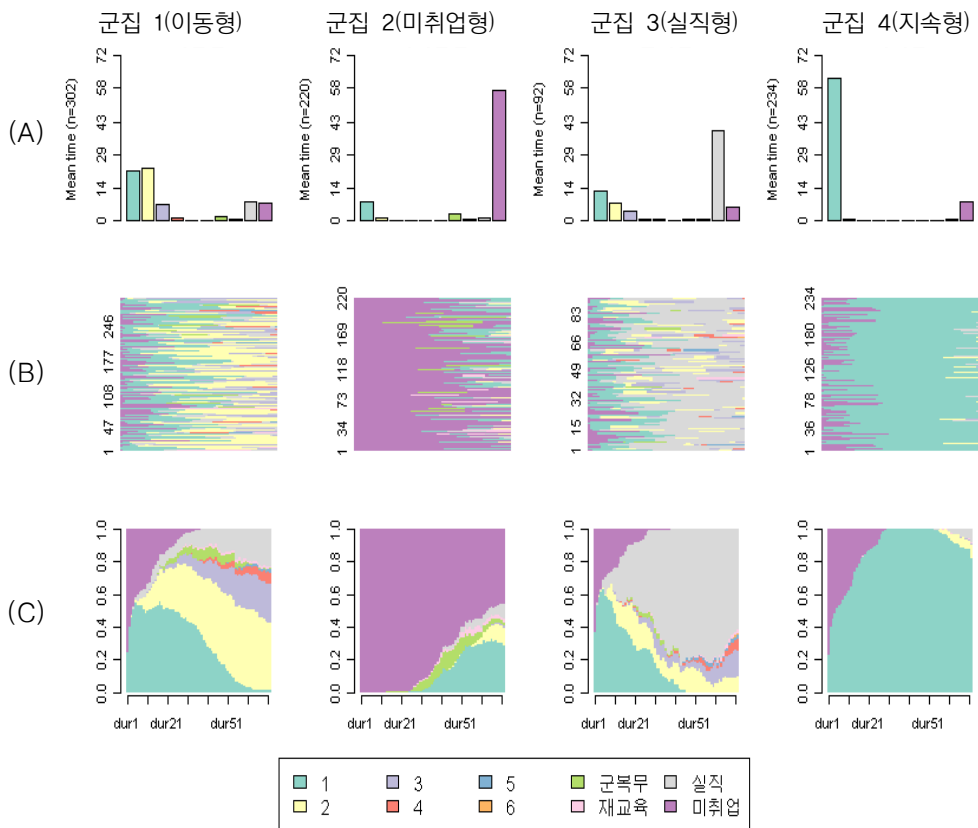
〈표 7〉 직장수 군집별(4) 구성(명, %)

| | 90년대 코호트 | | | | | | 2000년대 코호트 | | | | | | 합계 |
|-----|----------|-------|--------|-------|-------|-------|------------|--------|-------|-------|-------|-------|-----|
| | 계 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 | 계 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 | | | |
| 군집1 | 181 | 36.5 | 37.9 | 34.8 | 34.3 | 38.4 | 121 | 34.4 | 23.9 | 37.9 | 37.3 | 32.0 | 302 |
| 군집2 | 121 | 24.4 | 30.9 | 16.5 | 22.3 | 26.2 | 99 | 28.1 | 43.2 | 23.1 | 25.3 | 30.4 | 220 |
| 군집3 | 45 | 9.1 | 9.2 | 8.9 | 14.6 | 4.2 | 47 | 13.4 | 15.9 | 12.5 | 15.2 | 11.9 | 92 |
| 군집4 | 149 | 30.0 | 22.1 | 39.7 | 28.8 | 31.2 | 85 | 24.1 | 17.0 | 26.5 | 22.2 | 25.8 | 234 |
| 총계 | 496 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 352 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 848 |

코호트(계) Pearson $\chi^2(3) = 7.4297$ Pr = 0.059

〈그림 3〉의 패널 (A)는 군집별로 각 상태 즉, 직장에 머문 평균 경과기간을 나타낸 것이며 (meantime plot), 패널 (B)는 군집에 속한 모든 배열을 쌓아올린 그림(index plot)이다. 패널 (C)는 시간 경과에 따른 상태별 분포를 보여주는 것이다. “군집 1”은 평균적인 이행기간과 실직기간은 8개월 정도로 길지 않으며, 첫 일자리와 두 번째 일자리에 각각 평균 21.6개월, 22.9개월을 머물렀다(패널 A). 직장이동이 자주 발생하는 배열들로 구성되어 있으며(패널 B) 미취업 상태에서 첫 일자리로의 이행이 빠르게 나타나지만 11개월 시점에서 두 번째 일자리가 10%를 넘어서고 28개월 시점에서는

30%를 넘어서는 것으로 나타난다(패널 C). “군집 1”의 특성을 종합할 때, 직장이동이 자주 발생하는 “이동형”으로 구분할 수 있다. “군집 2”는 이행기간이 평균 57.1개월에 달하는 “미취업형”이다. 장기적인 이행기간 이후에 짧은 취업 기간을 갖거나 군 복무 기간을 거치는 경력들로 구성된다. “군집 3”은 평균 실직기간이 39.2개월에 달하는 “실직형” 경력으로 구성된다. 이행기간은 평균 5.7개월로 길지 않지만 짧은 첫 일자리(평균 7.7개월) 이후 실직 상태로 전환되는 장기실직형과, 두 번째 일자리에서 또다시 실업을 경험하는 반복실직형 경력이 모두 이 유형에 속한다. 마지막으로 “군집 4”는 첫 일자리가 관찰기간 동안 지속되는 “지속형”으로 구분할 수 있다. 미취업 기간은 평균 8.3개월이며, 첫 자리 지속기간이 평균 62.3개월에 달한다. 직장이동이 거의 없으므로 실직기간은 평균 0.6개월, 보유 직장수도 1.1개로 나타난다.



<그림 3> 직장수 배열 군집별(4) 특성

다음 단계로, 가장 안정적인 경력 유형인 “지속형(군집 4)”를 기준으로 다항로짓분석을 수행하였다. 2000년대 코호트는 “지속형”에 비해 “미취업형”과 “실직형”에 속할 상대적 위험률이 90년대 코호트보다 유의하게 큰 것으로 추정된다. “이동형”에 대한 상대적 위험률 역시 2000년대 코호트가 크지

만 통계적으로 유의한 차이는 아니다. “미취업형”에서는 저학력자의 상대적 위험률이 더 큰 것으로 나타났다. 그러나 이행기간 장기화나 실직 위험은 저학력층의 문제만은 아니다. 2000년대 코호트에서 저학력자가 “미취업형”에 속하는 비중이 43.2%로 크게 증가하였지만 고학력자 중 23.1%가 “미취업형”에 속하는 것으로 나타났으며, “실직형”에도 고학력자 12.5%가 포함되어 이행기간의 장기화나 장기적 실직 경험은 저학력 집단의 문제만은 아님을 알 수 있다. “실직형”에 포함될 상대적 위험률은 남성보다 여성이 높아 여성의 경력 단절이 더 자주 발생하고 있음이 확인된다. 이동형과 미취업형, 실직형 모두에서 지속형에 비해 저학력자의 상대적 위험률이 높게 나타나 고용의 지속성에도 학력이 주요하게 영향을 미치는 것으로 나타난다.

<표 8> 직장수 군집별 상대 위험률(relative risk ratios): 지속형 기준

| | 이동형 | 미취업형 | 실직형 |
|-----|-----------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 코호트 | 1.350 (0.255) | 2.094 ^{***} (0.436) | 2.296 ^{***} (0.614) |
| 학력 | 0.622 ^{**} (0.119) | 0.298 ^{***} (0.062) | 0.512 ^{**} (0.140) |
| 성별 | 0.929 (0.164) | 1.135 (0.221) | 0.463 ^{***} (0.118) |
| | Loglikelihood | - 1085.9752 | LR Ch ² |
| | 사례수 | 848 | Pseudo R ² |
| | | | 56.58 |
| | | | 0.025 |

주 : 코호트 : 2000년대 = 1, 학력 : 전문대 이상 = 1, 성별 : 남성 =1

* : Pr < .1, ** : Pr < .05, *** : Pr < .01, () 안은 표준편차

② 사업장 규모 배열

사업장 규모 배열은 632 종류의 배열로 구성된다. 군집분석 결과로서 5개의 군집을 적정군집수로 선택하였다.¹⁰⁾ 사업장 규모에서도 역시 미취업형으로 분류되는 “군집 2”(미취업 기간 평균 57.6개월)가 구분되었고, “군집 4”는 대기업형으로서 대기업 경력이 54.8개월을 차지하며 평균 실직기간은 4.2개월, 이행기간은 6.5개월이다. “군집 5”는 중소기업 경력이 평균 55.1개월에 달하는 “중소기업형”이다. “군집 3”은 90년대 코호트를 중심으로 사업장 규모 무응답이 다수를 차지하면서 별도로 구분된 “무응답군”이다. “군집 1”은 영세사업장형과 실직형 군집이 혼합되어 있는 군집으로 규모가 가장 크다.

10) 5개의 군집수를 택할 경우, 군집 내 거리/군집간 거리(W/B)가 0.51로 0.5 기준을 다소 넘는다. 그러나 분석의 간결성과 이후 RI 값을 고려하여 5개를 최종 군집수로 선택하였다.

<표 9> 사업장 규모 군집별(5) 구성(명, %)

| | 90년대 코호트 | | | | | 2000년대 코호트 | | | | | 합계 | | |
|-----|----------|----------|-----------|-------|-------|------------|----------|-----------|-------|-------|-------|-------|-----|
| | 계 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 | 계 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 | | | |
| 군집1 | 132 | 26.6 | 27.6 | 25.4 | 22.8 | 30.9 | 108 | 30.7 | 29.5 | 31.1 | 26.8 | 35.4 | 240 |
| 군집2 | 118 | 23.8 | 29.4 | 17.0 | 26.2 | 21.0 | 97 | 27.6 | 44.3 | 22.0 | 30.4 | 24.1 | 215 |
| 군집3 | 116 | 23.4 | 25.0 | 21.4 | 23.6 | 23.2 | 38 | 10.8 | 4.5 | 12.9 | 8.8 | 13.3 | 154 |
| 군집4 | 81 | 16.3 | 10.7 | 23.2 | 17.1 | 15.5 | 61 | 17.3 | 13.6 | 18.6 | 18.6 | 15.8 | 142 |
| 군집5 | 49 | 9.9 | 7.4 | 12.9 | 10.3 | 9.4 | 48 | 13.6 | 8.0 | 15.5 | 15.5 | 11.4 | 97 |
| 총계 | 496 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 352 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 848 |

코호트(계) Pearson $\chi^2(4) = 22.9951$ Pr = 0.000

가장 안정적 유형인 “대기업형(군집 4)”을 기준으로 다항로지분분석을 수행한 결과 2000년대 코호트는 “대기업형”에 비해 “미취업형”에 속할 상대적 확률이 높은 것으로 나타난다. 90년대 코호트의 무응답이 다수이므로 무응답군에서는 2000년대 코호트의 상대적 포함 확률이 낮게 나타난다. “중소기업형”의 경우 2000년대 코호트의 상대적인 포함확률이 더 높지만 통계적으로 유의한 차이는 아니었다. “중소기업형”을 제외한 나머지 유형에는 “대기업형”에 비해 저학력자가 포함될 확률이 높고, “영세사업장/실직형”에는 여성의 상대적 위험률이 높은 것으로 나타난다.

<표 10> 사업장 규모 군집별 상대 위험률(relative risk ratios): 대기업형 기준

| | 영세사업장/실직형 | 미취업형 | 무응답군 | 중소기업형 |
|---------------|------------------|------------------|-----------------|---------------|
| 코호트 | 1.131 (0.296) | 1.594** (0.372) | 0.513** (0.135) | 1.311 (0.362) |
| 학력 | 0.525*** (0.125) | 0.280*** (0.068) | 0.561** (0.144) | 0.964 (0.294) |
| 성별 | 0.682* (0.146) | 1.181 (0.264) | 0.829 (0.196) | 1.075 (0.288) |
| Loglikelihood | - 1289.0844 | | LR χ^2 | 71.35*** |
| 사례수 | 848 | | Pseudo R^2 | 0.027 |

주 : 코호트 : 2000년대 = 1, 학력 : 전문대 이상 = 1, 성별 : 남성 = 1

* : Pr < .1, ** : Pr < .05, *** : Pr < .01, () 안은 표준편차

③ 고용형태 배열

고용형태 배열은 총 543 종류로, 최종 군집수로 6개를 선택하였다.¹¹⁾ “군집 5”가 380명으로 압도적인 다수를 차지하는데, 정규적인 기간이 평균 60개월에 달하여 정규직형으로 구분할 수 있다. “군집 2”는 미취업형, “군집 4”는 실직형으로 분류된다. “군집 4”에서 실업 이전에는 주로 정규직에 종사한 것으로

11) 군집분석 결과 CH와 RI 인덱스를 적용할 경우, 4 혹은 5개의 군집을 적정군집수로 선택해야 한다. 그러나 본고에서 관심이 있는 유형은 비정규형으로, 4개를 택할 경우 비정규형이 별도의 군집으로 구분되지 않으며, 5개와 6개 군집의 거리 차이가 거의 없어 최종적으로 6개의 군집을 선택하였다.

나타난다. 미취업형인 “군집 2”의 미취업 기간이 평균 62.8개월인데 “군집 3”은 미취업 기간이 32.8개월로 72개월 중 절반을 미취업 상태에 머문 경력 유형이다. 미취업 기간이 지난 후에는 대부분 정규직으로 취업하였고, 97명 중 33명이 군복무 경력을 갖는다. “군집 2”가 취업 경험이 미미한 전형적인 미취업형이라면 “군집 3”은 미취업 경과 정규직형이라 구분할 수 있다. “군집 1”은 비정규직 유형으로 규모는 56명으로 크지 않다. 저학력 집단과 여성이 이 유형에 더 많이 포함되어 있으나, 로짓 분석 결과 정규직형과 비교하여 통계적으로 유의한 차이는 아니었다. 비정규직 기간은 평균 38개월이고, 정규직형에 비해 실업과 미취업기간이 다소 길게 나타난다. “군집 6”은 자영자 및 고용주 경력을 가진 경우와 일부 무급가족종사자 경력자가 포함되어 있다(자영/고용주 평균 경과기간 33개월, 무급가족종사자 10.9개월).

<표 11> 고용형태 군집별(6) 구성(명, %)

| | 90년대 코호트 | | | | | 2000년대 코호트 | | | | | 합계 | | |
|-----|----------|-------|--------|-------|-------|------------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|-----|
| | 계 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 | 계 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 | | | |
| 군집1 | 24 | 4.8 | 5.9 | 3.6 | 3.8 | 6.0 | 32 | 9.1 | 6.8 | 9.8 | 7.2 | 11.4 | 56 |
| 군집2 | 77 | 15.5 | 19.5 | 10.7 | 14.1 | 17.2 | 90 | 25.6 | 39.8 | 20.8 | 28.4 | 22.2 | 167 |
| 군집3 | 71 | 14.3 | 18.0 | 9.8 | 19.0 | 9.0 | 26 | 7.4 | 5.7 | 8.0 | 8.2 | 6.3 | 97 |
| 군집4 | 55 | 11.1 | 11.0 | 11.2 | 5.7 | 17.2 | 47 | 13.4 | 14.8 | 12.9 | 9.8 | 17.7 | 102 |
| 군집5 | 239 | 48.2 | 40.8 | 57.1 | 49.8 | 46.4 | 141 | 40.1 | 31.8 | 42.8 | 41.2 | 38.6 | 380 |
| 군집6 | 30 | 6.0 | 4.8 | 7.6 | 7.6 | 4.3 | 16 | 4.5 | 1.1 | 5.7 | 5.2 | 3.8 | 46 |
| 총계 | 496 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 352 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 848 |

코호트(계) Pearson $\chi^2(5) = 29.5937$ Pr = 0.000

“정규직형”을 기준으로 군집에 포함될 상대적인 확률을 살펴본 결과 2000년대 코호트가 “비정규직형”과 “미취업형”, “실직형”에 속할 확률이 90년대 코호트에 비해 높은 것으로 나타난다. “미취업형”과 “미취업 경과 정규직형”에는 저학력자가 포함될 상대적 위험률이 “정규직형”에 비해 크고, “실직형”에는 여성이, “미취업 경과 정규직형”에는 남성이 포함될 상대적 위험률이 더 크다.

<표 12> 고용형태 군집별 상대 위험률 : 정규직형 기준

| | 비정규직형 | 미취업형 | 미취업경과 정규직형 | 실직형 | 자영 및 가족종사자형 |
|-------------------|------------------------------|------------------------------|-----------------------------------------------------------------|------------------------------|---------------|
| 코호트 | 2.632 ^{***} (0.818) | 2.743 ^{***} (0.563) | 0.766 (0.204) | 1.678 ^{**} (0.408) | 0.822 (0.279) |
| 학력 | 0.667 (0.211) | 0.372 ^{***} (0.076) | 0.473 ^{***} (0.115) | 0.710 (0.174) | 1.353 (0.475) |
| 성별 | 0.592 (0.173) | 0.995 (0.191) | 1.826 ^{**} (0.445) | 0.401 ^{***} (0.094) | 1.479 (0.484) |
| Loglikelihood 사례수 | - 1241.9389 848 | | LR χ^2 94.04 ^{***} Pseudo R ² 0.037 | | |

주: 코호트 : 2000년대 = 1, 학력 : 전문대 이상 = 1, 성별 : 남성 = 1

* : Pr < .1, ** : Pr < .05, *** : Pr < .01, () 안은 표준편차

④ 통합 배열

직장수, 직업, 사업장 규모 및 고용형태는 독립적인 것이 아니라 하나의 일자리의 다양한 측면이므로 이를 통합하여 살펴보는 것이 필요하다. 따라서 [직장수-직업-사업장 규모]를 통합하여 배열분석을 시도하였다. 고용형태 단일 분석에서 비정규직형이 별도의 군집으로 구분되었지만 그 규모가 매우 작았다. 따라서 분석의 간명성을 위해 고용형태를 제외한 나머지 세 개의 배열을 통합하였다. 통합 배열분석을 수행하여 12개의 군집을 최종적으로 선택하였다.

“군집 1”~“군집 4”는 첫 일자리 지속기간이 50개월 이상이며 직장이동도 적은 지속형 군집들이다. “군집 1”은 주로 전문직 경력으로 구성되며 중소기업과 영세사업장이 중심이 된다. 군집의 특성을 종합적으로 검토하여(〈표 14〉 참조) “군집 1”을 ‘비대기업 전문직 지속형’으로 구분하였으며, 중심이 되는 이행경로는 미취업을 경과하여 중소기업 전문직이 유지되는 경력이다. “군집 2”는 대기업 사무직이 대표적 경력이며 대기업 준전문직이 포함되어 있는 지속형 경력이다. 90년대 코호트 고학력자의 17.4%가 이 군집에 속하나 2000년대 코호트에서는 8.7%의 고학력자만이 이 군집에 포함된다.

〈표 13〉 [직장수-직업-사업장규모] 통합 군집(12) 구성(명, %)

| | 90년대 코호트 | | | | | | 2000년대 코호트 | | | | | | 합계 |
|------|----------|-------|--------|-------|-------|-------|------------|--------|-------|-------|-------|-------|-----|
| | 계 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 | 계 | 고졸 이하 | 전문대 이상 | 남성 | 여성 | | | |
| 군집1 | 27 | 5.4 | 1.8 | 9.8 | 3.4 | 7.7 | 27 | 7.7 | 1.1 | 9.9 | 5.7 | 10.1 | 54 |
| 군집2 | 56 | 11.3 | 6.3 | 17.4 | 11.8 | 10.7 | 25 | 7.1 | 2.3 | 8.7 | 8.3 | 5.7 | 81 |
| 군집3 | 30 | 6.1 | 7.4 | 4.5 | 9.5 | 2.2 | 32 | 9.1 | 10.2 | 8.7 | 12.4 | 5.1 | 62 |
| 군집4 | 21 | 4.2 | 3.7 | 4.9 | 3.0 | 5.6 | 12 | 3.4 | 3.4 | 3.4 | 0.5 | 7.0 | 33 |
| 군집5 | 34 | 6.9 | 4.4 | 9.8 | 7.2 | 6.4 | 26 | 7.4 | 6.8 | 7.6 | 6.7 | 8.2 | 60 |
| 군집6 | 31 | 6.3 | 4.8 | 8.0 | 4.9 | 7.7 | 31 | 8.8 | 4.6 | 10.2 | 9.8 | 7.6 | 62 |
| 군집7 | 29 | 5.9 | 6.3 | 5.4 | 6.5 | 5.2 | 29 | 8.2 | 8.0 | 8.3 | 8.3 | 8.2 | 58 |
| 군집8 | 65 | 13.1 | 14.7 | 11.2 | 14.8 | 11.2 | 9 | 2.6 | 1.1 | 3.0 | 3.1 | 1.9 | 74 |
| 군집9 | 67 | 13.5 | 17.3 | 8.9 | 16.4 | 10.3 | 32 | 9.1 | 13.6 | 7.6 | 10.8 | 7.0 | 99 |
| 군집10 | 55 | 11.1 | 14.3 | 7.1 | 9.9 | 12.5 | 63 | 17.9 | 28.4 | 14.4 | 19.6 | 15.8 | 118 |
| 군집11 | 62 | 12.5 | 12.9 | 12.1 | 5.3 | 20.6 | 66 | 18.8 | 20.5 | 18.2 | 15.0 | 23.4 | 128 |
| 군집12 | 19 | 3.8 | 6.3 | 0.9 | 7.2 | 0.0 | 0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 0.0 | 19 |
| 총계 | 496 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 352 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 100.0 | 848 |

코호트(계) Pearson $\chi^2(11) = 67.3589$ Pr = 0.000

“군집 3”은 준전문직과 기능직, 조작/조립직과 같은 기술직군이 다수를 차지하는 중소기업형 군집(중소기업 평균 39.2개월)이 중심이 된다. “군집 4”는 사무직이 주된 직업군이나 사업장 규모가 무응답인 집단으로 다른 지속형 군집에 비해 이행기간이 11.5개월로 다소 길게 나타난다. “군집 5”는 영세사업장이 주를 이루며(평균 25.4개월) 직장이동은 중간 수준으로, 지속형에 비해 긴 미취업기간(평균 20.6개월)을 갖는 준지속형이라 할 수 있다.

<표 14> [직장수-직업-사업장 규모] 통합군집(12) 특성(단위: 개, 월)

| | 군집 특성 | | | 보유 직장수 | 첫일자리 지속기간 | 실직 주기수 | 실직 기간 | 이행 기간 |
|------|-------|--------------|--------|-----------|--------------|-----------|----------|----------|
| | 직장수 | 직업 | 사업장 규모 | | | | | |
| 군집1 | 지속형 | 전문직형 | 비대기업 | 1.31 | 57.6 | 0.13 | 0.7 | 8.9 |
| 군집2 | 지속형 | 사무직/준전문직 | 대기업형 | 1.07 | 64.0 | 0.14 | 0.7 | 6.7 |
| 군집3 | 지속형 | 기술직형 | 중소기업형 | 1.39 | 56.5 | 0.19 | 1.5 | 7.1 |
| 군집4 | 지속형 | 사무직형 | 무응답군 | 1.45 | 51.4 | 0.36 | 2.6 | 11.5 |
| 군집5 | (중간형) | 혼합(준전문직 등) | 영세사업장형 | 1.98 | 25.8 | 0.78 | 5.4 | 20.9 |
| 군집6 | 이동형 | 혼합(전문,사무 등) | 혼합형 | 3.21 | 12.2 | 1.32 | 8.6 | 2.6 |
| 군집7 | 이동형 | 혼합(사무,준전문 등) | 혼합형 | 2.24 | 18.1 | 0.76 | 4.5 | 3.2 |
| 군집8 | 이동형 | 서비스·준전문 | 무응답군 | 2.15 | 39.4 | 0.68 | 4.9 | 6.4 |
| 군집9 | | 미취업경과 취업형 | | 1.17 | 15.2 | 0.37 | 2.5 | 43.1 |
| 군집10 | | 미취업형 | | 0.23 | 2.1 | 0.03 | 0.1 | 69.3 |
| 군집11 | | 실직형 | | 2.03 | 18.2 | 1.45 | 33.5 | 8.8 |
| 군집12 | | 군복무형 | | 2.26 | 17.1 | 1.90 | 9.3 | 8.4 |

직업은 주로 준전문직이며, 판매직 경력도 일부 속해 있다. 전형적인 이동형인 “군집 6”은 직장이동이 가장 많은 집단이다(직장이동 평균 2.2회). 잦은 직장이동 과정에서 직업이동도 수반되어 평균적인 보유 직업수는 약 1.9개에 달하여, 경력 상에 여러 개의 직업이 나타나게 된다. “군집 7”도 직장이동이 잦은 집단이다. 58명 중 35명이 사무직 경력을 갖고 있으며, 이 중 20명이 다른 직업으로부터 유입되거나 유출된 직업이동 경험을 갖는다. “군집 8”은 평균적으로 1회 이상의 직업이동을 경험한 집단으로 사업장 규모 무응답군에 해당된다. “군집 8”의 첫 일자리 지속기간은 39.4개월로 다른 이동형에 비해 상대적으로 길게 나타나는데 이는 직장이동이 경력 중후반부에 이루어졌음을 의미한다. “군집 9”는 미취업 경과 취업형이며, “군집 10”은 전형적인 미취업형(평균 미취업 69.3개월)에 해당된다. 90년대 코호트에 비해 2000년대 코호트의 비중이 높고, 2000년대 코호트 저학력자의 28.4%, 고학력자 중에서도 14.4%가 미취업형에 속한다. “군집 11”은 평균 실직 기간이 33.5개월에 달하는 실직형 군집이다. 긴 실직기간으로 취업기간이 짧고 실직 주기수도 1.45개로 가장 많다. 보유 직장수는 2.03개로 “전문·사무직 이동형”인 “군집 6”과 “군집 12”에 비해서 적은 수준으로 나타나며, 이는 실직기간을 수반하는 직장이동이 발생하였음을 의미한다. 마지막으로 “군집 13”은 19명 전원이 90년대 코호트의 남성으로 군복무 경험을 가지고 있는 군집이다. 군복무경력 전후 단절로 직장이동도 빈번히 발생하고 반복적인 실직을 경험한 것으로 나타난다.

“사무·준전문직 대기업 지속형(군집 2)”을 기준으로 각 유형에 속할 상대적 위험률을 살펴본 결과, 2000년대 코호트는 “전문직 비대기업 지속형”과 “기술직 중소기업 지속형”에 포함될 상대적 확률이 90년대 코호트보다 높았다. 특히 “기술직 중소기업 지속형”에 속할 상대적 확률이 90년대 코호트보다 3.3배 가까이 높다. “영세사업장형(군집 5)”과 “이동형(전문-사무, 사무-준전문)”에서도 2000년

대 코호트의 상대적 위험률이 더 컸다.

<표 15> [직장수-직업-사업장 규모] 군집별 상대위험률 : 사무·준전문직 대기업 지속형 기준

| | 전문직 비대기업 지속형 | 기술직 중소기업 지속형 | 사무직 무응답군 지속형 | 직종 혼합 영세사업장형 |
|-----|---------------------|----------------------|---------------------------------------------|--------------------|
| 코호트 | 1.989* (0.744) | 3.344*** (1.234) | 1.627 (0.745) | 1.932* (0.710) |
| 학력 | 2.297 (1.198) | 0.218*** (0.085) | 0.487 (0.228) | 0.611 (0.245) |
| 성별 | 0.393** (0.143) | 3.068*** (1.202) | 0.291*** (0.132) | 0.853 (0.296) |
| | 직종혼합(전문, 사무) 이동형 | 직종혼합(사무, 준전문) 이동형 | 서비스준전문 무응답군 이동형 | 미취업경과 취업형 |
| 코호트 | 2.501** (0.907) | 3.034*** (1.134) | 0.428* (0.189) | 1.694 (0.576) |
| 학력 | 0.646 (0.262) | 0.313*** (0.124) | 0.273*** (0.099) | 0.169*** (0.059) |
| 성별 | 0.781 (0.269) | 1.037 (0.367) | 1.399 (0.470) | 1.634 (0.519) |
| | 미취업형 | 실직형 | 군복무형 | |
| 코호트 | 4.277*** (1.383) | 3.384*** (1.070) | 3.88e-07 (0.985) | |
| 학력 | 0.168*** (0.057) | 0.338*** (0.114) | 0.036*** (0.028) | |
| 성별 | 0.971 (0.293) | 0.391*** (0.117) | 1.10e+07 (0.983) | |
| | Loglikelihood 사례수 | - 1980.8956 848 | LR Ch ² Pseudo R ² | 265.01*** 0.063 |

주 : 코호트 : 2000년대 = 1, 학력 : 전문대 이상 = 1, 성별 : 남성 = 1
 * : Pr < .1, ** : Pr < .05, *** : Pr < .01, () 안은 표준편차

5. 결론

본 연구는 외환위기 전후 청년 노동시장 진입 코호트 간 비교를 통해 노동경력 상에서 발생한 변화를 확인하는 것을 목적으로 하였다. 분석 결과 외환위기 이전과 비교하여 노동시장 진입 과정에서 첫 일자리의 이행기간이 길어지고 첫 일자리의 질적 저하가 발생하였으며, 노동경력 상에서도 이동이 증가하고 실직 기간이 증가하는 등의 고용불안정성 징후들이 발견되었다. 이러한 특성들은 노동경력 유형에서도 발견되는데, 이동형, 실직형, 미취업형을 비롯한 불안정한 노동경력 유형에 속할 위험이 외환위기 이전에 비해 외환위기 이후 코호트가 더 큰 것으로 나타났다.

상대적 고임금과 고용안정성을 내부노동시장의 지표로 볼 때, 대기업-사무준전문직-지속형은 내부 노동시장의 특성을 갖는 경력유형으로 볼 수 있다. 이와 달리 비대기업의 이동이 잦은 경력은 외부 노동시장의 특성을 갖는 경력이라 할 수 있다. 외환위기 이후 대기업-사무준전문직-지속형에 비해 영

세사업장-중간이동형이나 사무준전문직-이동형과 같은 비지속적인 유형에 속할 확률이 증가한 것으로 나타났고, 이는 내부노동시장형 경력이 감소하고 외부노동시장형 경력이 증가한 것으로 평가할 수 있다. 외환위기 이후 진전된 내부노동시장의 이완/축소로 인하여 청년층이 내부노동시장에 편입될 기회가 축소되고 외부 노동시장에 존재할 가능성이 높아진 것이다. 외환위기 이후의 또다른 주요한 변화는 노동경력의 유희화이다. 외환위기 이후 '미취업형'과 '실직형'의 규모가 저학력과 고학력 집단 모두에서 눈에 띄게 증가하였고, 이는 '대기업 지속형' 감소와 더불어 외환위기 이후 코호트 경력의 가장 큰 특징이라 할 수 있다. '미취업형'과 '실직형'과 같은 '유희화' 경력의 비율이 외환위기 이전 27.2%에서 이후 36.7%로 증가한 것이다.

'청년' 시기는 취업과 결혼, 출산, 군 복무에 이르기까지 다양한 사건들이 발생하는 생애과정 상에서의 '혼잡 시간대(rush hour)'에 속한다(Lothaller, 2010). 따라서 진입 지연은 결혼과 출산 시기에 영향을 미칠 수 있고, 한국적 현실에서는 부모에 대한 경제적 의존 기간이 길어지고 독립적인 가구 형성을 지연시킨다. 그러나 외환위기 전후 코호트에서 이러한 생애과정의 변화를 기대하기에는 시간적 간극이 짧다. 진입 지연이 관찰되었으나 생애과정에서의 변화를 초래할 만큼의 긴 기간은 아니었고, 코호트간 졸업(진입) 연령에서도 큰 차이가 나타나지 않았다. 그러나 외환위기 직후인 2000~2001년에 비해 2000년대 후반으로 갈수록 청년층의 고용률 감소가 더 심화되고 있어 연관된 생애과정 상의 변화로 이어질 가능성이 있다.

청년층의 노동경력에 대한 연구, 특히 코호트간 비교 연구는 진입 과정을 중심으로 이루어져왔다. 본 연구는 외환위기 전후 코호트의 노동경력을 종합적으로 비교한 첫 연구라는 점에 의의가 있다. 그럼에도 불구하고 코호트간 차이를 나타내는 원인에는 접근하지 못하였고, 이는 후속 연구의 과제로 남아있다. 또한 코호트간 충분한 비교를 위해서는 보다 장기적인 관찰이 필요하다는 점 등의 한계를 갖는다.

참고문헌

- 남재량, 2006, "청년실업의 동태적 특성과 정책 시사점", 『노동리뷰』, 통권 16호:22-33.
- _____, 2008, 『노동시장의 동태적 특성에 관한 연구』, 한국노동연구원.
- 남재량·이철인·전영준·우석진, 2010, 『청년층 노동시장 진입 및 정착 방안 연구』, 한국노동연구원.
- 박강우·홍승제, 2009, "최근 고용여건 변화와 청년실업 해소방안", 『금융경제연구』, 2009.2 (working paper 제364호), 한국은행 금융경제연구원.
- 박성준·황상인, 2005, "청년층 학력과잉이 임금에 미치는 영향에 대한 분석 - 경제위기 전, 후를 중심으로", 『노동경제논집』, 28(3): 141-166.
- 방하남, 1999, "청소년 인구의 경제활동참여와 고용구조", 『한국인구학』, 22(1): 5-36.
- 안주엽·홍서연, 2002, "청년층의 첫 일자리 진입: 경제위기 전후의 비교", 『노동경제논집』, 25(1): 47-74.
- 이병희, 2001, "청년층의 노동시장 이행과 경력형성", 『분기별 노동동향분석』, 1(4): 108-130.
- _____, 2002a, "경제위기 전후 청년 일자리의 구조 변화", 『노동정책연구』, 2(4): 1-16.
- _____, 2002b, "노동시장 이행 초기 경험의 지속성에 관한 연구", 『노동정책연구』, 2(1): 1-18.

- 장상수, 1999, “학력이 노동시장 진입에 미치는 영향 - 학교에서 첫 계급으로의 이행”, 『한국사회학』, 33(4):751-787.
- _____, 2008, “청년층의 학교-직장 이행”, 『한국사회학』, 42(6):106-139.
- 정성미, 2010, “20대 청년 노동시장 동향분석.” 『월간 노동리뷰』, 2010년 5월호 32-44.
- 정인수·김기민, 2005, 『청년층의 실업실태 파악 및 대상별 정책과제』, 한국노동연구원.
- 최강식·정진호, 2003, “한국의 학력간 임금격차 추세 및 요인분해”, 『국제경제연구』, 9(3): 183-208.
- 한준, 2002, “사회이동 경로의 배열분석”, 제3회 한국노동패널학술대회 논문집: 한국노동연구원.
- Abbott, A., and Hrycak, A., 1990, “Measuring resemblance in sequence data: An Optimal Matching Analysis of Musicians’ Careers”, *The American Journal of Sociology*, 96(1): 144-185.
- Aisenbrey, S., and Fasang, A. E., 2010, “New life for old Ideas: The “second wave” of sequence analysis bringing the “course” back into the life course”, *Sociological Methods & Research*, 38(3):420-462.
- Blanchflower, D. G., and Freeman, R. B., 2000, *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, University of Chicago Press.
- Blanchflower, D. G., Freeman, R. B., and Foundation, R., 2000, “The declining economic status of young workers in OECD countries”, 19-56, in *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, edited by Blanchflower, D.G and Freeman, R.B., Chicago : The University of Chicago Press
- Dijkstra, W., and Taris, T., 1995, “Measuring the agreement between sequences”, *Sociological Methods & Research*, 24(2): 214-231.
- Elzinga, C. H., 2010, “Complexity of categorical time series”, *Sociological Methods & Research*, 38(3): 463-481.
- Gabadinho, A., Ritschard, G., Muller, N. S., and Studer, M., 2011, “Analyzing and visualizing state sequences in R with TraMineR”, *Journal of Statistical Software*, 40(4): 1-37.
- Groot, W., and Maassen van den Brink, Henriëtte, 2000, “Overeducation in the labor market: A meta-analysis”, *Economics of Education Review*, 19(2): 149-158.
- Han, Shin Kap, and Moen, P., 1999, “Clocking out: temporal patterning of retirement”, *American Journal of Sociology*, 105(1): 191-236.
- Jovanovic, B., 1979, “Job matching and the theory of turnover”, *The Journal of Political Economy*, 87(5): 972-990.
- Lesnard, L., 2008, “Off-scheduling within dual-earner couples: an unequal and negative externality for family time”, *American Journal of Society*, 114(2): 447-90.
- Levine, J. H., 2000, “But what have you done for us lately?”, *Sociological Methods & Research*, 29(1): 34-40.
- Light, A., and McGarry, K., 1998, “Job change patterns and the wages of young men”, *Review of Economics and Statistics*, 80(2): 276-286.
- Lothaller, H., 2010, “On the way to life-domains balance: success factors and obstacles”, 109-128, in *A Young Generation under Pressure?*, edited by Tremmel, J. C., Berlin: Springer.
- MacIndoe, H., and Abbott, A., 2004, “Sequence analysis and optimal matching techniques for social science data”, 387-406, in *Handbook of data analysis*, edited by Hardy, MA and Bryman, A.

Sage Publications Ltd.

- Martin, P., Schoon I., and Ross, A., 2008, "Beyond transitions: applying optimal matching analysis to life course research", *International Journal of Social Research Methodology*, 11(3):179 - 199.
- McGuinness, S., 2006, "Overeducation in the labour market", *Journal of Economic Surveys*, 20(3):387-418.
- Monks, J., and Pizer, S. D., 1998, "Trends in voluntary and involuntary job turnover", *Industrial Relations*, 37(4):440-59.
- Rohwer, G., and Potter, U., 2002, *TDA User's Manual*, Ruhr-Universität Bochum.
- Ryan, P., 2001, "The school-to-work transition: a cross-national perspective", *Journal of Economic Literature*, 39(1):34-92.
- Sørensen, A. B., 1975, "The structure of intragenerational mobility", *American Sociological Review*, 40(4):456-471.
- Sicherman, N., 1991, "'Overeducation' in the labor market", *Journal of Labor Economics*, 9(2):101-122.
- Slocum, W., 1966, *Occupational Careers*. Chicago: Aldine.
- Spilerman, S., 1977, "Careers, labor market structure, and socioeconomic achievement", *AJS*, 83(3): 551-593.
- Topel, R. H., and Ward, M. P., 1992, "Job mobility and the careers of young men", *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2): 439-479.
- Wilensky, H. L., 1960, "Work, careers and social integration", *International Social Science Journal*, 12(4): 543-560.
- _____, 1961, "Orderly careers and social participation: the impact of work history on social integration in the middle mass", *American Sociological Review*, 26(4): 521-539.
- Woo, Haebong, and Yoon, In-Jin, 2010, "Transition from school to work before and after the '97 Korean economic crisis : macroeconomic context and differential Impacts of education", *Korean Journal of Sociology*, 44(6): 87-109.
- Wu, L. L., 2000, "Some comments on 'sequence analysis and optimal matching methods in sociology: Review and prospect'", *Sociological Methods & Research*, 29(1):41-64.

The Change of Work Careers in Youth Cohort pre and post-the Economic Crisis-

Moon, Hey Jin

(The Center for Social Sciences)

This study aims to identify changes in early work career of youth cohort entering the labor market pre and post-the economic crisis and compare career pathway types of different cohorts. Labor market experiences of youth cohort were constructed by sequencing the number of organizations, kinds of jobs, the scale of the business, and type of employment. In addition, a holistic sequence was created by including complementary factors. In this sense, the labor market experience in this study was conceptualized as a process involving continuous sequences and hierarchical and orderly changes which differs from a simple job mobility.

Sequence analysis involving Optimal Matching method was conducted to examine whether such cohort-differences in labor market experiences were related to differences in distribution of career pathway types. The result showed that the post-economic crisis cohort had a relatively higher likelihood of falling into the non-employment type, unemployment type, non-corporate employment type, irregular employment type, and mobile employment type. These findings provide empirical evidence supporting the hypothesis that the employment precariousness of cohort has exacerbated after the economic crisis.

Key words: career, cohort, economic crisis, youth, sequence analysis

[논문 접수일 : 12. 11. 22, 심사일 : 12. 12. 06, 게재 확정일 : 13. 01. 21]