

연구보고서
2017-07

노동이동성이 기술혁신과 고용의 관계에 미치는 영향

장 인 성

책머리에 부쳐

노동이동성은 인적자원의 재배분을 통해 산업구조의 변화나 거시경제의 충격 등에 대한 유연한 대처를 가능케 하는 반면, 고용안정성의 하락으로 귀결될 경우 소득의 불안정성을 증가시키고 가계의 미래에 대한 계획을 어렵게 만들며, 숙련의 축적을 저해하는 역기능을 초래할 수도 있다. 따라서 노동이동성의 추세를 분석하고 변화의 원인을 밝힘으로써 향후의 노동이동성 변화 방향을 전망하고 정책 시사점을 도출하는 것은 그 자체로서 중요한 의의를 가진다. 그러나 노동이동성의 중요성은 그뿐만이 아니다. 제4차 산업혁명으로 인해 기술발전과 변화의 속도가 빨라지면 노동이동이 증가할 가능성이 있다. 급속한 기술발전으로 인해 과거보다 숙련이 더 빨리 퇴화되거나 기업의 생명이 더 가속화될 수 있기 때문이다. 이는 기술발전이 고용에 미치는 영향에 대해서도 시사하는 바가 크다. 기술발전으로 인해 발생하는 슈퍼터적인 창조적 파괴와 그 과정에서 발생하게 될 이직자나 실업자는 노동이동의 원활성 여부에 따라 고용에 부정적 영향을 초래할 수도 있고 그 반대가 될 수도 있기 때문이다.

해외에서는 노동이동성의 하락 현상과 그 원인, 경제에 미치는 영향 등에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있으나 한국에서는 관련 연구가 드물다. 본 연구에서는 노동이동성의 추세 및 특징, 그리고 원인에 대한 분석을 통해 정형화된 사실을 발견하는 한편, 기술진보가 고용에 미치는 영향을 밝히는 데 있어 노동이동성의 역할을 함께 분석하고자 한다. 또한 노동이동성이 단순히 생산요소의 원활한 조정 측면에서만 의미를 갖는 것이 아니라, 고용안정성과 관련하여 노동자의 삶의 질에 중요한 영향을 미

친다는 점을 고려하여 노동이동성과 고용안정성이 조화될 수 있는 정책적 방안을 모색한다.

본 보고서의 작성 과정에서 자료 정리 및 도표 작성 등을 맡아 수고해 준 도기현 RA와 편집과 교열교정에 노고를 아끼지 않은 정철 학술출판팀장께 저자를 대신해 감사를 드린다. 본 연구가 그동안 중요성에 비추어 충분한 연구가 이루어지지 못한 노동이동성에 대한 새로운 관심을 촉발하는 계기가 되기를 바란다.

마지막으로 본 연구보고서에 수록된 모든 내용은 저자의 개인적인 의견이며, 본원의 공식 견해와 다를 수 있음을 밝혀 둔다.

2017년 12월

한국노동연구원

원장직무대행 김 승 택

목 차

책머리에 부쳐

요 약	i
-----------	---

제1장 서 론	1
---------------	---

제2장 노동이동성 연구 동향과 한국 노동이동성 변화의 특징 ...	4
--------------------------------------	---

제1절 노동이동성에 대한 최근 연구 동향	4
------------------------------	---

1. 노동이동성의 정의	4
--------------------	---

2. 노동이동성에 관한 연구 동향	5
--------------------------	---

3. 노동이동성 시계열 자료	10
-----------------------	----

제2절 노동이동성 장기 추세와 변동성의 특징	12
--------------------------------	----

1. 노동이동성의 장기 추세(1973~2007년)	12
-----------------------------------	----

2. 글로벌 금융위기 이후의 노동이동성 추세(2009~2017년)	24
--	----

제3절 소 결	27
---------------	----

제3장 노동이동성 변화의 주요 원인	29
---------------------------	----

제1절 부문 간 이동과 산업구조의 변화	29
-----------------------------	----

1. 부문 간 노동이동	29
--------------------	----

2. 전 산업 노동이동성 변화의 분해: 고용비중 효과	32
-------------------------------------	----

제2절 인구구조의 변화: 고학력화, 고령화 및 여성 취업자 증가	34
--	----

1. 취업자 연령구조의 변화	34
-----------------------	----

2. 여성 취업자의 증가	38
---------------------	----

3. 학력수준의 변화와 인적자본의 특수화	41
제3절 고용형태의 변화	45
제4절 기업 동태(business dynamism)의 변화	51
1. 산업별, 기업규모별 기업회전율(firm turnover)의 추이	51
2. 기업의 생멸로 인한 노동이동	56
제5절 소 결	58
 제4장 기술충격과 노동이동성 변화가 고용에 미친 영향	61
제1절 기술진보와 고용의 관계에 대한 기존 논쟁	61
제2절 분기 생산성의 측정: 총요소생산성과 노동생산성	64
1. 분기별 전 산업 총요소생산성	65
2. 분기별 · 산업별 노동생산성	69
제3절 생산성, 노동이동성과 고용의 관계: 다변량 시계열 분석	71
1. Blanchard and Quah 타입 구조적 벡터자기회귀모형	71
2. 구조적 벡터오차수정모형(SVECM)	73
3. 노동이동성, 고용 및 생산성에 대한 충격반응 분석	75
제4절 소 결	83
 제5장 고용안정성과 노동이동성의 조화	85
제1절 노동이동성과 고용안정성의 조화 필요성	85
제2절 집단별 근속의 변화 추세와 비자발적 이직 동향	87
1. 근속의 변화 추이	87
2. 집단별, 이직사유별 이직 특성	93
제3절 안정된 노동이동을 위한 방안	98
1. 준비된 노동이동을 위한 제도 개선	98
2. 고용안전망의 확대와 고용지원 서비스의 질 제고	100
제4절 소 결	101

참고문헌	104
------------	-----

[부록] 부표 및 부도	108
--------------------	-----

표 목 차

<표 2- 1> 산업별 노동이동성 비교	16
<표 2- 2> 산업별 노동이동성의 변동성	17
<표 2- 3> 추세를 제거한 실질 GDP 증가율과 노동이동성의 표준 편차 및 상관계수	18
<표 2- 4> 추세를 제거한 실질 GDP 증가율과 노동이동성의 상관 계수	18
<표 2- 5> 산업별 입·이직률 추이	22
<표 2- 6> 산업별 입·이직률의 변동성 추이	23
<표 2- 7> 추세를 제거한 실질 경제성장률과 입·이직률의 변동성 간 상관계수 추이	23
<표 2- 8> 산업별 노동이동성과 변동성(2009년 3/4~2017년 2/4)	27
<표 3- 1> 노동이동성 변화의 분해	33
<표 3- 2> 입·이직률 변화의 분해	33
<표 3- 3> 연령별 이직률 추이	36
<표 3- 4> 성별 입·이직률 및 노동이동성 추이	39
<표 3- 5> 성별/연령별 이직률	40
<표 3- 6> 교육수준별 경제활동	42
<표 3- 7> 학력별 이직률 추이	44
<표 3- 8> 성별/학력별 이직률	44
<표 3- 9> 산업별 임시일용직 비중 추이	48
<표 3-10> 근로형태별 평균근속	50
<표 3-11> 종사자 규모별 기업생존율 추이	54
<표 3-12> 산업별 기업생멸률	55
<표 3-13> 신생 및 소멸기업의 종사자 수/전체 입직자 및	

이직자 수	57
<표 4- 1> 성장회계를 통한 분기 성장기여도 분해	68
<표 4- 2> Augmented Dickey-Fuller 테스트	76
<표 4- 3> Johansen 공적분 테스트	76
<표 4- 4> Augmented Dickey-Fuller 테스트	78
<표 4- 5> Johansen 공적분 테스트	79
<표 4- 6> Augmented Dickey-Fuller 테스트	81
<표 4- 7> Johansen 공적분 테스트	81
<표 5- 1> 평균근속연수 변화요인의 기간별 평균	89
<표 5- 2> 직종별 평균연령 및 근속연수 추이	91
<표 5- 3> 학력별 평균연령 및 근속연수 추이	92
<표 5- 4> 산업별 비자발적 이직자 및 임시일용 이직자 비중	94
<표 5- 5> 집단 특성 및 이직사유별 평균이직률(2016년)	95
<표 5- 6> 일자리 형태 선택 동기(2016년)	97

그림목차

[그림 2- 1] 전 산업 노동이동성 추이(1973~2007년)	13
[그림 2- 2] 제조업 노동이동성 추이(1973~2007년)	14
[그림 2- 3] 산업별 노동이동성 추이(1973~2007년)	15
[그림 2- 4] 산업별 노동이동성의 시점 간 비교(1973, 1979, 2007년) · 17	
[그림 2- 5] 산업별 입직률 및 이직률 추이(1973~2007년)	19
[그림 2- 6] 전체 산업 노동이동성 추이	24
[그림 2- 7] 산업별 노동이동성 추이(2009년 3/4~2017년 2/4)	25
[그림 3- 1] Lilien index	31
[그림 3- 2] 연령대별 노동이동성	35
[그림 3- 3] 연령별 이직률 추이	36
[그림 3- 4] 전 연령 대비 연령대별 취업자 수 비중 추이	37
[그림 3- 5] 성별 이직률 추이	40
[그림 3- 6] 여성취업자 비중 추이	41
[그림 3- 7] 학력별 노동이동성	43
[그림 3- 8] 학력별 이직률 추이	43
[그림 3- 9] 학력수준별 취업자 비중	45
[그림 3-10] 종사상 지위별 노동이동성 추이 비교(전 산업)	46
[그림 3-11] 일용근로자 비중 추이	49
[그림 3-12] 전체 임금근로자 중 일용직 근로자의 비중 추이	50
[그림 3-13] 비정규직 근로자 규모 및 비중	51
[그림 3-14] 신생 · 소멸기업의 비중 추이(2014년)	53
[그림 3-15] 산업별 신생 · 소멸 기업 수	53
[그림 3-16] 기업생멸로 인한 종사자 수 변동(2012~14년 평균)	56

[그림 4- 1] 노동소득분배율	66
[그림 4- 2] 총요소생산성, 노동이동성, 취업자의 분기 증가율	69
[그림 4- 3] 총노동투입 추이	70
[그림 4- 4] 노동생산성 추이	70
[그림 4- 5] 전 산업 누적충격반응 분석	77
[그림 4- 6] 제조업 누적충격반응 분석	80
[그림 4- 7] 운수창고 및 통신업 누적충격반응 분석	82
[그림 5- 1] 평균연령 및 평균근속연수 추이	88
[그림 5- 2] 평균근속연수 변화요인의 분해	89
[그림 5- 3] 연령대별 근속연수 추이	90
[그림 5- 4] 비자발적 이직자 및 임시일용 이직자의 비중	94

요 약

노동이동성은 인적자원의 재배분을 통해 산업구조의 변화나 거시 경제의 충격 등에 대한 유연한 대처를 가능케 하는 반면 고용안정성의 하락으로 귀결될 경우 소득의 불안정성을 증가시키고 가계의 미래에 대한 계획을 어렵게 만들며, 숙련의 축적을 저해하는 역기능을 초래할 수도 있다. 따라서 노동이동성의 추세를 분석하고 변화의 원인을 밝힘으로써 향후의 노동이동성 변화 방향을 전망하고 정책 시사점을 도출하는 것은 그 자체로서 중요한 의의를 가진다. 그러나 노동이동성의 중요성은 그뿐만이 아니다. 제4차 산업혁명에 따라 기술발전과 변화의 속도가 빨라지면 노동이동이 증가할 가능성이 있다. 급속한 기술발전으로 인해 과거보다 숙련이 더 빨리 퇴화되거나 기업의 생명이 더 가속화될 수 있기 때문이다. 이는 기술발전이 고용에 미치는 영향에 대해서도 시사하는 바가 크다. 기술발전으로 인해 발생하는 쉼페터적인 창조적 파괴와 그 과정에서 발생하게 될 이직자나 실업자는 노동이동의 원활성 여부에 따라 고용에 부정적 영향을 초래할 수도 있고 그 반대가 될 수도 있기 때문이다. 본고에서는 노동이동성의 추세 및 특징, 그리고 원인에 대한 분석을 통해 정형화된 사실을 발견하는 한편 기술진보가 고용에 미치는 영향을 밝히는 데 있어 노동이동성의 역할을 함께 분석하였다. 또한 노동이동성이 단순히 생산요소의 원활한 조정 측면에서만 의미를 갖는 것이 아니라, 고용안정성과 관련하여 노동자의 삶의 질에 직접적 영향을 미친다는 점을 고려하여 노동이동성과 고용안정성이 조화될 수 있는 정책적 방안을 모색하였다.

한국의 노동이동성에 대한 연구는 주로 1990년대 외환위기를 전후하여 몇 차례 시도되었으나 2000년대 이후로는 간헐적이고 부분적으

로만 이어져 왔다. 따라서 장기적인 노동이동성의 변화에 대한 정형화된 사실을 발견하고 체계적으로 원인을 분석하는 연구는 충분히 이루어지지 못했으며, 특히 외환위기 이후의 노동이동성 변화에 대한 연구가 부족하다. 고용유연화가 본격적으로 진행된 것이 2000년대이며, 인구 및 노동력의 고령화 역시 이 시기에 급속히 진행되었음을 감안해 볼 때 노동이동의 추세와 시사점에 대한 연구 및 논의가 2000년대 이후 그다지 활발하지 않은 것은 의외라고 할 수 있다. 반면 해외에서는 노동이동성의 하락 현상과 그 원인, 경제에 미치는 영향 등에 대한 연구가 점차 활발해지고 있다. 예컨대 미국의 경우 노동이동성의 장기적이고 추세적인 하락 현상은 지난 10여 년 동안 많은 연구를 통해 거듭 확인되어 왔다. 그리고 그 원인 및 함의를 찾으려는 노력이 이루어지는 한편, 노동이동성 하락이 거시경제 전반에 미친 영향에 대해서도 연구가 이루어지고 있다.

제2장에서는 다양한 과거 시계열 자료를 이용하여 노동이동성의 추세 및 변동성을 산업별로 파악해 보고 정형화된 사실을 찾고자 하였다. 노동이동성 관련 과거 시계열 자료는 전산화되어 있지 않은 경우가 대부분이고, 그러한 사실이 그동안 노동이동성 연구에 대한 접근성을 떨어뜨리는 요인이 되어왔으나 본고에서는 매월노동통계, 노동력유동실태조사 등과 같은 과거 자료와 더불어 사업체노동력조사, 경제활동인구조사 등 다양한 자료를 동원하여 산업별 노동이동성 자료를 구축하여 활용하였다. 분석 결과에서 가장 두드러진 사실은 첫째, 1970년대 후반부터 시작된 노동이동성의 상당히 급격한 하락이다. 1978년도의 월평균 노동이동성은 9.3%에 달했으나, 1990년에는 5.3%로 급격히 하락하였고 1997년에 5.0%를 거쳐 2007년 4.7%까지 완만히 하락하였다. 명예퇴직이 보편화되고 비정규직이 늘어난 외환위기 이후에도 노동이동성이 늘어나지 않은 것으로 나타난 것은 특기할 만한 현상이다. 노동이동성의 증가를 초래하는 원인들 이외에 하락을 초래하는 구조적인 원인들도 작용을 하고 있다는 의미이다. 둘째, 산업별로는 노동이동성의 수준은 물론 추세에서도 두드러진

차이가 존재한다. 제조업 노동이동성은 전 산업 평균과 변화 패턴이 유사하지만 보다 큰 하락폭을 보여준 반면, 금융보험부동산 및 사업 서비스업과 사회 및 개인서비스업 등은 장기적인 추세 하락이 관찰되지 않았다. 산업별로 노동이동성의 변화를 초래하는 원인이 다를 수 있다는 것이다. 셋째, 노동이동의 변동성 역시 감소해 왔으며 이는 실질경제성장률의 변동성 감소와 상관관계가 큰 것으로 나타났다. 넷째, 이직률 변동성과 성장률 간의 음의 상관성이 상대적으로 과거에 비해 더 커졌다. 이는 명예퇴직의 증가 및 비정규직 확대 등으로 인해 경기변동에 따른 고용 조절 시 퇴출에 의한 조절이 더 용이해졌기 때문으로 해석할 수 있을 것이다. 다섯째, 2000년대 이후의 평균 노동이동성은 추세 및 변동성에서 별다른 변화가 없이 안정적인 모습을 보이고 있다.

제3장에서는 노동이동성의 변화를 초래하는 원인을 인구구조, 산업구조의 변화를 비롯해 교육수준의 변화, 임시일용직 및 비정규직의 증감 등 고용형태의 변화, 기업동태의 변화 등으로 나누어 살펴보았다. 기존 연구에서 주목한 바 있는 산업구조의 변화로 인한 부문간 노동이동은 1990년대 초반까지 급격히 감소하였다. 이는 비슷한 시기의 노동이동성 하락 추세와 궤를 같이하는 것으로서 노동이동성 하락에 상당한 원인이 된 것으로 판단된다. 다만 1990년대 중반부터는 노동이동성에 별다른 영향을 주지 못한 것으로 보인다. 한편 산업간의 고용비중 변화로 인한 전체 노동이동성의 변화는 거의 없으며 대부분 산업 내의 노동이동성 변화에 기인하는 것으로 나타났다.

연령에 따른 노동이동성은 1990년대까지는 나이가 많을수록 노동이동성이 하락하는 패턴을 보였다. 그러나 외환위기 이후 은퇴연령이 점점 당겨지고 은퇴 후 비정규직으로 재취업하는 경향이 늘어나면서 장년 노동자의 이직률이 증가하여 연령별 이직률은 U자 형태를 보이고 있다. 이는 급격한 고령화와 맞물려 노동이동성의 변화 방향에 상당한 영향을 미치게 되었다. 노동이동성이 연령에 반비례하던 1980~90년대에는 노동이동성이 높은 젊은 취업자의 비중이 감소

함에 따라 노동이동성도 감소하였으나, 연령별 이직률이 U자 형태를 띠게 된 1990년대 후반부터는 취업자 고령화가 노동이동성을 증가시키는 요인으로 작용하였다.

여성 취업자의 증가는 다른 요인들과 달리 노동이동성을 증가시키는 역할을 하였다. 1980~90년대 남성의 노동이동성은 여성의 70~80% 수준이었다. 출산 및 육아는 여성이 경력 단절을 겪게 되는 가장 주된 원인이며, 노동시장 환경이나 양육환경 등이 미비할수록 여성의 노동이동성은 클 수밖에 없다. 단, 여성취업자 비중은 1990년까지 빠르게 증가한 이후 매우 완만한 증가세로 바뀌어 남녀 간 노동이동성 차이로 인한 전체 노동이동성의 변화는 향후 그리 크지 않을 것으로 보인다.

노동이동성의 추세적 하락을 가져온 또 하나의 요인은 노동력의 고학력화이다. 노동이동성은 학력수준과 반비례하는 것으로 나타났으며, 이는 해외에서도 관찰되는 일반적인 현상이다. 고학력일수록 기업특수적 인적자본이 많이 축적되어 이직에 따른 손실이 크게 발생하기 때문이며, 연공임금체계 하에서 이는 더욱 두드러진다. 노동시장에서 퇴장하는 노동자의 학력보다 신규 진입자의 학력이 높은 한 취업자 평균 학력수준의 증가로 인해 노동이동성이 낮아지는 효과는 앞으로도 일정 기간 지속될 것으로 예상할 수 있다.

한편 고용형태 역시 노동이동성에 큰 영향을 미치는데, 임시일용직을 비롯한 비정규직의 노동이동성은 일관된 자료의 부족으로 인해 비교적 근래의 특징만을 분석할 수 있었다. 상용직의 노동이동성은 5% 수준에서 큰 변화가 없으나 임시일용직의 경우 2017년 2/4분기 현재 35%에 달하며, 산업별로 추세에도 큰 변화가 나타난다. 다만 임시일용직이나 비정규직이 전체 임금노동자 가운데 차지하는 비중은 줄어들고 있어 향후 노동이동성을 감소시키는 역할을 할 수 있다. 과거 시계열의 경우 일용직 자료가 존재하는데, 그 또한 1960년대 이후 장기적 감소 추세를 보여주고 있다.

기업동태의 변화가 노동이동성에 미친 영향은 기업회전률 및 기업

의 생멸로 인한 순직업창출을 통해 분석하였다. 2007~2014년 기업 회전률은 0.31에서 0.29로 하락하였으며, 이는 주로 서비스 산업에서 활동기업 대비 신생기업의 비중이 하락한 데 기인한다. 그러나 입직 및 이직으로 인한 노동이동 가운데 기업생멸로 인한 부분은 2012~14년 13.2%에서 13.6%로 늘어났다. 산업별로는 부동산업 및 임대업, 도매 및 소매업, 운수업 등 생산성 증가율이 대체로 낮은 산업에서 기업의 생멸이 노동이동성에서 차지한 비중이 높게 나타났다. 이러한 산업별 특징은 기업의 생멸로 인한 노동이동이 반드시 기술진보의 속도와 직결되는 것은 아닐 수 있다는 점을 상기시켜 주었다.

최근 4차 산업혁명으로 불리는 인공지능, 로봇기술 등의 발전이 생산성의 급격한 향상을 통해 인간의 일자리를 대체할 것이라는 전망이 제기되고 있으나 사실 기술발전이 고용에 미치는 영향에 대한 우려는 그리 새로운 것이 아니다. 19세기부터 이미 이에 대한 본격적인 논쟁이 시작된 바 있으며, 이는 경제학의 역사와 궤를 같이한다고 보아도 과언이 아니다. 최근에는 구조적 벡터자기회귀(SVAR) 모형을 이용하여 기술충격이 고용에 미치는 영향을 분석한 국내외 연구가 많이 진행되어 왔다. 이러한 연구에서는 생산성과 고용의 내생성을 피하기 위해 일반적인 회귀분석보다는 장단기 제약을 가한 구조적 벡터시계열 모형을 이용한 충격반응 분석이 주로 사용된다. 그러나 기존 연구들은 생산성이나 고용에 관련된 변수만을 시계열모형에 포함시켜 회귀분석을 함으로써 기술충격에 고용이 반응하는 과정에서 노동이동성의 역할을 고려하지 못했다. 기술충격이 발생하면 스펀티적인 창조적 파괴(creative destruction)의 과정을 거치면서 고용의 변동을 초래하게 되는데 이때 노동이동성의 역할이 중요하다. 노동이동성이 낮을 경우 기술충격으로 인한 고용 조정이 원활하게 이루어지지 않아 고용의 변동이 크게 나타나지 않거나 더 오랜 시간이 걸릴 수 있기 때문이다.

제4장에서는 노동이동성을 시계열모형에 포함하여 분석함으로써 생산성, 고용, 노동이동성이 서로에게 미치는 영향이 반영되도록 하

였다. 특히, 변수 간의 공적분 관계에 대한 검정을 통해 만약 공적분 관계가 없는 것으로 나타난 경우에는 기존의 SVAR 모형을 적용하였으나, 공적분 관계가 있는 경우에는 그러한 관계가 구조적 충격을 식별하는 데 유용한 제약을 제공해주므로 구조적 벡터오차수정모형(SVECM)을 적용하였다. 공적분 검정 결과를 토대로 전 산업의 경우 SVAR이 적용되었고, 제조업과 운수창고 및 통신업의 경우 SVECM이 적용되었다. 생산성은 전 산업의 경우 분기별 총요소생산성을 작성하여 사용하였다. 산업별 생산성의 경우 분기별 총고정자본형성 자료가 존재하지 않으므로 노동생산성을 사용하였다.

충격반응분석 결과 기술충격이 고용을 장기적으로 증가시키는 증거는 발견되지 않았다. 오히려 중립적이거나 다소 감소시키는 영향을 주는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의한 결과는 아니었다. 노동이동성에 대한 충격이 고용에 미치는 영향은 산업에 따라 상반되게 나타났다. 전 산업 및 제조업의 경우에는 노동이동성이 증가하면 장기적으로 고용이 늘어나는 것으로 나타났으나, 운수창고 및 통신업의 경우 그 반대로 나타났다. 따라서 현재로서는 노동이동성이 증가했을 때 고용에 긍정적 영향을 미치는 산업이 존재한다는 제한적인 해석이 가능하다고 할 수 있다. 여러 산업에 대한 구조적 시계열 분석에서 복합적인 결과가 도출되는 것은 그리 놀라운 일은 아니다. 다만 노동이동성의 산업별 특성이 다른 이유에 대한 보다 상세한 분석이 향후 이루어져야 하고, 공적분 검정에서 나타난 바와 같이 생산성, 고용 및 노동이동성의 장기 관계가 산업별로 다르게 나타난 원인에 대해서도 추가적 연구가 이루어질 필요가 있다.

앞서 제2장에서 집계변수의 시계열을 통해 노동이동성의 추이를 살펴본 바로는 2000년대 중반 이후 안정적인 모습을 보임을 확인하였다. 그러나 이 결과만을 바탕으로 개별 노동자들이 직면한 고용의 불안정성에 변동이 없는 것으로 해석하기는 곤란하다. 집단별, 특성별로 살펴보면 서로 다른 특징이 나타날 수 있다. 단, 노동이동성과 관련된 주된 자료인 사업체노동력조사의 특성상 개인에 대한 조사를

하지 않으므로 노동자 개인 특성에 따른 분석은 불가능하다.

따라서 제5장에서는 고용형태별근로실태조사 및 경제활동인구조사 등을 활용하여 노동자의 특성에 따른 근속의 변화 추이를 통해 고용안정성의 변화를 살펴보는 한편 비자발적 사유로 인한 이직이 많은 집단의 특성을 확인하였다. 먼저 남성은 50대 전반에 근속이 12.1년으로 정점에 이르지만 여성의 경우는 30대 후반 이후부터 출산 및 양육 등을 이유로 한 퇴직으로 인해 근속연수 단축이 발생하고, 50대 전반에 다시 약간 증가하는 매우 납작한 M자 형태로 나타났다. 직업별로는 숙련이 필요한 기능원 및 기능근로자, 장치·기계조작원 및 조립원 등은 근속이 증가하는 추세인 데 비해 단순노동종사자와 서비스 및 판매업 종사자는 근속이 가장 짧은 가운데 근속의 증가추세도 미약했다. 한편 고위임직원 및 관리자의 근속이 상대적으로 크게 늘어난 데 비해 전문가 집단은 근속의 증가추세가 미약해 전문성의 보편적 특성이 강할 경우 경력에 대한 보상이 근속에 대한 보상 못지않아 이직이 더 용이함을 간접적으로 보여주었다. 학력에 따른 근속추이를 살펴보면 학력이 낮은 집단일수록 고령화가 급속히 진행되는 가운데 평균근속연수는 지난 10년간 고졸 이하에서 정체 혹은 감소하고 전문대졸 이상에서는 증가하는 현상을 확인할 수 있다. 이는 숙련과 근속의 연관이 과거에 비해 더욱 강화되고 있기 때문으로 해석할 수 있다.

한편 고용안정성에 보다 직접적으로 영향을 미치는 노동이동은 비자발적 사유에 의한 이직이다. 스스로 계획한 직장 이동이 아니므로 고용안정성을 떨어뜨리는 가장 크고 직접적인 원인이 된다. 비자발적 이직자의 비중은 2010년 이후 40% 중반을 넘나들고 있다. 비자발적 이직자 가운데 임시일용 이직자가 차지하는 비중은 80%이다. 여성의 경우 자발적 이직률이 6.76%로 남성의 두 배가 넘고 비자발적 이직률도 두 배가 넘는다. 이는 출산 및 육아로 인해 나타나는 특징이지만, 일과 가정 양립을 위한 사회적 여건 및 노동 환경 등이 미비한 점과도 밀접한 관련이 있다고 할 것이다. 연령별로는 나이가 많을

수록 비자발적 이직의 비중이 높아진다. 19세 이하에서는 비자발적 이직의 비율이 0.13으로 낮으나 60대 이상에서는 1.23으로 높아진다. 이는 기업특수적 숙련형성 및 임금체제와 관련이 되어 있는 것으로 볼 수 있다. 나이가 어릴수록 숙련, 특히 기업특수적 숙련의 형성이 낮고 근속급 또한 그에 상응하여 적기 때문에 자발적 이직의 가능성이 더 큰 반면, 나이가 많을수록 이직에 따르는 근속급의 손실이 더 크기 때문에 자발적 이직의 동기가 줄어든다.

학력별로는 비자발적 이직률과 자발적 이직률의 비율이 U자 형태를 띠는 현상이 나타난다. 대졸 이상은 연공임금체제 하에서 근속에 대한 보상이 상대적으로 더 큰 관리직 등의 직업을 가질 확률이 높기 때문에 자발적 이직이 상대적으로 낮은 것으로 해석할 수 있다. 고졸 이하의 경우에는 학력이 낮을수록 비자발적 이직이 더 빠르게 높아지는 것으로도 알 수 있듯이, 숙련의 중요성이 낮고 쉽게 대체 가능한 비정규직 등에 종사하는 예가 많기 때문인 것으로 보인다. 이는 직종별로 나누어보아도 마찬가지로 관찰되는데 관리자는 자발적 이직률이 가장 낮은 0.9%이며, 서비스 종사자나 판매 종사자보다 전문가나 사무직의 비자발적 이직률 비중이 더 높게 나타난다.

근속연수와 이직사유를 통해 나타난 이상의 노동자 집단별 특성은 잦은 노동이동 및 비자발적 노동이동의 부담이 주로 비숙련직, 저학력층, 청년 및 고령층, 그리고 출산 및 육아를 담당하는 여성층에게 더 가중됨을 보여주었다. 향후 보다 노동친화적인 방식으로 노동이동을 촉진하기 위한 첫 번째 방법은 준비된 노동이동이 되도록 하는 것이다. 학업이나 육아 등 생애주기별 이직사유가 발생했을 때를 비롯하여 기술변화로 인해 전직사유가 발생했을 때 준비된 노동이동이 될 수 있도록 경력설계 및 취업지원서비스 등 준비된 재취업을 위한 정책적 지원이 필요하다. 청년 및 장년층을 대상으로 통합적 고용서비스를 지원하는 취업성공패키지의 경우 실효성을 제고하는 것이 더욱 중요하며, 이를 위해 고용서비스 공급을 담당하는 인력의 전문성 제고를 비롯하여 전달체계의 역량을 강화할 필요가 있다. 또한 노동

시간을 단축함으로써 노동자들이 교육 및 훈련에 지속적으로 참여할 수 있는 환경을 조성하는 것도 매우 중요하다.

물론 모든 노동이동이 충분히 준비된 노동이동이 되기는 현실적으로 쉽지 않다. 기업의 소멸이나 예측하지 못한 급격한 경기악화 등이 초래되어 비자발적인 이유로 이직을 해야 하는 경우도 빈번히 발생한다. 따라서 실직 시 적정 수준의 실업급여를 지급하여 생계안정을 유지하면서 자신의 경험과 숙련에 적합한 일자리를 찾을 수 있도록 재취업 지원을 비롯한 고용지원 서비스를 확대하는 것이 필요하다. 농림어업의 상시근로자 4인 이하 사업장 근로자들과 가사근로자, 특수형태근로종사자 등을 포괄하여 고용보험제도가 제공하는 생계안정과 취업지원 서비스의 기회를 누릴 수 있도록 제도를 개선하는 것이 바람직할 것이다. 또한 자발적 이직자에게도 일정한 유예기간을 거쳐 실업급여를 지급하는 것을 적극적으로 고려할 필요가 있다. 또한 앞서 살펴보았듯이 여성, 청년 및 고령 노동자, 그리고 숙련도가 낮고 학력이 낮은 직종일수록 이직률이 높다. 따라서 실업자 프로파일링을 바탕으로 한 재취업 지원을 강화하기 위해 상담인력의 전문성을 개선하는 한편 업무지원 인프라를 보완해 갈 필요가 있을 것이다.

제 1 장 서 론

노동이동성(labor turnover)은 정책적이나 학문적인 측면 모두에서 분석의 필요성이 큰 주제이다. 노동이동을 통한 인적자원의 재배분은 산업구조의 변화나 거시경제의 충격 등에 대한 유연한 대처를 가능케 하는 반면 고용안정성의 하락으로 귀결될 경우 소득의 불안정성을 증가시키고 가계의 미래에 대한 계획을 어렵게 만들며, 숙련의 축적을 저해하는 역기능을 초래할 수도 있다. 따라서 노동이동성의 추세를 분석하고 변화의 원인을 밝힘으로써 향후의 노동이동성 변화 방향을 전망하고 정책 시사점을 도출하는 것은 그 자체로서 중요한 의미를 가진다. 그러나 노동이동성의 중요성은 그뿐만이 아니다. 미래에 기술발전과 변화의 속도가 빨라지면 노동이동이 증가할 가능성이 있다. 급속한 기술발전으로 인해 과거보다 숙련이 더 빨리 퇴화되거나 기업의 생명이 더 가속화될 수 있기 때문이다. 이는 기술발전이 고용에 미치는 영향에 대해서도 시사하는 바가 크다. 기술발전으로 인해 발생하는 슈페터적인 창조적 파괴(Schumpeterian creative destruction)의 과정에서 초래될 이직이나 실업은 노동이동의 원활성 여부에 따라 고용에 부정적 영향을 초래할 수도 있고 그렇지 않을 수도 있기 때문이다.

본 연구는 먼저 한국 노동이동성의 장기적인 변화 추이와 그 원인에 대한 분석으로 시작한다. 노동이동은 거시적 측면에서 볼 때는 인구구조 및 산업구조의 장기적 변화 등에 의해 초래되며, 미시적인 측면에서 볼 때는 개별 노동자나 기업의 의사결정에 의해 초래된다. 노동자의 경우 인

적자본 이론에서 제시하는 바와 같이 더 나은 직장으로의 이동이나 교육, 출산 및 육아와 같은 생애주기적 사유 등에 의해 노동이동이 발생하며, 기업의 경우 경영전략 및 경기변동상의 사유에 따른 채용 및 해고, 그리고 창업 및 폐업 등을 통해 노동이동을 발생시킨다. 본고는 1970년대 이후의 산업별 입직률, 이직률 등의 자료를 활용하여 노동이동성의 추세 및 변동성의 장기적 변화를 고찰하고 각각의 변화원인이 노동이동성에 미친 영향에 대한 분석을 시도한다.

아울러 본고에서는 노동생산성 및 총요소생산성의 분기 시계열 자료 작성을 통해 기술충격이나 노동이동성에 대한 충격이 발생했을 때 고용에 어떠한 영향을 미치는지 분석해 본다. 거시경제학 분야의 중요한 논쟁 가운데 하나인 생산성 충격이 고용에 미치는 영향에 대한 연구는 여전히 전형적 사실(stylized fact)의 발견 혹은 합의에 이르지 못하고 있으며, 이는 한국의 경우도 마찬가지이다. 특히 생산성, 고용, 노동이동성 등 관련 변수들의 비정상성 및 내생성으로 인해 일반적인 회귀분석을 통해 인과 관계를 측정하는 것은 쉽지 않다. 본고에서는 노동이동성을 포함한 주요 변수들의 장단기 관계에 대한 제약을 이용하여 모형을 식별하는 구조적 벡터오차수정모형을 활용함으로써 그러한 연구의 진전에 도움을 주고자 한다.

한편 노동의 생산요소적인 측면을 강조하여 노동이동성의 제고에만 관심을 가지는 것은 문제를 전체적 관점에서 바라보지 못할 수 있는 위험성을 내포한다. 노동은 생산의 관점에서는 투입요소이지만, 노동자의 관점에서는 삶의 일부로서 그 자체가 효용에 중요한 영향을 미치는 요소이자 자아실현의 수단이기도 하다. 또한 사회적 측면에서 바라볼 때 노동력은 출산 및 양육을 통해 재생산되는 특성을 가지며, 일반적인 중간재, 혹은 투자재 등의 투입요소와는 차별된다. 고용불안정성의 증가는 삶의 질을 직접적으로 하락시킬 뿐만 아니라 출산을 하락의 주요 원인이 됨으로써 노동력의 재생산을 어렵게 하여 사회의 존립 기반 자체를 위태롭게 한다. 물론 노동이동성과 고용불안정성이 항상 서로 결부되는 것은 아니나, 고용안전망이 부실하고 비자발적 이직이 빈번한 현실에서 상관관계가 존재함을 부인할 수 없다. 따라서 양자의 균형을 추구하는 것이 사회적 후생

극대화에 필수적이므로 노동이동성뿐만 아니라 고용안정성을 아울러 제고할 수 있는 정책 방안을 모색할 필요가 있다. 본고의 마지막 장에서는 각 집단별로 근속 및 이직사유별 이직률을 분석해 본 후 고용안정성을 제고하면서 노동이동성을 원활하게 할 수 있는 정책 방안을 찾아본다.

제 2 장

노동이동성 연구 동향과 한국 노동이동성 변화의 특징

제1절 노동이동성에 대한 최근 연구 동향

1. 노동이동성의 정의

노동이동성은 용어의 포괄 범위에 따라 여러 가지 의미로 사용된다. 특히 관련 용어와 개념은 해외에서 사용되는 용어를 번역하여 사용하는 경우가 많은데, 번역 시의 용어 선택 또한 역자에 따라 다를 수 있어 혼란의 여지가 있다. 따라서 논의의 전개에 앞서 본고에서 사용할 용어의 의미를 명확히 해 둘 필요가 있다. 본고에서는 입직률(accessions rate)¹⁾과 이직률(separations rate)을 더하여 노동이동성(labor turnover)이라 정의한다. 입직률은 신규고용과 전입을 합하여 전체 노동자 수로 나눈 수치이며, 이직률은 해고와 전출을 합하여 전체 노동자 수로 나눈 비율이다. turnover를 직역한다면 이동성보다는 회전율에 가깝다. 그러나 노동회전율이라고 번역한다면 이는 기업 경영의 측면에서는 적절한 용어일 수 있으나 경제 전체의 노동이동 정도를 의미하는 데는 적합지 않다. 한편 labor mobility

1) 입직률(accessions rate)은 과거에 널리 사용된 용어이며 최근 BLS에서는 채용률(hires rate)이라는 용어를 사용하고 있으나, 우리나라 통계청의 용어와 일치시키기 위해 입직률이란 용어를 사용하기로 한다. 두 용어의 의미는 동일하다. BLS 홈페이지에 게시된 Handbook of Methods(2013) 제18장 참조.

역시 종종 노동이동성이라고 번역된다. 그러나 labor mobility는 주로 지리적 이동, 계절적 이동 등을 나타내는 개념으로서 labor turnover와는 다르다. 본고에서의 노동이동성은 turnover의 의미로만 사용한다.

노동이동성의 변화는 수요 충격이나 생산성 충격 등으로 발생하는 경기변동에 의해 일시적으로 초래될 수도 있고 도시화 및 인구구조, 산업구조 등의 구조적 변화가 누적됨에 따라 추세적으로 발생할 수도 있다. 노동력을 생산수단의 측면에서 볼 때 노동이동성은 투입요소 조절의 유연성을 나타내는 지표로도 이해될 수 있으나, 노동자의 입장에서 볼 때 특히 비자발적인 동기에 의한 이직의 경우 직업안정성을 떨어뜨리고 미래에 대한 예측과 장기적 계획의 불확실성을 높이는 부정적인 성격을 갖기도 한다.

2. 노동이동성에 관한 연구 동향

가. 국내 연구

우리나라에서 노동이동성에 대한 논의는 1990년대 외환위기를 전후하여 비교적 활발하게 이루어졌다. 어수봉(1992)은 1990년대 이전 우리나라 노동이동의 특징을 여러 측면에 걸쳐서 분석하였다. 1980년대 산업 간 노동이동을 분석한 결과 건설업을 제외한 전 산업의 유출률(각 산업의 전체 취업자 중 타 산업, 실업 및 비경제활동인구로 유출된 취업자의 구성비)이 지속적으로 감소하였음을 발견하고, 동 기간 우리나라 노동이동의 특징을 ‘산업 내에서의 빈번한 노동이동’으로 요약하였다. 또한 제조업의 이직률은 연령과 학력이 높을수록, 근속기간이 길수록, 임금이 높을수록, 그리고 규모가 큰 사업장일수록 더 낮다는 점을 밝혔다. 아울러 여성보다는 남성, 생산직보다는 사무직의 이직률이 더 낮게 나타났다. 종합해 볼 때 제조업의 이직률이 높은 이유를 저임금 생산직으로 일하며 근속기간이 짧은 젊은 연령층이 자주 직장이동을 하기 때문인 것으로 파악하였다.

남재량·이창용(1998)은 1980년 이후 한국의 실업률 하락 추세가 노동력 구성의 변화만으로는 설명되지 않으며, 노동수요의 증가가 아니라 주

로 이직률의 하락에서 비롯되었을 가능성에 주목하고 그 주된 원인을 산업구조 안정화에 따른 산업부문 간 노동이동의 감소에서 찾았다. 산업부문 간 노동이동 수준을 측정하기 위해 Lilien 및 Neuman · Topel 척도를 계산한 결과 1970년대 중반 이후 부문이동의 하락 추세가 뚜렷이 나타났으며, 그러한 추세는 동 저자의 자료가 끝나는 1990년대 중반까지 이어졌음을 보여주었다. 또한 Lilien 지수는 이직률과 높은 상관관계를 보임을 확인하였다.

정진호(1999)는 1970년대 이후부터 외환위기 이전까지의 다양한 노동이동 관련 자료를 분석하고 노동이동 수준이 지속적으로 낮아지고 있음을 확인하였다. 또한 평균근속 및 이직률, 정착률 등에 대한 분석 결과 고령화 및 고학력화 등의 노동력 구성 변화가 노동이동 수준 하락의 주요 원인이며, 그 속도가 가속화되고 있음을 발견하였다. 그리고 「고용구조조사」와 「광공업통계조사보고서」를 결합하여 기술진보가 노동이동에 미친 영향을 분석한 결과 노동이동이 주로 인적 숙성, 노동조합 유무, 경기변동 등에 영향을 받는 반면 기술진보에 의한 영향은 유의하지 않은 것으로 결론지었다. 다만, 이직을 사직과 해고로 나누었을 때 기술진보가 사직에 미치는 영향은 유의하게 나타났으며, 노동력 집단별로 나누었을 때 기간노동력 이외의 집단에서는 이직을 유발하는 것으로 나타났다.

류재우 · 박성준(2002)은 노동이동을 근속급 및 내부노동시장과의 연관 속에서 파악하였다. 1980년대 말 또는 1990년대 초반부터 근속급의 추세적 하락이 진행되어 왔고, 이는 내부노동시장의 약화가 진행되어 왔음을 의미하는 것으로 판단하였다. 근속에 대한 보상이 약화되면서 보다 높은 임금과 좋은 여건을 찾는 노동자의 자발적 이직이 더 늘어나고, 장기적으로 진행되어 온 이직률의 감소 추세를 일정 정도 저지하는 역할을 했을 것으로 추정하였다.

김혜원 외(2008)는 노동이동의 질적인 변화에 주목하였다. 외환위기 이전의 우리나라 노동시장은 대기업을 중심으로 한 내부노동시장화의 진행으로 특징지어졌으나, 외환위기를 전후하여 대기업과 사무직을 중심으로 외부노동시장이 발달하면서 숙련인력의 활발한 직장이동이 진행되고 있다고 분석하였다. 정규직을 중심으로 한 경력직의 자발적인 직장이동은

노동시장에서의 효율적 인적자원 배분을 촉진하는 것으로 판단하였으며, 외환위기 이후 각 연령대별로 전체 노동자 가운데 신규입직자의 비중이 크게 증가한 점을 그 근거로 제시하였다.

윤윤규(2010)는 시차분포모형을 이용하여 1977~2007년 제조업 상용근로자의 노동투입 조정패턴의 변화를 분석하고, 생산변동 충격에 대한 수량적 노동유연성은 1987년 이후 크게 약화되었으나 외환위기를 거치면서 다시 강화되었음을 발견하였다. 특히 시기별로 노동투입 조정방식에서 차이가 나타났으며, 외환위기 이전에는 주로 노동시간의 조정을 통해 노동투입의 조정이 이루어졌으나, 이후에는 고용량과 노동시간의 동시 조정이 이루어지고 있는 것으로 나타났다.

이은석 외(2013)는 1990~2011년 산업 간 노동이동성을 산업별 취업자수의 변화 지표 및 산업별 고용분포의 변화 지표를 통해 측정하였다. 측정 결과 산업 간 노동이동성의 격차가 확대되었음에도 불구하고 두 지표 모두 1990년대에는 산업 간 노동이동성이 추세적으로 하락함을 보여주었고, 2000년대부터는 노동이동성이 낮은 수준에서 정체하는 것으로 나타났다. 또한 산업 간 노동이동성이 낮은 가운데 고부가가치 산업에서 저부가가치 산업으로의 노동이동이 상대적으로 활발한 것으로 드러났다. 산업 간 노동이동성 지표를 종속변수로 삼고 여성, 고령층, 제조업 부가가치 비중 및 제조업과 서비스업 간 노동생산성 격차 등을 설명변수로 한 회귀분석에서는 노동생산성 격차가 산업 간 노동이동성을 증대시키는 것으로 나타났다.

이상에서 살펴본 바와 같이 노동이동성에 대한 연구는 다양한 관점에서 꾸준히 이루어져 왔으나 그 중요성에 비추어 흡족한 논의가 이루어졌다고 보기는 힘들다. 특히 고용유연화가 본격적으로 진행된 것이 2000년대이며, 인구 및 노동력의 고령화 역시 이 시기에 급속히 진행되었음을 감안해 볼 때 노동이동의 추세와 시사점에 대한 연구 및 논의가 2000년대 이후 그다지 활발하지 않은 것은 의외라고 할 수 있다. 따라서 최근 노동이동성 추세의 변화 여부 및 그에 영향을 미치는 요소들을 점검하고 정형화된 사실을 발견하고자 하는 것이 본고 전반부의 주요 동기이다.

나. 해외 연구

노동이동성이 연구 주제로서 한국에서 큰 주목을 받지 못하고 있는 반면 해외에서는 노동이동성의 하락 현상과 그 원인, 경제에 미치는 영향 등에 대한 연구가 점차 활발해지고 있다. 미국의 경우 노동이동성의 장기적이고 추세적인 하락 현상은 지난 10여 년 동안 많은 연구를 통해 거듭 확인되어 왔다. Hyatt and Spletzer(2013)에 의하면 1998~2010년 기간 미국의 채용률(hires rate)과 이직률(separations rate)은 분석에 사용된 원자료에 따라 적게는 10%p에서 많게는 무려 38%p까지 감소한 것으로 나타났으며, 일자리 생성률(job creation rate)과 소멸률(job destructions rate)²⁾ 역시 22~33%p 감소하였고, 일자리 간 이동(job to job flows)은 47~53%p로 감소폭이 가장 컸다. 동 저자들은 미국의 경우 노동이동성 변화 추세가 인구구조나 산업구조에 의해서 설명되는 부분은 일부에 불과하며, 직장 간 이동이나 단기적 일자리의 감소가 더 큰 역할을 하고 있음을 밝혔다.

Davis et al.(2006) 및 Davis et al.(2010)에 의하면 미국 노동이동성의 감소 현상은 사실 1960년대부터 이미 시작되어 수십 년간 지속되어 온 현상이다. 또한 Decker et al.(2012)은 미국 노동이동성의 하락 추세가 2000년대 이후 더욱 가속화되고 있다고 보고하였다. Davis(2008)는 다양한 이직률 통계를 분석하고 미국에서 직장 상실의 위험이 상당히 줄어들었다고 결론 내렸다.

한편 최근 탐색모형을 통하여 미국의 노동이동성 감소 원인을 설명하려는 노력도 계속되고 있다. Fujita(2012)는 이직률이 30년간 추세적으로 하락해 왔음을 확인하고 그 가운데 절반가량은 이직률이 낮은 고정취업자의 비중이 증가한 데서 기인한 것으로 분석하였다. 나머지 절반의 원인을 분석하기 위해 그는 숙련과 비숙련의 두 종류 노동자들이 내생적 직업 매치 파괴 및 숙련 퇴화(obsolescence)의 위험에 직면하는 모형을 구축하였다. 동 모형을 통해 경제적 충격이 가해졌을 때 숙련노동자는 새로운

2) 일자리 생성과 소멸은 개별 사업체 단위에서 발생하는 순채용이나 순이직과 같은 고용변화를 모두 더한 것이다.

직장을 구하는 과정에서 숙련을 잃을 위험성에 직면하여 이직을 꺼리게 되며, 이질적 생산성 충격의 분산이 작을수록, 즉 기업들의 성장률 격차가 작을수록 이직률도 감소하게 됨을 보여주었다.

Cairo and Cajner(2013)는 지난 30년간 미국 노동시장의 역동성이 감소하고 있는 주된 이유를 인구고령화와 교육수준 향상에서 찾았다. 이 두 가지 원인이 1976~2011년 전체 실업유입률 하락의 75~90%를 차지한다고 분석하였다. 그리고 고학력 노동자의 직장 내 훈련 및 고령 실업자의 숙련 퇴화, 내생적 이직행위 등이 반영된 탐색모형(search and matching model)을 이용한 시뮬레이션을 통해 젊고 학력수준이 낮은 취업자의 비중이 높은 경제에서 그 비중이 낮은 경제로 이행하는 과정에 이직률이 상당히 하락함을 밝혔다. 한편 D'arcy et al.(2012)에 의하면 호주의 경우에도 1976~2000년 자발적 동기에 의한 이직률이 추세적으로 감소하였고, 산업별 비교 결과 임금수준이 높고 평균연령이 높은 산업의 노동이동성이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

노동이동성의 하락이 거시경제 전반에 미친 영향에 대한 연구도 최근 흥미로운 결과들을 생산하고 있다. Gali and van Rens(2015)는 전후 미국 거시변수의 동태적 성격의 핵심적인 변화를 세 가지로 요약했다. 첫째, 노동생산성의 경기동행적 성격의 소멸, 둘째, 노동투입의 상대적 변동성 증가, 그리고 셋째 실질임금의 변동성 증가이다. 그리고 이러한 소위 대안정화(Great Moderation)의 주원인으로서 노동이동성의 감소와 그로 인한 채용 마찰(hiring friction)의 감소, 이에 따라 기업들이 경제충격에 대응하여 고용조정을 보다 용이하게 할 수 있게 된 점을 지목하였다. 아울러 노동이동성의 감소가 경기변동성을 감소시키는 데도 기여했을 가능성을 보여주고 있다. 노동이동성이 얼마나 고용조정에 기여했는지의 여부는 Ansari et al.(2013)에서와 같이 노동이동성과 실업률 간의 관계를 통해 판단해 볼 수 있다. 노동이동이 활발하게 이루어질 때 실업률이 하락하는지 여부는 양자 간의 추세적 관계와 변동성의 양 측면에서 모두 살펴볼 수 있다.

이상 해외 연구 동향에서 살펴본 바와 같이 노동이동성의 하락 현상은 미국을 비롯한 여러 나라에서 관찰되고 있으며, 그 원인 및 경제에 미치

는 영향을 설명하려는 노력이 활발히 진행되고 있다. 특히 노동이동성의 하락과 주요 거시경제 변수의 연관성을 밝히는 연구는 앞으로 더욱 주목할 만한 가치가 있는 것으로 보인다.

3. 노동이동성 시계열 자료

노동이동성에 관한 장기적 시계열을 구축하기 위해서는 전산화되지 않은 과거의 통계조사보고서를 활용하여야 한다. 이를 위해 가장 주된 자료는 매월노동통계이다. 매월노동통계는 1969년부터 2007년까지 매월 보고서의 형태로 작성되었으며, 입직률과 이직률, 임금, 실근로일수와 근로시간, 상용근로자 수 등에 대한 산업별 통계를 제공한다. 입직률 및 이직률은 당월 말 입직자 수 및 이직자 수를 전월 말 근로자 수로 나눈 비율이다. 1987년도부터는 해고·퇴직률 통계가 추가되었다. 동 조사는 상용근로자 10인 이상 사업체를 조사 대상으로 하고 있으며, 1999년도부터 상용근로자 5인 이상 사업체로 확대 실시되었다. 단, 동 조사에서 2001년도까지 상용근로자의 개념은 1개월 이상의 기간을 정하여 사업체에 고용된 자를 비롯하여 임시 및 일용근로자의 경우에도 조사기준일 전 3개월을 통산하여 45일 이상 일한 근로자를 포함한다. 이는 현재 통계청에서 사용하는 상용근로자 개념과는 다소 다름에 유의하여야 한다. 현재 통계청의 상용근로자는 임금근로자 중 개인, 가구, 사업체와 1년 이상의 고용계약을 맺은 사람 또는 일정한 기간의 고용계약을 하지 않았으나 정해진 채용절차에 따라 입사하여 인사관리규정을 적용받거나 상여금, 퇴직금 등 각종 수혜를 받는 사람을 말한다. 임시 또는 일용인 경우에는 상용근로자로 분류되지 않는다. 그리고 근무기간이 1년 이하일지라도 상용직으로 계약하고 채용된 경우에는 상용근로자로 분류된다. 즉, 매월노동통계에서의 상용직의 경우 현재 기준으로 볼 때 임시 및 일용직을 비롯해 상당수 비정규직까지 포함하는 보다 폭넓은 개념이라 할 수 있다.

매월노동통계는 층화추출법에 의한 표본조사로서 자계식 조사를 원칙으로 매월 실시되었다. 그러나 산업별 노동자 수에 있어서는 당시 매년 실시된 전수조사인 사업체 근로실태조사와 비교할 때 격차가 존재하여

다소 복잡한 사후적 보정과정을 거쳤음을 유의하여야 한다. 따라서 본고에서는 산업별 취업자 수의 비중을 가중치로 사용해야 할 경우 매월노동통계보다 경제활동인구조사의 수치를 사용하였다.

한편 매월노동통계는 2008년 3월부터 ‘사업체임금근로시간조사’로 명칭이 바뀌고 조사대상도 상용근로자 1인 이상 사업체로 확대되었으며, 조사주기는 월에서 분기로 바뀌었다. 그러나 이 과정에서 2008~09년 2/4분기의 노동이동성 자료가 결측되어 시계열의 단절이 발생했다. 2011년부터는 명칭이 ‘사업체노동력조사’로 바뀌었으며 조사대상은 종사자 1인 이상 전체 사업체로 확대되었다. 따라서 장기 시계열을 이용한 입·이직률 분석 시에는 종사자 성격 및 규모의 확대에 따른 자료의 변화를 감안하여야 한다. 또 하나의 고려 사항은 한국표준산업분류가 수차례 개정됨에 따라 매월노동통계 및 이후 조사통계의 산업분류가 상응하는 변화를 거쳤다는 점이다. 한 예로서 1993년 1월의 산업분류 변화는 제6차 한국표준산업분류(1991. 9. 9. 고시) 기준에 의거하여 변화하였다. 따라서 일정 수준의 시계열 불일치가 발생하였으며 본고에서는 장기 시계열 자료의 작성을 위해 구분류를 기준으로 통합하는 조정을 실시하였다.

노동이동성과 관련된 정보를 수집하기 위해 실시된 또 다른 통계인 노동력유동실태조사는 1973년도부터 보고서가 존재하며 1998년도를 마지막으로 중단되었다. 매월노동통계와 마찬가지로 10인 이상 사업체를 대상으로 하지만 상용근로자뿐만 아니라 일용근로자와 사업주, 무급가족종사자까지 망라하고 있다. 매년 반기별로 조사가 실시되었고, 입직자와 이직자의 성별, 연령, 학력, 직종을 비롯하여 입직경로, 근속기간, 경력연수, 이직이유 등에 대한 통계를 담고 있어 노동이동성의 변화 원인 분석에 특히 유용하다. 따라서 본 보고서에서는 이를 매월노동통계의 보조 자료로 활용하였다.

노동이동성은 이상과 같은 사업체조사뿐만 아니라 경제활동인구조사와 같은 가구조사 및 고용보험DB 등의 행정통계 자료를 통해서도 파악할 수 있다. 예컨대 연령별, 학력별 이직률과 같은 경우 노동력유동실태조사가 종료된 1998년 이후 사업체조사에서는 파악되지 않으므로 경제활동인구조사를 활용하여 파악하였고, 이직사유별 이직현황 등과 관련한

자료 역시 동 조사를 이용하여 분석하였다. 또한 노동이동성의 변화가 노동자 개인의 고용안정성에 미친 영향을 간접적으로 파악할 수 있는 근속에 관한 통계는 고용형태별 근로실태조사를 이용하여 작성하였다.

제2절 노동이동성 장기 추세와 변동성의 특징

앞서 언급한 매월노동통계자료의 조사 중단과 사업체노동력조사로의 변경으로 인해 산업별, 집단별 노동이동성의 일관된 비교가 가능한 시기는 2007년 3/4분기 이전과 글로벌 금융위기를 지난 2009년 이후부터이며, 가장 장기간의 노동이동성 시계열 확보가 가능한 기간은 1973~2007년이다. 따라서 이하에서는 글로벌 금융위기 시점을 기준으로 자료를 전후로 나누어 노동이동성의 추세 및 변동성의 변화를 살펴보고자 한다.

1. 노동이동성의 장기 추세(1973~2007년)

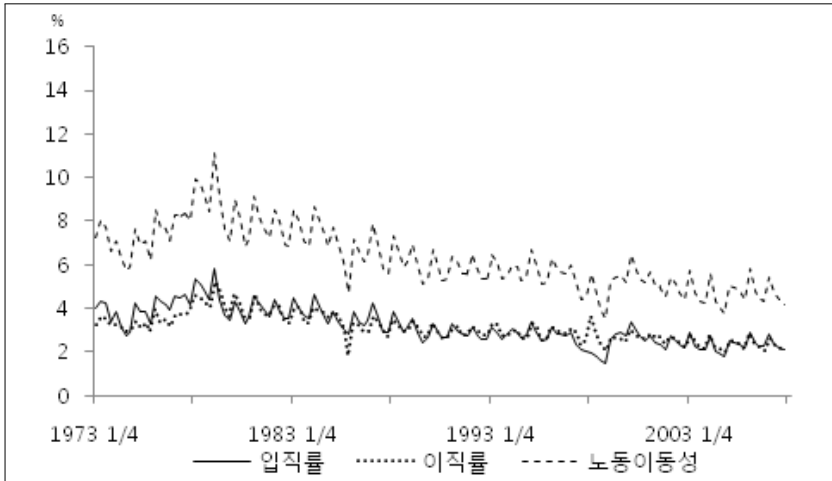
가. 노동이동성

전체 산업의 입직률과 이직률, 그리고 노동이동성의 추이는 [그림 2-1]과 같다.³⁾ 장기 추세가 1980년대 이후 현저히 하락한 것은 동일하지만 노동이동성이 입직률 및 이직률의 합으로 정의되므로 전자의 변동이 좀 더 두드러진 형태로 나타난다. 노동이동성은 1970년대 후반에 상당히 증가하여 1978년 월평균 노동이동성은 9.3%에 달했다. 그러나 1980년대에는 현저히 하락하여 1990년에 월평균 5.8%까지 낮아졌다. 1990년대 이후부터는 하락 추세가 완만해져 1997년은 월평균 5.0%, 2007년은 월평균 4.7%

3) 전체 산업의 입직률과 이직률은 매월노동통계에서 제공되고 있으나 본고에서는 이를 다시 재작성하였다. 제조업의 노동자 비중이 과다하게 평가되어 전체 산업의 입직률과 이직률을 압도하였기 때문이다. 매월노동통계의 산업별 임금근로자 수가 실제와 차이가 있기 때문에 산업별 입직률과 이직률을 경제활동인구조사의 산업별 취업자 수로 가중평균하여 전체 산업의 입직률과 이직률을 다시 계산하였다.

[그림 2-1] 전 산업 노동이동성 추이(1973~2007년)

(단위: %)



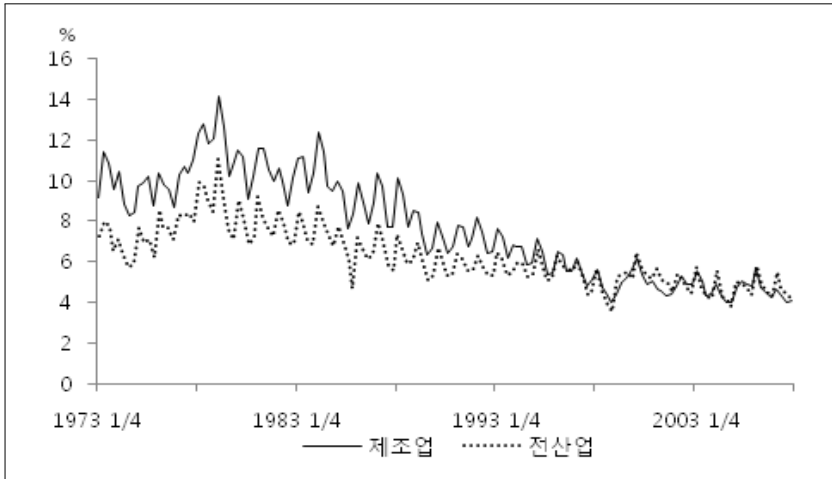
자료: 고용노동부, 『매월노동통계』, 1973년 1분기~2007년 4분기.

수준이다. 그림에서 나타나듯이 입·이직률의 변동성 역시 외환위기 기간을 제외하면 하락하는 추세가 관찰된다. 또한 노동이동성이 증가한 1970년대 후반에는 입직률이 이직률보다 다소 높은 특징을 보이고 있으며, 그 이후로는 외환위기 기간을 제외하면 입직률과 이직률의 차이가 두드러지지 않는다.

한편 노동이동성을 산업별로 나누어 보면 그 추세와 변동성 및 변화가 나타난 시기 등에서 서로 큰 차이가 존재한다. 먼저 제조업 노동이동성의 경우 전체적인 추세의 하락은 [그림 2-2]에서와 같이 전 산업의 경우와 대체로 유사하지만, 초기 노동이동성이 높은 대신 하락의 폭이 더 커서 점차 전 산업과 비슷한 수준으로 접근해 왔음을 알 수 있다. 1973~79년에 평균 10.48%에 달했던 제조업의 노동이동성은 1980년대에 평균 9.53%로 하락했으며, 특히 1990년대에는 6.21%로 크게 하락하였다. 2000~07년 평균 제조업 노동이동성은 4.74%로서 1980년대의 절반에도 미치지 못한다. 다만 2000년대에 들어선 이후에는 추세적 하락은 거의 멈춘 것으로 보인다. 그러나 제조업 노동이동성의 이러한 추세적 특징은 일부를 제외하고는 다른 산업으로 일반화할 수는 없는 것으로 보인다.

[그림 2-2] 제조업 노동이동성 추이(1973~2007년)

(단위: %)



자료: 고용노동부, 『매월노동통계』, 1973년 1분기~2007년 4분기.

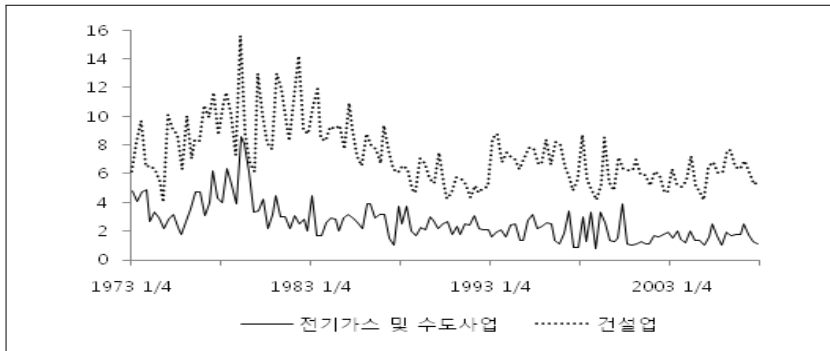
[그림 2-3]에서 보듯이 대부분의 산업에서 공통적으로 관찰되는 특징이라면 1970년대 후반 노동이동성의 증가 현상 및 그 이후 장기적인 노동이동성의 하락이다. 그러나 그 시기 및 변화폭은 산업별로 상당히 다르다. 예컨대 장기적인 노동이동성의 하락은 건설업에서도 일정 수준 관찰되지만 그 변화 시기는 주로 1980년대 중반부터 1990년대 초반 사이에 집중되고 그 이후에는 변화가 거의 없음을 알 수 있다. 그리고 노동이동성 하락 폭도 1980년대 평균 8.54%에서 1990년대 6.31%로 제조업에 비해서는 작은 편이다. 노동이동성이 가장 낮은 산업인 전기가스 및 수도사업의 경우 1980년을 전후한 짧은 시기를 제외하면 매우 완만한 노동이동성의 감소 추세를 나타낸다. 도소매업 및 음식숙박업의 경우 제조업 노동이동성의 추세적 하락이 두드러졌던 1990년대에는 별다른 변화가 없었으며 제조업의 노동이동성 변화가 안정되었던 2000년대에 오히려 하락 추세를 보이고 있다.

운수창고 및 통신업은 장기적인 하락 추세를 나타내고 있으나 주기적인 변동성을 동반하고 있다. 다른 산업에 비해 가장 특징적인 노동이동성 추세를 보여주는 산업은 금융보험부동산 및 사업서비스업과 사회 및 개

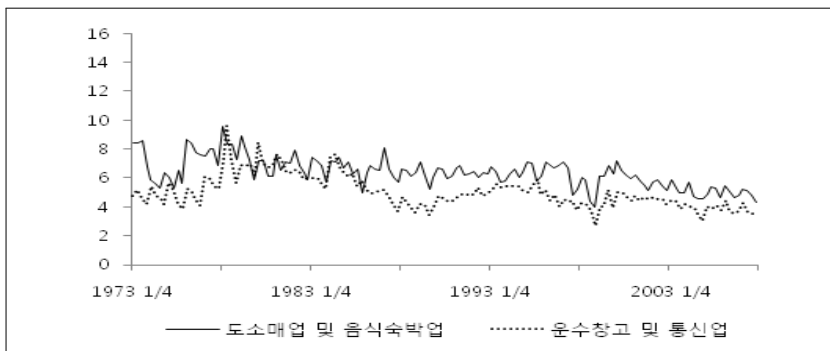
[그림 2-3] 산업별 노동이동성 추이(1973~2007년)

(단위: %)

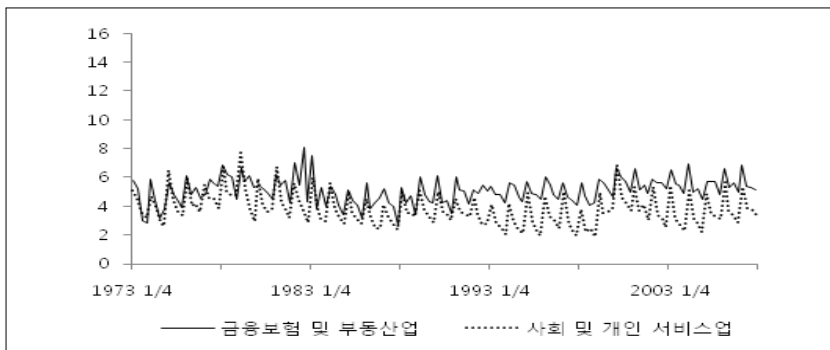
a. 전기가스 및 수도사업, 건설업



b. 도소매 및 음식숙박업, 운수창고 및 통신업



c. 금융보험부동산 및 사업서비스업, 사회 및 개인서비스업



자료: 고용노동부, 『매월노동통계』, 1973년 1분기~2007년 4분기.

〈표 2-1〉 산업별 노동이동성 비교

(단위: %)

	1973~79	1980~89	1990~99	2000~07
전 산업 (10인 이상)	7.80	7.07	5.53	4.90
광업	6.37	6.01	5.37	3.25
제조업	10.48	9.53	6.21	4.74
전기가스 및 수도사업	4.24	2.79	2.11	1.61
건설업	8.54	8.54	6.31	6.02
도소매 및 음식숙박업	7.34	6.64	6.24	5.35
운수창고 및 통신업	5.54	5.67	4.73	4.16
금융보험부동산 및 사업서비스업	5.09	4.83	4.94	5.60
사회 및 개인서비스업	4.48	3.84	3.27	3.86

자료: 고용노동부, 『매월노동통계』, 1973년 1분기~2007년 4분기.

인 서비스업이다. 타 산업과 다르게 두 산업은 장기적 추세 하락이 관찰되지 않으며 2000년대에 노동이동성이 증가하는 추세를 보여준다. 금융보험부동산 및 사업서비스업은 1990년대에 4.94%에서 2000년대에 5.60%로 노동이동성이 증가하였고 사회 및 개인서비스업은 동 기간 노동이동성이 3.27%에서 3.86%로 증가하였다.

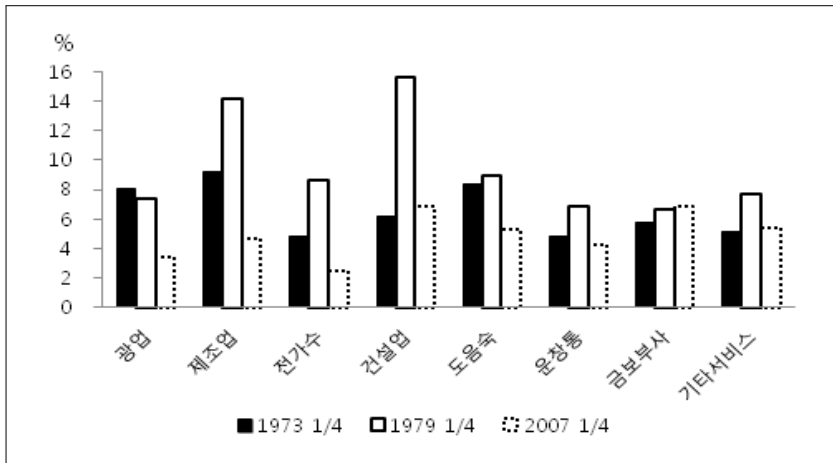
각 산업 노동이동성의 장기적인 추세 변화에 따라 노동이동성의 산업별 차이 역시 크게 바뀌었다. [그림 2-4]에서 보듯이 1973년 1/4분기에는 제조업이 가장 노동이동성이 높은 산업이었으며 도소매업 및 음식숙박업이 뒤를 이었다. 그러나 노동이동성이 전반적으로 상승한 1979년 1/4분기에는 건설업의 노동이동성이 가장 높았고 제조업 역시 높은 노동이동성을 보였다. 그러나 노동이동성의 추세적 하락이 끝난 무렵인 2007년 1/4분기에는 건설업의 노동이동성이 크게 하락하여 금융보험부동산 및 사업서비스업의 노동이동성과 큰 차이가 나지 않는다.

한편 노동이동성의 변동성에서도 장기적인 하락 추이가 뚜렷이 관찰된다. Hodrick-Prescott filter를 사용하여 노동이동성의 추세를 제거한 후 남은 변동의 표준편차를 통해 변동성을 살펴본 결과 <표 2-2>에 나타나듯이 전체 산업의 경우 1970년대 0.96에서 2000년대 0.54로 절반 가까이

하락했음을 알 수 있다. 변동성이 가장 높았던 건설업은 동 기간 2.16에서 0.82로 하락하였다.

제조업 역시 1.14에서 0.46으로 변동성이 크게 하락하였다. 사회 및 개인서비스업의 경우에만 1.14에서 1.10으로 별다른 변화가 관찰되지 않았

[그림 2-4] 산업별 노동이동성의 시점 간 비교(1973, 1979, 2007년)



자료: 고용노동부, 『매월노동통계』, 1973년 1분기~2007년 4분기.

<표 2-2> 산업별 노동이동성의 변동성*

	1973~79	1980~89	1990~99	2000~07
전 산업 (10인 이상)	0.96	0.77	0.56	0.54
광업	1.21	1.13	0.79	0.51
제조업	1.14	0.99	0.57	0.46
전기가수 및 수도사업	1.49	0.81	0.71	0.57
건설업	2.16	1.48	1.23	0.82
도소매 및 음식숙박업	1.13	0.64	0.64	0.41
운수창고 및 통신업	0.92	0.63	0.46	0.33
금융보험부동산 및 사업서비스업	0.90	0.98	0.65	0.67
사회 및 개인서비스업	1.14	0.96	0.90	1.10

주: * 추세를 제거한 노동이동성의 표준편차.

자료: 고용노동부, 『매월노동통계』, 1973년 1분기~2007년 4분기.

〈표 2-3〉 추세를 제거한 실질 GDP 증가율과 노동이동성의 표준편차 및 상관계수

	표준편차		상관계수
	실질성장률	노동이동성	
1973Q1~1979Q4	11.86	0.96	-0.30
1980Q1~1989Q4	6.80	0.77	-0.36
1990Q1~1999Q4	5.66	0.56	-0.33
2000Q1~2007Q4	5.47	0.54	-0.64
.	.	.	.
2009Q3~2017Q2	5.05	0.71	-0.82

주: 2007년과 2009년 사이에는 통계조사의 단절과 변화가 있어 수치의 직접 비교는 곤란함.

자료: 고용노동부, 『매월노동통계』, 1973년 1분기~2007년 4분기.

〈표 2-4〉 추세를 제거한 실질 GDP 증가율과 노동이동성의 상관계수

	1973Q1~ 1979Q4	1980Q1~ 1989Q4	1990Q1~ 1999Q4	2000Q1~ 2007Q4	2009Q3~ 2017Q2
전 산업 (10인 이상)	-0.30	-0.36	-0.33	-0.64	-0.82
광업	-0.50	-0.26	-0.12	-0.03	-0.05
제조업	-0.05	-0.16	-0.21	-0.34	-0.33
전기가스 및 수도사업	0.03	-0.23	-0.18	0.01	-0.76
건설업	-0.31	-0.23	-0.21	-0.49	-0.64
도소매 및 음식숙박업	-0.19	-0.31	-0.08	-0.40	-0.28
운수창고 및 통신업	-0.14	-0.23	-0.11	-0.31	-0.56
금융보험부동산 및 사업서비스업	-0.39	-0.46	-0.50	-0.73	-0.87
사회 및 개인서비스업	-0.55	-0.61	-0.58	-0.77	-0.93

자료: 고용노동부, 『매월노동통계』, 1973년 1분기~2007년 4분기.

다. 분기 노동이동성의 변동성이 줄어든다는 것은 입·이직의 계절적 변동성 하락 이외에도 경제 전반의 변동성 약화와 관련된 것으로 해석될 수 있을 것이다. 실제로 비농업 부문의 실질 GDP 증가율에서 추세를 제거한 후 표준편차를 계산해 보면 1973년 1/4분기~1979년 4/4분기 11.86에서 2000년 1/4분기~2007년 4/4분기 5.47로 절반 이상 하락하여 노동이동성의 변동성 하락과 궤를 같이함을 알 수 있다. 동 기간 노동이동성의 변동

성과 실질 GDP 증가율의 변동성의 상관계수는 -0.30에서 -0.64로 증가하여 두 변동성 간에 연관성이 커진 가운데, 노동이동성은 경기역행적인 성격을 일관되게 보여주는 것으로 나타났다. 단, 2009년 이후에 노동이동성의 변동성이 다시 증가한 것은 노동이동성 통계조사가 임금구조기본통계조사로 변동되면서 상용 10인 이상에서 1인 이상 근로자 고용 사업체로 대상이 확대된 점을 감안하여 해석해야 한다. 규모가 작은 영세사업체일수록 입·이직이 더 활발하기 때문이다.

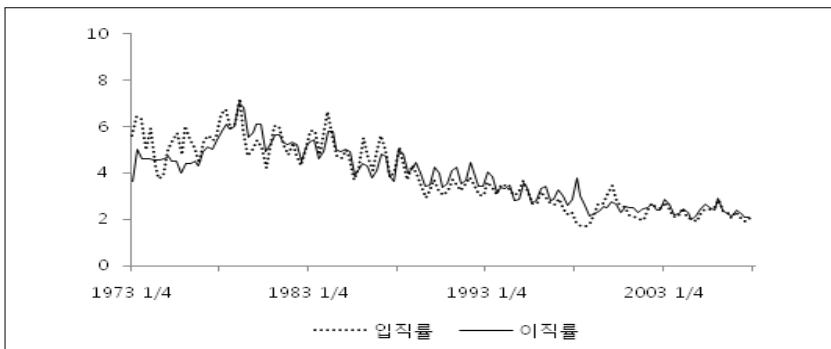
나. 산업별 입직률과 이직률

노동이동성을 입직률과 이직률로 분리하여 비교해 보면 장기적인 추세가 동일하다는 점이 모든 산업에 공통된 특징이다. 노동시장에 신규진입하거나 영구적으로 퇴장하는 경우를 제외하면 개별 노동자들의 입직과 이직은 시차는 있을 수 있으나 서로 맞물리는 것이기 때문에, 특정한 시기를 제외하면 전체적인 입직률과 이직률의 장기적 추세가 같이 움직이는 것은 당연한 것이다. 예컨대 건설업의 경우 1970년대 국내외 건설 특수에 따라 순입직률이 상당히 높았던 시기가 존재하지만 1980년대에 이직률이 시차를 두고 상승하여 다시 마이너스 순입직률을 기록하는 모습을 볼 수 있다.

[그림 2-5] 산업별 입직률 및 이직률 추이(1973~2007년)

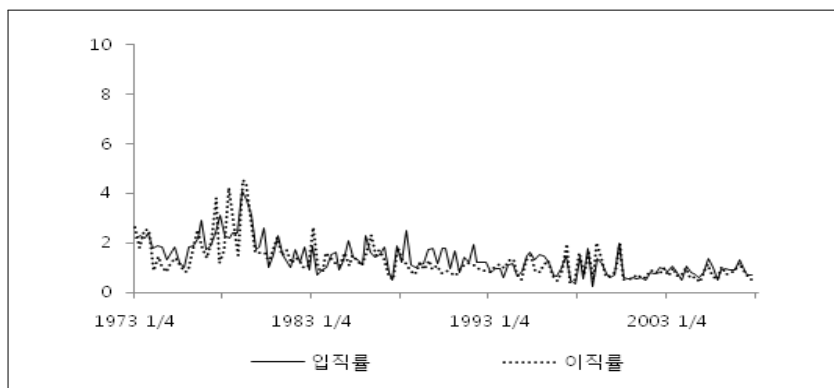
(단위: %)

a. 제조업

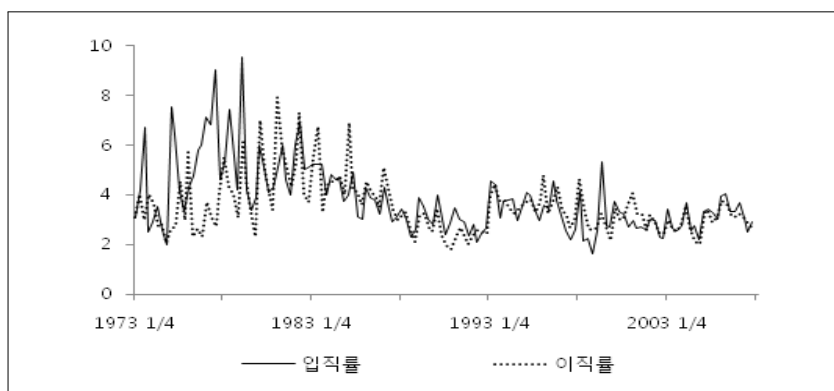


20 노동이동성이 기술혁신과 고용의 관계에 미치는 영향

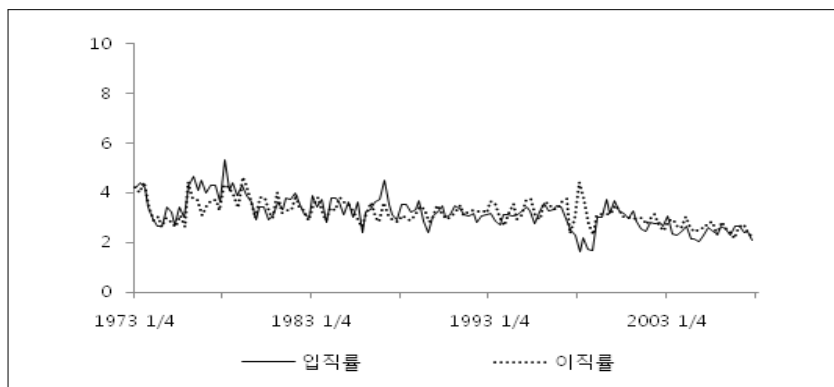
b. 전기가스 및 수도사업



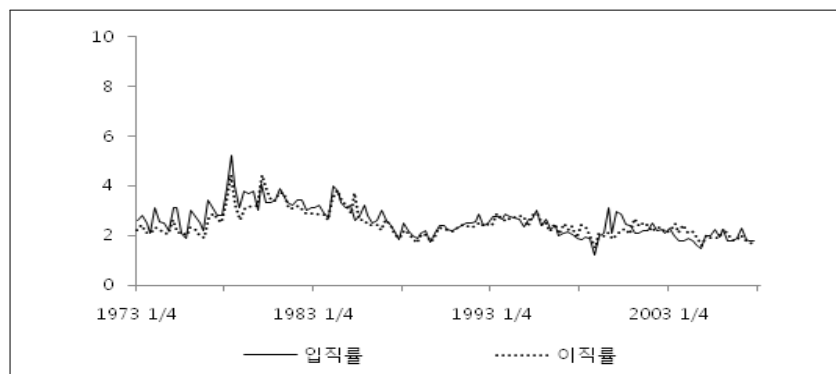
c. 건설업



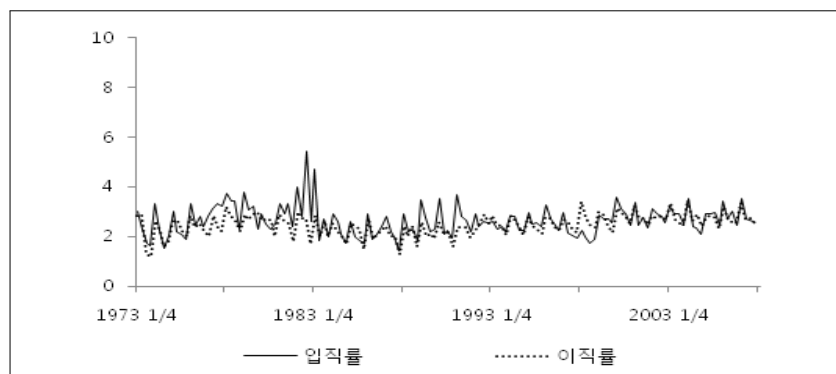
d. 도소매 및 음식숙박업



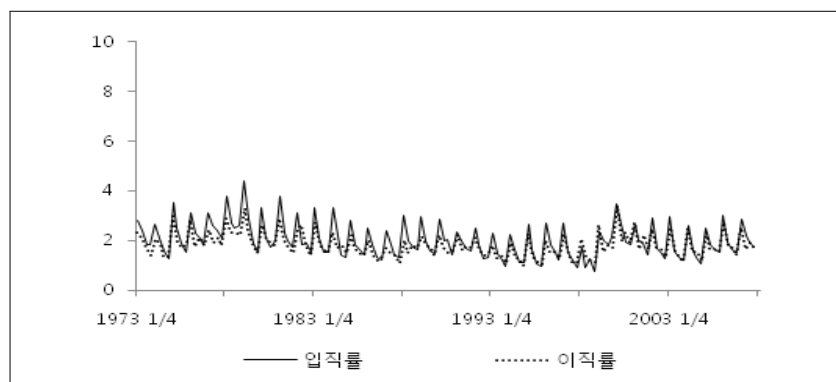
e. 운수창고 및 통신업



f. 금융보험부동산 및 사업서비스업



g. 사회 및 개인서비스업



자료: 고용노동부, 『매월노동통계』, 1973년 1분기~2007년 4분기.

〈표 2-5〉 산업별 입·이직률 추이

(단위: %)

	1973~1979			1980~1989			1990~1999			2000~2007		
	입직	이직	순 입직	입직	이직	순 입직	입직	이직	순 입직	입직	이직	순 입직
전 산업 (10인 이상)	4.1	3.7	0.5	3.6	3.5	0.1	2.7	2.9	-0.2	2.4	2.5	0.0
광업	3.4	3.0	0.4	3.0	3.1	-0.1	2.3	3.0	-0.7	1.5	1.7	-0.2
제조업	5.5	5.0	0.4	4.8	4.8	0.0	3.0	3.3	-0.3	2.3	2.4	-0.1
전기·가스 및 수도사업	2.2	2.0	0.2	1.4	1.3	0.1	1.1	1.0	0.1	0.8	0.8	0.1
건설업	5.0	3.5	1.6	4.2	4.3	-0.1	3.2	3.1	0.1	3.0	3.0	0.0
도소매 및 음식숙박업	3.8	3.5	0.3	3.4	3.3	0.1	3.0	3.3	-0.3	2.6	2.7	-0.1
운수·창고 및 통신업	3.0	2.6	0.4	2.9	2.8	0.1	2.4	2.4	0.0	2.1	2.1	0.0
금융·보험·부동산 및 사업서비스업	2.7	2.4	0.3	2.6	2.3	0.3	2.5	2.5	0.0	2.8	2.8	0.0
사회 및 개인서비스업	2.4	2.1	0.3	2.0	1.8	0.2	1.7	1.6	0.1	2.0	1.9	0.1

주: 순입직률=입직률-이직률.

자료: 고용노동부, 『매월노동통계』, 1973년 1분기~2007년 4분기.

그러나 입직률과 이직률의 변동성에 있어서는 역시 차이가 존재하며, 산업별로 또는 시기별로 다르게 나타난다. <표 2-6>을 보면 전체적으로 입직률의 변동성이 이직률보다 더 높게 나타나는 가운데 장기적으로 입·이직률의 변동성이 모두 크게 줄어들면서 격차도 작아지고 있다. 추세를 제거한 1970년대 입직률과 이직률의 표준편차는 각각 0.6과 0.4였으나 2000년대에는 0.33과 0.23으로 줄어들었다. 특히 건설업에서 입직률의 변동성이 동 기간 1.76에서 0.44로 줄어든 반면, 사회 및 개인서비스업에서는 입직률의 변동성이 2000년대 이후 다시 커지고 있다. 입직률의 변동성이 이직률보다 더 크다는 것은 경기변동에 따른 고용의 조절이 주로 인력의 즉각적인 퇴출보다는 채용규모 등의 조절에 의해 이루어지는 측면이 더 크다는 점을 시사한다.

실질 GDP 증가율과 입·이직률의 추세를 각각 제거한 후 남은 변동분의 상관계수를 살펴보면 고도성장이 이루어졌던 1973~89년은 입직률이 이직률에 비해 성장률과의 연관성이 더 컸으나 1990년 이후에는 이직률과 성장률 변동의 연관성이 더 커진 것으로 나타난다. 1990년대는 외환위기

〈표 2-6〉 산업별 입·이직률의 변동성 추이

	1973~79		1980~89		1990~99		2000~07	
	입직	이직	입직	이직	입직	이직	입직	이직
전 산업 (10인 이상)	0.60	0.41	0.42	0.40	0.36	0.30	0.33	0.23
광업	1.10	0.77	0.76	0.51	0.52	0.44	0.28	0.31
제조업	0.78	0.52	0.61	0.44	0.35	0.36	0.30	0.20
전기가스 및 수도사업	0.64	0.99	0.49	0.43	0.39	0.38	0.30	0.29
건설업	1.76	1.04	0.65	1.05	0.76	0.60	0.44	0.44
도소매 및 음식숙박업	0.63	0.56	0.42	0.31	0.45	0.39	0.28	0.20
운수창고 및 통신업	0.57	0.39	0.32	0.38	0.30	0.22	0.26	0.18
금융보험부동산 및 사업서비스업	0.54	0.45	0.71	0.36	0.43	0.31	0.40	0.29
사회 및 개인서비스업	0.69	0.46	0.63	0.36	0.55	0.38	0.61	0.51

자료: 고용노동부, 「매월노동통계」, 1973년 1분기~2007년 4분기.

로 인해 입직률과 성장률의 연관성이 매우 낮게 나타난다. 입직률과 이직률 변동성의 경기역행적인 성격이 더욱 강화되는 가운데, 특히 이직률 변동성과 성장률 간의 음의 상관성이 상대적으로 더 커진 것은 명예퇴직 등의 증가 및 비정규직 확대와 같이 경기변동에 따른 고용 조절 시 퇴출에 의한 조절이 더 용이해졌기 때문으로 해석할 수 있을 것이다.

〈표 2-7〉 추세를 제거한 실질 경제성장률과 입·이직률의 변동성 간 상관계수 추이

	표준편차			상관계수	
	경제성장률	입직률	이직률	입직률	이직률
1973Q1~1979Q4	11.86	0.60	0.41	-0.31	-0.24
1980Q1~1989Q4	6.80	0.42	0.40	-0.38	-0.29
1990Q1~1999Q4	5.66	0.36	0.30	-0.11	-0.48
2000Q1~2007Q4	5.47	0.33	0.23	-0.61	-0.66
.	.	.	.	.	.
2009Q3~2017Q2	5.05	0.38	0.34	-0.81	-0.82

주: 2007년과 2009년 사이에는 통계조사의 단절과 변화가 있어 수치의 직접 비교는 곤란함.

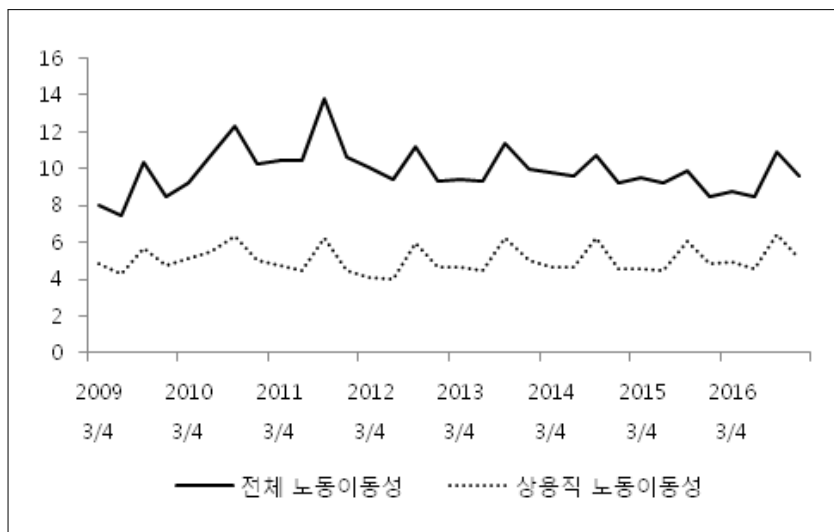
자료: 고용노동부, 「매월노동통계」, 1973년 1분기~2007년 4분기.

2. 글로벌 금융위기 이후의 노동이동성 추세(2009~2017년)

2009년부터는 상용뿐만 아니라 임시일용 노동자를 포함한 전체 노동자의 입·이직률에 대한 자료가 존재한다. [그림 2-6]에서 보듯이 전체 노동자의 노동이동성과 상용직의 노동이동성에는 상당한 차이가 있다. 상용직 노동이동성의 경우 5% 내외에서 별다른 추세 없이 유지되고 있지만 전체 노동자의 노동이동성은 2009년 8%에서 2012년 11%로 증가하였다가 다시 하락하는 추세를 보이고 있다. 전반적으로 전체 노동자와 상용직의 노동이동성에는 3~5%의 차이가 존재한다. 과거 시계열과의 추세 비교를 위해 이하에서는 상용직 자료를 사용하여 산업별 노동이동성의 추세를 살펴본다. 단, 2009년부터 1인 이상 사업체를 포괄하므로 10인 이상을 대상으로 한 과거의 매월노동통계조사와는 여전히 차이가 발생하는 점을 유념할 필요가 있다. 10인 미만 사업체의 노동이동성이 더 높아 2009년 이후의 자료는 노동이동성이 다소 높게 나타나므로 과거와 수준을 비교할 때는 이를 감안할 필요가 있다.

[그림 2-6] 전체 산업 노동이동성 추이

(단위: %)



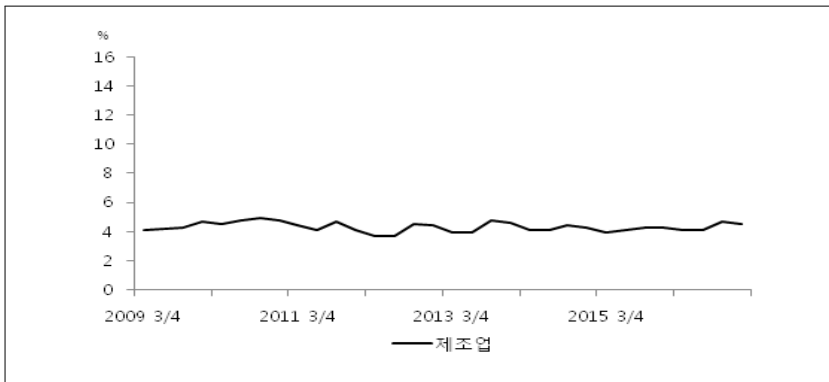
자료: 고용노동부, 「사업체노동력조사」, 2009년 1분기~2017년 2분기.

글로벌 금융위기 이후의 노동이동성에 나타나는 가장 큰 특징은 장기적 추세가 존재하지 않는다는 점이다. 앞서 살펴본 매월노동통계조사에서는 1980년대부터 1990년대 후반까지 노동이동성의 현저한 하락추세가 나타났으나, 2000년대 이후부터 통계조사가 중단된 2007년까지는 그러한 추세가 소멸한 것을 관찰할 수 있었다. 다만 그러한 추세 변화가 지속적인 것인지를 판단하기에는 다소 기간이 짧았으나 이제 글로벌 금융위기 이후의 자료에서도 노동이동성이 특별한 추세를 보이지 않는다는 점을 [그림 2-7]에서 재확인할 수 있다. 노동이동성의 수준에 있어서도 전

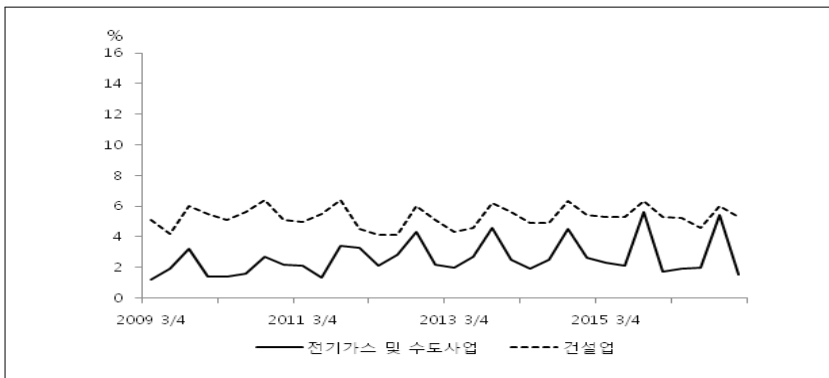
[그림 2-7] 산업별 노동이동성 추이(2009년 3/4~2017년 2/4)

(단위: %)

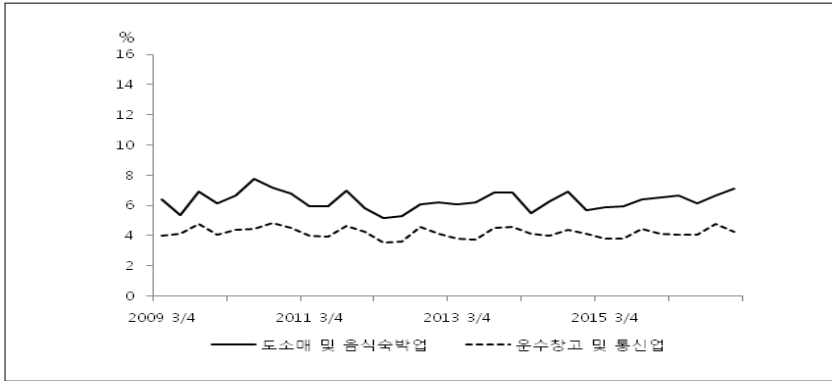
a. 제조업



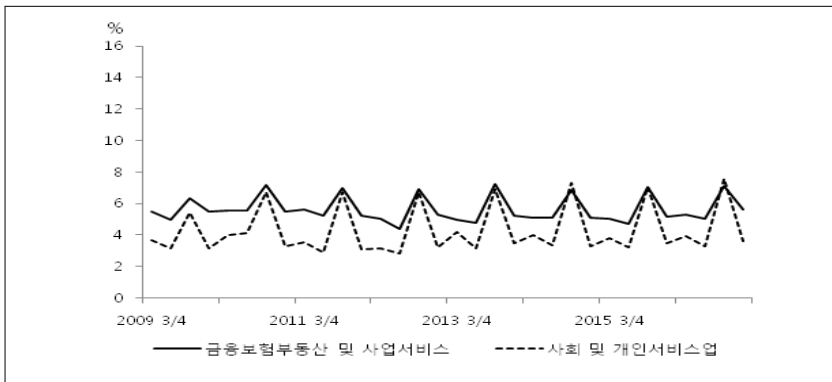
b. 전기가스 및 수도사업, 건설업



c. 도소매 및 음식숙박업, 운수창고 및 통신업



d. 금융보험부동산 및 사업서비스업, 사회 및 개인서비스업



자료 : 고용노동부, 「사업체노동력조사」, 2009년 1분기~2017년 2분기.

체 산업이 5.05로 나타나 10인 이상을 대상으로 한 매월노동통계조사의 2000~07년 평균 4.9와 큰 차이가 없다. 노동이동의 변동성 역시 사회 및 개인서비스업이 1.53으로 가장 크고 금융보험부동산 및 사업서비스업, 건설업 등의 변동성이 크게 나타난 것 등 주요 특징은 유사하다. 앞서와 마찬가지로 추세를 제거한 실질 GDP와 노동이동성의 관계 역시 그림에서 보듯이 음의 상관관계가 관찰된다.

〈표 2-8〉 산업별 노동이동성과 변동성* (2009년 3/4~2017년 2/4)

(단위: %)

	노동이동성	노동이동성의 변동성
전 산업 (10인 이상)	5.05	0.71
광업	3.91	0.74
제조업	4.31	0.31
전기가스 및 수도사업	2.59	1.09
건설업	5.29	0.67
도소매 및 음식숙박업	6.32	0.58
운수창고 및 통신업	4.20	0.34
금융보험부동산 및 사업서비스업	5.63	0.82
사회 및 개인서비스업	4.29	1.53

주: * 추세를 제거한 노동이동성의 표준편차.

자료: 고용노동부, 「사업체노동력조사」, 2009년 1분기~2017년 2분기.

제3절 소 결

한국의 노동이동성에 대한 연구는 1990년대 외환위기를 전후하여 몇 차례 시도되었으나 2000년대 이후로는 간헐적이고 부분적으로만 이어져 왔다. 따라서 장기적인 노동이동성의 변화에 대한 정형화된 사실을 발견하고 체계적으로 원인을 분석하는 연구는 충분히 이루어지지 못했으며, 특히 외환위기 이후의 노동이동성 변화에 대한 연구가 부족하다.

본 장에서는 다양한 과거 시계열 자료를 이용하여 노동이동성의 추세 및 변동성을 산업별로 파악해 보고 정형화된 사실을 찾고자 하였다. 노동이동성 관련 과거 시계열 자료는 전산화되어 있지 않은 경우가 대부분이고, 그러한 사실이 그동안 노동이동성 연구에 대한 접근성을 떨어뜨리는 요인이 되어왔으나 본고에서는 매월노동통계, 노동력유동실태조사 등과 같은 과거 자료와 더불어 사업체노동력조사, 경제활동인구조사 등 다양한 자료를 동원하여 산업별 노동이동성 자료를 구축하여 활용하였다.

본 장의 분석 결과에서 가장 두드러진 사실은 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 1970년대 후반 이후부터 시작된 전체 산업 노동이동성의 하락은 1980년대에 가장 급격하였고, 이후에는 2000년대 중반까지 완만하게 지속되었다. 1978년도의 전체 산업 월평균 노동이동성은 9.3%에 달했으나, 1990년까지 5.3%로 급격히 하락하였고 1997년에는 5.0%를 거쳐 2007년 4.7%까지 완만히 하락하였다. 명예퇴직이 보편화되고 비정규직이 늘어난 외환위기 이후에도 평균적인 노동이동성이 늘어나지 않은 것은 특기할 만한 현상이다. 이는 노동이동성의 증가를 초래하는 원인들 이외에 하락을 초래하는 구조적인 원인들도 작용을 하고 있다는 의미이다. 둘째, 산업별로는 노동이동성의 수준은 물론 추세에서도 두드러진 차이가 존재한다. 제조업 노동이동성은 전 산업 평균과 변화 패턴이 유사하지만 더 큰 하락폭을 보여준 반면, 금융보험부동산 및 사업서비스업과 사회 및 개인서비스업 등은 장기적인 추세 하락이 관찰되지 않았다. 이는 산업별로 노동이동성의 변화를 초래하는 원인이 다를 수 있음을 의미한다. 셋째, 노동이동의 변동성 역시 감소해 왔으며 이는 실질경제성장률의 변동성 감소와 상관관계가 큰 것으로 나타났다. 넷째, 입직률과 이직률 변동성의 경기역행적인 성격이 더욱 강화되는 가운데 특히 이직률 변동성과 성장률 간의 음의 상관성이 상대적으로 과거에 비해 더 커졌다. 이는 명예퇴직의 증가 및 비정규직 확대 등으로 인해 경기변동에 따른 고용 조절 시 퇴출에 의한 조절이 더 용이해졌기 때문으로 해석할 수 있을 것이다. 다섯째, 2000년대 이후의 평균 노동이동성은 추세 및 변동성에서 별다른 변화가 없이 안정적인 모습을 보이고 있다.

제 3 장

노동이동성 변화의 주요 원인

노동이동성의 추세적 변화를 초래하는 원인은 다양하다. 인구구조, 산업구조의 변화를 비롯해 교육수준의 변화, 임시일용직 및 비정규직의 증감 등 고용형태의 변화, 기업생멸률의 변화 등 여러 가지 원인이 작용할 수 있다. 또한 장기적으로 노동이동성의 변화 방향이 동일하다고 해서 항상 동일한 원인이 작용한다고 단정할 수도 없다. 예컨대 고도성장기에 비해 최근 노동이동성에 주된 영향을 미치는 요인은 다를 수도 있으며, 산업구조와 인구구조 등이 계속해서 변화함에 따라 앞으로도 노동이동성의 추세나 변화 속도가 바뀔 가능성이 존재한다. 본 절에서는 노동이동성의 변화를 초래하는 원인들을 확인해 보고자 한다.

제1절 부문 간 이동과 산업구조의 변화

1. 부문 간 노동이동

산업화 초기에는 노동집약적 제조업이 급속히 성장하면서 생산성이 낮은 농업부문에서 제조업으로의 노동력 이동이 활발하게 일어나고, 산업발전과 더불어 제조업의 기술집약화가 이루어지면서 다시 서비스업으로

노동력이 이동하는 것이 선진국의 공통된 경험이다. 남재량·이창용(1998)은 부문 간 이동을 나타내는 척도인 Lilien index가 1970년부터 1990년 사이 크게 하락하였고, Lilien index와 이직률 간의 상관계수가 0.76에 달해 높은 상관관계가 존재함을 보여준 바 있다. 동 저자들의 부문 간 이동 가설은 실업률과 노동이동성 하락이 부문 간 이동에 의해 주로 초래된 것으로 해석한다. 한편 부문 간 노동이동은 단지 개발 초기나 고도성장기에만 나타나는 것이 아니라 선진국이 된 후에도 상황에 따라 발생할 수 있다. Bachmann and Burda(2008)는 Lilien index를 통해 1975~2001년 서독의 산업부문 간 노동이동을 측정한 결과 1990년 이후부터 구조적 변화의 속도가 현저히 빨라졌음을 발견하였다. 전체적인 노동이동성의 변화는 없었으며, 부문 간 노동이동의 변화 역시 1990년대 이전에는 관찰되지 않았으나 독일 통일 시점인 1990년 이후부터 제조업 고용비중이 줄어들고 서비스업 비중이 크게 늘어났으며, 부문 간 고용비중 변화에는 직장 간 이동보다 취업과 비경제활동상태 간의 이동이 더 큰 역할을 한 것으로 나타났다.

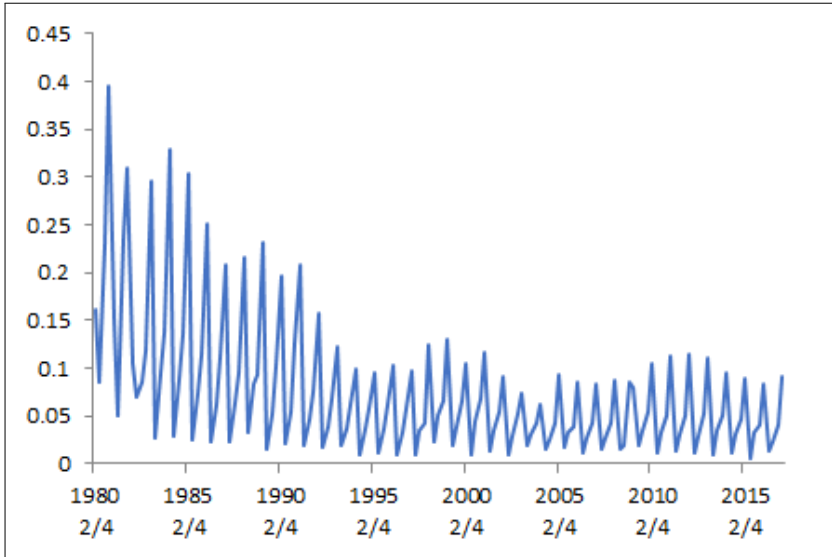
이하에서는 한국의 산업부문 간 노동이동이 1980~2017년 기간에 어떻게 변해 왔는지를 Lilien index를 통해 파악해 본다. 전체 산업에 n 개의 부문이 있고 E_t 는 전체 산업의 t 기의 취업자 수, E_{it} 는 i 산업의 t 기의 취업자 수, Δ 는 차분기호, d 는 차분이 취해지는 연수라 할 때 Lilien index는 다음과 같이 표시된다.

$$\sigma_t = \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{E_{it}}{E_t} \right) (\Delta_d \ln E_{it} - \Delta_d \ln E_t)^2 \right]^{1/2}$$

n 은 농업을 포함한 8개 부문, $d=1$ 로 설정하면 노동이동성이 본격적으로 하락하기 시작한 1980년 이래의 Lilien index는 [그림 3-1]과 같다.

[그림 3-1]에서 보듯이 산업부문 간 노동이동은 1980년부터 외환위기 이전인 1990년대 중반까지 크게 감소하였다. 그러나 1990년대 중반 이후부터 지금까지는 추세적 변화가 거의 나타나지 않는다. 또한 그림에서 보듯이 부문 간 노동이동의 추세와 더불어 변동성도 함께 하락하였음을 알 수 있다. 이러한 결과는 앞서 살펴본 전체 산업 노동이동성의 하락 추세

[그림 3-1] Lilien index



자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 1980년 1분기~2017년 2분기.

와 대체적으로 일치한다. Lilien index와 노동이동성의 상관계수 또한 1980~95년은 0.61로 높게 나타나고, 추세적 하락이 끝난 이후인 1996~2007년은 0.31로 하락하였다. 이는 산업부문 간 노동이동의 감소가 1990년대 중반까지 노동이동성의 하락에 상당한 영향을 미쳤을 가능성 및 그 이후부터 산업구조 변화가 노동이동성에 미치는 영향이 감소하였을 가능성을 시사한다.⁴⁾

4) Lilien index는 산업 간 고용증가율 편차에 대한 척도이므로 반드시 부문 간 노동이동을 의미하는 것은 아니다. 각 산업의 고용증가율이 동일하다 하더라도 부문 간 노동이동은 활발하게 이루어질 수 있으며, 반대로 고용증가율의 편차가 존재한다 하더라도 고용증가율이 상대적으로 높은 산업에 노동시장 신규진입자의 비중이 더 크다면 부문 간 노동이동은 많지 않을 수 있다. 예컨대 농업의 고용증가율이 1% 감소하고 제조업의 고용증가율이 1% 증가했다고 하더라도 농업부문의 고용감소가 대부분 고령자의 노동시장 퇴장에 따른 것이고 제조업 부문의 고용증가가 주로 노동시장 신규진입자에 의한 것이라면, Lilien index는 커지지만 노동의 부문 간 이동에는 별다른 변화가 없을 것이다. 따라서 부문 간 노동이동의 엄밀한 측정을 위해서는 이직자의 과거 및 현재 소속 산업에 대한 정보를 포함한 자료가 이용되어야 하나, 자료의 제약으로 인해 본 보고서에서는 다루지 않는다.

2. 전 산업 노동이동성 변화의 분해 : 고용비중 효과

전체 산업에서 차지하는 각 산업의 고용비중이 변화할 때 전체 산업의 노동이동성도 함께 변화하는 비중 효과가 존재한다. 즉, 앞서 살펴보았듯 각 산업의 노동이동성 수준이 서로 다르므로 산업 간 고용비중의 변화가 발생하면 그로 인한 영향을 받게 되는 것이다. 예컨대 노동이동성이 상대적으로 낮은 농업의 비중이 줄어들고 노동이동성이 높은 서비스업의 비중이 증가하면, 각 산업의 노동이동성에는 변화가 없다고 할지라도 전체 산업의 노동이동성은 증가한다.

전체 노동이동성의 변화를 이처럼 개별 산업 노동이동성 변화와 산업 간 고용비중의 변화로 분해하는 방식은 변화요인 분석 시 보편적으로 사용되는 분해 방식이며, Berman et al.(1994)은 이를 미국 제조업 변화요인 분해에 사용한 바 있다. 구체적인 분해식은 다음과 같다.

$Y_t = \sum_i Y_{ti} S_{ti}$, Y_{ti} , S_{ti} 는 각각 t 시점의 i 산업의 노동이동성과 고용비중이라 할 때,

$$\Delta Y_t = \sum_i \Delta Y_{ti} \overline{S_{ti}} + \sum_i \overline{Y_{ti}} \Delta S_{ti}, \text{ bar는 두 기간 평균}$$

위 분해식의 첫 번째 항은 개별 산업의 노동이동성 변화로 인한 전체 노동이동성 변화분이며 두 번째 항은 산업 간 고용비중의 변화로 인한 노동이동성 변화분을 나타낸다. 1980~2015년 기간을 5년 단위와 10년 단위로 나누어 각각 노동이동성의 변화를 분해한 결과 <표 3-1>에서 보듯이 대부분의 노동이동성 변화는 개별 산업의 노동이동성 변화에 기인한 것이며, 산업 간 고용비중의 변화로 인한 효과는 미미한 것으로 나타났다. 예외가 있다면 외환위기가 포함된 기간으로서, 이때는 산업 간 고용비중 변화가 노동이동성 변화의 대부분을 차지한 것으로 나타난다. 물론, 외환위기가 포함된 기간에는 노동이동성의 변화 자체가 크게 줄어들었으므로 약간의 차이도 퍼센티지로는 크게 나타나는 점을 감안하여야 한다. 입·이직률을 분해해 봐도 개별 산업의 입·이직률 변화가 전체 변화 가운데 가장 큰 비중을 차지하는 결과는 대체로 유사하며, 다만 이직률의 경우

외환위기가 포함된 기간에는 개별 산업의 이직률 변화가 차지한 비중이 더욱 절대적인 것으로 나타나는 것이 다른 점이다.

〈표 3-1〉 노동이동성 변화의 분해

		전체 변화	개별 산업 효과(%)	고용 비중 효과(%)
5년 단위	1980~1985	-1.41	93.43	6.57
	1985~1990	-0.39	99.60	0.40
	1990~1995	-0.28	84.67	15.33
	1995~2000	-0.03	-227.61	327.61
	2000~2005	-0.72	91.29	8.71
	2005~2010	1.64	102.27	-2.27
	2010~2015	-0.68	99.78	0.22
10년 단위	1980~1990	-1.80	96.16	3.84
	1990~2000	-0.31	60.09	39.91
	2000~2010	0.91	109.52	-9.52

자료 : 1) 고용노동부, 「매월노동통계」, 1980년 1분기~2007년 4분기.

2) 고용노동부, 「사업체노동력조사」, 2009년 1분기~2017년 2분기.

〈표 3-2〉 입·이직률 변화의 분해

		전체 변화		개별 산업 효과(%)		고용 비중 효과(%)	
		입직률	이직률	입직률	이직률	입직률	이직률
5년 단위	1980~1985	-0.78	-0.63	94.30	92.34	5.70	7.66
	1985~1990	-0.15	-0.25	104.70	96.60	-4.70	3.40
	1990~1995	-0.17	-0.11	95.66	68.46	4.34	31.54
	1995~2000	-0.05	0.02	24.05	482.01	75.95	-382.01
	2000~2005	-0.29	-0.43	90.84	91.59	9.16	8.41
	2005~2010	0.84	0.80	101.96	102.61	-1.96	-2.61
	2010~2015	-0.25	-0.42	100.15	99.55	-0.15	0.45
10년 단위	1980~1990	-0.93	-0.88	97.14	95.12	2.86	4.88
	1990~2000	-0.22	-0.09	77.79	19.13	22.21	80.87
	2000~2010	0.55	0.37	106.66	113.78	-6.66	-13.78

자료 : 1) 고용노동부, 「매월노동통계」, 1980년 1분기~2007년 4분기.

2) 고용노동부, 「사업체노동력조사」, 2009년 1분기~2017년 2분기.

제2절 인구구조의 변화 : 고학력화, 고령화 및 여성 취업자 증가

1. 취업자 연령구조의 변화

산업구조의 변화와 더불어 노동이동성 추세 변화의 또 다른 중요한 원인은 인구구조의 변화에 따른 취업자 연령구조의 변화이다. 노동이동성은 일반적으로 나이에 반비례하는 것으로 알려져 왔다. 청년층은 근속 기간이 짧아 기업특수적 숙련의 형성이 상대적으로 미약하고 직장 탐색도 활발하여 노동이동성이 높다. 반대로 장년층의 경우 기업특수적 숙련이 축적되어 있고 연공임금체계로 인해 임금수준이 생산성보다 높은 경우도 있으므로 직장을 바꿀 동기가 약하다. 따라서 연령별 노동이동성이 동일하게 유지된다고 해도 취업인구의 고령화가 진행됨에 따라 전체 노동이동성은 하락하게 되는 것이다. 단, 우리나라의 경우 최근 장년층의 주된 직장 은퇴연령이 낮아지고 있으며 은퇴한 노동자의 재취업 시 주로 파견직을 비롯한 비정규직 일자리에 취업하고 있어 고령층의 노동이동성도 점차 높아지고 있을 것으로 짐작된다.

연령대별 이직률이 어떻게 변화해 왔는지를 파악할 수 있는 일관된 시계열 자료는 존재하지 않는다. 앞서 분석에서 사용한 매월노동통계조사에는 연령별 입·이직률이 포함되어 있지 않다. 따라서 본고에서는 노동력유동실태조사 자료를 사용하여 연령대별 노동이동성을 계산한다.⁵⁾ 과

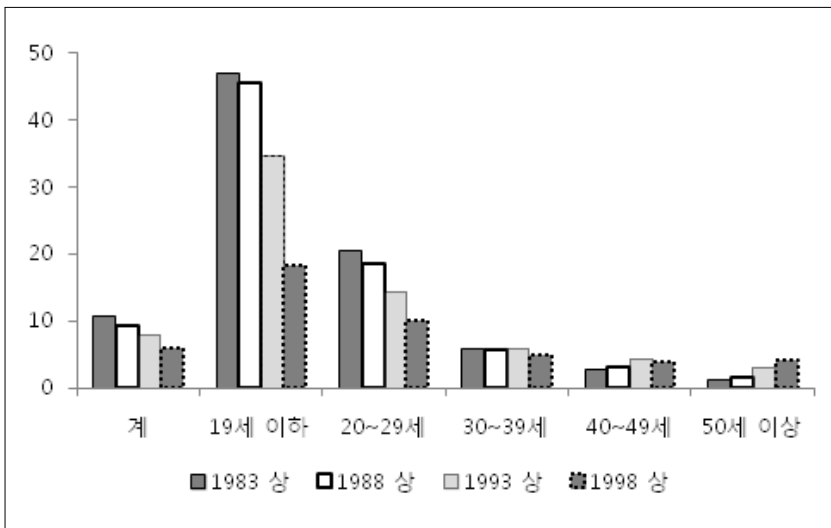
5) 노동력유동실태조사에는 연령별 입·이직자의 수가 포함되어 있으나 연령별 취업자 수가 포함되어 있지 않기 때문에 입·이직률을 계산할 수 없다. 따라서 본고에서는 분모에 경제활동인구조사의 연령별 취업자 수를 대신 사용한다. 이 경우 상용 10인 이상 비농업 사업체만을 조사 대상으로 한 노동력유동실태조사와는 대상에서 차이가 나지만, 현재 가용한 자료의 한계 상 다른 대안이 없으므로 시도해 볼 가치가 있다고 판단된다. 한편 1991년부터 노동력유동실태조사에서 입직자와 이직자는 동일 사업체 내의 전입, 전출을 제외한 신규 채용자와 퇴직 및 해고자를 각각 의미한다. 그 이전 자료는 전입과 전출을 포함하였다. 따라서 동 자료에서 1991년 이전과 이후의 노동이동성의 수준을 비교하는 것은 큰 의미가 없다. 다만 연령대별 입·이직률의 패턴을 관찰하는 데는 별다른 무리가 없을 것으로 판단된다.

거에는 19세 이하의 취업자도 전체에서 큰 비중을 차지했으므로 별도의 연령대로 표시한다. [그림 3-2]를 보면 1980년대와 1990년대는 노동이동성이 전반적으로 하락해 온 가운데 연령대가 높을수록 노동이동성이 낮은 패턴을 볼 수 있다.

한편 2000년 이후의 이직률을 경제활동인구조사의 자료를 이용하여 작성해 보면 과거와 달리 50세 이상에서 이직률이 크게 증가하여 U자 형태를 띠는 것으로 나타난다. 2016년의 경우 20대의 이직률이 14.8%로 가장 높은 반면 40대의 이직률이 4.1%로 가장 낮다. 50대의 이직률은 다시 5.3%로 높아지는데 이는 현재 우리나라의 주된 직장 은퇴연령이 평균 49세로서 50대 이후부터 고용불안정성이 증대함을 보여준다. 60세 이상의 이직률이 10%에 달하는 것 역시 고령층이 직면하고 있는 고용불안정성의 수준을 나타내는 것이다. 월평균 이직자의 수에 있어서도 마찬가지로 20대가 55만 5,000명으로 가장 많고 60세 이상이 38만 7,000명으로 그 다음을 차지하고 있다. 2000년대 이후 이직률이 이와 같이 U자 형태를 띠며 따라 취업인구의 고령화가 이전과 같이 노동이동성을 하락시키는 작용을

[그림 3-2] 연령대별 노동이동성

(단위: %)



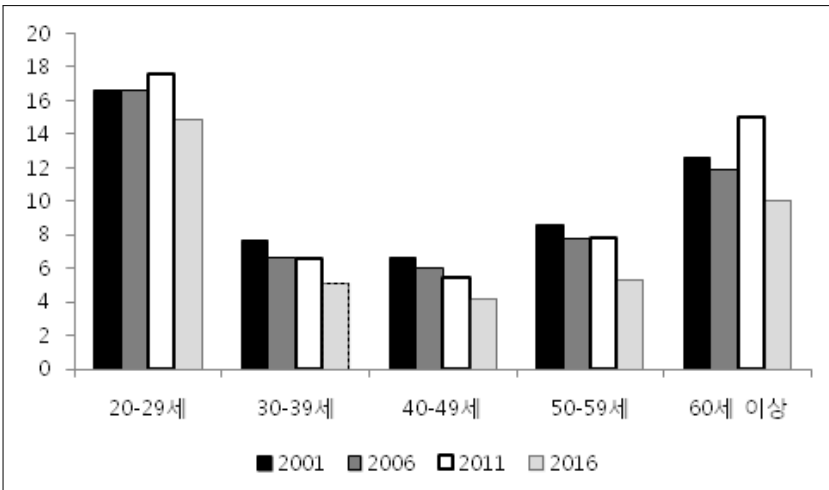
자료: 고용노동부, 「노동력유동실태조사」, 각 연도 상반기.

할 것이라고 단순히 결론짓기는 어렵다. 취업자의 연령구조 변화 추이를 아울러 살펴볼 필요가 있다.

연령별 취업자 비중의 추이를 살펴보면 고령화 현상으로 인한 변화가 뚜렷이 나타난다. 1976년도에는 20대와 30대의 비중이 각각 0.24, 0.25로서 가장 높았으며, 10대의 비중도 0.12로 상당히 높았다. 그러나 1996년도에는 10대의 비중이 0.02로 하락하고 30대가 0.3으로 비중이 증가하였다. 앞서 살펴본 1980년대와 1990년대의 연령별 노동이동성을 감안할 때 이

[그림 3-3] 연령별 이직률 추이

(단위: %)



자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 각 연도.

<표 3-3> 연령별 이직률 추이

(단위: %)

	2001	2006	2011	2016
20~29	16.6	16.6	17.5	14.8
30~39	7.7	6.6	6.6	5.1
40~49	6.7	6.0	5.4	4.1
50~59	8.6	7.7	7.8	5.3
60세 이상	12.6	11.9	15.0	10.0

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 각 연도.

[그림 3-4] 전 연령 대비 연령대별 취업자 수 비중 추이



자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 각 연도.

러한 취업자 구조의 변화는 동 기간 전체 노동이동성을 하락시키는 역할을 했을 것이다. 그러나 1996년부터 2016년간의 취업자 구조 변화는 이와는 상당히 다르다. 20대와 30대의 비중이 큰 폭으로 떨어져 각각 0.14, 0.22에 머물고 50대와 60대의 비중이 각각 0.23, 0.15로 크게 증가하였다. 50대 이상 취업자의 노동이동성이 증가해 온 점을 고려하면 이러한 취업자 구조의 고령화는 1990년대 후반부터 전체 노동이동성을 더 높이는 방향으로 작용해 왔을 것으로 판단된다. 향후 전체 노동이동성에 미치는 영향에 있어서는 고령취업자의 비중 변화뿐만 아니라 고령자의 노동이동성도 중요하다. 만약 주된 직장 은퇴 후 주로 비정규직의 형태로 취업하는 현재의 상황이 지속된다면 고령화는 노동이동성을 더욱 증가시키는 결과로 나타날 것이다.

고령노동자의 이직률 증가가 사회적 손실인가의 여부는 보다 상세한 분석을 필요로 한다. 청년층 노동자의 경우 기업특수적 인적자본뿐만 아니라 일반적 인적자본 자체도 충분히 축적되지 않았으므로 이직으로 인한 사회적 손실이 상대적으로 크지 않다고 볼 수 있고, 이직을 통해 일자리 매치의 질을 제고함으로써 얻는 이익이 더 클 수도 있다. 그러나 특정한 분야의 인적자본이 상당히 축적되어 있는 고령층 노동자의 이직은 만

약 적절한 일자리 매치가 이루어지지 못한다면 사회적 손실이 더 클 것이다. 임금체계 등의 이유로 고령층이 비자발적 이직을 요구받는 경우가 많다면 더욱 그러할 가능성이 크다. 반면 고령층 노동자의 이직이 생산성 발전 등으로 인한 기술의 퇴화(obsolescence)에 의한 것이라면 불가피한 측면이 존재할 것이다.

2. 여성 취업자의 증가

고도성장기 인구구조와 산업구조의 변화가 노동이동성을 감소시키는 원인으로 작용한 데 비해 여성 취업자의 증가는 일반적으로 노동이동성을 증가시키는 방향으로 작용한다. 여성 취업자는 출산과 육아로 인해 직장 생활의 초기에 경력 단절을 경험하는 경우가 많다. 특히 출산율이 높고 모성보호 수준이 낮았던 경제개발 초기에는 더욱 그러했을 것이다. 여성 취업자의 평균근속 기간이 남성에 비해 짧은 현상 역시 상대적으로 높은 노동이동성을 시사하는 것이다. 물론 이러한 추세 역시 시기적으로 변화를 겪었을 것으로 짐작할 수 있다. 출산율 하락에 따라 출산 및 육아로 인한 이직과 입직은 과거보다 줄어들었을 것이다. 또한 출산휴가 및 육아휴직의 확대도 여성 이직률의 하락에 도움을 주었을 수 있다.

<표 3-4>와 같이 노동력유동실태조사에 나타난 1980~90년대 성별 입·이직률과 노동이동성을 보면 남성의 입·이직률과 노동이동성이 여성에 비해 약 70~80% 수준이다. 전반적으로 노동이동성이 하락하는 가운데 이러한 남녀 간의 노동이동성 차이는 꾸준히 유지된다. 단, 외환위기 시점인 1998년을 제외할 경우 남녀 간 격차가 다소 줄어드는 경향을 볼 수 있다.

한편 2001년 경제활동인구조사에 나타난 남녀 간의 이직률 격차는 남성이 여성의 50.7%로서 노동력유동실태조사보다 더 작게 나타난다. 물론 경제활동인구조사는 조사대상, 조사방법 등에 있어 노동력유동실태조사와 상당히 다르므로 절대 수준의 차이에 큰 의미를 부여할 수는 없다. 다만 변화의 방향성을 볼 때 경제활동인구조사에서도 여성 대비 남성의 이직률은 2001년 50.7%에서 2016년 58.2%로 남녀 간 격차가 줄어들고 있

〈표 3-4〉 성별 입·이직률 및 노동이동성 추이

(단위: %)

		입직률		이직률		노동이동성	
		3월	9월	3월	9월	3월	9월
1983	계	5.1	3.5	4.1	3.5	9.2	7.1
	남	4.5	3.2	3.7	3.1	8.1	6.2
	여	6.1	4.3	4.8	4.5	10.9	8.8
1988	계	4.7	2.6	4.0	2.8	8.7	5.4
	남	4.3	2.5	3.7	2.6	8.0	5.1
	여	5.4	2.8	5.0	3.2	10.4	6.0
1993	계	4.0	2.5	3.7	2.5	7.7	5.1
	남	3.9	2.4	3.3	2.4	7.3	4.8
	여	4.4	3.0	4.5	3.0	9.0	6.0
1998	계	2.1	1.9	3.7	2.3	5.8	4.1
	남	1.8	1.7	3.4	2.0	5.3	3.7
	여	2.7	2.4	4.5	2.9	7.2	5.4

자료: 고용노동부, 「노동력유동실태조사」, 각 연도 3월과 9월.

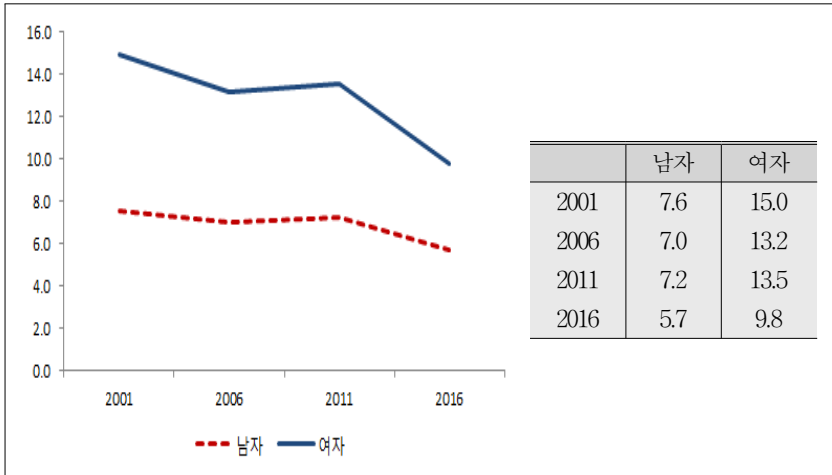
다. 이직률을 성별, 연령별로 나누어보면 20대에는 남성의 이직률이 15.7%로 여성보다 1.7% 더 높으나 30대에는 여성의 이직률이 8.1%로 남성의 이직률 3.2%의 두 배를 넘는다. 남녀 모두 이직률이 가장 낮은 40대에는 남성과 여성의 이직률이 각각 2.2%와 6.8%로 여성이 세 배 이상 높으며, 남녀의 이직률 격차는 60세 이상까지 지속된다.

이와 같은 남녀 간의 이직률 격차는 여성 취업자의 비중이 크게 증가한 고도성장기에 전체 노동이동성을 높이는 방향으로 작용했을 것이다. 물론 실제 1980년대와 1990년대에 전체 노동이동성은 하락하였으나 노동이동성이 높은 여성 취업자의 비중 증가로 인해 하락의 속도가 완만해진 것으로 판단된다.

[그림 3-6]은 1970년대 이후 여성 취업자 비중의 변화를 보여준다. 37% 수준에 머물던 여성 취업자 비중은 1990년까지 41% 가까이 빠르게 증가하였으나 이후부터는 완만한 증가 추세를 이어와 2016년까지 1%p 추가 증가하는 데 그쳤다. 즉, 여성 취업자의 증가로 인해 전체 노동이동

[그림 3-5] 성별 이직률 추이

(단위: %)



자료: 통계청 「경제활동인구조사」, 각 연도.

〈표 3-5〉 성별/연령별 이직률

(단위: 천 명, %)

	취업자 수		이직자 수		이직률(%)		
	남자	여자	남자	여자	남자	여자	계
전체 연령	15,122	11,114	862	1,087	5.7	9.8	7.4
20세 이상	15,011	10,984	803	1,026	5.3	9.3	7.0
20~29세	1,808	1,938	283	272	15.7	14.0	14.8
30~39세	3,493	2,148	112	175	3.2	8.1	5.1
40~49세	3,911	2,729	88	187	2.2	6.8	4.1
50~59세	3,568	2,518	135	189	3.8	7.5	5.3
60세 이상	2,232	1,652	184	204	8.2	12.3	10.0

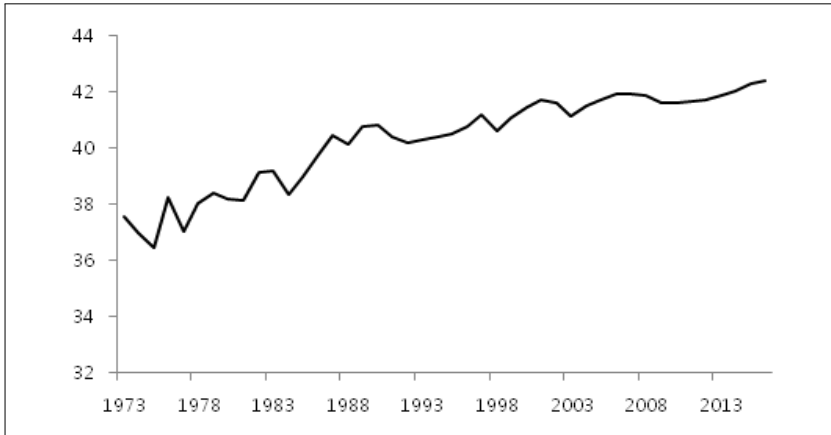
주: 이직률=이직자 수/ 취업자 수.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 2016년.

성이 증가하는 효과는 주로 1990년 이전까지 작용하였으며 이후부터 그러한 효과는 줄어들고 있을 것으로 추측할 수 있다.

[그림 3-6] 여성취업자 비중 추이

(단위 : %)



자료 : 통계청, 『경제활동인구조사』, 1973~2016년.

3. 학력수준의 변화와 인적자본의 특수화

노동이동성 변화의 또 다른 원인으로 학력수준의 변화와 인적자본의 특수화를 꼽을 수 있다. 일반적으로 학력수준이 낮을수록 노동이동성이 높게 나타난다. 저학력 노동자는 임금 및 숙련의 수준이 낮고 기업특수적인 훈련을 받는 경우도 상대적으로 많지 않아 직장 이동에 따르는 임금 손실이 크지 않다. 또한 기업주의 입장에서 숙련이 필요치 않은 업무에 주로 종사하는 저학력 노동자는 상대적으로 대체가 용이하므로 고용 유지를 위해 노력할 동기가 크지 않다.

Cairo and Cajner(2016)는 일반적으로 교육수준이 높은 노동자들이 저학력 노동자들에 비해 실업률이 더 낮을 뿐더러 노동이동성도 더 낮게 나타나는 현상의 원인을 분석하였다. 미국의 경우 고학력 노동자들의 실업률이 낮은 이유는 이직률(job separation rate)이 더 낮기 때문이며, 입직률(job finding rate)의 경우는 교육수준에 따른 편차가 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다. 동 저자들은 고학력 노동자들의 이직률이 더 낮은 이유가 직장 내 훈련(on-the-job training)을 더 많이 받고 결과적으로 기업특수적 인적자본을 더 많이 축적하기 때문인 것으로 보았다. 인적자본

이론을 통해 잘 알려진 바와 같이 기업특수적 인적자본이 더 많이 축적될 수록 기업의 해고 동기나 노동자의 이직 동기가 줄어들게 된다.

우리나라의 경우에도 <표 3-6>에서 보듯이 경제활동참가율과 고용률은 교육수준에 비례하여 높아지는 것으로 나타난다. 대졸 이상의 경제활동참가율과 실업률은 각각 78.1%와 3.6%로서 가장 높은 반면 초졸 이하는 38.1%와 1.9%에 머문다. 물론 이는 경제활동참가율이 낮은 고령층이 초졸자와 중졸자 가운데 높은 비중을 차지하는 것도 원인의 일부이다.

노동력유동실태조사를 통해 본 1983~98년 학력별 노동이동성은 [그림 3-7]과 같다. 중졸의 노동이동성이 가장 높고, 고졸과 대졸 이상의 순으로 노동이동성이 낮아진다. 다만 1990년대에는 고졸의 노동이동성이 중졸보다 다소 높아진다. 초졸 이하는 노동이동성이 가장 낮다.

초졸 이하의 노동이동성이 낮은 것 역시 고령층의 비중이 높기 때문으로 학력과의 연관성은 크지 않다고 보아야 할 것이다. 경제활동인구조사에 나타난 2001년 이후의 학력별 이직률 또한 초졸 이하를 제외하면 비슷한 패턴을 보여준다. 중졸보다는 고졸의 노동이동성이 비슷하거나 높으며, 초대졸, 대졸, 대학원졸 순으로 이직률이 낮아진다. 남녀별로 나누어 학력별 이직률을 분석해 보면 남성의 경우 중졸의 이직률이 9.7%, 대졸은 3.1%로 학력에 따른 차이가 큰 반면 여성은 중졸의 이직률이 9.8%로 남성과 비슷하나 대졸의 이직률이 7.7%로 상당히 높아 학력에 따른 이직률의 차이가 크지 않았다. 여성의 이직에 큰 비중을 차지하는 출산과 육아로 인한 이직에 있어 학력별 차이가 그리 크지 않기 때문으로 해석할 수 있다.

<표 3-6> 교육수준별 경제활동

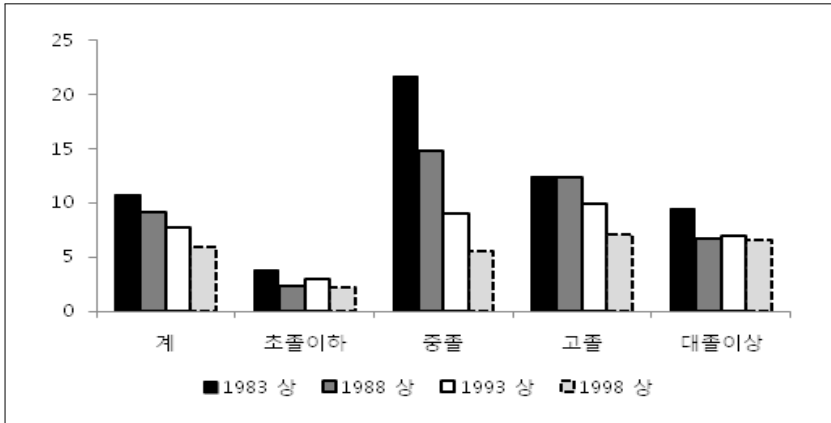
(단위: %)

	경제활동참가율	실업률	고용률
초졸 이하	38.1	1.9	37.4
중졸	40.6	3.1	39.3
고졸	66	3.7	63.6
대졸 이상	78.1	3.6	75.3
계	63.7	3.5	61.5

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 2017년 6월.

[그림 3-7] 학력별 노동이동성

(단위: %)

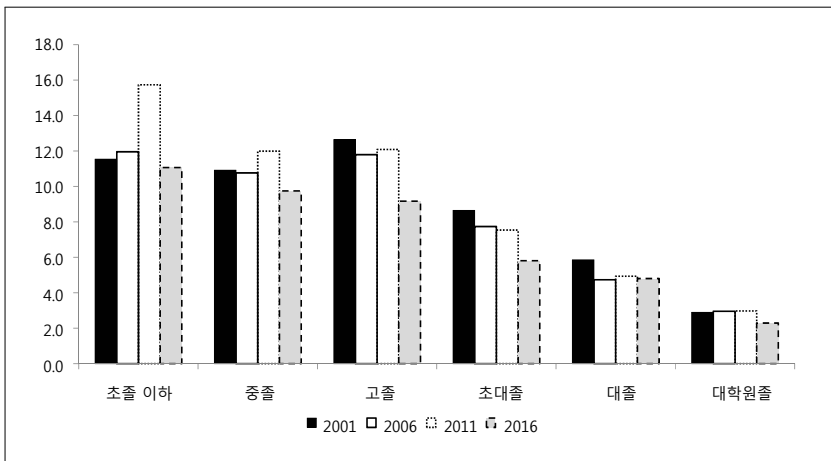


자료: 고용노동부, 「노동력유동실태조사」, 각 연도 상반기.

한편 이직률과 반비례 관계에 있는 직장유지율의 경우 김두순(2017)이 고용보험DB를 이용하여 10년간 직장유지율을 분석한 결과 학력이 높을 수록 직장유지율이 더 높은 것으로 나타난 바 있다. 3년 이상 고용유지율은 고졸이 24.2%인 데 비해 대졸 이상은 36.1%였다.

[그림 3-8] 학력별 이직률 추이

(단위: %)



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

〈표 3-7〉 학력별 이직률 추이

(단위: %)

	2001	2006	2011	2016
초졸 이하	11.5	12.0	15.7	11.1
중졸	10.9	10.8	12.0	9.7
고졸	12.6	11.8	12.1	9.2
초대졸	8.7	7.7	7.5	5.8
대졸	5.9	4.7	4.9	4.8
대학원졸	2.9	3.0	3.0	2.3

자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.

〈표 3-8〉 성별/학력별 이직률

(단위: 명, %)

	취업자 수		이직자 수		이직률(%)		
	남자	여자	남자	여자	남자	여자	계
계	15,122	11,114	862	1,087	5.7	9.8	7.4
초졸 이하	820	1,222	67	159	8.2	13.0	11.1
중졸	1,126	1,020	110	100	9.7	9.8	9.7
고졸	6,027	4,281	460	485	7.6	11.3	9.2
초대졸	1,889	1,540	73	126	3.9	8.2	5.8
대졸	4,484	2,670	139	205	3.1	7.7	4.8
대학원졸	775	380	13	14	1.7	3.6	2.3

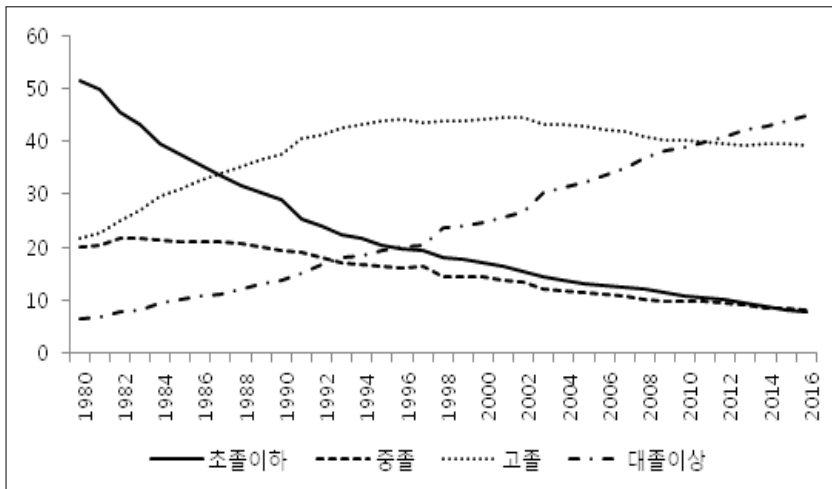
자료: 통계청, 「경제활동인구조사」, 2016년.

앞서 살펴본 바와 같이 학력이 높을수록 이직률이 낮아지는 현상을 감안할 때 고도성장기 이후의 학력수준 증가는 노동이동성을 감소시키는 작용을 한 것으로 판단된다. 1980년도 이후 학력수준별 취업자의 비중 추이는 [그림 3-9]와 같다. 초등학교 졸업 이하의 취업자는 1980년 당시만 해도 전체 취업자의 절반이 넘었으나 급속히 비중이 감소하여 2014년 10% 이하로 떨어졌다. 중졸은 취업자 비중의 감소 속도가 더 완만하지만 역시 2014년 전체 취업자의 10% 이하를 차지하는 데 그쳤다. 중학교 의무교육이 실시되기 이전에 해당 학령이었던 중졸 이하 고령취업자들이 노동시장에서 점차 퇴장함에 따라 앞으로도 그 비중은 지속적으로 줄어

들 것이다. 한편 고졸 취업자 비중은 1996년 44.1%를 정점으로 그 이후 완만하게 줄어들고 있으며, 반대로 대졸 이상 취업자의 비중은 1980년 6.7%에서 2014년 43%까지 급격히 늘어났고 증가 추세가 아직 끝나지 않았다. 다만 고등학교 졸업자의 대학교 등 고등교육기관 진학률은 2017년 68.9%로서 과거에 비해 다소 감소 추세에 있어 대졸취업자의 비중 증가세는 점차 둔화할 것으로 예상된다. 그러나 노동시장에서 퇴장하는 노동자의 학력보다 신규 진입자의 학력이 높은 한 취업자 평균 학력수준의 증가로 인해 노동이동성이 낮아지는 효과는 앞으로도 일정 기간 지속될 것으로 예상할 수 있다.

[그림 3-9] 학력수준별 취업자 비중

(단위: %)



자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 1980~2016년.

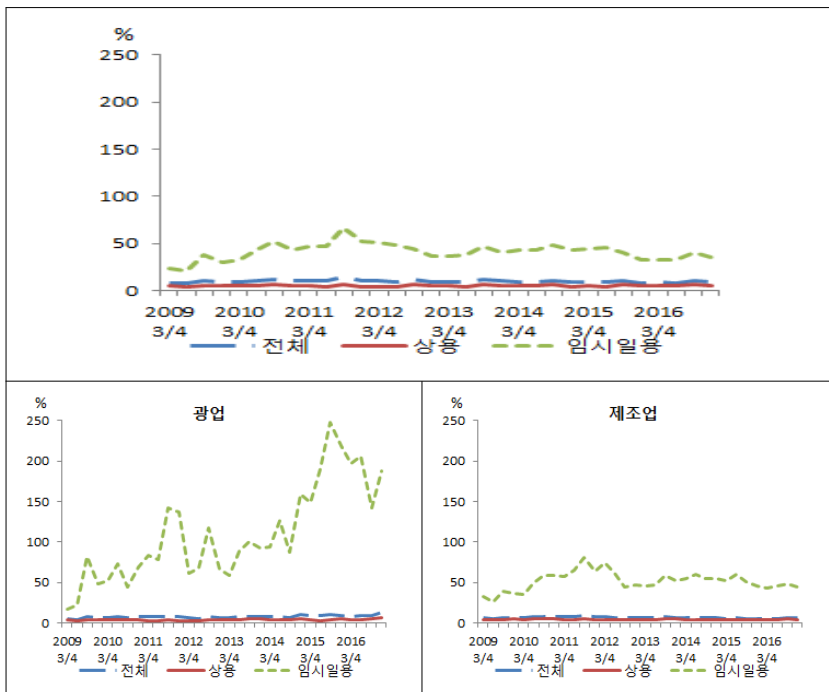
제3절 고용형태의 변화

임시일용직을 비롯한 비정규직 비중의 변화 역시 노동이동성의 하락에 상당한 영향을 준다. 비정규직의 특성상 노동이동성이 매우 높기 때문이

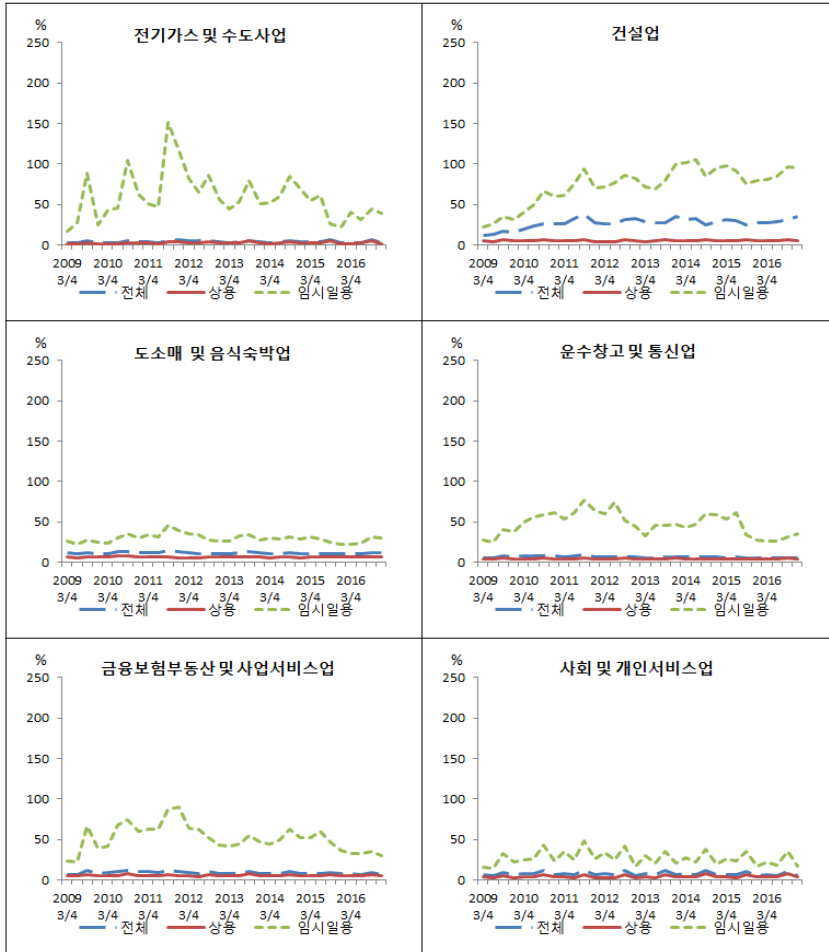
다. 상용직과 임시일용직의 노동이동성은 차이가 매우 크며 산업별 변화 추이도 서로 다르다. [그림 3-10]과 같이 전 산업 기준으로 상용직의 노동이동성은 평균 5% 수준에서 큰 변화가 없으나 임시일용직의 노동이동성은 2009년 3/4분기 24%에서 급격히 증가하여 2012년 1/4분기에는 66%에 달하였고, 2017년 2/4분기 현재는 35%에 이르고 있다. 산업별로는 제조업 임시일용직이 전 산업 임시일용직의 노동이동성과 유사한 추이를 보이고 있는 반면, 광업과 건설업 등은 임시일용직의 노동이동성이 크게 증가하였고, 금융보험부동산 및 사업서비스업과 운수창고 및 통신업에서는 임시일용직의 노동이동성이 다소 감소하는 추세이다.

임시일용직이 이처럼 높은 노동이동성을 보이는 가운데 전체 산업에서 임시일용직이 차지하는 비중은 2010년 14.6%에서 2016년 10.6%로 줄어들었다. <표 3-9>에서 보듯이 각 산업의 임시일용직 비중 역시 동 기간 줄어들어 임시일용직의 감소가 전반적인 추세임을 보여준다. 임시일용직

[그림 3-10] 종사상 지위별 노동이동성 추이 비교(전 산업)



[그림 3-10]의 계속



자료: 고용노동부, 「사업체노동력조사」, 2009년 3분기~2017년 2분기.

의 비중이 가장 높은 건설업은 동 기간 38.6%에서 28.2%로 비중이 줄어들었으며, 도소매 및 음식숙박업 역시 23.1%에서 18.3%로 임시일용직의 비중이 감소했다. 제조업은 6.7%에서 3.4%로 절반 가까이 줄어들어 주요 산업 가운데 임시일용직의 비중이 가장 낮은 편이다. 따라서 2009년 이후의 이러한 임시일용직의 비중 감소는 노동이동성을 낮추는 방향으로 작용한 것으로 판단된다.

이상과 같은 임시일용직의 최근 비중 변화가 장기적 추세의 일환인지를 판단하기 위해서는 고도성장기를 포함하는 자료가 필요하다. 앞서 살펴본 바와 같이 매월노동통계조사를 이용한 노동이동성의 시계열 통계는 상용직을 조사 대상으로 하지만 현재의 상용직과 달리 상당수의 임시일용직 및 비정규직을 포함하는 개념이다. 다만 매월노동통계에는 임시직, 일용직 등 비정규직 취업자의 비중이 별도로 수록되어 있지 않아 이러한 비정규직의 비중 변화를 파악할 수는 없다.

임시 및 일용근로자 자료가 존재하는 1989년 이후를 보면 [그림 3-11]에서와 같이 임금근로자 가운데 임시일용직이 차지하는 비중이 최근 30%대 초반까지 하락하였으나 1990년대에는 40%를 넘었으며 외환위기 직후에는 50%를 넘기도 하였다. 임시근로자의 비중이 일용근로자보다 높은 가운데 일용직 근로자의 비중이 더 큰 폭으로 줄어들었으나 두 집단의 대체적인 추세는 유사한 모습을 보이고 있다.

다행히 전체 임금근로자 가운데 일용직 근로자의 비중은 1966년도 이후부터 자료가 존재하므로 이를 통해 비정규직 근로자 일부의 비중 변화를 짐작해 볼 수 있다. 1966년 무려 30%를 넘었던 일용직 근로자의 비중은 이후 1980년대 초반까지 절반가량인 10% 중반으로 크게 감소했으나

〈표 3-9〉 산업별 임시일용직 비중 추이

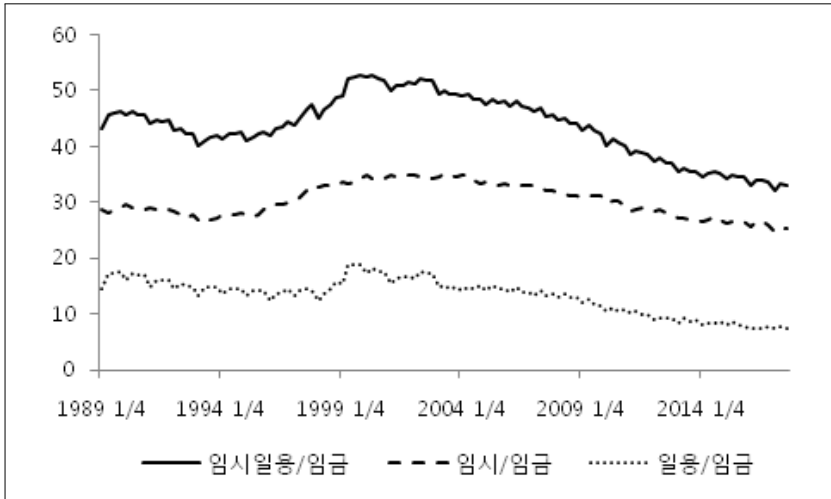
(단위: %)

	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
전 산업	14.6	13.6	12.8	12.7	11.8	10.8	10.6
광업	5.5	6.3	4.6	4.0	3.4	3.4	2.2
제조업	6.7	5.7	5.4	5.0	4.5	3.6	3.4
전가수	2.9	2.7	2.7	2.3	2.1	2.0	2.1
건설업	38.6	36.2	32.3	33.8	27.3	26.3	28.2
도음숙	23.1	22.3	21.4	21.2	21.8	19.2	18.3
운창통	6.3	5.3	4.8	4.3	4.1	3.9	3.6
금보부사	8.4	8.6	6.7	6.6	5.5	5.3	5.0
기타 서비스업	16.4	14.4	14.8	15.1	13.8	12.6	12.3

자료: 고용노동부, 「사업체노동력조사」, 2010~16년.

〔그림 3-11〕 일용근로자 비중 추이

(단위: %)



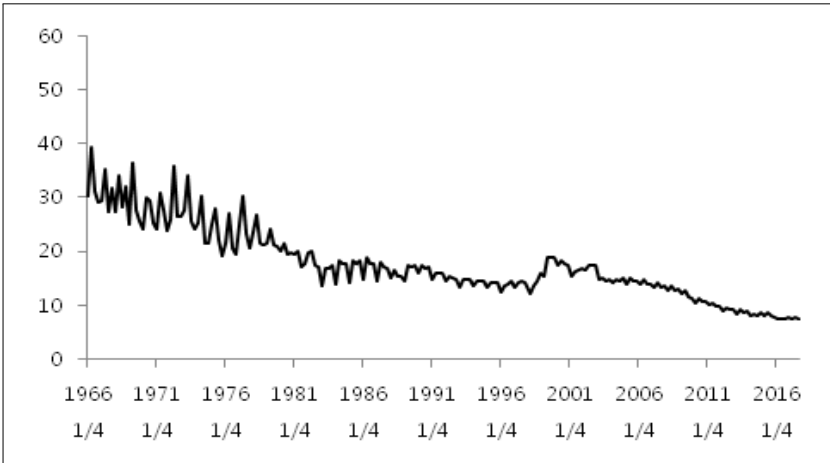
자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 1966년 1분기~2016년 3분기.

이후 20년 가까이 별다른 변화를 보이지 않았다. 다만 2010년을 전후하여 다시 일용직 근로자의 비중이 감소한 것으로 나타난다. 따라서 일용직 근로자의 비중에 관한 한 앞서 매월노동통계에 나타난 1980년부터 1990년대 중반까지의 노동이동성 감소 추세와 큰 상관관계는 없는 것으로 판단된다. 다만 2000년 이후부터 시작된 임시일용직의 감소로 볼 때 이 시기부터는 임시일용직의 감소가 노동이동성을 감소시키는 방향으로 영향을 미친 것으로 볼 수 있다. 물론 노동이동성이 높은 비정규직에는 임시일용직만 포함되는 것이 아니므로 비정규직 전체로 범위를 넓혀 살펴볼 필요가 있다.

외환위기 이후 구조조정 및 고용유연화를 강조하는 흐름과 함께 급속히 늘어난 비정규직은 앞서 살펴본 다른 구조적 요인들과는 달리 노동이동성을 확대하는 요인으로 작용하였다. 비정규직은 파견, 용역, 단시간 근로 등으로 이루어져 있어 정규직에 비해 더 잦은 노동이동과 짧은 근무기간이 중요한 특징 가운데 하나이다. 경제활동인구조사 부가조사의 근로형태별 평균근속 통계를 보면 잦은 일자리 이동으로 인해 전체 임금노동자들의 평균근속은 6년 9개월에 그치며, 그 가운데 절반 이상의 평균근속

[그림 3-12] 전체 임금근로자 중 일용직 근로자의 비중 추이

(단위: %)



자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 1966년 1분기~2016년 3분기.

〈표 3-10〉 근로형태별 평균근속

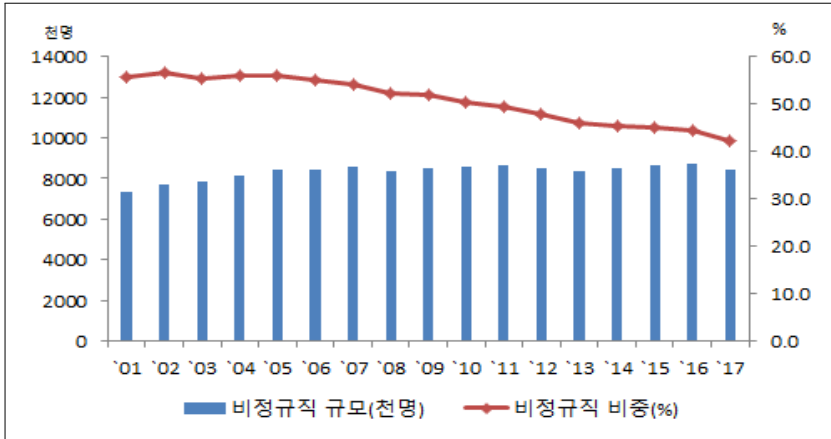
(단위: 개월, %)

	평균근속기간	1년 미만	1~3년 미만	3년 이상
임금근로자	69	32.5	21.5	46
정규직	89	21.3	21.3	57.4
비정규직	29	55.5	21.9	22.6
한시직	30	50.3	24.9	24.8
기간제	29	51	25.2	23.8
비기간제	37	47.4	23.7	28.9
시간제	20	66	20	14.1
비전형	30	59.4	17.4	23.1

자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 2016년 8월.

기간이 3년에 미치지 못한다. 이러한 짧은 근속은 비정규직의 경우 더욱 두드러져 전체 비정규직 노동자의 55.5%가 근속기간이 1년 미만이다. 비정규직 노동자 가운데 가장 근속 기간이 짧은 집단은 시간제 노동자로서 근속기간이 1년 미만인 경우가 2/3를 차지했으며, 비전형노동자 역시 근속기간 1년 미만이 59.4%에 달했다. 이처럼 근속이 짧은 비정규직 근로

[그림 3-13] 비정규직 근로자 규모 및 비중



자료: 김유선(2017), 『비정규직 규모와 실태』, 『KLSI issue paper』 14, 한국노동사회연구소.

자의 규모는 2001~07년 100만 명 이상 증가했으나 이후부터는 큰 변화 없이 유지되며 전체 임금근로자 가운데 차지하는 비중도 줄어들고 있다. 임시일용직이나 비정규직의 비중 감소는 향후 노동이동성을 다소 감소시키는 방향으로 작용할 것으로 예상된다.

제4절 기업 동태(business dynamism)의 변화

1. 산업별, 기업규모별 기업회전율(firm turnover)의 추이

기업의 진입과 퇴출이 활발하게 일어나고 기업 수명이 짧아지면 노동 이동성 역시 그만큼 더 커지게 된다. 기업의 진입으로 인한 신규 채용이나 퇴출로 인한 이직이 그만큼 더 많아지게 되기 때문이다. 한국의 기존 연구에서는 인구구조 및 산업구조의 변화로 인한 노동이동성의 감소에 대해 주로 분석이 이루어진 반면 기업의 생멸을 의미하는 기업 동태(business dynamism)가 노동이동성에 미친 영향에 대해서는 별다른 검

토가 이루어지지 않았다. 한편 기업 동태는 노동이동성에만 영향을 미치는 것이 아니라 산업생산성 변화에 대해서도 시사점을 가진다. 기업의 생멸은 기술충격에 의한 섹터적 창조적 파괴 과정이 얼마나 활발하게 일어나는지를 보여주는 하나의 지표가 될 수 있기 때문이다. 산업생산성의 증가는 개별 기업의 생산성 증가뿐만 아니라 산업 내 비효율적 기업의 퇴출과 생산적인 기업의 신규 진입에 의해서도 이루어지므로 기업 동태의 감소는 산업 내 생산성의 감소를 동반하게 된다. Decker et al.(2016)은 미국의 기업 동태가 1980년 이후 추세적으로 감소하고 있는 가운데 그러한 기업 동태의 감소가 생산성 증가율의 둔화에 영향을 준 증거를 제시한 바 있다.

이하에서는 통계청의 기업생멸행정통계 자료를 이용하여 기업의 진입과 퇴출이 노동이동성에 미친 영향을 살펴본다.⁶⁾ 먼저 노동이동성의 정의를 기업에 응용하여 소멸기업 수와 신생기업 수를 더한 수치를 전체 활동기업 수로 나누어 기업회전율(firm turnover)로 정의한다.⁷⁾

전체 활동기업의 수는 2006년의 446만 개에서 2015년 555만 개로 10년간 24.5%p 증가하였다. 이는 소멸된 기업에 비해 신생기업이 더 많았음을 의미한다. 그러나 소멸기업 대비 신생기업의 비율은 2007~14년 1.37에서 1.08로 점차 줄어드는 추세를 보이고 있다. 활동기업 대비 소멸기업을 나타내는 기업소멸률은 0.13에서 0.14로 큰 변화가 없으나 활동기업 대비 신생기업의 비율이 동 기간 0.18에서 0.15로 줄어들었기 때문이다. 활동기업 대비 신생기업의 비율이 줄어든 것은 교육서비스업(0.3→0.19), 부동산 및 임대업(0.22→0.14), 도소매업(0.18→0.15), 숙박 및 음식점업(0.23→0.20) 등 주로 서비스산업 때문인 것으로 나타난다. 동 기간의 기

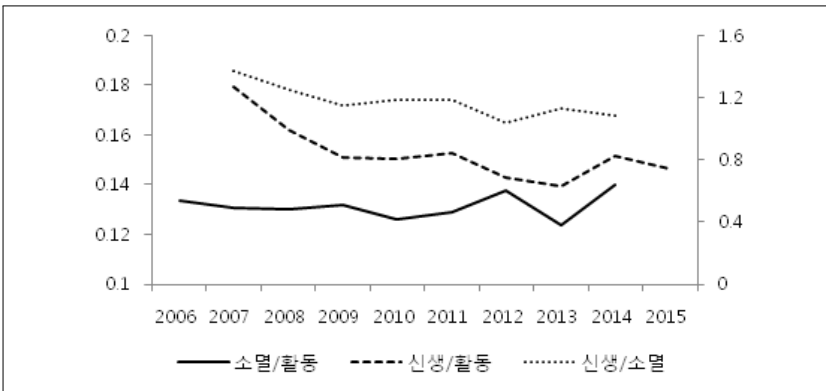
6) 기업체의 소멸에 의한 이직은 앞서 활용한 매월노동통계 등의 사업체 서베이조사를 바탕으로 한 이직 통계에서는 포착하기 어렵다. 폐업한 사업체를 대상으로 서베이 조사가 이루어지지는 않기 때문이다. 따라서 경제활동인구조사와 같은 가구조사나 고용보험DB와 같은 행정DB를 통한 이직 통계가 노동이동을 보다 포괄적으로 포착할 수 있는 장점이 있다. 다만 시계열이 상대적으로 짧은 한계가 있어 본 보고서에서 가구조사나 행정DB는 보조적으로만 활용한다.

7) 노동이동성(labor turnover)과 달리 기업회전율(firm turnover)은 turnover를 '회전율'로 번역하는 것이 더 적절하다. 기업은 이동하는 것이 아니라 소멸하고 새로운 기업으로 대체되기 때문이다.

업희전율은 0.31에서 0.29로 하락하였다.

신생기업과 소멸기업 수를 산업별로 살펴보면 도소매업이 2014년 한 해 신생기업 수 21만 7,000개, 소멸기업 수 18만 6,000개로 가장 많았으며, 부동산 및 임대업 역시 한 해 동안 16만 4,000개의 기업이 새로 생기고 19만 6,000개의 기업이 소멸하였다. 숙박 및 음식점업 역시 신생 및 소멸기업 수가 많았다. 다만 이러한 전통적 서비스업에서 진입과 퇴출이 활발한

[그림 3-14] 신생·소멸기업의 비중 추이(2014년)

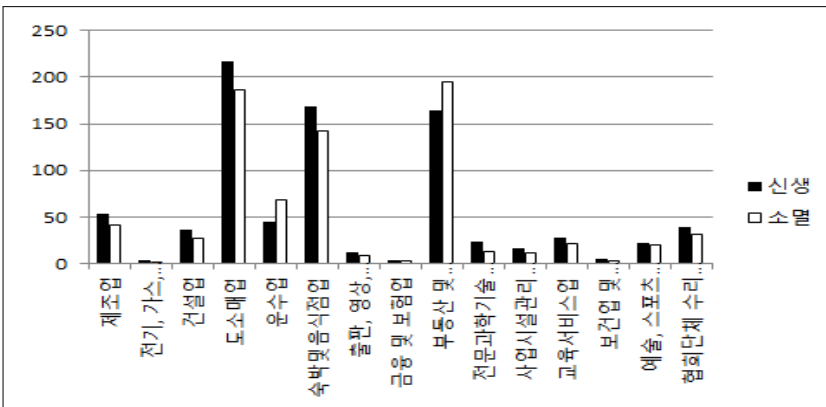


주: 좌측은 소멸/활동, 신생/활동, 우측은 신생/소멸.

자료: 통계청, 『기업생멸행정통계』, 2006~15년.

[그림 3-15] 산업별 신생·소멸기업 수

(단위: 천 개)



자료: 통계청, 『기업생멸행정통계』, 2014년.

〈표 3-11〉 종사자 규모별 기업생존율 추이

(단위: %)

항목	시점	평균	1인	2인 이상
1년 생존율	2008	61.8	60.8	73.3
	2009	60.9	59.6	74.6
	2010	60.1	58.5	77.1
	2011	60	58.4	76.6
	2012	59.8	58.1	76.3
	2013	60.1	58.3	76.9
	2014	62.4	60.4	79.3
2년 생존율	2009	49.3	48.3	61.4
	2010	48.1	46.9	61.3
	2011	46.9	45.5	62.7
	2012	46.3	44.9	61.9
	2013	47.3	45.8	62.3
	2014	47.5	45.6	64.7
3년 생존율	2010	41.5	40.4	53.8
	2011	39.7	38.6	51
	2012	38	36.7	51.7
	2013	38.2	36.9	51.7
	2014	38.8	37.3	53.5
4년 생존율	2011	35.8	34.8	48
	2012	33.4	32.4	43.4
	2013	32.2	31.1	44.3
	2014	31.9	30.7	45.1
5년 생존율	2012	30.9	30	42.4
	2013	29	28.1	38
	2014	27.3	26.2	39

자료: 통계청, 「기업생멸행정통계」, 각 연도.

것은 동 산업에서의 생산성 발전을 반영한 것이라기보다 규모가 영세하고 경기의 영향을 많이 받는 특징이 있기 때문이라고 볼 수 있다.

종사자 규모별 기업생존율 차이를 보면 자영업자인 1인 기업의 5년 생

존율은 26.2%에 불과해 2인 이상 기업생존율 39%의 2/3 수준에 불과했다. 따라서 최근 자영업의 감소 추세는 전체 기업생존율을 증가시키는 효과가 있었을 것으로 판단된다. 전체 기업 평균의 경우 1년 생존율이 62.4%로서 1/3 이상의 기업이 1년을 채우지 못하는 것으로 나타났으며, 5년 후까지 생존하는 기업은 27.3%에 머물렀다. 1년 생존율을 기준으로 추이를 살펴보면 전체 기업 평균에 있어서는 2008~14년 기간 별다른 변화 추세를 발견할 수 없다. 단, 1인 기업의 경우 2~5년 생존율이 다소 감소하는 추세를 보이고 있으며, 2인 이상 기업은 2년 이하 생존율이 다소 증가했

〈표 3-12〉 산업별 기업생멸률

산업별 분류	2011			2013		
	소멸/ 활동	신생/ 활동	신생/ 소멸	소멸/ 활동	신생/ 활동	신생/ 소멸
전체 산업	0.129	0.153	1.185	0.140	0.152	1.085
광업	0.141	0.100	0.710	0.141	0.134	0.950
제조업	0.086	0.111	1.286	0.084	0.110	1.309
전기, 가스, 증기 및 수도사업	0.045	0.144	3.222	0.028	0.486	17.542
하수 폐기물처리, 원료재생 및 환경복원업	0.077	0.158	2.046	0.064	0.085	1.317
건설업	0.083	0.104	1.248	0.075	0.103	1.369
도소매업	0.150	0.171	1.136	0.139	0.162	1.167
운수업	0.065	0.081	1.248	0.124	0.080	0.647
숙박 및 음식점업	0.202	0.216	1.069	0.183	0.218	1.188
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	0.144	0.247	1.715	0.132	0.193	1.463
금융 및 보험업	0.232	0.250	1.077	0.178	0.217	1.220
부동산 및 임대업	0.097	0.123	1.263	0.170	0.143	0.840
전문과학기술서비스업	0.114	0.179	1.576	0.102	0.173	1.705
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	0.184	0.216	1.175	0.152	0.211	1.392
교육서비스업	0.201	0.228	1.134	0.158	0.208	1.315
보건업 및 사회복지 서비스업	0.076	0.100	1.313	0.046	0.078	1.716
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	0.214	0.255	1.191	0.187	0.207	1.107
협회단체 수리 및 개인서비스업	0.123	0.156	1.267	0.124	0.149	1.207

자료 : 통계청, 「기업생멸행정통계」, 각 연도.

으나 4~5년 생존율은 다소 감소하였다.

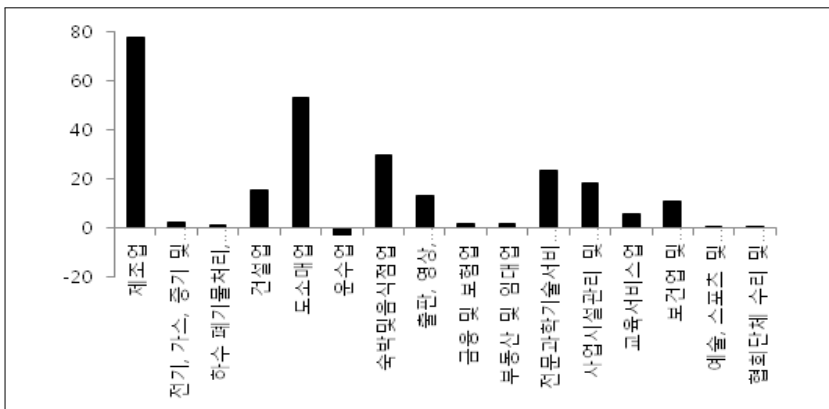
[부록]의 <부표 2>에서 산업별, 종사자 규모별 기업생존율을 살펴보면 5년 생존율의 경우 운수업과 전문과학기술서비스업의 2인 이상 기업생존율이 각각 47.2% 및 47.1%로 높고, 금융 및 보험업, 사업시설관리 및 사업지원 서비스업 등의 생존율이 각각 24%와 30.7%로 낮았다. 1인 기업의 5년 생존율은 금융 및 보험업이 12.2%로 가장 낮고 보건업 및 사회복지서비스업, 예술 스포츠 및 여가관련 서비스업, 숙박 및 음식점업이 모두 14~17%에 그쳤다. 활동기업 수 대비 기업회전율이 가장 높은 산업은 서비스업이며, 그 중에서도 숙박 및 음식점업, 금융 및 보험업, 사업시설관리 및 사업지원 서비스업, 교육서비스업, 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업 등의 기업회전율이 높게 나타났다. 반면 운수업, 제조업, 건설업의 기업회전율은 평균보다 낮았다.

2. 기업의 생멸로 인한 노동이동

이제 2012~2014년 기업의 생멸로 인한 순직업창출(신생기업 종사자 수 - 소멸기업 종사자 수)을 계산한 결과를 나타내면 [그림 3-16]과 같다.

[그림 3-16] 기업생멸로 인한 종사자 수 변동(2012~14년 평균)

(단위: %)



주: 기업생멸로 인한 종사자 수 변동 = 신생기업 종사자 수 - 소멸기업 종사자 수.
자료: 통계청, 『기업생멸행정통계』, 2012~2014년 평균.

기업의 생멸을 통한 전체 산업 종사자 수의 증가분은 3년간 연평균 25만 4,000명으로서 신생기업의 종사자 수가 소멸기업의 종사자 수보다 더 많았다. 산업별로는 제조업이 7만 7,600명으로 가장 규모가 컸고, 도소매업 역시 5만 3,000명으로 신생기업의 종사자 수가 더 많았다. 숙박 및 음식점업, 전문과학기술서비스업 등도 기업의 생멸로 인한 순직업창출이 더 많았다. 반면 운수업은 2,600명이 줄어들었으며 금융 및 보험업이나 부동산 및 임대업도 직업창출의 규모가 모두 1,600명으로 작았다.

입직 및 이직에 의한 노동이동 가운데 기업의 생멸로 인한 부분이 얼마나 차지하는지는 신생기업 및 소멸기업의 종사자 수를 전체 입직자 및

〈표 3-13〉 신생 및 소멸기업의 종사자 수/전체 입직자 및 이직자 수

(단위: %)

	2012	2013	2014
전 체	13.2	13.5	13.6
B. 광업	17.9	8.4	0.0
C. 제조업	11.6	12.6	11.7
D. 전기, 가스, 증기 및 수도사업	2.3	6.2	14.7
E. 하수·폐기물처리, 원료재생 및 환경복원업	9.5	6.0	5.3
F. 건설업	3.3	3.2	2.9
G. 도매 및 소매업	29.9	32.8	31.4
H. 운수업	21.4	22.4	31.4
I. 숙박 및 음식점업	19.8	19.8	18.2
J. 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	9.9	14.2	11.8
K. 금융 및 보험업	3.2	5.2	5.0
L. 부동산업 및 임대업	111.4	118.8	166.1
M. 전문, 과학 및 기술서비스업	9.9	13.2	12.8
N. 사업시설관리 및 사업지원서비스업	8.1	7.5	6.8
P. 교육서비스업	6.1	5.3	5.7
Q. 보건업 및 사회복지서비스업	9.3	9.2	6.8
R. 예술, 스포츠 및 여가관련서비스업	21.1	16.2	15.6
S. 협회및단체, 수리 및 기타개인서비스업	21.6	18.4	12.8

자료: 통계청, 「기업생멸행정통계」, 2012~2014년.

이직자 수로 나눔으로써 파악해 볼 수 있다. 2012~14년 기업생멸이 노동이동성에서 차지한 비중은 전체 산업의 경우 평균 13.4%였다. 산업별로는 제조업이 평균 12%로서 전체 산업보다 다소 낮은 수준이었다. 특히 부동산업 및 임대업, 도매 및 소매업, 운수업 등에서 기업의 생멸이 노동이동성에서 차지한 비중이 높게 나타났으며, 건설업의 경우 그 비중이 평균 3.1%로 가장 낮았다. 이러한 산업별 특징은 기업의 생멸로 인한 노동이동이 반드시 기술진보에 의해서만 촉발되는 것은 아니라는 점을 상기시켜 준다. 기업의 생멸률이 높은 산업은 대체로 사업체의 규모가 상대적으로 작고 경기변동의 영향을 크게 받는 서비스산업이라는 공통점을 가지고 있으며, 전문 과학 및 기술서비스업, 출판 영상 방송통신 및 정보서비스업 등 기술혁신의 영향을 크게 받을 것으로 예상되는 산업에서 기업생멸이 노동이동성에서 차지한 비중이 모두 평균 12%로 제조업과 동일했다.

제5절 소 결

본 장에서는 노동이동성의 변화를 초래하는 원인을 인구구조와 산업구조의 변화를 비롯해 교육수준의 변화, 임시일용직 및 비정규직의 증감 등 고용형태의 변화, 기업형태의 변화 등으로 나누어 살펴보았다. 기존 연구에서 주목한 바 있는 산업구조의 변화로 인한 부문 간 노동이동은 1990년대 초반까지 급격히 감소하였다. 이는 비슷한 시기의 노동이동성 하락 추세와 궤를 같이하는 것으로서 노동이동성 하락에 상당한 원인이 된 것으로 판단된다. 다만 1990년대 중반부터는 부문 간 노동이동의 척도인 Lilien index의 변화가 거의 없는 데서 보듯이 노동이동성에 별다른 영향을 주지 못하였다. 한편 노동이동성이 산업별로 다른 상황에서 산업 간의 고용비중 변화로 인한 전체 노동이동성의 변화는 거의 없었으며 대부분 산업 내의 노동이동성 변화에 기인한 것으로 나타났다.

연령에 따른 노동이동성은 1990년대까지는 나이가 많을수록 노동이동

성이 감소하는 패턴을 보였다. 그러나 외환위기 이후 은퇴연령이 점점 빨라지고 은퇴 후 비정규직으로 재취업하는 경향이 늘어나면서 장년 노동자의 이직률이 증가하여 연령별 이직률은 U자 형태를 보이고 있다. 이는 급격한 고령화와 맞물려 노동이동성의 변화 방향에 상당한 영향을 미치게 되었다. 노동이동성이 연령에 반비례하던 1980~90년대에는 노동이동성이 높은 젊은 취업자의 비중이 감소함에 따라 노동이동성이 감소하였으나, 연령별 이직률이 U자 형태를 띠게 된 1990년대 후반부터는 취업자 고령화가 노동이동성을 증가시키는 요인으로 작용하였다.

여성 취업자의 증가는 다른 요인들과 달리 노동이동성을 증가시키는 역할을 하였다. 1980~90년대 남성의 노동이동성은 여성의 70~80% 수준이었다. 출산 및 육아는 여성이 경력 단절을 겪게 되는 가장 주된 원인이며, 노동시장 환경이나 양육환경 등이 미비할수록 여성의 노동이동성은 클 수밖에 없다. 단, 여성취업자 비중은 1990년까지 빠르게 증가한 이후 매우 완만한 증가세로 바뀌어 남녀 간 노동이동성 차이로 인한 전체 노동이동성의 변화는 향후 그리 크지 않을 것으로 보인다.

노동이동성의 추세적 하락을 가져온 또 하나의 요인은 노동력의 고학력화이다. 노동이동성은 학력수준과 반비례하는 것으로 나타났으며, 이는 해외에서도 관찰되는 일반적인 현상이다. 고학력일수록 기업특수적 인적 자본이 많이 축적되어 이직에 따른 손실이 크게 발생하기 때문이며, 연공 임금체계 하에서 이는 더욱 두드러진다. 노동시장에서 퇴장하는 노동자의 학력보다 신규 진입자의 학력이 높은 한 취업자의 평균 학력수준 증가로 인해 노동이동성이 낮아지는 효과는 앞으로도 일정 기간 지속될 것으로 예상할 수 있다.

한편 임시일용직을 비롯한 비정규직의 노동이동성은 일관된 자료의 부족으로 인해 비교적 근래의 특징만을 분석할 수 있었다. 상용직의 노동이동성은 5% 수준에서 큰 변화가 없으나 임시일용직의 경우 2017년 2/4분기 현재 35%에 달하며, 산업별로 추세에도 큰 변화가 나타난다. 다만 임시일용직이나 비정규직이 전체 임금노동자 가운데 차지하는 비중은 줄어들고 있어 향후 노동이동성을 감소시키는 역할을 할 수 있다. 과거 시계열의 경우 일용직 자료가 존재하는데, 그 또한 1960년대 이후 장기적 감

소 추세를 보여주고 있다.

기업동태의 변화가 노동이동성에 미친 영향은 기업회전률 및 기업의 생멸로 인한 순직업창출을 통해 분석하였다. 2007~2014년 기업회전률은 0.31에서 0.29로 하락하였으며, 이는 주로 서비스 산업에서 활동기업 대비 신생기업의 비중이 줄어들었기 때문으로 나타났다. 그러나 입직과 이직에 의한 노동이동 가운데 기업의 생멸로 인한 부분은 2012~2014년 13.2%에서 13.6%로 늘어났다. 산업별로는 부동산업 및 임대업, 도매 및 소매업, 운수업 등 생산성 증가율이 대체로 낮은 산업에서 기업의 생멸이 노동이동성에서 차지한 비중이 높게 나타났으며, 건설업의 경우 그 비중이 평균 3.1%로 가장 낮았다. 이러한 산업별 특징은 기업의 생멸로 인한 노동이동이 반드시 기술진보의 속도와 직결되는 것은 아닐 수 있다는 점을 상기시켜 주었다. 단, 본고에서 기업동태의 분석에 사용된 통계 자료의 기간이 비교적 짧아 향후 보다 장기간의 자료가 축적되어야 더 분명한 추세를 파악할 수 있을 것이다.

노동이동성을 비롯하여 그 변화 원인에 대한 다양한 자료들이 일관된 시계열로 존재한다면 본 장에서와 같이 각각의 원인들을 별도로 분석하지 않고 회귀분석 등의 방법을 통해 보다 체계적인 분석을 시도하고, 각각의 원인별 영향의 크기를 측정하여 비교할 수 있었을 것이다. 그러나 앞서 살펴본 바와 같이 노동이동성뿐만 아니라 그 원인을 설명하는 데 사용되는 변수들 역시 과거 자료가 불충분하거나 시계열의 단절이 존재하고, 조사대상이나 범위 등에서 서로 연결하여 사용하기 곤란한 점이 존재하는 등 한계가 있었다. 이는 비단 한국의 자료뿐만 아니라 해외의 연구에서도 공통적으로 발견되는 한계이기도 하다. 향후 서베이 자료나 고용보험DB 등 횡단면 관측치가 풍부한 자료를 활용한 추가적 연구가 이루어질 필요가 있을 것이다.

제 4 장

기술충격과 노동이동성 변화가 고용에 미친 영향

제1절 기술진보와 고용의 관계에 대한 기존 논쟁

최근 4차 산업혁명으로 불리는 인공지능, 로봇기술 등의 발전이 생산성의 급격한 향상을 통해 인간의 일자리를 대체할 것이라는 전망이 제기되고 있다. 기술발전이 고용에 미치는 영향에 대한 우려는 사실 그리 새로운 것이 아니다. 19세기부터 이미 이에 대한 본격적인 논쟁이 시작된 바 있고, 경제학의 역사와 궤를 같이한다고 보아도 과언이 아닐 정도로 오랫동안 다루어진 주제이다. 논쟁이 시작된 계기는 단순한 학문적인 관심이 아니라 18세기 중반부터 진행된 산업혁명과 그로 인한 전통적 수공업자들의 실직 및 기계파괴운동 등에 의해 직접적으로 촉발된 것이다. 산업혁명의 진행과 더불어 전통적 기술자들에 의해 수작업으로 이루어지던 방적(spinning) 및 방직(weaving)은 빠른 속도로 기계화하였고, 수력이나 증기를 사용함으로써 값싼 면직물이 대량 생산되기 시작했다. 이로 인해 면직물을 제조하던 수공업자들이 일자리를 잃게 되고 대규모 방직공장에 의해 대체되면서 임금도 크게 하락하였다. 이러한 변화에 대해 방직공들은 기계파괴 등의 방식으로 저항하기 시작했고, 19세기 초 영국의 러다이트 운동, 프랑스의 리옹 방직공 봉기, 독일의 쉴레지엔 방직공 봉기 등으로 이어진다.

당시 기계의 발달이 고용에 미치는 영향에 대해 세이를 비롯한 고전학파의 지배적인 견해는 ‘보상이론(compensation theory)’으로 종합되는 낙관론이었다.⁸⁾ 그러한 견해는 첫째, 기계의 발달로 인해 기존 일자리가 파괴되는 대신 기계를 생산하는 부문에서 새로운 일자리가 창출되는 효과가 있음에 주목했다. 또한 기계의 발달로 인해 생산성이 증대되고 그로 인해 가격이 인하되어 수요의 증가를 초래하며, 이는 궁극적으로 더 많은 생산과 고용으로 이어질 것이라고 보았다. 이러한 견해는 공급이 수요를 창출한다는 ‘세이의 법칙’의 한 토대가 된다. 또한 생산성 증대로 인한 비용 하락이 즉각적인 가격 하락으로 이어지지 않고 기업가의 초과이윤으로 축적되는 경우에도 결국 새로운 생산과 고용에 투입될 것이라 보았다.

그러나 공장의 확산과 대규모 공장 노동자의 등장, 그리고 이들의 열악한 노동환경과 낮은 임금은 리카도, 맬더스, 맑스 등으로 하여금 기계의 도입이 고용에 미치는 부정적 영향에 대해 주목하게 만드는 계기가 되었다. 그러한 견해를 요약하면 첫째, 기계에 의한 노동의 대체는 새로운 기계를 생산하는 부문에도 마찬가지로 발생할 수 있다는 것이다. 이는 로봇에 의한 기계 생산이나 인공지능을 활용한 서비스가 본격화되기 시작하는 오늘날 더욱 적절한 지적이 될 수 있을 것이다. 둘째, 기계에 의해 노동이 대체되는 과정에서 일자리를 잃은 노동자들로 인해 수요가 감소한다. 따라서 고전학파가 주장한 생산성 증대 및 가격 하락으로 인한 수요 효과가 고용의 증대로 이어지려면 그러한 효과가 실업으로 인한 수요 감소를 보상하고도 남을 정도로 충분해야 한다. 그러나 수요가 그만큼 탄력적인지에 대해서는 논란의 여지가 있다. 한편 그 외에도 파괴된 일자리와 새로 창출된 일자리가 지역적, 시간적으로 일치하지 않을 수 있고 새로운 기술을 필요로 할 수도 있어 일자리를 잃은 노동자들을 흡수하지 못할 수도 있다. 그럴 경우 고용에 대한 부정적인 효과는 유지될 수 있다.

이러한 산업혁명기의 논쟁과 달리 현대 경제학에서 기술발전과 고용의 관계는 주로 일반균형이론의 틀 속에서 논의된다. 즉, 기술발전과 고용의 직접적인 대체관계나 보완관계를 탐구하기보다는 기술발전이 가격, 임금, 총수요 등에 영향을 미치고, 이에 따라 생산 및 고용의 내생적 조정을 거

8) Piva and Vivarelli(2017) 참조.

쳐 새로운 균제상태를 달성해 나가는 과정 속에서 기술발전과 고용의 관계를 분석한다. 그러한 맥락에서 기술발전은 기술충격(technological shock)이라 불리며 공급충격의 핵심으로 간주되고, 균제상태(steady state)의 경제에 일시적 변화를 초래하는 역할을 한다. 특히 가격이나 임금이 신축적 이어서 시장청산이 즉각적으로 이루어진다는 가정 하에서 경기의 변동을 기술충격에 대한 경제의 효율적 반응으로 해석하는 것이 동태적 거시모형의 시초인 실질경기변동이론(Real Business Cycle Theory)의 핵심이다. 그와 같은 즉각적 시장청산 가정 하에서는 기술충격이 고용에 부정적 영향을 미치지 않는다. 그러나 Gali(1999)는 것처럼 가격이 완전히 신축적이라는 가정을 완화하고 가격경직성이 존재할 때 기술충격이 단기적으로 고용을 감소시키는 결과를 낳게 된다는 것을 보여주었다. 이는 실질경기변동이론에 대한 반증의 하나로 받아들여졌고, 이후 그와 같이 시계열을 이용한 실증 분석이 활발히 이어지는 계기가 되었다. 기술충격과 고용의 관계에 대한 실증 분석에서는 특히 총요소생산성 및 노동생산성과 고용의 내생성으로 인해 일반적인 회귀분석보다는 장단기 제약을 부과한 구조적 벡터시계열 모형을 이용한 충격반응 분석이 주로 사용되고 있다. 구조적 시계열 모형을 이용하여 기술충격이 고용에 미치는 영향을 분석한 국내외 최근 연구에 대해서는 장인성(2012a)에 자세히 정리되어 있다. 기존 연구는 자료에 따라, 혹은 가정에 따라 결과가 서로 다른 경우가 많아 생산성과 고용의 관계에 대한 정형화된 사실을 형성할 만한 단계에 아직 이르지 못했다고 평가할 수 있다. 본 장의 분석은 자료 및 모형을 보다 현실화, 정교화하여 정형화된 사실에 다가서려는 노력의 일환으로 시도되었다.

기존 연구들은 생산성과 고용에 관련된 변수만을 시계열모형에 포함시켜 회귀분석 함으로써 기술충격에 고용이 반응하는 과정에서 노동이동성의 역할을 고려하지 못했다. 기술충격이 발생하면 습폐터적인 창조적 파괴(creative destruction)의 과정을 거치면서 고용의 변동을 초래하게 되는데, 이때 노동이동성의 역할이 중요하다. 노동이동성이 낮을 경우 기술충격으로 인한 고용 조정이 원활하게 이루어지지 않아 고용의 변동이 크게 나타나지 않거나 더 오랜 시간이 걸릴 수 있기 때문이다. 따라서 시계

열 분석 시 노동이동성을 모형에 포함함으로써 생산성, 고용, 노동이동성이 서로에게 미치는 내생적 영향이 반영되도록 모형 설정을 해줄 필요가 있다. 또한 벡터시계열 모형의 추정 시 노동이동성과 같이 중요한 변수가 빠지게 되면 누락변수편의(omitted variable bias)가 발생하여 추정량이 불일치(inconsistent)하게 되는 문제점도 아울러 해결할 수 있다.

제2절 분기 생산성의 측정 : 총요소생산성과 노동생산성

본고에서는 기술발전이 생산성을 증가시키는 주요 요인이라고 가정한다. 물론 그 밖의 요인들도 있을 수 있으나 DSGE 등 거시모형을 비롯하여 집계변수를 이용한 시계열 분석에서 가장 널리 사용되고 있는 가정이다. 생산성은 연구의 목적, 또는 자료의 가용성에 따라 노동생산성 혹은 총요소생산성이 사용되고 있다. 총요소생산성은 노동이나 중간재 투입 이외에도 자본스톡이나 노동소득분배율에 대한 측정이 필요하며 자료의 요구량이 많다. 따라서 자료의 가용성이 일차적인 제약 요인으로 작용한다. 본고에서는 전체 산업의 분기별 생산성 시계열의 경우 총요소생산성을 측정하여 활용하되, 산업별·분기별 생산성은 자료의 제약으로 인해 노동생산성을 대신 작성하여 사용한다. 그러나 단지 자료의 제약만이 산업별 노동생산성을 사용하는 전적인 이유는 아니다. 기술의 발전은 그것을 습득한 인간에게 체화되어 생산성을 향상시키기도 하고, 그러한 기술을 구현한 자본재에 체화되어 생산성 향상에 기여하기도 하며, 인적·물적 자본에 체화된 기술과 무관하게 체화되지 않은(disembodied) 형태로 생산성을 제고시킬 수도 있다. 이 가운데 총요소생산성은 적어도 개념적으로는 체화되지 않은 생산성 제고만을 측정한다.⁹⁾ 그러나 기술진보에

9) 물론 실제에 있어서는 자본투입 및 노동투입의 측정 시 자본재에 체화된 기술발전, 그리고 인간의 노동력에 체화된 기술발전을 모두 반영하기란 불가능하다. 따라서 총요소생산성이라 부르지 않고 단순히 잔차, 즉 Solow residual이라는 중립적인 용어를 사용하기도 한다.

따른 노동이동성 및 고용의 변화를 분석하는 본고의 취지에는 체화된 기술발전도 포함시키는 것이 적합하다. 따라서 노동 및 자본재의 체화된 기술 발전에 의해 모두 영향을 받는 노동생산성 개념을 사용하는 것도 타당성이 있다.

1. 분기별 전 산업 총요소생산성

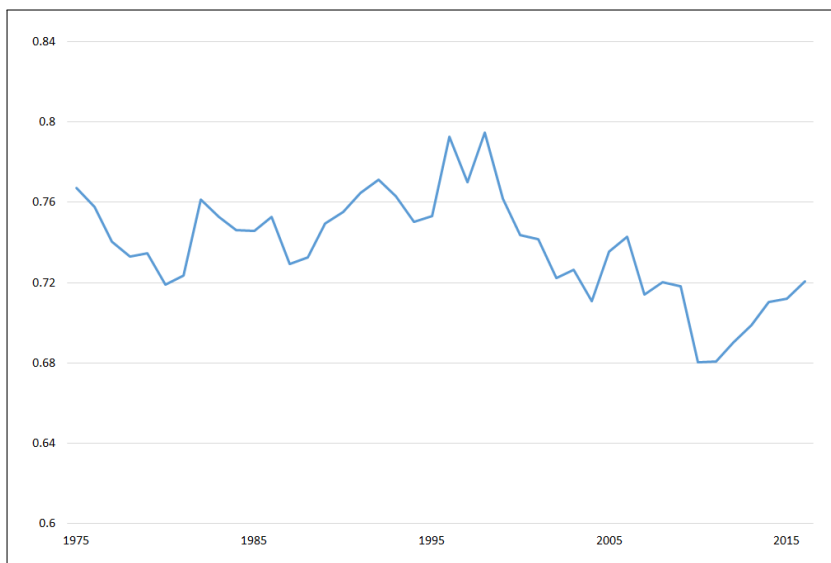
노동생산성은 자본투입의 수준에 의해 변화할 수 있는 여지가 있다. 따라서 총부가가치 증가분 가운데 노동뿐만 아니라 자본투입의 기여분까지 제거하고 남은 것이 총요소생산성(total factor productivity)이다. 총요소생산성의 계산을 위해서는 완전경쟁, 규모에 대한 보수 불변 등 몇 가지 가정이 필요하며, 자본스톡 및 노동소득분배율 등이 측정되어야 한다. 자본스톡은 과거 시계열의 경우 국부조사 자료를 이용하거나 총고정자본형성 자료를 바탕으로 한 영구재고법에 의해 측정되는데, 분기별 자료의 경우 총고정자본형성 자료가 산업별로 나누어 측정되고 있지 않다. 따라서 분기별 자본스톡의 시계열은 전체 산업 수준에서 측정할 수밖에 없다. 산업별·분기별 자본스톡을 계산한 표학길·송새량(2014)과 같은 예외가 있으나 자산에 대한 분기별 투자비중이 산업별로 동일하다는 다소 강한 가정을 사용함으로써 자본스톡의 분기별 변동이 인위적으로 발생할 수 있는 문제점이 있다. 이러한 이유로 본고에서는 총요소생산성을 이용한 시계열 분석은 전체 산업 수준으로 국한한다.

가. 노동소득분배율

노동소득분배율의 경우 한국은행에서 시계열 통계를 제공하고 있으나 영업잉여를 모두 자본소득으로 간주함으로써 노동소득분배율이 과소 측정되는 문제가 있다. 이는 특히 자영업자의 비중이 높은 한국의 경우 더욱 중요한 문제점이다. 자영업자의 영업잉여 가운데 어느 정도를 자본소득 혹은 노동소득으로 간주할 것인지에 대해서는 명확한 해답이 없다. 자본스톡 및 감가상각 등의 통계 자료가 주로 기업을 중심으로 작성되었으

며, 자영업자의 자본규모를 측정한 통계가 존재하지 않기 때문이다. 따라서 자료의 한계 내에서 가능한 몇 가지 가정에 따라 각각 노동소득분배율을 구한 후 장단점을 비교하여 선택하는 것이 가장 바람직한 것으로 보인다. 최근 이병희 외(2014)는 영업잉여를 모두 자본소득으로 간주하는 한국은행 방식 외에 자영업자의 영업잉여를 모두 노동소득으로 간주하는 방식, 그리고 자영업자와 임금근로자의 평균 임금소득이 동일하다고 간주하는 OECD 방식과 자영업과 비자영업의 노동소득과 자본소득 구성 비중이 동일하다고 간주하는 방식 등 다양한 방법으로 노동소득분배율을 작성하여 그 결과를 비교한 바 있다. 이 가운데 자영업자의 소득을 모두 노동소득, 혹은 자본소득으로 간주하는 방식은 현실성이 떨어지므로 비교를 위한 참고 수치로만 간주해야 할 것이다. 또한 OECD 방식은 자영업자의 임금소득을 과대평가하여 시기에 따라 노동소득분배율이 100%를 넘는 문제가 있어 이병희 외(2014)는 노동소득과 자본소득의 구성이 자영업과 비자영업 간에 동일하다는 가정이 가장 합리적 대안이라고 판단하였다. 본고에서도 그러한 방식을 택하여 다음과 같이 노동소득분배율을

[그림 4-1] 노동소득분배율



자료: 필자 작성.

계산한다.

$$\text{노동소득분배율} = \frac{\text{비용자보수}}{\text{요소비용국민소득} - \text{개인영업잉여}}$$

[그림 4-1]은 위의 방식으로 계산된 노동소득분배율을 나타낸다. 외환 위기 이전까지 다소 증가하던 노동소득분배율이 위기를 기점으로 현저한 하락 추세를 보였다. 다만 최근 수년간은 다소 반등하고 있다.

나. 분기 요소투입과 총요소생산성 측정 결과

총요소생산성을 측정하기 위해 사용되는 가장 보편적인 방식은 성장회계(Growth Accounting)이다. 이는 총산출량의 증가율로부터 자본, 노동 등의 투입요소 증가율을 요소소득 분배율로 가중평균하여 빼준 나머지 잔차를 총요소생산성으로 간주하는 방식으로 다음과 같이 Hicks 중립적 생산함수로부터 도출할 수 있다. 총산출을 Y , 자본을 K , 노동을 L , 그리고 기술충격을 A 라 할 때 Hicks 중립적 생산함수는 다음과 같이 기술 충격 A 가 $F(\cdot)$ 에 곱해진 형태로 나타난다.

$$Y_t = A_t F(K_t, L_t)$$

위의 생산함수를 시간에 대해 미분하면 다음과 같이 증가율의 함수로 변환된다.

$$\hat{Y} = \hat{A} + \alpha_K \hat{K} + \alpha_L \hat{L}, \quad \alpha_X = \frac{dY/dX}{Y/X}$$

위 식에서 $\hat{\cdot}$ 은 증가율을 나타낸다. 그런데 위 식의 계수 α_X 는 총산출 Y 의 투입요소 X 에 대한 탄력성이므로 그 자체로서는 측정할 수 없다. 요소탄력성을 측정 가능한 요소소득분배율로 대체하기 위해서 완전경쟁(perfect competition)을 가정한다. 완전경쟁 하에서는 총수입에서 투입요소 X 에 대한 보수가 차지하는 비중 $\frac{P_X X}{PY} (= \theta_X)$ 가 이윤극대화에 의해 요소탄력성 α_X 와 일치한다. 이와 아울러 규모에 대한 보수(returns to

scale) 불변을 가정하면 각 투입요소들의 총수입 비중을 합하여 1이 된다. 즉 $\theta_K + \theta_L = 1$ 이 성립한다. 그러한 가정 하에서 총요소생산성(Total Factor Productivity)의 증가율은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$TFP := \hat{Y} - \theta_L \hat{L} - (1 - \theta_L) \hat{K} \quad (3)$$

본고에서 Y는 실질 부가가치, L은 취업자 수에 평균노동시간을 곱하여 산출한 총노동시간, K는 실질순자본스톡이다.¹⁰⁾ 1980~2016년 자료를 이용하여 성장회계(Growth Accounting) 방식으로 분기 경제성장률에 대한 기여도를 분해한 결과, 다음 표에서 보듯이 분기 성장률이 가장 높았던 1980년대에 성장에 가장 큰 기여를 한 것은 노동투입의 증가였던 것으로 나타났다. 동 시기 노동투입으로 인한 분기 경제성장이 평균 1.38%로서 전체 성장률의 54%가 노동투입의 증가에 기인했다. 자본투입과 생산성 증가는 각각 성장률의 26%와 20%를 차지하는 데 그쳤다. 그러나 1990년대 이후부터는 총요소생산성의 기여도가 성장에서 가장 큰 몫을 차지했다. 특히 2000년대에는 총요소생산성이 분기 경제성장률을 0.62%p 증가시켰다. 이는 연평균으로 환산하면 2.48% 수준이다. 2010~16년은 생산성, 노동투입, 자본투입의 기여도가 비교적 고르게 나타난다. 1990년대 이후부터 자본의 기여도는 30% 남짓으로 일정하게 나타나는 반면 노동투입의 기여도는 2010년 이후 다소 증가한 점이 눈에 띈다.

〈표 4-1〉 성장회계를 통한 분기 성장기여도 분해

(단위: %)

	1981~89	1990~99	2000~09	2010~16
$\hat{Y}$	2.58	1.74	1.09	0.81
$\hat{L}$	1.38 (0.54)	0.31 (0.18)	0.13 (0.12)	0.26 (0.32)
$\hat{K}$	0.68 (0.26)	0.59 (0.34)	0.33 (0.30)	0.24 (0.30)
TFP	0.51 (0.20)	0.83 (0.48)	0.62 (0.57)	0.31 (0.38)

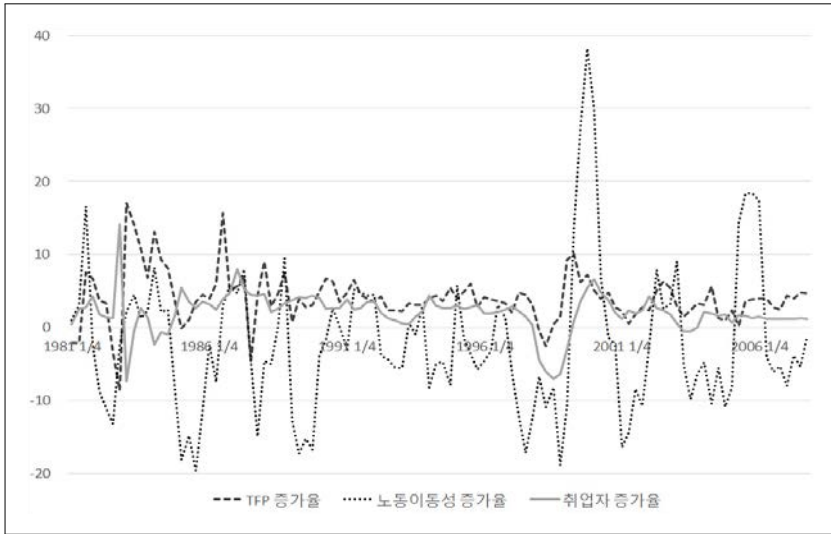
주: () 안은 성장률에 대한 기여도.

자료: 필자 작성.

10) 분기별 실질순자본스톡 자료를 제공하고 유익한 조언을 해주신 한국은행의 조태형 박사께 감사드린다.

〔그림 4-2〕 총요소생산성, 노동이동성, 취업자의 분기 증가율

(단위: %)



자료: 필자 작성.

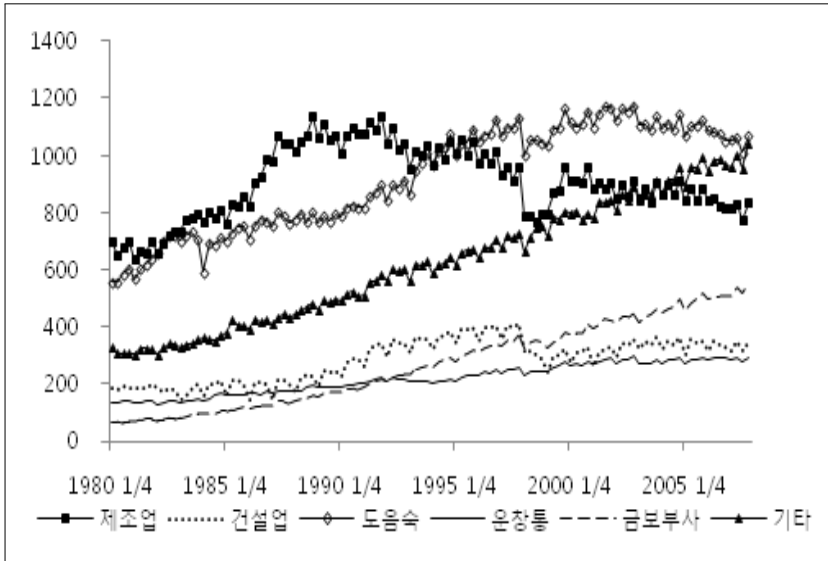
한편 성장회계를 통해 산출된 분기 총요소생산성과 노동이동성, 취업자의 전년 동기비 증가율을 비교하면 위 그림과 같다. 노동이동성의 장기적인 추세적 감소로 인해 증가율은 주로 음의 값을 가지며, 총요소생산성 증가율은 1980년대 이후로 추세와 변동성이 모두 줄어들고 있다.

2. 분기별 · 산업별 노동생산성

노동생산성은 시계열 지수를 작성하여 시점 간의 변화를 측정하거나 특정 시점에서 산업 간의 생산성 차이를 비교하는 데 종종 사용된다. 총노동투입은 산업별로 취업자 수에 월평균 노동시간을 곱하여 산출하였으며 [그림 4-3]에 제시되었다. 본고에서 산업 노동생산성은 각 산업의 총부가가치를 총노동투입으로 나눈 수치로서 [그림 4-4]에 제시되었다. 특정 시점에서 산업 간 생산성의 상대 비교를 위해서는 명목부가가치가 분자에 사용되지만, 시점 간 생산성 비교를 위해서는 실질부가가치가 사용된다. 실질부가가치는 제조업 등 산업분류가 시계열상 변동이 없는 경우에

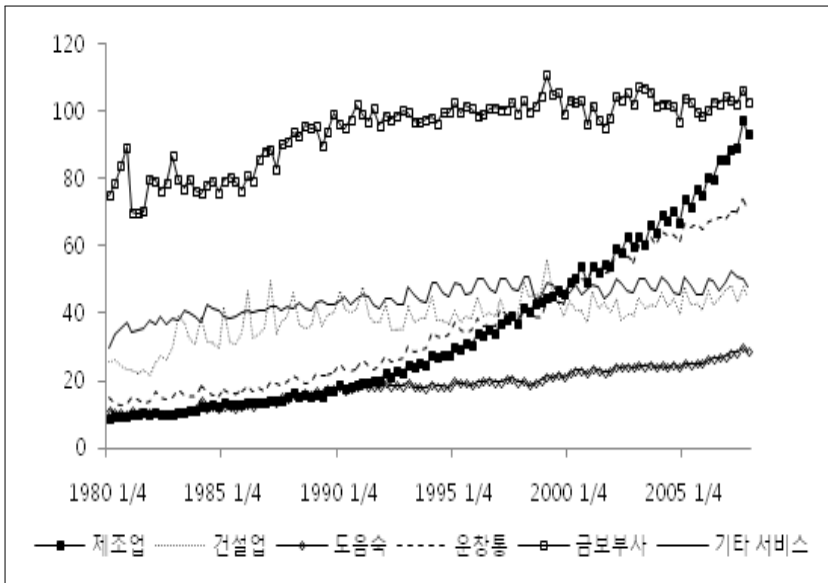
[그림 4-3] 총노동투입 추이

(단위: 천 시간)



자료: 통계청 KOSIS 원자료를 이용하여 필자가 작성.

[그림 4-4] 노동생산성 추이



자료: 한국은행 「국민계정」; 통계청 KOSIS 원자료를 이용하여 필자가 작성.

는 상관없으나, 실제로는 산업분류체계의 변동이 발생하며, 부가가치 및 투입요소 등의 구축에 사용된 원자료의 산업분류가 서로 다른 부분이 존재하므로 조정이 필요하다. 연쇄지수를 사용한 현재의 국민계정체계 하에서 실질부가가치는 가법성이 성립하지 않으므로 산업을 더하거나 나누어 분류를 일치시킬 때 단순히 실질부가가치를 더하는 것은 올바른 방식이 아니다. 예컨대 두 개의 산업을 하나의 산업분류로 합칠 경우, 일단 각 산업의 명목부가가치를 합한 후 합산된 산업의 디플레이터를 이용하여 실질부가가치로 변환시켜야 한다. 본고에서는 합산된 산업의 디플레이터는 산업별 디플레이터를 가중평균하여 작성하였는데, 일반적인 산업 디플레이터 작성 방식에 따라 파셰 지수(Pasche Index)를 사용하였다.

제3절 생산성, 노동이동성과 고용의 관계 : 다변량 시계열 분석

1. Blanchard and Quah 타입 구조적 벡터자기회귀모형

기술 발전으로 인한 생산성의 증가가 고용에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석하기 위해 유용한 회귀모형 가운데 하나는 구조적 벡터자기회귀모형(SVAR)이다. 구조적 벡터자기회귀모형을 이용한 분석 결과는 일반적인 회귀분석에서와 같이 회귀식의 계수 추정 결과를 정리하고 해석하는 방식이 아니라, 오차벡터에 장기 제약을 가한 후 충격반응 분석을 하는 방식으로 제시되므로 모형의 구조 및 제약의 부과 방식에 대한 이해가 결과의 해석을 위해 중요하다. 이하에서 Luetkepohl(2005) 및 Luetkepohl and Kraetzig(2004)의 방식을 바탕으로 구조적 벡터자기회귀모형의 특징 및 제약의 부과 방식에 대해 간략하게 소개한다. 먼저 p 개의 시차항(lag)을 가진 K 차원의 정상적(stationary), 안정적(stable) 벡터자기회귀과정은 아래와 같은 축약형(reduced form)으로 나타낼 수 있다.

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \cdots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad (4)$$

y_t 는 $K \times 1$ 의 내생변수 벡터이며 A_i 는 $K \times K$ 계수행렬이고 u_t 는 독립적인 백색잡음으로서 $u_t \sim (0, \Sigma_u)$ 이다.

일반적인 벡터자기회귀(VAR) 모형은 위와 같은 축약형 모형으로부터 구조적 모형(structural form)의 계수를 식별하기 위해 내생변수들 간의 현재 관계(contemporaneous relations)에 다음과 같이 제약을 부과한다.

$$\begin{aligned} Ay_t &= A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + \epsilon_t, \\ A_j^* &= AA_j, \quad \epsilon_t = Au_t. \end{aligned} \quad (5)$$

현재 관계에 대한 제약은 행렬 A 에 영(zero) 제약을 부과하는 방식으로 주어진다. 그러나 Blanchard and Quah(1989)가 처음 제안한 방식은 그와 같이 변수들 간의 현재 관계에 제약을 부과하는 VAR과 달리 오차항에 대해 제약을 부과하는 구조적 벡터자기회귀모형(Structural VAR)을 이용하되, 오차항 간의 관계에 직접적 제약을 부과하는 대신 오차항의 누적 효과에 제약을 부과함으로써 모형에 포함된 각 충격들 간의 장기적 관계에 대한 이론적 지식 혹은 가정을 이용하여 모형을 식별할 수 있도록 하였다. Wold의 분해 정리를 이용하면 식 (2)는 아래와 같이 변환할 수 있다.

$$y_t = \Theta_0 \epsilon_t + \Theta_1 \epsilon_{t-1} + \Theta_2 \epsilon_{t-2} + \dots, \quad (6)$$

Blanchard and Quah의 SVAR 모형은 총충격행렬(total impact matrix)에 대해 아래와 같이 장기 제약을 부과함으로써 구조적 모형의 오차항을 식별한다.

$$\begin{aligned} \Xi_\infty &= \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i = (I_K - A_1 - \dots - A_p)^{-1} A^{-1} B, \\ Au_t &= B\epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim (0, I_K). \end{aligned} \quad (7)$$

여기에서 장기 제약은 총충격행렬의 우상(upper right-hand corner) 원소들에 대해 영(zero) 제약을 부과하는 것을 의미한다. 모형의 내생변수들의 현재 관계에 대해 제약을 가하지 않는다는 가정은 $A = I_K$ 를 의미한다. 따라서 내생변수가 2개인 구조적 VAR의 경우를 예로 들면 B 행렬에

대해 1개의 제약을 가하는 것으로서 모형의 식별이 가능하다.

구조적 VAR 모형의 계수 추정에는 일반적으로 로그최우추정법이 사용된다. 그런데 일반적으로 닫힌 해(closed form solution)가 존재하지 않아 대수적인 방식으로 풀 수 없다. 따라서 수치 최적화(numerical optimization) 방식을 사용하여 해를 구한다. 구조적 VAR 모형은 횡단면 분석 등에서 사용되는 회귀분석과는 달리 추정된 계수의 의미를 해석하는 것에는 큰 의미가 없다. 그보다는 충격반응(impulse response)을 통해 모형에 구조적 충격이 가해졌을 때 시간이 지남에 따라 각각의 내생변수들에 미치는 파급효과를 분석하는 것이 주요 목적이다. 구조적 충격의 파급효과를 결정하는 충격반응함수의 계수는 추정된 구조적 VAR의 계수를 이용하여 다음과 같이 계산된다.

$$\Theta_j = \Phi_j A^{-1} B, \quad j = 0, 1, 2, \dots \quad (8)$$

Φ_j 는 축약형 VAR을 MA(∞)로 나타냈을 때 오차항 벡터의 계수행렬이다.

본고의 분석에서는 내생변수들이 로그 차분 과정 등을 거친 후에 정상성(stationarity)을 가지되, 변수들 간의 공적분 관계가 없는 것으로 나타날 경우 위와 같은 구조적 벡터자기회귀모형을 적용하였다. 만약 공적분 관계가 존재할 경우에는 공적분 관계가 구조적 충격을 식별하는 데 유용한 제약을 제공해 주므로 구조적 벡터오차수정모형을 적용하도록 한다.

2. 구조적 벡터오차수정모형(SVECM)

구조적 벡터오차수정모형(Structural vector error correction model: SVECM)은 앞서 살펴본 Blanchard and Quah 타입의 구조적 벡터자기회귀모형과는 두 가지 점에서 차이가 있다. 첫째는 변수들의 차분을 통해 정상(stationary) 변수로 변환하는 대신 변수들 간의 장기균형 관계를 명시적으로 추정하는 것이고, 둘째는 오차항의 누적효과에 제약을 가하는 대신 구조모형의 오차항과 축약형 모형의 오차항 간의 관계에 직접적인 제약을 가하는 것이다. 구조적 벡터오차수정모형의 기본 형태는 다음과

같다.

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t$$

α 는 $K \times r$ 로딩 행렬이고 β 는 $K \times r$ 공적분 행렬이며 Γ_j 는 단기계수 행렬이다. 위의 식을 Beveridge-Nelson 분해에 의해 공통추세(common trend)와 정상충격(stationary shocks)들의 합으로 나타낼 수 있으며, 그때 공통추세의 계수를 π 라 하자.

구조적 모형의 오차항을 축약형 모형의 충격의 선형결합으로 나타냈을 때, 구조적 오차수정모형은 축약형 모형의 오차항의 계수행렬에 대한 영제약(zero restriction)으로 나타난다.

$$u_t = B\epsilon_t$$

그리고 위의 식을 Beveridge-Nelson 분해식에 대입하면 공통추세항은 $\pi B \sum_{i=1}^t \epsilon_i$ 로 나타난다. 여기서 πB 는 구조적 충격의 장기적 효과를 나타낸다.

이제 본 보고서의 모형에서 y 는 고용(Emp), 노동이동성(Turnover), 그리고 생산성(Prod)의 벡터이다.

$$y = \begin{bmatrix} Emp \\ Turnover \\ Prod \end{bmatrix}$$

I(1) 변수들을 포함한 3변수로 구성된 벡터는 공적분의 rank에 따라 네 가지 경우가 발생할 수 있다. $r=0$ 인 경우에는 공적분 관계가 존재하지 않으므로 벡터오차수정모형을 적용할 필요가 없으며, 차분한 후 Blanchard and Quah 타입 SVAR 분석을 실시한다. 반대로 $r=3$ 인 경우 수준 변수를 이용하여 동일한 SVAR 분석을 실시할 수 있다. 단, 이 경우 모든 변수 간에 공적분 관계가 존재하므로 장기제약을 통한 식별은 불가능하다. 한편 $r=1$ 혹은 2인 경우에는 장기적 영향을 가지는 구조적 충격의 수가 제한된다. $r=1$ 인 경우 2개의 구조적 충격이 장기적 효과를 가져야 하며, 단기적 효과를 가지는 구조적 충격은 1개 이하이다. $r=2$ 인 경우에는 단기적 효과를 가지는 구조적 충격이 2개 이하여야 하는 반면 장기적 효

과를 가지는 구조적 충격은 1개이다.

본 모형에서 첫 번째 충격 ϵ_1 은 전형적인 단기적 수요충격이라고 가정한다. 따라서 첫 번째 충격은 어떠한 변수에도 장기적인 영향을 주지 않는다. 반면 두 번째 충격 ϵ_2 는 앞서 노동이동성에 영향을 미치는 것으로 드러난 산업구조 및 인구구조의 변화에 따른 충격으로 가정한다. 따라서 두 번째 충격은 모든 변수에 장기적 영향을 미친다. 마지막으로 세 번째 충격 ϵ_3 은 기술충격으로서 고용 및 생산성에 장기적 영향을 미치지만 경우에 따라 노동이동성에는 장기적 영향을 미치지 않을 수도 있는 것으로 가정한다. 즉, 기술충격이 일어날 경우 스펀더적인 창조적 파괴가 발생하여 단기적으로 노동이동성이 증가하지만, 그 영향은 영구적이지 않다고 간주한다. 한편 구조적 충격의 단기적 영향에 대한 제약은 최소한으로 줄인다. 즉, 단기에 있어서는 가급적 고용과 노동이동성, 그리고 생산성 사이의 내생성을 허용하는 방향으로 가정한다. 본고의 분석에서는 내생변수들이 로그 차분 과정 등을 거친 후에 정상성(stationarity)을 가지되, 변수들 간의 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타날 경우 위의 모형을 적용하였다.

3. 노동이동성, 고용 및 생산성에 대한 충격반응 분석

가. 전 산업(총요소생산성 사용)

단위근 검정을 위한 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 테스트의 결과 고용과 생산성은 추세항의 포함 여부에 상관없이 10% 유의수준에서도 단위근의 존재를 기각하지 못했다. 노동이동성의 경우에는 추세항이 포함됐을 때 1% 유의수준에서 단위근의 존재를 기각하지 못했다. 세 변수 모두 차분한 이후에는 단위근의 존재를 1% 유의수준에서 기각하였다. 따라서 세 변수 모두 $I(1)$ 로 결론내리고 공적분 관계를 검정한다.

분기 자료이므로 지체항 8개 및 확정항을 포함하여 공적분 rank를 검정하기 위한 Johansen 테스트를 실시한 결과 추세항이 포함된 경우에는 5% 유의수준에서 $r=0$ 이라는 귀무가설을 기각하지 못했다. 동 테스트에서는 외환위기 이후의 추세변화를 반영하기 위해 1998년 2분기 이후의

절편과 기울기에 더미변수를 포함하였다. 한편 상수항만을 포함할 경우에는 검정식의 값이 5% 유의수준에 근접하였으나 공적분 관계를 이용한 SVECM 분석보다는 Blanchard-Quah 방식의 SVAR을 이용한 분석을 선택한다. 이는 추세항이 포함될 경우 공적분 관계가 없는 것으로 나타난 점, 상수항만으로 외환위기 이후의 추세 변화를 포착하기 어렵다는 점 등을 감안함과 동시에 공적분 벡터가 하나로 결정될 경우 SVECM에서 두 개의 장기제약을 가해야 하는 어려움도 고려하였다.

이하에서 SVAR의 변수 배열은 생산성, 노동이동성, 고용의 순이며, 구

〈표 4-2〉 Augmented Dickey-Fuller 테스트

산업	변수	확정항	값	1%	5%	10%
전 산업	고용	상수	-1.68	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-1.22	-3.96	-3.41	-3.13
	Δ고용	상수	-4.00	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-3.95	-3.96	-3.41	-3.13
	노동이동성	상수	-1.59	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-3.95	-3.96	-3.41	-3.13
	Δ노동이동성	상수	-5.45	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-3.04	-3.96	-3.41	-3.13
	생산성	상수	1.02	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-3.04	-3.96	-3.41	-3.13
	Δ생산성	상수	-7.05	-3.43	-2.86	-2.57

자료: 필자 작성.

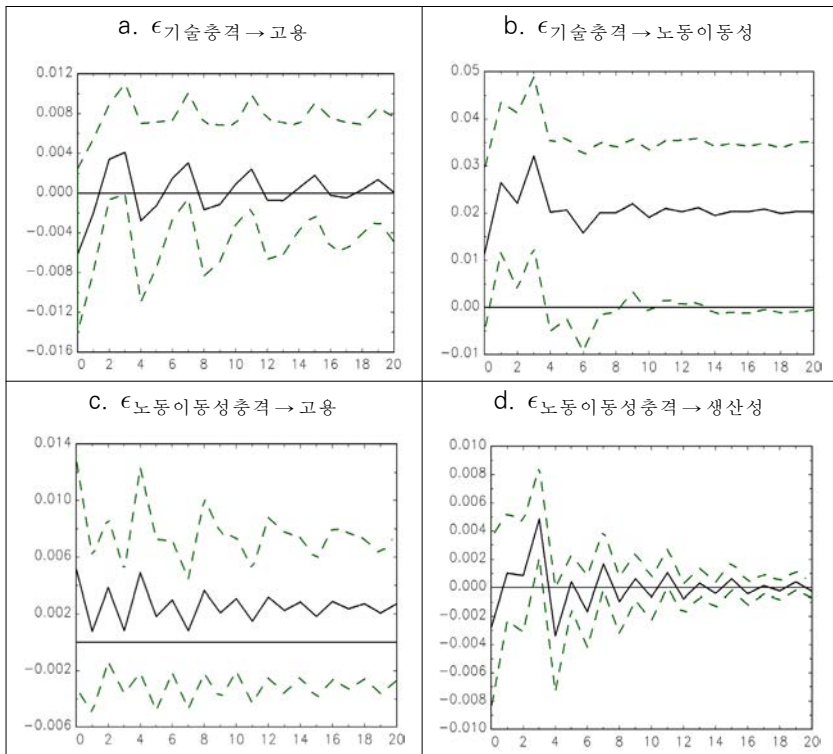
〈표 4-3〉 Johansen 공적분 테스트

	확정항	r0	LR	p값	90%	95%	99%
전 산업	상수	0	40.85	0.0497	38.35	40.83	45.76
		1	14.59	0.6514	22.67	24.74	28.95
		2	4.84	0.6371	10.92	12.74	16.62
	직교추세항	0	22.74	0.2677	27.16	29.80	35.21
		1	8.32	0.4396	13.42	15.41	19.62
		2	7.71	0.7308	16.42	18.59	23.16
	추세항	0	56.82	0.0666	54.65	58.25	65.43
		1	24.91	0.4834	33.77	36.71	42.66
		2	7.71	0.7308	16.42	18.59	23.16

자료: 필자 작성.

조적 충격 벡터는 ε =(기술충격, 노동이동성 충격, 수요충격)이다. 구조적 충격을 식별하기 위한 제약은 총충격행렬을 하삼각함수(lower triangular matrix)로 설정함으로써 주어진다. 누적충격반응 분석의 결과는 [그림 4-5]에 제시되었다. 점선은 bootstrapping에 의해 추정된 95% 신뢰구간을 나타낸다. 그림 a는 한 단위의 기술충격이 발생했을 때 고용은 즉각적으로 음의 영향을 받지만, 주기적 변동 과정을 거쳐 장기적으로는 중립적인 영향을 받는 것을 보여준다. 반면 기술충격의 발생 시 그림 b와 같이 노동이동성은 증가하고 그러한 효과는 지속적으로 유지되었다. 또한 노동이동성에 한 단위의 구조적 충격이 가해졌을 때 그림 c에서와 같이 고용이 증가하는 것으로 나타났다. 마지막으로 그림 d에서 노동이동성에 대해 충격이 발생했을 때 생산성에 미치는 영향은 장기적으로 중립적이다.

[그림 4-5] 전 산업 누적충격반응 분석



자료: 필자 작성.

나. 제조업(노동생산성 사용)

제조업은 앞서 언급한 바대로 분기별 총고정자본형성 자료가 존재하지 않으므로 총요소생산성을 측정할 수 없으며, 노동생산성을 기술충격의 대리변수로 사용한다. ADF 테스트 결과 고용과 생산성은 추세항의 포함 여부에 무관하게 10% 유의수준에서도 단위근의 존재를 기각하지 못했다. 노동이동성은 추세항이 포함되었을 때 5% 유의수준에서는 단위근의 존재를 기각했으나 1% 유의수준에서는 단위근의 존재를 기각하지 못했다. 세 변수 모두 차분한 이후에는 단위근의 존재를 1% 유의수준에서도 기각하였다. 따라서 이하에서는 세 변수를 모두 I(1)로 간주하고 공적분 관계를 검정한다.

외환위기 이후의 추세변화를 반영하기 위해 1998년 2분기 이후의 절편과 기울기에 더미변수를 포함하여 Johansen 테스트를 시행한 결과 상수항과 추세항이 포함된 경우 모두 $r = 1$ 이라는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하였으나 $r = 2$ 는 기각하지 못했다. 따라서 공적분 벡터 2개를 포함하는 SVECM 모형을 사용한다.

〈표 4-4〉 Augmented Dickey-Fuller 테스트

산업	변수	확정항	값	1%	5%	10%
제조업	고용	상수	-2.13	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-1.47	-3.96	-3.41	-3.13
	Δ 고용	상수	-3.81	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-1.08	-3.43	-2.86	-2.57
	노동이동성	상수	-1.08	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-3.83	-3.96	-3.41	-3.13
	Δ 노동이동성	상수	-6.58	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-2.30	-3.43	-3.41	-3.13
	생산성	상수	1.12	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-2.30	-3.96	-3.41	-3.13
	Δ 생산성	상수	-6.81	-3.43	-2.86	-2.57

자료: 필자 작성.

〈표 4-5〉 Johansen 공적분 테스트

	포함된 확정항	r0	LR	p값	90%	95%	99%
제조업	상수	0	56.86	0.0001	38.38	40.87	45.82
		1	28.53	0.0120	22.68	24.76	28.98
		2	10.31	0.1249	10.92	12.73	16.62
	직교추세항	0	21.68	0.3263	27.16	29.80	35.21
		1	9.87	0.2960	13.42	15.41	19.62
	추세항	0	85.02	0.0000	54.61	58.21	65.38
		1	39.46	0.0243	33.74	36.68	42.62
		2	13.94	0.2023	16.40	18.58	23.14

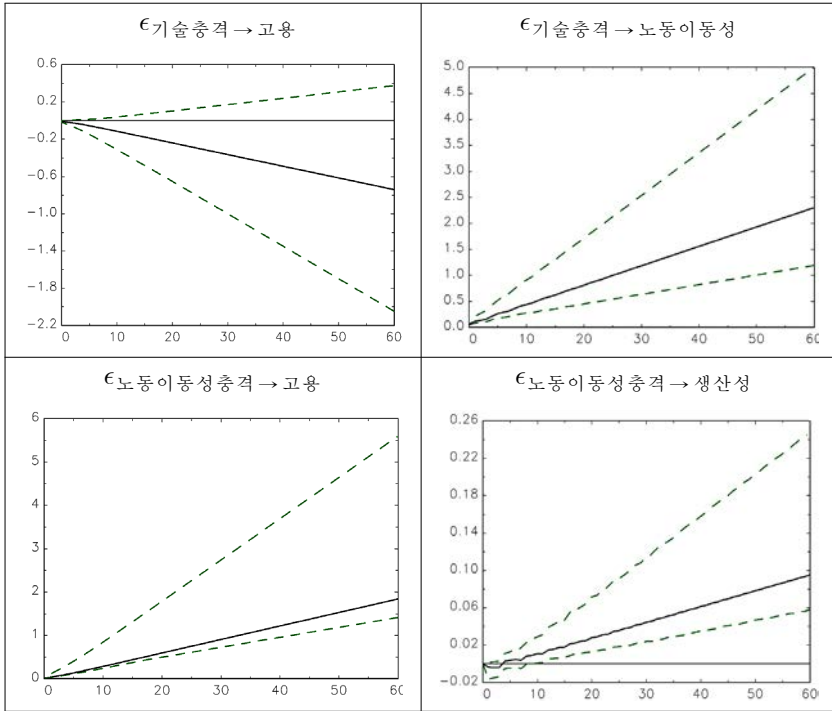
자료: 필자 작성.

이제 구조적 충격에 대한 영 제약은 다음과 같이 설정한다.

$$\Xi B = \begin{pmatrix} 0 & * & * \\ 0 & * & 0 \\ 0 & * & * \end{pmatrix}, \quad B = \begin{pmatrix} * & * & * \\ * & * & * \\ * & * & * \end{pmatrix}$$

앞서 언급한 바와 같이 SVECM 모형의 변수 배열은 고용, 노동이동성, 생산성의 순이며, 구조적 충격은 ε =(수요충격, 노동이동성 충격, 기술충격)이다. 따라서 위의 제약조건이 의미하는 바는 첫째, 수요충격이 장기에 있어서 어떤 변수에도 장기적인 영향을 주지 못한다는 것이다. 이는 단기적 수요충격에 대해 전형적으로 주어지는 가정이다. 두 번째 제약은 기술충격이 장기적으로 노동이동성에 영향을 주지 못한다는 가정이다. 기술충격이 발생하면 습폐터적인 창조적 파괴 과정을 통해 즉각적인 노동이동성 변화를 유발할 수 있지만 장기적으로는 그러한 영향이 사라진다는 것이다. 세 번째로 단기적으로는 모든 충격이 모든 변수에 영향을 줄 수 있다. 즉, 단기적인 0제약은 부과되지 않았다. 이제 누적충격반응 곡선은 [그림 4-6]과 같다. 기술충격은 고용에 부정적 영향을 주며 그러한 영향은 지속적이다. 다만 bootstrapping에 의해 계산된 95% 신뢰구간 안쪽에 위치하므로 통계적 유의성이 없는 결과라는 점을 고려할 필요가 있다. 한편 기술충격은 노동이동성을 증가시키는 영향을 갖는 것으로 나타났다으며, 노동이동성 충격 또한 고용 및 생산성을 장기적으로 증가시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과들은 모두 유의성을 가진다.

[그림 4-6] 제조업 누적충격반응 분석



자료: 필자 작성.

다. 운수창고 및 통신업

서비스업 가운데 기술충격의 영향이 가장 큰 산업 가운데 하나가 정보통신산업이다. 따라서 기술충격과 노동이동성 충격이 정보통신업의 고용에 어떠한 영향을 미치는지 알아본다. ADF 테스트 결과 고용과 노동이동성, 생산성 모두 추세항의 포함 여부와 무관하게 10% 유의수준에서도 단위근의 존재를 기각하지 못했다. 한편 세 변수 모두 차분한 이후에는 단위근의 존재를 1% 유의수준에서도 기각하였다. 따라서 이하에서는 세 변수를 모두 $I(1)$ 로 간주하고 공적분 관계를 검정한다.

외환위기 이후의 추세변화를 반영하기 위해 1998년 2분기 이후의 절편과 기울기에 더미변수를 포함하여 Johansen 테스트를 시행한 결과 상수항과 추세항이 포함된 경우 모두 $r=0$ 이라는 귀무가설을 5% 유의수준에

〈표 4-6〉 Augmented Dickey-Fuller 테스트

산업	변수	확정항	값	1%	5%	10%
운수창고 및 통신업	고용	상수	-1.00	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-1.40	-3.96	-3.41	-3.13
	Δ고용	상수	-4.51	-3.43	-2.86	-2.57
	노동이동성	상수	-2.00	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-2.56	-3.96	-3.41	-3.13
	Δ노동이동성	상수	-4.93	-3.43	-2.86	-2.57
	생산성	상수	-0.17	-3.43	-2.86	-2.57
		추세항	-2.37	-3.96	-3.41	-3.13
	Δ생산성	상수	-4.18	-3.43	-2.86	-2.57

자료: 필자 작성.

〈표 4-7〉 Johansen 공적분 테스트

	포함된 확정항	r0	LR	p값	90%	95%	99%
운수창고 및 통신업	상수	0.00	53.49	0.00	38.38	40.87	45.82
		1.00	20.70	0.18	22.68	24.76	28.98
		2.00	7.88	0.28	10.92	12.73	16.62
	직교추세항	0.00	27.69	0.09	27.16	29.80	35.21
		1.00	14.29	0.07	13.42	15.41	19.62
		2.00	10.22	0.48	16.40	18.58	23.14
	추세항	0.00	63.21	0.02	54.61	58.21	65.38
		1.00	27.05	0.36	33.74	36.68	42.62
		2.00	10.22	0.48	16.40	18.58	23.14

자료: 필자 작성.

서 기각하였으나 $r=1$ 은 기각하지 못했다. 따라서 공적분 벡터 1개를 포함하는 SVECM 모델을 사용한다.

공적분 벡터가 1개이므로 모델을 식별하기 위해 두 개의 장기제약이 필요하다. 이제 구조적 충격에 대한 영 제약은 다음과 같이 설정한다.

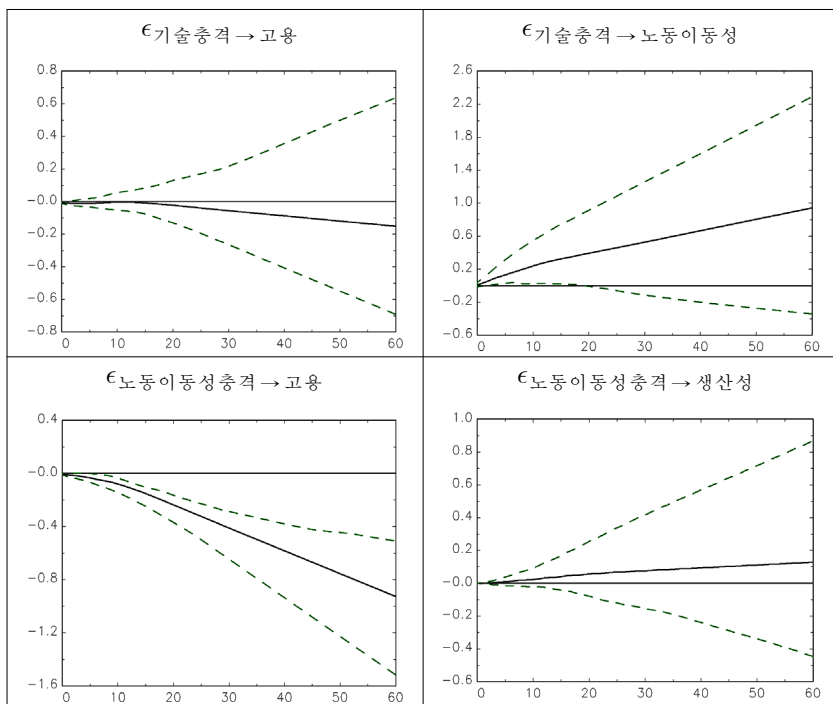
$$\Xi B = \begin{pmatrix} 0 & * & * \\ 0 & * & * \\ 0 & * & * \end{pmatrix}, \quad B = \begin{pmatrix} * & * & * \\ * & * & * \\ * & 0 & * \end{pmatrix}$$

위의 제약조건이 의미하는 바는 첫째, 수요충격이 장기에 있어서 어떤

변수에도 영향을 주지 못한다는 것이다. 이는 앞서와 같은 가정이다. 두 번째 제약은 단기적으로 노동이동성 충격이 생산성에 영향을 주지 못한다는 가정이다. 기술충격은 즉각적인 노동이동성 변화를 유발할 수 있지만 반대로 노동이동성에 주어지는 충격은 생산성의 변화를 즉각적으로 유발하지는 못한다는 가정이다. 두 개의 장기적 충격을 식별하기 위해서는 이와 같은 한 개의 단기제약이 불가피하다.

이제 누적충격반응 곡선은 [그림 4-7]과 같다. 기술충격은 고용에 부정적 영향을 주지만 그러한 영향이 제조업에서만 크지는 않다. 또한 제조업에서와 마찬가지로 그러한 충격반응은 bootstrapping에 의해 계산된 95% 신뢰구간 안쪽에 위치하므로 통계적 유의성이 없는 결과라는 점을 고려할 필요가 있다. 한편 기술충격은 노동이동성을 증가시키는 영향을 갖는 것으로 나타났으며, 노동이동성 충격도 생산성을 장기적으로 다소 증가

[그림 4-7] 운수창고 및 통신업 누적충격반응 분석



자료: 필자 작성.

시키는 것으로 나타났으나 유의성은 없었다. 노동이동성이 고용에 장기적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 점은 의외라 할 수 있다.

제4절 소 결

4차 산업혁명이라 일컫는 인공지능, 로봇 등의 발전이 인간의 일자리를 대체할 가능성이 제기되는 가운데 그러한 변화가 고용이나 분배 등에 어떠한 영향을 미칠 것인지에 대한 관심이 커지고 있다. 이는 일견 최근의 획기적 기술발전에 따른 새로운 현상으로 보이지만, 사실 기술발전과 고용의 관계에 대한 논쟁은 경제학의 역사를 볼 때 산업혁명 이래 200년 이상 지속되어온 가장 오랜 주제 가운데 하나이다. 이와 관련된 최근 경제학의 주요 연구 흐름 가운데 하나는 구조적 벡터자기회귀(SVAR) 모형을 이용한 시계열 분석이다. 다양한 자료와 가정 하에서 동 모형을 이용한 분석이 이루어져왔으나 여전히 정형화된 사실이나 합의에는 도달하지 못하고 있다.

본 장에서는 자료 및 분석 방법에서 기존 연구를 확장하고자 하였다. 먼저 자료 측면에서는 본고의 앞부분에서 구축한 노동이동성 자료 이외에 분기별 중요소생산성과 산업별 노동생산성을 측정하여 활용하였다. 특히 분기 중요소생산성은 거시경제 모형에서 가장 흔히 사용되는 기술충격의 개념에 대응하는 수치임에도 불구하고 그동안 엄밀한 측정이 이루어지지 못했다. 한편 방법론 측면에서는 먼저 노동이동성을 새로운 내생변수로 포함하였다. 기존 연구들은 생산성이나 고용에 관련된 변수만을 시계열모형에 포함시켜 회귀분석을 함으로써 기술충격에 고용이 반응하는 과정에서 노동이동성의 역할을 고려하지 못했다. 기술충격이 발생하면 쉼페터적인 창조적 파괴(creative destruction)의 과정을 거치면서 고용의 변동을 초래하게 되는데 이때 노동이동성의 역할이 중요하다. 노동이동성의 수준에 따라 기술충격 발생에 의한 고용 조정의 원활성이나 시차 등이 영향을 받기 때문이다.

아울러 변수 간의 공적분 검정을 통해 공적분 관계가 있는 경우에는 구조적 벡터오차수정모형(SVECM)을 적용하였고, 검정 결과가 의미하는 장기 관계에 따른 제약을 모형에 부과하였다. 공적분 검정 결과 전 산업의 경우 SVAR이 적용되었고, 제조업과 운수창고 및 통신업의 경우 SVECM이 적용되었다. 충격반응 분석 결과 기술충격이 고용을 장기적으로 증가시키는 증거는 발견되지 않았다. 오히려 중립적이거나 다소 감소시키는 영향을 주는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의한 결과는 아니었다. 노동이동성에 대한 충격이 고용에 미치는 영향은 산업에 따라 상반되게 나타났다. 전 산업 및 제조업의 경우에는 노동이동성이 증가하면 장기적으로 고용이 늘어나는 것으로 나타났으나, 운수창고 및 통신업의 경우 그 반대로 나타났다. 따라서 현재로서는 노동이동성이 증가했을 때 고용에 긍정적 영향을 미치는 산업이 존재한다는 제한적인 해석이 가능하다고 할 수 있다. 여러 산업에 대한 구조적 시계열 분석에서 복합적인 결과가 도출되는 것은 그리 놀라운 일은 아니다. 다만 노동이동성의 산업별 특성이 다른 이유에 대한 보다 상세한 분석이 향후 이루어져야 하고, 공적분 검정에서 나타난 바와 같이 생산성, 고용 및 노동이동성의 장기 관계가 산업별로 다르게 나타난 원인에 대해서도 추가적 연구가 이루어질 필요가 있다. 아울러 본 장에서 분석한 산업 외에 나머지 산업에 대해서도 분석을 확대하고, 모형의 강건성(robustness)에 대한 추가적인 검토가 이루어지면 보다 명확한 결론과 풍부한 해석을 기대할 수 있을 것이다.

제 5 장

고용안정성과 노동이동성의 조화

제1절 노동이동성과 고용안정성의 조화 필요성

노동은 생산 측면에서 볼 때 투입요소의 하나이므로 노동의 원활한 이동은 경기변동이나 구조적 변화에 대응한 생산의 효율적 조정을 돕는 역할을 할 수 있다. 그러나 노동은 단순한 투입요소만이 아니라 노동 공급자인 가계의 현재 및 미래의 소득과 소비, 그리고 노동의 재생산에도 중요한 영향을 미친다는 점을 간과해서는 안 된다. 비정규직 증가나 해고제도 등의 변화에 의해 고용안정성이 줄어들 경우 미래소득의 불확실성을 초래함으로써 소비를 위축시킬 뿐만 아니라 장기적 비용지출이 필요한 가계의 투자를 억제하게 만든다. 특히 출산 및 육아와 같이 장기적 비용의 지출이 필요한 결정에 부정적 영향을 미쳐 저출산 현상을 심화시킬 수 있다. 노동은 또한 노동자의 삶의 질에 직접적으로 커다란 영향을 미친다. 여가나 소득과 같은 측면 이외에도 노동은 성인의 일상에서 성취감, 만족감이나 행복도에 큰 영향을 주기 때문이다. 미래의 불확실성과 이직, 특히 비자발적 이직으로 인해 초래되는 스트레스는 삶의 질을 저하시키는 중요한 요인이다. 따라서 바람직한 노동이동은 생산 활동의 유연한 조정과 노동자의 미래 불확실성의 최소화, 삶의 질 제고라는 여러 가지 목적을 동시에 만족시킬 수 있도록 이루어져야 한다.

지금까지 본고의 분석은 주로 집계변수, 즉 평균값에 대한 시계열 분석을 위주로 하였다. 그러나 각 개인이나 특정한 집단이 마주하는 현실은 시계열 변화와는 상당히 다를 수 있다. 예컨대 집계변수를 통해 나타난 노동이동성이 하락했다고 해서 개별 노동자들의 고용안정성이 증가하였다고 단정할 수는 없는 것이다. 노동자들을 특정한 기준에 의해 분류했을 때 각 집단에 속한 노동자들의 고용안정성이 하락해도 구성비의 변화 방향에 따라 전체적인 고용안정성 지표는 변화가 없을 수도 있다. 따라서 노동자들이 직면한 고용안정성의 변화 여부를 집단 특성별로 좀 더 세분하여 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 본 장에서는 먼저 노동이동성과 밀접한 관련이 있는 근속 자료를 통해 집단별 고용안정성에 대해 살펴보는 한편, 이직률을 집단별, 사유별로 나누어 특히 비자발적 사유에 의한 이직이 많은 집단의 특성을 확인해 본다.

노동이동의 사유는 노동자 개인의 필요에 따른 자발적인 원인과 노동시장 여건 변화 등에 따른 비자발적 원인에 의한 것으로 구분할 수 있다. 자발적 사유에 의한 노동이동은 더 나은 임금 및 노동조건을 위한 직업 간 이동, 창업, 그리고 출산, 육아 및 학업 등 개인의 생애주기적 수요에 따른 노동공급의 변화에 의해 주로 발생한다. 그에 비해 노동시장 여건 변화 및 비자발적 원인에 의한 노동이동은 기업의 생멸, 경기적 요인에 의한 채용 및 해고 등 일자리의 증감, 비정규직 일자리의 계약 종료, 노동자의 귀책사유로 인한 해고 등에 의해 발생하게 된다. 생산성의 변화가 활발한 산업일수록 기업의 생멸 등 비자발적 요인에 의한 노동이동이 더 자주 발생할 가능성이 있다. 경기변동에 민감하거나 비정규직의 비중이 높은 산업의 경우도 마찬가지이다. 따라서 원활한 노동이동은 두 가지 이직 원인에 대해 모두 대비하되, 특히 노동자의 입장에서 준비된 이직이 될 수 있도록 돕는 데 주안점을 둘 필요가 있다. 비자발적 사유에 의한 노동이동의 경우 이직을 위한 준비가 부족해 일자리 매치의 질이 저하될 가능성이 높으며, 잦은 이직으로 이어져 소득저하와 고용불안정을 초래하는 원인이 되므로 더욱 큰 정책적 관심이 필요하다.

제2절 집단별 근속의 변화 추세와 비자발적 이직 동향

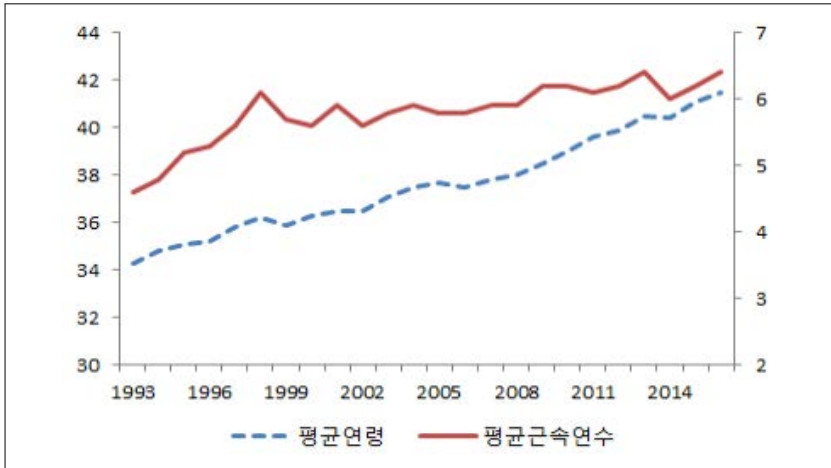
1. 근속의 변화 추이

이직자의 산업별, 규모별 분포는 앞에서 사용한 사업체노동력조사를 통해 파악할 수 있지만, 노동자 개인에 대한 정보는 조사되지 않아 성별, 학력별, 직종별 고용안정성의 차이는 살펴볼 수 없었다. 집단별 고용안정성을 파악할 수 있는 또 다른 방법은 근속연수를 통한 것이다. 본 절에서는 이를 위해 「고용형태별 근로실태조사」(구 임금구조기본통계조사)에 나타난 근속연수를 분석한다. 이직이 잦을수록 근속연수는 짧아진다. 따라서 근속연수의 추이를 살펴봄으로써 고용안정성의 변화를 간접적으로 추정할 수 있다. 단, 평균근속연수가 증가하거나 감소했다고 해서 개인이 직면한 고용안정성이 변화한 것으로 바로 해석하기는 어렵다. 노동자의 평균연령이 증가하면서 근속연수가 증가하는 효과가 발생할 수 있기 때문이다. 장인성(2012b)은 평균근속연수의 증가를 고령화로 인한 효과와 순수근속 증가효과로 분해한 후 외환위기 이후부터 2011년까지 두 효과가 서로 상쇄된 결과 평균근속이 늘어나지 않았음을 보여준 바 있다. 본 보고서에서도 같은 방식으로 2016년까지 자료를 연장하여 최근 그러한 추세에 변화가 있었는지 여부를 분석한다.

[그림 5-1]은 상용 5인 이상 기업체를 상대로 조사한 「고용형태별 근로실태조사」에 나타난 평균연령과 근속연수의 추이이다. 1993년에 34.3세였던 노동자의 평균연령은 2016년 41.5세로 23년 동안 7.2세 높아져 노동자 집단의 고령화 추세는 지속적으로 진행됨을 보여준다. 그러나 근로자 평균연령의 꾸준한 증가와 달리 평균근속연수는 외환위기 이후 미미하게 늘어나는 데 그쳤다. 1993년 4.6년이었던 평균근속연수는 외환위기 당시인 1998년까지 6.1년으로 증가하였으나 이후 2016년까지는 6.4년으로 0.3년 늘어나는 데 그쳤다. 외환위기를 계기로 평균근속의 증가 속도에 구조적 변화가 발생한 것이다. 평균근속연수의 증가는 근속연수가 상대적으

[그림 5-1] 평균연령 및 평균근속연수 추이

(단위: 세, 연)



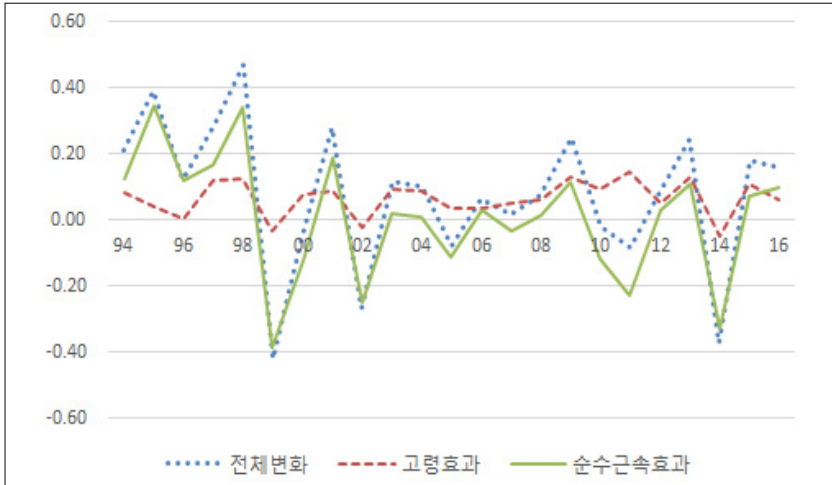
자료: 고용노동부, 「임금구조기본조사」 및 「고용형태별 근로실태조사」, 1993~2016년.

로 긴 고령노동자가 전체에서 차지하는 비중이 높아짐으로써 발생하는 고령효과와 동일 연령대 노동자의 근속 자체가 과거에 비해 증가함으로써 발생하는 순수근속효과로 나눌 수 있다.

[그림 5-2]를 보면 고령노동자의 비중 증가로 인한 변화, 즉 고령효과는 대체로 0보다 큰 가운데 일정한 수준을 유지해 왔다. 그러나 순수한 근속증가로 인한 변화, 즉 순수근속효과는 외환위기 이전에는 상당히 큰 양(+)의 값을 가졌으나, 위기 이후부터 고령효과가 양(+)의 값을 유지하고 있는 데 비해 순수근속 증가효과는 음(-)인 경우가 많아 두 효과가 상쇄되었다.

평균적으로는 [표 5-1]과 같이 외환위기 이전인 1993~98년간의 전체 근속연수가 매년 평균 0.3년씩 증가해 온 가운데 0.22년이 순수한 근속 증가효과, 0.08년이 고령자 비중 증가효과에 기인하였다. 즉, 순수한 근속증가의 효과가 고령근로자의 비중 증가효과보다 3배 가까이 컸다. 그러나 외환위기 이후인 1998~2016년간은 연평균 근속연수의 변화가 0.02년으로 크게 줄어든 가운데 연평균 순수근속효과가 -0.05년, 고령효과가 0.06년으로 나타나 두 효과가 서로 거의 상쇄된 것으로 나타났다.

〔그림 5-2〕 평균근속연수 변화요인의 분해



자료: 필자 작성.

〈표 5-1〉 평균근속연수 변화요인의 기간별 평균

(단위: 연)

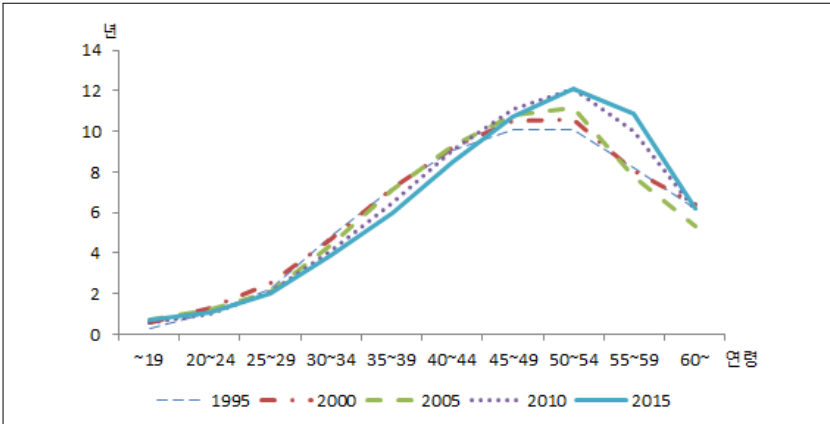
	전체 변화	고령효과	순수근속효과
1993~98	0.30	0.08	0.22
1998~2016	0.02	0.06	-0.05
1993~2016	0.08	0.07	0.01

자료: 고용노동부, 「임금구조기본조사」 및 「고용형태별 근로실태조사」, 각 연도.

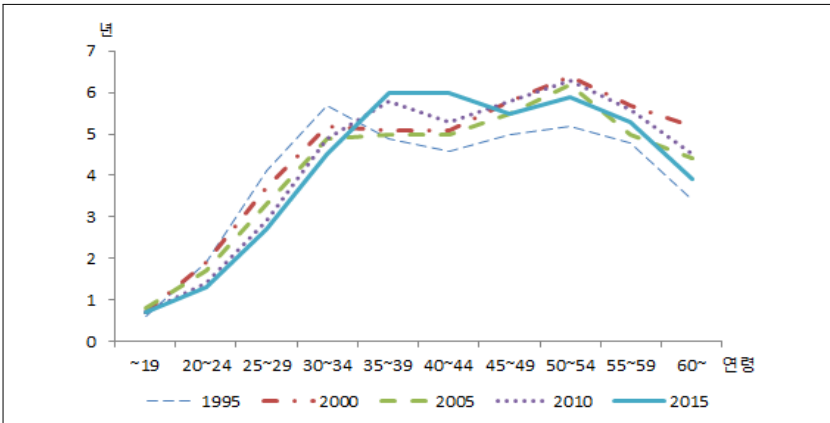
이제 장인성(2012b)에서와 같이 성별, 기업규모별, 직업별, 학력별 평균 근속 추이에 변화가 있었는지를 살펴본다. 먼저, 남녀 평균근속연수의 추이는 전체 근로자 평균근속의 추이와 대체로 유사하게 나타나는 가운데 남성은 1998년 6.7년에서 2016년 7.3년, 여성은 동 기간 4.3년에서 4.8년으로 다소 증가한 상태이다. 그러나 연령대별 평균근속 추이를 살펴보면 성별 차이가 뚜렷하게 나타난다. [그림 5-3]에서 보듯이, 남성은 50대 전반에 근속이 12.1년으로 정점에 이르지만, 여성의 경우는 30대 후반부터 경력단절의 영향이 두드러진다. 30대 후반까지는 여성의 근속연수 증가추세가 남성에 못지않다. 그러나 30대 후반 이후부터 출산 및 양육에 따른 퇴직으로 인해 근속연수가 하락하며 50대 전반에 다시 약간 증가하는 매

[그림 5-3] 연령대별 근속연수 추이

A. 남자



B. 여자



자료: 고용노동부, 「임금구조기본조사」 및 「고용형태별 근로실태조사」, 각 연도.

우 납작한 M자 형태이다. 단, 과거에 비해 30대 전반까지의 평균근속은 줄어들고 있으나 30대 후반부터 40대 전반의 평균근속이 높아지고 있다. 이는 출산 및 육아휴직 등의 활성화로 인해 경력단절 현상이 다소 완화된 데 따른 것으로 해석할 수 있다. 그러나 30대 전반까지와 50대 이후의 평균근속은 근래에 오히려 하락하는 모습을 보이고 있다.

한편 직업별 평균근속은 해당 직업이 인적자본의 축적을 수반하는지

여부 및 그러한 인적자본의 성격이 기업특수적인 것인지, 보편적인 것인지 등에 의해 많은 영향을 받는다. 숙련과 전문성이 필요하지 않아 인적자본의 축적이 거의 이루어지지 않는 직업이라면 근속에 대한 보상 역시 미약하고 근속에 대한 동기도 약할 것이다. 따라서 노동이동 역시 잦을 것이고 평균근속연수는 짧을 것이다. 반대로 인적자본이 축적되는 숙련직이나 전문직의 경우 근속에 대한 보상이 주어지게 되고, 이는 노동이동을 억제하는 효과를 가지게 된다. 물론 인적자본이 축적되는 직업이라 해서 반드시 근속이 긴 것은 아니다. 기업특수적인 인적자본이 큰 비중을 차지하는 직업의 경우 이직 시 큰 임금손실을 겪을 수 있어 노동이동의 동기가 약하고 근속이 길어지게 된다. 그러나 인적자본의 보편성이 강한 전문직의 경우라면 경력과 근속에 대한 보상이 큰 차이가 없어 타 직장로의 이직이 용이할 것이므로 근속 기간도 짧게 나타날 수 있다.

<표 5-2>와 [부록]의 [부도 1-A]는 직업별 평균연령 및 근속연수의 추이를 보여준다. 고위임직원 및 관리자와 단순노무직 근로자는 평균연령이 각각 49.9세와 49세로서 가장 높다. 그러나 평균근속연수는 전자가 13.3년으로 가장 긴 반면 후자는 3.6년으로 가장 낮다. 평균연령이 가장 낮은

〈표 5-2〉 직업별 평균연령 및 근속연수 추이

	평균연령(세)			평균근속연수(연)		
	1996	2006	2016	1996	2006	2016
전 직종	35.2	37.5	41.5	5.3	5.8	6.4
고위임직원 및 관리자	47.1	48	49.9	9.5	10	13.3
전문가	33.8	35.8	38.3	6	6.5	6.2
기술공 및 준전문가	32.8	35	-	5.9	5.5	-
사무직원	31.1	34.1	39.5	5.4	5.9	7.5
서비스 근로자 및 상점과 시장판매 근로자	32.9	36.05	42.6	4	3.6	4.4
기능원 및 관련기능 근로자	35.5	38.4	43.2	5	6	6.5
장치, 기계조작원 및 조립원	35.6	38.7	43.7	4.8	6.1	6.9
단순노무직 근로자	48.4	47.5	49	4.2	3.8	3.6

자료: 고용노동부, 「임금구조기본조사」 및 「고용형태별 근로실태조사」, 각 연도.

직업은 전문가 및 사무직원으로 각각 38.3세, 39.5세이며 근속은 후자가 7.5년으로서 전자보다 1.3년 더 길다. 단순노무직과 판매직 근로자의 근속이 가장 낮게 나타나는 것은 앞서 언급한 기업특수적 숙련이 거의 축적되지 않은 직업임을 의미하는 것으로 볼 수 있다. 단순노무직 근로자는 20년 전인 1996년에 비해 평균연령에 거의 변화가 없는 가운데 평균근속연수는 0.6년 감소하였다. 또한 서비스근로자 및 판매근로자의 경우 20년 전에 비해 평균연령은 10세가량 증가하였으나 평균근속연수는 0.4년이 늘어나는 데 그쳤다. 숙련이 그다지 중요하지 않은 직업의 경우 고령화가 근속의 증가로 이어지지 않음을 보여준다. 이에 비해 숙련이 보다 필요한 기능원 및 기능근로자, 장치·기계조작원 및 조립원 등은 20년 전에 비해 평균연령이 8세가량 증가하였고 근속은 각각 1.5년, 2.1년씩 증가하였다. 사무직 역시 평균연령과 근속이 각각 8.4세, 2.1년 증가하였다. 근속연수가 가장 크게 늘어난 직업은 고위임직원 및 관리자로서, 연령은 2.8세 늘어나는 데 그쳤으나 근속연수는 3.8년 증가하였다. 반면 전문성이 가장 높은 전문가 집단의 경우 연령은 4.5세 증가하였으나 근속연수는 0.2년 늘어나는 데 그쳤다. 전문가 집단의 전문성은 보편적 특성이 강해 이직이 보다 용이한 반면 기업체 임직원과 관리자의 전문성은 기업특수적 성격이 강해 장기근속의 동기가 더 강하기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

학력별 평균근속연수를 보면 평균연령이 56.6세로 가장 높은 중졸의 근속연수가 6.1년에 그치는 반면 평균연령이 39세에 그치는 대졸의 근속연수는 6.9년으로 가장 길었다. 전문대졸 역시 평균연령이 37.2세로 가장

〈표 5-3〉 학력별 평균연령 및 근속연수 추이

	평균연령(세)			평균근속연수(년)		
	1996	2006	2016	1996	2006	2016
전 학력	35.2	37.5	41.5	5.3	5.8	6.4
중졸	44.6	50.7	56.6	5.6	6.9	6.1
고졸	32.2	38.2	44.6	5	5.9	5.9
전문대졸	31	32.2	37.2	4.5	4.6	6
대졸 이상	35.3	36.4	39	6.2	6.2	6.9

자료: 고용노동부, 「임금구조기본조사」 및 「고용형태별 근로실태조사」, 각 연도.

젊었으나 평균근속연수는 고졸보다 다소 긴 6년이였다. 20년 전과 비교할 때 중졸과 고졸의 평균연령이 12세 늘어나 고령화가 가장 많이 진행되었으나 평균근속연수는 각각 0.5년, 0.9년 늘어나는 데 그쳤다. 특히 지난 10년간 중졸의 근속연수는 오히려 0.8년 줄어들었고 고졸은 근속연수가 정체하고 있다. 반면 전문대졸은 10년간 근속연수가 1.4년 늘어나고 대졸 역시 0.7년 늘어났다. [부록]의 [부도 1-B]에서 연령과 근속추이를 비교해보면 학력이 낮은 집단일수록 고령화가 급속히 진행되는 가운데 평균근속연수는 지난 10년간 고졸 이하에서 정체 혹은 감소하고 전문대졸 이상에서는 증가하는 현상을 확인할 수 있다. 이는 숙련 및 전문성과 근속의 연관이 과거에 비해 더욱 강화되고 있기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

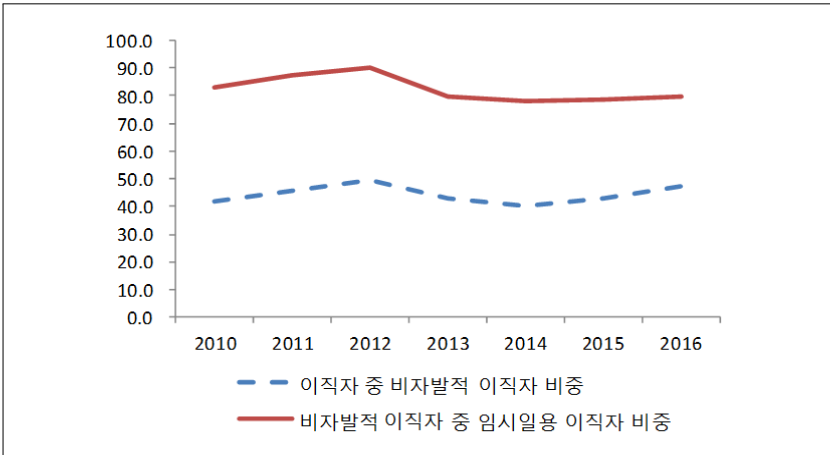
2. 집단별, 이직사유별 이직 특성

고용안정성에 보다 직접적으로 영향을 미치는 노동이동은 비자발적 사유에 의한 이직이다. 스스로 계획한 직장 이동이 아니므로 고용안정성을 떨어뜨리는 가장 크고 직접적인 원인이 된다. 현재 고용보험에서 실업급여의 수급신청권이 부여되는 대상도 일부 예외를 제외하면 비자발적 이직자로 국한된다. 따라서 이 집단의 규모와 특성을 이해하는 것이 중요하다. 사업체노동력조사에 의하면 비자발적 이직자는 2016년 현재 전체 이직자의 절반에 가까운 47.3%를 차지한다. 비자발적 이직자의 비중은 2010년 이후 40% 중반을 넘나들고 있다. 비자발적 이직자 가운데 임시일용 이직자가 차지하는 비중은 80%이며, 2012년 90%를 차지한 데 비해 다소 감소한 수준이다. 즉, 상용직의 비자발적 이직이 그만큼 늘어난 것이다.

산업별로 나누어보면 제조업의 비자발적 이직자 비중은 30.4%로 상대적으로 낮은 편이며, 2010년대 초반에 비해 다소 감소하였다. 반면 건설업은 전체 이직자의 85.8%가 비자발적 이직자이며 2010년 이후 그 비중이 추세적으로 증가하고 있다. 건설업의 높은 비자발적 이직자 비중은 96.6%에 달하는 임시일용직 이직자의 비중 때문이다. 개인 및 사회서비스업 역시 비자발적 이직자의 비중이 45%로서 다른 산업에 비해 높은 편이다.

[그림 5-4] 비자발적 이직자 및 임시일용 이직자의 비중

(단위: %)



자료: 고용노동부, 「사업체노동력조사」, 2010~16년.

<표 5-4> 산업별 비자발적 이직자 및 임시일용 이직자 비중

(단위: %)

	비자발적 이직자 비중 (전체 이직자 대비)							임시일용 이직자 비중 (비자발적 이직자 대비)						
	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
전 산업	42.0	45.7	49.6	43.0	40.3	42.7	47.3	83.2	87.6	90.0	80.0	78.0	78.8	80.0
광업	49.6	43.0	56.2	51.7	52.8	55.2	62.8	74.0	73.9	86.3	54.5	63.8	82.4	82.7
제조업	32.5	35.5	41.7	29.8	27.7	29.3	30.4	77.6	85.0	86.2	71.4	67.9	62.7	64.1
전기수	38.9	42.2	47.3	25.3	26.1	23.3	18.7	92.4	96.5	98.0	84.7	85.1	76.9	84.7
건설업	63.6	72.5	70.1	72.4	72.1	77.6	85.8	94.3	96.8	97.3	96.1	95.2	95.8	96.6
도음숙	28.5	29.1	34.7	26.9	25.2	26.3	31.6	77.2	83.3	87.3	71.8	71.5	70.6	72.3
운창통	35.1	42.7	43.5	27.1	26.3	26.1	23.8	81.7	86.0	87.0	65.0	54.1	66.0	53.6
금보부사	46.6	45.3	50.7	35.2	33.7	36.2	35.8	77.7	77.2	84.3	56.7	48.9	55.6	52.9
사회 및 개인서비스	47.5	46.4	51.0	47.2	40.4	41.6	45.0	85.1	87.1	89.7	77.8	76.3	76.7	76.2

자료: 고용노동부, 「사업체노동력조사」, 2010~16년.

이직사유별 이직률을 성별로 나누어보면 <표 5-5>에서 보듯이 여성의 경우 자발적 이직률이 6.76%로 남성의 두 배가 넘고 비자발적 이직률도

〈표 5-5〉 집단 특성 및 이직사유별 평균이직률(2016년)

(단위 : %)

		전체 이직률	자발적 이직	비자발적 이직	기타 이직자
계		7.43	4.78	2.53(0.53)	0.12
성	남자	5.70	3.33	2.28(0.68)	0.09
	여자	9.78	6.76	2.87(0.42)	0.16
학력	초졸 이하	11.07	5.12	5.79(1.13)	0.15
	중졸	9.75	5.69	3.96(0.70)	0.09
	고졸	9.17	6.31	2.72(0.43)	0.13
	초대졸	5.81	4.13	1.62(0.39)	0.06
	대졸	4.80	3.10	1.57(0.51)	0.13
	대학원졸	2.29	1.27	1.00(0.78)	0.01
연령	19세 이하	50.15	43.69	5.66(0.13)	0.80
	20~29세	14.83	11.82	2.73(0.23)	0.28
	30~39세	5.09	3.54	1.44(0.41)	0.10
	40~49세	4.13	2.50	1.58(0.63)	0.05
	50~59세	5.33	2.81	2.46(0.88)	0.06
	60세 이상	9.98	4.40	5.43(1.23)	0.15
직종	관리자	3.88	0.90	2.97(3.30)	0.01
	전문가	5.41	3.77	1.54(0.41)	0.10
	사무직	5.42	3.40	1.88(0.55)	0.14
	서비스 종사자	11.33	8.90	2.26(0.25)	0.17
	판매 종사자	7.21	5.35	1.77(0.33)	0.09
	농림어업 숙련직	6.72	2.26	4.29(1.90)	0.17
	기능원	6.01	2.93	2.98(1.02)	0.10
	장치·기계조작 및 조립	3.96	2.48	1.41(0.57)	0.07
	단순노무직	14.95	8.94	5.87(0.66)	0.14

주 : () 안은 (비자발적 이직/자발적 이직) 비율.

자료 : 통계청, 「경제활동인구조사」, 2016년.

두 배가 넘는다. 이는 출산 및 육아로 인해 나타나는 특징이지만, 일과 가정 양립을 위한 사회적 여건 및 노동 환경 등이 미비한 점과도 밀접한 관련이 있다고 할 것이다. 연령별로는 나이가 많을수록 비자발적 이직의 비

중이 높아진다. 19세 이하에서는 자발적 이직 대비 비자발적 이직의 비율이 0.13으로 낮으나 20대 0.23, 30대 0.41을 거쳐 50대에는 0.88, 60대 이상에서는 1.23으로 높아진다. 이는 기업특수적 숙련형성 및 임금체제와 관련이 되어 있는 것으로 볼 수 있다. 나이가 어릴수록 숙련, 특히 기업특수적 숙련의 형성이 낮고 근속급 또한 그에 상응하여 적기 때문에 자발적 이직의 가능성이 더 큰 반면, 나이가 많을수록 이직에 따르는 근속급의 손실이 더 크기 때문에 자발적 이직의 동기가 줄어든다. 물론 60세 이상의 경우 비자발적 이직이 많은 것은 주된 직장 은퇴 이후 비정규직 재취업의 비중이 높기 때문으로 기업특수적 숙련의 형성이나 근속급과는 관련이 그리 크지 않을 것이다.

학력별로는 자발적 이직 대비 비자발적 이직의 비율이 U자 형태를 띠는 현상이 나타난다. 즉, 초대졸의 비자발적 이직률을 자발적 이직률로 나눈 비중이 0.39로 가장 낮았으나, 대졸은 0.51, 대학원졸은 0.78로서 학력이 높을수록 비자발적 이직률의 비중이 높아졌고, 반대로 고졸, 중졸, 초졸 이하의 경우에도 각각 0.43, 0.70, 1.13으로 높아져 초대졸을 기준으로 학력이 높아지거나 낮아질수록 비자발적 이직률의 비중이 커졌다. 대졸 이상은 연공임금체제 하에서 근속에 대한 보상이 상대적으로 더 큰 관리직 등의 직업을 가질 확률이 높기 때문에 자발적 이직의 비율이 상대적으로 낮은 것으로 해석할 수 있다.

고졸 이하의 경우 학력이 낮을수록 비자발적 이직의 비율이 더 빠르게 높아지는 것은 고령노동자의 비중이 크며, 숙련의 중요성이 낮고 쉽게 대체 가능한 비정규직 등에 종사하는 경우가 많기 때문인 것으로 해석된다. 이는 직종별로 나누어보아도 마찬가지로 관찰되는데 관리자는 자발적 이직률이 0.9%에 불과한 반면 비자발적 이직은 그 3.3배에 달하는 2.97%이다. 서비스 종사자나 판매 종사자보다 전문가나 사무직의 비자발적 이직률 비중이 더 높게 나타난다. 앞서 살펴본 대로 전문가 집단의 경우 자발적 이직자 대비 비자발적 이직자의 비율이 관리자나 사무직에 비해 상대적으로 낮은 것은 전문성 자체가 기업특수적이기보다 보편성을 띠므로 근속 못지않게 외부 경력에 대한 보상이 높아 이직 후에도 임금의 하락이 발생하지 않음을 의미한다. 반면 농림어업 숙련직이나 기능원 등의 비자

발적 이직의 비율이 높은 것은 전문가 집단에 비해 숙련이나 기능의 보편성이 낮기 때문으로 해석할 수 있다.

한편 2016년 노동자들의 일자리 형태 선택 동기를 살펴보면 근로조건에 만족하거나 안정적인 일자리가 아님에도 불구하고 비자발적 사유로 선택한 경우가 정규직은 23.8%, 비정규직은 그 두 배가량인 46.9%에 달하는 것으로 나타난다. 비자발적인 사유에 의한 일자리 선택 동기 가운데 “당장 수입이 필요해서”가 정규직은 77.5%, 비정규직은 77.8%로서 생계 문제로 인해 취업을 서두르고 있는 것으로 나타난다. 이는 실직한 노동자들이 생계 불안을 해결하기 위해 충분한 직업탐색 활동 없이 직장을 선택하며, 그 결과 매칭의 질이 낮아지고 잦은 직장 이동으로 이어지고 있을 가능성을 시사한다. 2006년과 비교했을 때 비자발적 사유에 의한 비정규직 선택은 다소 줄어들었으나, 비자발적 사유 가운데서 당장 수입이 필요해서 비정규직을 선택한 경우가 가장 많았으며 2006년에 비해 더 늘어났다. 특히 비전형 노동자들이 비자발적인 사유로 선택한 경우가 가장 많았으며, 당장 수입이 필요해서 선택한 비중도 가장 높았다.

〈표 5-6〉 일자리 형태 선택 동기(2016년)

(단위: %)

	정규직	비정규직			
			한시직	시간제	비전형
자발적 사유	76.2	53.1	57.3	57.8	37.7
· 근로조건에 만족	(50.4)	(50.3)	(56.5)	(43.1)	(48.8)
· 안정적인 일자리	(43.0)	(16.6)	(22.7)	(4.2)	(14.0)
· 직장이동 등	(4.7)	(21.8)	(14.9)	(40.5)	(12.9)
· 노력한 만큼 수입 등	(1.9)	(11.3)	(5.9)	(12.2)	(24.3)
비자발적 사유	23.8	46.9	42.7	42.2	62.3
· 당장 수입이 필요	(77.5)	(77.8)	(77.8)	(68.7)	(85.1)
· 원하는 일자리 없음 등	(16.7)	(13.1)	(14.5)	(15.9)	(9.5)
· 직장이동 등	(4.8)	(7.3)	(6.8)	(13.7)	(2.9)
· 노력한 만큼 수입 등	(1.0)	(1.7)	(0.8)	(1.7)	(2.4)

주: () 안은 자발적 사유 또는 비자발적 사유 각각에 대한 구성비임.

자료: 통계청, 「경제활동인구조사 근로형태별 부가조사」, 2016년 8월.

해고나 폐업, 계약의 종료 등과 같은 비자발적 사유에 의한 이직에 비해 자발적이고 준비된 이직은 미래에 대한 계획의 일환이므로 원칙적으로 고용불안정성을 높인다고 보지 않을 수도 있다. 기술 및 숙련의 축적 결과로 인한 계획된 전직이라든가 학업 등 노동자의 선택이나 수요에 의해 발생하는 경우가 그러할 것이다. 그러나 서베이 조사에서 나타난 자발적 이직이 모두 고용불안정성과 무관한 것이라고 간주하기는 어렵다. 즉, 기업의 소멸이나 구조조정의 가능성을 예견하고 미리 이직하는 경우나 비정규직 등 일자리의 질이 낮고 근무환경이 열악해 잦은 이직으로 이어지는 경우는 형식상 자발적 이직의 형태를 띠지만 실질적으로 충분히 준비된 상태에서 이루어지는 이직이라고 보기는 어렵기 때문이다.

제3절 안정된 노동이동을 위한 방안

1. 준비된 노동이동을 위한 제도 개선

외환위기 이후부터 원활한 노동이동을 위해 주로 관심이 집중되었던 정책 방향은 비정규직의 확대나 명예퇴직, 정리해고 등을 통한 고용유연성의 제고였다. 이는 생산요소 투입의 관점에서는 유연성을 제고하는 역할을 했으나 가계 및 노동자의 관점에서는 많은 문제점을 초래했다. 해고나 비자발적 퇴직 등과 같은 노동이동은 노동자의 입장에서는 배우자의 죽음, 이혼, 질병이나 부상 등에 버금가는 생애의 가장 큰 스트레스 가운데 하나라 할 수 있다. 또한 정서적 적응 이외에도 미래소득의 변동성이나 새로운 직장에서의 성공적 적응 가능성 등에서 불확실성의 증가 및 리스크가 발생한다. 따라서 보다 노동친화적인 방식으로 노동이동 정책에 접근할 필요가 있으며, 이를 위한 첫 번째 방법은 준비된 노동이동이 되도록 하는 것이다. 학업이나 육아 등 생애주기별 이직사유가 발생했을 때를 비롯하여 기술변화로 인해 전직사유가 발생했을 때 준비된 노동이동이 될 수 있도록 관련 인프라와 제도를 정비할 필요가 있다.

현재 장년노동자가 주 직장에서 은퇴하는 연령이 49세까지 낮아졌으며 그러한 조기퇴직 추세는 계속되고 있다. 준비가 부족한 상태에서 서둘러 재취업을 할 경우 미스매치의 가능성이 더 커지며 주 직장에서의 경력과 무관한 직종에 취업하게 될 가능성도 커진다. 준비된 재취업이 될 수 있도록 돕는 정책으로는 생애경력설계서비스의 제공, 취업성공패키지에 대한 장년층 참여의 확대 등과 같은 경력설계 및 취업지원서비스를 꼽을 수 있다. 그러나 재취업 준비의 중요성에 비해 경력설계서비스의 경우 현재 총 3회 가량 제공되는 수준에 그쳐 실질적인 도움이 되기에는 부족하다. 생애경력 설계는 외부에서 이루어지는 간헐적 상담보다 주 직장에서 경력의 초기부터 체계적, 지속적으로 실시되는 것이 바람직할 것이다. 일본 및 독일 등의 기업은 생애경력설계서비스를 제공하고 있으나 한국에서는 생애경력설계서비스를 제공하는 기업이 아직 드물다. 성공적인 사례를 바탕으로 한국의 실정에 부합하는 생애경력설계서비스를 발전시켜 나갈 필요가 있다.

한편 2016년부터 시행된 ‘고령자고용 촉진법’에 의해 300인 이상 기업은 전직지원서비스가 의무화되었다. 경영상의 사유로 명예퇴직이나 해고 등이 발생하는 경우에도 생애경력설계와 전직지원서비스 등이 효과적으로 제공된다면 이직의 성공률을 높이는 데 도움을 줄 수 있을 것이다. 향후 제도의 정착과 더불어 이직이 잦은 중소기업 및 영세업체에도 확대할 수 있는 방안을 모색해 나가야 할 것이다.

청년 및 장년층을 대상으로 통합적 고용서비스를 지원하는 취업성공패키지의 경우 지원 대상이 점차 확대되고 있는 가운데 실효성을 제고하는 것이 더욱 중요한 과제가 되고 있다. 고용서비스 공급을 담당하는 인력의 전문성 제고를 비롯하여 전달체계의 역량을 강화해 나가는 것이 중요하다. 또한 노동시간을 단축함으로써 노동자들이 각종 고용서비스 프로그램에서 제공하는 교육 및 훈련에 지속적으로 참여할 수 있는 환경을 조성하는 것도 매우 중요하다. 현재와 같은 장시간 노동 하에서는 고용서비스 프로그램에 꾸준히 참여하기가 쉽지 않기 때문이다.

2. 고용안전망의 확대와 고용지원 서비스의 질 제고

모든 노동이동이 충분히 준비된 노동이동이 되기는 현실적으로 쉽지 않다. 기업의 소멸이나 예측하지 못한 급격한 경기악화 등이 발생하여 비자발적인 이유로 이직을 해야 하는 경우도 빈번히 발생한다. 만약 비자발적 이직 시 사회안전망이 충분치 않고 탐색의 비용이 크게 발생한다면 삶의 질을 떨어뜨리는 것은 물론 이직에 대한 저항과 노사갈등을 더욱 확대하는 결과를 초래할 것이다. 이와 관련하여 덴마크식 모델인 유연안정성이 해결책의 하나로 거론되어 왔다. 그러한 유연안정성 모델이 성공할 수 있는 전제 조건은 실직 시 적정 수준의 실업급여를 지급하여 생계안정을 유지하면서 자신의 경험과 숙련에 적합한 일자리를 찾을 수 있도록 재취업 지원을 비롯한 고용지원 서비스를 제공하는 것이다.

현재 실업급여의 적용 대상은 상시근로자 1인 이상 사업장을 비롯하여 일용직 근로자, 자영업자까지 포괄하고 있으나 여전히 고용보험의 적용 대상이 되지 않는 사각지대 노동자들이 적지 않다. 예를 들면 농림어업의 상시근로자 4인 이하 사업장 근로자들과 가사근로자 등은 적용 대상에서 제외되어 있다. 특수형태근로종사자들 역시 노동자성을 가짐에도 불구하고 여전히 고용보험의 적용대상에서 빠져 있다. 이들을 포괄하여 고용보험제도가 제공하는 생계안정과 취업지원 서비스의 기회를 누릴 수 있도록 제도를 개선하는 것이 바람직할 것이다.

한편 고용보험에 가입되어 있다고 해서 이직 시 모두에게 실업급여 신청자격이 주어지는 것은 아니다. 자발적 이직자에게는 수급권 신청 자격이 주어지지 않는다. 2016년 고용보험DB에 나타난 자발적 이직자의 규모는 전체 피보험자격 상실자 641만 명의 62.7%인 401만 9,000명에 달한다. 이로 인해 실업급여의 수급 비율은 전체 피보험자 대비 3.0%에 그치고 있다. 전체 피보험자격 상실자, 즉 이직자 대비 실업급여 수급 비율도 11.7%에 머문다. 자발적 실업자에 대한 실업급여 수급자격의 원천적 박탈은 Langenbucher(2015)의 분류에 의하면 OECD 회원국 중에서 가장 엄격한 수준이다. 대다수의 OECD 회원국과 같이 자발적 이직자에게도 일정한 유예기간을 거쳐 실업급여를 지급하는 것을 적극적으로 고려할

필요가 있을 것이다.

이직이 발생할 경우에는 고용센터를 통한 취업알선 서비스 등을 개선해 나갈 필요가 있다. 특히 앞서 살펴보았듯이 여성, 청년 및 고령 노동자, 그리고 숙련도가 낮고 학력이 낮은 직종일수록 이직률이 높다. 우리나라는 2009년부터 개인별 재취업활동계획서(Individual Action Plan)를 도입하고 수요자 맞춤형 취업서비스를 제공하는 등 실업인정과정을 기존의 단순한 구직활동 증명이 아닌 취업지원 과정으로 전환하기 위한 시도를 해왔다. 또한 2011년 이후부터는 실업인정과정을 취업상담 위주로 전환한 바 있다. 그러나 이러한 일련의 시도에도 불구하고 실업자 프로파일링을 바탕으로 한 재취업 지원 수준은 여전히 미흡한 상태이다. 이를 해결하기 위해 상담인력의 전문성을 개선하는 한편 업무지원 인프라를 보완해 갈 필요가 있을 것이다.

제4절 소 결

바람직한 노동이동은 생산 활동의 유연한 조정에 기여하는 것만이 아니라 노동자의 미래 불확실성의 최소화, 삶의 질 제고라는 여러 가지 목적을 동시에 만족시킬 수 있도록 이루어져야 한다. 본 장에서는 노동자의 특성에 따른 근속의 변화 추이를 통해 고용안정성에 대해 살펴보는 한편 비자발적 사유에 의한 이직이 많은 집단의 특성을 확인하였다. 먼저 남성은 50대 전반에 근속이 12.1년으로 정점에 이르지만 여성의 경우는 30대 후반 이후부터 출산 및 양육을 위한 퇴직으로 인해 근속연수 단축이 발생하고 50대 전반에 다시 약간 증가하는 매우 납작한 M자 형태로 나타났다. 남성의 근속 역시 40대 전반까지는 과거에 비해 다소 줄어드는 추세다. 직업별로는 숙련이 필요한 기능원 및 기능근로자, 장치·기계 조작원 및 조립원 등은 근속이 증가하는 추세인 데 비해 단순노동 종사자와 서비스 및 판매업 종사자는 근속이 가장 짧은 가운데 근속의 증가추세도 미약했다. 한편 고위임직원 및 관리자의 근속이 상대적으로 크게 늘어난 데

비해 전문가 집단은 근속의 증가추세가 미약해 전문성의 보편적 특성이 강할 경우 경력에 대한 보상이 근속에 대한 보상 못지않아 이직이 더 용이함을 간접적으로 보여주었다. 학력에 따른 근속추이를 살펴보면 학력이 낮은 집단일수록 고령화가 급속히 진행되는 가운데 평균근속연수는 지난 10년간 고졸 이하에서 정체 혹은 감소하고 전문대졸 이상에서는 증가하는 현상을 확인할 수 있다. 이는 숙련과 근속의 연관이 과거에 비해 더욱 강화되고 있기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

한편 고용안정성에 보다 직접적으로 영향을 미치는 노동이동은 비자발적 사유에 의한 이직이다. 스스로 계획한 직장 이동이 아니므로 고용안정성을 떨어뜨리는 가장 크고 직접적인 원인이 된다. 비자발적 이직자의 비중은 2010년 이후 40% 중반을 넘나들고 있다. 비자발적 이직자 가운데 임시일용 이직자가 차지하는 비중은 80%이다. 여성의 경우 자발적 이직률이 6.76%로 남성의 두 배가 넘고 비자발적 이직률도 두 배가 넘는다. 이는 출산 및 육아로 인해 나타나는 특징이지만, 일과 가정 양립을 위한 사회적 여건 및 노동 환경 등이 미비한 점과도 밀접한 관련이 있다고 할 것이다. 연령별로는 나이가 많을수록 비자발적 이직의 비중이 높아진다. 19세 이하에서는 비자발적 이직의 비율이 0.13으로 낮으나 60대 이상에서는 1.23으로 높아진다. 이는 기업특수적 숙련형성 및 임금체계와 관련이 되어 있는 것으로 볼 수 있다. 나이가 어릴수록 숙련, 특히 기업특수적 숙련의 형성이 낮고 근속급 또한 그에 상응하여 적기 때문에 자발적 이직의 가능성이 더 큰 반면, 나이가 많을수록 이직에 따르는 근속급의 손실이 더 크기 때문에 자발적 이직의 동기가 줄어든다.

학력별로는 비자발적 이직률과 자발적 이직률의 비율이 U자 형태를 띠는 현상이 나타난다. 대졸 이상은 연공임금체계 하에서 근속에 대한 보상이 상대적으로 더 큰 관리직 등의 직업을 가질 확률이 높기 때문에 자발적 이직이 상대적으로 낮은 것으로 해석할 수 있다. 고졸 이하의 경우에는 학력이 낮을수록 비자발적 이직이 더 빠르게 높아지는 것으로도 알 수 있듯이, 숙련의 중요성이 낮고 쉽게 대체 가능한 비정규직 등에 종사하는 예가 많기 때문인 것으로 보인다. 이는 직종별로 나누어보아도 마찬가지로 관찰되는데 관리자는 자발적 이직률이 가장 낮은 0.9%이며, 서비

스 종사자나 판매 종사자보다 전문가나 사무직의 비자발적 이직률 비중이 더 높게 나타난다.

근속연수와 이직사유를 통해 나타난 이상의 노동자 집단별 특성은 잦은 노동이동 및 비자발적 노동이동의 부담이 주로 비숙련직, 저학력층, 청년 및 장년층, 그리고 출산 및 육아를 담당하는 여성층에게 더 가중됨을 보여주었다. 향후 보다 노동친화적인 방식으로 노동이동을 촉진하기 위한 첫 번째 방법은 준비된 노동이동이 되도록 하는 것이다. 학업이나 육아 등 생애주기별 이직사유가 발생했을 때를 비롯하여 기술변화로 인해 전직사유가 발생했을 때 준비된 노동이동이 될 수 있도록 경력설계 및 취업지원서비스 등 준비된 재취업을 위한 정책적 지원이 필요하다. 청년 및 장년층을 대상으로 통합적 고용서비스를 지원하는 취업성공패키지의 경우 실효성을 제고하는 것이 더욱 중요하며, 이를 위해 고용서비스 공급을 담당하는 인력의 전문성 제고를 비롯하여 전달체계의 역량을 강화할 필요가 있다. 또한 노동시간을 단축함으로써 노동자들이 교육 및 훈련에 지속적으로 참여할 수 있는 환경을 조성하는 것도 매우 중요하다.

물론 모든 노동이동이 충분히 준비된 노동이동이 되기는 현실적으로 쉽지 않다. 기업의 소멸이나 예측하지 못한 급격한 경기악화 등이 초래되어 비자발적인 이유로 이직을 해야 하는 경우도 빈번히 발생한다. 따라서 실직 시 적정 수준의 실업급여를 지급하여 생계안정을 유지하면서 자신의 경험과 숙련에 적합한 일자리를 찾을 수 있도록 재취업 지원을 비롯한 고용지원 서비스를 확대하는 것이 필요하다. 농림어업의 상시근로자 4인 이하 사업장 근로자들과 가사근로자, 특수형태근로종사자 등을 포괄하여 고용보험제도가 제공하는 생계안정과 취업지원 서비스의 기회를 누릴 수 있도록 제도를 개선하는 것이 바람직할 것이다. 또한 자발적 이직자에게도 일정한 유예기간을 거쳐 실업급여를 지급하는 것을 적극적으로 고려할 필요가 있다. 또한 앞서 살펴보았듯이 여성, 청년 및 고령 노동자, 그리고 숙련도가 낮고 학력이 낮은 직종일수록 이직률이 높다. 따라서 실업자 프로파일링을 바탕으로 한 재취업 지원을 강화하기 위해 상담인력의 전문성을 개선하는 한편 업무지원 인프라를 보완해 갈 필요가 있을 것이다.

참고문헌

- 고용노동부, 「고용형태별 근로실태조사」, 각 연도.
- _____, 「노동력유동실태조사」, 각 연도.
- _____, 「매월노동통계」, 각 연도.
- _____, 「사업체노동력조사」, 각 연도.
- _____, 「임금구조기본조사」, 각 연도.
- 김두순(2017), 「임금근로자의 직장안정성 분석: 고용보험DB 자료를 이용
하여」, 『고용동향브리프』 8월호, 한국고용정보원.
- 김유선(2017), 「비정규직 규모와 실태」, 『KLSI issue paper』 14, 한국노동
사회연구소.
- 김혜원·김성훈·최민식(2008), 『직장이동의 노동시장 효과 분석』, 한국
노동연구원.
- 남재량·이창용(1998), 「한국의 실업률 추세변화에 관한 연구」, 『경제학
연구』 46(2).
- 류재우·박성준(2002), 「기업근속에 대한 보상과 노동이동」, 『국제규제연
구』 11(1), pp.7~46, 한국경제연구원.
- 어수봉(1992), 『한국의 노동이동』, 한국노동연구원.
- 윤윤규(2010), 「지난 30년간 한국 제조업의 노동투입 조정패턴의 변화」,
『산업관계연구』 20(4), pp.57~86.
- 이병희·홍민기·오상봉·전병유·이상현(2014), 『노동소득분배율과 경
제적 불평등』, 한국노동연구원.
- 이은석·박창현·박세준·김주영(2013), 「산업간 노동이동성 분석 및 시
사점」, 『조사통계월보』 10호, pp.17~35, 한국은행.
- 장인성(2012a), 「생산성 향상이 고용에 미치는 영향」, 『예산정책연구』
1(1), pp.275~302.
- _____(2012b), 「고령화가 근속 및 연공임금체계에 미치는 영향과 정책

- 시사점], 『경제현안분석』 79호, 국회예산정책처.
- 정진호(1999), 「한국의 직장이동에 관한 연구」, 서울대 경제학과 박사학위 논문.
- 표학길·송새랑(2014), 「한국의 분기별 자본스톡과 잠재성장률 추계(1981~2012)」, 『한국경제의 분석』 20(3), pp.177~279.
- 통계청, 「경제활동인구조사」, 각 연도.
- _____, 「기업생멸행정통계」, 각 연도.
- 한국고용정보원, 「고용보험DB」.
- 한국은행, 「국민계정」.
- Ansari, M. R., C. Mussida and F. Pastore(2013), “Note on Lilien and Modified Lilien Index”, IZA DP No.7198, IZA.
- Bachmann, R. and Michael C. Burda(2008), “Sectoral Transformation, Turbulence, and Labor Market Dynamics in Germany”, IZA DP No.3324, IZA.
- Berman, E., John Bound and Zvi Griliches(1994), “Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers”, *The Quarterly Journal of Economics* 109(2), pp.367~397.
- Blanchard, O. J. and Danny Quah(1989), “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances”, *American Economic Review* 79(4), pp.655~673.
- BLS(2013), *Handbook of Methods*,
at <https://www.bls.gov/opub/hom/pdf/homch18.pdf>.
- Cairo, I. and T. Cajner(2013), “The fading dynamism of the US labor market: The role of demographics”.
- _____(2016), “Human capital and unemployment dynamics: Why more-educated workers enjoy greater employment stability”, *The Economic Journal*.
- D’arcy, P., L. Gustafsson, C. Lewis and T. Wiltshire(2012), “Labor

- Market Turnover and Mobility”, Bulletin, Reserve Bank of Australia.
- Davis, S. J.(2008), “The Decline of Job Loss and Why it Matters”, *American Economic Review Papers and Proceedings* 98(2), pp.263~267.
- Davis, S. J., R. Jason Faberman and John Haltiwanger(2006), “The Flow Approach to Labor Markets: New Data Sources and Micro-Macro Links”, NBER Working Paper No.12167.
- _____(2010), “The Establishment-Level Behavior of Vacancies and Hiring”, NBER Working Paper No.16265.
- Decker, Ryan, John Haltiwanger, Ron Jarmin, and Javier Miranda(2012), “The Secular Decline in Business Dynamism in the U.S.” Unpublished paper, University of Maryland.
- _____(2016), “Declining Business Dynamism: Implications for Productivity?”, Brookings Institution Hutchins Center Working Paper No.23.
- Fujita, Shigeru(2012), “Declining Labor Turnover and Turbulence”, Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper No. 11-44/R.
- Gali, Jordi(1999), “Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuation?”, *The American Economic Review* 89(1), pp.249~271.
- Gali, J. and Thijs van Rens(2015), “The Vanishing Procyclicality of Labor Productivity”, *Warwick Economic Research Papers*.
- Hyatt, Henry R. and Spletzer, James R.(2013), “The Recent Decline in Employment Dynamics”, IZA Discussion Papers 7231, Institute for the Study of Labor(IZA).
- Johansen, S.(1995), *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- Langenbucher, K.(2015), “How demanding are eligibility criteria for

- unemployment benefits, quantitative indicators for OECD and EU countries”, OECD Social, Employment and Migration Working Papers, No.166, OECD Publishing, Paris.
- Luetkepohl, H. and M. Kraetzig(2004), *Applied Time Series Econometrics*, Cambridge University Press.
- Luetkepohl, H.(2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Piva, M. and M. Vivarelli(2017), “Technological Change and Employment: Were Ricardo and Marx Right?”, IZA DP No. 10471, Institute of Labor Economics.

〔부 록〕

〈부표 1〉 노동이동 및 취업자 수 시계열 작성을 위한 산업분류 매칭표

A. 취업자 수(경제활동인구조사)

1963~92	1993~2000	2001~08	2009~
계	계	계	계
농림어업	농림어업	농림.어업(A,B)	A 농업, 임업 및 어업
농림업	A.농림,수림업 및 임업	A.농업 및 임업	
어업	B.일반어업,양식업 및 관련서비스업	B.어업	
광공업	광공업	광공업(C,D)	광공업(B,C)
광업	C.광업	C.광업	B 광업
제조업	D.제조업	D.제조업	C 제조업
사회간접자본 및 기타서비스업	사회간접자본 및 기타서비스업	사회간접자본 및 기타서비스업(E~T)	사회간접자본 및 기타서비스업(D~U)
전기,가스,수도업	E.전기,가스 및 수도사업	E.전기,가스 및 수도사업	D 전기, 가스, 증기 및 수도사업
건설업	F.건설업	F.건설업	F 건설업
도소매.음식.숙박업	도소매.음식숙박업	도소매.음식숙박업(G,H)	도소매 · 숙박음식점업(G,I)
운수.창고 및 통신업	I.운수,창고 및 통신업	I+J 운수업, 통신업	H운수업,
금융.보험.부동산 및 사업서비스업	J+K 금융 및 보험업, 부동산임대 및 사업서비스업	K+L+M 금융 및 보험업, 부동산 및 임대업, 사업서비스업	K+L+M+N 금융 및 보험업, 부동산 및 임대업, 사업서비스업
기타	기타	N+O+P+Q+R+S+T 기타	O+P+Q+R+S+T 기타

1993~2000	2001~08	2009~
전기.운수.창고.금융	사업.개인.공공서비스 및 기타(L~T)	사업·개인·공공서비스 및 기타(E,L~U)
사업.개인.공공서비스 및 기타	전기.운수.통신.금융(E,I,J,K)	전기·운수·통신·금융(D,H,J,K)
		G 도매 및 소매업
G.도소매 및 소비자용품수리업	G.도매 및 소매업	H 운수업
H.숙박 및 음식점업	H.숙박 및 음식점업	I 숙박 및 음식점업
	I.운수업	J 출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업
	J.통신업	
J.금융 및 보험업	K.금융 및 보험업	K 금융 및 보험업
K.부동산임대 및 사업서비스업	L.부동산및 임대업	L 부동산업 및 임대업
	M.사업서비스업	M 전문, 과학 및 기술 서비스업
		N 사업시설관리 및 사업지원 서비스업
L.공공행정,국방 및 사회보장행정	N.공공행정, 국방 및 사회보장 행정	O 공공행정, 국방 및 사회보장 행정
M.교육서비스업	O.교육서비스업	P 교육 서비스업
N.보건 및 사회복지사업	P.보건 및 사회복지사업	Q 보건업 및 사회복지 서비스업
	Q.오락, 문화 및 운동관련 서비스업	R 예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업
O.기타공공사회 및 개인서비스업	R.기타 공공, 수리 및 개인서비스업	S 협회 및 단체, 수리 및 기타 개인 서비스업
P.가사서비스업	S.가사서비스업	T 가구내 고용활동 및 달리 분류되지 않은 자가소비 생산활동
Q.국제 및 기타외국기관	T.국제 및 외국기관	U 국제 및 외국기관
		E 하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경복원

1973q1 ~ 1992q4	1993q1 ~ 1998q4	1999q1 ~ 2001q4
전산업	전산업(10인 이상)	전산업
광업	광업(10-14)	광업(10-14)
제조업	제조업(15-37)	제조업(15-37)
전기가스 및 수도사업	전기, 가스 및 수도사업(40-41)	전기, 가스 및 수도사업(40-41)
건설업	건설업(45)	건설업(45)
도소매 및 음식숙박업	도소매 및 소비자용품 수리업(50-52) 숙박 및 음식점업(55)	도소매 및 음식숙박업
운수창고 및 통신업	운수, 창고 및 통신업(60-64)	운수, 창고 및 통신업(60-64)
금융보험부동산 및 사업서비스업	금융 및 보험업(65-67) 부동산 및 사업서비스업(70-74)	금융 및 보험업(65-67) 부동산 및 사업서비스업(70-74)
사회 및 개인서비스업	교육 서비스업(80) 보건 및 사회복지사업(85) 기타 공공, 사회 및 개인서비스업(90-93)	교육 서비스업(80) 보건 및 사회복지사업(85) 기타 공공, 사회 및 개인서비스업(90-93)

* 1973년의 분류에서 광업 및 채석업 및 용역업은 이후 광업과 사업서비스업으로 명칭이 바뀜.

* 1993년 1월부터 산업분류가 제6차로 개정된 신한국표준산업분류(1991.9.9 고시) 기준에 의하여 재분류.

* 1993~98년과 1999~2001년은 전자가 도소매 및 음식숙박업 분류를 별도로 제공하지 않는 것 외에는 사실상 동일 분류.

2002q1~2007q4	2009q3~2017q1
전산업	전체
광 업(10-12)	B. 광업(05~08)
제 조 업(15-37)	C. 제조업(10~33)
전기, 가스 및 수도사업(40-41)	D. 전기,가스,증기 및 수도사업(35~36)
건설업(45-46)	F. 건설업(41~42)
도매 및 소매업 숙박 및 음식점업(50-55) (GH)	G.. 도매 및 소매업(45~47) I. 숙박 및 음식점업(55~56)
운수업, 창고 및 통신업(60-64) (IJ)	H. 운수업(49~52) J. 출판,영상, 방송통신 및 정보서비스업(58~63)
금융 보험, 부동산 임대, 사업서비스(65-75)(K-M)	K. 금융 및 보험업(64~66) L. 부동산업 및 임대업(68~69) M. 전문,과학 및 기술서비스업(70~73) N. 사업시설관리 및 사업지원서비스업(74~75)
교육, 보건, 사회복지, 개인서비스업(80-93)(O-R)	O. 공공행정,국방 및 사회보장행정(84) P. 교육서비스업(85) Q. 보건업 및 사회복지서비스업(86~87) R. 예술, 스포츠 및 여가관련서비스업(90~91) S. 협회 및 단체, 수리 및 기타개인서비스업(94~96)

주: *E와 J는 분할해서 분류.

〈부표 2〉 산업별 · 종사자 규모별 기업생존율(2014)

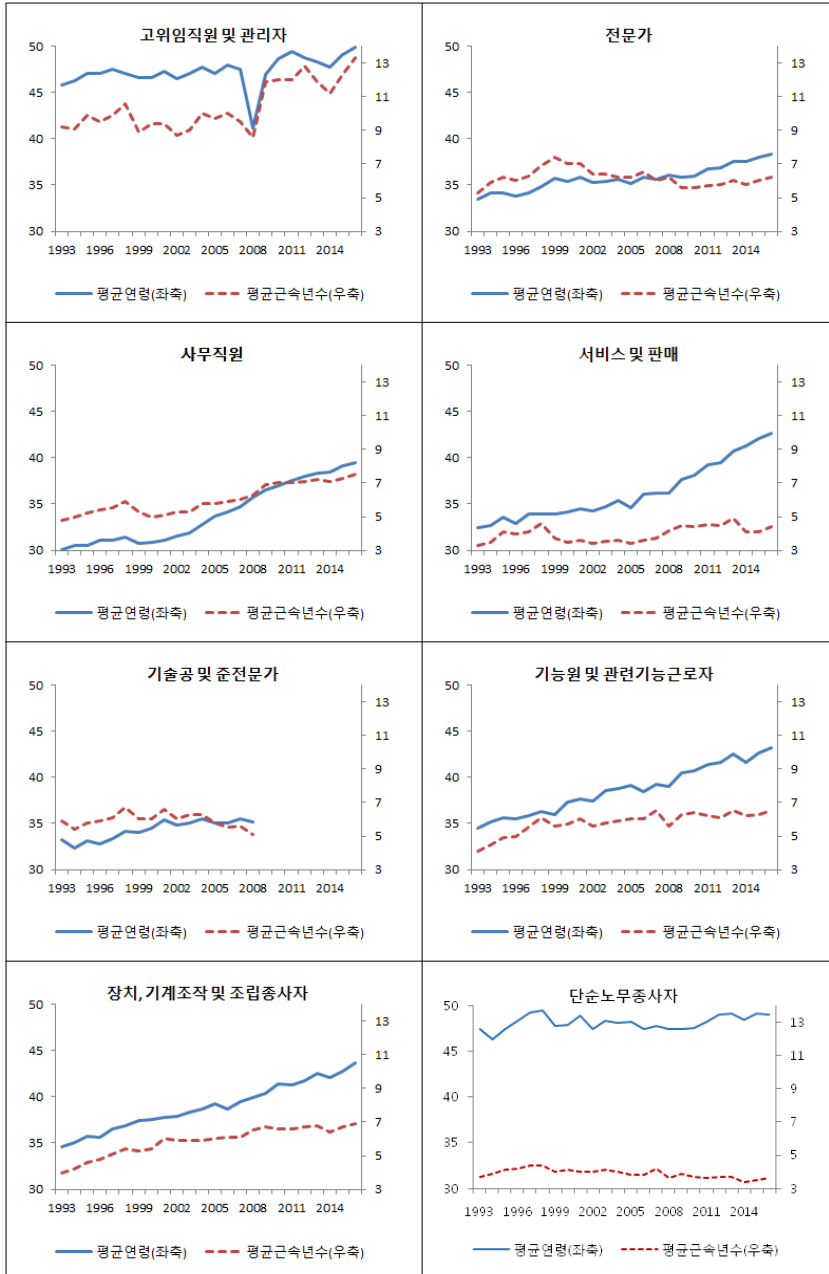
(단위: %)

산업별	종사자 규모별	1년 생존율	2년 생존율	3년 생존율	4년 생존율	5년 생존율
전 체	1인	60.4	45.6	37.3	30.7	26.2
	2인 이상	79.3	64.7	53.5	45.1	39.0
제조업	1인	66.4	53.1	46.9	41.5	35.7
	2인 이상	79.6	67.4	56.2	47.8	41.1
전기, 가스, 증기 및 수도사업	1인	93.7	85.6	75.9	77.5	74.7
	2인 이상	87.5	58.5	48.5	51.4	65.0
건설업	1인	61.2	47.8	37.5	28.9	25.0
	2인 이상	80.7	64.3	53.5	45.9	38.6
도소매업	1인	55.9	41.3	33.3	26.8	23.1
	2인 이상	78.8	64.9	53.1	46.6	39.5
운수업	1인	73.2	58.6	50.6	44.0	40.0
	2인 이상	85.6	67.3	60.5	51.7	47.2
숙박 및 음식점업	1인	57.7	39.0	29.3	21.9	16.9
	2인 이상	80.6	63.4	51.4	39.4	32.4
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	1인	55.8	44.2	39.4	27.6	21.5
	2인 이상	74.0	59.4	50.8	41.5	37.0
금융 및 보험업	1인	48.5	30.8	19.0	17.6	12.2
	2인 이상	68.3	49.1	38.7	31.6	24.0
부동산 및 임대업	1인	64.9	54.7	48.6	44.4	39.6
	2인 이상	77.1	62.8	52.2	43.4	37.7
전문과학기술 서비스업	1인	61.0	48.3	37.6	33.3	26.6
	2인 이상	83.8	68.9	59.5	52.2	47.1
사업시설관리 및 사업지원 서비스업	1인	55.6	40.9	31.2	23.5	20.5
	2인 이상	69.9	54.1	40.9	35.6	30.7
교육서비스업	1인	59.0	45.9	37.1	28.2	23.9
	2인 이상	75.6	64.1	47.0	38.9	33.2
보건업 및 사회복지 서비스업	1인	50.6	34.2	32.4	16.8	14.4
	2인 이상	83.7	66.2	57.0	43.4	39.9
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	1인	57.7	38.7	30.7	20.5	14.2
	2인 이상	83.0	65.5	54.4	44.8	33.2
협회단체 수리 및 개인서비스업	1인	62.5	46.4	38.5	33.6	28.2
	2인 이상	78.9	61.2	51.2	41.3	35.9

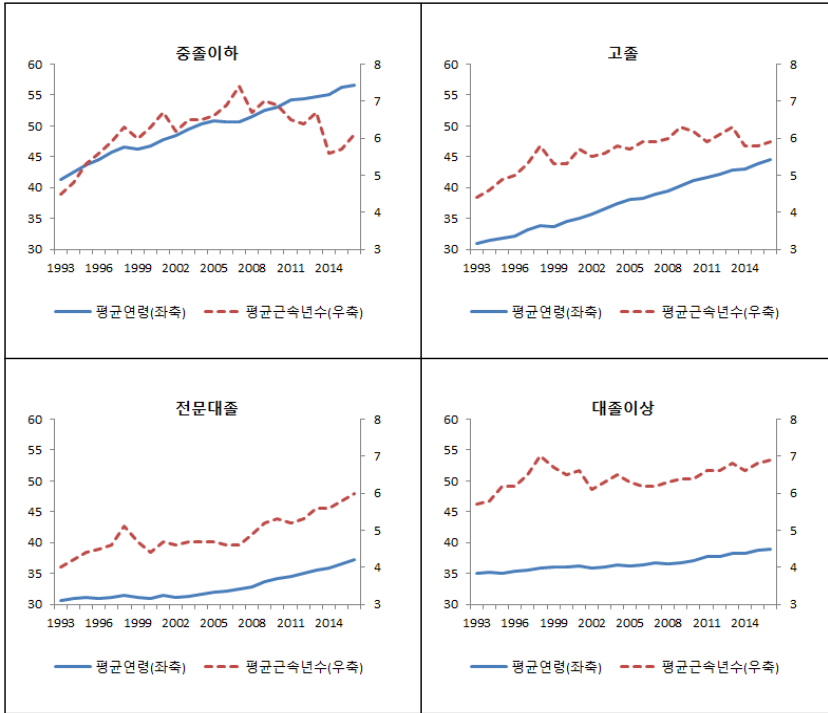
자료: 통계청, 『기업생멸행정통계』, 2014년.

〔부도 1〕 직업 및 학력별 평균연령과 근속연수 추이(1993~2016)

A. 직업별



B. 학력수준별



자료: 고용노동부, 「임금구조기본조사」 및 「고용형태별 근로실태조사」, 1993~2016년.

◆ 執筆者

- 장인성(한국노동연구원 연구위원)

노동이동성이 기술혁신과 고용의 관계에
미치는 영향

- | | |
|-----------|--|
| ▪ 발행연월일 | 2017년 12월 26일 인쇄
2017년 12월 29일 발행 |
| ▪ 발 행 인 | 김 승택 원장직무대행 |
| ▪ 발 행 처 | 한국노동연구원
30147 세종특별자치시 시청대로 370
세종국책연구단지 경제정책동
☎ 대표 (044) 287-6080 Fax (044) 287-6089 |
| ▪ 조판 · 인쇄 | 거목정보산업(주) (044) 863-6566 |
| ▪ 등 록 일 자 | 1988년 9월 13일 |
| ▪ 등 록 번 호 | 제13-155호 |

© 한국노동연구원 2017 정가 6,000원

ISBN 979-11-260-0179-8