

연구보고서 | 2003-04

디지털경제와 일자리창출

전병유 · 김혜원

책머리에 부쳐

정보통신기술과 이에 기초한 산업들이 우리 경제의 일자리창출의 중심으로 등장하고 있다. ‘더 많은 일자리, 더 좋은 일자리’ 창출을 위해 정보통신기술이 중요한 수단이 되고 있는 것이다. 또한 빠른 기술변화와 유연한 생산방식의 유연한 변화, 제품의 다양화 등을 특징으로 하는 정보통신기술의 특성으로 인해 정보통신부문의 노동시장은 더욱 유연한 형태를 가지려고 한다. 더욱이 정보통신기술 부문의 경우 ‘창조적 파괴’에 따른 사업체의 생성과 소멸이 빠르게 진행되는 부문이다. 이는 노동시장에서 일자리의 변동성을 크게 하는 요인으로 작용하고 노동자들의 잦은 노동이동을 초래하는 원인으로도 작용한다.

본 연구는 이러한 사업체의 생성·소멸이라는 동태적 변동이 초래하는 일자리변동의 특성과 이것이 노동시장에 미치는 영향, 특히 피용자의 노동이동에 미치는 영향을 분석함으로써 디지털경제로의 전환 과정에서 노동시장이 어떠한 모습으로 변할 것인지에 관한 시사점을 얻고자 하였다. 특히, 본 연구는 우리나라에서 그동안 거의 사용해 보지 못한 「사업체와 종업원 동시패널자료」를 구축하여 일자리변동에 관한 종합적인 분석을 시도함으로써 일자리변동에 관한 세계적인 연구 흐름에 동참한다는 의의도 갖는다.

제2장에서는 우리나라 제조업에서의 일자리변동의 기본 특성을 정리 하였으며, 제3장에서는 경기변동이 일자리변동에 미치는 영향과 의미 등을 분석하였다. 제4장에서는 일자리변동과 노동이동 간의 관계를 분석하고 있다. 본 연구의 주된 연구 결과의 하나는 우리나라의 경우 특히 정보통신산업에서 일자리변동의 수준이 매우 높고, 또한 일자리변동이 노동시장에 미치는 영향이 상대적으로 크다는 사실이다. 이는 노동 시장 연구와 노동시장 관련 정책의 수립에 있어서 사업체의 동태적 변화와 일자리변동을 더 적극적으로 고려해야 한다는 시사점을 제공한다.

본 연구는 한국노동연구원의 전병유 연구위원(제1장과 제4장)과 서울대학교의 김혜원 박사(제2장과 제3장)의 공동작업 결과이다. 자료의 구축과 분석 등 쉽지 않은 작업을 무난히 처리하여 의미 있는 연구 결과를 도출한 연구진과 보고서의 발간까지 노고를 아끼지 않은 박찬영 전문위원을 비롯한 출판팀, 그리고 보고서의 질 향상을 위하여 좋은 의견을 내주신 내·외부의 심사자 여러분께도 심심한 감사를 드린다.

끝으로 본 연구보고서에 수록된 내용은 필자들의 개인적인 견해로서 한국노동연구원의 공식적인 입장이 아님을 밝혀 둔다.

2003년 3월

한국노동연구원

원장 이 원 덕

목 차

책머리에 부쳐

요 약	i
제1장 서론 및 문제제기	1
제1절 정보통신산업과 일자리창출	1
제2절 일자리변동 연구의 의의	7
제2장 일자리변동의 구조와 특징	15
제1절 개념과 측정방법	15
1. 일자리변동의 개념	15
2. 일자리변동의 측정	18
제2절 일자리변동의 기본 특징	28
1. 일자리변동의 수준	28
2. 지속성	34
3. 집중성	38
제3절 사업체 특성과 일자리변동	42
1. 사업체 특성별 일자리변동의 차이	43
2. 사업체 특성의 회귀분석	50
제4절 정보통신산업과 전통산업의 일자리변동 비교	56
1. 산업별 일자리변동의 차이	56
2. 정보통신산업의 일자리변동	62

제5절 요약	64
[보론 1] 사업체내 일자리재배치율과 사업체간 일자리 재배치율의 측정	66
[보론 2] 미국의 지속사업체 일자리변동을 계산	68
제3장 경기변동과 일자리변동	72
제1절 경기변동과 일자리변동	72
1. 일자리변동 시계열의 주요 특징	72
2. 일자리변동의 경기역행성 가설의 검토	77
3. 사업체 특성 및 산업별 차이와 경기변동	82
4. 경기변동과 일자리변동의 집중성	88
5. 소결	90
제2절 일자리변동의 추동요인	91
1. 서론	91
2. 일자리재배치율 분해에 따른 요인별 기여도 분석	92
3. 개별충격의 추출을 통한 일자리변동 시계열의 분석	95
4. 경기변동과 충격	110
5. 소결	115
제3절 경기변동의 효과: 불황의 세정효과를 중심으로	115
1. 서론	115
2. 노동생산성 분해를 통한 생산성 선별의 기여도 분석	118
3. 순일자리증가와 불황의 세정효과 분석	128
4. 소결	137
제4절 요약	138
[보론 1]	140

제4장 일자리변동과 노동이동-제조업과 정보통신산업의	
비교	142
제1절 방법론과 자료	142
제2절 일자리변동	151
1. 산업별 일자리변동의 규모	151
2. 경기변동과 일자리변동	155
3. 일자리변동의 집중성	158
4. 일자리변동의 지속성	164
제3절 피용자이동	167
1. 동시적 채용 및 이직	168
2. 수요변동 요인과 일자리매칭 요인의 분해	175
3. 피용자 계층별 일자리변동과 피용자이동	178
제4절 일자리변동과 피용자이동의 결정요인 분석	183
1. 일자리변동을 결정요인에 관한 이론적 검토	183
2. 초과노동이동의 결정요인에 관한 이론적 검토	187
3. 회귀분석 결과	190
제5절 요약	204
참고문헌	207

표 목 차

<표 1-1> 1995~96년 미국의 일자리창출 및 소멸	6
<표 2- 1> 광공업통계조사 원자료 개관(I)	27
<표 2- 2> 광공업통계조사 원자료 개관(II)	28
<표 2- 3> 광공업의 지속사업체 일자리변동 : 요약 통계	29
<표 2- 4> 광공업의 전체사업체 일자리변동 : 요약 통계	30
<표 2- 5> 사업체간 및 사업체내 일자리재배치율	31
<표 2- 6> 지속사업체 일자리변동의 비교 : 미국 대 한국	32
<표 2- 7> 연간 일자리변동의 국제 비교	33
<표 2- 8> 일자리변동의 평균 지속률 : 한국 광공업 사업체 (1981~2000)	38
<표 2- 9> 평균 지속률의 국제 비교	38
<표 2-10> 일자리변동의 집중성	41
<표 2-11> 사업체 규모와 일자리변동	44
<표 2-12> 사업체 수명과 일자리변동	45
<표 2-13> 임금률 수준과 일자리변동	46
<표 2-14> 자본장비율과 일자리변동	47
<표 2-15> 노동생산성과 일자리변동	48
<표 2-16> 사업체의 수출 비중과 일자리변동률	49
<표 2-17> 사업체 규모별 집중성	49
<표 2-18> 사업체 수명별 집중성	49
<표 2-19> 순일자리증가율 회귀	54
<표 2-20> 일자리재배치율 회귀	55
<표 2-21> 산업별 일자리변동률	57
<표 2-22> 일자리변동의 회귀분석 : 세분류 산업(1982~2000)	58

<표 2-23> 산업별 집중성	60
<표 2-24> 정보통신산업 일자리변동의 수준	63
<표 2-25> 정보통신산업 일자리변동의 집중성	63
<표 2-26> 정보통신산업 일자리변동의 지속성	63
<부표 2-1> 중분류 산업명	71
<표 3- 1> 일자리변동의 시계열 : 한국의 광공업 지속사업체 (1982~2000)	73
<표 3 -2> 일자리변동 시계열의 경기 특성	79
<표 3 -3> 한국의 경기변동 기준순환일	80
<표 3 -4> 일자리변동의 경기역행성 검증	82
<표 3 -5> 일자리변동과 경기변동 : 사업체 규모별	83
<표 3 -6> 일자리변동과 경기변동 : 사업체 수명별	83
<표 3 -7> 일자리변동과 경기변동 : 평균임금률 부문별	84
<표 3 -8> 일자리변동과 경기변동 : 금기임금률 부문별	85
<표 3 -9> 일자리변동과 경기변동 : 중분류 산업별	86
<표 3-10> 일자리변동과 경기변동 : 정보통신산업	86
<표 3-11> 소멸률의 상대표준편차 회귀 : 한국 광공업 세분류 산업(1982~2000)	87
<표 3-12> 집중성과 경기변동 : 광공업 전체	88
<표 3-13> 집중성과 경기변동 : 사업체 규모별	89
<표 3-14> 집중성과 경기변동 : 사업체 수명별	89
<표 3-15> 집중성과 경기변동 : 정보통신산업	90
<표 3-16> 일자리재배치율 분해	95
<표 3-17> 일자리변동 시계열의 분산분해	98
<표 3-18> 일자리변동률 분해에 따른 개별충격항과 JGR과의 상관계수	105
<표 3-19> 개별충격의 분산 시계열과 JGR과의 상관계수	107
<표 3-20> 개별충격의 왜도 시계열과 JGR의 상관계수	108
<표 3-21> p50/p10 비율의 시계열과 JGR의 상관계수	109
<표 3-22> VAR 회귀결과	112

<표 3-23> 광공업 경기와 생산성 변화	119
<표 3-24> 생산성의 기여도 요인분해(Ⅰ)	124
<표 3-25> 생산성의 기여도 요인분해(Ⅱ)	126
<표 3-26> 순일자리증가율의 회귀결과 : 1982~2000, 광공업 지속사업체	133
<표 3-27> 산업별 순일자리증가율 회귀분석(Ⅰ) : 1982~2000, 계속사업체	134
<표 3-28> 산업별 순일자리증가율 회귀분석(Ⅱ) : 1982~2000, 계속사업체	135
<표 3-29> 정보통신산업의 회귀분석 결과	137
<부표 3-1> 일자리변동과 경기변동	141
<표 4- 1> 일자리창출률과 일자리소멸률	152
<표 4- 2> 일자리창출과 일자리소멸의 집중성	163
<표 4- 3> 일자리창출과 일자리소멸의 지속률	165
<표 4- 4> 규모별·업력별 일자리창출과 일자리소멸의 지속률	166
<표 4- 5> 노동이동에 관한 주요 지표의 추이	172
<표 4- 6> 고용증가율별 채용 및 이직의 구성 비율	173
<표 4- 7> 일자리변동과 피용자이동의 관계에 관한 기존 연구 결과	176
<표 4- 8> 계층별 일자리창출 및 소멸의 구성 비율	180
<표 4- 9> 일자리변동률과 노동이동률에 관한 회귀분석 결과 : 전산업·전규모	192
<표 4-10> 일자리변동률과 노동이동률에 관한 회귀분석 결과 : 전산업·규모별	193
<표 4-11> 일자리변동률과 노동이동률에 관한 회귀분석 결과 : 산업별	194
<표 4-12> 순일자리증가율 결정 모델 : 산업별	195
<표 4-13> 초과노동이동률의 지속성 분포	200

그림 목차

[그림 1- 1] 정보통신산업의 일자리증가율 및 일자리수 추이	3
[그림 1- 2] 제조업내 정보통신제조업의 고용 비중	4
[그림 1- 3] 서비스업내 정보통신서비스업 일자리 비중	4
[그림 1- 4] 정보통신부문의 월평균 임금수준	5
[그림 1- 5] 정보통신부문의 평균교육년수	5
[그림 2- 1] 사업체의 시간 흐름에 따른 일자리수의 변화	35
[그림 2- 2] 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률의 분포 : 일자리변동량 기준	39
[그림 2- 3] 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률의 분포 : 사업체수 기준	40
[그림 2- 4] 집중성과 일자리재배치율	61
[그림 3- 1] 일자리창출률과 소멸률의 그래프	74
[그림 3- 2] 일자리재배치율, 순일자리증가율 및 초과일자리변동률 그래프	75
[그림 3- 3] 순일자리증가율과 로그상대표준편차비율의 분산도	88
[그림 3- 4] JGR과 NEG의 관계	100
[그림 3- 5] JGR과 POS의 관계	101
[그림 3- 6] 일자리변동률의 분포	106
[그림 3- 7] b_{na} 와 b_{ps} 의 관계	111
[그림 3- 8] 예측오차 분산분해 : 재배분충격의 영향	113
[그림 3- 9] 광공업 성장률과 노동생산성 증가율의 그래프	120
[그림 3-10] 호황기 생산성 그룹과 순일자리증가율	129
[그림 3-11] 불황기 생산성 그룹과 순일자리증가율	129

[그림 4- 1] 고용증가율에 따른 사업체 및 일자리변동의 분포	160
[그림 4- 2] 고용증가율에 따른 일자리변동의 분포 :	
창업 및 소멸업체 제외	161
[그림 4- 3] 고용증가율에 따른 채용 및 이직 비율	170
[그림 4- 4] 고용증가율에 따른 채용 및 이직 비율 :	
생성 및 소멸 사업체 제외	171
[그림 4- 5] 고용증가율에 따른 채용 및 이직 비율 :	
생성 및 소멸 사업체 제외	172

요 약

본 연구는 일자리변동의 특성, 일자리변동과 경기변동의 관계, 일자리변동과 노동이동의 관계를 사업체 및 종업원 패널 자료의 구축을 통해서 분석하였다. 본 연구의 핵심적인 연구결과는 우리나라에서도 일자리창출 및 소멸의 규모가 대단히 크고, 일자리변동이 피용자의 노동이동 결정요인 중에서도 매우 중요한 역할을 하고 있다는 점이고, 이러한 사실은 정보통신산업 부문에서 더욱 뚜렷하게 나타나고 있다는 점이다.

우선, 제1장에서는 정보통신산업에서의 일자리 규모 자체가 크게 확대되고 있다는 점을 확인하였다. 우리나라에서 정보통신산업 부문은 일자리창출에 매우 중요한 부문으로 등장하고 있다. 정보통신서비스업의 취업자증가율은 1993년 이후 매년 거의 10% 전후를 넘나들고 있고, 서비스업에서 정보통신서비스업의 비중도 1993년 8.32%에서 2001년 10.3%로 증가하였다. 제조업에서도 정보통신제조업의 일자리 비중은 1993년 1.43%에서 2001년 2.94%로 증가하였다.

또한, 제1장에서는 일자리변동의 연구 의의에 대해서 서술하고 있다. 일자리변동(일자리창출과 소멸)에 대한 연구는 1990년대에 이르러 사업체 및 기업 수준의 미시 패널자료가 축적되어 학술적으로 이용가능해지면서 새롭게 떠오른 연구 분야로서 노동시장 연구와 고용정책뿐만 아니라 거시경제 이론과 거시경제정책에 대해서 많은 정책적 시사점을 가진다.

제2장에서는 1981년~2000년간의 「광공업통계조사」를 통해 5인 이상 사업체에 대한 패널자료를 구축하여 일자리변동에 관한 기본적인 분석을 시도하였다. 분석 결과를 요약하자면 다음과 같다.

첫째, 1982년부터 2000년 사이 평균적으로 일자리창출률은 9.75, 일자리소멸률은 10.33으로 대략 매년 100개의 일자리 중 10개의 일자리가 새로 창출되고 10개의 일자리가 소멸되어 100개 중 20개의 일자리가 재배치되었다. 이러한 일자리변동의 규모는 국제적으로 비교할 때 선진국 평균과 크게 차이가 없다.

둘째, 창출된 일자리의 지속률을 살펴보면 1년 지속률의 경우 56.63, 2년 지속률은 40.07에 불과하다. 이에 비해 소멸된 일자리는 1년 후 지속률이 80.27, 2년 후 지속률이 72.95에 이른다. 우리나라의 일자리변동의 지속률은 선진국과 비교할 때 소멸 지속률의 경우 유사하지만 창출 지속률은 상당히 떨어지는 것으로 나타났다.

셋째, 창출되거나 소멸된 일자리의 75%가 대규모의 고용변동의 결과라는 점에서 일자리변동의 집중성이 높은 수준이었음을 알 수 있다. 미국과 비교할 때도 일자리변동의 집중성은 높은 편이다.

넷째, 일자리변동은 사업체 특성에 따라 다른 양상을 보인다. 사업체 규모가 크고 사업체의 수명(업력)이 길수록 일자리창출률과 소멸률, 일자리재배치율은 낮아진다. 또한 임금이 높고 노동생산성이 높을수록 일자리변동률의 수준은 낮아진다. 다른 사업체 특성이 미치는 영향을 통제해도 이러한 특성이 관찰되는지를 회귀분석을 통해 검토한 결과 여전히 이러한 사업체 특성에 따른 일자리변동의 패턴이 유지되는 것으로 나타났다.

다섯째, 일자리변동은 산업별로 차이를 나타낸다. 예를 들어 사무계산기계산업은 아주 높은 일자리변동을 기록한 데 비해 제1차 금속산업과 자동차, 기타운송장비산업은 낮은 수준의 일자리변동을 보여주었다. 산업별 일자리변동의 차이는 산업을 구성하는 사업체 특성의 차이를 상당 정도 반영하고 있음을 회귀분석을 통해 알 수 있었다. 산업별 일자리변동의 집중성에도 많은 차

이가 있는데 일자리변동이 큰 산업일수록 대규모 고용조정이 많이 나타나며 일자리변동이 작은 산업일수록 고용조정이 소규모로 이루어짐을 알 수 있었다.

여섯째, 정보통신제조업은 평균적인 광공업의 일자리변동의 수준과 비교할 때 일자리재배치율이 높은 수준인 것으로 나타났는데, 그 이유는 일자리소멸률의 경우 다른 산업과 비교할 때 큰 차이가 없지만 일자리창출률이 높았기 때문이다. 특기할 점은 정보통신제조업에서 창출된 일자리의 지속률이 다른 산업에 비해 높게 나타난다는 점이다. 이는 정보통신산업의 경우 빠른 기술혁신의 환경 속에서 신규 사업체가 활발히 기존 사업체를 밀어내는 방식보다는 기존 사업체의 자체 내 기술혁신의 진전을 통해 성장한 결과로 해석된다.

제3장에서는 제2장에서 사용한 동일한 자료를 가지고 경기변동과 일자리창출·소멸의 구조간의 관계를 분석하였다. 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 미국 제조업의 일자리변동에 대한 연구에 따르면, 불황기에 일자리소멸이 큰 폭으로 증가하는 데 비해 일자리창출은 상대적으로 경기변동에 둔감하게 반응하는 것으로 나타나고 있다. 우리나라의 경우도, 일자리창출률은 뚜렷하게 경기순행적인 양상을 띠고 일자리소멸률은 경기역행적인 모습을 나타냈다. 그런데 미국 제조업의 일자리재배치율이 경기역행적인 양상을 띠었던 것에 비해서 한국 광공업의 일자리재배치율은 경기중립적인 양상을 띠어(1998년 경제위기 시기를 제외하면) 불황기에 특별히 일자리소멸이 급증한다고 보기 어려운 것으로 나타났다. 산업세분류별로 볼 경우, 산업별 일자리변동률의 경기역행성 여부는 산업의 고용증가율과 밀접한 관계를 갖고 있음을 확인할 수 있었다. 또한, 정보통신제조업의 경우 일자리재배치율이 경기순행적인 양상을 띠고 있는데 이것은 정보통신제조업의 고용량이

증가해 온 것과 관련되어 있는 것으로 분석되었다.

둘째, 일자리변동을 추동한 요인을 분석한 결과 대부분의 일자리재배치량이 사업체의 개별 충격에 기인한 것으로 나타났다. 따라서, 부문이동가설(sector shift hypothesis)은 우리나라에서 설명력을 갖지 못하는 것으로 판단되고, 일자리재배치량에서 거시적 충격의 영향은 미미하다는 것을 알 수 있었다. 또한, 개별충격의 분포를 추출하여 분석한 결과, 불황기에는 일자리소멸 충격의 분산이 커지고 일자리창출 충격의 분산은 줄어들며 호황기에는 반대로 일자리창출 충격의 분산이 커지고 소멸 충격의 분산은 줄어드는 것으로 나타났다. 이러한 개별 충격 분포상의 특성으로 인해 개별 충격은 서로 상쇄되어 일자리재배치율 변동이 경기에 민감하게 움직이지 않게 하는 데 기여하고 있는 것으로 판단된다.

셋째, 경기변동의 후생효과를 평가한다는 각도에서 불황의 세정효과 가설이 한국의 광공업에서 존재했는지 여부를 검토하였다. 불황의 세정효과 가설(cleansing effects hypothesis)에 따르면 불황기에 비효율적 사업체가 구조조정 압력을 많이 받아 퇴출되어 경제의 활력을 높이고 생산성을 상승시킨다. 이에 대해 불황기에 금융적 제약으로 인해 효율적인 사업체도 일자리소멸의 압력에 노출되어 세정효과를 크게 기대할 수 없고 역으로 혼탁효과(sully effects)가 나타날 수 있다는 반론이 제기되었다.

우리나라의 경우, 1982년부터 2000년 사이 한국의 광공업 계속 사업체에서 생산성 상승의 대부분이 사업체 내 생산성 증가에 기인하는 것으로 나타났으며 사업체간 일자리변동이 미치는 영향은 미미하고 사업체간 일자리변동의 효과 자체도 생산성을 증가시키는 방향으로 작용했다고 판단하기 어렵다는 것을 확인했다. 추가적으로 한국의 경우 사업체보다는 산업의 선별이 생산성 증가에 어느 정도 기여했음을 확인했다. 사업체 수준에서의 회귀

분석을 통해서도 불황기의 세정효과를 확인하기 어렵다는 것을 알 수 있었고 산업별로 나누어서 회귀했을 때 세정효과를 나타낸 산업의 수는 많지 않았다. 정보통신제조업을 구성하는 산업들은 엇갈린 방향의 결과를 보였는데 전체적으로 세정효과가 있었다고 판단하기 어렵다는 것을 확인할 수 있었다.

제4장은 일자리변동과 노동이동의 관계를 「고용보험 DB」를 활용해서 분석하였다. 제2, 3장과 달리 비제조업 부문까지 동시에 분석했으며 종업원 패널자료의 구축을 통해서 노동이동과의 관계를 종합적으로 분석하였다. 주요 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 외환위기 이후의 시기만을 대상으로 하였지만, 정보통신산업의 일자리재배치율은 여타 산업에 비해서 매우 높은 것으로 나타났다. 이는 정보통신산업 내 사업체간 이질성을 반영하는 것으로 판단된다. 즉, 불황기에도 일자리를 늘리는 사업체도 있고, 일자리를 줄여도 크게 줄이는 사업체가 많다는 것이다. 이는 정보통신산업이 창조적 파괴의 과정을 더 적극적으로 수용하는 산업특수적인 기술 특성을 가지고 있다는 점을 시사한다.

둘째, 정보통신서비스산업의 경우, 불황기에 초과일자리변동률이 높아지는 것으로 나타났다. 이는 정보통신산업의 경우, 불황기에 일자리 조정이 매우 급격하게 이루어진다는 점을 시사하는 것으로 판단된다.

셋째, 1999년 정보통신산업 호황 초기에 만들어진 일자리들이 지속되지 못하고 있고, 이 기간 중에 일자리를 줄인 사업체들도 여전히 일자리를 다시 회복하지 못하고 있다. 이는 정보통신산업의 불황이 장기화된다는 사실을 반영하는 것으로 판단된다.

넷째, 일자리변동과 피용자 이동간의 관계를 보면, 우리나라의 경우에도 일자리창출 기업에서 이직이 발생하고 일자리소멸 기업에서 채용이 발생하는 동시적 채용과 이직의 현상, 즉 대체채용이나 초과노동이동 현상이 나타나기는 하지만, 이러한 현상은

여타 국가에 비해서 상대적으로 작고 정보통신서비스업의 경우 그 비중이 더 작다. 이는 피용자 이동이 주로 사용자 주도의 채용과 이직에 의해서 발생하기 때문인 것으로 판단된다. 따라서, 전체 피용자 이동에서 일자리변동에 기인하는 부문의 비율이 여타 국가들에 비해서 상대적으로 높고, 정보통신서비스업에서는 이 비율이 더 높은 것으로 나타나고 있다.

다섯째, 정보통신서비스산업에서의 구조조정과 일자리소멸의 주된 대상은 저숙련 고령노동자라기보다는 상대적 고숙련이면서 저연령인 계층이었다. 2000년에서 2001년으로 넘어오는 경기침체에 구조조정과 노동력 재배분의 대상 또는 주역은 제조업에서는 저학력층, 정보통신산업에서는 저연령층이었다.

제 1 장 서론 및 문제 제기

제 1 절 정보통신산업과 일자리창출

우리 경제는 1997년 경제위기 이후 정보통신산업과 정보통신기술을 응용하거나 활용하는 산업(유통 및 서비스 관련 산업)¹⁾은 일자리창출에 큰 기여를 하였고, 정부도 정보통신산업 육성정책을 통한 일자리창출 정책을 적극적으로 추진하였다. 그러나 세계적인 정보통신산업의 과잉투자에 따른 불황으로 이 업계의 일자리가 매우 불안정해지고 있다. 또한 정보통신기술의 불확실성과 가변성, 빠른 변화의 속도 등으로 일자의 불확실성이 높아지고 있다. 그럼에도 정보통신산업은 여전히 우리 경제가 역동성을 가지면서 성장하기 위한 주요한 대안이고, 이 부문에서의 일자리창출도 전체 경제의 일자리창출 능력을 이끌어가는 동력

1) 디지털경제란 정보의 흐름을 매개하는 전자적인 수단에 기초해서 재화 및 서비스의 생산, 판매, 소비가 네트워크에 의존하는 경제이다. 디지털경제의 핵심은 디지털기술 혁신과 빠른 네트워크라고 할 수 있다. 이러한 디지털기술의 생산과 네트워크를 이용한 산업을 정보통신산업의 범주에 포괄할 수 있을 것으로 판단된다. 사실 디지털경제의 범주는 더 넓으므로 이를 분석적인 목적으로 정확하게 분류하기는 힘들 것으로 판단된다. 따라서 본 연구에서는 주로 전자적 수단을 생산하는 정보통신제조업과 이를 활용하는 네트워크산업으로서의 정보통신서비스업을 디지털경제의 핵심적인 부문으로 간주하고 이를 중심으로 분석하고자 한다.

2 디지털경제와 일자리창출

이라고 할 수 있다. 우선 정보통신산업 일자리의 기본적인 추이와 특성을 살펴보자.

[그림 1-1]을 보면, 정보통신서비스업의 취업자증가율은 1993년 이후 매년 거의 10% 전후를 넘나들고 있다. 물론 정보통신제조업의 경우 경기변동에 민감하게 반응하면서 전체 취업자증가율보다 높은 경우도 있고 낮은 경우도 있다. 이러한 추세는 「Digital Economy 2002」에서 보여준 미국의 추세와 거의 정확하게 일치한다. 2001년의 경우, 정보통신산업의 불황이 지속되고 있고, 정보통신제조업에서 일자리가 감소하였음에도 정보통신서비스업은 여전히 15%대를 넘는 증가율을 보였다. 이는 서비스업을 중심으로 하는 정보통신산업의 일자리창출 가능성을 보여주는 것이다. 미국의 경우에도 보안, 네트워크, 전자상거래 등을 중심으로 하는 정보통신서비스업에서는 IT불황에도 불구하고 지속적인 일자리창출이 이어지고 있다고 「Digital Economy 2002」에서 보고하고 있다.

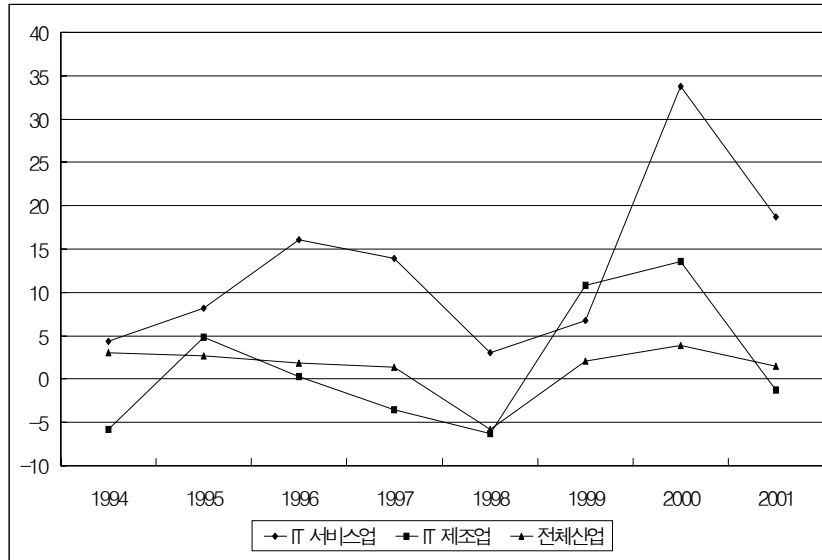
우리나라의 경우도 2001년에 정보통신산업²⁾의 일자리는 87만 개에 달하고 정보통신서비스업의 일자리가 정보통신제조업의 일자리를 추월하게 되었다(그림 1-2). 제조업에서 정보통신제조업의 일자리비중은 1993년 1.43%에서 2001년 2.94%로 증가하였고(그림 1-2), 서비스업에서 정보통신서비스업의 비중도 1993년 8.32%에서 2001년 10.3%로 증가하였다(그림 1-3).

한편 [그림 1-4]는 「경제활동인구조사」 부가조사에서 조사된 월평균 소득을 기준으로 정보통신산업 및 정보통신직업의 평균 임금을 나타내고 있다. 정보통신부문의 임금수준은 140만 원 전후로 전체 산업평균이 80만 원 전후에 비해서 높은 편이다. 또한 [그림 1-5]에서 평균교육년수를 보더라도 정보통신서비스업과 정보통신직업의 교육년수가 훨씬 긴 것으로 나타나고 있다.

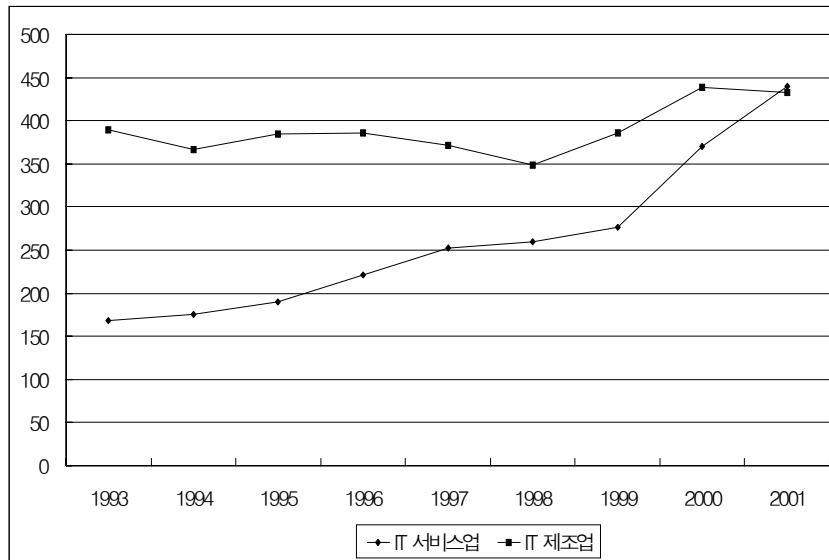
2) 여기서 사용하고 있는 「경제활동인구조사」 자료는 산업 2자리밖에 제공하지 않고 있다. 따라서 정보통신산업에 대한 정의는 산업 2자리 기준으로 30, 32를 정보통신제조업으로, 64, 72를 정보통신서비스업으로 정의하였다.

[그림 1-1] 정보통신산업의 일자리증가율 추이 및 일자리수 추이

(단위 : %)



(단위 : 천 명)

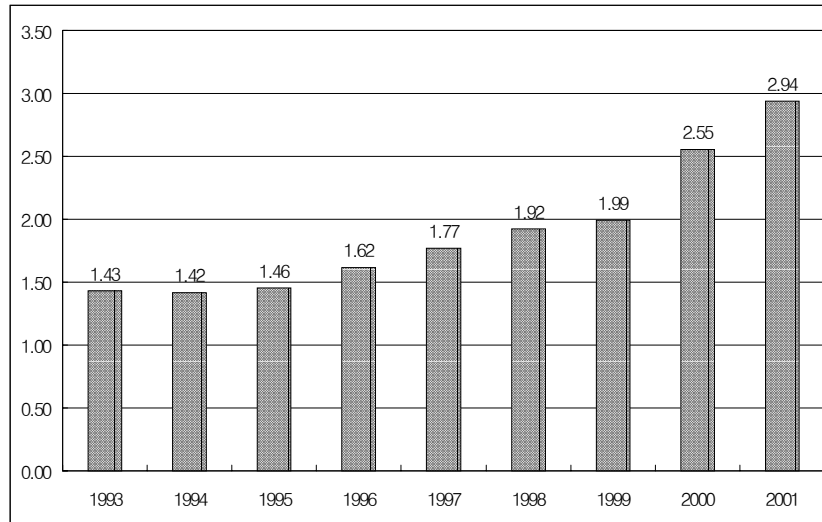


자료 : 통계청, 『경제활동인구조사』.

4 디지털경제와 일자리창출

(그림 1-2) 제조업내 정보통신제조업의 고용 비중

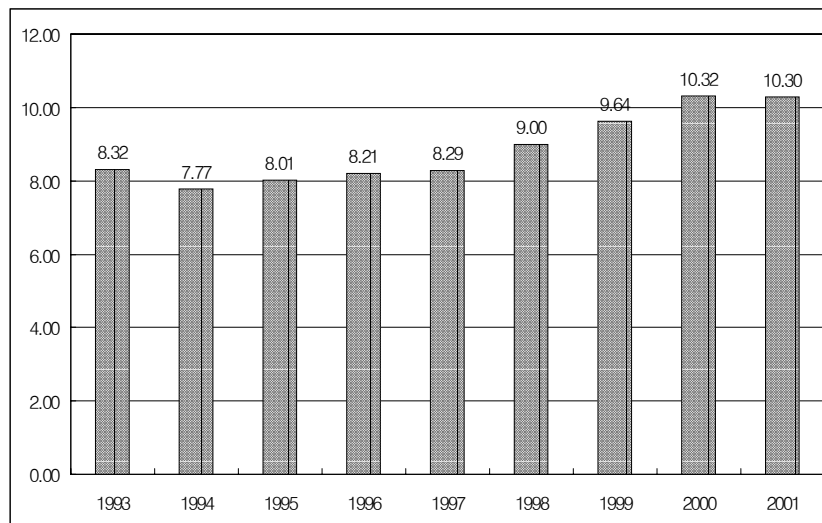
(단위 : %)



자료 : 통계청, 『경제활동인구조사』

(그림 1-3) 서비스업내 정보통신서비스업 일자리 비중

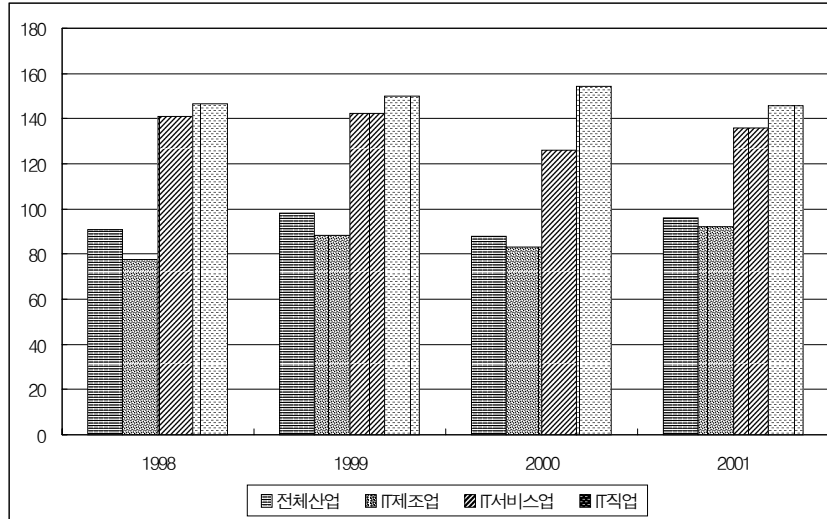
(단위 : %)



자료 : 통계청, 『경제활동인구조사』

[그림 1-4] 정보통신부문의 월평균 임금수준

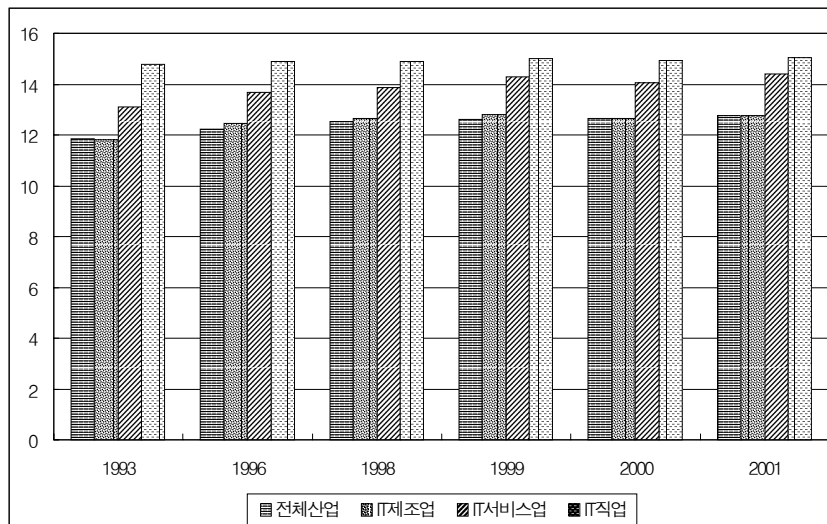
(단위 : 만 원)



자료 : 통계청, 『경제활동인구조사』 부가조사.

[그림 1-5] 정보통신부문의 평균교육년수

(단위 : 교육년수)



자료 : 노동부, 『임금구조기본조사』.

6 디지털경제와 일자리창출

이상의 간단한 통계지표를 보더라도, 전반적으로 정보통신부문의 일자리는 증가하고 있으며 일자리의 질 자체도 높은 수준인 것을 확인할 수 있다.

그러나 이렇게 거시통계로 보는 ‘좋은 일자리의 지속적인 증가’라는 현상의 배후에는 일자리창출과 소멸의 소용돌이가 더욱 거세지고 있다는 사실이 자리잡고 있다. 정보통신부문의 경우 더 많은 기업들이 새로 생기고 또 사라지기 때문에 일자리변동(job churning)의 속도는 더 빨라지고 있다. 예를 들어 <표 1-1>은 미국에서의 일자리변동을 나타내는 공식 통계이다. 1995~96년의 순고용은 187만 명 증가하였으나 새로 만들어진 일자리는 1,620만 개나 되고 사라진 일자리는 1,434만 개나 된다는 사실을 보여준다. 이는 모든 일자리의 3분의 1 가량이 매년 유통화하고 있음을 의미한다. 즉, 매년 전체 일자리의 3분의 1이 새로 만들어지거나 없어지고 있는 것이다. 이는 우리나라의 경우에도 마찬가지이다.

<표 1-1> 1995~96년 미국의 일자리창출 및 소멸

(단위 : 개, 명, %)

		1995년 현재	증 감	창 업	폐 업	확 장	축 소
전산업	사업체	5,878,957	91,031 (1.5)	697,457 (11.9)	606,426 (10.3)	1,714,598 (29.2)	1,571,826 (26.7)
	취업자	100,282,036	1,867,245 (1.9)	5,908,299 (5.9)	-4,995,216 (-5.0)	10,284,766 (10.3)	-9,330,604 (-9.3)
제조업	사업체	360,780	1,013 (0.3)	31,558 (8.7)	30,545 (8.5)	128,343 (35.6)	120,835 (33.5)
	취업자	18,610,418	-125,487 (-0.7)	561,669 (3.0)	-591,758 (-3.2)	1,388,989 (7.5)	-1,484,387 (-8.0)

자료 : US, Census Bureau.

이러한 현상은 노동자들을 더 큰 불안정성 속에 놓이도록 하고, 시장의 위험을 더 많이 감수하도록 강요한다. 미국 노동자의 근속년수는 OECD 국가 노동자의 절반에 불과하다. 45~54세 남자의 평균근속년수는 1983년 12.8년에서 1996년 10.1년으로 줄어들었다.

그러나 이를 뒤집어서 생각하면, 이러한 격렬한 일자리변동이나 고용 불안정성을 수반하는 변화는 새로운 혁신과 성장의 동력으로 작용하는 측면도 있다. 위험을 감수하고 새롭게 기업을 시작하는 기업가의 의지와 능력이 기업가 정신을 지원하는 법률과 제도와 잘 결합하게 된다면 ‘더 많은 좋은 일자리창출’을 주도할 수 있는 것이다.

정보통신부문의 경우, 일자리창출과 소멸의 동학이 매우 역동적으로 전개되고 있는 부문으로 기업가 활동을 통한 일자리의 창출과 소멸, 그리고 이에 따른 노동시장의 불안정화 현상을 검토하기에는 가장 적합한 연구대상이라고 할 수 있을 것이다.

제 2 절 일자리변동 연구의 의의

시장경제에서는 끊임없이 일부 사업체는 고용 노동자수를 늘려가고 다른 사업체는 일자리를 줄이는 일이 계속된다. 또한 새로운 사업체가 등장하고 기존 사업체가 폐쇄되는 일이 동일 시점에 공존한다. 사업체의 확장, 축소, 탄생, 소멸의 과정 속에서 끊임없이 일자리는 창출되고 소멸되며 총일자리수는 늘어나기도 하고 줄어들기도 한다.

물론 개별 사업체에서의 일자리창출과 소멸은 다양한 요인들의 영향의 결과이다. 개별 사업체는 항상 수요 충격과 생산성 충격에 노출되어 있다. 제품수요가 늘어나거나 생산성 증가로 가격을 인하시킬 수 있는 사업체는 고용을 늘리고 제품수요가 감소하거나 비용절감에 실패한 사업체는 사업체 규모를 줄이고 일자리를 파괴시킨다. 산업 차원에서도 떠오르는 신산업의 고용이 증가하고 수요가 정체하거나 생산성 향상이 정체된 산업은 고용이 감소한다. 생산성을 획기적으로 향상시키는 새로운 기술이 등장할 경우 이 기술을 적극적으로 흡수할 수 있는 사업체 또는 산업은 일자리창출에 성공하며, 새로운 기술의 흡수에 실패하거나 이와 무관한 사업체에서는 일자리가 소멸된다. 거시경제 전체가 경험하는 경기변동 역시 일자리창출과 소멸에 영향을 준다. 또한 금융시장의

8 디지털경제와 일자리창출

변화와 기업자금조달 여건의 차이로 인해 일자리가 창출·소멸을 겪고 그 수준도 변화한다. 정부정책 및 규제 변화에 의해서도 일자리창출과 소멸은 영향받는다. 고용주와 노동자 사이의 협상 과정의 성격에 따라 일자리창출과 소멸이 달라지며 일자리창출의 비용이나 해고비용의 규모에 따라서도 그 크기가 영향을 받기도 한다.

일자리창출과 소멸은 더 넓은 시각에서 볼 때 자원재배분의 한 측면이다. 거시적·산업적 사업체 단위의 여건이 변화함에 따라 자원재배분의 필요가 대두되고 이에 따라 노동뿐만 아니라 자본 등 다른 생산요소의 재배분이 이루어진다. 즉, 일자리변동에 관한 선구적인 연구를 주도했던 Davis and Haltiwanger(1999)가 잘 지적하고 있듯이 시장경제 하에서는 사업체의 생성·소멸의 과정에서 일자리와 노동자, 그리고 자본은 다양한 사업영역, 조직, 지역 사이에 끊임없이 재배분된다. 이러한 재배분 과정은 자본주의 경제에서의 창조적 파괴 과정의 일환이다.

디지털경제 또는 정보화사회로의 진전이 심화될수록, ‘창조적 파괴를 통한 경제성장’의 중요성은 더욱 강조된다. Caballero and Hammour (2000)도 신제품 및 신기술의 채택과 실험을 통해 이루어지는 창조적 파괴는 발전의 핵심적인 메커니즘이고¹⁾ 이를 저해하는 것은 경제성장과 생활수준 향상에 장애로 작용할 것이라고 보았다²⁾.

1) 미국 통신산업에서의 탈규제는 기업 내 생산성 이익을 늘리기보다는 자원을 더 생산적인 부문으로 재배분함으로써 생산성을 증가시켰고(Olley and Pakes, 1996), 일자리와 요소투입을 더 효율적인 부문으로 재배분하는 것은 산업수준의 생산성 이득의 주된 설명요인이고(Olley and Pakes, 1992), 생산자간의 산출과 투입의 재분배는 경제성장에 중요한 역할을 한다(Aghion and Howitt, 1992). 특히, 자원의 재배분은 매우 좁게 정의된 부문 내에서도 이루어지고 자원을 저생산성부문에서 고생산성부문으로 이동시켜 전체 생산성을 향상시킨다.

2) Caballero and Hammour(2000)는 창조적 파괴의 장애 요인으로 저개발되고 정치화된 제도나 주기적으로 발생하는 경제위기 등을 들고 있다. 이들은 창업을 더디게 하고, 기술적 병목현상이나 잘못된 자원배분을 초래할 수 있음을 지적하고 있다. 또한, 이러한 변화가 발전 패러다임에서도 빅푸쉬의 아이디어보다는 무수한 조그만 사건들(little nudges)의 세계로 옮겨가야 할 필요를 제기하는 것이라고 주장한다. 창조적 파괴가 경제성장의 핵심이고 이것의 장애가 발전의 장애라고 한다면, 이는 따라잡기 성장(catching-up growth)이 한계에 직면하고 세계적 기준을 지켜야 하는 개발도상국에도 커다란 의미를 가진다는 것이다.

우리나라의 경우도 외환위기 이후 급속하고 지속적인 구조조정의 압력이 지속되고 있다. 새로운 사업체가 대거 등장하고, 많은 기존 사업체들이 소멸하고 있다. 이러한 기업의 생성과 소멸의 과정, 즉 창조적 파괴의 과정은 곧 자원의 재배분 과정이고 일자리의 재배분 과정이다. 특히, 재배분 과정의 대부분은 노동시장에 집중되고, 일자리의 창출과 소멸은 이러한 성장과 조정 그리고 재배분이 전개되는 과정의 일부만이 된다.

또한 자원재배분이 원활하게 이루어지는가 그렇지 않은가에 따라 거시경제적인 성과 측면에서 상이한 결과를 낳는다. 특히 불황기와 호황기의 자원재배분 효과를 비교할 경우 거시적 충격이 노동시장을 경유하여 어떠한 거시적 성과를 낳는지를 평가하는 데 있어서 일자리창출 소멸의 지표는 매우 중요하다.

이러한 측면에서 일자리변동은 정보기술의 도입에 따른 노동시장의 동태적 변동이라는 맥락에서 매우 흥미로운 현상일 수 있다. 정보통신 기술은 기업의 구조조정을 촉발하는 중요한 요소로 간주되고 있으며, 대규모로 진행되는 지속적인 일자리창출과 소멸은 경제의 구조조정 활동이 광범위하게 진행되고 있음을 보여주는 하나의 증거이기 때문이다³⁾. 또한 정보통신기술은 경기변동에 매우 민감하게 반응하는 성장산업이기 때문에, 이것이 자원을 재배분하는 데 어떠한 영향을 미치는지를 평가하는 것도 중요한 연구주제라고 할 수 있다.

그러나 일자리창출·소멸이 구조조정의 유용한 지표이기는 하지만 양자간의 관계는 그리 긴밀하지 않을 수도 있다는 지적도 있다. 공장 설비나 조직이 주어진 위치에서 일자리변동 없이도 갱신(upgrade)될 수도 있고, 반대로 일자리가 어떤 위치에서 다른 위치로 옮겨지지만 동일한 작업을 하는 경우도 있기 때문이다. 특히, Caballero and Hammour (2000)는 개도국에서도 높은 일자리변동률을 보이지만, 이것은 매우 비

3) 이러한 맥락에서 대부분의 일자리변동은 시장전망, 기술 및 비용구조, 경영능력에 대한 실험의 결과로 파악하게 된다. 이는 산업간 재배분이나 상대가격을 강조하는 전통적인 구조조정 분석모델이 전체 현상의 일부만을 파악하고 있음을 의미한다.

생산적인 구조조정 과정을 반영하는 것일 수도 있다고 지적하고 있다. 개도국의 경우 높은 일자리창출·소멸의 지표는 구조조정의 능력을 보여준다고보다는 개도국들이 구조조정의 비용이 높은 산업들을 회피하고 있다는 것을 보여주는 지표일 수 있다는 것이다. 일반적으로, 경공업에 치중해 있는 개도국의 경우 낮은 투자 특수성(investment specificity)을 나타내고 높은 노동이동률을 나타낸다. 이러한 저투자산업에서의 구조조정에서는 생산성 이익이 낮다. 또한 개도국의 경우 소규모 공장들의 규모 분포에서 편이가 매우 큰 것으로 나타나고 있다(Tybout 1998). 소규모 공장이 기술적 로크인(Lock-in)이 낮은 경공업산업들이라면 구조조정의 이익은 작을 수밖에 없다. 또한 소규모 기업의 경우 금융불안에 따른 부침이 심하기 때문에 관찰된 일자리변동의 일정 부분은 비효율적이고 비생산적일 수 있다는 것이다.

그러나 일자리변동이 창조적 파괴와 자원의 재배분 과정을 반영하는데 있어서 이러한 한계를 가지고 있음에도, Bockerman(1999)의 지적대로 자원의 배분과 재조직이 정점을 이루는 부문은 노동시장이고, 노동시장에서 자원의 재배분과 재조직은 총일자리변동의 형태를 취하게 된다.

일자리변동은 이렇게 수요 측면에서 기업의 진화와 변동, 경제구조의 재편, 총생산성 증가 등과 밀접하게 관련되어 있는 한편, 공급 측면에서는 노동이동, 실업행위, 개인의 임금변동과도 긴밀히 연결되어 있다. 일자리변동은 자원의 지속적인 재배분 과정으로서 장기적 경제성장에 중요하다는 측면을 가짐과 동시에 노동자에게는 매우 부담스러운 과정으로 다가올 수도 있다. 일자리창출과 소멸은 피용자로 하여금 고용주를 바꾸도록 하고, 고용과 미취업 사이를 넘나들도록 한다. 그 과정에서 몇몇 노동자는 장기실업과 소득 저하를 겪을 수도 있고 조기 퇴직할 수도 있다. 몇몇은 산업과 직종을 바꾸기도 할 것이며 새로운 자리를 위해서 지역을 바꾸기도 한다. 특히 불황 초기에 노동시장에서의 자원의 재배분은 노동자에게 큰 고통일 수 있다. 정규적인 일자리가 낮은 보수의 임시적 일자리로 이어질 가능성이 크고, 일단 일자리가 소멸된 이후에 새로운 정규적인 일자리가 형성되는 데에는 시간이 많이 걸

릴 수 있기 때문이다. 노동이동이 제한적인 상태에서 대규모의 일자리 소멸이 발생할 경우 장기실업, 노동시장으로부터의 탈락, 개인소득에서의 편차 확대, 사회보장 부담의 확대 등이 초래될 수도 있다. 이렇듯 일자리변동과 노동이동의 다양성은 노동시장에서의 탐색, 할당, 재배분의 과정과 이를 지원하는 제도와의 긴밀하게 연계되어 있다. 유럽의 지속적인 고실업은 노동력의 재배분과 일자리매칭 과정(reallocation and matching process)이 부분적으로 손상되어 발생하는 비용에 기인하는 것으로 간주되기도 한다. 노동시장은 경제적 제도일 뿐만 아니라 사회적 제도로 분석되어야 하는 이유도 여기에 있다(Bob Solow, 1990).

또한 일자리창출과 소멸은 정책적으로도 많은 함의를 가진다. 예를 들어 지속적인 실업이 적당한 일자리가 부족한 데에서 기인한다면 어떠한 정책이 일자리창출에 기여할 것인가, 기존 기업인가 아니면 새로운 창업기업인가, 노동시장·생산물시장·자본시장의 작동에서 새로운 일자리를 만들어내는 데 장애로 작용하는 것은 무엇인가 등을 규명하는 것은 노동정책에서도 매우 중요한 주제가 될 수 있다. 또한 Dunne et al.(1989)도 지적하고 있듯이 근로자들이 서로 다른 사업체의 다른 일자리로 옮겨다니는 것이 아무런 마찰 없이 이루어지는 것이 아니기 때문에 실업의 비용이나 노동수요 변동의 비용을 분석하는 데 있어서 일차적으로 중요한 것은 순(net)고용변화가 아니라 총(gross)일자리변동이다. 사양산업이나 지역에서 성장산업이나 지역으로의 노동이동을 촉진하려는 정책을 평가하려고 할 때에도 산업(지역)간 노동이동과 산업(지역)내 사업체간 노동이동의 상대적 중요성을 분석하는 것이 필요하다. 창업지원사업을 평가하는 데 있어서도 창업사업체에서 창출될 일자리의 지속성을 평가하는 것이 중요하게 고려될 수도 있다.

따라서 일자리변동의 분석은 자원의 재배분과 관련된 창조적 파괴의 성격을 분석하는 데 활용되기도 하지만 동시에 노동시장에서 경제주체들의 행위와 노동시장 관련 제도들을 연구하고 노동이동 행위에 관한 정책 형성과 이를 이론화하는 데 있어서도 가장 기본적인 작업이라고 할 수 있다⁴⁾.

4) 특히 단순히 일자리의 순증가만을 분석하는 것이 아니라, 총일자리변동과 총피

디지털경제 또는 정보통신산업의 경우 일자리변동이 가지는 경제적·사회적·정책적 함의가 매우 클 것이라고 가정할 수 있다. 창조적 파괴와 자원의 재배분 과정이 매우 빠르게 진행되기 때문이다. 빠른 기술 변화와 새로운 사업의 출현과 소멸은 곧 창조적 파괴와 지속적이고 대규모의 구조조정 과정이고, 그 과정에서 일자리의 재배분이 빠른 속도로 전개되면서 일자리창출 및 소멸의 절대 규모를 확대할 가능성이 있다. 일자리의 변동성이 높다는 것은 그에 따라 노동자의 잦은 이동이 촉발되고 노동시장의 변동성이 높아진다는 것을 의미한다. 이는 노동자들이 노동시장에서 더 많은 변동성을 감수하도록 할 것이며 이에 대한 정책적 대응방안도 달라질 것이다.

일자리창출과 소멸에 대한 선구적인 연구는 Davis and Haltiwanger (1992)이다. 물론 이 연구 이전에도 Dunne et al.(1989) 등 기존 연구들이 있지만 Davis and Haltiwanger(1992)가 가장 체계적이고 정확한 자료를 활용하여 일자리변동을 분석한 최초의 연구라고 할 수 있다. 이들은 미국의 사업체 패널자료(LRD)를 이용하여 미국 제조업의 일자리창출과 소멸 패턴에 대해 연구하였고, 매년 100개의 일자리 중에서 10개의 일자리가 창출되고 10개의 일자리가 소멸되는 높은 일자리변동이 미국 제조업에서 관측되며, 이것이 미국 노동자의 이직과 입직의 상당 부분을 설명한다는 점을 밝혔다. 이후 Davis, Haltiwanger and Schuh (1996), Davis and Haltiwanger(1999) 등을 통해 이들의 연구는 심화되었다. 그 이후 미국 이외의 나라에서도 일자리변동에 대한 매우 많은 연구가 진행되었다. 이들 연구들은 Davis and Haltiwanger(1999)에서 종합적으로 정리되어 있다.

한국에 대한 연구는 김혜원(2000), 전병유(2001)의 연구가 있다. 김혜원(2000)의 경우 통계청의 「광공업통계조사」에 기초한 사업체패널자료를 활용했고, 전병유(2001)의 경우 노동부의 「고용보험 DB」에 기초한

용자 이동 등을 분석하는 것은 노동이동과 관련된 다양한 이론을 검증할 수 있는 기회를 제공한다. 일자리기회의 분포를 변화시키는 수요 측면의 교란 요인이나 피용자의 일자리탐색(job search), 일자리매칭(job matching), 일자리에 관한 선호 등에 영향을 미치는 사건들을 동태적으로 분석할 수 있다는 장점을 가지기 때문이다.

사업체 및 종업원 패널자료를 활용하여 일자리창출·소멸을 분석하였다. 김혜원(2000)의 경우 1982~97년까지의 한국 제조업 사업체 자료를 활용하여 사업체의 확장 및 축소에 따른 일자리변동의 분석을 장기 시계열로 분석하고 있지만, 자료가 광공업부문에 한정되어 있고 피용자의 노동이동을 결합하여 분석하지 못하고 있다는 한계가 있다. 전병유(2001)의 경우는 사업체와 종업원이 매칭된 자료를 이용했다는 장점은 있지만 시계열이 짧고 특정 시기에 한정되어 있기 때문에 일자리창출·소멸의 평균적 특징을 분석하는 데 한계가 있다.

이 두 연구 이외에는 그동안 우리나라의 경우 「사업체 및 종업원 동시패널자료」를 이용한 분석이 없었다. 본 연구는 김혜원(2000), 전병유(2001) 두 연구의 한계를 서로 보완하면서 연구를 좀더 심화시키고, 정보통신산업을 중심으로 일자리변동의 메커니즘을 추가적으로 검토하고자 한다. 따라서 본 연구는 이러한 「사업체·종업원 동시패널자료」를 구축해 일자리변동의 동학을 분석한 종합적인 최초의 연구라고 생각된다.

결국 본 연구의 주제는 일자리창출과 소멸의 동학이고, 이를 정보통신부문을 중심으로 제조업과 비교하면서 분석하는 데 있다. 그리고 본 연구의 주된 연구 주제는 다음과 같다.

첫번째 연구 주제는 사업체변동에 따른 일자리변동의 동학의 특성이 우리나라에서 어떻게 나타나고 있는가, 즉 일자리창출과 소멸의 절대적 크기, 집중성, 지속성 등이 어떻게 나타나고 있는가, 우리나라의 경우 외국의 연구 결과와 비교하면 어떠한 차이를 나타내고 있는가, 그리고 일자리변동에 있어서 정보통신산업과 제조업 간에 차이가 나타나는가? 이는 제2장과 제4장에서 다루어질 것이다. 제2장과 제4장의 경우 연구 주제가 일부 중복되기는 하지만 사용하는 자료가 다르며 분석대상에서 차이가 있다.

두번째 주제는 경기변동과 일자리변동 간의 관계이다. 일자리변동이 경기변동에 따라 어떻게 변하는가, 그리고 불황이라는 현상이 생산성이 떨어지는 일자리를 구조조정하는 세정효과(Cleansing Effects)가설 등을 검토할 것이다. 이는 제4장에서 다루어진다.

세번째 연구 주제는 노동이동이라는 주제를 좀더 동태적으로 분석하는 것이다. 즉 노동이동이라는 현상은 고용주나 피용자가 주어진 조건에서 합리적인 선택에 따라 채용방식을 조정하든지 이직을 하든지 하는 과정에서 발생할 수도 있지만, 또한 일자리변동 자체가 피용자의 노동이동을 초래할 수도 있다. 본 연구에서는 이러한 일자리변동과 피용자의 노동이동 간에는 어떠한 관계가 존재하는가, 즉 일자리창출 또는 일자리소멸은 피용자의 노동이동에 어떤 방식으로 영향을 미치는가 등을 연구하고자 한다. 이는 제4장에서 집중적으로 다루어질 것이다.

한편 이러한 연구 주제들을 기존의 제조업과 정보통신산업을 대비해서 검토함으로써 디지털경제로의 전환 과정에서 일자리변동의 특징적인 변화를 파악하고자 한다.

한국노동연구원은 그동안 정보통신기술의 변화가 노동시장에 미치는 효과에 대해서 지속적으로 연구를 해왔다. 정보통신기술의 변화에 따른 인력수급의 변화, 노동시장이 기능하는 방식의 변화, 노동자의 임금과 숙련에 미치는 영향에 대한 연구 등이 이루어졌다. 이번에는 주로 일자리창출 및 소멸의 동학에 대해서 집중적으로 연구함으로써 기존의 연구를 더욱 체계화하고 심화하고자 한다.

제 2 장 일자리변동의 구조와 특징

이 장에서는 통계청의 「광공업통계조사」의 시계열 사업체 추적자료에 기초한 우리나라 제조업과 정보통신제조업에서의 일자리변동의 기본적인 특성을 파악하고자 한다.

제1절에서는 일자리창출과 소멸을 분석하기 위한 핵심 개념 및 측정 방법을 설명한다. 이와 함께 본 연구에서 사용한 자료의 특성을 설명한다. 제2절에서는 1980년대 이후 한국 광공업의 일자리창출률 및 소멸률의 구조적 특성을 분석한다. 제3절에서는 다양한 기준에 의해 사업체 부문으로 구분하여 사업체 특성이 일자리창출과 소멸에 어떤 영향을 주는지 규명한다. 제4절에서는 광공업 내의 정보통신산업과 전통산업 사이의 일자리창출과 소멸의 차이점을 분석한다. 제5절에서는 주요 내용을 요약하고 있다.

제1절 개념과 측정방법

1. 일자리변동의 개념

일자리 개념은 직관적으로 쉽게 이해되지만 일자리변동을 실증적

으로 측정하기 위해서는 엄밀한 정의가 필요하다. 이 글에서 일자리(job)란 Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)에 따라 노동자에 의해 채워진 고용지위를 의미한다.

경제전체의 일자리수는 매년 변동하는데 순변동분 배후에는 그보다 훨씬 큰 규모의 일자리창출과 소멸이 발생한다. 순변동만으로 일자의 변동을 평가하는 것은 많은 한계를 갖는다. 예를 들어 2000년 12월 말 기준 200만 명의 노동자가 일자리를 가지고 있었다면 2000년 12월 말 200만 개의 일자리가 존재한다고 말할 수 있다. 1999년 12월 말 기준 210만 명의 노동자가 일자리를 가지고 있을 경우 1999년 말 210만 개의 일자리가 존재한다. 이때 2000년과 1999년을 비교할 때 일자리가 10만 개가 줄어들었다. 그런데 실제 일자리수의 변동 과정을 자세히 살펴보면 단순히 기존 210만 개의 일자리 중에서 10만 개가 사라진 것이 아니라, 30만 개의 일자리가 새로 생기고 40만 개의 일자리가 사라져서 결과적으로 10만 개의 일자리가 감소한 것이다. 일자리수의 순변동만을 보는 것은 노동시장에서 또는 노동수요 측면에서 얼마나 큰 변화가 있었는지를 평가하는 데 한계가 있다. 10만 개의 일자리수 순감소의 이면에는 30만 개의 일자의 창출과 40만 개의 일자의 소멸, 합해서 70만 개의 일자리가 변동한 것이 숨어 있으며 70만 개의 일자의 총변동량 중에서 실제 10만 개가 순변동한 것을 빼면 얻게 되는 60만 개의 일자리수 변동은 거시경제적 필요를 넘어선 사업체별 이질성에 의해 야기된 일자리수 변동량이다.

일자의 변동에 덧붙여 노동자의 일자리 이동도 존재한다. 앞선 숫자의 예를 이용해 설명하면 2000년 12월과 1999년 12월 말 사이 일자를 바꾼 노동자는 100만 명이었다고 하자. 노동자가 일자를 바꾼 이유는 첫째, 자신이 종사하던 일자가 사라져서 해고되었거나, 둘째, 기존 일자리보다 나은 조건의 일자가 생겨 일자를 옮겼거나, 셋째, 개인적인 사정으로 일자를 그만두거나 하는 경우이다. 노동자의 일자 이동의 첫번째, 두번째 요인은 일자리창출 및 소멸에 기인한 것이므로 일자의 창출·소멸은 노동자의 일자 이동의 최소값으로 작용한다.

초과일자리변동량은 일자리변동으로 인한 취업상태와 실업상태 사이의 노동자 이동의 최대값이 된다. 앞의 숫자의 예로 설명하면 30만 개의 창출된 일자리가 모두 실업자로부터 충원되고 소멸된 40만 개의 일자리에서 떠난 노동자가 모두 실업자가 되는 경우 취업상태와 실업상태 사이 노동자 이동의 최대값은 초과일자리변동량과 일치한다. 그런데 실제로는 창출된 일자리가 실업자뿐만 아니라 기존 취업자의 이동으로 인해 채워질 수 있고 소멸된 일자리에 취업했던 노동자가 기존 및 신규 일자리로 이동할 수 있기 때문에 70만개의 취업상태와 실업상태 사이에 노동자 이동이 일어나기는 힘들 것이다.

매시점 일자리창출량과 소멸량 중에서 큰 값으로 정의되는 최소 필요일자리변동량은 일자리변동의 직접적인 영향으로 일자리를 옮기거나 고용상태가 변화하는 노동자수의 최소값이 된다. 30만 개의 일자리가 창출되고 40만 개가 소멸될 경우 이러한 일자리변동으로 최소한 40만 명의 노동자가 일자리를 옮기거나 취업상태에서 실업상태로 고용상태의 변화를 경험하게 된다. 반대로 40만 개의 일자리가 창출되고 30만 개가 소멸될 경우 최소한 40만 명의 노동자가 일자리를 옮기거나 실업상태에서 취업상태로 고용상태의 변화를 경험하게 된다.

이상의 설명에 기초하여 일자리변동에 관한 주요 개념을 다음과 같이 정의한다.

- 정의 1(일자리창출량)

t시점에서 일자리창출량이란 새로 시작하거나 고용규모가 늘어난 사업체에서 t-1시점과 t시점 사이에 늘어난 일자리의 수를 합한 것이다.

- 정의 2(일자리소멸량)

t시점에서 일자리소멸량이란 문을 닫거나 고용규모가 축소된 사업체에서 t-1시점과 t시점 사이에 감소한 일자리의 수를 합한 것이다.

- 정의 3(순일자리증가량)

t시점에서 순일자리증가량은 t시점에서의 일자리창출량에서 t시점

18 디지털경제와 일자리창출

에서의 일자리소멸량을 뺀 값의 합이다.

- 정의 4(일자리재배치량)

t시점에서의 일자리재배치량이란 모든 사업체에서의 일자리창출량과 일자리소멸량을 합한 것이다.

- 정의 5(초과일자리변동량)

t시점에서의 초과일자리변동량이란 일자리재배치량에서 순일자리증가량의 절대값을 뺀 것이다.

- 정의 6(노동자이동)

t시점에서 노동자 이동량이란 t-1시점과 t시점 사이에 일자리를 바꾼 노동자의 수이다.

- 정의 7(최소필요노동자이동량)

t시점에서의 최소필요일자리이동량이란 일자리창출량과 일자리소멸량 중 큰 값이다.

2. 일자리변동의 측정

가. 몇 가지 개념적 문제들

엄밀하게 측정할 경우 하나의 사업체 내에서도 일자리창출과 소멸이 동시에 이루어진다. 예를 들어 갑이라는 회사에서 1999년에 25개의 일자리가 있다가 2000년에 30개의 일자리로 늘어나서 순일자리증가가 5개로 관측되더라도 실제로는 내부적으로 설계직 5개, 판매부서 5개, 운송팀 2개에서 일자리가 늘어나 12개의 일자리가 창출되고, 비서직 2개, 경리부서 5개에서 일자리가 줄어들어 모두 7개의 일자리가 소멸된 결과일 수 있다. 이럴 경우 하나의 사업체 내에서 일자리창출량은 12이고 소멸량은 7이며, 순일자리증가량은 5이고 일자리재배치량은 19, 초과일자리변동량은 14이다.

실제로 한국의 광공업통계조사 등의 사업체 통계에서 위와 같이 세분된 일자리별 고용량이 측정되지 않는다. 미국이나 한국의 경우 사업체 통계에서 일자리의 구분은 생산직과 사무직 정도의 구분이 가장 세

분된 것이며, 대부분 하나의 사업체 일자리수는 모두 통합되어 하나의 숫자로만 기록된다. 이런 점에서 자료의 한계로 인해 일자리변동은 사업체 수준에서는 일자리창출 또는 소멸 중 하나로 관측되므로 이 연구에서도 일자리변동의 측정은 사업체 수준에 초점을 맞추어 분석한다. 하지만 필요에 따라 생산직과 비생산직을 세분한 일자리변동은 추가적으로 분석한다.

일자리변동을 비교하기 위해서 우리는 일자리변동률의 개념을 적극적으로 활용할 것이다. $t-1$ 년도의 일자리변동과 t 년도의 일자리변동을 비교할 때 단순히 변동량을 비교하는 것은 변동의 정도를 비교하는 데 오해의 소지를 낳을 수 있기 때문이다. 일자리변동률을 계산하기 위해서 대부분의 연구에서 사용하는 방법은 t 년도의 일자리재배치량을 $t-1$ 년도와 t 년도의 일자리수의 평균값으로 나누는 것이다. 이것은 t 년도의 일자리재배치량을 $t-1$ 년도의 일자리수로 나누는 일반적인 증가율 방법에 비교하여 신규 진입하는 사업체와 퇴출하는 사업체의 일자리변동률이 무한대의 값 또는 음의 무한대 값이 아니라 $+2$, -2 의 값을 갖는다는 점에서 지속사업체의 일자리변동률과 통합적으로 다루기 편리하기 때문에 많이 사용되고 있다.

나. 일자리창출률과 소멸률의 정의

EMP_{est} 는 t 기 부문 s 에 속한 사업체 e 의 일자리수이다. 이때 사업체별 일자리창출률(JC)은 다음과 같이 정의된다.

$$JC_{est} = \Delta EMP_{est} \quad \text{if } \Delta EMP_{est} > 0 \quad (1)$$

단, $\Delta EMP_{est} = EMP_{est} - EMP_{est-1}$

사업체별 일자리소멸률(JD)은 다음과 같이 정의된다.

$$JD_{est} = | \Delta EMP_{est} | \quad \text{if } \Delta EMP_{est} < 0 \quad (2)$$

사업체의 일자리규모 또는 사업체규모(JS)는 다음과 같이 정의된다.

$$JS_{est} = \frac{EMP_{est} + EMP_{est-1}}{2} \quad (3)$$

일자리창출률(JCR)과 일자리소멸률(JDR)은 일자리규모(JS)에 대한 일자리창출량(JC)과 일자리소멸량(JD)의 비율로 정의된다.⁵⁾

$$JCR_{est} = \frac{JC_{est}}{JS_{est}} \quad (4)$$

$$JDR_{est} = \frac{JD_{est}}{JS_{est}} \quad (5)$$

t기의 진입사업체는 t-1기에 존재하지 않던 사업체로서 t기에 존재하는 사업체로 정의된다. 이럴 경우 t-1기의 일자리량 EMP_{est-1} 이 0이므로 평균 일자리량 JS_{est} 는 $EMP_{est}/2$ 가 된다. 따라서 진입사업체의 일자리창출률은 2의 값을 갖는다.

t기의 퇴출사업체는 t-1기에 존재하던 사업체로서 t기에 존재하지 않는 사업체로 정의된다. 이럴 경우 t기의 일자리량 EMP_{est} 이 0이므로 평균 일자리량 JS_{est} 는 $EMP_{est-1}/2$ 가 된다. 따라서 퇴출사업체의 일자리소멸률은 2의 값을 갖는다.

일반적인 증가율 (G_{et})과 이 글에서 제시한 순일자리증가율 (g_{et})의 차이는 다음의 식에서 쉽게 알 수 있다.

$$g_{et} = \frac{EMP_{et} - EMP_{et-1}}{(1/2)(EMP_{et-1} + EMP_{et})} \quad (6)$$

5) 이하 이 글에서 제시되는 일자리창출률과 소멸률 등 대부분의 값들은 이러한 식에 100을 곱하여 제시되었다.

$$G_{et} = \frac{EMP_{et} - EMP_{et-1}}{EMP_{et-1}} \quad (7)$$

이때 g_{et} 와 G_{et} 사이에 다음의 관계가 성립한다.

$$G_{et} = \frac{2g_{et}}{2 - g_{et}} \quad (8)$$

이제 개별 사업체의 일자리변동을 집계한 집계적 일자리창출률 (JCR_t)과 소멸률(JDR_t)을 정의하도록 하자. 그것은 다음과 같이 정의 된다. 단, Ω 는 사업체 전체 집합이다.

$$JCR_t = \frac{\sum_{e \in \Omega} JC_{est}}{\sum_{e \in \Omega} JS_{est}} \quad (9)$$

$$JDR_t = \frac{\sum_{e \in \Omega} JD_{est}}{\sum_{e \in \Omega} JS_{est}} \quad (10)$$

집계적 순일자리증가율(JGR)은 다음과 같이 정의된다. 이것은 Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)에서는 NET 로 명명한 것과 같다.

$$JGR_t = JCR_t - JDR_t \quad (11)$$

집계적 일자리재배치율(JRR)은 경제 전체에서 일자리량이 얼마나 변동하는지를 측정한다. Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)에서는 SUM 으로 명명한 것과 같다.

$$JRR_t = JCR_t + JDR_t \quad (12)$$

똑같은 순일자리증가율이라 해도 상이한 일자리재배치율에서 나올 수 있다. 순일자리증가율이 0.05라고 하면 이것은 일자리창출률이 0.25, 소멸률이 0.2일 때도 나올 수 있지만 창출률이 0.07, 소멸률이 0.02일

때도 나올 수 있다. 전자의 경우 일자리재배치율은 0.45이고 후자는 0.09에 불과하다. 일자리가 활발하게 창출되고 소멸되는 경제와 일자리 창출·소멸이 거의 없는 경제 모두 순일자리증가율은 같을 수 있다는 점에서 순일자리증가율은 경제 내의 일자리변동의 동태적인 모습을 제대로 보여주지 못하는 약점을 가지고 있다. 이런 점에서 일자리재배치율의 계산은 매우 중요하다.

집계적 초과일자리변동률(*JER*)은 다음과 같이 정의된다. Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)에서는 EXCESS로 명명되었던 것이다.

$$JER_t = JRR_t - |JGR_t| \quad (13)$$

초과일자리변동률은 일자리변동의 규모에서 경제 전체에서 필요했던 순일자리증가분을 제외하고 초과로 이루어진 일자리변동을 측정한다. 예를 들어 2000년 한국 경제에서 총일자리가 100에서 90으로 감소했는데 일자리창출량은 30, 일자리소멸량은 40이었다고 하자. 한국 경제 전체의 관점에서 10만개의 일자리 파괴가 필요했지만 내부에서는 70만개의 일자리변동이 일어났다. 변동된 70 중에서 10은 불황으로 인한 수요감소로 인해 필수적으로 요구된 고용감소, 즉 일자리재배치량인 데 비해 60은 이를 초과하여 발생한 일자리변동이다. 초과일자리변동률은 이러한 60의 크기를 측정한 것이다.

최소필요노동자이동률(*JMR*)은 매년도 일자리창출률과 소멸률 중에서 큰 값을 말하는데 이는 직접적으로 일자리변동으로 인해 최소한 이 정도의 노동자 이동이 야기된다는 것을 의미한다.

$$JMR_t = \max[JCR_t, JDR_t] \quad (14)$$

다. 부문별 창출률과 소멸률

이 글의 분석에서 사업체의 특성에 따라 전체 사업체를 여러 부문으로 나누어서 부문들간의 일자리변동의 특성을 비교해 볼 것이다. 이를

위해 부문별 일자리변동을 정의할 필요가 있다. 부문별 일자리창출량(JC_s)과 일자리소멸량(JD_s)은 다음과 같이 정의된다.

$$JC_{st} = \sum_{e \in \Omega_s^+} \Delta EMP_{est} \quad (15)$$

$$JD_{st} = \sum_{e \in \Omega_s^-} \Delta EMP_{est} \quad (16)$$

이때 Ω_s 는 부문 s에 속한 사업체의 집합이며, Ω_s^+ 는 일자리창출이 이루어진 사업체의 집합이고, Ω_s^- 는 일자리소멸이 이루어진 사업체의 집합이다.

부문별 일자리 규모는 다음과 같이 정의된다.

$$JS_{st} = \frac{\sum_{e \in \Omega_s} EMP_{est} + \sum_{e \in \Omega_s} EMP_{est-1}}{2} \quad (17)$$

집계적 창출률과 소멸률과 비슷한 방식으로 부문별 일자리창출률과 소멸률 등은 다음과 같이 정의된다.

$$JCR_{st} = \frac{JC_{st}}{JS_{st}} \quad (18)$$

$$JDR_{st} = \frac{JD_{st}}{JS_{st}} \quad (19)$$

$$JGR_{st} = JCR_{st} - JDR_{st} \quad (20)$$

$$JRR_{st} = JCR_{st} + JDR_{st} \quad (21)$$

$$JER_{st} = JRR_{st} - |JGR_{st}| \quad (22)$$

부문별 일자리변동률을 계산할 때 주의를 요하는 점 하나를 언급할 필요가 있다. t시점에 부문 s에 속한 사업체가 t-1시점에서는 부문 s'에

속했던 경우 이 사업체의 일자리변동은 부문 s의 일자리변동인지 부문 s'의 일자리변동인지가 모호하다. 이러한 난점을 해결하기 위해서는 t시점과 t-1시점의 사업체의 부문을 동일하게 정의해야 한다.

이 연구에서는 우선 부문 기준이 수치형 자료인 경우 각 사업체의 부문을 각 사업체의 t-1기의 값과 t기의 값의 평균을 이용해 부문을 결정하기로 한다. 예를 들어 사업체 규모에 따라 부문을 나눈다고 하자. 일자리수 19인 이하를 제1 그룹으로 하고, 일자리수 20인 이상 49인 이하를 제2 그룹으로 나눌 때 어떤 사업체가 t-1기에 15인이고 t기에 27인이라면 평균한 21인의 값을 이용해 이 사업체는 t-1기에도 제2 그룹이고 t기에도 제2 그룹이었다고 보는 것이다. 이처럼 평균값을 이용해 부문을 구분할 경우 t-1기와 t기 사이에 부문간 이동을 하는 사업체는 존재하지 않게 되어 부문간 이동으로부터 발생하는 복잡한 문제를 회피할 수 있다.

만약 부문 구분이 수치형 자료이면서 증가하는 추세를 갖거나 감소하는 추세를 가질 경우 앞서 든 예처럼 단순평균을 하게 되면 특정 연도의 값에 큰 가중치를 부여하여 부문 부여에 편의가 발생하는 문제가 있다. 예를 들어 사업체 평균 고용량이 계속 증가하고 있다면 t-1기와 t기의 단순평균을 구하는 것은 t기의 값에 더 많은 가중치를 부여하는 것이 된다. 두 시기에 동일한 가중치를 부여하기 위해서는 t-1기의 값을 평균값 변화만큼 조정해 주는 것이 필요하다. 이에 따라 부문 구분을 위한 수정된 평균값(\tilde{y}_{et})은 다음과 같이 계산된다.

$$\tilde{y}_{et} = \frac{y_{et} + \left(\frac{\bar{y}_t}{\bar{y}_{t-1}}\right)y_{et-1}}{2} \quad (23)$$

이렇게 계산된 값에 근거하여 t-1기와 t기의 사업체의 부문을 확정한다.

부문 기준이 되는 자료가 범주형 자료인 경우에는 평균값을 구하는 것이 불가능하다. 예를 들어 산업분류의 경우가 그러하다. 이런 경우

어떤 연도의 부문 중 하나를 선택해야 한다. 이 연구에서는 일관되게 t 기의 부문을 기준으로 삼았다.

라. 광공업통계조사 원자료의 특징

이 글의 분석에서 주로 사용된 자료는 1981~2000년까지의 광공업통계조사 원자료이다.⁶⁾ 한국의 광공업통계조사는 1968년부터 매년 시행되고 있다. 종사자 5인 이상의 광업 및 제조업 사업체를 대상으로 고용, 급여, 종사자수, 출하액, 생산비, 부가가치, 유형고정자산 등을 조사하는 이 조사는 5인 이상 종사자의 광공업 사업체에 대한 전수조사 방식으로 이루어지고 있으므로 일자리변동을 연구하는 데 필요한 대부분의 정보를 제공하고 있다. 특히 통계청에서는 각 사업체에 고유번호를 부여하고 있으므로 원자료에서 매년도 사업체를 식별할 수 있어서 하나의 사업체의 일자리가 어떻게 변화하는지를 알 수 있다.

일자리수를 측정하는 기본 자료는 광공업통계조사 원자료의 연말 종사자수 자료이다. 그런데 광공업통계조사에서 추가적으로 종사상 지위 별로 세분된 자료를 제공하고 있다. 그 구분은 생산직, 사무직 및 기타, 자영업자, 무급가족종사자로 나뉜다. 이 연구에서는 전체 종사자수 자료를 기본으로 사용하며 필요에 따라 생산직수와 그 외 수를 구분하여 일자리변동을 측정하였다. 또한 광공업통계조사의 종사자는 상용, 일용, 임시직 노동자 모두를 포함한다. 특별히 상용노동자에 한정하지 않은 자료라는 점을 기억할 필요가 있다.

광공업통계조사 원자료의 문제점은 종사자수 5인 이상 사업체만을 대상으로 함으로써 4인 이하 사업체가 제외되어 있다는 것이다. 4인 이하 사업체가 제외될 경우 진입기업과 퇴출기업을 명확히 확인할 수 없고 이에 따라 일자리변동을 과대평가할 수 있다. 예를 들어 $t-1$ 기 3인 사업체가 t 기 6인 사업체가 되었을 경우 광공업통계조사에서는 $t-1$ 기에

6) 1980년 이전 자료도 존재하지만 이들 자료들은 1981년 이전 자료와 비교할 때 사업체 번호의 연속성이 심하게 훼손되어 사업체의 추적이 어렵다는 점에서 사용할 수 없다.

이 사업체가 관측되지 않고 t기 자료에는 존재한다. 이 경우 이 사업체를 진입사업체로 분류할 경우 일자리변동분이 +6으로 측정되는데 실제 일자리변동분은 +3에 비해 과대평가된다. 또한 t-1기에 7인을 고용한 사업체가 t기에 4인을 고용할 경우 t-1기 자료에 있던 사업체가 t기 자료에는 나타나지 않는데 이 사업체를 퇴출로 분류할 경우 일자리소멸량이 7로 측정된다. 실제 일자리소멸량이 3이라는 점을 고려하면 일자리소멸이 과대평가된다. 이런 점에서 진정한 일자리변동이 과대평가된다. 이 글에서는 전기에 존재하다가 금기에 존재하지 않거나 전기에 존재하지 않다가 금기에 존재하는 사업체들을 제외한, 즉 t-1기와 t기 모두 존재하는 지속사업체를 중심으로 일자리변동을 분석한다.⁷⁾

<표 2-1>에서는 광공업통계조사 원자료에서 관측된 사업체수와 노동자수를 연도별로 나타내고 있다. 1981~2000년까지 총 사업체 수는 325,298개이다. 이들 사업체 중에는 1년만 등장하는 사업체도 있고 18년 동안 늘 등장하는 사업체도 있다. 여러 번 관측되는 사업체를 포함하여 총 1,405,352개의 관측치를 얻을 수 있다. 사업체수는 대체로 증가하는 추세이며 노동자수는 1988년을 분기점으로 감소하는 추세에 있다.⁸⁾ 이에 따라 사업체당 평균 노동자수는 지속적으로 감소하여 왔다. 1981년 60명이던 사업체당 평균 노동자수는 2000년에는 절반 이하로 줄어들어 27명이 되었다.

7) 통계청에서는 연도의 끝자리가 3, 8인 연도에 전국사업체통계조사라는 이름으로 4인 이하의 사업체에 대한 조사를 추가적으로 하고 있다. 원칙적으로 5년마다 이루어지는 4인 이하 사업체 자료와 매년 5인 이상 사업체에 대한 광공업통계조사를 결합하면 진입, 퇴출사업체와 4인 미만으로 계속 존재하는 사업체를 부분적으로 식별할 수 있고, 이에 따라 일자리변동에 대한 보다 정확한 측정이 가능하다. 그런데 통계청에서 4인 이하 사업체에 대해 독자적인 사업체 번호를 매번 새로 부여하고 있어 연별 자료와 연속성을 갖는 데이터베이스를 만들 수 없었다. 마르코프 모형을 이용하여 5인 이상 사업체 자료인 광공업통계조사 자료만으로 진입률과 퇴출률의 추정치를 구하려는 시도에 대해서는 김혜원(2002)을 참조.

8) 1992년에 비교하여 1993년에 사업체수가 갑자기 급증하고 있음을 알 수 있다. 1994년 시행된 1993년 통계청의 조사시 조사대상 사업체 선정에 약간의 변화가 있었기 때문으로 여겨진다. 이 글의 분석에서는 지속사업체를 중심으로 분석하며 변동량보다는 변동률에 초점을 맞추므로 이러한 사업체수 급증은 큰 문제를 야기하지 않는다.

〈표 2-1〉 광공업통계조사 원자료 개관(1)

	사업체수	노동자수	사업체당 평균노동자수	사업체수 증가율	노동자수 증가율	사업체당 평균노동자수 증가율
1981	35,357	2,125,663	60			
1982	38,746	2,179,327	56	9.6	2.5	-6.4
1983	41,088	2,327,520	57	6.0	6.8	0.7
1984	43,428	2,433,501	56	5.7	4.6	-1.1
1985	45,933	2,527,860	55	5.8	3.9	-1.8
1986	52,011	2,881,311	55	13.2	14.0	0.7
1987	56,318	3,141,840	56	8.3	9.0	0.7
1988	61,723	3,220,410	52	9.6	2.5	-6.5
1989	67,484	3,163,017	47	9.3	-1.8	-10.2
1990	70,455	3,097,341	44	4.4	-2.1	-6.2
1991	74,001	2,983,865	40	5.0	-3.7	-8.3
1992	76,357	2,845,417	37	3.2	-4.6	-7.6
1993	90,506	2,946,819	33	18.5	3.6	-12.6
1994	92,578	2,983,103	32	2.3	1.2	-1.0
1995	97,284	3,015,325	31	5.1	1.1	-3.8
1996	98,105	2,968,517	30	0.8	-1.6	-2.4
1997	92,990	2,712,408	29	-5.2	-8.6	-3.6
1998	80,315	2,319,383	29	-13.6	-14.5	-1.0
1999	91,889	2,541,459	28	14.4	9.6	-4.2
2000	98,784	2,692,491	27	7.5	5.9	-1.5
평균	70,268	2,755,329	43	5.8	1.5	-4.0
표준편차			11.8	7.0	6.7	3.9

실제 이 글의 분석에서 많이 이용되는 것은 t-1년도와 t년도에 공통적으로 존재하는 지속사업체이다. 이들 자료의 특징은 <표 2-2>에 나타나 있다. 지속사업체는 최소한 2개년도에 걸쳐 관측되는 사업체인데 총 사업체수는 222,709개이다. 그리고 여러 번 관측되는 경우를 포함한 총 관측치는 1,035,880개이다. 지속사업체는 매년도 전체 사업체수의 평균 75.8%를 차지하며 지속사업체에 고용된 노동자수는 매년도 전체 노동자수의 평균 88.4%에 이른다. 따라서 지속사업체 분석의 결과는 전체 사업체의 특성을 잘 반영할 수 있다.

〈표 2-2〉 광공업통계조사 원자료 개관(II)

	사업체수	전년도 노동자수	금년도 노동자수	노동자수 증가율	계속사업 체수 비중	계속사업체 노동자수 비중
1982	28,409	1,894,051	1,901,751	0.4	73.3	87.3
1983	31,605	1,955,673	2,075,768	6.1	76.9	89.2
1984	33,777	2,117,916	2,163,416	2.1	77.8	88.9
1985	36,495	2,244,380	2,277,932	1.5	79.5	90.1
1986	38,477	2,337,190	2,521,862	7.9	74.0	87.5
1987	43,210	2,639,017	2,773,015	5.1	76.7	88.3
1988	47,330	2,891,498	2,854,843	-1.3	76.7	88.6
1989	50,001	2,933,873	2,737,981	-6.7	74.1	86.6
1990	53,666	2,858,306	2,750,080	-3.8	76.2	88.8
1991	57,950	2,800,062	2,670,134	-4.6	78.3	89.5
1992	60,149	2,680,942	2,548,232	-5.0	78.8	89.6
1993	61,006	2,493,969	2,460,486	-1.3	67.4	83.5
1994	71,426	2,619,351	2,654,634	1.3	77.2	89.0
1995	69,492	2,617,076	2,626,975	0.4	71.4	87.1
1996	76,836	2,693,022	2,665,233	-1.0	78.3	89.8
1997	74,982	2,641,377	2,447,515	-7.3	80.6	90.2
1998	64,502	2,342,314	2,101,425	-10.3	80.3	90.6
1999	63,174	2,089,920	2,194,512	5.0	68.8	86.3
2000	73,393	2,309,966	2,368,475	2.5	74.3	88.0
평균				-0.5	75.8	88.4
표준편차				4.9	3.7	1.7

제 2 절 일자리변동의 기본 특징

1. 일자리변동의 수준

앞서 언급한 것처럼 광공업통계조사 자료의 한계로 인해 전체 광공업에서의 일자리변동을 정확하게 측정하는 것은 어렵다. 이 글의 분석

에서는 주로 전년도에도 존재하고 금년도에도 존재하는 사업체(이하 지속사업체)에 한정하여 일자리변동을 측정한다. 필요할 때는 전년도에는 존재하지 않는데 금년에는 존재하는 사업체를 진입사업체로 간주하고, 전년도에는 존재하는데 금년에는 존재하지 않는 사업체를 퇴출사업체로 간주하여 지속사업체, 진입사업체, 퇴출사업체를 모두 고려한 일자리변동의 분석 결과를 제시할 것이다.

<표 2-3>은 1982년부터 2000년 사이⁹⁾ 한국의 광공업에서 지속사업체의 일자리변동을 요약한 것이다. 각 연도의 일자리변동률들을 이용하여 평균값과 표준편차, 최소값과 최대값을 계산한 것이다. 1982년부터 2000년 사이 평균 일자리창출률은 9.75이고 평균 일자리소멸률은 10.33이다. 대략적으로 매년 지속사업체의 일자리 100개 중에서 10개의 일자리는 새로 생긴 일자리이며 10개의 일자리가 사라진다고 볼 수 있다. 창출률과 소멸률을 더한 값인 일자리재배치율은 20.08이며 순일자리증가율은 -0.58이다. 초과일자리변동률은 16.17으로서 집계적인 노동수요량 변동에 비해 사업체별 노동수요량 변동이 훨씬 크다는 것을 알 수 있다. 최소필요노동자이동률은 평균 12에 이른다.

<표 2-3> 광공업의 지속사업체 일자리변동 : 요약 통계

	연간 일자리변동(1982~2000)			
	평균	표준편차	최소값	최대값
일자리창출률	9.75	2.43	6.25	13.98
일자리소멸률	10.33	2.64	6.38	17.09
일자리재배치율	20.08	1.13	18.39	23.34
순일자리증가율	-0.58	4.95	-10.84	7.60
초과일자리변동률	16.17	2.63	12.49	20.64
최소필요노동자이동량	12.00	1.81	9.76	17.09

9) 실제 자료는 1981년부터 2000년까지의 자료이지만 변동률의 개념상 변동률은 1982년부터 계산된다.

진입과 퇴출을 모두 포함한 전체 사업체의 일자리변동을 측정하는 결과는 <표 2-4>에 요약되어 있다. 진입과 퇴출을 고려한 일자리재배치율은 39.61이므로 지속사업체에 한정했을 경우 20.08에 비해 두 배에 이른다. 일자리창출률은 20.43, 소멸률은 19.19이며 초과일자리변동률은 34.31이다. 이처럼 진입과 퇴출을 감안할 때 일자리변동이 격심했던 것으로 측정되는 이유는 실제로는 퇴출하지 않았는데 퇴출한 것으로 측정되거나, 진입하지 않았는데 진입한 것으로 측정되는 사업체의 일자리재배치량 때문이다. 이하에서 설명되듯이 사업체 규모가 작을수록 일자리변동이 크기 때문에 지속사업체의 일자리변동률들은 전체 사업체의 일자리변동의 최소값으로 추정되며 우리가 측정한 전체 사업체의 일자리변동률은 진정한 전체 사업체 일자리변동의 최대값으로 여겨진다.¹⁰⁾

이 글에서는 사업체 단위의 일자리변동을 기본 분석단위로 삼고 있다. 그런데 앞서 언급한 것처럼 광공업통계조사에서는 사업체 내에 생산직 일자리와 사무직 및 기타, 자영업자, 무급가족종사자 등 네 개로 일자리를 구분하고 있다. 이러한 자료를 이용하여 보다 세분되고 정밀

<표 2-4> 광공업의 전체사업체 일자리변동 : 요약 통계

	연간 일자리변동(1982~2000)			
	평균	표준편차	최소값	최대값
일자리창출률	20.43	3.39	14.18	25.85
일자리소멸률	19.19	3.80	12.78	29.80
일자리재배치율	39.61	2.61	35.17	45.97
순일자리증가율	1.24	6.71	-15.62	13.07
초과일자리변동률	34.31	4.41	25.57	42.47
최소필요노동자이동량	22.46	2.65	19.49	29.80

10) 미국의 경우 5인 미만 사업체의 비중이 미미하므로 5인 이상 사업체의 통계만으로도 충분히 전체 사업체의 일자리변동률을 대표할 수 있다. 한국의 경우 비교적 5인 미만 사업체의 비중이 크므로 이를 누락한 5인 이상 사업체만의 일자리변동률은 실제 일자리변동률과 유의미한 차이가 있을 것으로 예상된다. 그런데 5인 미만 사업체에 대한 통계가 일관되지 않아 현재로서는 어느 정도 받아들일만한 합리적인 수준에서의 추정치도 구하기 어렵다.

〈표 2-5〉 사업체간 및 사업체내 일자리재배치율

연 구	범 위	고용단위*	사업체간 일자리재배치율	사업체내 일자리재배치율
본 연구	한국, 광공업, 1982~2000	사업체	20.1	5.8
Dunne et al. (1997, 표 5)	미국, 제조업, 1972~1988	사업체	19.2	2.7
Hamernlesh et at. (1996, 표 2)	네덜란드, 전산업, 1988~1997	기 업	6.2	0.8
Lagarde et al. (1994, 표 1)	프랑스, 전산업, 1987~1991	사업체	7.9	6.7

주 : * 기업은 여러 사업체(또는 사업장)를 가질 수 있다는 점에서 사업체와 구별됨.
자료 : Davis and Haltiwanger(1999), 표 3.

한 일자리변동을 측정할 수 있다. Dunne et. al.(1997)의 방법론에 입각하여 생산직의 일자리변동과 비생산직의 일자리변동을 측정하여 이를 합한 뒤 이것을 사업체 평균 일자리수로 나누어주면 총일자리재배치율을 구할 수 있다. 이에 따라 계산한 결과와 외국의 비슷한 측정치를 비교한 것이 <표 2-5>에 제시되어 있다. 지속사업체의 총일자리재배치율은 25.9%이며 이 중에서 사업체간 일자리재배치율은 평균 20.1%로서 앞에서 본 지속사업체의 일자리변동과 같은 값이고, 사업체내 일자리재배치율은 5.8에 이른다는 것을 알 수 있다.¹¹⁾

이러한 값은 Dunne et. al.(1997)가 분석한 미국의 결과인 19.2, 2.7의 값과 비교할 때 한국의 광공업에서 최소한 2배의 사업체내 일자리변동이 있었음을 알 수 있다. 여기서 최소한이라고 쓴 이유는 Dunne et. al.(1997)이 전체 사업체를 대상으로 한 데 비해 이 글의 결과는 지속사업체에 한정해 계산한 결과이기 때문이다. Dunne et. al.(1997)의 결과와 한국의 지속사업체의 결과를 단순비교하기는 어렵지만 소규모 사업체일수록 일자리변동이 격심하다는 것을 감안할 때 실제로는 2배 이상

11) 측정의 방법론에 관해서는 [보론 1]을 참조하라. 자영업자와 무급가족종사자의 비중이 매우 미미하므로 이를 따로 계산하는 것은 무의미하여 사무직 및 기타와 자영업자, 무급가족종사자를 모두 합하여 비생산직으로 정의하였다.

의 사업체내 일자리변동이 있었을 것으로 예상된다. 이러한 결과는 한국의 광공업 사업체에서 비생산직 비중이 미국보다 빠르게 증가한 것과 연관되어 있는 것으로 생각된다.

한국의 일자리변동률은 다른 나라와 비교할 때 높은 것일까, 낮은 것일까? <표 2-7>에서는 기존의 연구에서 측정된 각국의 일자리변동률을 확인할 수 있다. 각국의 일자리변동률을 비교하는 데 있어서 시기와 범위 등 여러 가지 문제가 있지만 무엇보다도 한국과의 비교를 어렵게 하는 것은 한국의 일자리변동률은 지속사업체를 대상으로 계산된 것이라는 점이다.

한국의 측정치를 다른 나라와 비교하기 위해서는 한국의 전체 사업체 일자리변동률의 추정치를 계산하거나 다른 나라의 자료를 변환하여 지속사업체에 일자리변동률에 관한 추정치를 계산하여 한국의 지속사업체의 변동률과 비교해야 한다. 전체 일자리재배치량 중에서 진입과 퇴출의 기여도 자료가 있을 경우 전체 사업체 일자리변동률로부터 지속사업체의 일자리변동률을 추정할 수 있다.¹²⁾ <표 2-6>에서 제시된 미국의 일자리변동률은 지속사업체의 그것이므로 직접적으로 한국의 값과 비교 가능하다. 이에 따르면 미국보다 한국은 일자리변동률이 높다는 것을 알 수 있다.

미국의 변환 비율에 준거하여 다른 나라의 전체 사업체 일자리변동률을 지속사업체 일자리변동률로 변환시켜 평가해 보면 한국의 일자리변동의 규모는 특별히 높거나 낮지 않은 것으로 추정된다. 변환된 값으

<표 2-6> 지속사업체 일자리변동의 비교 : 미국 대 한국

	기 간	범 위	JCR	JDR	JGR	JRR	JER
미국	1973~1988	제조업	7.7	8.0	-0.3	15.7	15.4
한국	1982~2000	광공업	9.8	10.3	-0.6	20.1	16.2

주 : JCR = 일자리창출률, JDR = 일자리소멸률, JGR = 순일자리증가율, JRR = 일자리 재배치율, JER = 초과일자리변동률

자료 : Davis, Haltiwanger and Schuh(1996), p. 21 및 필자의 계산.

12) 자세한 방법론에 대해서는 [보론 2]를 참조하라.

〈표 2-7〉 연간 일자리변동의 국제 비교

	기 간	범 위	고용단위	JCR	JDR	JGR	JRR
오스트레일리아	1984~1985	제조업	사업체	16.1	13.2	3.9	29.3
캐나다	1977~1992	제조업	사업체	10.9	11.1	-0.2	21.9
	1983~1991	피용자 전체	기 업	14.5	11.9	2.6	26.3
칠 레	1976~1986	제조업	사업체	13.0	13.9	-1.0	26.8
콜롬비아	1977~1991	제조업	사업체	12.5	12.2	0.3	24.6
덴마크	1983~1989	민간부문	사업체	16.0	13.8	2.2	29.8
	1981~1991	제조업	사업체	12.0	11.5	0.5	23.5
에스토니아	1992~1994	피용자 전체	기 업	9.7	12.9	-2.2	22.6
핀란드	1986~1991	피용자 전체	사업체	10.4	12.0	-1.6	22.4
프랑스	1984~1992	민간부문	사업체	13.9	13.2	0.6	27.1
	1985~1991	제조업	기 업	10.2	11.0	-0.8	21.2
	1985~1991	비제조업	기 업	14.3	11.8	2.4	26.1
독 일(Lower Saxony)	1983~1990	피용자 전체	사업체	9.0	7.5	1.5	16.5
	1979~1993	제조업	사업체	4.5	5.2	-0.7	9.7
이탈리아	1984~1993	민간부문	기 업	11.9	11.1	0.8	23.0
이스라엘	1971~1972	제조업	사업체	9.7	8.2	1.5	17.9
모로코	1987~1989	제조업	기 업	18.6	12.1	6.5	30.7
네덜란드	1979~1993	제조업	기 업	7.3	8.3	-1.0	15.6
뉴질랜드	1987~1992	민간부문	사업체	15.7	19.8	-4.1	35.5
노르웨이	1976~1986	제조업	사업체	7.1	8.4	-1.2	15.5
스웨덴	1985~1992	피용자 전체	사업체	14.5	14.6	-0.1	29.1
미 국	1973~1993	제조업	사업체	8.8	10.2	-1.3	19.0
	1979~1983	민간부문	사업체	11.4	9.9	1.4	21.3
	1979~1983	제조업	사업체	10.2	11.5	-1.3	21.6
영 국	1985~1991	피용자 전체	기 업	8.7	6.6	2.1	15.3

주 : JCR = 일자리창출률, JDR = 일자리소멸률, JGR = 순일자리증가율, JRR = 일자리 재배치율

자료 : Davis and Haltiwanger(1999), 표 2.

로 계산할 경우 일자리변동률이 가장 낮은 나라는 노르웨이와 독일로서 각각 12.6, 13.1에 불과하다. 이에 비해 일자리변동률이 높은 나라는 뉴질랜드와 모로코로서 일자리변동률이 25가 넘는다. 한국의 경우 20.1로서 <표 2-7>에 제시된 나라들 중간 수준에 해당함을 알 수 있다.

이러한 수준의 일자리변동은 노동자 이동과 어떤 관계를 갖고 있는지 살펴보자. 1989년에 조사된 사업체 단위 연간 이직률은 광공업의 경우 45.1에 달한다.¹³⁾ 연간 이직률은 정의상 월간 이직률에 12를 곱한 값으로서 이중 계산의 가능성으로 인해 실제 이직률을 과대평가할 위험이 있다. 이런 점에서 연간 이직률은 실제 이직률의 최대값이다.

일자리변동은 노동자의 이동을 유발한다. 일자리가 소멸되면 이로부터 노동자가 분리되어 이직해야 한다. 일자리가 창출될 경우 실업자나 다른 사업체의 노동자가 유입되어야 하므로 일자리창출 역시 이직을 유발한다. 따라서 일자리재배치율은 대략적으로 연간 이직률의 최소값을 의미한다고 볼 수 있다. 지속사업체의 일자리재배치율인 20.08, 전체 사업체의 일자리재배치율 추정치 24.7을 감안하면 연간 이직률의 42.3~55.8%를 사업체 일자리변동이 설명한다고 볼 수 있다. 즉 이직의 절반 가량이 사업체 수준의 일자의 변동에 의해 야기된 것으로 해석할 수 있다. Davis and Haltiwanger(1998)의 계산에 따르면 미국의 경우 노동자의 일자리 이동의 35~46%가 사업체의 일자리변동에 의해 설명된다. 이와 비교할 때 한국의 경우 노동수요 측면에서의 변화가 노동자의 이직의 상당부분을 설명한다는 것을 알 수 있다.

2. 지속성

일자리변동이 매년 어떤 수준으로 이루어지는지도 중요하지만 이렇게 창출된 일자리가 얼마나 오랫동안 그 사업체 내에서 유지될 수 있으며 한 번 소멸된 일자리가 얼마나 오랜 기간 다시 나타나지 않는지도 관심의 대상이 된다. 창출된 일자리가 지속될 확률과 소멸된 일자리

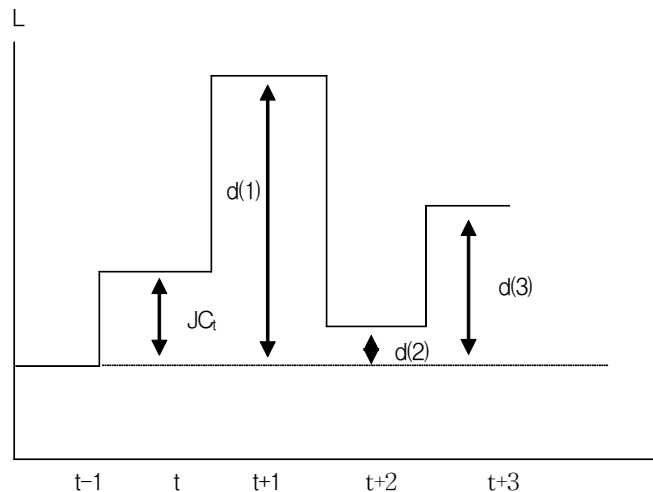
13) 어수봉(1992) 22쪽 <표 2-1> 1989년 사업체 단위 연간 이직률과 산업 단위 유출률 참조.

가 다시 나타나지 않을 확률은 일자리의 품질 및 노동자의 고용안정성과 직결된 문제이다.

일자리창출의 지속률은 t 기에 창출된 일자리가 $t+1$ 년도에 얼마나 살아남으며 $t+2$ 년도에는 얼마나 살아 남는지를, 소멸의 지속률은 t 기에 소멸된 일자리가 $t+1$ 년도에 여전히 얼마나 소멸된 채 있으며 $t+2$ 년도에는 얼마나 소멸된 채 남아 있는지를 측정하는 것이다.

이해를 돕기 위해 [그림 2-1]을 보자. 그림은 한 사업체의 시간의 흐름에 따른 일자리수의 변화를 보여준다. 횡축은 시간을, 종축은 일자리수를 의미한다. 그림에서 볼 수 있듯이 시점 t 에 JC_t 만큼의 일자리가 창출되었다. JC_t 의 일자리가 시간이 지남에 따라 어떻게 될 것인가? $d(i)$ 를 i 만큼의 기간이 흐른 뒤에 t 시점과 $t+i$ 시점의 일자리수의 차이라고 정의할 경우, 1기간이 지난 뒤에는 $d(1)$ 이 JC_t 보다 크므로 시점 t 에서 창출된 일자리는 모두 남아 있다고 생각할 수 있다. 그렇다면 이 사업체에서 일자리지속률은 1이다. 2기간이 지난 뒤에 $d(2)$ 가 JC_t 보다 작으므로 시점 t 에서 창출된 일자리 중에서 $d(2)$ 에 해당하는 일자리만 남아 있다고 볼 수 있다. 따라서 2기간 후 일자리의 지속률은 $d(2)/JC_t$ 로

[그림 2-1] 사업체의 시간 흐름에 따른 일자리수의 변화



계산할 수 있다. 3기간이 흐른 뒤 일자리의 지속률은 어떻게 될까? 이미 2기간 후에 ($JC_t-d(2)$) 만큼의 일자리가 소멸되었으므로 그 이후 생겨난 일자리는 새로 만들어진 일자리이지 시점 t 에 창출되었던 일자리는 아니다.

이런 점에서 3 기간이 흐른 뒤 일자리의 지속률은 $d(3)/JC_t$ 이 아니라 $d(2)/JC_t$ 이다.

이상의 설명을 수식으로 표현해 보자. 우선 개별 사업체의 일자리 지속량은 다음과 같이 정의된다.

$$P_{et}^c(j) = \min [d(1), d(2), \dots, d(j)] \quad (24)$$

개별 사업체의 일자리지속률은 t 기에 창출된 일자리 중에서 j 기간이 지난 후에도 남아 있는 일자리량의 비율로 정의된다.

$$p_{et}^c(j) = \frac{P_{et}^c(j)}{JC_{et}} \quad (25)$$

집계적 일자리지속률은 다음과 같이 정의된다.

$$p_t^c(j) = \frac{\sum_{e \in \Omega_t^+} P_{et}^c(j)}{JC_t} \quad (26)$$

일자리소멸률도 유사하게 정의된다.

$$p_t^d(j) = \frac{\sum_{e \in \Omega_t^-} P_{et}^d(j)}{JD_t} \quad (27)$$

Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)의 경우 분기별 자료를 이용하였으므로 단기적인 지속성과 장기적인 지속성을 엄밀히 살펴볼 수 있

지만 한국의 경우 연별 자료밖에 없으므로 지속성의 측정은 한계를 갖는다. 이러한 제약을 감안하며 그 결과를 살펴보자.

<표 2-8>에서는 한국 광공업사업체에서의 일자리창출 지속률과 일자리소멸 지속률을 볼 수 있다. t 기에 새롭게 변동된 일자리는 두 가지로 구분할 수 있다.

창출일자리인 경우 t 년도에 새롭게 창출된 일자리는 $t-1$ 년도에도 존재하던 사업체에서 창출된 일자리와, $t-1$ 년도에 존재하지 않던 사업체에서 창출된 일자리로 나뉜다. 광공업통계조사의 한계로 인해 $t-1$ 년도에 존재하지 않던 사업체에서 창출된 일자리의 경우 그 안에는 실제로 창출되지 않은 일자리가 섞여 있어 그 수가 과대평가되는 경향이 있다. 이에 따라 창출률과 지속률이 과대평가된다.

또한 소멸일자리도 지속사업체에서 소멸된 일자리와 퇴출사업체에서 소멸된 일자리로 나뉜다. 이때 퇴출사업체의 소멸량은 과대평가되는 경향이 있다. 이럴 경우 소멸률은 과소평가될 가능성이 있다. 그런데 이들 퇴출로 간주된 사업체 중에 실제로 퇴출된 사업체가 섞여 있고 이들의 소멸지속률은 100%이므로 지속사업체에서 소멸된 일자리소멸 지속률에 비해 높은 경향도 존재한다.

이런 점에서 비교적 과대평가의 가능성이 작은 지속사업체의 일자리변동을 중심으로 지속률을 평가하기로 한다. 지속사업체의 경우 일자리창출의 1년 지속률은 56.63이고 2년 지속률은 40.07이다. 새로 창출된 100개의 일자리 중에서 1년을 유지하는 일자리수는 56개 정도이며 2년 지속되는 일자리수는 40개에 불과하다. 이에 비해 한 번 소멸된 일자리는 80%가 다시 등장하지 않으며 2년 후에도 여전히 재등장하지 않는 것이 73%에 달한다.

한국의 일자리변동 지속률은 선진국과 비교할 때 일자리소멸 지속률의 경우와 유사하지만 창출 지속률은 상당히 떨어진다는 것을 알 수 있다. <표 2-9>는 미국, 프랑스 등의 일자리변동의 지속률에 대한 표이다. 소멸은 한국의 경우와 비슷하지만 창출은 이들 선진국에서 1년 지속률의 경우 70%를 넘고, 2년 지속률도 50%를 넘는다는 점에서 한국이 창출된 일자리가 지속될 확률이 낮다는 것을 알 수 있다.

〈표 2-8〉 일자리변동의 평균 지속률 : 한국 광공업 사업체(1981~2000)

	전체 사업체		지속사업체		비지속사업체	
	1년	2년	1년	2년	1년	2년
일자리창출	62.54	46.54	56.63	40.07	66.60	50.98
일자리소멸	86.10	81.33	80.27	72.95	91.22	88.71

〈표 2-9〉 평균 지속률의 국제 비교

	미 국 (1973~1988)		덴마크 (1980~1991)		네덜란드 (1979~1993)		노르웨이 (1977~1986)		프랑스 (1985~1990)	
	1년	2년	1년	2년	1년	2년	1년	2년	1년	2년
일자리창출률	70.2	54.4	71.0	58.0	77.9	58.8	72.7	65.1	73.4	51.5
일자리소멸률	82.3	73.6	71.0	58.0	92.5	87.3	84.2	79.8	82.1	68.2

자료 : Davis and Haltiwanger(1999), 표 6.

3. 집중성

전체 일자리창출은 대부분의 사업체에서 조금씩 창출되는 것일까 아니면 일부 사업체에서 대량으로 창출되는 것일까? 일자리소멸 총량은 대부분의 사업체에서 조금씩 일자리가 파괴되어 모인 것일까, 아니면 일부 사업체에서 대량으로 일자리가 사라진 것일까?¹⁴⁾

이런 질문은 전체 일자리변동량 중에서 대량 해고나 대규모 신규채용이 차지하는 비중과, 소규모 해고나 채용이 차지하는 비중을 비교함으로써 답할 수 있다. 이와 함께 대규모 고용조정을 하는 사업체의 비

14) 이 문제는 수요 충격 및 생산성 충격에 대응한 사업체의 노동수요의 변화가 점진적으로 이루어지는지 아니면 과잉 노동력이나 구인난을 겪으면서 기다린 후에 대폭적인 조정을 하는지에 대한 연구와 연관되어 있다(Hamermesh and Pfaan (1996), Nickell(1986), Sargent(1978), Caballero, Engel and Haltiwanger (1995)), 고용조정 비용과 고용조정 행태의 분석은 이 연구에서 다루지 않았다.

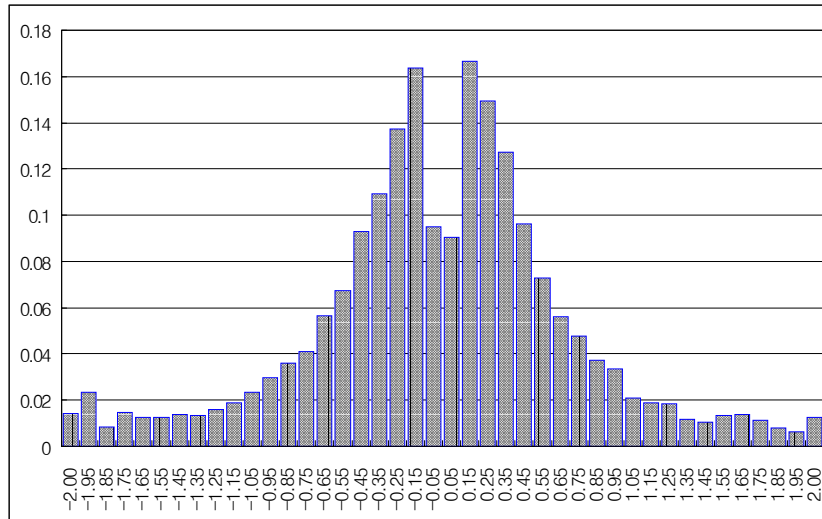
중과 소규모 고용조정을 하는 사업체의 비중을 비교하는 것을 보조지표로 사용했다.

집중성을 파악하기 위해서 우리는 창출률과 소멸률의 상대도수분포표를 연별로 작성한 뒤 이것을 계급 구간별 값을 평균했다. 상대도수를 구하는 데 있어서 무엇을 기준으로 할 것이냐가 중요한데, 우리는 일자리창출률과 소멸률을 이용해 구했음에 주의하라. [그림 2-2]는 연별 상대도수분포표를 평균한 그래프이다.

많은 연구에서 진입과 퇴출에 의한 일자리창출과 소멸이 전체일자리변동에서 차지하는 비중이 높게 나오는데 Davis and Haltiwager(1999)에서는 이 결과가 표본의 구조와 사업체의 장기적 추적의 가능 여부 등 자료의 품질에 크게 의존하므로 직접적인 비교에 주의가 필요하다는 점을 강조했다. 한국의 광공업통계조사의 경우에도 5인 미만의 사업체에 대한 추적이 불가능하므로 진입과 퇴출을 단순히 연별 광공업통계조사상의 존재 여부로 판단하는 것은 부적절하다고 판단되어 우리는 지속사업체에 한정하여 집중성을 살펴보았다.

[그림 2-2]는 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률의 분포를 보여주

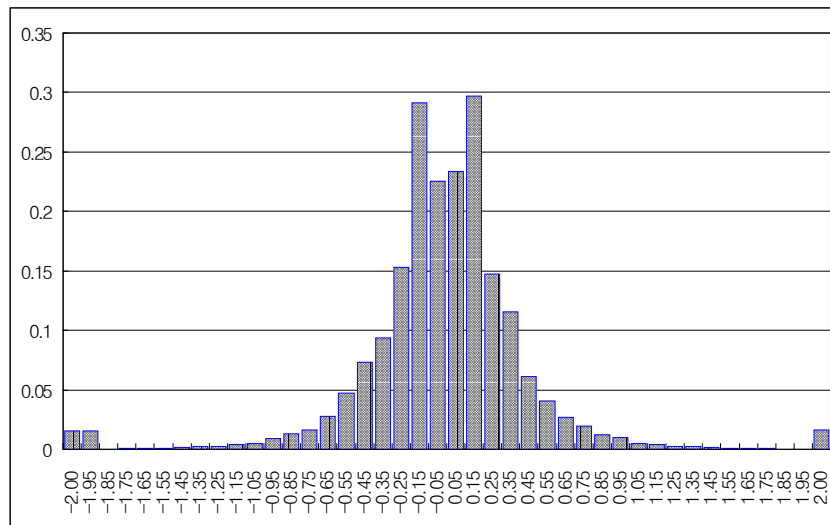
(그림 2-2) 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률의 분포 : 일자리변동량 기준



고 있다.¹⁵⁾ 첫째, 창출과 소멸은 매우 대칭적인 양상을 띤다. 둘째, 창출률과 소멸률이 0.1 이하의 값을 갖는 소규모 일자리 변동보다 0.1 이상의 일자리변동이 많다. 이런 점에서 일자리변동의 집중성을 확인할 수 있다. 이러한 점을 명확히 보여주는 것은 <표 2-10>이다.

<표 2-10>은 [그림 2-2]의 분포를 재정리한 것으로서 일자리창출량과 소멸량 총량이 소규모, 중규모, 대규모의 고용조정 그룹에 의해 이루어진 비율을 보여주고 있다. 이 표를 읽을 때 주의할 점은 한국의 경우 진입과 퇴출이 제외되어 있기 때문에 퇴출과 진입이 포함된 계급 구간 [-2, -1]과 [1, 2]에 해당하는 비율이 과소평가되고 나머지 계급 구간은 과대평가된다는 것이다. 이러한 점을 감안하더라도 한국 광공업의 경우 지속사업체의 일자리변동에서 창출률과 소멸률이 0.2 이하인 경우가 창출량과 소멸량을 설명하는 비율이 25%에 불과하고 75%가 창출률

[그림 2-3] 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률의 분포 : 사업체수 기준



15) 이 글에서 창출률과 소멸률은 정의식에 100을 곱한 값을 이용해 제시되는 것을 원칙으로 하며, 소멸률은 정의상 양의 값을 갖는다. 그런데 집중성에 대한 표와 그림에서는 편의상 100을 곱하지 않은 값을 사용했고, 소멸률을 창출률과 대비하기 위해 음수 기호를 앞에 붙였다.

과 소멸률이 0.2 이상이라는 점에서 일자리변동의 집중성이 강하게 나타난다는 것을 알 수 있다.

이러한 일자리변동의 집중성을 미국의 집중성 정도와 비교해 보자. Davis, Haltiwanger and Schuh(1996), Davis, Haltiwanger(1999)에서는 전체 사업체에 대한 결과만이 제시되어 있어 지속사업체에 한정된 이 글의 집중도와 단순비교할 수 없다. 하지만 이들이 제시한 다른 표의 값을 이용해 진입사업체와 퇴출사업체를 제외한 값을 계산하였다. 그 결과는 <표 2-10>의 미국(1)에 제시되어 있는데 이에 따르면 일자리소멸률이 0.2를 넘는 사업체에 의해 설명되는 일자리소멸량은 70%이며 일자리 창출량은 65%이다. 이를 한국의 경우와 비교하면 한국의 광공업에서 미국 제조업보다 더 집중된 일자리변동이 일어나고 있음을 알 수 있다.

그림에서 확인한 대칭성의 결과도 <표 2-10>에서 확인할 수 있다. 미국 등 대부분의 나라에서 (0, 0.2] 구간의 소규모 일자리창출이 차지하는 비율이 [-0.2, 0) 구간의 소규모 일자리소멸이 차지하는 비율보다 크다는 점에서 일자리소멸의 집중성이 더 강하게 나타나고 있다. 이에 비해 한국의 경우 소규모 일자리변동의 비중이 창출과 소멸 모두 비슷하게 나타나고 있어, 매우 대칭적인 모습을 보이고 있다는 것을 알 수 있다.

<표 2-10> 일자리변동의 집중성

		아래 일자리변동을 범위 안에 있는 사업체에 의해 설명되는 일자리창출과 소멸의 비율					
국 가	범 위	[-2, -1)	[-1, -0.2)	[-0.2, 0)	(0, 0.2]	(0.2, 1]	(1, 2]
한국	광공업	17.0	57.1	25.9	26.0	59.1	15.0
미국(1)	제조업	13.0	57.1	30.0	36.3	53.4	10.3
미국(2)	제조업	32.9	44.0	23.1	30.7	45.1	24.2
캐나다	제조업		77.7	22.3	24.8		75.2
덴마크	제조업	45.9	33.7	20.4	23.4	37.4	39.1
이스라엘	제조업		84.7	15.3	21.8		78.2

자료 : Davis and Haltiwanger(1999), 표 7 및 필자의 계산

제3절 사업체 특성과 일자리변동

앞 절에서 우리는 순일자리변동에 비해 매우 큰 규모의 일자리창출과 소멸이 존재하며, 창출과 소멸이 사업체 단위에서 대규모로 진행된다는 것을 확인했다. 이 절에서는 사업체 특성에 따라 일자리창출과 소멸의 패턴이 어떻게 차이가 나는지를 검토함으로써 사업체의 이질성이 일자리창출과 소멸에 미치는 영향을 검토하고자 한다.

사업체간 일자리창출과 소멸의 차이와 밀접한 관련을 맺는 사업체 특성은 사업체의 규모와 수명이다. Jovanovic(1982)는 이에 대한 설명을 제시한 바 있다. 그에 따르면 사업체는 자신의 진정한 생산성 및 비용에 대한 정보가 부족한 상태로 진입한다. 시간이 지남에 따라 자신의 효율성 수준에 대한 정보를 축적하게 되어 비효율적인 사업체는 퇴출되는데 이것이 일자리변동에 대해 갖는 함의는 수명이 짧은 사업체에서 높은 수준의 일자리소멸을 관측할 수 있다는 것이다. Hopenhayn(1992)는 Jovanovic(1982)와 달리 사업체의 생애적인 생산성 차이는 존재하지 않으며 사업체는 매시점 생산성 충격에 노출되고 이러한 생산성 충격에 따라 생산성 증가를 경험하는 사업체는 일자리수를 늘리고 생산성 감소를 겪는 사업체는 일자리수를 줄이게 된다. Hopenhayn(1992)는 사업체가 받는 생산성 충격이 계열상관성을 갖는다는 점을 강조했다. 생산성 충격이 계열상관성을 가질 경우 신생 사업체들은 비교적 넓은 범위의 생산성 구간에 분포하고 이에 따라 이질성이 강하여 다음 기에 받는 생산성 충격의 이질성도 커서 일자리창출률과 소멸률이 모두 높게 나타난다. 이 과정에서 매우 낮은 생산성 충격을 받은 사업체들은 퇴출되므로 수명이 오래된 사업체들은 선별 과정을 통해 비교적 생산성이 높은 사업체들로 구성된다. 따라서 수명이 오래된 사업체는 생산성의 이질성도 낮고 일자리의 창출률과 소멸률도 낮게 나타났다. 또한 생산성이 높을수록 고용규모가 커지므로 사업체 규모가 큰

사업체일수록 일자리창출률과 소멸률이 낮게 나타나며 자본장비율도 생산성과 밀접한 관계를 가지므로 자본장비율이 높을수록 일자리변동이 낮아질 가능성이 높다.

빈티지 자본이론은 신규 진입사업체가 최신의 기술이 체화된 자본재를 구입하여 진입하므로 생산성이 높고, 수명이 오래된 사업체는 구식의 자본재를 장착한 관계로 퇴출확률이 높다고 가정한다. 이에 따르면 사업체 수명이 오래될수록 일자리소멸률이 높게 관측된다. 이러한 예상은 Hopenhayn(1992)나 Jovanovic(1982)와 주장이 배치되는데 실제 결과는 어떠한지에 따라 어떤 이론이 타당한지 검토할 수 있다.

하지만 세련된 빈티지 자본이론에서는 이와 다른 예상이 가능하다. Mortensen and Pissarides(1998)에서는 구식의 자본재를 장착한 사업체가 새로운 투자를 통해 수명을 연장하는 가능성을 언급했는데 이러한 가능성을 고려할 경우 사업체 수명이 반드시 높은 일자리소멸률을 낳는다고 볼 수는 없다.

인적자본이론은 임금률의 차이에 따른 일자리창출률과 소멸률의 패턴의 설명에 도움을 준다. 임금률이 높은 사업체는 평균적으로 높은 인적자본의 노동자를 고용한 사업체로 간주될 수 있다. 인적자본은 일반적 인적자본과 사업체 특수적 인적자본으로 구분되는데 사업체 특수적 인적자본이 높은 노동자를 고용한 사업체의 경우 수요 및 비용충격하에서 가능한 한 이들 노동자와의 고용관계를 유지하고자 하는 유인을 갖는다. 사업체 특수적 인적자본이 많이 축적된 사업체는 높은 임금률의 사업체이며 이들 사업체에서 일자리의 안정성이 나타날 가능성이 크다.

1. 사업체 특성별 일자리변동의 차이

가. 사업체 규모

사업체 규모를 제2절에서 정의한 평균 일자리수로 정의하고 사업체 규모 그룹을 9개 그룹으로 나눈 뒤 각 규모그룹별 일자리변동을 측정했다. 그 결과는 <표 2-11>에 요약되어 있는데 주요 특징은 다음과 같다.¹⁶⁾

첫째, 사업체 규모가 커질수록 일자리창출률과 소멸률은 감소한다. 이에 따라 일자리재배치율도 사업체 규모가 증가함에 따라 감소한다. 둘째, 순일자리증가율은 사업체 규모와 선형적인 관계를 갖지 않는다. 사업체 규모가 낮은 수준일 경우 사업체 규모의 증가에 따라 순일자리증가율은 감소한다. 하지만 일정 규모 이상에서는 오히려 사업체 규모의 증가에 따라 순일자리증가율이 증가한다. 아주 작은 규모의 사업체는 줄어들지만 소규모 사업체는 일자리가 늘고 있으며 중규모 사업체의 일자리 감소가 매우 크다. 대규모 사업체의 일자리수는 증가한다. 셋째, 일자리재배치율의 차이가 규모별로 매우 큰 데 비해 순일자리증가율의 차이는 크지 않다. 이에 따라 초과일자리변동률은 사업체 규모가 커짐에 따라 줄어든다. 사업체 규모가 클수록 일자리의 안정성이 높다.

〈표 2-11〉 사업체 규모와 일자리변동

	JCR	JDR	JGR	JRR	JER
19인 이하	11.66	12.29	-0.63	23.94	20.82
20~49	12.03	11.11	0.93	23.14	19.18
50~99	10.98	10.74	0.24	21.72	17.55
100~249	10.00	10.77	-0.77	20.77	16.52
250~499	8.66	10.17	-1.51	18.83	14.42
500~999	8.07	10.74	-2.67	18.81	13.93
1000~2499	7.59	10.09	-2.50	17.69	12.23
2500~4999	8.26	9.67	-1.41	17.93	11.49
5000인 이상	6.63	6.85	-0.22	13.47	6.65

주 : JCR = 일자리창출률, JDR = 일자리소멸률, JGR = 순일자리증가율, JRR = 일자리재배치율, JER = 초과일자리변동률,

16) 사업체 특성별 일자리변동의 특성은 지속사업체에 한정하여 분석하였다. 매년도 광공업통계조사에서 관측되지 않은 것을 퇴출로 간주하고 전년도에 존재하지 않았던 사업체가 금년도에 관측되는 것을 모두 진입으로 간주하여 전체 사업체에 대해 분석할 경우 JCR, JDR, JER, JRR은 대부분 지속사업체에 한정할 경우에 비해 큰 값을 가지며 JGR의 경우 부호가 바뀌는 경우도 있다. 사업체 규모가 작고 수명이 짧으며 자본장비율이 낮고 임금률과 노동생산성이 낮은 사업체는 퇴출확률이 높고 이후 다시 진입사업체로 간주될 가능성이 높으므로 지속사업체와의 차이가 매우 크다. 반대로 퇴출확률이 낮은 특성을 갖는 경우에는 지속사업체의 결과와 크게 다르지 않다.

나. 사업체 수명

광공업통계조사 원자료에는 사업체의 창설 연도에 대한 정보가 들어 있다. 기본적으로 사업체 수명은 활동 연도에서 창설 연도를 차감함으로써 구할 수 있지만 동일 사업체가 보고한 창설 연도가 다른 경우가 있으므로 정확한 측정은 어려운 것이 사실이다.

<표 2-12>에서는 사업체 수명과 일자리변동의 관계를 확인할 수 있다. 첫째, 사업체 활동 연수가 많을수록 일자리창출률은 빠르게 낮아진다. 하지만 소멸률은 사업체 수명의 변화와 상대적으로 무관한 편이다. 둘째, 일자리재배치율은 사업체 연령이 높을수록 낮다. 이것은 일자리창출률의 수명에 따른 변화가 크기 때문이다. 셋째, 사업체 수명이 오래될수록 순일자리증가율이 낮다. 수명이 낮은 사업체에서 일자리가 순창출되고 오래된 사업체에서 일자리가 순소멸한다. 이러한 순일자리증가율의 패턴은 일자리창출률과 소멸률의 양상으로 설명된다. 소멸률은 사업체 수명과 무관하지만 창출률이 사업체 수명의 단조감소하는 양상을 띠기 때문이다. 사업체 수명에 따른 순일자리증가의 변화는 일자리창출률이 주도한다. 넷째, 초과일자리변동률은 사업체 수명이 늘어남에 따라 감소한다. 오래된 사업체일수록 일자리의 안정성이 높다.

〈표 2-12〉 사업체 수명과 일자리변동

	JCR	JDR	JGR	JRR	JER
1년	19.05	10.39	8.67	29.44	20.77
2년	15.50	12.07	3.42	27.57	20.44
3년	14.13	10.72	3.41	24.85	19.43
4~5년	12.57	10.64	1.93	23.20	19.17
6~10년	10.35	10.25	0.10	20.60	16.84
11~14년	9.02	9.86	-0.83	18.88	14.60
15년 이상	7.46	10.42	-2.95	17.88	13.52

주 : JCR = 일자리창출률, JDR = 일자리소멸률, JGR = 순일자리증가율, JRR = 일자리재배치율, JER = 초과일자리변동률

일자리소멸률이 사업체 연령과 밀접한 관계를 갖지 않는 결과는 Jovanovic(1982), Hopenhayn(1992)의 선별 가설과 일치하지 않는다. 이러한 결과가 나온 이유 중의 하나는 우리가 지속사업체에 한정하여 분석했기 때문이다. 사업체 수명이 1년인 사업체의 경우에 비해 수명이 2년인 사업체의 소멸률이 더 높게 나오는 이유는 사업체 수명이 1년인 사업체의 경우 퇴출할 가능성이 높는데 이러한 퇴출의 영향은 지속사업체만을 분석한 <표 2-12>의 결과에서는 배제되어 있기 때문으로 해석할 수 있다.

다. 임금률 수준

사업체 임금률 수준과 일자리변동률의 관계는 <표 2-13>에 요약되어 있다. 부문 1은 가장 낮은 임금률 그룹이며 부문 5는 가장 높은 임금률 그룹이다. 첫째, 임금률이 높을수록 일자리창출률도 낮고 소멸률도 낮다. 이에 따라 일자리재배치율 역시 임금률이 높아짐에 따라 낮아진다. 둘째, 순일자리증가율은 임금률이 높은 사업체일수록 낮아진다. 셋째, 초과일자리변동률의 경우에도 임금률이 높아질수록 낮아진다. 고임금 사업체일수록 일자리의 안정성이 높다는 것을 알 수 있다. 이러한 임금률에 따른 일자리변동의 패턴은 인적자본이론의 예상과 일관된다.

<표 2-13> 임금률 수준과 일자리변동

부 문	JCR	JDR	JGR	JRR	JER
1	14.16	13.03	1.13	27.19	22.69
2	10.35	10.71	-0.36	21.06	16.50
3	9.63	10.67	-1.03	20.30	15.83
4	8.95	9.98	-1.03	18.92	14.27
5	6.58	8.47	-1.89	15.06	11.56

주 : JCR = 일자리창출률, JDR = 일자리소멸률, JGR = 순일자리증가율, JRR = 일자리재배치율, JER = 초과일자리변동률,

라. 자본장비율

자본장비율과 일자리변동률의 관계는 <표 2-14>에서 확인할 수 있다. 부문 1은 자본장비율이 가장 낮은 그룹이며, 부문 5는 가장 높은 그룹이다. 첫째, 자본장비율이 높은 사업체일수록 일자리창출률과 소멸률이 낮고 이에 따라 일자리재배치율도 낮다. 그런데 다른 사업체 특성과 달리 일자리변동의 부문간 차이는 크지 않다. 둘째, 순일자리증가율은 명확한 패턴을 발견하기 어렵다. 자본장비율이 매우 높은 사업체의 순일자리증가율이 높다는 점은 확실하지만 그 이하의 경우에는 불규칙한 양상을 띤다. 셋째, 초과일자리변동률은 자본장비율이 높을수록 낮아진다. 그런데 중간 수준 이상의 경우에는 자본장비율과 초과일자리변동률 사이에 명확한 음의 상관관계를 갖는 것을 발견하기 어렵다.

<표 2-14> 자본장비율과 일자리변동

부 문	JCR	JDR	JGR	JRR	JER
1	10.98	11.75	-0.77	22.74	18.84
2	10.11	11.48	-1.36	21.59	17.03
3	9.53	10.07	-0.54	19.59	15.18
4	8.80	10.18	-1.38	18.98	14.52
5	9.28	9.20	0.08	18.48	14.52

주 : JCR = 일자리창출률, JDR = 일자리소멸률, JGR = 순일자리증가율, JRR = 일자리재배치율, JER = 초과일자리변동률,

마. 노동생산성

사업체의 노동생산성 수준과 일자리변동률의 관계는 <표 2-15>에서 확인할 수 있다. 부문 1은 가장 낮은 노동생산성 그룹이며, 부문 5는 가장 높은 노동생산성 그룹이다. 첫째, 일자리창출률과 소멸률은 생산성이 높은 사업체일수록 작아진다. 이에 따라 일자리재배치율도 생산성의 증가에 따라 낮아진다. 둘째, 순일자리증가율은 생산성이 높을수록

〈표 2-15〉 노동생산성과 일자리변동

부 문	JCR	JDR	JGR	JRR	JER
1	11.68	12.96	-1.29	24.64	19.85
2	10.13	11.23	-1.10	21.35	16.94
3	9.56	10.49	-0.93	20.05	15.26
4	8.85	9.54	-0.69	18.39	14.58
5	8.67	8.72	-0.05	17.39	13.55

주 : JCR = 일자리창출률, JDR = 일자리소멸률, JGR = 순일자리증가율, JRR = 일자리 재배치율, JER = 초과일자리변동률,

높아진다. 생산성이 낮은 사업체에 비해 생산성이 높은 사업체에서 순일자리증가율이 크다. 이러한 패턴은 지속사업체에서 명확히 드러나며 진입과 퇴출을 포함한 전체 사업체를 대상으로 분석할 경우 낮은 생산성의 진입사업체가 많은 관계로 최저생산성 그룹의 순일자리증가율이 높지만 그 이상의 그룹에서는 지속사업체와 유사한 양상을 띤다. 셋째, 초과일자리변동률은 생산성이 높아질수록 낮아져서 높은 생산성의 사업체에서 일자리 안정성이 확인된다.

바. 국제무역

사업체의 수출비중과 일자리변동률의 관계는 <표 2-16>에서 확인할 수 있다. 부문 1은 수출비중이 가장 낮은 그룹이며, 부문 7은 가장 높은 그룹이다. 첫째, 일자리창출률은 수출 비중이 높을수록 낮아지지만 소멸률은 수출 비중과 비선형적 관계를 가져 수출 비중이 매우 낮거나 매우 높으면 소멸률이 높고, 중간 정도의 수출 비중 사업체에서는 낮은 소멸률을 발견할 수 있다. 전체적으로 일자리재배치율은 수출 비중에 따라 낮아지지만 높은 수출 비중의 사업체의 경우 일자리재배치율이 증가하는 양상을 띤다. 둘째, 순일자리증가율은 수출 비중과 비선형적 관계를 갖는다. 수출 비중이 미미할 경우 수출비중이 늘어남에 따라 순일자리 증가가 관측되지만 일정 수준 이상의 수출 비중을 넘으면 수출 비중이 늘어남에 따라 순일자리증가율이 감소한다. 셋째, 초과일자리변

〈표 2-16〉 사업체의 수출 비중과 일자리변동률

부 문	JCR	JDR	JGR	JRR	JER
1	10.64	10.83	0.66	21.47	18.72
2	10.04	9.26	1.54	19.30	16.30
3	10.02	9.01	1.61	19.03	14.99
4	9.19	8.50	1.48	17.69	13.74
5	8.61	8.45	0.97	17.06	12.79
6	9.24	10.16	-0.23	19.40	14.42
7	8.18	10.60	-1.25	18.77	13.38

주 : JCR = 일자리창출률, JDR = 일자리소멸률, JER = 초과일자리변동률, JRR = 일자리배치율, JGR = 순일자리증가율

동률은 수출 비중이 높아질수록 낮아져서 높은 수출 비중의 사업체에서 일자리 안정성이 확인된다.

사. 사업체 특성별 집중성

일자리변동의 수준 이외에도 일자리변동의 집중성도 사업체 특성과 밀접한 관련을 갖는다. 대체로 집중성은 변동의 수준과 유사한 패턴을 보이고 있다. 아래에서는 대표적으로 사업체 규모와 사업체 수명의 차

〈표 2-17〉 사업체 규모별 집중성

	[-2, -1)	[-1, -0.2)	[-0.2, 0)	(0, 0.2]	(0.2, 1]	(1, 2]
소기업	0.14	0.65	0.21	0.20	0.67	0.13
중기업	0.17	0.57	0.26	0.25	0.58	0.17
대기업	0.18	0.49	0.33	0.35	0.51	0.15

〈표 2-18〉 사업체 수명별 집중성

	[-2, -1)	[-1, -0.2)	[-0.2, 0)	(0, 0.2]	(0.2, 1]	(1, 2]
1~2년	0.18	0.63	0.19	0.14	0.70	0.16
3~10년	0.15	0.61	0.24	0.23	0.63	0.14
11 이상	0.16	0.55	0.29	0.31	0.54	0.15

이에 따른 일자리변동의 집중성을 비교한 결과를 볼 수 있다. 앞서 제시한 9개의 사업체 규모를 세 개로 단순화하여¹⁷⁾ 정리한 <표 2-17>에서 보면 소기업에 비해 대기업에서 일자리변동의 집중성이 감소하고 있음을 알 수 있다. 소기업일수록 고용조정이 대량으로 이루어진다는 것을 말한다. 사업체 수명의 경우에도 이와 유사하다. <표 2-18>을 통해 알 수 있듯이 수명이 짧은 사업체일수록 대량의 고용변화가 빈발하며 수명이 오래된 사업체는 비교적 소폭의 고용조정이 많다.

2. 사업체 특성의 회귀분석

지금까지 부문별 일자리변동은 하나의 사업체 특성을 선정하여 이를 기준으로 그룹을 나누어서 그룹별 차이를 분석하였다. 여러 요인들이 일자리변동에 어떤 영향을 주는지 종합적으로 파악하기 위해서는 회귀분석을 할 필요가 있다. 하나의 부문 구분에 의한 분석결과를 해석하는 것은 다른 요인에 의한 영향을 통제하지 않았기 때문에 오류에 빠질 위험이 있기 때문이다. 회귀분석은 이러한 위험을 피할 수 있게 해준다.

광공업통계조사의 자료를 통해서는 사업체 수준에서는 순일자리변동만을 관측할 수 있다. 실제로는 사업체 수준에서의 순일자리변동의 배후에는 일자리창출과 일자리소멸 및 일자리변동이 존재한다.

사업체 수준에서의 일자리재배치율(JRR_{et})은 사업체 특성에 의해 영향받는다. 이에 대한 회귀모형은 다음과 같다. 이때 X 는 사업체의 일자리재배치율에 영향을 주는 사업체 특성 변수들을 의미하며, α_X 는 이러한 설명변수의 계수값을 의미한다.

$$JRR_{et} = \alpha_0 + X_{et} \alpha_X + \mu_{et} \quad (28)$$

순일자리증가를 역시 사업체 특성에 의해 영향받는데 이에 대한 회귀모형은 다음과 같다. X 와 β_X 의 의미는 앞의 경우와 유사하다.

17) 50인 미만은 소기업, 500인 미만은 중기업, 500인 이상은 대기업으로 나누었다.

$$JGR_{et} = \beta_0 + X_{et} \beta_X + \varepsilon_{et} \quad (29)$$

초과일자리변동률은 일자리재배치율에서 순일자리증가율의 절대값을 뺀 값으로 정의된다.

$$JGR_{et} = \beta_0 + X_{et} \beta_X + \varepsilon_{et} \quad (30)$$

JRR 과 JGR 에 대한 회귀결과가 있을 경우 JER 을 쉽게 구할 수 있다.

그런데 현실적으로 사업체의 일자리재배치율은 관측되지 않으며 사업체에서는 순일자리증가율만이 관측된다. 따라서 일자리재배치율에 대한 회귀분석은 불가능하다. 이러한 난점을 해결하기 위해 우리는 사업체의 일자리재배치율이 사업체의 순일자리증가율의 절대값과 밀접한 관계를 갖고 있다고 가정한다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$JRR_{et} = \delta |JGR_{et}| + u_{et} \quad (31)$$

δ 는 양수 1보다 큰 값으로 가정하는데 이것은 순일자리증가량의 절대값보다 일자리재배치량이 크며, 순일자리증가량이 큰 사업체는 일자리재배치량도 클 가능성이 높고 순일자리증가량이 작은 사업체는 일자리재배치량도 작을 가능성이 크다는 아이디어에 기반한 것이다.

이때, 확률적 오차항 u_{et} 는 JRR_{et} 와 JGR_{et} 의 설명변수 X 와 독립적이라고 가정한다.

이 식을 JRR_{et} 에 대한 회귀모형에 대입하면 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$|JGR_{et}| = \frac{\alpha_0}{\delta} + X_{et} \frac{\alpha_X}{\delta} + \frac{\mu_{et} - u_{et}}{\delta} \quad (32)$$

회귀계수의 표기를 재정리하면 다음과 같다.

$$|JGR_{et}| = \alpha_0^* + X_{et} \alpha_X^* + \nu_{et} \quad (33)$$

α_0 와 δ 는 식별 불가능하므로 JRR_{et} 의 수준에 대한 예측은 어렵고 설명변수의 회귀계수값에 대한 추정치를 정확히 구하는 것 역시 어렵다. 하지만 이 식에 따르면 비록 우리가 사업체 수준의 일자리재배치율을 관측할 수는 없지만, 순일자리증가율의 절대값을 종속변수로 삼아 회귀할 경우 사업체 특성이 일자리재배치율에 미치는 영향을 보여주는 회귀계수의 부호를 알 수 있다. 왜냐하면 δ 가 양의 값을 가지므로 α_X^* 와 α_X 의 부호는 동일하기 때문이다. 우리의 관심이 사업체 특성이 일자리재배치율에 미치는 영향의 방향에 있을 경우 정확한 회귀계수값을 추정하지 못하는 난점은 문제가 되지 않는다.

순일자리증가율의 회귀모형은 이미 우리에게 사업체 수준의 순일자리증가율 자료가 있으므로 바로 회귀분석을 하여 β_X 의 추정치를 구할 수 있다.

초과일자리변동률의 추정치는 초과일자리변동률의 정의와 일자리재배치율에 대한 가정을 이용하여 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\overline{JER}_{et} = (\delta - 1) |JGR_{et}| \quad (34)$$

사실 일자리재배치율 추정에 대한 가정에 이미 초과일자리변동률을 설명하는 사업체 특성의 회귀계수값의 부호가 일자리재배치율의 회귀계수값의 부호와 동일하다는 점이 함축되어 있다.

Davis and Haltiwanger(1999)는 회귀분석을 이용하여 사업체 특성의 영향분석을 시도한 바 있다. 이들은 일자리재배치율의 회귀식을 식 (33)과 동일하게 제시하였고 순일자리증가율의 회귀식을 식 (29)와 동일하게 제시하였다. 이들이 제시한 초과일자리변동률의 추정치는 다음과 같은 방식으로 구한다. 일자리재배치율에 대한 회귀식의 회귀계수값에서 순일자리증가율의 회귀식의 회귀계수값의 절대값을 뺀 것을 초과일자리변동률의 회귀계수로 정의한다.

$$\hat{\gamma} = \hat{\alpha}_X - |\hat{\beta}_X| \quad (35)$$

이에 따라 예측된 초과일자리변동률은 다음과 같다.

$$\widehat{JER}_{et} = EMP_{et} \hat{\gamma} \quad (36)$$

Davis and Haltiwanger(1999)에는 왜 일자리재배치율의 회귀식의 종속변수가 사업체 수준에서 관측되는 순일자리증가율의 절대값이어야 하는지에 대한 명확한 설명이 없이 직관적인 이해만을 요구하고 있다. 또한 왜 초과일자리변동률의 회귀계수가 식 (35)처럼 도출되어야 하는지에 대한 설명이 없다. 이들이 말하는 것처럼 순일자리증가율의 절대값이 일자리재배치율과 같다고 가정하더라도 식 (35)는 이러한 가정으로부터 도출되지 않는다. 만약 JRR_{et} 가 관측된다면 JER_{et} 는 식 (30)에 의해 다음과 같다.

$$\begin{aligned} JER_{et} = & \alpha_0 + EMP_{et} \alpha_X - |\beta_0 \\ & + EMP_{et} \beta_X | + (\mu_{et} - \varepsilon_{et}) \end{aligned} \quad (37)$$

Davis and Haltiwanger(1999)의 식 (35)는 위의 식이 다음과 같다고 가정하는 것이다.

$$JER_{et} = \theta + EMP_{et} (\alpha_X - |\beta_X|) + \iota_{et} \quad (38)$$

하지만 식 (37)이 식 (38)과 같이 풀릴 수 있는 것은 매우 특별한 경우에 한정된다.

이상과 같은 점에서 Davis and Haltiwanger(1999)의 초과일자리변동률에 대한 추정방법은 잘못되었다. 하지만 이들의 순일자리증가율과 일자리재배치율의 회귀식은 우리가 제시한 회귀모형으로부터 도출될 수 있으므로 타당하다.

사용한 자료는 1982년부터 2000년까지 한국 광공업의 5인 이상 지속 사업체 자료이다. 우리는 사업체 특성변수 X 에 평균 노동자수로 측정된 사업체 규모변수의 로그값, 사업체 수명, 자본장비율의 100분위수, 임금률, 노동생산성, 수출 비율을 포함시켜 각 사업체 특성이 일자리변동에 어떤 영향을 주었는지 살펴보고자 했다. 설명변수 X 에 추가적으로 연도더미와 중분류 산업더미를 포함시켜 사업체 특성변수로 포괄되지 않는 여러 시간적·산업적 특성들을 통제했다. 사업체 규모가 작아짐에 따라 산포도가 증가하므로 단순회귀가 아니라 회귀모형의 확률적 오차항의 분산이 사업체 규모에 반비례한다는 가정하에 가중회귀분석(WLS)를 사용한다.

순일자리증가율에 대한 회귀결과는 <표 2-19>에 제시되어 있다. 사업체 특성변수들의 회귀계수는 모두 95% 신뢰도로 유의하다고 판단된다. 회귀계수의 부호는 앞에서 단일 기준에 따라 살펴본 결과와 대체로 일관되며 몇 가지 추가적인 사실들을 확인할 수 있다.

사업체 수명이 길수록 순일자리증가율이 낮으며 임금이 높을수록 순일자리증가율이 낮다. 또한 노동생산성이 높을수록 순일자리증가가 증가한다. 이 세 가지 결과는 단일 기준에 따라 그룹을 나눈 뒤 살펴본 결과와 동일하다.

<표 2-19> 순일자리증가율 회귀

	계 수 값	표준오차
상수항	-0.02043	0.02160
규모	0.00619	0.00027
수명	-0.00230	0.00004
자본장비율	0.00025	0.00002
임금률	-0.00818	0.00013
노동생산성	0.00028	0.00001
수출 비중	-0.00973	0.00066
결정계수	0.03614	
조정된 결정계수	0.03614	
F 값	354.40460	

사업체 규모의 경우 규모가 클수록 순일자리증가가 늘어난다는 것을 알 수 있다. 앞에서 사업체 규모를 9개 그룹으로 나눈 뒤 살펴본 결과에서는 비선형적 관계를 발견할 수 있었다. 두 가지 결과를 조화시킬 수 있는 설명은 첫째, 다른 변수를 통제할 경우 규모의 영향은 일자리 수를 증가시킨다는 것이고 둘째, 사업체 규모를 이용한 가중회귀분석을 사용했으므로 평균 노동자수가 많은 사업체의 특성이 반영되었다는 것이다. 어느 요인이 더 강하게 작용했는지를 판단하기는 힘들다.

자본장비율의 영향도 이와 유사하다. 앞선 분석에서 자본장비율과 순일자리증가율은 체계적인 관련을 갖지 않는 것으로 나타났으나 회귀결과와는 유의하게 자본장비율이 높은 사업체에서 순일자리증가가 나타난다는 것이다.

수출 비중의 경우 회귀계수가 음수로서 수출 비중이 늘어날수록 순일자리증가가 감소한다는 결과를 얻는다.

일자리재배치율이 사업체 특성과 맺는 관계에 대해서는 사업체의 순일자리증가율의 절대값에 대한 회귀결과인 <표 2-20>을 통해 살펴볼 수 있다. 수출 비중을 제외하고 모든 회귀계수가 5% 유의수준의 기준을 만족하고 있다.

<표 2-20> 일자리재배치율 회귀

	계 수 값	표준오차
상수항	0.27401	0.01727
규모	-0.01086	0.00021
수명	-0.00061	0.00003
자본장비율	0.00034	0.00002
임금률	-0.00431	0.00011
노동생산성	0.00002	0.00001
수출 비중	0.00045	0.00053
결정계수	0.18780	
조정된 결정계수	0.18780	
F 값	2185.69293	

사업체 규모와 수명, 그리고 사업체의 임금이 높을수록 일자리재배치율이 낮아지며, 이것은 앞선 결과와 동일하다.

자본장비율이 높을수록 일자리재배치율이 커지는 것을 확인할 수 있다. 이것은 자본장비율 기준에 따라 그룹을 나눈 뒤 살펴본 결과와 상이하다. 자본장비율 기준에 따라 그룹을 나누었을 경우 자본장비율이 높을수록 임금률도 높기 때문에 임금률 증가에 일자리재배치율의 감소의 영향이 반영되어 나타난 결과로 해석된다. 임금률의 영향을 통제한 회귀분석 결과에 따르면 자본장비율이 높을수록 일자리재배치율이 크다. 이러한 회귀 결과는 미국 제조업의 분석 결과와 일관된다. Davis and Haltiwanger(1999)는 일자리재배치율에 대한 자본장비율의 회귀계수는 양의 값을 나타내고 있다고 보고하고 있다. 노동생산성의 회귀계수가 양수라는 의외의 결과이다. 이에 대해서는 좀더 연구가 필요하다. 수출 비중의 영향은 거의 없는 것으로 나타난다.

제 4 절 정보통신산업과 전통산업의 일자리변동 비교

1. 산업별 일자리변동의 차이

일자리변동은 산업별로 큰 차이를 보이고 있다. <표 2-21>에서는 중분류 산업분류에 입각하여 광공업사업체를 26개 산업으로 구분하여 각 산업별로 어떤 차이가 존재하는지 살펴본 결과를 담고 있다.¹⁸⁾

1981년부터 2000년 사이 한국의 산업구조는 경공업에서 중공업으로, 중공업 내에서도 전기전자와 자동차산업 중심으로 급속하게 재편되었다. 이러한 추세를 반영하여 산업별 순일자리증가율은 경공업에서 음수의 값을 갖는 반면 중공업에서는 양수의 값을 갖는다.

광업의 경우 급속히 일자리가 감소했지만 미약하나마 일자리가 증가

18) 산업코드에 해당하는 산업명은 부표를 참조하라.

하는 사업체도 존재하고 있음을 알 수 있다. 중화학공업 중에서도 대표적으로 일자리수가 크게 증가한 산업은 사무계산기계산업(30)과 자동차산업(34)이다. 그런데 사무계산기계산업의 경우에는 일자리창출률과 소멸률이 둘다 높은 수준이지만 자동차산업의 경우에는 창출률은 평균 수준이고 소멸률이 다른 산업에 비해 매우 낮은 편이었음을 알 수 있다.

〈표 2-21〉 산업별 일자리변동률

	JCR	JDR	JGR	JRR	JER
sector	4.9	12.6	-7.7	17.6	8.3
10	3.7	18.6	-14.9	22.3	6.8
13	13.8	16.0	-2.2	29.8	25.6
14	11.6	12.2	-0.6	23.7	20.1
15	3.5	11.4	-7.9	14.9	6.1
16	7.4	10.7	-3.3	18.1	13.3
17	9.4	12.9	-3.5	22.3	18.0
18	9.6	12.6	-2.9	22.2	15.0
19	9.4	11.8	-2.4	21.2	16.6
20	8.4	8.8	-0.4	17.2	14.0
21	10.0	9.1	0.9	19.1	15.1
22	11.3	8.8	2.5	20.1	11.3
23	9.8	9.6	0.2	19.5	16.1
24	10.7	8.9	1.8	19.5	15.0
25	10.1	11.7	-1.6	21.9	17.5
26	6.9	7.3	-0.4	14.1	11.3
27	11.2	11.6	-0.4	22.8	17.5
28	10.8	9.4	1.4	20.1	15.1
29	15.2	11.9	3.3	27.2	15.0
30	10.6	9.5	1.1	20.0	15.1
31	11.9	9.7	2.2	21.6	13.2
32	10.6	10.6	0.0	21.3	15.6
33	11.9	6.8	5.1	18.7	11.1
34	7.0	6.3	0.7	13.4	9.4
35	10.3	12.7	-2.4	23.0	17.1
36	10.9	11.0	-0.1	22.0	15.1

주 : JCR = 일자리창출률, JDR = 일자리소멸률, JGR = 순일자리증가율, JRR = 일자리 재배치율, JER = 초과일자리변동률,

음을 알 수 있다. 사무계산기계산업의 일자리 증가는 높은 소멸률에도 불구하고 창출률이 더욱 높았던 것에 기인한 반면, 자동차산업은 일자리 소멸률이 매우 낮았던 점에 기인했다. 이처럼 순일자리 증가의 배후에는 상이한 방식의 창출과 소멸이 존재한다.

산업은 여러 사업체들로 구성되어 있다. 산업의 차이는 산업을 구성한 사업체들의 특성의 차이를 통해 설명될 수 있을 것이다. 산업별 차이를 이해하기 위해 앞 절에서 분석한 사업체 특성별 차이의 여러 변수들을 포함한 회귀분석을 시행하였다. 세(細)분류 산업에 의거하여 1982년부터 2000년까지의 자료를 이용해 회귀했다. 산업별·연도별 자료가 존재하므로 패널모형을 사용한다. 산업별 고정효과를 가정하여 산업더미를 포함시켜 회귀한다. 단순회귀(OLS)를 사용하였다.

$$y_{st} = \alpha_t + \gamma_s + X_{st} \beta + \varepsilon_{st} \quad (39)$$

〈표 2-22〉 일자리변동의 회귀분석 : 세분류 산업(1982-2000)

종 속 변 수						
독립변수	JGR		JRR		JER	
상수항	-0.02451	(0.03633)	0.33183	(0.02969)	0.28384	(0.02230)
규모	0.02246	(0.00708)	-0.01832	(0.00578)	-0.02895	(0.00435)
수명	-0.08584	(0.02624)	0.00599	(0.02144)	-0.04141	(0.01611)
자본장비율	0.00007	(0.00009)	-0.00004	(0.00007)	-0.00014	(0.00005)
임금률	-0.00964	(0.00207)	-0.00483	(0.00169)	-0.00580	(0.00127)
노동생산성	0.00051	(0.00014)	-0.00013	(0.00012)	0.00005	(0.00009)
CR4	0.00000	(0.00002)	0.00000	(0.00000)	0.00001	(0.00001)
출하증가율	0.03414	(0.00599)	-0.00852	(0.00489)	-0.01296	(0.00368)
결정계수	0.29716	-	0.43072	-	0.51670	-
관측치수	2358	-	-	-	-	-

주 : JGR = 일자리창출률, JRR = 일자리재배치율, JER = 초과일자리변동률.

설명변수로는 산업내 사업체의 평균규모(size), 산업별 9년 이상 사업체의 비중(age), 산업내 사업체의 평균자본장비율(capital), 산업내 평균임금률(wage), 산업별 평균노동생산성(productivity), 산업별 집중도(CR4) 그리고 산업별 출하증가율(shipment)을 사용했다.

예를 들어 앞 절에서 살펴본 것처럼 개별사업체의 순일자리증가율은 사업체 수명이 늘어날수록 감소한다. 만약 산업 A에는 수명이 짧은 사업체들이 주로 존재하고, 산업 B에는 수명이 긴 사업체들이 주로 존재한다면 산업을 구성한 사업체들의 특성의 차이에 의해 산업 A의 순일자리증가율이 더 높을 것이다. 이런 의미에서 산업 내에서 9년 이상된 사업체의 비중을 산업 내 사업체수명 분포의 대리변수로 사용하였다. 우리의 예상과 같이 비중(age) 변수의 회귀계수는 음의 부호를 가져서 9년 이상된 사업체가 많은 산업은 순일자리증가율이 낮다는 결과를 얻을 수 있다. 다른 변수들의 의미도 이와 유사하게 해석할 수 있다. 그리고 출하증가율을 추가로 포함시킨 것은 산업의 규모가 변동하는 요인을 통제하기 위해서이다. 출하증가율 변수는 성장하는 산업과 침체되는 산업의 차이를 반영하고 있고 이러한 산업 규모의 변동을 통제할 가운데 산업을 구성하는 사업체의 평균특성이 산업의 일자리변동에 미치는 영향을 검토할 수 있게 된다.

순일자리증가율의 회귀결과를 보면 대부분의 회귀계수가 5% 유의수준하에서 유의하다는 것을 알 수 있다. 회귀계수의 부호를 통해 산업별 특성의 차이가 산업별 순일자리증가율에 미친 영향을 살펴보면 그 결과는 사업체 수준의 회귀결과와 거의 동일하다는 것을 알 수 있다. 다만 자본집약도 변수의 유의성이 존재하지 않으며 새로 추가한 산업별 집중도는 거의 영향을 주지 못하고 있음을 알 수 있다.

일자리재배치율의 경우에는 출하증가율과 산업내 사업체 평균규모와 평균임금률의 영향이 유의한 것으로 나타났다. 나머지 변수들은 5% 유의수준의 조건을 통과하지 못하여 회귀계수가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 없다. 평균규모가 클수록 일자리변동은 작아지며 임금률이 높은 산업일수록 산업의 일자리변동 수준은 낮다. 출하증가율의 회귀계수는 음수의 값을 나타내어 성장산업일수록 일자리재배치율이 낮아짐을

알 수 있다.

초과일자리변동률의 경우 출하증가율과 함께 산업내 사업체 평균규모와 산업내 사업체 수명, 평균자본장비율, 평균임금률의 영향이 유의한 것으로 나타났다. 특기할 사항은 자본장비율이 높은 산업일수록 초과일자리변동률이 낮아진다는 것이다. 순일자리증가율이나 일자리재배

〈표 2-23〉 산업별 집중성

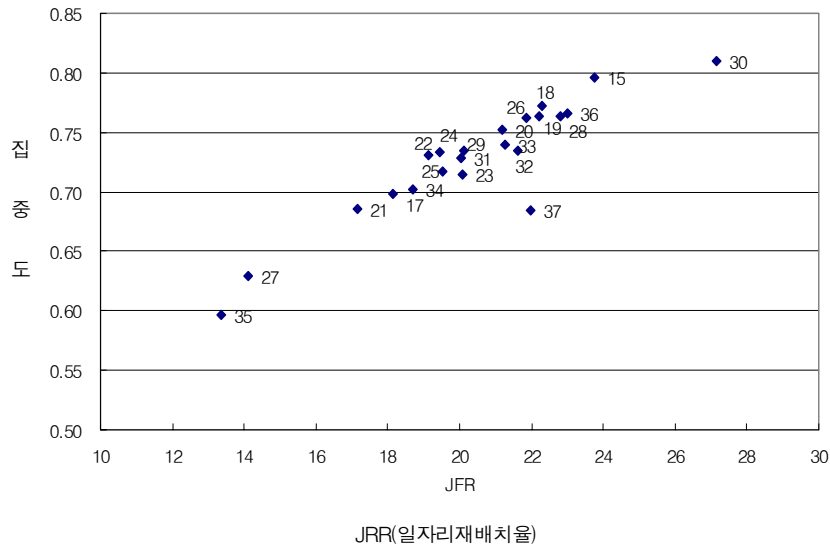
	[-2, -1)	[-1, -0.2)	[-0.2, 0)	(0, 0.2]	(0.2, 1]	(1, 2]
10	0.13	0.51	0.36	0.40	0.52	0.08
13	0.19	0.40	0.41			
14	0.37	0.47	0.16	0.16	0.50	0.35
15	0.22	0.57	0.22	0.19	0.58	0.23
16	0.17	0.35	0.48			
17	0.13	0.57	0.31	0.30	0.57	0.14
18	0.16	0.61	0.23	0.23	0.61	0.16
19	0.12	0.63	0.24	0.23	0.61	0.16
20	0.15	0.59	0.25	0.24	0.61	0.14
21	0.13	0.55	0.32	0.31	0.60	0.10
22	0.17	0.54	0.29	0.25	0.55	0.21
23	0.20	0.61	0.19	0.38	0.52	0.10
24	0.21	0.53	0.25	0.28	0.53	0.20
25	0.11	0.58	0.30	0.26	0.62	0.11
26	0.22	0.54	0.24	0.23	0.54	0.23
27	0.11	0.50	0.39	0.35	0.56	0.09
28	0.21	0.55	0.24	0.23	0.60	0.17
29	0.12	0.61	0.28	0.26	0.64	0.10
30	0.21	0.58	0.20	0.18	0.70	0.12
31	0.12	0.59	0.28	0.26	0.63	0.11
32	0.12	0.60	0.28	0.25	0.65	0.10
33	0.09	0.66	0.26	0.26	0.65	0.09
34	0.09	0.63	0.28	0.32	0.60	0.09
35	0.10	0.46	0.44	0.37	0.53	0.10
36	0.13	0.63	0.23	0.24	0.63	0.13
37	0.03	0.67	0.30	0.34	0.64	0.02

치율의 회귀분석에서는 자본장비율의 차이가 산업별 차이를 거의 설명하지 못하는 데 비해 산업의 초과일자리변동률은 자본장비율이 높아짐에 따라 줄어든다는 것을 보여준다. 또한 초과일자리변동률은 성장산업에서 낮게 나타남을 알 수 있다.

일자리변동의 집중성에 있어서도 산업별 차이는 존재한다. <표 2-23>에서는 일자리변동의 집중성의 산업별 차이를 요약하고 있다.

집중성의 산업별 차이는 산업별 일자리재배치율과 밀접한 관련을 맺고 있다. [그림 2-4]의 가로 축은 중분류 산업분류에 따른 각 산업의 일자리재배치율이며, 세로축은 0.2 이상 -0.2 이하의 대규모 일자리조정을 통해 변동하는 일자리의 비중이다.¹⁹⁾ 일자리변동이 큰 산업일수록 대규모 고용조정이 많이 나타나며, 일자리변동이 작은 산업일수록 고용조정이 소규모로 이루어짐을 알 수 있다.

[그림 2-4] 집중성과 일자리재배치율



19) 그림에 기재된 숫자가 의미하는 산업명은 [부표 1]을 참조하라.

2. 정보통신산업의 일자리변동

정보통신산업은 여러 가지 기준으로 구분될 수 있는데 이 글에서는 전병유(2001)의 기준을 사용하였다. 정보통신산업 내부에는 제조업에 속하는 산업과 서비스업에 속하는 산업이 공존하고 있다. 이 글에서는 제조업에 속하는 산업에 한정하여 이들 정보통신제조업의 일자리변동의 특성에 대해 살펴본다.

정보통신산업의 일자리수는 1981년 16만여 명에서 1996년에는 31만여 명으로 두 배 가량 증가하였다. 정보통신산업의 일자리가 광공업 일자리 총수에서 차지하는 비율도 빠르게 증가하여 8%에서 13%로 증가하였다.

이러한 정보통신산업의 일자리 증가의 배후에 있는 일자리변동의 양상은 어떠한가? <표 2-24>는 정보통신산업과 비정보통신산업의 일자리변동률을 보여준다. 정보통신산업은 비정보통신산업에 비해 일자리창출률이 높고 일자리소멸률은 큰 차이가 나지 않는다. 순일자리증가율을 보아도 정보통신산업은 2.28의 값으로 증가했지만 3D 산업과 그 외 산업은 각각 -1.73과 0.51의 차이를 보이고 있다. 순일자리증가를 주도한 것은 일자리소멸이 작았기 때문이라기보다는 일자리창출이 높았기 때문이다.

일자리재배치율은 높은 일자리창출률로 인해 정보통신산업이 높지만 이것이 정보통신산업의 일자리변동이 격심했다는 것을 의미하지는 않는다. 정보통신산업의 생산물 수요가 증가함에 따라 이를 충족하기 위한 일자리증가가 늘어났고 이로 인해 일자리변동이 야기되었다면 이러한 높은 일자리재배치율은 일자리의 안정성이 낮다는 증거가 될 수 없다. 초과일자리변동률은 순일자리변동의 영향을 배제한 순수한 사업체 간 일자리변동을 측정한 것인데, 이를 비교해 보면 정보통신산업의 초과일자리변동률이 비정보통신산업에 비해 낮다는 것을 알 수 있다.

일자리창출과 소멸의 집중성은 <표 2-25>에서 확인할 수 있다. 정보통신산업의 일자리변동의 집중성은 비정보통신산업과 비교하여 큰 차이가 나지 않는다. 앞서 살펴보았던 <표 2-23>과 관련하여 정보통신제

〈표 2-24〉 정보통신산업 일자리변동의 수준

	JCR	JDR	JGR	JRR	JER
정보통신산업	12.00	9.72	2.28	21.72	14.83
3D산업	9.13	10.87	-1.73	20.00	16.12
기타산업	10.20	9.69	0.51	19.89	15.51

주 : <표 2-21> 주 참조.

〈표 2-25〉 정보통신산업 일자리변동의 집중성

	[-2, -1]	[-1, -0.2]	[-0.2, 0]	(0, 0.2]	(0.2, 1]	(1, 2]
정보통신산업	0.11	0.15	0.60	0.25	0.24	0.60
3D산업	0.16	0.16	0.58	0.26	0.22	0.64
기타산업	0.17	0.56	0.27	0.26	0.60	0.14

〈표 2-26〉 정보통신산업 일자리변동의 지속성

		전체 사업체		지속사업체		비지속사업체	
		1년	2년	1년	2년	1년	2년
정보통신산업	일자리창출률	65.44	50.79	61.32	46.57	69.01	54.83
	일자리소멸률	82.55	76.67	75.30	66.47	91.87	88.89
비정보통신산업	일자리창출률	62.28	46.06	55.98	39.18	66.42	50.64
	일자리소멸률	86.40	81.68	80.79	73.53	91.17	88.67

조업은 (30), (31), (32) 산업에 집중적으로 배치되어 있는데 이들 산업의 집중성이 평균적인 집중성을 보여주고 있다는 점에서도 집중성의 큰 차이가 없다는 것을 확인할 수 있다.

정보통신산업에서 창출된 일자리의 지속률과 소멸된 일자리의 지속률을 검토해 보자. <표 2-26>에서 보는 것처럼 창출의 지속률을 비교하면 정보통신산업의 창출된 일자리의 지속률이 높다. 지속사업체의 경

우 1년 지속률은 정보통신산업이 61.32인 데 비해 비정보통신산업은 55.98로서 정보통신산업의 지속률이 높다. 2년 지속률 역시 각각 46.57과 39.18로 그 차이는 유지된다.

이처럼 정보통신산업에서 창출된 일자리가 좀더 오래 지속되는 것은 일견 정보통신산업의 일자리수가 비정보통신산업에 비해 빠른 속도로 증가해온 결과로 해석할 수 있다. 하지만 일자리수가 증가한다고 해서 항상 창출의 지속률이 높은 것은 아니다. 일자리수가 더 빨리 증가한다고 해도 이것이 기존 사업체의 고용을 신규 사업체가 대체하는 방식으로 진행된다면 창출된 일자리의 지속률은 낮을 수 있다.

정보통신산업에서는 기존 사업체의 성장이 비정보통신산업에 비해 안정적으로 진행되었음을 보여준다. 일자리를 창출한 사업체는 다른 사업체에게 일자리를 빼앗기지 않고 자신의 일자리를 유지하면서 성장해 갔음을 보여준다. 이것은 정보통신산업이 급속히 빠른 기술변화를 겪어 왔고 이로 인해 정보통신산업의 사업체들이 슈페터(J. A. Schumpeter)가 말한 창조적 파괴에 노출되었음을 감안한다면 놀라운 일이다. 기존 사업체는 빠른 기술변화를 사업체 내부로 흡수하면서 성장했음을 알 수 있다.

소멸의 지속률 역시 정보통신산업의 소멸된 일자리가 지속될 확률이 낮음을 확인할 수 있다. 1년 지속률은 정보통신산업이 75.30인 데 비해 비정보통신산업은 80.79이다. 2년 지속률은 각각 66.47과 73.53이다. 이는 정보통신산업내 사업체에서 일자리가 소멸하더라도 다시 일자리가 복원될 확률이 더 높다는 것이며, 일자리의 안정성이 역시 더 높다는 것을 알 수 있다.

제 5 절 요약

이 절에서는 한국의 광공업통계조사 원자료를 이용해 1982년부터 2000년 기간에 한국의 광공업에서의 지속사업체를 중심으로 일자리변

동의 구조적 특징을 살펴보았다. 동 기간 동안 평균적으로 지속사업체에서 매년 100개의 일자리 중 10개의 일자리가 새로 창출되고 10개의 일자리가 소멸되었다. 창출된 일자리의 지속률을 살펴보면 1년 지속률의 경우 56.63, 2년 지속률은 40.07에 불과하다. 소멸된 일자리는 1년 후 지속률이 80, 2년 후 지속률이 73에 이른다. 한국의 일자리변동의 지속률은 선진국과 비교할 때 소멸의 지속률의 경우 유사하지만 창출의 지속률은 상당히 떨어진다는 것을 알 수 있다. 창출되거나 소멸된 일자리의 75%가 대규모의 고용변동의 결과라는 점에서 일자리변동의 집중성이 높은 수준이었음을 알 수 있다.

일자리변동은 사업체 특성에 따라 특징적인 양상을 보인다. 사업체 규모가 크고 사업체의 수명이 많을수록 일자리창출률과 소멸률, 일자리재배치율은 낮아진다는 것을 알 수 있다. 또한 임금이 높을수록 일자리변동의 수준은 낮아진다. 다른 사업체 특성이 미치는 영향을 통제해도 이러한 특성이 관찰되는지 회귀분석을 통해 검토한 결과 여전히 이러한 사업체 특성에 따른 일자리변동의 패턴은 관측되었다.

일자리변동은 산업별로 차이를 나타낸다. 아주 높은 일자리변동을 기록하는 산업이 있는 반면, 낮은 수준의 일자리변동을 보여주는 산업도 있다. 산업별 일자리변동의 차이는 산업을 구성하는 사업체의 특성의 차이를 통해 설명할 수 있다. 산업별 일자리변동의 집중성에도 많은 차이가 있는데 이러한 차이는 산업별 일자리재배치율의 차이와 긴밀한 상관관계를 맺고 있음을 알 수 있다.

정보통신제조업은 평균적인 광공업의 일자리변동의 수준과 비교할 때 일자리재배치율이 높은 수준임을 알 수 있는데 그 이유는 일자리소멸률의 경우 다른 산업과 비교할 때 큰 차이가 없지만 일자리창출률이 높았기 때문이다. 정보통신제조업에서 창출된 일자리의 지속률은 다른 산업에 비해 높게 나타난다. 이것은 빠른 기술혁신의 환경 속에서 신규사업체가 활발히 기존 사업체를 밀어내는 방식보다는 기존 사업체의 자체내 기술혁신의 진전을 통해 성장한 결과로 해석된다.

[보론 1] 사업체내 일자리재배치율과 사업체간 일자리재배치율의 측정

분석의 기본 단위를 사업체로 하고 있으므로 사업체 하나에서는 일자리창출 또는 일자리소멸밖에 없다. 하지만 실제로 사업체 내부에서는 다양한 종류의 일자리가 존재하며 각 종류의 일자리는 소멸과 창출을 거듭한다. 예를 들어 전구 제조업체에는 전구의 설계직과 전구의 생산직 두 종류의 일자리로 설계직은 5개, 생산직은 10개가 있다. 그런데 이 업체 제품에 대한 수요가 증가하면서 다양한 전구에 대한 시장수요가 늘어나자 설계직을 늘리고 생산직을 줄이는 구조조정을 단행하여 설계직은 13개, 생산직은 8개가 되었다. 이에 따라 설계직에서는 8개의 일자리가 창출되고 생산직에서는 2개의 일자리가 소멸되었다.

사업체 단위로 계산하면 이 사업체에서는 단순히 6개의 일자리가 창출된 것으로 기록되지만 좀더 엄밀히 말하면 8개의 설계직이 창출되고 2개의 생산직이 파괴되어 순증가가 6개였던 것이다.

이처럼 일자리의 특성에 대한 세부 정보가 있다면 우리는 훨씬 정밀한 일자리변동을 측정할 수 있다. 광공업통계조사에서는 생산직과 사무직에 대한 정보가 있다. 이를 이용하면 사업체내 일자리창출과 소멸을 측정할 수 있다.

$$JF_{i,t}^P = EMP_{i,t}^P - EMP_{i,t}^P$$

$$JF_{i,t}^{NP} = EMP_{i,t}^{NP} - EMP_{i,t}^{NP}$$

사업체 i 의 사업체내 일자리재배치량은 다음과 같이 정의된다. 이때 우변의 셋째 항은 사업체 차원에서 정의된 일자리순변동이다.

$$JF_{i,t}^{within} = abs(JF_{i,t}^P) + abs(JF_{i,t}^{NP}) - abs(JF_{i,t}^P + JF_{i,t}^{NP})$$

사업체내 일자리재배치 총량은 모든 사업체의 사업체내 일자리재배치량을 더한 것이다.

$$JF_t^{within} = \sum_{i \in \Omega} JF_{i,t}^{within}$$

사업체간 일자리재배치 총량은 Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)에서 정의한 일자리재배치량의 정의와 동일하다.

$$JF_t^{between} = \sum_{i \in \Omega} abs(JF_{i,t}^P + JF_{i,t}^{NP})$$

사업체내와 사업체간의 구분은 다음과 같은 시각에서 재정리할 수 있다. 우선 사업체 i 의 일자리변동은 다음과 같다.

$$JF_{i,t}^{all} = abs(JF_{i,t}^P) + abs(JF_{i,t}^{NP})$$

이를 다음과 같이 재정리할 수 있다.

$$JF_{i,t}^{all} = abs(JF_{i,t}^P) + abs(JF_{i,t}^{NP}) - abs(JF_{i,t}^P + JF_{i,t}^{NP}) + abs(JF_{i,t}^P + JF_{i,t}^{NP})$$

모든 사업체 i 에 대해 더하고 위에서 정의된 JF_t^{within} 과 $JF_t^{between}$ 을 이용하면 다음과 같은 식을 얻는다.

$$JF_t^{all} = JF_t^{within} + JF_t^{between}$$

일자리변동은 사업체내 일자리변동의 총합과 사업체간 일자리변동의 총합으로 구성된다.

위의 식을 일자리규모(JS)로 나누면 사업체내 일자리재배치율(JF_t^{within})과 사업체간 일자리재배치율($JF_t^{between}$) 및 총일자리재배치율

(JF_t^{all}) 사이에 다음의 식이 성립함을 알 수 있다.

$$JRR_t^{all} = JRR_t^{within} + JRR_t^{between}$$

우변의 둘째 항은 Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)의 일자리재배치율(Job Reallocation Rate)과 같다. 우변의 첫째 항은 사업체 내 일자리재배치율이다.

[보론 2] 미국의 지속사업체 일자리변동률 계산

Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)은 연별 일자리창출률과 소멸률을 보고하고 있는데 여기에는 5인 미만의 사업체가 모두 포함되어 있고 사업체의 퇴출과 진입도 포함되어 있다. 이에 비해 한국의 경우 광공업통계조사가 5인 이상 사업체에 한정되어 있으므로 사업체의 진정한 퇴출과 진입을 알 수 없어서 전체 일자리창출률과 소멸률보다는 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률만을 비교적 정확히 계산할 수 있다. 미국의 일자리변동률과 한국 자료를 이용해 계산한 일자리변동률을 계산하기 위해서는 미국의 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률을 계산하여 비교해야 한다.

그런데 Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)에는 지속사업체에 관한 통계가 제시되어 있지 않다. 여기서는 몇 가지 정의와 값을 이용해 미국의 지속사업체의 일자리변동률을 추론하는 방법을 제시한다.

우선 일자리창출률의 분모인 총사업체규모(JST)는 지속사업체의 규모(JSC)와 진입사업체의 규모(JSN)의 합이다.

$$JST = JSC + JSN$$

그런데 진입사업체의 규모는 진입사업체의 일자리창출량(JCN)의 1/2로 정의되어 있다. 따라서 다음의 식이 성립한다.

$$JSN = \frac{1}{2} JCN$$

전체 일자리창출량(JCT) 중에서 진입사업체에 의한 창출량의 비중 c 를 알고 있다고 하자. 이에 따라 다음의 정의를 얻는다.

$$JCN = c JCT$$

$$JCC = (1 - c) JCT$$

지속사업체의 일자리창출률(JCR_c)은 다음과 같다.

$$JCR_c = \frac{JCC}{JSC}$$

위 식의 분자는 $(1 - c) JCT$ 로 바꿔 쓸 수 있다. 분모는 다음과 같이 바꿀 수 있다.

$$JSC = JST - JSN$$

$$= JST - \frac{1}{2} c JCT$$

결국 지속사업체의 일자리창출률은 다음과 같다.

$$JCR_c = \frac{(1 - c)JCT}{JST - \frac{c}{2} JCT}$$

$$= \frac{(1 - c)JCR_T}{1 - \frac{c}{2} JCR_T}$$

JCR_T 가 0.091인 점과 진입사업체의 의한 창출량의 비중(c)이 15.5%인 점을 이용하면 미국의 경우 지속사업체의 일자리창출률은 0.077임을 알 수 있다.

이와 유사하게 JDR_c 도 구할 수 있다. 비슷한 방법으로 도출할 경우 다음의 식을 얻는다.²⁰⁾

$$\begin{aligned}
 JDR_C &= \frac{(1-d)JDT}{JST - \frac{d}{2}JDT} \\
 &= \frac{(1-d)JDR_T}{1 - \frac{d}{2}JDR_T}
 \end{aligned}$$

퇴출사업체에 의한 퇴출량의 비중(d)은 22.9%이며 JDR_T 는 10.3이다. 이 값을 이용해 지속사업체의 일자리소멸률을 계산하면 0.080을 얻을 수 있다.

이 값과 한국의 지속사업체의 창출률과 소멸률을 비교할 때 주의할 점은 5인 미만이 미국 자료에는 포함되어 있다는 사실이다. 하지만 미국의 경우 5인 미만의 비중이 크지 않기 때문에 위에서 계산한 값과 크게 다르지 않다. 이런 점에서 우리는 0.077과 0.080을 미국의 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률의 근사값으로 받아들인다.

20) Davis, Haltiwanger and Schuh(1996 : 29)에는 전체 일자리창출량 중에서 진입사업체에 의한 창출량의 비중이 나와 있다. 그 값은 15.5%이다.

〈부표 2-1〉 중분류 산업명

	산업분류
10	석탄광업
11	원유, 천연가스 채취업 및 관련서비스업
12	우라늄 및 토륨광업
13	금속광업
14	기타 광업 및 채석업
15	음식료품제조업
16	담배 제조업
17	섬유제품 제조업
18	의복 및 모피제품 제조업
19	가죽, 가방, 마구류 및 신발 제조업
20	목재 및 나무제품 제조업
21	펄프, 종이 및 종이제품 제조업
22	출판, 인쇄 및 기록 매체 복제업
23	코크스, 석유정제 및 핵연료 제조업
24	화합물 및 화학제품 제조업
25	고무 및 플라스틱 제조업
26	비금속 광물제품 제조업
27	제1차 금속산업
28	조립금속제품 제조업
29	기타 기계 및 장비 제조업
30	사무, 계산, 회계용기계 제조업
31	기타 전기기계 및 전기변환장치 제조업
32	영상, 음향 및 통신장비 제조업
33	의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업
34	자동차 및 트레일러 제조업
35	기타 운송장비 제조업
36	가구 및 기타 제조업
37	재생재료 가공처리업

주 : KSIC(1991).

제 3 장 경기변동과 일자리변동

제 1 절 경기변동과 일자리변동

1. 일자리변동 시계열의 주요 특징

제2장에서 우리는 우리나라의 일자리변동의 구조적 특성에 대해 살펴 보았다. 이 장에서는 일자리변동의 시계열적 변화의 특징을 경기변동과 관련하여 검토하고자 한다. 일반적으로 일자리창출률은 경기순행적인 모습을 보인다. 경기호황기의 일자리창출률은 증가하며 불황기의 일자리창출률은 감소한다. 이에 비해 일자리소멸률은 경기역행적인 움직임을 보여 불황기에 일자리소멸이 늘어나며 호황기에 감소한다. 이러한 패턴은 한국의 경우에도 그대로 나타난다. <표 3-1>은 한국 광공업 지속사업체의 일자리창출률, 소멸률, 일자리재배치율, 순일자리증가율, 초과일자리증가율 등의 시계열을 보여주고 있다.¹⁾

1) 진입과 퇴출을 고려한 전체 사업체의 일자리변동의 시계열은 이 글에서 제시되지 않았지만 지속사업체의 시계열의 특성과 크게 다르지 않다. 진입과 퇴출이 포함됨에 따라 일자리창출률과 소멸률의 절대적 수준은 지속사업체에 비해 높지만 시계열적인 변화의 방향은 대체로 비슷하다. 전체 사업체의 일자리창출률과 지속사업체의 일자리창출률의 상관계수는 0.87이고 소멸률의 경우 상관계수

<표 3-1> 일자리변동의 시계열 : 한국의 공공업 지속사업체(1982~2000)

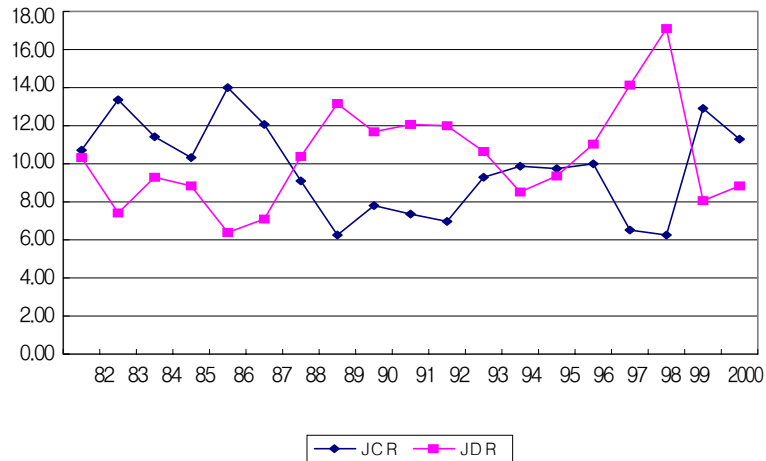
	JCR	JDR	JRR	JGR	JER
1982	10.73	10.32	21.05	0.41	20.64
1983	13.37	7.41	20.78	5.96	14.82
1984	11.40	9.28	20.68	2.13	18.55
1985	10.33	8.84	19.17	1.48	17.68
1986	13.98	6.38	20.37	7.60	12.77
1987	12.06	7.10	19.16	4.95	14.21
1988	9.09	10.36	19.45	-1.28	18.17
1989	6.26	13.17	19.43	-6.91	12.52
1990	7.81	11.67	19.47	-3.86	15.61
1991	7.33	12.08	19.42	-4.75	14.67
1992	6.94	12.02	18.96	-5.08	13.88
1993	9.28	10.64	19.92	-1.35	18.57
1994	9.86	8.52	18.39	1.34	17.05
1995	9.76	9.38	19.14	0.38	18.76
1996	10.02	11.06	21.08	-1.04	20.04
1997	6.49	14.11	20.60	-7.62	12.98
1998	6.25	17.09	23.34	-10.84	12.49
1999	12.93	8.04	20.97	4.88	16.09
2000	11.31	8.81	20.12	2.50	17.62
평균	9.75	10.33	20.08	-0.58	16.17
표준편차	2.43	2.64	1.13	4.95	2.63
최대값	13.98	17.09	23.34	7.60	20.64
최소값	6.25	6.38	18.39	-10.84	12.49

주 : JCR = 일자리창출률, JDR = 일자리소멸률, JRR = 일자리재배치율, JGR = 순일자리증가율, JER = 초과일자리변동률.

[그림 3-1]은 <표 3-1>의 자료에 근거하여 일자리창출률과 소멸률을 도시한 것이다. 그림에서 확인할 수 있는 것처럼 일자리창출률과 소멸률은 서로 반대방향으로 움직이고 있음을 알 수 있다. 예를 들어 3저 호황기였던 1986년, 1987년에 일자리창출률은 각각 13.98, 12.06으로 높

는 0.94에 이른다. 순일자리증가율의 경우 일자리창출률과 소멸률이 상쇄되어 절대적 수준도 비슷하고 상관계수는 0.95에 이른다. 다만 일자리재배치율은 지속사업체가 전체 사업체에 비해 더 안정적인 양상을 띠고 있고 상관계수는 0.55로 상대적으로 낮다.

[그림 3-1] 일자리창출률과 소멸률의 그래프

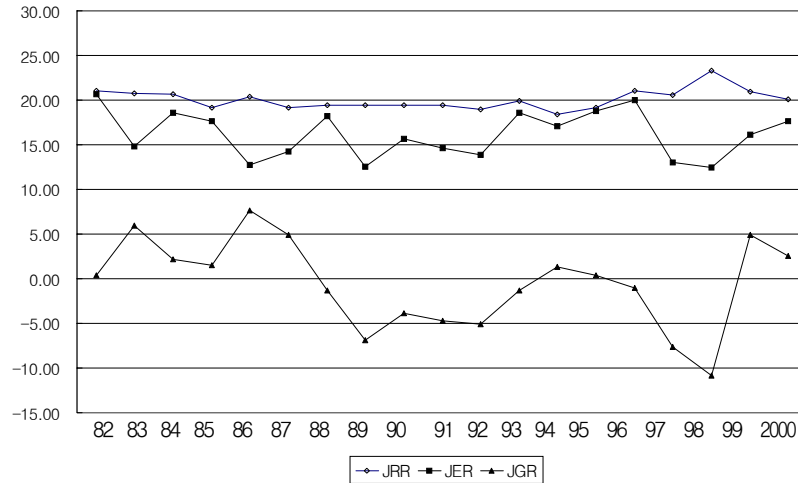


아졌으며 이에 비해 일자리소멸률은 각각 6.38, 7.10으로 낮아졌다. IMF 외환위기를 겪었던 1998년의 경우 일자리창출률은 6.25에 불과했으며 일자리소멸률은 급상승하여 17.09까지 치솟았다. 또한 IMF 외환위기 이후 1999년에 우리 경제는 급속한 회복을 경험했는데 이를 반영하여 일자리창출률은 12.93으로 그 전 해인 1998년에 비해 두 배 이상 높아졌고 일자리소멸률은 1998년의 절반에 못 미치는 8.04로 떨어졌다.

순일자리증가율은 일자리창출률에서 일자리소멸률을 뺀 값으로 정의된다. 1988년을 기준으로 하여 그 이전 시기에는 창출률이 소멸률보다 높아 광공업 일자리수가 순증가한 것에 비해 그 이후 시기에는 대체로 소멸률이 창출률보다 높아 광공업 일자리수가 순감소하는 추세를 나타냈다. 이러한 추세를 감안하여 순일자리증가율의 변동을 살펴보면 그 변동이 경기 흐름을 잘 반영하고 있음을 알 수 있다. 예를 들어 3저 호황기에 순일자리증가율이 매우 높아졌고 IMF 외환 위기시에 순일자리증가율이 크게 감소했음을 [그림 4-2]를 통해 쉽게 확인할 수 있다.

일자리수의 순변동은 창출에 의해 주도될 수도 있고 소멸에 의해 주도될 수도 있다. 예를 들어 창출이 경기변동에 대해 둔감하게 변화하고 소멸이 경기변동에 민감하게 변화한다면 순일자리변동은 소멸에 의해

[그림 3-2] 일자리재배치율, 순일자리증가율 및 초과일자리변동률 그래프



주도된다. 이 경우 일자리수가 증가한 것은 소멸이 줄어들었기 때문이며 일자리수가 감소한 것은 소멸이 늘어났기 때문이다. 반대로 창출이 경기변동에 민감할 경우 순일자리변동은 창출이 주도한다.

한국 광공업 일자리의 순변동은 일자리창출이나 소멸 하나의 요인에 의해 주도적으로 야기된 것이 아니다. <표 3-1>에 따르면 창출률과 소멸률 시계열의 표준편차는 유사함을 알 수 있다. 따라서 경기변동에 따른 일자리수의 증가와 감소는 창출과 소멸이 거의 비슷한 기여를 했다고 볼 수 있다. 한 가지 특기할 사항은 IMF 외환위기에 의한 1998년 불황의 경우이다. 1997년과 비교하여 1998년의 창출률은 별다른 변화를 보이지 않는다. 이에 비해 소멸률은 급속히 증가하였다. 1998년 불황에서 급속히 높아진 실업률은 일자리창출이 둔화된 효과보다는 일자리소멸이 늘어난 효과 때문인 것으로 보인다. 1998년을 제외하면 대부분의 시기에서 일자리창출과 소멸은 순고용변화에 대칭적인 힘으로 작용했다.

일자리소멸률과 일자리창출률 및 순일자리증가율이 경기변동과 밀접하게 관련되어 변화하였던 데 비해 일자리재배치율은 매우 안정적인 모습을 띠고 있다. 일자리재배치율의 시계열적 변동이 비교적 작은 이

유는 일자리재배치율을 구성하는 창출률과 소멸률이 반대 방향으로 움직이는 음의 상관관계를 갖기 때문이다. 시계열적 변동의 크기를 측정하는 대표적인 지표인 분산식을 이용해 이를 알아보자. 일자리재배치율의 정의에 따라 그것의 분산은 다음의 식에 의해 결정된다.

$$\text{var}(JRR_t) = \text{var}(JCR_t) + \text{var}(JDR_t) + 2\text{cov}(JCR_t, JDR_t) \quad (1)$$

1982년부터 2000년 사이 한국 광공업사업체의 경우 일자리창출률과 소멸률의 분산은 각각 5.59, 6.63인 데 비해 창출률과 소멸률의 공분산은 -5.50이다. 이에 따라 일자리재배치율의 분산은 1.20에 불과한 값을 갖는다. 창출률과 소멸률의 분산에 비해 일자리재배치율의 분산은 매우 낮은 값을 갖는다.

일자리재배치율의 시계열적 변동이 그 수준에서 작더라도 경기변동과 체계적인 관계를 맺고 있을 수 있다. 미국 제조업의 일자리재배치율은 경기불황기에 증가하고 호황기에 감소하는 양상을 보였다. 한국 광공업의 경우는 어떠한가? 한국 광공업사업체에서 경기변동과 일자리재배치율의 관계는 [그림 3-2]를 통해 살펴볼 수 있다. 경기변동과 밀접한 관계를 맺고 있는 순일자리증가율을 경기변동의 대리변수로 삼아 이를 일자리재배치율과 비교해 보면 일자리재배치율은 순일자리증가율과 명확히 같은 방향으로 움직이거나 반대 방향으로 움직인다고 판단하기 힘들다. 정량적인 분석을 위해 순일자리증가율과 일자리재배치율의 피어슨 상관계수를 구해 본 결과 그 값은 -0.20의 값을 갖지만 상관계수의 p 값은 0.421으로서 95% 신뢰 수준에서 두 변수 사이에 상관관계가 없다는 귀무가설을 기각할 수 없다. 따라서 한국 광공업사업체에서 일자리재배치율은 경기역행적이지도 경기순행적이지도 않다.

초과일자리변동률은 일자리재배치율에 비해 큰 폭의 움직임을 나타내고 있다. 표준편차는 2.63으로서 일자리창출률과 소멸률이 비슷한 수준의 변동폭을 보이고 있다. [그림 3-2]를 통해 알 수 있듯이 초과일자리변동률의 움직임은 1988년을 기준으로 하여 1988년 이전에는 경기역행적인 양상을 띠다가 1988년 이후에는 경기순행적인 움직임을 보인다.

이것은 1988년 이전에는 순일자리증가율이 양의 값을 갖고 이후에는 대체로 음의 값을 갖는 것과 관련되어 있다. 왜냐하면 초과일자리변동률의 정의에 의해 초과일자리변동률과 순일자리증가율의 공분산은 다음과 같이 결정되기 때문이다.

$$cov(JER_t, JGR_t) = \begin{cases} cov(JRR_t, JGR_t) - var(JGR_t) & \text{if } JGR_t \geq 0 \\ cov(JRR_t, JGR_t) + var(JGR_t) & \text{if } JGR_t < 0 \end{cases} \quad (2)$$

1982년부터 2000년 사이 한국의 광공업사업체의 경우 $cov(JRR_t, JGR_t)$ 는 모든 시기에 0에 가까운 값을 가지므로 순일자리증가율의 부호에 따라 $cov(JER_t, JGR_t)$ 의 부호는 일의적으로 결정된다. 즉 JGR_t 가 양의 값을 가질 경우 JER_t 와 JGR_t 의 공분산은 음의 값을 갖고, JGR_t 가 음의 값을 가질 경우에는 공분산이 양의 값을 갖게 된다. 다만 이러한 결과는 $cov(JRR_t, JGR_t)$ 가 0에 가깝다는 사실에 기초하고 있음에 유의해야 한다.

2. 일자리변동의 경기역행성 가설의 검토

일자리변동에 관한 기존 연구에서 일자리재배치율이 경기역행성을 갖는다는 점이 강조된 바 있다. Davis and Haltiwanger(1992), Baldwin and Gorecki(1990), Bronars(1990), Regev(1990) 등의 여러 연구에서 일자리재배치율은 경기불황기에 증가하고 경기호황기에 감소한다. 하지만 Boeri(1996)는 미국, 캐나다, 덴마크, 프랑스, 독일, 이탈리아, 노르웨이, 스웨덴 등 8개 국의 연별 자료를 분석한 결과 일자리재배치율이 경기역행성을 갖는 나라는 미국밖에 없으며 대부분의 나라에서는 일자리재배치율의 경기역행성을 발견할 수 없었다고 주장했다. Davis and Haltiwanger(1999)는 Boeri(1996)에서 사용된 미국 이외의 나라의 자료가 시계열이 충분하지 못하고 해당 기간 중 자료에서 경기변동이 뚜렷

하지 않기 때문에 결과를 신뢰할 수 없다고 비판했다. 이 글에서 사용한 광공업 통계조사 자료는 19년간이라는 비교적 긴 기간의 자료이며 경기변동으로 인해 뚜렷이 순일자리증가율이 변동하고 있으며 사업체가 일관되게 식별된다는 점에서 Davis and Haltiwanger(1999)가 지적한 자료의 신뢰도 문제로부터 상대적으로 자유롭다.

경기역행성을 확인하는 대표적인 방법은 순일자리증가율과 일자리재배치율의 공분산을 계산하여 그 부호가 음의 값을 갖는지를 확인하는 것이다. 공분산은 JRR_t 와 JGR_t 의 정의에 의해 다음의 식에 의해 결정된다.

$$cov(JRR_t, JGR_t) = var(JCR_t) - var(JDR_t) \quad (3)$$

위 식에서 알 수 있듯이 공분산이 음의 값을 갖는 것은 일자리창출률의 분산보다 일자리소멸률의 분산이 클 경우이다. 일자리창출률의 분산이 일자리소멸률의 분산보다 크면 일자리재배치율은 경기순행적인 움직임을 보이고 일자리소멸률의 분산이 더 크다면 경기역행적 움직임을 보인다. 만약 창출률의 분산과 소멸률의 분산이 비슷하다면 일자리재배치율은 경기중립적인 양상을 띤다. 경기역행성의 지표로서의 소멸률의 상대분산비율은 다음과 같이 정의된다. 소멸률의 상대분산비율이 1보다 크면 경기역행적이고 1보다 작으면 경기순행적이다.

$$\frac{var(JDR_t)}{var(JCR_t)} \quad (4)$$

또한 경기편차비율을 살펴봄으로써 경기역행성 여부를 판단할 수 있다. 경기편차비율(ratio of cyclical change)이란 일자리창출률의 경기편차에 대한 일자리소멸률의 경기편차의 비율이다. 이때 일자리창출률의 경기편차란 경기호황기와 경기불황기의 평균 일자리창출률의 차이를 말하며, 일자리소멸률의 경기편차란 경기호황기와 경기불황기의 평균 일자리소멸률의 차이를 말한다. 경기편차비율이 1의 값을 가질 경우 일

자리재배치율은 경기중립적이며 1 이상의 값을 가지면 경기역행성을, 1 이하의 값을 가지면 경기순행성을 보인다고 판단한다.

일자리재배치율과 순일자리증가율의 상관계수는 직접적으로 일자리 변동률의 경기역행성 여부를 살펴볼 수 있는 지표이다. 이 값이 음수일 경우 경기역행성이 존재하며 양수일 경우 경기순행성이 존재한다고 판단할 수 있다. 특히 상관계수의 경우 상관관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 검증할 수 있는 통계량이라는 장점을 갖는다.

<표 3-2> 일자리변동 시계열의 경기 특성

	한 국			미 국
	1982~2000	1982~1988	1989~2000	
소멸률의 상대분산비율	1.19	0.85	1.44	3.35*
경기편차비율	-1.19			-3.68*
Corr(JRR, JGR)	-0.20 (0.421)	0.17 (0.716)	-0.34 (0.272)	-0.56** (0.070)
Corr(JER, JGR)	0.30 (0.205)	-0.89 (0.007)	0.75 (0.005)	0.15** (0.639)
Corr(JCR, JDR)	-0.90 (0.000)	-0.88 (0.008)	-0.86 (0.000)	-0.84** (0.001)

주 : * 분기 자료, 1972~1988, ** 연간 자료, 1972~1986.

<표 3-2>는 이러한 경기역행성 판단의 지표들을 1982년부터 2000년까지 한국의 광공업사업체의 일자리변동 자료를 이용해 계산한 결과를 담고 있다. 전체적으로 일자리재배치율의 경기역행성이 한국 경제에 존재한다고 판단하기 미흡하다는 것을 알 수 있다. 우선 한국의 경우 창출률과 소멸률의 분산이 각각 5.59, 6.63이므로 소멸률의 상대분산비율은 1.19의 값을 가져 경기중립성을 나타내는 기준값 1과 크게 다르지 않다. 미국의 경우 Davis and Haltiwanger(1992)에 따르면 3.35로서 소멸률의 분산이 창출률에 비해 매우 크다는 것을 알 수 있다. 캐나다의 경우 Boldwin et al.(1995)에 따르면 1.49로서 한국보다 크지만 미국에 비해서 작다.

경기편차비율의 계산을 위해서는 호황기와 불황기를 구분할 수 있어야 한다. 우리는 통계청에서 발표하는 경기변동 기준순환일을 기준으로

〈표 3-3〉 한국의 경기변동 기준순환일

	저 점	정 점	저 점	불황기
제1순환	1972. 3	1974. 2	1975. 6	1974, 75년
제2순환	1975. 6	1979. 2	1980. 9	1979, 80년
제3순환	1980. 9	1984. 2	1985. 9	1984, 85년
제4순환	1985. 9	1988. 1	1989. 7	1988, 89년
제5순환	1989. 7	1992. 1	1993. 1	1992년
제6순환	1993. 1	1996. 3	1998. 8	1996, 97, 98년
제7순환	1998. 8			

자료 : 통계청 홈페이지.

삼았다(표 3-3 참조). 한국 광공업의 경우 경기편차비율은 -1.19로서 소멸률의 경기편차가 창출률의 경기편차보다 크지만 그 차이는 그다지 크지 않다. 미국의 경우 -3.68로서 소멸률의 호황과 불황간 격차가 상대적으로 매우 큰 편이다.

일자리재배치율과 순일자리증가율 사이의 피어슨 상관계수를 구하면 -0.20으로서 음수의 값을 나타내 경기역행성이 존재하는 것처럼 보이지만 상관계수의 p값이 0.431이어서 상관계수가 0이라는 귀무가설을 기각할 수 없다. 이에 비해 미국의 경우 피어슨 상관계수는 -0.54이며 p값은 0.046이므로 5% 유의수준에서 상관계수가 0이라는 귀무가설이 기각된다.

두 시기를 구분하여 1988년 이전 시기와 1989년 이후 시기를 나누어 살펴보면 앞 시기에 비해 뒷 시기에 일자리변동의 경기역행성이 비교적 뚜렷하다는 것을 알 수 있다. 1989년 이후는 -0.34으로 음의 상관관계를 갖는다. 이에 비해 1988년 이전에는 0.17로 양의 상관관계를 갖는다. 하지만 두 상관계수 모두 p값이 크기 때문에 5% 유의수준에서 상관관계가 존재한다는 귀무가설이 기각된다.

소멸률의 상대분산비율, 경기편차비율, 그리고 일자리재배치율과 순일자리증가율의 상관계수를 검토한 결과 미국의 경우 일자리재배치율의 경기역행성이 관측되는 데 비해 한국의 경우에는 경기역행성이 존재한다고 판단하기 힘들다.

경기변동과 일자리변동 사이의 관계를 검토하는 데 있어서 일자리재배치율을 일자리변동의 규모를 측정하는 대리변수로 사용하는 것에 대해 논란이 존재한다. 만약 불황기가 짧고 불황 충격이 상대적으로 호황 충격에 비해 매우 크다면 불황기에는 순일자리증가율이 크게 감소하는 결과를 빚을 것이다. 이 경우 일자리재배치율 중 상당 부분이 불황 충격에 의해 야기된 것이 된다. 일자리변동이 불황기에 크게 나타나는 이유가 단순히 불황의 골이 깊기 때문이라면 당연히 일자리변동은 경기역행적인 양상을 띠게 될 것이다. 이러한 문제점을 회피하기 위해서는 일자리재배치율보다 초과일자리변동률을 일자리변동의 지표로 사용하는 것이 낫다는 주장이 제기된 바 있다.²⁾

경기변동이 일자리변동에 미치는 영향을 검토하기 위해 다음의 두 회귀모형을 이용해 회귀분석을 했다. 첫 번째 식은 일자리재배치율을 종속변수로 사용한 것이고 두 번째 식은 초과일자리변동률을 종속변수로 사용한 것이다.

$$JRR_t = \alpha_0 + \beta_0 JGR_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$JER_t = \alpha_1 + \beta_1 JGR_t + \nu_t \quad (6)$$

Davis(1998)에 따르면 미국의 경우 일자리재배치율을 종속변수로 하고 순일자리증가율을 독립변수로 한 회귀분석에서 순일자리증가율의 회귀계수는 -0.17 (계수의 표준오차는 0.06)이다. 이것은 순일자리증가율이 감소할 때 일자리변동이 커진다는 것을 의미하며 경기역행성 가설을 지지한다. 그런데 초과일자리변동률을 종속변수로 하여 회귀할 경우 순일자리증가율의 회귀계수는 -0.08 이지만 계수의 표준오차는 0.06 이다. 순일자리증가율이 증가할 때 초과일자리변동률이 증가한다고 보기 어렵다는 것을 보여준다. Davis(1998)는 이런 결과에 비추어볼 때 불황기에 일자리의 불안정성이 커진다고 단언하기 어렵다고 주장했다.

2) Davis(1998) 참조.

〈표 3-4〉 일자리변동의 경기역행성 검증

	JRR		JER	
	계수값	표준오차	계수값	표준오차
상수항	20.052	0.263	16.259	0.595
JGR	-0.045	0.054	0.161	0.123
결정계수	0.038		0.093	
관측치수	19		19	

한국의 경우 동일한 회귀모형을 이용해 회귀분석을 한 결과(표 3-4 참조) 우선 일자리재배치율을 종속변수로 한 경우에 순일자리증가율의 회귀계수는 -0.045이고 회귀계수의 표준오차는 0.054로서 회귀계수의 값은 0과 다르지 않다고 판단된다. 초과일자리변동률을 종속변수로 한 회귀식의 회귀계수는 0.16이고 계수의 표준편차는 0.12로서 유의하지 않음을 확인할 수 있다.

3. 사업체 특성 및 산업별 차이와 경기변동

사업체 특성에 따라 경기변동에 따른 반응의 차이가 존재하는가? Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)에 따르면 미국의 제조업사업체의 경우 사업체 규모가 크고 사업체 수명이 길고 고임금의 사업체일수록 경기역행성이 강하게 나타나며, 상대적으로 소규모, 저임금의 신생사업체는 경기역행성이 약하게 나타난다.

사업체 특성과 일자리변동률의 경기역행성을 검토하기 위해 여러 가지 사업체 특성별로 그룹을 나눈 뒤 각 그룹의 경기역행성 지표들을 검토해 보았다. <표 3-5>에 그 결과가 요약되어 있다.

사업체 규모의 경우 사업체 규모가 클수록 분산 비율에 관한 한 대체로 소규모 사업체가 경기순행적인 데 비해 대규모 사업체는 경기역행적인 모습을 보여주고 있다. 경기편차비율의 경우에도 소규모 사업체보다 대규모 사업체에서 호·불황 간의 일자리소멸률의 차이가 크다는

것을 확인할 수 있고 특히 5,000인 이상의 사업체 규모에서 뚜렷하게 나타난다. 일자리재배치율과 순일자리증가율의 상관계수는 대체로 대규모 사업체에서 음의 값을 나타냄으로써 대규모 사업체에서 경기역행성이 존재함을 알 수 있다.

〈표 3-5〉 일자리변동과 경기변동 : 사업체 규모별

	소멸률의 상대분산비율	경기 편차비율	Corr (JRR, JGR)	Corr (JER, JGR)	Corr (JCR, JDR)
19인 이하	0.485	-0.803	0.408	0.428	-0.558
20~49	0.449	-0.700	0.534	-0.114	-0.759
50~99	0.708	-1.062	0.343	0.114	-0.879
100~249	1.035	-1.162	-0.032	0.227	-0.846
250~499	1.403	-1.195	-0.387	0.312	-0.914
500~999	2.363	-1.154	-0.602	0.375	-0.809
1000~2499	1.128	-1.218	-0.106	0.406	-0.825
2500~4999	0.840	-1.183	0.111	0.307	-0.630
5000인 이상	3.442	-3.104	-0.630	0.079	-0.586

〈표 3-6〉 일자리변동과 경기변동 : 사업체 수명별

	소멸률의 상대분산비율	경기 편차비율	Corr (JRR, JGR)	Corr (JER, JGR)	Corr (JCR, JDR)
1년	0.362	-0.314	0.543	-0.820	-0.572
2년	5.701	-1.509	-0.750	-0.539	-0.494
3년	0.562	-0.504	0.412	-0.597	-0.762
4~5년	0.397	-0.814	0.562	-0.298	-0.709
6~10년	0.691	-0.937	0.333	0.055	-0.851
11~14년	1.024	-0.749	-0.024	0.138	-0.872
15년 이상	1.887	-1.534	-0.623	0.658	-0.914

사업체 수명의 경우 자료 해석에 있어서 주의를 기울일 필요가 있다. 그룹 2, 즉 수명이 3년 된 사업체의 경우 1998년 일자리소멸률이 42.6에 달하는 값을 나타냈다. 이에 따라 그룹 2의 경기역행성 지표들이 이상하게 나온다. 이를 제외하고 수명에 따른 차이를 살펴보면 뚜렷하게 수명이 길어질수록 경기역행성이 나타난다는 점을 <표 3-6>에서 확인할 수 있다. 수명이 길수록 소멸률의 상대분산비율도 커지고 경기편차비율의 절대값도 커지며 일자리재배치율과 순일자리증가율 사이의 상관계수도 경기역행성을 나타내는 방향으로 변화하고 있다.

임금률에 따른 그룹 구분을 했을 경우 명확한 경기역행성을 고임금률 사업체에서 발견하기 어렵다. <표 3-7>에서 볼 수 있는 것처럼 일관된 패턴이 여러 지표들에서 나타나지 않는다.

그런데 t기 임금률을 기준으로 그룹 구분을 했을 경우 분산비율을 검토해 보면 아주 낮은 임금률의 사업체에서는 일자리창출률의 분산이 소멸률의 분산보다 훨씬 크게 나타나 경기순행성이 나타나고, 반대로 고임금 사업체에서는 경기역행성이 나타난다. 이러한 양상은 경기편차비율에서도 나타나며, 일자리재배치율과 순일자리증가율 사이의 상관계수에서도 대체로 저임금 그룹과 고임금 그룹의 차이를 확인할 수 있다.

이처럼 미국에서 나타난 특징과 비슷하게 한국의 광공업사업체에서도 대규모·고수명 사업체에서 일자리재배치율의 경기역행성이 나타나고, 소규모·신생 사업체에서는 반대로 경기순행성이 관찰된다. 하지만 고임금 사업체에서 경기역행성이 뚜렷이 나타난다는 증거를 발견하기는 어렵다.

<표 3-7> 일자리변동과 경기변동 : 평균임금률 부문별

부 문	소멸률의 상대분산비율	경기 편차비율	corr (JRR, JGR)	corr (JER, JGR)	corr (JCR, JDR)
1	0.658	-1.132	0.258	-0.153	-0.615
2	1.650	-1.147	-0.383	-0.219	-0.792
3	1.456	-1.013	-0.356	-0.128	-0.868
4	0.990	-1.257	0.011	0.445	-0.889
5	1.279	-1.534	-0.169	0.750	-0.694

〈표 3-8〉 일자리변동과 경기변동 : 금기임금을 부문별

부 문	소멸률의 상대분산비율	경기편차비율	Corr (JRR, JGR)	Corr (JER, JGR)	Corr (JCR, JDR)
1	0.214	-0.596	0.828	-0.785	-0.817
2	0.979	-0.922	0.016	-0.540	-0.773
3	2.185	-1.238	-0.579	0.270	-0.825
4	1.194	-1.205	-0.231	0.631	-0.927
5	2.843	-2.605	-0.625	0.867	-0.732

산업별로 일자리재배치율의 경기역행성 여부를 살펴보자. 중분류 산업분류에 따른 각 산업별 경기역행성 지표는 <표 3-9>와 같다. 전체적으로 산업별 차이가 크고 각 지표별 경기역행성 여부가 엇갈리는 경우가 많아 판단하기 힘들다.

일자리재배치율과 순일자리증가율 사이의 상관계수를 보면 경공업으로 분류되는 산업에서 음의 값을 나타내어 일자리재배치율이 경기역행성을 갖는 데 비해 중공업으로 분류되는 산업에서 대체로 양의 값을 가져 일자리재배치율이 경기순행성을 갖는 것으로 나타난다. 소멸률의 상대분산비율의 경우에도 경공업이 중공업에 비해 평균적으로 큰 상대분산비율을 갖는 것을 알 수 있다. 하지만 경기편차비율의 경우에는 경공업과 중공업의 차이를 발견하기 힘들다.

정보통신산업과 3D산업 그리고 기타산업으로 구분하여 살펴보았다. 정보통신산업의 일자리재배치율은 전체적으로 경기역행적이라기보다는 경기순행적인 모습을 보여주고 있다. 이에 비해 3D산업의 경우 일자리재배치율은 경기역행적인 양상을 띤다. 기타 산업들은 경기중립적인 것으로 보인다.

Foote(1997)의 연구는 일자리재배치율의 경기역행성 여부와 관련된 산업별 차이를 해석하는 데 있어서 기여했다. Foote(1997)는 미국 미시간 주의 일자리변동을 분석하여 첫째, 미시간 주에서 일자리변동률의 경기역행성은 관찰되지 않으며 둘째, 산업별로 살펴보았을 때 일자리수가 감소하는 산업에서는 일자리변동률의 역행성이 관찰되지만 일자리수가

〈표 3-9〉 일자리변동과 경기변동 : 중분류 산업별

부 문	소멸률의 상대분산비율	경기 편차비율	Corr (JRR, JGR)	Corr (JER, JGR)	Corr (JCR, JDR)
10	3.987	0.249	-0.621	0.519	-0.331
13	42.914	11.321	-0.969	0.520	-0.575
14	0.792	-2.930	0.121	0.484	0.290
15	0.874	-1.000	0.084	0.343	-0.595
16	1.690	-0.491	-0.257	0.524	-0.064
17	2.224	-1.749	-0.541	0.335	-0.770
18	1.639	-0.556	-0.267	0.573	-0.433
19	2.042	-1.066	-0.546	-0.119	-0.829
20	1.620	-0.998	-0.382	0.423	-0.808
21	1.322	-1.151	-0.161	0.215	-0.516
22	1.492	-0.913	-0.248	-0.038	-0.618
23	1.079	-0.273	-0.038	-0.189	-0.072
24	0.681	-1.390	0.239	0.050	-0.617
25	0.652	-0.804	0.359	-0.286	-0.828
26	0.768	-1.186	0.133	0.521	-0.180
27	1.417	-3.704	-0.222	0.189	-0.640
28	3.101	-1.580	-0.606	0.023	-0.621
29	0.811	-0.926	0.195	-0.126	-0.849
30	0.685	-0.725	0.231	-0.195	-0.601
31	1.298	-0.949	-0.213	-0.343	-0.800
32	0.680	-1.138	0.307	-0.394	-0.799
33	1.297	-0.370	-0.156	-0.288	-0.563
34	0.250	-0.738	0.707	-0.384	-0.662
35	0.621	-0.509	0.247	-0.037	-0.325
36	1.599	-3.140	-0.362	0.438	-0.793
37	0.713	-0.782	0.178	-0.158	-0.346

〈표 3-10〉 일자리변동과 경기변동 : 정보통신산업

	소멸률의 상대분산비율	경기 편차비율	Corr (JRR, JGR)	Corr (JER, JGR)	Corr (JCR, JDR)
정보통신산업	0.696	-0.836	0.366	-0.448	-0.887
3D산업	1.655	-1.541	-0.488	0.383	-0.890
기타산업	0.922	-0.940	0.072	0.179	-0.824

증가하는 산업에서는 오히려 순행성이 관찰된다는 결과를 얻었다.

이러한 결과는 Foote(1997), Caballero(1992)의 (S,s) 모형으로부터 추론된 예측과 대체로 일치한 것이다.

Foote(1997)와 Davis and Haltiwanger(1999)에 의거하여 한국의 144개 세분류 산업에 대해 회귀분석을 실시했다. 종속변수는 산업별로 계산한 일자리창출률 시계열의 표준편차에 대비한 소멸률 시계열의 표준편차의 상대비율의 로그값으로서 이것은 산업별 경기역행성의 지표로 사용되었다. 설명변수는 산업별 평균 순일자리증가율과 함께 순일자리증가율의 제곱, 산업별 평균 사업체 규모, 산업별 성숙사업체의 비중(9년 이상 수명의 사업체가 차지하는 비중), 산업집중도, 사업체 평균자본장비율을 사용했다.

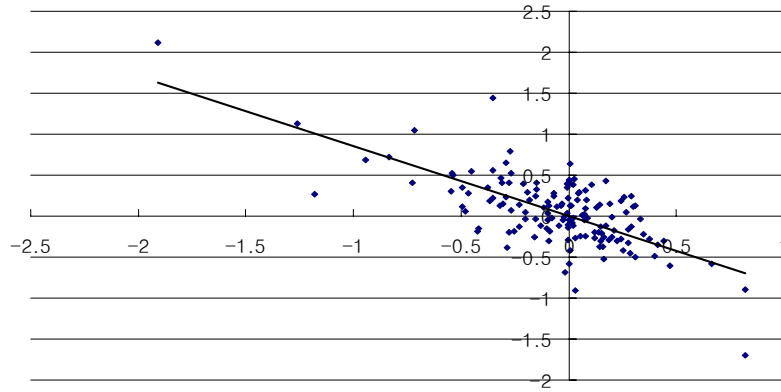
회귀 결과는 <표 3-11>에서 보는 것처럼 미국과 유사하다. 대부분의 사업체 특성변수들은 설명력을 갖지 못하며 대부분 순일자리증가율이 설명한다. 이를 확인할 수 있는 방법은 순일자리증가율 하나만을 설명변수로 사용한 경우의 회귀 결과와 비교하는 것이다.(회귀모형(2)). 모든 설명변수를 사용한 경우(회귀모형(1))와 비교하여 결정계수에 거의 차이가 없음을 알 수 있다.

특히 주목할 점은 Foote(1997)의 모형에서 예측한 결과인 순일자리증가율이 0이면 일자리변동률이 경기중립적이고, 양의 값을 가지면 경기

<표 3-11> 소멸률의 상대표준편차 회귀 : 한국 광공업 세분류 산업(1982-2000)

회귀모형	(1)		(2)	
상수항	0.212	(0.174)	0.003	(0.026)
추세성장률	-0.939*	(0.097)	-0.849*	(0.072)
추세성장률의 제곱	-0.010	(0.091)		
규모	0.004	(0.036)		
수명	-0.565*	(0.232)		
CR4	0.000	(0.000)		
자본장비율	0.001	(0.001)		
결정계수	0.515		0.492	
관측치수	144		144	

[그림 3-3] 순일자리증가율과 로그상대표준편차비율의 분산도



순행적이고 음의 값을 가지면 경기역행적이라는 결과가 회귀모형 (2)에서 확연히 성립하고 있다는 것이다. 또한 추세증가율의 계수가 -1의 값에 가깝다는 것이다. [그림 3-3]은 산업별 평균 순일자리증가율(횡축)과 로그상대표준편차비율(종축)을 분산도로 그린 것이다.

4. 경기변동과 일자리변동의 집중성

제2장에서 우리는 일자리변동의 집중성을 살펴본 바 있다. 여기서는 호황과 불황 사이에 집중성에 변화가 있는지를 살펴보고자 한다. <표 3-12>에서는 호황기와 불황기의 집중성을 비교하고 있는데 불황기에 일자리소멸이 집중성이 높고 일자리창출의 집중성은 낮으며 반대로 호황기에는 일자리창출의 집중성이 높고 소멸의 집중성이 낮다는 결과를 얻을 수 있었다.

〈표 3-12〉 집중성과 경기변동 : 광공업 전체

	[-2, -1)	[-1, -0.2)	[-0.2, 0)	(0, 0.2]	(0.2, 1]	(1, 2]
불황	0.17	0.57	0.26	0.26	0.58	0.15
호황	0.15	0.57	0.27	0.25	0.60	0.15

〈표 3-13〉 집중성과 경기변동 : 사업체 규모별

		[-2, -1)	[-1, -0.2)	[-0.2, 0)	(0, 0.2]	(0.2, 1]	(1, 2]
소기업	불황	0.13	0.66	0.21	0.21	0.65	0.14
소기업	호황	0.14	0.65	0.21	0.19	0.68	0.13
중기업	불황	0.17	0.58	0.25	0.26	0.56	0.18
중기업	호황	0.17	0.56	0.27	0.25	0.60	0.16
대기업	불황	0.21	0.49	0.30	0.36	0.50	0.13
대기업	호황	0.16	0.49	0.36	0.34	0.51	0.15

우선 사업체 규모에 따른 집중성의 패턴을 비교해 보자. <표 3-13>을 통해 보면 소규모 사업체의 경우 일자리소멸률이 0.2 이상인 대규모의 고용조정이 설명하는 일자리소멸량의 비중은 호황과 불황에 별다른 차이가 없다. 하지만 대규모 사업체의 경우 불황기에 일자리의 대량 파괴가 뚜렷히 관찰된다. 대규모 사업체의 경우 호황기에는 64%가 소멸 일자리의 대규모 고용조정으로 비롯된 것이지만 불황기에는 70%가 소멸일자리의 대규모 고용조정으로 인한 것이었다. 창출일자리의 경우에는 소멸에 비해 정도는 작지만 이 경향이 역전된다.

사업체 수명별로 구분했을 경우 모든 수명 그룹에서 불황기에 일자리소멸의 집중성이 높고 호황기에는 일자리소멸의 집중성이 낮다는 결과를 얻을 수 있다(표 3-14 참조). 그런데 신생 사업체와 성숙 사업체에서 이러한 집중도의 경기간 차이는 거의 없다.

〈표 3-14〉 집중성과 경기변동 : 사업체 수명별

		[-2, -1)	[-1, -0.2)	[-0.2, 0)	(0, 0.2]	(0.2, 1]	(1, 2]
1~2년	불황	0.21	0.61	0.18	0.15	0.69	0.16
1~2년	호황	0.16	0.64	0.20	0.14	0.70	0.16
3~10년	불황	0.15	0.61	0.24	0.24	0.62	0.15
3~10년	호황	0.15	0.61	0.25	0.22	0.65	0.14
11년 이상	불황	0.17	0.55	0.28	0.32	0.53	0.15
11년 이상	호황	0.15	0.55	0.30	0.30	0.55	0.15

〈표 3-15〉 집중성과 경기변동 : 정보통신산업

	경기	[-2, -1)	[-1, -0.2)	[-0.2, 0)	(0, 0.2]	(0.2, 1]	(1, 2]
정보통신산업	불황	0.11	0.62	0.27	0.26	0.63	0.11
	호황	0.11	0.61	0.28	0.22	0.66	0.12
3D산업	불황	0.18	0.57	0.25	0.26	0.58	0.17
	호황	0.14	0.58	0.28	0.25	0.60	0.15
기타산업	불황	0.17	0.56	0.27	0.27	0.59	0.14
	호황	0.17	0.55	0.28	0.26	0.60	0.14

정보통신산업에 있어서 별다른 차이가 없었다. 위의 <표 3-15>는 정보통신산업 중 제조업과 3D 산업 그리고 기타산업으로 구분하여 일자리변동의 집중성을 검토한 것이다. 정보통신산업이 다른 산업과 다른 점은 호황기에 일자리창출의 집중성이 매우 높다는 것이다. 빠른 속도로 일자리가 늘어 온 정보통신산업에서 호황기에 일자리창출이 대규모로 이루어졌다는 것을 보여준다.

이에 비해 3D 산업은 불황기에 0.2 이하의 소규모 일자리소멸의 비중이 작고 특히 1 이상의 일자리소멸률 구간의 일자리소멸이 호황기에 비해 크다는 점에서 것을 알 수 있다. 다른 산업에 비해 3D 산업에서는 불황기에 대규모 고용조정이 빈발했음을 보여준다.

5. 소 결

1982년부터 2000년까지의 한국 광공업의 일자리변동 시계열을 분석한 결과 일자리창출률은 뚜렷하게 경기순행적인 양상을 띠고 일자리소멸률은 경기역행적인 모습을 나타냈다. 이에 따라 순일자리증가율은 경기순행적인 특성을 보인다. 미국 제조업의 일자리변동 분석을 통해 일자리재배치율이 경기역행적인 양상을 띠었던 것에 비해서 한국 광공업은 경기중립적인 양상을 띠었다. 이러한 결과는 광공업을 세분한 산업에서도 일률적으로 경기에 대응한 변동을 보이지 않았다는 점에서 확인되었다. 세분된 산업별 일자리변동 시계열의 연구에서 확인된 사실은

일자리변동률의 경기역행성 여부는 산업의 고용증가율과 밀접한 관계를 갖고 있다는 것이다. 정보통신제조업의 경우 일자리재배치율이 경기 순행적인 양상을 띠고 있는데 이것은 정보통신제조업의 고용량이 증가해 온 것과 관련되어 있음을 알 수 있었다. 사업체 특성에 따라 일자리 변동의 경기반응에 차이가 존재한다. 한국의 광공업사업체의 경우 사업체 규모가 크고 수명이 오래될수록 경기역행적 움직임을 보이는 것을 확인할 수 있었지만 고임금 사업체의 경우에는 그러한 현상을 발견하기 어려웠다.

제 2 절 일자리변동의 추동요인

1. 서 론

경제 전체의 일자리변동률은 일정하게 유지되지 않고 시간의 흐름에 따라 변동한다. 일자리변동률이 변화하는 이유는 다양하다. 예를 들어 경기침체로 인해 경제 전체적으로 노동수요가 감소함에 따라 일자리변동률이 변화할 수 있고, 오일쇼크와 같이 투입요소의 상대가격이 변동하면서 에너지집약적 산업이 침체되면서 일자리변동률이 변화할 수도 있다. 또한 개별 사업체의 수요에 대한 양극화가 발생하면서 활발한 일자리변동이 나타날 수도 있다.

이 절에서는 시간의 흐름에 따라 일자리창출률과 소멸률, 재배치율 및 순일자리증가율이 변동하는 원인에 대해 검토한다. 기존 연구에서는 일자리변동을 야기하는 추동요인을 거시적 충격과 산업충격, 그리고 개별충격으로 구분하고 세 가지 충격 중에서 어떠한 충격이 지배적인 설명력을 갖는지를 검토했다.

Lilien(1982)은 경제 전체의 실업률과 산업별 고용증가율의 분산 사이에 밀접한 관계가 있다는 실증적 결과를 제시하고 이러한 결과를 일자리의 재배분을 촉진하는 부문충격 또는 산업충격이 경기불황을 야기하

는 것으로 해석했다. 이에 대해 Abraham and Katz(1986)은 거시적 충격이 산업별 고용증가율의 분산을 증가시킬 수 있는 모형을 제시함으로써 Lilien(1982)의 재배분충격→경기변동의 인과관계를 뒤집는 해석을 내놓았다.

Caballero et al.(1997)의 연구에 따르면 순일자리증가율은 거시적 충격에 의해 지배적으로 영향받지만 일자리창출률과 소멸률, 나아가 일자리재배치율은 개별충격, 산업충격과 같은 재배분충격에 의해 주로 변동한다. Davis and Haltiwanger(1996)에서도 개별충격의 분포가 일자리재배치율에 지배적인 영향력을 발휘할 뿐만 아니라 순일자리증가율에도 무시하기 어려운 정도의 영향을 준다고 주장했다.

우선 제2 소절에서는 일자리재배치율을 분해함으로써 거시적 충격이나 산업충격보다 개별 사업체 충격이 일자리변동의 대부분을 설명함을 보인다. 제3 소절에서는 사업체의 순일자리증가율의 결정모형을 통해 개별충격을 추출하여 개별충격이 일자리재배치율, 일자리창출률 및 소멸률의 시계열적 변동에 얼마나 영향을 주었는지를 검토한다. 제4 소절에서는 구조적 벡터 자기회귀모형을 이용해 거시적 충격과 재배분 충격이 일자리재배치율과 순일자리증가율을 얼마나 설명하는지를 검토한다.

2. 일자리재배치율 분해에 따른 요인별 기여도 분석

우리는 이 글에서 일자리재배치를 추동하는 요인을 거시적 충격과 산업충격, 그리고 개별충격으로 나누어서 각각의 요인이 일자리재배치를 얼마나 설명하는지를 검토한다. 일자리재배치량은 다음과 같이 정의된다.

$$\tilde{\Delta X}_t \equiv \sum_{e \in \Omega} |\Delta x_{et}| \quad (7)$$

앞에서 우리는 초과일자리변동의 개념을 이용해 일자리재배치량이 순일자리증가와 초과일자리변동으로 구분된다고 설명한 바 있다. 일자

리재배치량은 다음의 식과 같이 분해된다.

$$\begin{aligned}\tilde{\Delta X}_t &\equiv \sum_{e \in \Omega} |\Delta x_{et}| \\ &= \left| \sum_{e \in \Omega} \Delta x_{et} \right| + \left[\sum_{e \in \Omega} |\Delta x_{et}| - \left| \sum_{e \in \Omega} \Delta x_{et} \right| \right] \quad (8) \\ &= \text{순변동량} + \text{초과일자리변동량}\end{aligned}$$

여기서 일자리순증가량은 시점 t 에서의 거시적 충격을 반영하는 것으로 볼 수 있다. 호황의 충격은 일자리순증가량을 양의 값으로 만들고 불황의 충격은 음의 값으로 만든다. 그리고 이러한 일자리순증가량은 항상 일자리재배치를 동반한다. 그런데 일반적으로 일자리재배치량은 일자리순증가량을 상회한다. 일자리순증가량을 상회하는 일자리재배치량은 초과일자리변동량으로 정의한다.

이제 산업충격을 도입하자. 일자리재배치량을 산업별로 구분하여 다시 쓰면 다음과 같다. 우변의 첫째 항은 산업별 순일자리증가량의 합이며, 둘째 항은 산업별 초과일자리변동량의 합이다.

$$\tilde{\Delta X}_t = \left(\sum_{i=1}^N \left| \sum_{e \in S_i} \Delta x_{et} \right| \right) + \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_{e \in S_i} |\Delta x_{et}| - \left| \sum_{e \in S_i} \Delta x_{et} \right| \right) \right) \quad (9)$$

이때 식 (8)과 (9)를 결합하면 거시적 충격과 산업 충격, 그리고 개별 충격의 영향을 분해할 수 있는 식을 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}\tilde{\Delta X}_t &= \left| \sum_{e \in \Omega} \Delta x_{et} \right| + \left[\sum_{i=1}^N \left| \sum_{e \in S_i} \Delta x_{et} \right| - \left| \sum_{e \in \Omega} \Delta x_{et} \right| \right] \\ &\quad + \left[\sum_{i=1}^N \left(\sum_{e \in S_i} |\Delta x_{et}| - \left| \sum_{e \in S_i} \Delta x_{et} \right| \right) \right] \quad (10)\end{aligned}$$

일자리재배치량은 거시적 충격을 반영한 첫째 항과 산업충격을 반영하는 둘째 항, 개별사업체의 충격을 반영하는 셋째 항으로 분해된다. 첫째 항은 순일자리증가량의 절대값으로서 거시적 충격이 클수록 큰 값을 갖는다. 둘째 항은 산업별 순일자리증가량의 절대값의 합이 평균

적인 변동량과 비교하여 갖는 차이를 보여준다. 산업간 고용증가율의 분산이 커지면 이 항은 커진다. Lilien(1982)의 부문충격에 해당하는 항목이다. 셋째 항은 산업내 초과일자리변동의 합으로서 동일 산업내 사업체간 수요 충격 및 기술충격의 분포를 반영한다. 개별충격 분포의 산포도가 증가하면 셋째 항은 증가하고 개별충격의 분산이 줄어들면 이 항은 감소한다.

이상의 분해식을 제2장에서 제시한 일자리변동의 측정변수로 재정리하면 다음과 같다.³⁾

$$JF_t = |JG_t| + \left[\sum_{s=1}^N |JG_{st}| - |JG_t| \right] + \left[JF_t - \sum_{s=1}^N |JG_{st}| \right] \quad (11)$$

그리고 양변을 경제 전체의 일자리규모 JS_t 로 나누면 변동률의 분해식으로 재정리될 수 있다.

$$JRR_t = |JGR_t| + \left[\left(\sum_{s=1}^N |JGR_{st}| \right) - |JGR_t| \right] + \left[JRR_t - \sum_{s=1}^N |JGR_{st}| \right] \quad (12)$$

<표 3-16>은 1982년부터 2000년까지 한국의 광공업사업체의 일자리 변동을 식 (12)를 이용해 분해한 결과를 보여준다. 산업은 세분류 170개 산업으로 나누었다. 평균적으로 일자리순변동이 차지하는 비율은 0.192이고 산업간 변동이 차지하는 비율은 0.117이다. 둘을 합할 경우 30%

3) 초과일자리변동은 다음과 같다.

$$JE_t \equiv JF_t - |JG_t|$$

이에 따라 일자리변동의 분해식은 초과일자리변동의 분해식으로 해석될 수도 있다.

$$JE_t = \left[\sum_{s=1}^N |JG_{st}| - |JG_t| \right] + \left[JF_t - \sum_{s=1}^N |JG_{st}| \right]$$

〈표 3-16〉 일자리재배치율 분해

	거시적 충격	부문 충격	개별 충격
1982	0.019	0.283	0.698
1983	0.287	0.082	0.631
1984	0.103	0.173	0.724
1985	0.077	0.173	0.750
1986	0.373	0.082	0.545
1987	0.258	0.091	0.650
1988	0.066	0.198	0.736
1989	0.355	0.051	0.593
1990	0.198	0.097	0.705
1991	0.245	0.049	0.706
1992	0.268	0.034	0.698
1993	0.068	0.159	0.773
1994	0.073	0.170	0.757
1995	0.020	0.203	0.777
1996	0.049	0.172	0.779
1997	0.370	0.041	0.589
1998	0.465	0.006	0.529
1999	0.233	0.059	0.708
2000	0.124	0.095	0.781
평균	0.192	0.117	0.691

가량이 거시적 충격과 산업충격에 의해 설명된다. 나머지 70%의 일자리재배치는 산업내 초과변동에 의해 설명된다. 이러한 결과가 의미하는 바는 대부분의 일자리변동이 같은 산업내에 있는 사업체간의 일자리변동, 즉 사업체의 개별적 충격으로 설명되고 거시적 충격이나 산업충격의 설명은 한계를 갖는다는 것이다.

3. 개별충격의 추출을 통한 일자리변동 시계열의 분석

앞에서 우리는 일자리재배치율이 대부분 개별충격에 의해 설명된다는 것을 살펴보았다. 그런데 일자리재배치율은 매년 변동한다. 이러한 변동의 원인은 무엇인지 살펴보자.

일자리재배치율 변동의 시계열적 변화를 설명하기 위해 우선 사업체 수준에서의 일자리변동률에 대한 다음과 같은 모형을 상정하자.

$$g_{et} = g_{st} + u_{et} \quad (13)$$

이 모형의 의미는 t 시점에서의 사업체 e 의 일자리변동률은 사업체가 속한 산업 s 의 t 시점에서의 순일자리증가율을 평균값으로 가지면서 개별 사업체의 충격에 의해 야기된 오차항이 더해져서 결정된다는 것이다.

g_{st} 가 시간이 흐르면서 변화한다면 이것은 거시적 충격과 산업충격이 발생한다는 것을 의미한다. u_{et} 는 t 시점 산업 s 에 속한 사업체의 개별충격을 나타내는 항이다. 만약 u_{et} 의 분포가 시간의 흐름에 따라 불변이라면 일자리재배치율의 변동은 거시적 충격과 산업충격에 의해서만 설명될 것이다. 만약 u_{et} 의 분포가 시간의 흐름에 따라 변화한다면 개별충격의 분포가 변화하는 것이 일자리재배치율에 영향을 준다는 것을 의미한다.

사업체의 개별충격항은 식 (13)에서 볼 수 있는 것처럼 그 사업체가 속한 산업의 순일자리증가율을 계산하여 사업체의 순일자리증가율에서 빼주면 얻을 수 있다. 개별충격항은 0을 중심으로 좌우에 분포된다.

만약 매시점 개별충격항의 분포가 변하지 않는다면 개별충격에 의한 일자리재배치량 총량 역시 변화하지 않을 것이다. 개별충격항의 산포도가 커진다면 개별충격에 의한 일자리재배치량 총량은 증가할 것이고 산포도가 작아진다면 재배치량은 감소할 것이다. 따라서 개별충격항의 분포의 변화를 측정할 수 있는 하나의 방법은 개별충격항으로부터 야기된 일자리변동률을 계산하여 시계열적 변화를 살펴보는 것이다. 개별충격항에 의한 일자리변동률의 식은 다음과 같다.

$$JRR_t^U = \sum_{e \in \Omega_t} \frac{JS_{et}}{JS_t} |u_{et}| \quad (14)$$

일자리재배치율의 경우 다음과 같은 항등식이 성립한다.

$$JRR_t = \overline{JRR}_t^U + (JRR_t - \overline{JRR}_t^U) \quad (15)$$

식 (15)의 우변의 첫째 항은 개별충격의 분포에 의한 일자리변동률이며 둘째 항은 거시적 충격과 산업충격의 영향에 따른 일자리변동률이다. 시간이 흐름에 따라 JRR_t 이 변화하는데 이것은 \overline{JRR}_t^U 과 $(JRR_t - \overline{JRR}_t^U)$ 의 변화로 분해된다. JRR_t 의 변동 중에서 \overline{JRR}_t^U 의 변동이 차지하는 비중이 얼마나 되는지를 살펴봄으로써 개별충격의 분포 변화가 미친 영향을 평가할 수 있다. 이를 살펴보기 위해서는 다음의 식을 이용할 수 있다.

$$\begin{aligned} var(JRR_t) &= var(\overline{JRR}_t^U) + var(JRR_t - \overline{JRR}_t^U) \\ &+ 2 cov(\overline{JRR}_t^U, JRR_t - \overline{JRR}_t^U) \end{aligned} \quad (16)$$

만약 u_t 의 분포가 불변이라면 $var(\overline{JRR}_t^U)$ 는 0이 될 것이다. 만약 $var(\overline{JRR}_t^U)$ 이 큰 값을 갖는다면 u_t 의 분포가 시간의 흐름에 따라 변화하고 이것의 변동이 일자리재배치율의 변동에 큰 영향을 미친다는 것을 의미한다.

JCR_t 와 JDR_t 에 대해서도 비슷한 분해를 할 수 있다.

$$JCR_t = \overline{JCR}_t^U + (JCR_t - \overline{JCR}_t^U) \quad (17)$$

$$JDR_t = \overline{JDR}_t^U + (JDR_t - \overline{JDR}_t^U) \quad (18)$$

이때 \overline{JCR}_t^U , \overline{JDR}_t^U 는 다음과 같이 정의된다.⁴⁾

$$\overline{JCR}_t^U = \sum_{e \in \Omega^+} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} \quad (21)$$

4) [보론 1]을 참조하라.

$$JDR_t^U = \sum_{e \in \Omega} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} \tag{22}$$

만약 g_{st} 가 양수라면 부문 s의 JCR_t^U 는 JCR_{st} 보다 작거나 클 수 있지만 JDR_t^U 는 항상 JDR_{st} 보다 크다. 반대로 g_{st} 가 음수라면 JCR_t^U 는 JCR_{st} 보다 크다. 왜냐하면 g_{st} 가 양수일 경우 JDR_{st} 를 구성하는 g_{et} 는 모두 음수이고 이에 따라 u_{et} 는 항상 음수이며 그 크기에 있어서 $|g_{et}| < |u_{et}|$ 가 항상 성립하기 때문이다.

다양한 기준으로 부문을 구분하여 살펴본 결과는 <표 3-17>과 같다. JRR의 시계열적 변화에 개별충격 분포의 변화가 미친 영향이 지배적이라는 것을 알 수 있다. 예를 들어 중분류 산업분류에 따라 27개 산업을 구분한 뒤 분석한 결과에 따르면 거시적 충격과 산업충격이 설명하는 비중은 17.5%인 데 비해 개별충격의 분포 변화가 설명하는 비중은 88.5%에 이른다. 세분류 산업분류나 중분류 산업분류에 사업체 일자리 규모의 기준을 추가하여 살펴본 경우 등등 모든 경우에서 개별충격의 분포 변화가 지배적인 영향을 갖는다는 것을 알 수 있다.

<표 3-17> 일자리변동 시계열의 분산분해

	광공업 전체	중분류 산업	세분류 산업	중분류 및 사업체규모	중분류 및 사업체수명
부문 수	1	27	170	243	189
거시 및 부문충격 효과	0.060	0.175	0.307	0.460	0.321
개별충격 효과	0.756	0.885	0.937	0.745	0.773
공분산 효과	0.184	-0.060	-0.244	-0.205	-0.094
거시 및 부문충격 효과	0.573	0.570	0.540	0.549	0.523
개별충격 효과	0.081	0.085	0.106	0.098	0.108
공분산 효과	0.346	0.345	0.355	0.353	0.369
거시 및 부문충격 효과	0.613	0.522	0.479	0.467	0.468
개별충격 효과	0.078	0.113	0.132	0.135	0.125
공분산 효과	0.308	0.365	0.390	0.398	0.408

Davis and Haltiwanger(1992)에 따르면 순일자리증가율(JGR_t)과 개별충격의 분포의 변화에 의한 일자리재배치율(JRR_t^U)은 명확히 음의 상관관계를 갖는다. 예를 들어 전체 제조업의 경우 상관계수는 -0.64이고 20개 산업으로 구분된 중분류 산업분류의 경우 -0.55의 값을 갖는다. 이러한 결과는 미국의 경우 일자리재배치율이 경기역행성을 갖고 나아가 개별충격의 분포의 변화가 이러한 경기역행성을 주도한다는 것을 의미한다. 이에 비해 한국의 경우 JGR_t 과 JRR_t^U 의 상관계수는 중분류 산업분류의 경우 -0.24로서 미국에 비해 절반 정도의 낮은 값을 가질 뿐만 아니라 0과 같다는 귀무가설을 기각할 수 없다. 이런 점에서 개별충격은 일자리재배치율의 대부분을 설명하지만 경기역행성을 설명하는 데는 한계를 갖는다.

왜 개별충격이 경기역행성을 설명하는 데 한계를 갖는지에 대해 생각해 보자. 이것은 개별충격의 분포 변화와 일자리창출률과 소멸률의 시계열의 변화 사이의 관계를 검토함으로써 설명가능하다. <표 3-16>에서 보았듯이 일자리재배치율과 달리 소멸률과 창출률의 시계열적 변동에서는 거시적 충격과 부문충격이 중요하고 개별충격의 분포의 변화가 시계열적 변화를 설명하는 비율은 15%를 넘지 않는 미미한 수준이다.

이때 공분산항의 기여도는 창출률과 소멸률의 경우 모두 양의 값을 가지면 그 수준도 30% 이상을 차지한다. 공분산이 양의 값을 갖는다는 의미는 개별충격의 분포의 산포도 변화 방향이 거시적 충격과 부문충격의 변화 방향과 같다는 것이다. [그림 3-4]와 [그림 3-5]는 순일자리증가율과 개별충격으로 인한 창출률과 소멸률의 그래프이다.

일자리소멸률의 경우 개별충격 분포의 산포도가 증가하면 거시적 충격 및 산업충격도 증가한다는 것이다. 소멸률은 경기불황기에 증가하는 경향이 있는데 이때 개별충격의 산포도도 증가한다는 것이므로 개별충격의 분포의 변화는 불황기에 소멸률의 증가를 강화하는 역할을 담당한다고 해석할 수 있다.

일자리창출률의 경우에도 공분산은 양의 값을 나타내어 개별충격 분포의 산포도 증가는 거시적 충격 및 산업충격도 증가시킨다는 것을 알 수 있다. 창출률은 경기불황기에 감소하는데 이때 개별충격의 산포도도

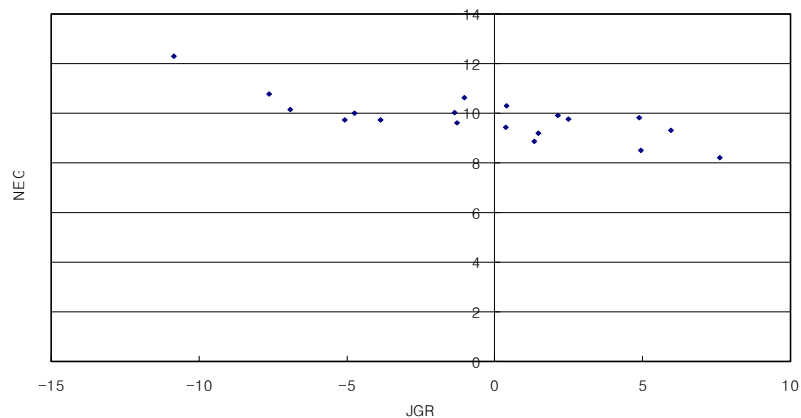
이와 함께 감소하여 창출률의 감소에 기여하게 된다.

이러한 두 가지 현상을 결합할 경우 경기불황기에 개별충격의 분포에서 창출 구간의 산포도가 줄어들어 개별충격의 분포가 창출률을 감소시키고 반대로 소멸 구간의 산포도는 증가하여 소멸률을 증가시켜 두 힘은 서로 상쇄되어 일자리재배치율은 경기변동에 직접적인 영향을 받지 않게 된다.

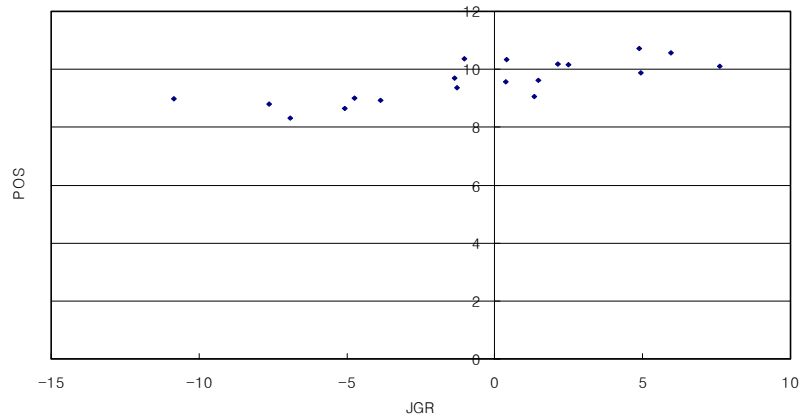
미국의 제조업을 분석한 Davis and Haltiwanger(1992)에 따르면 일자리창출률의 경우 거시적 충격 및 산업충격의 효과를 반영한 시계열과 개별충격의 분포를 반영한 시계열 사이의 공분산이 음의 값을 갖고 일자리소멸률의 경우에는 공분산이 양의 값을 갖는다. 이럴 경우 창출률이 감소하고 소멸률이 증가하는 경기불황기에 개별충격은 창출률의 하락에 역작용을 하여 창출률의 하락을 줄이고 소멸률의 증가는 강화시키는 작용을 하게 된다. 이에 따라 일자리재배치율이 경기변동에 역행적인 움직임을 하는 데 기여하게 된다.

이와 비교할 때 한국의 경우에는 공분산이 창출률에서나 소멸률 모두 양의 값을 가지므로 개별충격은 창출률과 소멸률을 모두 강화시키는 역할을 하게 된다. 이에 따라 개별충격이 일자리재배치율의 경기역행적 변화에 크게 기여했다고 평가하기는 힘들다.

[그림 3-4] JGR과 NEG의 관계



[그림 3-5] JGR과 POS의 관계



그렇다면 일자리재배치율이 대부분 개별충격의 분포의 변화에 기인한다는 것은 어떻게 설명할 수 있을까? 이에 대해서는 다음과 같은 설명이 가능하다. 우선 일자리창출률과 소멸률의 거시적/산업충격에 따른 항의 시계열간의 상관계수는 -0.93 에 이른다. 이것은 거시적/산업충격은 서로 상쇄되어 일자리재배치율에 별다른 영향을 주지 못했다는 것을 의미한다. 둘째, 위의 공분산을 이용한 해석은 경기역행적 변화에 개별충격이 별다른 영향을 주지 못했다는 것을 의미할 뿐 시계열적 변화 전체에 대해 개별충격의 영향이 미미하다는 것을 의미하지는 않는다.

개별충격의 분포의 변화에 대해 좀더 자세히 검토해 보자. 각 연도의 분포 변화는 개별충격의 분포 변화를 야기한 여러 가지 요인으로 구분할 수 있다. 다음과 같은 간단한 모형을 상정할 수 있다.

$$g_{et} = X_{et}\beta_t + u_{et} \quad (21)$$

앞서 제시한 모형은 이 모형의 특수한 하나의 예가 된다. 이때 사업체 순일자리증가율의 기대치는 다음과 같다. 이 값은 경제 전체의 평균 순일자리증가율과 같다.

$$E(g_{et}) = \int g_{et}f(g_{et})dg_{et} = E(X_{et})\beta_t + E(u_{et}) \quad (22)$$

u_{et} 는 0을 중심으로 분포되는데 평균적으로 0의 값을 갖는다. 이때 분포함수 $F(\cdot)$ 는 사업체의 규모를 가중치로 해서 구할 수 있다.

$$E(u_{et}) = \int u_{et} dF(u_{et}) \quad (23)$$

u_{et} 가 0보다 큰 값은 개별충격이 일자리창출을 낳는다는 것을 의미하고, 0보다 작은 값은 소멸을 낳는다는 것을 의미한다.

우리의 관심사는 u_{et} 의 분포가 시간의 흐름에 따라 변화하는지를 검토하는 것이다. 특히 u_{et} 가 양의 값을 갖는 구간과 음의 값을 갖는 구간으로 나누어서 각각의 분포가 시간의 흐름에 따라 변화하는지에 관심을 갖는다. u_{et} 가 양의 값을 갖는 구간은 창출률과 관련되고, 음의 값을 갖는 구간은 소멸률과 관련된다. u_{et} 의 분포의 변화를 측정하는 방법을 생각해 보자.

우선 u_{et} 의 절대값의 기대치를 통해 u_{et} 의 산포도의 변화를 살펴볼 수 있다. 만약 u_{et} 의 산포도가 크다면 $|u_{et}|$ 의 기대치는 커지며 u_{et} 의 산포도가 작다면 그 기대치는 작아질 것이다. 양의 구간의 개별충격 u_{et}^+ 와 음의 구간의 개별충격 u_{et}^- 의 절대값 역시 산포도의 증가에 따라 기대치는 증가한다. 이 방법은 Davis and Haltiwanger(1992)에서 사용된 바 있다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$E_t(|u_{et}|) = \int_{-\infty}^{\infty} |u_{et}| dF(u_{et}) \quad (24)$$

$$E_t(u_{et}^+) = \int_0^{\infty} u_{et} dF(u_{et}) \quad (25)$$

$$E_t(u_{et}^-) = \int_{-\infty}^0 (-u_{et}) dF(u_{et}) \quad (26)$$

그런데 u_{et} 가 0을 평균값으로 갖게 될 경우 동일한 부문 s 에서의 $E_t(u_{et}^+)$ 와 $E_t(u_{et}^-)$ 는 정확하게 동일해진다. 따라서 부문 s 에서의 $E_t(u_{et}^+)$ 와 $E_t(u_{et}^-)$ 시계열의 분산 역시 동일해지고 이들 시계열과 순일자리증가율의 공분산도 동일해진다.

이상의 정의에 대응된 실제 개별충격 분포의 영향을 보여주는 계산식은 다음과 같다.

$$\widehat{JCR}_t^U = \sum_{e \in \Psi_t^+} \frac{JS_{et}}{JS_t} u_{et} \tag{27}$$

$$\widehat{JDR}_t^U = \sum_{e \in \Psi_t^+} \frac{JS_{et}}{JS_t} |u_{et}| \tag{28}$$

단, $\Psi_t^+ = \{e \mid u_{et} \geq 0, e \in \Omega\}$, $\Psi_t^- = \{e \mid u_{et} < 0, e \in \Omega\}$

부문 s 에서 평균적인 순일자리증가율보다 큰 순일자리증가율을 보인 사업체에는 일자리창출의 충격이 가해진 것이고, 평균적인 순일자리증가율보다 작은 순일자리증가율을 나타낸 사업체는 일자리소멸의 충격이 가해진 것이다.

이러한 영향이 함축하는 부문 s 의 일자리창출률의 분해식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} JCR_{st} &= \sum_{e \in \Omega_{st}^+} (g_{st} + u_{et}) \frac{x_{et}}{X_{st}} \\ &= \sum_{e \in \Psi_{st}^+} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} + \left(JCR_{st} - \sum_{e \in \Psi_{st}^+} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} \right) \end{aligned} \tag{29}$$

$$JCR_t = \sum_{s=1}^S JCR_{st} \frac{X_{st}}{X_t} \tag{30}$$

마찬가지로 부문 s 의 일자리소멸률은 다음과 같이 분해된다.

$$\begin{aligned}
 JDR_{st} &= \sum_{e \in \Omega_{st}} |g_{st} + u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} \\
 &= \sum_{e \in \Psi_{st}^-} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} + \left(JCR_{st} - \sum_{e \in \Psi_{st}^-} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} \right)
 \end{aligned} \tag{31}$$

$$JDR_t = \sum_{s=1}^S JDR_{st} \frac{X_{st}}{X_t} \tag{32}$$

앞에서 지적한 것처럼 JCR_t^U , JDR_t^U 는 정의상 동일하므로 이를 이용해 JCR_t 와 JDR_t 를 분해하는 것은 해석상의 난점을 야기할 수 있다. 하지만 u_{et} 의 추정치를 이용하여 직접적으로 개별충격의 분산을 계산하거나 누적분포함수를 비교하는 데서 유용하다. 즉, u_{et} 에 대한 분산인 $var(u_{et})$, $var(u_{et}^+)$, $var(u_{et}^-)$ 를 계산하여 시간의 흐름에 따른 u_{et} 의 분포의 변화를 추론할 수 있다. 또한 분포의 왜도(skewness)를 측정하여 살펴볼 수도 있다. 그리고 분포의 십분위수를 이용하여 p50/p10을 계산하는 방법을 통해 u_{et} 의 분포의 변화를 추론할 수 있다.

실제 계산에 있어서 u_{et} 는 직접 관측이 불가능하므로 추정치를 구한다. 추정치 \hat{u}_{et} 는 식 (21)을 회귀식으로 회귀한 뒤 g_{et} 에서 $X_{et}\hat{\beta}_t$ 를 차감하여 구한다. 우리는 중분류 산업분류를 이용해 산업을 나눈 뒤 산업더미를 이용해 \hat{u}_{et} 를 산업별로 구하였다.⁵⁾ 이를 기초로 절대값의 기대치, 분산, 왜도 그리고 p50/p10의 네 가지 지표의 시계열을 구하였다.⁶⁾ 그리고 이러한 지표들의 시계열이 산업별 순일자리증가율의 시계열과 갖는 상관관계를 피어슨 상관계수를 이용해 측정했다. 절대값의 기대치의 결과는 <표 3-18>에 제시되어 있다.⁷⁾

5) 이 방법은 사실상 식 (13)과 동일하다.

6) 절대값의 기대치는 식 (27), 식 (28)이 아니라 식 (19), 식 (20)을 이용하였다. 이것은 Davis and Haltiwanger(1992)의 계산과 동일하다.

7) 두 번째 열의 값은 개별충격항이 아니라 일자리재배치율과의 상관계수임에 주의하라.

〈표 3-18〉 일자리변동을 분해에 따른 개별충격항과 JGR과의 상관계수

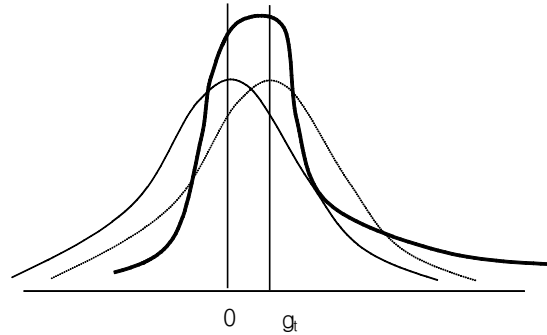
부문	JRR	t값	JRR (adj.)	t값	JCR (adj.)	t값	JDR (adj.)	t값
10	-0.621	-3.269	-0.431	-1.970	0.299	1.294	-0.732	-4.428
13	-0.969	-16.116	-0.838	-6.345	0.238	1.012	-0.935	-10.842
14	0.121	0.503	0.148	0.616	0.341	1.494	0.031	0.128
15	0.084	0.346	0.156	0.650	0.475	2.223	-0.153	-0.638
16	-0.257	-1.096	-0.155	-0.647	0.384	1.713	-0.483	-2.274
17	-0.541	-2.651	-0.421	-1.911	0.255	1.086	-0.729	-4.391
18	-0.267	-1.142	-0.118	-0.490	0.282	1.212	-0.353	-1.555
19	-0.546	-2.686	-0.431	-1.968	0.300	1.299	-0.751	-4.686
20	-0.382	-1.704	-0.187	-0.785	0.601	3.099	-0.626	-3.310
21	-0.161	-0.674	-0.117	-0.486	0.304	1.317	-0.387	-1.728
22	-0.248	-1.056	-0.149	-0.621	0.512	2.455	-0.536	-2.616
23	-0.088	-0.157	-0.145	-0.606	0.235	0.999	-0.539	-2.636
24	0.239	1.015	0.415	1.883	0.696	3.998	-0.146	-0.609
25	0.359	1.584	0.304	1.317	0.700	4.036	-0.391	-1.752
26	0.133	0.555	0.294	1.270	0.586	2.981	-0.023	-0.093
27	-0.222	-0.939	-0.208	-0.875	0.399	1.796	-0.609	-3.166
28	-0.606	-3.139	-0.672	-3.744	-0.139	-0.580	-0.801	-5.516
29	0.195	0.821	0.071	0.293	0.803	5.556	-0.615	-3.220
30	0.231	0.981	-0.092	-0.379	0.680	3.828	-0.623	-3.281
31	-0.213	-0.897	-0.344	-1.509	0.442	2.034	-0.748	-4.648
32	0.307	1.332	-0.146	-0.611	0.548	2.703	-0.719	-4.265
33	-0.156	-0.651	-0.246	-1.047	0.153	0.639	-0.546	-2.684
34	0.707	4.125	0.439	2.013	0.806	5.613	-0.448	-2.066
35	0.247	1.050	0.151	0.631	0.560	2.785	-0.318	-1.381
36	-0.362	-1.602	-0.268	-1.148	0.529	2.567	-0.597	-3.067
37	0.178	0.747	-0.097	-0.402	0.378	1.682	-0.514	-2.472
양수의 개수	11		8		25		1	
음수의 개수	15		18		1		25	

이 결과는 앞선 분해의 방법과 유사한 결론을 준다. 대부분의 산업에서 개별 창출충격으로 인한 일자리창출량은 산업별 순일자리증가율과 양의 상관관계를 갖는다. 이것은 창출충격이 산업별 호황에 뚜렷이 커진다는 것을 보여준다. 개별 창출충격의 분산을 구할 경우(표 3-19) 역시 호황기에 분산이 증가하는 양상을 띤다. 특히 개별 창출충격의 분포

의 왜도는 호황기에 감소한다(표 3-20). 이것은 분포의 모양이 평평해 진다는 것을 뜻한다. p50/p10의 경우에도 호황기에 증가한다(표 3-21). 개별 소멸충격의 경우 불황기에 분산이 커지고 왜도가 증가하는 양상을 띤다.

이러한 분포 변화의 시계열적 변동은 일자리창출률의 개별충격의 영향이 호황기의 관측된 창출률을 강화하고 소멸률을 약화시키는 영향을 미치며, 불황기에는 반대로 관측된 소멸률을 강화하고 관측되는 실제 창출률을 약화시키는 영향을 준다. 이것은 [그림 3-6]을 이용해 설명할 수 있다.

[그림 3-6] 일자리변동률의 분포



[그림 3-6에서 가는 실선은 초기 상태로서 순일자리증가율이 0인 상태이다. 호황기에 순일자리증가율이 g_t 로 증가한다. 이때 점선과 같이 분포가 변화하지 않고 수평이동한다면 개별충격의 분포의 영향은 변하지 않을 것이다. 그런데 일자리창출 구간의 산포도가 증가하고 일자리소멸 구간의 산포도가 감소할 경우 굵은 실선과 같은 형태의 분포 변화가 수반되면서 분포가 이동하게 될 것이다. 이럴 경우 0과 g_t 사이의 구간에 음의 개별충격을 받는 사업체들이 많이 존재하게 되고 이들 중에 분포가 변하지 않았다면 일자리소멸을 겪었을 사업체들이 분포가 변함으로써 일자리창출을 하는 경우가 나타나게 된다. 이로 인해 일자리창출은 더욱 강화되고 일자리소멸은 더 크게 줄어드는 압력을 받게 된다.

〈표 3-19〉 개별충격의 분산 시계열과 JGR과의 상관계수

부 문	JRR (adj.)	t값	JCR (adj.)	t값	JDR (adj.)	t값
10	-0.193	-0.812	0.304	1.315	-0.394	-1.766
13	-0.526	-2.550	0.253	1.076	-0.267	-1.140
14	0.262	1.119	0.525	2.543	-0.085	-0.354
15	0.220	0.928	0.630	3.348	-0.226	-0.957
16	0.276	1.185	0.691	3.944	-0.298	-1.289
17	-0.222	-0.940	0.394	1.767	-0.589	-3.004
18	0.197	0.828	0.358	1.582	-0.060	-0.250
19	-0.617	-3.230	0.573	2.884	-0.822	-5.950
20	-0.112	-0.464	0.402	1.812	-0.480	-2.257
21	0.000	-0.001	0.393	1.761	-0.219	-0.927
22	-0.282	-1.213	0.188	0.789	-0.530	-2.579
23	-0.179	-0.748	-0.018	-0.074	-0.372	-1.650
24	0.334	1.459	0.652	3.550	-0.235	-0.997
25	-0.135	-0.560	0.118	0.489	-0.325	-1.418
26	0.490	2.321	0.714	4.202	-0.065	-0.267
27	-0.235	-0.998	0.010	0.040	-0.493	-2.337
28	-0.703	-4.071	0.221	0.934	-0.784	-5.205
29	-0.135	-0.564	0.290	1.250	-0.457	-2.117
30	-0.388	-1.734	-0.324	-1.410	-0.301	-1.302
31	-0.318	-1.385	-0.042	-0.174	-0.344	-1.512
32	-0.218	-0.920	0.028	0.116	-0.257	-1.098
33	-0.164	-0.686	0.309	1.338	-0.366	-1.624
34	-0.090	-0.372	0.002	0.009	-0.125	-0.518
35	-0.041	-0.168	-0.123	-0.511	0.197	0.827
36	-0.146	-0.607	0.341	1.497	-0.672	-3.743
37	-0.173	-0.726	0.125	0.518	-0.323	-1.407
양수의 개수	6		22		1	
음수의 개수	20		4		25	

〈표 3-20〉 개별총격의 왜도 시계열과 JGR의 상관계수

	JRR (adj.)	t값	JCR (adj.)	t값	JDR (adj.)	t값
10	0.301	1.299	0.017	0.070	0.566	2.827
13	0.496	2.356
14	-0.367	-1.629	-0.796	-5.413	0.391	1.750
15	0.100	0.415	-0.772	-5.008	0.675	3.769
16	0.352	1.549	0.152	0.632	.	.
17	0.328	1.431	-0.395	-1.775	0.738	4.515
18	0.045	0.186	-0.448	-2.067	0.500	2.380
19	-0.241	-1.023	-0.756	-4.767	0.595	3.055
20	0.038	0.157	-0.305	-1.320	0.471	2.203
21	0.215	0.908	-0.469	-2.191	0.703	4.077
22	-0.170	-0.710	-0.767	-4.925	0.445	2.047
23	0.064	0.263	0.091	0.375	0.084	0.347
24	-0.047	-0.192	-0.674	-3.763	0.465	2.166
25	-0.428	-1.953	-0.761	-4.836	0.553	2.734
26	0.000	-0.002	-0.575	-2.901	0.485	2.288
27	0.309	1.341	-0.395	-1.772	0.658	3.608
28	0.588	3.001	-0.133	-0.551	0.837	6.313
29	0.129	0.536	-0.562	-2.801	0.570	2.862
30	0.274	1.175	-0.209	-0.881	0.197	0.827
31	-0.080	-0.332	-0.425	-1.937	0.402	1.808
32	-0.008	-0.033	-0.266	-1.139	0.383	1.707
33	0.146	0.610	-0.121	-0.503	0.441	2.028
34	-0.356	-1.568	-0.406	-1.830	-0.071	-0.293
35	-0.195	-0.819	0.005	0.020	-0.313	-1.359
36	0.350	1.538	-0.306	-1.326	0.751	4.694
37	-0.286	-1.229	-0.285	-1.225	-0.045	-0.185
양수의 개수	15		4		21	
음수의 개수	11		21		3	

〈표 3-21〉 p50/p10 비율의 시계열과 JGR의 상관계수

부 문	JRR (adj.)	t값	JCR (adj.)	t값	JDR (adj.)	t값
10	0.244	1.040	0.379	1.688	0.458	2.124
13	0.081	0.337	0.163	0.683	0.029	0.122
14	0.473	2.215	0.370	1.644	0.120	0.497
15	0.422	1.919	0.359	1.586	0.002	0.009
16	0.181	0.758	0.235	0.999	0.087	0.360
17	0.370	1.643	0.695	3.989	0.064	0.265
18	0.573	2.882	0.352	1.551	0.470	2.193
19	0.274	1.176	0.363	1.608	0.153	0.637
20	0.187	0.786	0.280	1.201	0.106	0.438
21	0.050	0.206	0.053	0.218	-0.246	-1.048
22	-0.031	-0.130	0.261	1.116	-0.062	-0.258
23	-0.025	-0.102	-0.062	-0.257	-0.362	-1.599
24	-0.214	-0.901	0.625	3.299	-0.404	-1.819
25	-0.151	-0.630	0.402	1.811	-0.201	-0.847
26	0.194	0.814	0.437	2.001	-0.255	-1.089
27	-0.026	-0.107	0.211	0.891	-0.144	-0.599
28	0.124	0.515	0.017	0.070	-0.427	-1.946
29	-0.213	-0.897	-0.080	-0.330	-0.190	-0.799
30	0.315	1.366	0.310	1.344	-0.530	-2.580
31	-0.322	-1.403	0.126	0.522	-0.358	-1.578
32	0.265	1.131	-0.157	-0.655	0.132	0.548
33	0.027	0.112	0.064	0.266	-0.126	-0.524
34	-0.154	-0.643	-0.257	-1.096	-0.089	-0.368
35	0.010	0.043	-0.176	-0.738	-0.075	-0.312
36	0.199	0.839	0.238	1.010	0.038	0.157
37	0.233	0.987	0.009	0.039	0.392	1.756
양수의 개수	18		21		12	
음수의 개수	8		5		14	

4. 경기변동과 충격

앞 소절에서 우리는 일자리재배치율의 대부분이 개별충격에 의해 설명되며 이에 비해 순일자리증가율은 거시적 충격에 의해 주로 설명된다는 것을 확인했다. 또한 일자리재배치율이 경기중립적인 양상을 띠는데 그 이유는 개별충격의 분포가 일자리소멸과 창출을 모두 강화하는 작용을 하기 때문이라는 것을 밝혔다. 이러한 결과를 극단적으로 해석하면 거시적 충격은 일자리재배치율에 아무런 영향을 주지 않으며 개별충격은 순일자리증가율에 어떠한 영향도 주지 않는다는 추론이 가능하다. Davis and Haltiwanger(1996)에서는 구조적 벡터자기회귀모형(이하 SVAR)을 통해 이러한 극단적 해석에 주의를 요하는 결과를 제시한 바 있다. 이 소절에서는 한국의 광공업사업체의 일자리창출률과 소멸률 자료를 이용하여 극단적 해석의 타당성 여부를 검토하고자 한다.

SVAR의 기본 모형은 다음과 같다.⁸⁾

$$\begin{aligned}
 BZ_t &= B_1Z_{t-1} + e_t \\
 \text{where } \text{var}(e_t) &= \Lambda, \quad \text{cov}(e_{jt}, e_{kt}) = 0 \quad (33) \\
 Z_t &= \begin{pmatrix} JCR_t \\ JDR_t \end{pmatrix}
 \end{aligned}$$

e_t 는 거시적 충격과 개별충격으로 구성되며, 두 충격은 독립으로 가정하여 e_t 의 공분산은 주대각원소를 제외한 원소는 모두 0인 값을 갖는다.

이러한 모형으로부터 다음의 VAR 모형을 도출할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 Z_t &= A_1Z_{t-1} + \varepsilon_t \\
 \text{where } \text{Var}(\varepsilon_t) &= \Sigma \quad (34)
 \end{aligned}$$

8) Greene(2000) 참조.

이때 다음의 관계가 성립한다.

$$B^{-1}B_1 = A_1 \quad (35)$$

$$\varepsilon_t = B^{-1}e_t \quad (36)$$

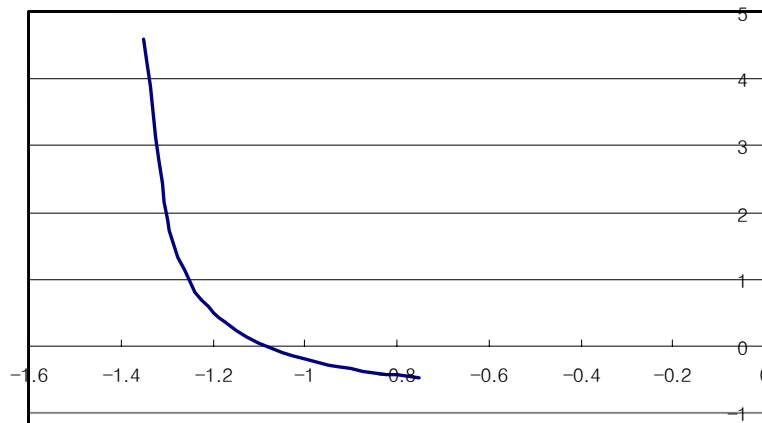
식 (36)은 다음의 조건을 함축한다.

$$B\Sigma B' = A \quad (37)$$

식 (34)의 VAR 모형을 통해 우리는 A_1 과 Σ 의 추정치를 구할 수 있다. 그리고 식 (35)과 식 (37) 그리고 B의 주대각원소가 1이라는 가정을 통해 B와 A 의 원소들을 계산하기 위한 식을 추가할 수 있다. 하지만 여전히 하나의 식이 부족하여 과소 식별의 문제에 직면한다.

$$\begin{pmatrix} JCR_t \\ JDR_t \end{pmatrix} = A \begin{pmatrix} JCR_{t-1} \\ JDR_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} b_{pa} & b_{ps} \\ b_{na} & b_{ns} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{at} \\ \varepsilon_{st} \end{pmatrix} \quad (38)$$

[그림 3-7] b_{na} 와 b_{ps} 의 관계



축약형 VAR로부터 구조식을 추론하기 위해서는 제약이 필요한데 이 경우 하나의 제약만 있으면 된다. 이 글에서는 Davis and Haltiwanger (1996)에 따라 확정적인 제약을 두기보다는 파라미터 값이 갖는 범위를 한정한다. 거시적 충격의 증가는 일자리창출률을 증가시키고 일자리소멸률을 하락시킨다. 이에 따르면 식 (38)의 우변 둘째 항의 계수행렬 중 b_{na} 의 부호가 음수여야 한다. 이러한 제약을 부과할 경우 b_{na} 와 b_{ps} 는 [그림 3-7]과 같은 관계를 가진다. 이 그림에서 가로 축은 b_{na} 이며, 세로 축은 b_{ps} 이다.

1982년부터 2000년까지의 일자리창출률과 소멸률의 자료를 이용한 VAR의 결과는 <표 3-22>와 같다. 회귀계수는 모두 5% 유의수준하에서 유의하다.

<표 3-22> VAR 회귀 결과

	JCR	JDR(2.73)
JCR(-1)	0.697 (6.16)	0.277 (1.98)
JDR(-1)	0.287 (2.73)	0.729 (5.63)
결정계수	0.269	0.067
조정된 결정계수	0.223	117.430
Sum sq. resids	76.875	2.709
S.E. equation	2.192	-42.420
Log likelihood	-36807	4.936
Akaike AIC	4.512	5.035
Schwarz SC	4.611	10.331
Mean dependent	9.693	2.721
S.D. dependent	2.487	
Determinant Residual Covariance		6.231
Log Likelihood		-67.548
Akaike Information Criteria		7.950
Schwarz Criteria		8.148

주 : 괄호 안의 값은 표준오차

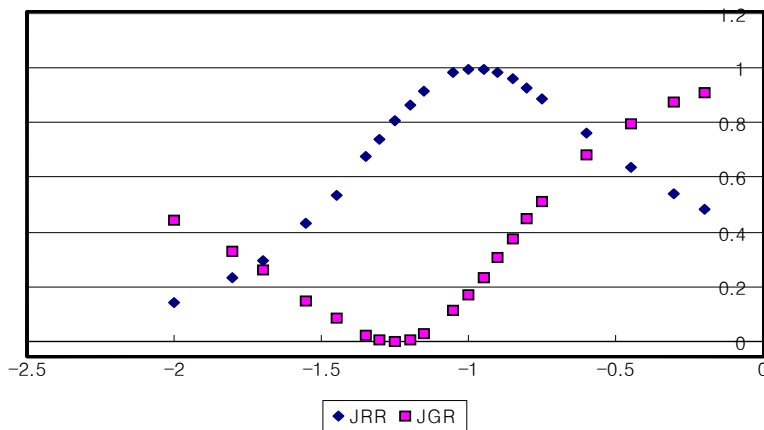
[그림 3-7]과 같이 구한 각각의 파라미터의 조합에 의거하여 하나의 b_{na} 값을 가정하면 SVAR의 모든 모수값들을 추론해 낼 수 있다. 모수값들을 기초로 예측오차 분산분해를 실시하였다. 그 결과는 [그림 3-8]에 제시되어 있다.

[그림 3-8]은 재배분충격이 설명하는 순일자리증가율과 일자리재배치율의 비중을 보여준다. 순일자리증가율과 일자리재배치율은 일자리창출률과 일자리소멸률의 벡터에 다음의 행렬을 앞에 곱하여 줌으로써 얻을 수 있다.

$$\begin{pmatrix} 1 & 1 \\ 1 & -1 \end{pmatrix}$$

준거가 되는 파라미터는 b_{na} 가 -1인 경우와 b_{fs} 가 1인 경우이다. b_{na} 가 -1이라는 것은 거시적 충격이 일자리창출률과 같은 크기로 일자리소멸률에 영향을 준다는 것이다. 한국의 광공업사업체 자료를 이용한 분석에 따르면 b_{na} 가 -1일 경우 재배분충격은 일자리재배치율의 거의 대부분인 99%를 설명하고 순일자리증가율의 17%만을 설명한다. 미국의

[그림 3-8] 예측오차 분산분해 : 재배분충격의 영향



경우 순일자리증가율의 설명력은 한국과 비슷하지만 일자리재배치율은 80%로서 거시적 충격이 어느 정도 일자리재배치율에 영향을 미치고 있다.

b_{ps} 가 1이라는 것은 재배분충격이 일자리창출량을 증가시킬 뿐만 아니라 일자리소멸량이 증가하는 것과 같은 크기로 창출량이 증가한다는 것을 의미한다. 이에 따라 이론적으로 재배분충격이 순일자리증가율에 영향을 주지 않는다는 가정에 해당된다. 이러한 가정의 의미는 한국의 경우나 미국의 경우 모두 b_{ps} 가 1일 경우 순일자리증가율이 거의 전적으로 거시적 충격에 의해서만 변화한다는 결과를 얻을 수 있다는 점에서 확인된다. 일자리재배치율은 한국의 경우 80% 정도가 재배분충격에 의해 설명된다. 미국의 경우는 50% 정도로 빠르게 떨어진다.

파라미터의 변화는 재배분충격의 설명력에 비선형적인 영향을 준다. 만약 b_{na} 가 -1보다 작다면 재배분충격이 설명하는 일자리재배치율은 급속히 감소하여 거시적 충격이 일자리재배치율을 어느 정도 설명하게 되는 데 비해, 순일자리증가율에 대한 설명력은 -1.25 수준, 즉 b_{ps} 가 1인 수준에서 0에 도달한 뒤 다시 증가하게 된다. 반대로 b_{na} 가 -1보다 크다면 재배분충격이 설명하는 일자리재배치율은 역시 급속히 감소하지만 순일자리증가율에 대한 설명력은 급속히 증가하는 양상을 띤다.

한국의 일자리변동을 잘 설명하는 계수값은 무엇인가? 미국의 경우 일자리재배치율이 경기역행적이라는 점에서 어느 정도 일자리재배치율이 거시적 충격으로부터 영향을 받지만 한국의 경우에는 일자리재배치율은 경기중립적이었다. 일자리창출률과 소멸률은 대부분의 시기에 대칭적으로 움직였던 것이다. 또한 불황기에 특별히 일자리소멸률이 급증하는 양상은 없었으므로 b_{na} 가 -1보다 작아야 한다는 Davis and Haltiwanger(1996)의 추가제약조건은 한국의 경우 부과될 필요는 없어 보인다. 이에 비해 재배분충격이 일자리창출에 비해 일자리소멸에 더 큰 영향을 준다는 추가 제약조건은 한국의 경우에도 타당해 보인다. 이런 점에서 b_{na} 가 -1 값 주변에 위치하는 것으로 보이며, 이 구간에서는 거시적 충격이 80% 정도의 순일자리증가율을 설명하며 일자리재배치율에는 거의 영향을 주지 않은 것으로 보인다.

5. 소 결

일자리변동을 추동한 요인을 분석한 결과 대부분의 일자리재배치량이 사업체의 개별충격에 기인했고, 산업충격의 설명력이나 거시적 충격의 영향은 미미하다는 것을 알 수 있었다. 개별충격의 분포를 추출하여 분석한 결과 불황기에는 일자리소멸의 충격의 분산이 커지고 일자리 창출충격 분산은 줄어들며, 호황기에는 반대로 일자리 창출 충격 분산이 커지고 소멸충격의 분산은 줄어든다는 것을 알 수 있었다. 이러한 개별충격 분포의 변화로 인해 개별충격의 분포는 서로 상쇄되어 일자리재배치율의 변동이 경기에 민감하게 움직이지 않게 하는 데 기여했던 것으로 보인다.

거시적 충격과 개별사업체의 재배분충격이 경기변동에 미친 영향을 구조적 벡터자기회귀모형을 통해 분석했는데 이에 따르면 적절한 파라미터하에서 거시적 충격이 순일자리증가율의 변동의 대부분을 설명하고 재배분충격이 일자리재배치율의 대부분을 설명하고 있음을 알 수 있었다. 하지만 정확한 파라미터를 구하는 것이 불가능하므로 거시적 충격이 일자리재배치율을 설명할 수 있는 가능성과 재배분충격이 순일자리증가율을 설명할 수 있는 가능성은 여전히 남아 있으므로 극단적인 해석은 피해야 한다.

제3절 경기변동의 효과 : 불황의 세정효과를 중심으로

1. 서 론

불황은 실업률의 증가와 생산적 자산의 미가동 및 도산 등 비효율적 결과가 나타나는 시기이다. 하지만 일부 학자들은 사업체의 도산은 비효율적인 것들이 사라지는 과정이므로 오히려 경제 체질을 강화시키는 긍정적인 측면이 있고 실업률의 증가 역시 이러한 사업체의 구조조정

에 대응하여 노동자가 비생산적인 매칭으로부터 벗어나서 보다 생산적인 매칭으로 이동하는 과정의 부산물이므로 긍정적인 의미를 갖는다고 주장한다.

기존의 불황에 대한 연구가 거시변수에 집중되어 있었던 데 비해 최근의 불황 연구는 비효율적인 것을 사라지게 만드는 세정 효과(cleaning effect)를 이론적으로 설명하고 실증적으로 검토하는 방향으로 다양화되고 있다.

불황의 세정효과에 대한 대표적인 연구는 Caballero and Hammour (1994, 1996, 1999)의 일련의 논문을 들 수 있다. Caballero and Hammour는 불황이 갖는 세정효과가 노동시장과 자본시장의 마찰에 의해 왜곡될 수 있다는 점을 강조했다.

Caballero and Hammour는 불황기의 일자리소멸이 비효율적이라는 점을 강조한다. 이들의 견해는 경직성과 혼재성이라는 두 개념으로 요약될 수 있다. 경직성(sclerosis)이란 효율적 균형에서 살아남을 수 없던 기업이 비효율적 균형에서 살아남는 것으로서 불황기에 노동의 기회비용이 하락하여 퇴출이 줄어들기 때문에 나타난다. 혼재성(scrambling)이란 금융시장의 마찰로 인해 불황기에 생산성 순위에 따른 소멸 기제가 약화되어 생산성 순위와 무관하게 일자리소멸이 이루어지는 것을 말한다.⁹⁾ 불황의 세정효과는 이러한 혼재성에 의해 약화된다는 것이 Caballero and Hammour의 주장이다.

이들은 불황기에 일자리재배분이 활발하기보다는 오히려 둔화된다(chill)고 주장한다. Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)에 의해 정형화된 사실로 일컬어지는 불황기에 일자리재배치가 증가한다는 통념은 사실이 아니라고 주장한다(Caballero, 1998 : 341).¹⁰⁾ 일자리재배분의 경기역행성은 애초에 이를 주장했던 Davis(1998)에 의해서도 의문시되었다. Caballero and Hammour는 불황이 비효율적 기업이 퇴출하는 구조조정(restructuring) 과정이 아니라 비효율적 기업은 온존하고 새로운

9) Bernanke and Gertler(1989) 참조.

10) "I am not sure the fact(Job reallocation is strongly countercyclical.) is indeed a fact."(Caballero, 1998, p.341)

기업의 출현이 저지되는 비효율적 상황이 될 수 있음을 주장했다.

Barlevy(1998, 1999)는 Caballero and Hammour가 말한 혼재성에 대한 가능성을 강화하여 역설적이게도 생산성이 높은 사업체가 불황기에 일자리소멸이 더 커질 수 있다고 주장했다. 그에 따르면 생산성이 높은 사업체는 필요자금이 큰데, 필요자금이 클수록 자금 공급자는 기업가의 기회주의적 행동을 우려하여 효율적인 프로젝트에 대한 자금 지원을 끊게 되어 우월한 일자리가 사라지는 결과를 낳을 수 있다. 이에 기초하여 Barlevy는 불황의 세정효과가 아니라 거꾸로 불황의 혼탁효과(sully effect)가 존재한다고 주장했다.

불황의 세정효과에 대한 실증연구는 많지 않다. 그리고 실증연구 결과들은 이 문제에 대해 명확한 답변을 주지 않고 있다. 집계적 생산성의 변화에서 일자리변동으로 인한 생산성 변화분의 기여도를 추출할 수 있는데 이를 이용한 여러 실증결과들은 대체로 일자리변동의 생산성 증가 기여가 매우 작다고 보고하고 있다. 예를 들어 Griliches and Regev(1995)는 이스라엘의 제조업 공장의 평균노동생산성이 불황기에 증가할 때 생산적인 공장의 비중이 늘어나고 비생산적인 공장의 비중이 줄어드는 구성효과(composition effect)의 기여도가 매우 미약했음을 보였다. Baily, Bartelsman and Haltiwanger(1998)는 위와 동일한 문제 의식에서 미국 제조업을 검토했는데 양의 구성효과가 있었지만 구성효과 기여도가 작다는 점을 보고했다. 김혜원(2000)은 한국의 광공업자료를 이용해 구성효과를 측정했는데 구성효과는 불황기에 증가하는 경기역행성을 보이지만 그 크기는 절대 수준에서 미미하다고 보고했다. Barlevy(1998)는 미시 임금자료를 이용하여 불황기에 노동자가 보다 생산적인 일자리로 이동하는 것이 아니라 생산성이 떨어지는 일자리로 이동하는 특성이 보인다고 주장했다. Bresnahan and Raff(1991)는 대공황기 자동차산업에서 진입·퇴출기업의 생산성을 검토했는데 대공황기에 살아남은 공장 중에서보다 생산적인 공장으로서의 자원재배분을 관찰할 수 없었다고 보고하고 있으며, Bertin, Bresnahan and Raff(1996)는 대공황기 제철산업을 연구했는데 역시 동일한 결과를 얻었다.

이 글은 생산성 선별의 기여도를 평가하고 불황의 세정효과가 존재

하는지를 한국의 광공업 자료를 이용해 실증적으로 검토한 것이다. 생산성 선별이란 생산성이 높은 사업체가 고용 규모를 늘려가고 생산성이 낮은 사업체가 고용 규모를 줄인다는 것인데, 불황의 세정효과(cleansing effect of recession)란 호황기보다 불황기에 생산성 선별이 더 뚜렷이 나타난다는 것으로 정의한다. 반대로 불황의 혼탁효과(sully effect of recession)란 불황기에 생산성에 따른 선별이 둔화되는 현상으로 정의한다.

1982년부터 2000년까지의 한국의 광공업사업체의 분석을 통해 다음과 같은 결론을 얻을 수 있었다. 첫째, 생산성 선별은 존재하지만 그것이 경제 전체의 생산성을 높이는 데는 미미한 역할밖에 하지 못했다. 둘째, 불황의 세정효과가 존재한다고 판단하기 어렵다. 특히 산업에 따라서는 불황의 혼탁효과가 나타나기도 한다.

제2절에서는 집계적 노동생산성 분해를 통해 생산성에 따른 선별이 얼마나 경제 전체의 생산성 증가에 기여했는지를 살펴본다. 제3절에서는 순일자리증가율에 대한 회귀분석을 통해 불황의 세정효과가 존재하는지 검토한다. 제4절에서는 분석 결과를 요약한다.

2. 노동생산성 분해를 통한 생산성 선별의 기여도 분석

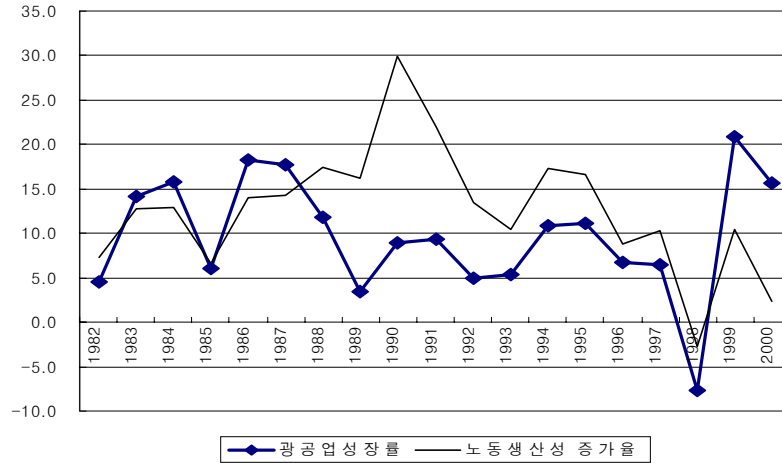
일반적으로 노동생산성은 경기순행적이다. 호황기에 노동생산성 증가율이 높고 불황기에는 노동생산성 증가율이 낮다. 이러한 패턴은 한국에서도 관찰된다. 호황기와 불황기를 비교하기 위해서는 어느 시점이 호황인지 불황인지를 판별할 수 있어야 한다. 제1절에서 사용한 통계청의 경기변동 기준순환일을 이용하였다. <표 3-23>의 제3열에는 광공업 통계조사 자료를 이용해 구한 연도별 노동생산성 증가율이 있다. 이때 노동생산성은 사업체 부가가치를 생산자물가지수를 이용해 1995년 불변가격으로 변환한 뒤 사업체 고용량으로 나누어 구하였으며, 두 연도에 연속으로 존재하는 사업체에 한정하여 계산했다. 이를 이용해 비교해 보면 불황기의 노동생산성 증가율은 10.4%인 데 비해 호황기의 노동생산성 증가율은 14.3%로서 3.9%의 차이를 보이고 있다.

〈표 3-23〉 광공업 경기와 생산성 변화

	광공업 성장률	노동생산성 증가율
1982	46	7.3
1983	14.2	12.7
1984	15.8	12.9
1985	6.0	6.7
1986	18.2	14.0
1987	17.7	14.3
1988	11.8	17.4
1989	3.4	16.2
1990	8.9	30.0
1991	9.4	22.0
1992	5.0	13.5
1993	5.3	10.4
1994	10.8	17.2
1995	11.1	16.7
1996	6.7	8.7
1997	6.5	10.3
1998	-7.7	-2.7
1999	20.9	10.5
2000	15.7	2.4
평 균	9.7	12.7
상관계수	0.3	

경기를 판별할 수 있는 대표적 지표는 국민계정자료이다. 국민계정상에서 경제활동별로 분류한 국내총생산 자료를 이용해 광공업생산의 증가율을 계산하여 이를 경기의 대리변수로 사용하기로 한다. 이 값은 <표 3-23>의 제2열에 제시되어 있다. 생산성의 경기순행성이 존재하는지의 여부는 광공업 총생산 증가율과 노동생산성 증가율의 상관계수를 통해 확인해 볼 수 있는데, 그 값은 0.31로서 양의 값을 가져 경기순행성이 존재한다는 것을 알 수 있다. [그림 3-9]는 이 둘 사이의 관계를 잘 보여준다.

[그림 3-9] 광공업 성장률과 노동생산성 증가율의 그래프



[그림 3-9]에서 확인할 수 있는 것처럼 1988년부터 1991년 사이를 제외하면 노동생산성 증가율과 산업생산 증가율은 매우 긴밀하게 상관되어 있음을 알 수 있다. 이 시기를 제외하고 상관계수를 구하면 그 값은 0.56으로 높아진다. 1988년과 1991년의 기간은 1987년 노동운동의 활성화로 인해 임금상승이 높아지는 상황에서 기업의 자본축적이 급속히 이루어진 시기이다. 이 시기 경기상황과 관계없이 매우 높은 수준을 유지한 노동생산성 증가율은 자본장비율의 급증에 기인한 것으로 판단된다.

이처럼 불황은 노동생산성 증가율의 하락을 동반한다는 점에서 경제 전체의 후생이 악화되는 시기이지만 불황의 세정효과를 강조하는 논자들은 불황 과정에서 비효율적 기업이 보다 빨리 도태되어 사라지는 이 점이 있으며, 만약 이러한 도태 과정이 없었다면 노동생산성 증가율의 하락은 더욱 컸을 것이라고 주장한다. 이 절에서는 불황의 세정효과가 없었다면 노동생산성 증가율이 더 하락했을 것인지, 만약 더 하락했다면 얼마나 더 하락했을 것인지에 대해 검토해보기로 한다.

세정효과가 작용하는 기본적인 경로는 일자리변동을 통해서이다. 생산성이 낮은 사업체는 고용 규모를 줄이고 생산성이 높은 사업체는 고용 규모를 늘리며 이에 따라 집계적 생산성은 사업체간 고용노동자수

의 변동에 의해 상승한다. 집계적 생산성의 변화는 사업체내의 생산성 증가뿐만 아니라 생산성이 높은 사업체로의 노동이라는 사업체간 변동에 의해 일어날 수 있다.

경제 전체의 투자량과 같은 변수는 각 사업체의 투자량을 단순합한 것인 데 비해 경제 전체의 노동생산성과 같은 변수는 가중평균된 집계 변수이다. 가중평균된 집계변수의 분해는 가중치(비중)의 변동이 중요한 의미를 갖는다.

가중평균된 집계변수의 변동은 그룹내 변동과 그룹간 변동으로 분해된다. 그룹내 변동은 각 그룹의 비중이 주어진 상황에서 그룹내 집계변수의 변화를 측정하는 것이고, 그룹간 변동은 각 그룹의 값이 주어진 상황에서 그룹의 비중 변화를 측정하는 것이다. 이에 따라 총 변동은 그룹내 변동과 그룹간 변동의 합으로 구성된다. 이를 수식으로 표현해 보자. 우선 아래는 집계 변수 X 를 개별변수 x 와 비중 s 의 곱의 합에 의해 정의한 것과 그 변동의 정의이다.

$$X_t \equiv \sum s_{et} x_{et} \quad (39)$$

$$\Delta X_t \equiv \sum s_{et} x_{et} - \sum s_{et-1} x_{et-1} \quad (40)$$

집계변수를 분해하는 방법으로 주로 이용되는 두 가지 방법이 있다. 첫 번째 방법은 t-1기와 t기의 값의 평균값을 이용하여 그룹내 변동과 그룹간 변동으로 분해하는 것이다. 이를 방법 1이라고 부르자.

$$\Delta X_t = \sum \bar{s}_e \Delta x_{et} + \sum (\bar{x}_e - \bar{X}_t) \Delta s_{et} \quad (41)$$

$$\text{단, } \Delta x_{et} \equiv x_{et} - x_{et-1}$$

우변의 첫째 항은 각 개별변수의 비중이 주어져 있을 때 개별변수 자체의 변동에 의해 집계변수가 변화하는 양을 의미하며 이를 그룹내 변동분(within)이라고 부른다. 둘째 항은 개별변수값이 고정되어 있고 비중이 변동하여 집계변수가 변화하는 양을 측정하며 이를 그룹간 변동분(between)이라고 부른다.

두번째 방법은 t-1기의 값을 기준으로 분해를 하고 나머지 잔차를 상호작용항으로 추출하는 것이다. 아래의 식에서 보는 것처럼 우변의 세 번째 항은 상호작용(cross)을 보여주고 있다. 이를 방법 2라고 부르자.

$$\begin{aligned} \Delta X_t = & \sum s_{et-1} \Delta x_{et} + \sum (x_{et-1} - X_{t-1}) \Delta s_{et} \\ & + \sum \Delta s_{et} \Delta x_{et} \end{aligned} \quad (42)$$

이상의 방법은 모든 개별변수가 해당 기간 동안 항상 관측되는 균등패널(balanced panel)에 적용되는 방법이다. 만약 일부 개별변수는 해당 기간 중 관측되지 않는 불균등패널(unbalanced panel)의 경우는 위의 방법을 그대로 적용할 수 없다. 사업체 자료는 t-1기에 없던 사업체가 t기에 출현하거나 t-1기에 있던 사업체가 t기에 나타나지 않는 경우가 비일비재하므로 불균등패널에 해당한다. 이러한 사업체의 진입과 퇴출이 집계적 변수의 변동에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 새로운 방법이 필요하다.

아래의 식은 불균등패널의 분해방법을 보여주고 있다. 이때 C는 t-1기 자료와 t기 자료 모두에 나타나는 것을, N은 t기에만 나타나는 것을, X는 t-1기에만 존재하는 것을 의미한다. 첫번째 식은 방법 1을 불균등패널에 확대적용한 것이고, 두번째 식은 방법 2를 적용한 것이다.

$$\begin{aligned} \Delta X_t = & \sum_{e \in C} \bar{s}_e \Delta x_{et} + \sum_{e \in C} (\bar{x}_e - \bar{X}_t) \Delta s_{et} \\ & + \sum_{e \in N} s_{et-1} (x_{et} - \bar{X}_t) \\ & - \sum_{e \in X} s_{et-1} (x_{et-1} - \bar{X}_t) \end{aligned} \quad (43)$$

$$\begin{aligned} \Delta X_t = & \sum_{e \in C} s_{et-1} \Delta x_{et} + \sum_{e \in C} (x_{et-1} - X_{t-1}) \Delta s_{et} \\ & + \sum_{e \in C} \Delta s_{et} \Delta x_{et} \\ & + \sum_{e \in N} s_{et-1} (x_{et} - X_{t-1}) \\ & - \sum_{e \in X} s_{et-1} (x_{et-1} - X_{t-1}) \end{aligned} \quad (44)$$

이 연구에서 사용한 자료는 1981년부터 2000년까지의 광공업통계조사 원자료이다. 불균등패널의 방법은 진입과 퇴출이 존재하는 경우에 유용하지만 광공업통계조사 원자료는 5인 이상 사업체를 대상으로 하기 때문에 진정한 진입과 퇴출보다는 5인 미만으로 종사자수가 감소하는 경우를 포함하고 있어, 진입과 퇴출의 영향이 과대평가되는 문제점이 있다. 이에 따라 이 글에서는 전년도에 존재한 지속사업체만을 대상으로 하였다. 그런데 이것은 균등패널과는 다르다. 엄밀히 정의된 균등패널은 1981년부터 2000년까지 모두 존재한 사업체로 구성된 자료이다. 하지만 이 연구는 각 연도에서 전년도에 존재했던 사업체들을 추출하여 이들의 집계적 생산성의 변동을 각 연도별로 검토한 것이다.

방법 1과 방법 2에 따른 노동생산성 분해의 결과는 <표 3-24>와 같다.¹¹⁾

<표 3-24>에서 확인할 수 있는 첫번째 결과는 우선 방법 1을 사용할 경우 노동생산성 증가에 대한 사업체간 일자리변동의 기여도는 거의 없는 것으로 나타난다는 것이다. 노동생산성 증가는 대부분 사업체내 기술변화와 자본축적에 의해 일어난다는 것이다. 하지만 방법 2를 사용할 경우 일자리변동의 기여도는 0.28로서 비록 사업체내 기여도 1.21에 비하면 4분의 1에 불과하지만 일정 정도 생산성 증가에 기여한다는 것을 알 수 있다. 그런데 공분산항의 효과에 의해 상쇄된다.

이 글에서 관심을 기울이는 것은 노동생산성의 증가에 경기변동과의 관계이다. 통계청의 경기변동 기준순환일을 이용해 각 연도를 호황기와 불황기로 구분한 뒤 호황기에서의 생산성 증가에 대한 일자리변동의 기여도와 불황기의 기여도를 비교해 봄으로써 호황기와 불황기에 사업체간 일자리변동이 생산성 증가에 기여하는 효과를 검토하고자 한다.

방법 1을 사용할 경우 호황기는 사업체간 일자리변동이 생산성 감소를 야기했지만 불황기는 생산성 증가를 야기했다는 것을 알 수 있다. 하지만 그 절대적 수준도 매우 낮고 차이도 매우 작다.

11) 사용한 자료는 1981년부터 2000년까지의 자료이지만 생산성 변동을 분석하므로 1982년부터 2000년까지의 생산성 변동만이 관측된다. 이하 대부분의 논의에서 1981년이 제외되는 이유는 그 때문이다.

〈표 3-24〉 생산성의 기여도 요인 분해(1)

	생산성 편차	방법 1		방법 2		
		within	between	within	between	cross
1982	0.01	0.77	0.23	1.76	1.23	-1.99
1983	0.01	1.13	-0.13	1.37	0.11	-0.47
1984	0.01	0.99	0.01	1.21	0.24	-0.46
1985	0.01	1.11	-0.11	1.53	0.31	-0.85
1986	0.02	1.06	-0.06	1.21	0.09	-0.30
1987	0.02	1.02	-0.02	1.17	0.13	-0.31
1988	0.03	0.89	0.11	1.08	0.29	-0.37
1989	0.03	0.85	0.15	1.02	0.31	-0.33
1990	0.07	0.96	0.04	1.04	0.12	-0.16
1991	0.06	0.90	0.10	1.03	0.24	-0.27
1992	0.05	0.98	0.02	1.21	0.24	-0.45
1993	0.04	0.86	0.14	1.23	0.51	-0.74
1994	0.07	0.96	0.04	1.14	0.21	-0.35
1995	0.08	0.87	0.13	1.02	0.27	-0.29
1996	0.05	0.95	0.05	1.27	0.37	-0.63
1997	0.06	1.00	0.00	1.39	0.40	-0.79
1998	-0.02	0.78	0.22	-0.35	-0.91	2.26
1999	0.07	1.36	-0.36	1.67	-0.06	-0.61
2000	0.02	0.96	0.04	2.07	1.14	-2.20
평균	0.04	0.97	0.03	1.21	0.28	-0.49
호황	0.03	0.94	0.06	1.04	0.16	-0.20
불황	0.04	0.99	0.01	1.34	0.36	-0.70
평균*	0.04	0.98	0.02	1.30	0.34	-0.64
호황*	0.03	0.97	0.03	1.24	0.31	-0.55
불황*	0.04	0.99	0.01	1.34	0.36	-0.70

주 : * 1998년 제외.

방법 2의 경우 일자리변동의 기여도는 호황기에 더 크다는 것을 알 수 있다. 또한 사업체내 생산성 증가를 비교하면 호황기에 사업체내 생산성 증가가 더 크다는 것을 알 수 있다.

〈표 3-24〉의 결과를 요약하면 노동생산성 분해의 방법을 이용해 볼 경우 첫째, 전체적으로 일자리변동의 생산성 기여도는 미미하며 둘째, 일자리변동의 생산성 증가 기여를 호황기와 불황기로 나누어 보았을 때 불황기에 근소하나마 일자리변동의 영향이 크지만 그 차이는 매우 작다.

이상에서 제시한 집계적 생산성의 분해 방법은 전체 평균으로부터의 차이를 중심으로 분해하는 것이므로 사업체 특성의 차이에 따른 노동생산성의 차이를 무시하게 된다. 자본집약적 산업의 노동생산성은 기술 특성상 노동집약적 산업에 비해 부가가치 기준의 노동생산성을 측정하면 더 높게 나온다. 이에 따라 자본집약적 재화의 수요가 증가하여 산업의 비중이 높아지는 것이 마치 일자리변동으로 인한 것처럼 측정되는 문제점을 가지고 있다. 예를 들어 생산성이 낮은 서비스산업의 비중이 늘어나고 생산성이 높은 제조업의 비중이 줄어들면 제조업과 서비스업의 생산성이 불변이더라도 경제 전체의 생산성 하락이 나타나게 된다. 이러한 문제점을 줄이기 위해 사업체를 산업별로 구분하여 분해할 필요가 있다.

우선 집계적 생산성을 산업별 생산성의 가중평균으로 분해한다. 이럴 경우 집계적 생산성 변동은 산업간 비중 변화로 인한 생산성 증가와 산업내 생산성 증가로 분해될 수 있다. 그리고 산업내 생산성 증가를 산업내-사업체내 생산성 증가와 산업내-사업체간 생산성 증가로 다시 분해한다. 이에 따라 집계적 생산성 변동은 산업간 비중 변화로 인한 변동분(between-industry)과 산업내-사업체간 비중 변화로 인한 변동분(within-industry between-plant), 그리고 순수하게 산업내-사업체내 생산성 증가로 인한 변동분(within-industry within-plant)으로 나눌 수 있다.

방법 1을 확장한 새로운 분해식은 다음과 같다. 방법 2의 분해식도 이와 유사하게 정의된다. 다만 방법 2에 준한 분해의 경우 산업간 상호작용(cross-industry)과 산업내 상호작용(cross-within-industry)이 추가된다는 점에 유의할 필요가 있다.

$$\begin{aligned}
 \Delta X_t &= \sum_S \bar{s}_S \Delta x_{St} + \sum_S (\bar{x}_S - \bar{X}_t) \Delta s_{St} \\
 &= \sum_S \bar{s}_S \left[\sum_{e \in \Omega_S} \bar{s}_e \Delta x_{et} + \sum_{e \in \Omega_S} (\bar{x}_e - \bar{X}_{St}) \Delta s_{et} \right] \quad (45) \\
 &\quad + \sum_S (\bar{x}_S - \bar{X}_t) \Delta s_{St}
 \end{aligned}$$

세세분류 산업(170개)으로 나누어서 산업간 변동은 검토한 결과는 <표 3-25>에 제시되어 있다.

우선 산업내-사업체내 생산성 증가의 기여도가 대부분을 차지한다는 사실에는 변화가 없다. 산업간 비중 변화를 포함시킴으로써 추가적으로 얻게 된 결과는 산업간 비중 변화가 생산성 증가에 기여한 반면 산업내-사업체간 일자리변동은 생산성 증가에 기여하지 못했다는 것이다.

<표 3-25> 생산성의 기여도 요인 분해(II)

	방법 1 between industry	within- industry between- plant	within- industry within- plant	방법 2 between industry	within- industry between- plant	within- industry within- plant	cross industry	cross within- industry
1982	-10.7	24.0	86.7	-6.6	90.3	176.1	-0.1	-1.5
1983	-15.3	2.5	112.8	-12.4	25.9	136.8	-0.1	-0.4
1984	-3.9	5.5	98.4	-2.5	28.2	121.5	0.0	-0.4
1985	7.1	-18.3	111.2	8.7	22.1	153.4	0.0	-0.8
1986	-2.5	-3.7	106.2	-2.9	11.9	120.9	0.0	-0.3
1987	0.6	-2.4	101.8	0.5	12.5	117.3	0.0	-0.3
1988	7.7	3.2	89.1	7.8	21.0	107.8	0.0	-0.4
1989	11.4	3.3	85.3	12.2	18.6	101.8	0.0	-0.3
1990	6.2	-2.3	96.1	5.3	6.6	103.9	0.0	-0.2
1991	5.1	4.8	90.1	5.0	18.4	103.5	0.0	-0.3
1992	4.8	-3.1	98.2	5.2	18.9	120.8	0.0	-0.4
1993	8.4	5.9	85.7	9.1	41.7	123.0	0.0	-0.7
1994	4.5	-0.8	96.3	4.2	16.8	113.9	0.0	-0.4
1995	12.1	0.3	87.6	10.9	15.3	101.9	0.0	-0.3
1996	24.6	-20.0	95.5	29.1	8.0	126.5	-0.1	-0.5
1997	2.0	-0.7	98.7	7.1	33.4	139.1	-0.1	-0.7
1998	-9.4	29.2	80.2	-16.0	-84.8	-35.4	0.1	2.2
1999	-16.7	-19.7	136.4	-15.1	8.7	166.7	0.0	-0.6
2000	3.4	-0.2	96.8	7.0	103.2	206.6	-0.1	-2.1
평균	2.1	0.4	97.5	3.0	21.9	121.4	0.0	-0.4
불황	5.5	-0.1	94.6	6.5	8.2	104.4	0.0	-0.2
호황	-0.5	0.8	99.7	0.5	31.9	133.7	0.0	-0.6
평균*	2.7	-1.2	98.5	4.0	27.9	130.1	0.0	-0.6
불황*	7.7	-4.3	96.6	9.7	21.5	124.4	0.0	-0.5
호황*	-0.5	0.8	99.7	0.5	31.9	133.7	0.0	-0.6

주 : * 1998년 제외

호황기와 불황기로 구분하여 볼 때 산업내-사업체내 생산성 증가는 불황기보다 호황기에 크다는 것을 알 수 있다. 호황기에는 산업내-사업체간 비중 변화를 통한 생산성 증가는 그다지 발견되지 않으며 산업간 비중 변화의 효과도 작다. 이에 비해 불황기는 산업간 비중 변화가 7.7%로 뚜렷이 생산성 증가에 기여한 데 비해 산업내-사업체간 일자리 변동의 기여도는 -4.3%로 오히려 생산성 하락에 기여했다는 것을 알 수 있다. 산업분류가 너무 세분되어서 이런 결과가 나온 것은 아니다. 중분류, 세분류 산업으로 나누어서 산업간 일자리변동의 기여도를 계산해 보아도 비슷한 결과를 얻을 수 있다. 예를 들어 중분류 산업분류에 따를 경우 불황기의 산업간 일자리변동의 기여도는 6.6인 비해 호황기 기여도는 -0.1에 불과하다. 방법 2를 이용하여 교차항을 포함시켰을 경우에도 그 결과는 크게 다르지 않다.

이러한 결과는 불황의 세정효과가 존재하는지, 그 크기는 어느 정도인지에 대한 질문에 대해 긍정과 부정의 두 가지 답변을 동시에 준다. 불황기는 비효율적 사업체가 축소되고 효율적 사업체가 확장되는 과정이 강화된다고 보기는 어렵다. 비효율적 사업체의 축소에 따른 생산성 증가의 효과는 크기 면에서 미미하며 불황기에 그 크기가 커진다고 보기 어렵다. 하지만 불황기는 사업체의 선별이 강화되는 방식이 아니라 산업의 선별이 강화되는 방식을 통해 경제 전체의 생산성 증가에 기여한다. 한국 경제는 빠르게 산업구조가 변화해 왔는데 제조업내에서 노동생산성이 높은 산업의 비중이 확대되어 왔다. 위의 결과에 따르면 이러한 광공업내 산업구조 변화는 호황기보다 불황기에 더 빠르게 진행된 것으로 보인다. 그리고 불황기에 산업 규모 축소를 경험하는 산업의 경우 효율적 사업체가 생존하는 산업내 선별이 강화되는 방식보다는 효율적인 사업체도 산업 규모 축소의 충격과 함께 일자리소멸을 경험하는 방식으로 구조조정이 진행되었다.

결론적으로 세정효과가 없었을 경우와 세정효과가 존재하는 경우의 생산성 변동의 차이는 거의 없다. 대부분의 생산성 변화는 사업체내 생산성 증가를 통해 이루어졌다. 불황의 세정효과는 비효율적 사업체가 축소되고 효율적 사업체가 확장되는 과정을 통해서라기보다는 생산성

이 낮은 산업이 축소되고 생산성이 높은 산업이 확장되는 과정을 통해서 나타났다.¹²⁾

3. 순일자리증가와 불황의 세정효과 분석

앞에서는 불황기에 사업체간 규모 변동이 집계적 생산성의 변동에 얼마나 영향을 주었는지를 살펴보았다. 여기에서는 과연 불황기에 노동 생산성 기준에 따른 선별이 강화되었는지를 살펴보고자 한다.

Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)는 일자리변동률을 분석하면서 생산성의 높고 낮은 것에 따라 부문을 구분하여 높은 생산성 사업체와 낮은 생산성 사업체에서 일자리변동이 어떻게 나타나는지를 검토한 바 있다. 이러한 방법에 따라 한국의 광공업의 경우 순일자리증가가 생산성에 따라 어떤 양상을 띠는지를 검토하기 위해 사업체를 생산성 기준에 따라 다섯 그룹으로 나눈 뒤 순일자리증가가 생산성 그룹에 따라 어떤 양상을 띠는지 살펴보았다.

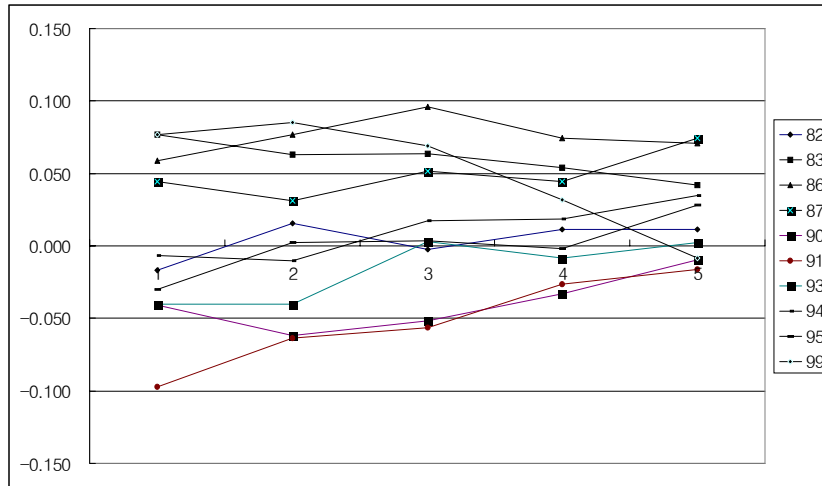
만약 생산성이 선별 기제로 작용할 경우 생산성이 높아질수록 순일자리증가율이 증가할 것이다. 그리고 불황기의 세정효과가 존재한다면 호황기에 비해 생산성이 높아질 때 순일자리증가율이 더 강하게 반응할 것이다.

[그림 3-10]과 [그림 3-11]은 한국 광공업사업체를 각 연도별로 다섯 개의 생산성 그룹으로 구분한 뒤 각 그룹별 순일자리증가율을 도시한 것으로서 [그림 3-10]은 호황기의 그래프이며 [그림 3-11]은 불황기의 그래프이다. 그룹 1은 가장 생산성이 낮은 그룹이며 그룹 5는 가장 생산성이 높은 그룹이다.

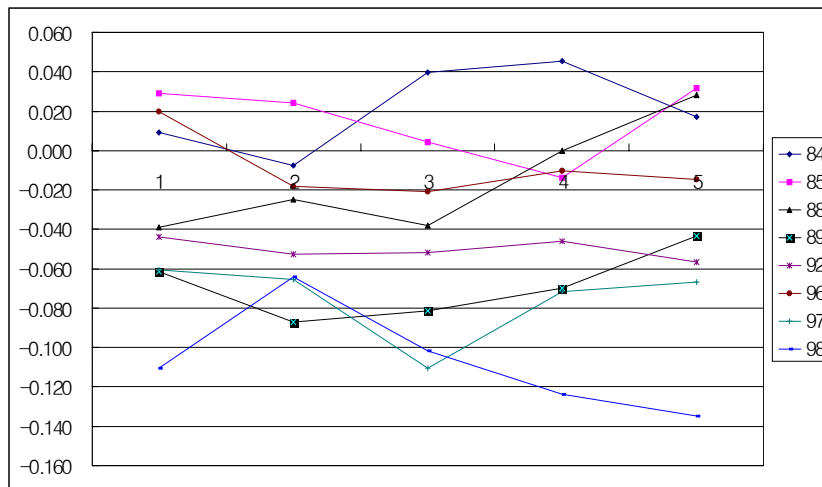
생산성에 따른 선별이 존재한다면 각 연도의 그래프 기울기가 양의

12) 산업간 일자리변동의 기여도가 경기역행적이라는 점에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다. 산업별 충격이 경기변동을 추동한 것인지 아니면 거시적 충격이 산업별 비중 변화를 야기한 것인지를 검토할 필요가 있고, 불황기에 주도적으로 성장하는 산업과 축소되는 산업에 어떤 차이가 있는지를 면밀히 살펴볼 필요가 있다.

[그림 3-10] 호황기 생산성 그룹과 순일자리증가율



[그림 3-11] 불황기 생산성 그룹과 순일자리증가율



값을 가질 것이며, 불황기의 세정효과가 존재한다면 첫째, 호황기가 양의 기울기를 가질 경우에는 불황기의 기울기가 호황기에 비해 더 가파를 것이고 둘째, 호황기가 음의 기울기를 가진다면 불황기는 이보다 평평하거나 양의 기울기를 가지는 것을 관측할 수 있을 것이다.

이러한 기준으로 그림을 살펴보면 우선 같은 경기국면 내에서도 각 연도별 차이가 크다는 것을 알 수 있다. 예를 들어 같은 호황기라도 1991년의 경우 생산성에 따른 선별이 매우 강하게 나타나는 데 비해 1999년의 호황은 반대의 양상이 나타난다. 불황기의 경우에도 1988년에는 생산성이 높은 그룹에서 상대적으로 고용 감소폭이 작은 결과를 얻을 수 있지만 1998년의 경우에는 반대로 생산성이 높은 그룹에서 큰 폭의 고용감소를 볼 수 있다.

각 연도별로 차이가 있지만 전체적인 인상은 호황기의 경우 기울기가 양의 값을 갖는 연도가 많음으로 인해 생산성에 따른 선별이 대체로 나타나는 데 비해 불황기에는 생산성에 따라 순일자리증가율이 단조 증가하는 연도가 한 해도 없는 점에서 잘 드러나듯이 생산성에 따른 선별이 명확히 보이지 않음을 알 수 있다.

이상의 방법은 생산성에 따른 사업체의 선별을 직접적으로 파악한다는 점에서 앞 절의 노동생산성 분해방법을 보완하는 측면이 있지만 다음과 같은 한계를 가지고 있다.

첫째, 그래프의 모양을 통해서 판별하는 것이므로 정량적인 분석이 어렵다. 호황기가 불황기보다 생산성에 따른 선별이 잘 이루어지고 있다는 인상을 받는다고 해도 과연 어느 정도 선별이 잘 이루어지고 있는지를 명확히 말할 수 없다.

둘째, 사업체의 순일자리증가율은 생산성에 의해서만 결정되는 것은 아니다. 자본장비율이나 임금률, 사업체 규모, 사업체 수명 등 다양한 요인들에 의해 영향받는다. 위의 그래프에서 나타나는 특성들은 순수히 생산성 요인에 의한 것이라기보다는 다양한 요인들이 결합되어 나타난 것일 수 있다. 다른 요인들을 통제한 후에도 여전히 생산성의 선별 기준으로서의 역할이 확인되는지를 검토해야만 생산성에 따른 선별 여부 및 호황기와 불황기의 차이에 대해 평가할 수 있다.

이 글에서는 정량적인 분석과 다른 요인들을 통제한 생산성의 효과를 추출하기 위해 다음과 같은 간단한 모형을 제안한다. 아이디어는 매우 단순하다. 사업체의 순일자리증가율은 다양한 사업체 특성에 의해 영향받는다. 사업체 특성이 순일자리증가율에 대해 선형적인

관계를 맺고 있다고 가정할 경우 사업체의 순일자리증가율에 대해 다음과 같은 회귀모형을 세울 수 있다. 이것은 제2장에서 사용된 방법과 동일하다.

$$JGR_{et} = X_{et} \beta + \varepsilon_{et} \quad (46)$$

JGR_{et} 는 한 사업체 e 의 시점 t 에서의 순일자리증가율이다. X_{et} 는 사업체 e 의 시점 t 에서의 특성이다. β 는 사업체 특성이 순일자리증가율에 미치는 영향을 측정하는 모수값이다. ε_{et} 는 확률적 오차항이다.

Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)에서는 앞서 생산성 기준으로 다섯 개 그룹을 나눈 것처럼 하나의 특성으로 사업체를 구분한 뒤 특성별로 구분된 부문별 일자리변동률을 구하여 해당 특성이 일자리변동률에 미치는 영향을 확인했다. 이러한 방법으로는 다른 특성을 통제했을 때 해당 특성이 미치는 영향을 파악하는 데 어려움이 있다. 이런 난점을 해결하기 위해 두 개의 기준으로 부문을 나누는 방법을 써 볼 수 있다. 예를 들어 자본장비율 기준에 따라 5개 그룹을 나눈 뒤 각 그룹 내에서 생산성 수준에 따라 5개 그룹을 나누어 살펴본다면 유사한 자본장비율 그룹 내에서 생산성이 높아짐에 따라 순일자리증가율이 어떤 패턴을 보이는지 알 수 있다. 그런데 다른 특성을 통제하는 것이 필요하다. 하다는 것을 받아들이게 되면 가능한 한 모든 특성으로 세분할 필요에 직면하게 되고 이 경우 부문의 개수가 기하급수적으로 늘어난다. 그런데 다른 각도에서 보면 다른 특성을 통제한 상태에서 한 특성의 영향력을 살펴보는 것은 회귀분석의 회귀계수의 의미와 동일하다. 결국 부문을 세분하는 것의 극한은 바로 회귀분석이 된다.

설명변수 X_{et} 에는 제2장에서 사용한 여러 변수들을 포함시킨다. X_{et} 에 포함된 노동생산성은 생산성에 따른 선별이 존재하는지를 검토하는 의미로 해석될 수 있다. 노동생산성 변수의 회귀계수가 양의 값을 나타낼 경우 생산성이 높은 사업체가 상대적으로 규모를 확대해 가고 생산성이 낮은 사업체는 상대적으로 규모가 축소된다는 것을 의미하므로 생산성에 따른 선별 여부를 확인할 수 있다.

불황의 세정효과를 검증하기 위해 불황연도더미를 포함시킨다. 이때 불황연도더미는 단순히 상수항과 병렬하여 추가하지 않고 노동생산성 변수에 곱한 항으로서 추가된다. 불황연도더미와 노동생산성이 곱해진 변수의 계수값을 통해 불황의 세정효과가 존재하는지를 검토할 수 있다. 만약 이 변수의 계수값이 유의하게 양의 값을 갖는다면 불황기에 생산성에 따른 선별이 호황기보다 크게 이루어짐을 의미한다. 만약 이 변수의 회귀계수값이 0이라는 귀무가설을 기각할 수 없다면 불황의 세정효과는 존재하지 않는다. 나아가 이 변수의 회귀계수값이 유의하게 음의 값을 갖는다면 불황기는 세정효과가 아니라 혼탁효과를 갖는다고 볼 수 있다.

이상의 설명을 요약한 회귀식은 아래와 같다. LP 는 노동생산성을 의미하고, D_R 은 불황연도더미이다. α_i 는 연도더미를, γ_i 는 산업더미를 의미한다.

$$JGR_{et} = \alpha_t + \gamma_i + \bar{X}_{et}\beta_1 + \beta_2 LP_{et} + \beta_3 D_R LP_{et} + \varepsilon_{et} \quad (47)$$

\bar{X} 에는 t-1연도와 t연도의 평균노동자수의 로그값으로 표현한 사업체 규모, 사업체 수명, 매년도 자본장비율의 100분위수, 임금률이 포함되었다. 그리고 확률적 오차항의 분산이 사업체 규모의 역수에 비례한다는 가정하에 가중회귀분석(WLS)를 사용한다. 이 글은 인접한 2개 연도에 계속 존재하는 사업체만을 추출하여 검토했다. 따라서 새로 진입하거나 퇴출되는 사업체는 제외된다. 이들 진입-퇴출 사업체를 제외한 이유는 자료를 구할 수 없기 때문이다. 앞서 언급한 것처럼 광공업통계 조사는 5인 이상의 사업체만을 대상으로 하기 때문에 5인 미만인 사업체와 퇴출한 사업체를 구별할 수 없으며, 통계조사에 나타난 사업체 중에서도 새로 진입한 사업체와 5인 미만에서 5인 이상이 된 사업체를 구별할 수 없다. 지속사업체에 한정된 회귀 결과라는 점은 회귀 결과를 해석하는 데 있어서 주의를 요구한다.

1982년부터 2000년까지의 사업체 순일자리증가율에 대한 회귀 결과

〈표 3-26〉 순일자리증가율의 회귀결과 : 1982~2000, 광공업 지속사업체

회귀모형	(1)	(2)
규 모	0.00343 (0.00023)	0.00046 (0.00021)
수 명	-0.01666 (0.00023)	0.00099 (0.00021)
자본장비율	0.00018 (0.00002)	0.00004 (0.00002)
임금률	-0.00654 (0.00010)	-0.00448 (0.00010)
노동생산성	0.00018 (0.00001)	0.00014 (0.00001)
불황더미*노동생산성	0.00001 (0.00001)	-0.00003 (0.00001)
출하증가율		0.30096 (0.00071)
결정계수	0.03983	0.18460
F 값	461.66424	2492.01747
관측치 수	1,023,285	1,012,789

주 : 연도더미, 소분류산업더미가 포함되었지만 표에서는 제시하지 않았음.

는 <표 3-26>의 제(1)열과 같다. 괄호 안의 값은 회귀계수의 표준오차이다. 생산성에 따른 선별은 유의하게 존재하는 것으로 나타났다. 노동생산성의 회귀계수는 1% 유의수준하에서 양의 값을 갖는다. 불황의 세정효과는 불황연도더미와 노동생산성이 곱해진 회귀계수를 통해 살펴볼 수 있는데 회귀계수값이 0이라는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 따라서 불황의 세정효과는 존재하지 않는다고 판단된다.

위에서 실시한 전체 사업체를 대상으로 한 회귀분석은 사업체 특성이 순일자리증가율에 미치는 영향이 모든 산업에서 동일하다고 가정한 것과 같다. 산업별로 사업체 특성이 순일자리증가율에 미치는 영향이 다를 경우를 고려하여 산업별로 각각 회귀분석을 실시했다. 이를 통해 불황의 세정효과가 산업별로 어떤 차이를 보이는지 확인해 보았다. 그 결과는 <표 3-27>과 같다. 산업코드에 대응한 산업의 이름은 제2장의 <부표>를 참조하라.

중분류 산업분류에 따르면 광공업은 26개 산업으로 나뉜다. 이 중에서 세정효과가 존재하는 산업은 8개이다. 펄프종이제조업(21), 고무플라스틱제조업(25), 제1차 금속산업(27), 조립금속제품 제조업(28), 기타전기 기계제조업(29), 의료정밀기기산업(33), 자동차제조업(34), 기타 운송장

〈표 3-27〉 산업별 순일자리증가율 회귀분석(1) : 1982~2000, 계속 사업체

industry	size		age		capital intensity		wage rate	
10	0.01242	(0.00319)	-0.00121	(0.00044)	-0.00014	(0.00019)	-0.00833	(0.00107)
13	0.09074	(0.02158)	-0.00465	(0.00220)	0.00190	(0.00090)	-0.04834	(0.01007)
14	-0.02478	(0.00456)	-0.00143	(0.00046)	0.00072	(0.00034)	0.00241	(0.00108)
15	0.00375	(0.00094)	-0.00220	(0.00013)	-0.00018	(0.00007)	-0.00242	(0.00049)
16	0.02745	(0.03340)	-0.00019	(0.00141)	0.00134	(0.00112)	-0.00565	(0.00580)
17	-0.00043	(0.00059)	-0.00231	(0.00010)	0.00045	(0.00004)	-0.01241	(0.00040)
18	0.00217	(0.00102)	-0.00259	(0.00019)	0	(0.00005)	-0.00965	(0.00055)
19	-0.00684	(0.00123)	-0.00311	(0.00017)	-0.00031	(0.00009)	-0.00985	(0.00045)
20	-0.00488	(0.00154)	-0.00082	(0.00016)	-0.00004	(0.00009)	-0.00238	(0.00087)
21	0.00246	(0.00169)	-0.00234	(0.00018)	0.00031	(0.00008)	0.00173	(0.00039)
22	0.01705	(0.00116)	-0.00112	(0.00012)	0.00016	(0.00007)	-0.00417	(0.00045)
23	0.02869	(0.01052)	-0.00434	(0.00142)	0.00025	(0.00074)	-0.00558	(0.00228)
24	-0.00455	(0.00153)	-0.00137	(0.00017)	-0.00027	(0.00009)	-0.00370	(0.00049)
25	0.01664	(0.00107)	-0.00284	(0.00015)	0.00029	(0.00006)	-0.00995	(0.00056)
26	0.00527	(0.00130)	-0.00143	(0.00017)	0.00062	(0.00008)	-0.00955	(0.00048)
27	-0.00009	(0.00118)	-0.00157	(0.00016)	0.00043	(0.00008)	-0.00639	(0.00058)
28	-0.03394	(0.00095)	0.00129	(0.00016)	0.00004	(0.00005)	0.00486	(0.00044)
29	0.00633	(0.00070)	-0.00236	(0.00010)	-0.00019	(0.00004)	-0.00760	(0.00033)
30	-0.00261	(0.00371)	-0.00485	(0.00075)	0.00118	(0.00025)	-0.01150	(0.00148)
31	0.00682	(0.00126)	-0.00260	(0.00016)	0.00025	(0.00007)	-0.00814	(0.00064)
32	0.01313	(0.00109)	-0.00501	(0.00023)	0.00089	(0.00009)	-0.01294	(0.00063)
33	0.00813	(0.00178)	-0.00465	(0.00031)	0.00058	(0.00011)	-0.01519	(0.00103)
34	0.01673	(0.00110)	-0.00172	(0.00014)	0.00075	(0.00009)	-0.01242	(0.00056)
35	0.00571	(0.00153)	-0.00237	(0.00023)	-0.00048	(0.00013)	-0.00598	(0.00092)
36	0.01157	(0.00109)	-0.00220	(0.00018)	0.00031	(0.00007)	-0.01234	(0.00074)
37	0.02448	(0.00919)	-0.00344	(0.00121)	0.00123	(0.00034)	-0.00485	(0.00281)

industry	labor productivity		recession dummy		R ²	F value	N	Effect
10	0.00063	(0.00072)	0.00056	(0.00100)	0.10477	26.17090	5392	Indeter.
13	0.00260	(0.00159)	-0.00102	(0.00221)	0.22061	4.02166	366	Indeter.
14	-0.00032	(0.00015)	0.00016	(0.00025)	0.01463	7.73526	12533	Indeter.
15	0.00009	(0.00003)	-0.00025	(0.00005)	0.01686	58.55520	81990	Sully
16	-0.00007	(0.00014)	0.00011	(0.00016)	0.07710	1.13473	351	Indeter.
17	0.00034	(0.00006)	-0.00025	(0.00009)	0.04573	230.88512	115664	Sully
18	0.00105	(0.00009)	-0.00125	(0.00012)	0.02716	99.86325	85859	Sully
19	0.00180	(0.00019)	-0.00106	(0.00027)	0.09235	137.12279	32368	Sully
20	0.00048	(0.00017)	-0.00148	(0.00023)	0.03171	41.83673	30684	Sully
21	-0.00017	(0.00007)	0.00023	(0.00009)	0.02350	31.83102	31775	Cleansing
22	0.00023	(0.00006)	-0.00009	(0.00009)	0.02943	55.99509	44347	Indeter.
23	-0.00006	(0.00006)	0.00003	(0.00008)	0.15465	8.37718	1124	Indeter.
24	0.00019	(0.00003)	0.00005	(0.00005)	0.02399	33.77289	33008	Indeter.
25	0.00007	(0.00007)	0.00046	(0.00010)	0.04228	113.21150	61571	Cleansing
26	0.00035	(0.00005)	-0.00023	(0.00006)	0.03304	78.94678	55469	Sully
27	-0.00003	(0.00004)	0.00034	(0.00005)	0.03827	41.30674	24936	Cleansing
28	0.00006	(0.00009)	0.00095	(0.00010)	0.05848	222.18066	85870	Cleansing
29	0.00030	(0.00006)	0.00003	(0.00008)	0.04877	245.79782	115089	Indeter.
30	0.00062	(0.00015)	-0.00159	(0.00021)	0.19865	50.26095	4891	Sully
31	0.00026	(0.00010)	0.00058	(0.00013)	0.04772	85.71935	41081	Cleansing
32	0.00034	(0.00004)	-0.00029	(0.00005)	0.10921	190.04368	37227	Sully
33	0.00028	(0.00010)	0.00107	(0.00018)	0.07131	58.38700	18274	Cleansing
34	-0.00021	(0.00007)	0.00075	(0.00010)	0.11942	162.27887	28743	Cleansing
35	0.00090	(0.00016)	0.00059	(0.00023)	0.07102	30.77804	9688	Cleansing
36	0.00052	(0.00009)	-0.00053	(0.00016)	0.04579	126.69893	63398	Sully
37	0.00009	(0.00031)	-0.00018	(0.00035)	0.06953	4.86318	1587	Indeter.

〈표 3-28〉 산업별 순일자리증가율 회귀분석(II) : 1982-2000, 계속 사업체

industry	size		age		capital intensity		wage rate	
10	0.00936	(0.00286)	-0.00014	(0.00039)	0.00016	(0.00017)	-0.00796	(0.00096)
13	0.06988	(0.02134)	-0.00301	(0.00216)	0.00162	(0.00086)	-0.03554	(0.00963)
14	-0.02381	(0.00441)	-0.00008	(0.00045)	0.00035	(0.00033)	0.00410	(0.00105)
15	0.00140	(0.00090)	-0.00094	(0.00013)	-0.00033	(0.00006)	-0.00044	(0.00047)
16	0.02749	(0.03346)	-0.00019	(0.00141)	0.00133	(0.00114)	-0.00563	(0.00581)
17	0.00239	(0.00054)	-0.00093	(0.00009)	0.00028	(0.00004)	-0.00906	(0.00037)
18	0.00138	(0.00096)	-0.00057	(0.00018)	0.00009	(0.00005)	-0.00651	(0.00051)
19	-0.00121	(0.00107)	-0.00116	(0.00015)	0.00012	(0.00008)	-0.00715	(0.00039)
20	-0.00895	(0.00143)	0.00029	(0.00015)	0.00002	(0.00008)	0.00080	(0.00081)
21	0.00084	(0.00159)	-0.00105	(0.00017)	0.00006	(0.00008)	0.00346	(0.00037)
22	0.00948	(0.00108)	-0.00036	(0.00011)	0.00017	(0.00006)	-0.00177	(0.00041)
23	0.02769	(0.01041)	-0.00295	(0.00142)	0.00010	(0.00073)	-0.00500	(0.00225)
24	-0.00352	(0.00147)	-0.00043	(0.00017)	-0.00035	(0.00009)	-0.00215	(0.00047)
25	0.01122	(0.00097)	-0.00084	(0.00013)	0.00014	(0.00005)	-0.00495	(0.00051)
26	0.00353	(0.00123)	-0.00016	(0.00016)	0.00018	(0.00008)	-0.00614	(0.00046)
27	0.00204	(0.00109)	-0.00046	(0.00015)	0.00013	(0.00008)	-0.00377	(0.00054)
28	-0.03424	(0.00086)	0.00315	(0.00015)	0.00002	(0.00005)	0.00767	(0.00040)
29	0.00394	(0.00063)	-0.00081	(0.00009)	-0.00012	(0.00004)	-0.00427	(0.00030)
30	-0.01152	(0.00330)	-0.00055	(0.00068)	0.00112	(0.00023)	-0.00953	(0.00131)
31	0.00288	(0.00114)	-0.00098	(0.00015)	0.00020	(0.00006)	-0.00327	(0.00058)
32	0.01000	(0.00101)	-0.00216	(0.00022)	0.00052	(0.00008)	-0.00907	(0.00058)
33	0.00602	(0.00162)	-0.00204	(0.00029)	0.00037	(0.00010)	-0.01005	(0.00094)
34	0.01298	(0.00097)	-0.00047	(0.00013)	0.00032	(0.00008)	-0.00600	(0.00051)
35	0.00489	(0.00142)	-0.00126	(0.00022)	-0.00043	(0.00012)	-0.00322	(0.00085)
36	0.00710	(0.00099)	-0.00060	(0.00017)	0.00044	(0.00006)	-0.00723	(0.00068)
37	0.02285	(0.00889)	-0.00175	(0.00118)	0.00096	(0.00033)	-0.00307	(0.00272)

industry	labor productivity	recession dummy	ship		R ²	F value	N	Effect		
10	0.00125	(0.00065)	0.00025	(0.00090)	0.37612	(0.01036)	0.28224	83.94654	5363	Indeter.
13	0.00190	(0.00150)	-0.00239	(0.00209)	0.29619	(0.04467)	0.31924	5.64599	327	Indeter.
14	-0.00025	(0.00014)	0.00012	(0.00025)	0.27208	(0.00932)	0.07799	42.13849	12481	Indeter.
15	0.00007	(0.00003)	-0.00027	(0.00005)	0.26473	(0.00311)	0.09666	350.34132	81882	Sully
16	-0.00007	(0.00014)	0.00011	(0.00016)	0.00496	(0.05779)	0.07712	1.08632	351	Indeter.
17	0.00023	(0.00006)	-0.00048	(0.00009)	0.26528	(0.00188)	0.18545	1052.36430	115580	Sully
18	0.00059	(0.00009)	-0.00106	(0.00012)	0.25236	(0.00222)	0.15438	626.49511	85815	Sully
19	0.00121	(0.00016)	-0.00120	(0.00023)	0.37578	(0.00370)	0.31167	585.24132	32339	Sully
20	0.00012	(0.00016)	-0.00146	(0.00022)	0.27423	(0.00405)	0.15771	229.42079	30657	Sully
21	-0.00018	(0.00006)	0.00002	(0.00008)	0.25651	(0.00397)	0.13686	201.24538	31755	Indeter.
22	0.00006	(0.00005)	-0.00012	(0.00008)	0.30301	(0.00349)	0.17096	365.15721	44294	Indeter.
23	-0.00007	(0.00006)	0.00003	(0.00008)	0.20965	(0.03907)	0.17619	9.36778	1121	Indeter.
24	0.00016	(0.00003)	0.00004	(0.00005)	0.25978	(0.00527)	0.09125	132.20866	32943	Indeter.
25	0.00004	(0.00006)	0.00011	(0.00009)	0.32466	(0.00285)	0.20937	651.35327	61516	Indeter.
26	0.00029	(0.00005)	-0.00021	(0.00006)	0.29585	(0.00364)	0.13645	349.83994	55375	Sully
27	0.00008	(0.00004)	0.00007	(0.00005)	0.28178	(0.00428)	0.18086	219.70979	24904	Indeter.
28	-0.00007	(0.00008)	0.00057	(0.00009)	0.36364	(0.00265)	0.22808	1013.87310	85812	Cleansing
29	0.00010	(0.00005)	0.00006	(0.00007)	0.31548	(0.00191)	0.23160	1386.04960	114989	Indeter.
30	0.00034	(0.00014)	-0.00130	(0.00019)	0.33784	(0.00928)	0.37055	114.36969	4883	Sully
31	0.00020	(0.00009)	0.00012	(0.00012)	0.32921	(0.00344)	0.22157	466.86676	41031	Indeter.
32	0.00019	(0.00003)	-0.00005	(0.00004)	0.30309	(0.00380)	0.23937	467.70550	37180	Indeter.
33	0.00022	(0.00009)	0.00082	(0.00016)	0.29813	(0.00488)	0.22887	216.24074	18241	Cleansing
34	-0.00050	(0.00006)	0.00065	(0.00009)	0.34798	(0.00381)	0.31827	535.62071	28708	Cleansing
35	0.00057	(0.00015)	0.00028	(0.00021)	0.26670	(0.00676)	0.19915	96.00940	9678	Indeter.
36	0.00033	(0.00008)	-0.00055	(0.00015)	0.30776	(0.00273)	0.20511	653.71590	63362	Sully
37	0.00002	(0.00031)	-0.00004	(0.00034)	0.15352	(0.01464)	0.13058	9.35976	1584	Indeter.

비제조업(35)에서 세정효과가 존재함을 확인할 수 있었다. 대체로 세정효과가 존재하는 산업은 중화학공업으로 분류되고 자본집약적인 산업들이다.

이와 반대로 불황기에 오히려 생산성에 따른 선별이 약화되어 혼탁효과가 관측되는 산업은 9개였다. 이들 산업은 음식료품제조업(15), 섬유제품제조업(17), 의복제조업(18), 가죽신발제조업(19), 목재및나무제품제조업(20), 비금속광물제품제조업(26), 사무계산기계제조업(30), 영상음향통신장비제조업(32), 가구및기타제조업(36)이다. 9개 산업 중 7개 산업이 일반적으로 경공업으로 분류되며 노동집약적 산업으로 분류되는 것들이다. 나머지 두 산업은 사무계산기계제조업과 영상음향통신장비제조업으로서 정보통신산업으로 분류되는 세분류 산업을 다수 포함하고 있는 첨단산업으로서 기술집약적 산업이다.

산업별 회귀의 결정계수는 매우 낮게 나타난다. 이는 설명변수 중에 중요한 변수가 누락되었을 가능성을 시사한다. 이에 식 (47)의 회귀식에 사업체 출하증가율을 포함시켜 회귀하였다. 식 (47)의 회귀식에서는 사업체의 순일자리증가율이 순전히 사업체 특성에 의해서만 설명된다고 가정하고 있는데 이는 암묵적으로 사업체 출하증가율이 사업체 특성과 무관하다고 가정한 것에 다름 아니다. 하지만 사업체 출하증가율이 사업체 특성과 밀접한 관련을 맺고 있을 경우 출하증가율을 제외할 경우 식 (47)의 회귀계수는 진정한 회귀계수에 대한 편의 추정량이 되고 이에 따라 노동생산성 및 불황연도더미가 곱해진 노동생산성 변수의 회귀계수에 대한 잘못된 추정치를 얻게 된다.

출하증가율을 포함시킨 전체 사업체에 대한 회귀분석 결과는 <표 3-26>의 제(2)열에 제시되어 있다.¹³⁾ 그리고 산업별 회귀분석 결과는 <표 3-28>에서 확인할 수 있다. 두 경우 모두 출하증가율을 포함시킨 결과 결정계수가 대폭 높아져 회귀식이 순일자리증가율을 보다 더 잘 설명하게 되었다.

출하증가율을 추가할 경우 불황의 세정효과에 대한 산업별 영향은

13) 회귀모형 (1)과 (2)에서 사용된 관측치에 차이가 나는 이유는 추가적으로 출하량이 0인 사업체를 제외했기 때문이다.

어떠한지 살펴보자. <표 3-28>의 말미에서 세정효과의 유무에 대한 판단을 볼 수 있는데 이를 <표 3-27>의 결과와 비교해 볼 수 있다. 특징적인 것은 출하증가율의 추가로 인해 <표 3-27>에서 불황의 세정효과를 보이던 산업 중 상당수가 세정효과가 존재하지 않는 것으로 바뀌었다는 것이다. 그리고 세정효과에서 혼탁효과로 바뀐 산업은 없었다. 이에 비해 혼탁효과가 존재하는 산업은 출하증가율을 포함시켰을 경우에도 대부분 혼탁효과가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 불황의 세정효과가 한국의 광공업사업체에서 매우 제한적으로 나타나고 있음을 보여주고 있다.

정보통신산업을 따로 추출하여 회귀분석한 결과는 <표 3-29>에 제시되어 있다. 분석 결과에 따르면 출하증가율을 포함시키건 시키지 않건간에 불황기에 혼탁효과가 나타나고 있다는 것을 알 수 있다.

<표 3-29> 정보통신산업의 회귀분석 결과

	(1)	(2)
규 모	0.01564 (0.00108)	0.01201 (0.00099)
수 명	-0.00462 (0.00020)	-0.00161 (0.00018)
자본장비율	0.00108 (0.00008)	0.00064 (0.00007)
임금률	-0.01593 (0.00049)	-0.01304 (0.00045)
노동생산성	0.00034 (0.00003)	0.00024 (0.00003)
불황더미	-0.00046 (0.00004)	-0.00026 (0.00004)
출하증가율		0.30412 (0.00334)
결정계수	0.10501	0.24935
F 값	168.73717	461.61742
관측치수	43177	43111

4. 소 결

이 절에서 우리는 불황의 세정효과가 1980년대 이후 한국의 경기변동에서 중요한 역할을 했는지를 실증적으로 검토했다. 한국의 1982년부터 2000년까지의 광공업사업체 자료를 이용하여 불황기에 생산성 선별 기제가 강화되는지를 검토한 결과 첫째, 생산성 분해를 통해 생산성 선

별이 생산성 증가에 기여하는 몫이 미미하다는 것을 볼 수 있었고, 생산성 선별을 통한 사업체간 일자리변동이 불황기에 생산성 증가에 기여한다고 보기 어렵다는 점을 보였다. 둘째, 생산성이 순일자리증가에 미치는 영향을 회귀분석을 통해 검토한 결과 생산성은 순일자리증가에 유의한 영향을 주었지만 불황기에 생산성 선별이 강화된다는 증거를 발견하기 어려웠다. 정보통신제조업을 구성하는 산업들에서 엇갈린 결과를 얻을 수 있었지만 전체적으로 세정효과가 있었다고 판단하기 힘들다는 결론을 얻을 수 있었다.

이상의 분석은 다음과 같은 점에서 한계를 갖는다. 첫째, 분석대상을 지속사업체에 한정함으로써 표본선별편의에 의해 나타나는 잘못된 해석의 가능성이 있으므로 표본선별편의를 완화시키는 방법이 추후 연구되어야 한다. 둘째, 생산성 분해의 결과 산업간 변동이 한국의 경기변동에서 일정한 역할을 한 점이 확인되었는데 이것이 갖는 함의에 대해 보다 깊이 있는 연구가 필요하다. 셋째, 불황의 세정효과를 순일자리증가율의 회귀모형을 이용하여 검증했는데 이러한 회귀모형의 미시적 기초에 대한 추가적인 보완이 필요하다. 미시적 기초는 불황의 세정효과가 산업별로 차이를 나타낸 이유를 연구하는 데 중요한 역할을 하게 될 것이다.

제 4 절 요약

이 장에서는 일자리변동의 시계열적 변동을 분석하는 것을 목적으로 했다. 1982년부터 2000년까지의 한국 광공업의 일자리변동 시계열을 분석한 결과 일자리창출률은 뚜렷하게 경기순행적인 양상을 띠고 일자리소멸률은 경기역행적인 모습을 나타냈다. 이에 따라 순일자리증가율은 경기순행적인 특성을 보인다. 미국 제조업의 일자리변동 분석을 통해 일자리재배치율이 경기역행적인 양상을 띠었던 것에 비해서 한국 광공업은 경기중립적인 양상을 띠었다. 이러한 결과는 광공업을 세분한 산업에서도 일률적으로 경기에 대응한 변동을 보이지 않았다는 점에서

확인되었다. 세분된 산업별 일자리변동 시계열의 연구에서 확인된 사실은 일자리변동률의 경기역행성 여부는 산업의 고용증가율과 밀접한 관계를 갖고 있다는 것이다. 정보통신제조업의 경우 일자리재배치율이 경기순행적인 양상을 띠고 있는데 이것은 정보통신제조업의 고용량이 증가해 온 것과 관련되어 있음을 알 수 있었다.

일자리변동을 추동한 요인을 분석한 결과 대부분의 일자리재배치량이 사업체의 개별충격에 기인했고 부문이동가설의 설명력이나 거시적 충격의 영향은 미미하다는 것을 알 수 있었다. 개별충격의 분포를 추출하여 분석한 결과 불황기에는 일자리소멸의 충격 분산이 커지고 일자리창출의 충격 분산은 줄어들며, 호황기에는 반대로 일자리창출의 충격 분산이 커지고 소멸충격의 분산은 줄어든다는 것을 알 수 있었다. 이러한 개별충격 분포의 변화로 인해 개별충격의 분포는 서로 상쇄되어 일자리재배치율의 변동이 경기에 민감하게 움직이지 않게 하는 데 기여했다.

거시적 충격과 개별사업체의 재배분충격이 경기변동에 미친 영향을 구조적 벡터자기회귀모형을 통해 분석했는데 이에 따르면 적절한 파라미터하에서 거시적 충격이 순일자리증가율 변동의 대부분을 설명하고 재배분충격이 일자리재배치율의 대부분을 설명하고 있음을 알 수 있었다. 하지만 정확한 파라미터를 구하는 것이 불가능하므로 거시적 충격이 일자리재배치율을 설명할 수 있는 가능성과 재배분충격이 순일자리증가율을 설명할 수 있는 가능성은 여전히 남아 있으므로 극단적인 해석을 피해야 한다.

마지막으로 불황기에 비효율적 사업체를 구조조정하는 압력이 커진다는 불황의 세정효과 가설이 한국의 광공업에서 존재했는지 여부를 검토하였는데 생산성 상승의 대부분이 사업체내 생산성 증가에 기인하며 사업체간 일자리변동이 미치는 영향은 미미함을 밝혔다. 또한 불황기에 사업체간 일자리변동은 세정효과보다는 혼탁효과의 작용으로 인해 생산성 증가에 기여했다고 판단하기 어려우며, 이보다 생산적인 산업의 선별이 생산성 증가에 어느 정도 기여했다. 사업체 수준에서의 회귀분석을 통해서도 불황기의 세정효과를 확인하기 어렵다는 것을 알

수 있었고 산업별로 나누어서 회귀했을 때 세정효과를 나타낸 산업의 수는 많지 않았다. 정보통신제조업을 구성하는 산업들은 엇갈린 방향의 결과를 보였는데 전체적으로 세정효과가 있었다고 판단하기 어렵다는 것을 확인할 수 있었다.

[보론 1]

일자리창출률은 부문별 일자리창출률의 가중합이다.

$$JCR_t = \sum_{s=1}^S JCR_{st} \frac{X_{st}}{X_t}$$

\widetilde{JCR}_t^U 의 정의는 다음의 부문별 일자리창출률의 정의식으로부터 나온다.

$$\begin{aligned} JCR_{st} &= \sum_{e \in \Omega_{st}^+} (g_{st} + u_{et}) \frac{x_{et}}{X_{st}} \\ &= \sum_{e \in \Omega_{st}^+} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} + \left(JCR_{st} - \sum_{e \in \Omega_{st}^+} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} \right) \end{aligned}$$

우변의 첫째항을 \widetilde{JCR}_{st}^U 로 정의하며 따라서 \widetilde{JCR}_t^U 는 다음과 같이 정의된다.

$$\widetilde{JCR}_t^U = \sum_{e \in \Omega^+} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}}$$

이와 유사하게 \widetilde{JDR}_t^U 은 다음과 같이 정의된다.

$$\widetilde{JDR}_t^U = \sum_{e \in \Omega^-} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}}$$

이것은 아래의 관계를 이용해 구한 것이다.

$$\begin{aligned} JDR_{st} &= \sum_{e \in \Omega_{st}^-} |g_{st} + u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} \\ &= \sum_{e \in \Omega_{st}^-} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} + \left(JDR_{st} - \sum_{e \in \Omega_{st}^-} |u_{et}| \frac{x_{et}}{X_{st}} \right) \end{aligned}$$

$$JDR_t = \sum_{s=1}^S JDR_{st} \frac{X_{st}}{X_t}$$

〈부표 3-1〉 일자리변동과 경기변동

자본장비율

부문	Corr (JCR, JDR)	경기편차비율	상대분산비율	Corr (JRR, JGR)	Corr (JER, JGR)
1	-0.609	-0.257	0.672	0.244	-0.516
2	-0.567	-1.090	2.656	-0.525	-0.227
3	-0.769	-0.802	1.230	-0.160	0.084
4	-0.823	-0.714	1.258	-0.198	0.288
5	-0.676	-0.951	1.294	-0.173	0.107

노동생산성

부문	Corr (JCR, JDR)	경기편차비율	상대분산비율	Corr (JRR, JGR)	Corr (JER, JGR)
1	-0.752	-1.107	1.268	-0.178	0.162
2	-0.885	-0.962	0.812	0.219	0.184
3	-0.888	-1.231	1.428	-0.363	0.112
4	-0.866	-0.991	1.224	-0.198	0.345
5	-0.819	-1.325	1.325	-0.239	0.306

수출 비중

부문	Corr (JCR, JDR)	경기편차비율	상대분산비율	Corr (JRR, JGR)	Corr (JER, JGR)
1	0.144	1.541	4.465	-0.659	0.067
2	0.180	1.915	2.974	-0.378	0.045
3	-0.004	0.788	1.476	-0.642	0.065
4	0.019	1.503	1.800	-0.564	-0.054
5	-0.137	6.269	1.777	-0.325	-0.014
6	0.198	1.292	1.955	-0.298	0.183
7	0.039	1.330	2.800	-0.292	-0.227

제 4 장

일자리변동과 노동이동 - 제조업과 정보통신산업의 비교

제 1 절 방법론과 자료

이 장에서는 일자리변동과 피용자 노동이동의 관계를 집중적으로 검토하고자 한다. 그리고 앞의 제2장과 제3장에서는 주로 제조업과 정보통신제조업을 중심으로 해서 분석했다면 이 장에서는 분석을 정보통신서비스업으로 확장하고자 한다.

이 장에서도 ‘일자리’라는 분석적 개념은 앞의 제2장에서 서술한 대로 사업체 단위에서의 고용변동을 기초로 해서 분석적으로 정의하고자 한다. 즉 일자리는 ‘사업체 단위에서 노동자들로 채워진 고용 지위’를 나타내며, ‘피용자와 고용주의 관계 또는 결합’으로서의 일자리를 나타낸다. 따라서 일자리변동은 사업체 단위에서의 고용변동으로 측정된다. $t-1$ 기에 비해서 t 기에 고용이 증가한 사업체는 일자리를 창출한 것으로 간주되고, 감소한 경우 일자리가 감소한 것으로 간주된다.

우리는 이러한 사업체 수준에서의 일자리변동을 노동이동과 관련해서 검토할 것이다.

노동이동과 관련해서 ‘총노동이동’과 ‘총피용자이동’에 대한 정의에서부터 시작해 보자. 총노동이동(total turnover : TT)은 피용자와 고용주의 관계가 형성되고 해체되는 모든 경우를 포함한다. 즉, t 기와 $t-1$ 기

사이에 발생한 입직(TH)과 이직(TQ)의 총합을 나타낸다. 반면, 총피용자이동(Worker Reallocation or Gross Worker Flows : WR)은 노동이동을 피용자의 수를 기준으로 해서 파악하는 것이다. 즉 총피용자이동(WR)은 t기와 t-1기 사이에 고용 장소와 고용 지위가 바뀐 피용자의 수(H+Q)를 나타낸다. 고용 장소가 바뀌었다는 것은 고용된 사업체가 바뀌었다는 의미이고, 고용 지위가 바뀌었다는 것은 취업에서 미취업으로 또는 그 반대의 경우 등을 의미한다.

$$\begin{aligned} TT &\geq WR \geq JR \\ TT &= TH + TQ \\ WR &= H + Q \\ JR &= JC + JD \end{aligned}$$

TT는 노동시장에서의 이행(labor market transitions)의 총수를 나타내며, WR은 이행에 참여한 모든 사람의 총수를 나타낸다. 이 경우 일자리간 이동(job-to-job movements)은 다른 이동(예를 들어, job-to-unemployment transitions)의 두 배에 해당하는 이동을 유발한다. 두 명의 피용자가 일자리와 고용주를 바꾸는 경우, 두 번의 이직과 두 번의 입직, 두 명의 이동이 발생한다. 반면, 두 명의 피용자가 미취업과 고용을 교환하는 경우, 한 번의 이직과 한 번의 입직, 두 명의 이동이 발생한다. 또한 이동의 역전이 발생하는 경우 TT와 WR간의 차이가 발생한다. 즉 t-1기와 t기 사이에 이직한 사람이 새로 채용될 경우 TT에는 두 번의 이동이 발생한 것으로 잡히지만, WR에는 하나도 잡히지 않게 된다. 따라서 'TT-WR'은 일시해고와 리콜이 없다고 가정할 때, 일자리간 이동(job-to-job movements)을 나타내는 지표로 간주될 수 있다. 일반적으로 노동부의 『매월노동통계』 등에서 이직률이나 입직률을 계산할 때에는 WR의 개념보다는 TT의 개념에 기초해서 계산된다고 볼 수 있다. 일자리변동과 노동이동 간의 관계를 비교연구할 때에는 총노동이동보다는 총피용자이동 지표를 기준으로 해서 분석하게 될 것이다.

한편 각 지표의 연간 변동률은 개별사업체 단위의 변동률을 사업체의 종업원수를 가중치로 하여 평균하여 계산하였다. 개별사업체 단위의 변동률은 각 지표를 t-1기와 t기의 종업원수의 평균치로 나눈 값이다. 예를 들어 총피용자이동률(worker reallocation rate : WRR)은 t-1기에 특정 사업체에 종사하던 피용자가 이직하여 t기에 그 사업체에 종사하지 않는 경우의 수(Q)와 t-1기에 그 사업체에 종사하지 않았으나 새로 채용되어 t기에 그 사업체에 종사하는 경우의 수(H)를 종업원수 평균치로 나눈 값이다.

전체 피용자이동은 크게 일자리변동에 기인한 부문과 주어진 일자리에서 피용자들을 재배분하는 부문으로 구분할 수 있다. 사업체 이질성에 기인한 일자리변동에 따른 피용자이동은 사업체별로 가용한 일자리의 분포를 다르게 하는 사건과 관련된다. 시장의 성장 및 쇠퇴를 포함하는 노동수요의 공간적 분포의 변화, 기업과 산업의 구조조정, 국내와 해외에서의 경쟁구조의 변화, 사업환경과 노동비용에서의 지역별 변화 등이 첫번째 이동을 초래하는 요인들이라고 생각된다.

다음으로 주어진 일자리에 근로자들을 재배분하도록 하는 과정에서 발생하는 노동이동은 경력형성·이사·직무불만족 등에 기인하는 일자리매칭의 해소, 건강·학업·육아·가사 등의 이유로 노동시장에 들어오고 나가는 것 등과 관련된다. 특히 일자리매칭의 해소와 관련된 부문의 경우에는 고용주가 노동력의 숙련 구성을 변화시키기 위해서 고용수준은 일정하게 유지하면서도 해고와 채용을 반복하는 경우, 또는 피용자가 기존의 일자리에 적응하지 못해서 이직하고 새로운 일자리를 찾는 경우가 포함된다. 또한 이 부문에는 최초의 노동시장 진입이나 은퇴나 장애에 따른 노동시장 이탈 등 피용자의 생애주기적 선택에 따른 이동도 포함된다.

한편 앞에서 검토했듯이 일자리창출률과 일자리소멸률의 합이 일자리재배치율(job reallocation rate : JRR)이다. 전체 WRR(work reallocation rate) 중에서 JRR만큼은 일자리변동에 따른 노동이동을 나타내는 것이고, WRR-JRR은 일자리매칭의 해소와 피용자의 생애주기적 선택에 따른 노동이동을 나타내는 것으로 볼 수 있다¹⁴⁾.

그러나 JRR은 고용기회의 재편으로 직접적으로 초래된 피용자 재배치의 상한선(maximum)임에 주의할 필요가 있다. 즉 일자리변동에 따라 ‘직접적으로’ 이동해야 하는 사람 수의 상한선이다. 이는 표본 기간 내에 일자리를 줄이는 사업체에서 일자리를 잃은 피용자가 일자리를 늘리는 사업체에서 새로운 일자리를 구하는 경우가 있기 때문이다. 이 경우 일자리재배치율에서 두 번 계산되기 때문이다(일자리창출률에 한 번, 일자리소멸률에 한 번).

그러나 다른 한편으로 우리가 사용하고 있는 일자리 변동 지표는 일자리변동의 최소치라는 점에도 주의해야 한다. 이는 다음과 같은 이유 때문이다. 첫째, 사업체 내에서 서로 다른 일자리간 대체현상을 반영하지 못한다. 즉 표본기간 내에 사업체의 일자리 수가 전혀 변하지 않았다고 하더라도, 특정한 직종의 또는 직위의 일자리는 증가하고 다른 직종 또는 직위의 일자리는 감소할 수 있다. 둘째, 표본기간 내에 일자리 변동이 역전되는 경우를 찾아내지 못한다. 즉 특정기간 내에 일자리변동이 없는 사업체라고 하더라도, 그 기간 내에 일자리가 늘었다가 다시 줄어들어 처음 수준으로 복귀하는 경우를 반영하지 못한다는 것이다.

또한 모든 일자리변동이 노동수요의 구조적 변동을 나타내는 것은 아니다. 가령 개인적인 사정 때문에 일자리가 잘 매칭된 근로자가 사직을 했는데 사용자는 새로운 매칭의 생산성이 너무 낮을 것으로 판단하여 이 근로자를 대체하지 않았다고 가정해 보자. 이 경우 일자리변동은 일자리매칭(job matching)과 일자리재배치(job reallocation) 두 가지 요소를 모두 반영하는 이직의 형태를 띠게 될 것이다. 그럼에도 실제로는 이러한 사건은 일자리재배치에 의해서 초래된 피용자재배치(worker reallocation)로 계산된다.

그러나 노동이동을 요인별로 분해하기 위한 정확한 분석적 지표를 형성하기에는 자료상의 한계도 크다. 또한 위에서 언급한 한계점들이

14) WRR은 측정 기간이 길어질수록 증가하는 반면, JRR은 측정 기간이 길어질수록 감소한다. WRR의 경우는 입직과 이직이 시간이 지남에 따라서 더해지지만, JRR의 경우는 측정 기간 내에 발생했다 사라지는 단기 일자리의 경우 계산이 되지 않기 때문이다.

전체 노동이동의 경향을 크게 바꾸지는 않는 것으로 보인다. 따라서 본 연구에서는 일자리재배치율(JRR)은 피용자의 재배치율 중에서 노동수요 변동에 의해서 초래된 부분으로 간주하고자 한다.

그리고 총피용자이동률에서 일자리재배치율을 제외한 부분 WRR-JRR은 초과노동이동률(churning flow rate : CFR)이라는 개념으로 파악하고자 한다. Churning은 상대방에 대한 로얄티를 철회한다는 의미를 가진다. 즉 피용자와 고용주의 고용계약을 서로 철회한다는 의미이다. 일자리가 5% 감소한 기업에서 이직이 5% 발생하였다면 초과노동이동률은 0이다. 그러나 이직이 8% 발생하였다면 초과노동이동률은 3%이다.

$$CF = H + Q - (JC + JD) = H - JC + Q - JD = RH + RS$$

초과노동이동은 대체채용(replacement hiring : RH) 또는 대체이직(replacement separation : RS)이라는 개념으로도 이해할 수 있다. 초과노동이동은 대체채용의 두 배이다. 대체채용은 전체 채용에서 일자리창출에 따른 채용을 제외한 부분이고, 대체이직은 전체 이직에서 일자리소멸에 따른 이직을 제외한 부분이다. 초과노동이동은 대체채용과 대체이직의 합이다. 단, 개별 기업 수준에서는 초과노동이동은 대체채용의 두 배 또는 대체이직의 두 배이며 RH와 RS는 동일하다. 좀더 자세히 보자. 대체채용은 확장기업의 이직이며 축소기업의 채용이다. 예를 들어 일자리를 늘리는 사업체를 하나 생각해 보자. 이 사업체에서 일자리가 5개가 늘었다고 하자. 그런데 채용이 20번이 이루어졌다면 15번의 채용은 이직을 대체하기 위한 것이다. 이 사업체의 경우 일자리소멸은 0이고 이직은 15번 이루어진 것이다. 일자리가 증가하는 기업에서의 이직은 일자리창출을 초과하는 채용을 유발하는 초과노동이동으로 파악된다. 동일한 방식으로 일자리가 감소하는 기업에서의 채용은 일자리소멸을 초과하는 이직을 대체하기 위한 초과노동이동인 것이다. 따라서 초과노동이동은 대체채용이나 대체이직의 두 배이다.

따라서 이직을 요인별로 분석해 보면, 고용의 순변동에 기인한 이직

($|\Delta E|$)과 고용이 일정한 상태에서 산업간-기업간 근로자들의 재배분에 따른 이직(EJR)¹⁵⁾ 그리고 고용 수준이 일정하다고 가정한 상태에서 피용자의 이탈에 기인한 이직으로 구분할 수 있다. 후자를 대체이직이라고 볼 수 있다. 이는 고용변동이나 경제의 생산적 구조의 변화 또는 기업의 생성·소멸에 영향을 받지 않는 부문이며, 주로 잘못된 일자리 매칭이 해소되는 과정에서 발생한다고 볼 수 있다.

고용 수준이 일정하더라도 고용주는 특정 피용자를 더 이상 좋아하지 않게 되고, 근로자들은 자신의 일자리를 더 이상 좋아하지 않는 경우가 자주 발생한다. 따라서 피용자이동은 일자리변동을 초과하게 된다. 우리는 이직이 기업들이 적정 고용 수준을 변화시키려는 과정에서 발생한 것인지, 아니면 고용주와 피용자가 서로 고용계약을 파기하고 새로운 일자리매칭을 찾아 나선 결과인지를 분석하고자 한다. 이러한 초과노동이동 문제에 대해서는 다음 절에서 좀더 자세히 검토하기로 한다.

한편 이 장에서 사용하는 자료는 노동부의 「고용보험 DB」이다. 주로 「사업체 DB」와 고용보험 적용 대상자의 노동이동을 나타내는 「이력 DB」와 대상자의 개인 특성을 나타내는 「원부 DB」 등을 결합하고 재구성하여 사업체와 피용자 패널자료를 구성하였다. 「고용보험 DB」는 1995년 7월 이후 약 1,300만 명의 2,100만 개의 일자리(job spells)에 대한 정보를 제공하고 있다. 또한 포괄하는 사업체는 약 2002년 1월 현재 소멸된 사업체까지 포함해서 약 105만 개에 달한다.

그러나 「고용보험 DB」는 고용보험 적용 징수와 관련된 행정자료이기 때문에 일자리 변동이나 노동이동을 과대평가할 가능성이 있다. 경제적 활동을 반영한 것이 아니라 행정적인 변수의 변화를 반영할 수 있는 부문이 있기 때문이다. 특히 사업체의 생성과 소멸은 정확하게 파악하기가 매우 힘들다. 실제로 사업체가 생성·소멸되지 않고 단지 소유권의 변화나 인수·합병 등이 이루어질 경우 새로운 사업체의 생성이나 소멸로 간주될 수 있다. 또한 주소의 변경이나 사업 내용의 변경

15) 앞에서 검토한 대로 일자리재배치율은 순일자리증가율의 절대값과 초과일자리 재배치율이다($JR = |\Delta E| + EJR$).

등에 따라 새로운 사업체 ID가 부여될 경우 이것이 창업이나 소멸로 간주될 수 있다.

Tattara and Valentinin(2002)는 소유권 변화에 기인한 일자리창출 부문을 제거할 경우 총입직·이직의 5%가 감소한다고 밝히고 있다. 스웨덴 통계청(Statistics Sweden)의 경우도 행정데이터의 자료의 질을 높이기 위해 매년 25% 이상의 고용변동을 보이는 사업체를 특별 관리하기도 한다. Persson(1998)은 인구학적인 방법을 통해서 사업체를 추적함으로써 ‘가짜 창업’과 ‘가짜 폐업’ 등을 찾아내기도 하였다. 예를 들어 서로 사업체 ID가 다를 경우라고 하더라도 t년도에 A라는 사업체에 종사하던 근로자의 50% 이상이 t+1년도에 B라는 사업체에 종사하고, B사업체의 50% 이상이 A사업체 출신이라면 A사업체와 B사업체는 동일하다는 것이다¹⁶). Persson(1998)은 이러한 인구학적 방법을 활용하여 스웨덴 사업체를 추적한 결과 약 110만 개 중에서 82만 5,000개만 남았고, 25% 가량이 탈락한다고 보았다. 그러나 Piekkola and Bockerman (2000)는 이러한 방법이 주로 소규모 사업체의 생성·소멸을 과다하게 탈락시키는 경향이 있다고 비판하고, 이러한 ‘가짜 창업’ 및 ‘가짜 폐업’이 일자리변동에 큰 영향을 주지 않는다고 분석하였다¹⁷).

16) 인구학적 방법을 사용한 사업체 추적 방법을 소개하면 다음과 같다. 우선, 다음과 같은 두 조건을 생각해 보자.

$$\text{Condition A: } N_{ij}/N_i > 0.5$$

$$\text{Condition B: } N_j/N_i > 0.5$$

i= 첫 해, j=둘째 해를 나타낸다. N_i 는 첫 해의 X 사업체의 종사자수를, N_j 는 해의 Y 사업체의 종사자수를 나타낸다. N_{ij} 는 첫 번째 해에 X 사업체에, 두 번째 해에 Y 사업체에 종사하는 종사자수를 나타낸다. 이 경우 A와 B가 모두 충족될 때 사업체는 다른 ID를 가지고 있다고 하더라도 동일한 사업체로 간주한다. 또한 둘 다 충족되지 않을 때에는 완전한 폐쇄 또는 완전히 새로운 창업으로 간주한다. 한편 사라진 ID에 대해서 A만 충족된다면 분사(dispersal) 때문에 소멸된 것으로 간주하고, B만 충족된다면 더 큰 사업체에 합병된 것(merged into a larger unit)으로 간주한다. 또한 새로 만들어진 ID에 대해서 A만 충족된다면 다른 사업체로부터의 분사(dispersal)의 결과 생성된 것으로, B만 충족된다면 합병의 결과로 생성된 것(a results from mergers)으로 간주한다. 자세한 내용은 Persson(1998) 참조.

17) Albaek and Sorensen(1998)도 사업체가 다음 조건을 만족하면 지속적인 사업

본 연구에서도 「고용보험 DB」에서 이러한 인구학적인 방법을 통해서 사업체의 ‘가짜 창업’과 ‘가짜 폐업’ 등을 추적하였다. 우리의 경우도 매년 약 65만 개 사업체 중에서 매년 약 2만 개 정도가 Persson의 분류기준에 따르면 ‘가짜 창업’과 ‘가짜 폐업’으로 간주될 수 있었다. 그러나 이들 사업체가 대부분 소규모 사업체들이고 주소가 변경된 경우가 많이 발생하였다. 따라서 본 연구에서는 Persson(1998)의 기준에 맞는 것 중에서 종업원수가 50명 이상이고 주소가 동일한 경우 ‘가짜 창업’과 ‘가짜 폐업’으로 파악하였다. 이러한 사업체 수는 약 880개 정도이고 대부분 소유권 변동에 기인하는 것으로 파악된다. 한편, 주소가 변경된 경우에는 창업된 경우로 간주하였다. 지역간 이동에 따른 폐업과 창업으로 파악한 것이다.

한편 고용보험사업은 1998년 이전까지는 30인 이상 사업체만을 대상으로 하다가 1998년부터 전 사업장으로 확대되었다. 따라서 1998년에 많은 사업장이 「고용보험 DB」에 들어오게 되었고, 이에 따라서 창업일¹⁸⁾과 고용보험 가입일이 같지 않은 경우가 많이 발생할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 분석 기간을 1999년 이후로 한정하였으며, 창업일과 고용보험 가입일이 30일 이상 차이가 나는 경우는 분석대상에서 제외하였다. 즉 이미 창업한 지 오래되었는데도 뒤늦게 고용보험에 가입한 경우 종업원수를 계산함에 있어서 시간의 흐름에 따라 과대평가될 가능성이 있기 때문이다.

앞의 제2장의 분석과 다른 점은 다음과 같다. 우선 앞에서 활용한 자료는 「광공업통계조사」 자료이고 이 자료의 한계 때문에 5인 미만 소

체로 간주하였다. (1) 동일한 소유자와 동일한 사업 내용, (2) 동일한 소유자와 동일한 피고용인, (3) 동일한 피고용인과 동일한 사업, (4) 동일한 피고용인과 동일한 주소를 가진 경우. (2)의 동일한 피고용인이란 적어도 첫 해의 피고용자의 30% 이상이 남아 있거나, 2기의 피고용인의 30% 이상을 차지할 경우, (3), (4)에서는 동일한 피고용인이란 적어도 첫 해의 피고용자의 30% 이상이 남아 있고, 2기 피고용인의 30% 이상을 차지할 경우 등을 의미한다. 이러한 행정자료 활용과 관련한 데이터 문제와 관련해서는 Davis et al.(1997)의 부록 4번 참조.

18) 『고용보험 DB』에는 창업일에 관한 직접적인 정보가 없기 때문에 사업체별 최초 고용발생일을 창업일로 간주하였다.

규모 사업체가 제외되어 있고, 주요 분석에서는 창업이나 소멸사업체를 제외한 계속사업체만을 대상으로 하고 있다. 우선 소규모 사업체 문제와 관련해서 Boeri(1996)는 미국 노동력의 5%가 5인 미만 사업체에서 발견되는 반면, 이들 사업체가 전체 일자리변동의 50%를 차지한다고 주장하였다. 이들은 대부분 서비스산업에 있고 고용증가율이 높은 산업들이라는 것이다. 따라서 소규모 사업체를 제외하면 일자리변동을 과소평가하게 되고, 일자리소멸이 일자리창출보다 더 경기에 민감하다는 결론을 내리게끔 한다는 것이다. 그러나 Dunne et al.(1989)은 5인 미만 사업체의 일자리변동이 매우 격렬한 것은 사실이지만, 정규직 중심으로 볼 경우 전체 고용 규모에서 차지하는 비중이 크지 않기 때문에 전체 고용 변화에 미치는 영향은 매우 미미하다고 주장한다. 이 장의 분석에서는 5인 미만 사업체도 포괄하는 것으로 하였고 창업 및 소멸 사업체까지도 포함하는 것으로 하였다.

또한 앞의 제2장의 분석에서는 광공업으로 분석대상이 한정되어 있지만 이 장에서는 정보통신서비스산업에 대한 분석으로 확대하였다. Ritter(1994)의 경우 일자리창출과 소멸의 구조가 제조업과 여타 부문간에 큰 차이가 있음을 보여주고 있고, 전체 고용규모의 4분의 1에서 5분의 1이 되는 제조업이 일자리창출과 소멸에서의 변화에 불비례적으로 기여하고 있다고 주장하고 있다. 특히, 불황기에는 더욱 그러하다는 것이다. Meyer(1994)도 제조업은 여러 가지 측면에서 비정형적임을 주장하고 있다. 전체 서비스산업을 다 포괄하여 분석하는 것도 의미가 있겠지만 일단 분석의 명료성을 위해서 제조업과 정보통신서비스업을 비교하는 방식으로 분석하였다.

다음으로 이 장은 일자리변동 자체에 대한 분석뿐만 아니라 이를 노동이동과 관련하여 분석하게 될 것이다. 「고용보험DB」는 사업체 정보뿐만 아니라 개인들의 입직과 이직에 관한 자료가 자세하게 포함되어 있기 때문에 노동이동에 관한 매우 정확한 정보를 제공하고 있다. 즉 사업체 수준에서의 일자리변동과 피용자 개인 수준에서의 노동이동과의 관련성을 분석하는 것이 이 장의 주된 연구 주제가 될 것이다.

제 2 절 일자리변동

1. 산업별 일자리변동의 규모

기존의 연구들은 제조업 부문을 중심으로 대규모의 일자리변동을 확인하고 있다. Davis and Haltiwanger(1999)의 기존 연구 정리에 따르면, 부문이나 표본 단위에 따라 일자리창출률은 약 최소 6.0%에서 최대 14.8%, 일자리소멸률은 5.8 ~ 12.5% 정도인 것으로 나타나고 있다. 우리나라의 경우도 제2장에서 「광공업통계조사」 분석 결과 대규모의 일자리변동을 확인하였다. 일자리창출률 9.75%, 일자리소멸률 10.34% 정도로 매년 100개의 일자리 중 1개가 사라지고 1개가 새로 만들어진다는 것이다.

물론 제2장의 분석에서는 창업 및 소멸사업체를 제외한 지속사업체만을 대상으로 하였기 때문에 일자리창출률 및 소멸률이 과소평가되었을 가능성이 있다. 또한 광공업만을 대상으로 하였기 때문에 일자리변동성이 클 것으로 예상되는 서비스부문이 빠져 있기 때문에 역시 과소평가될 가능성이 있다.

이러한 점을 고려하여 「고용보험 DB」 자료를 활용하여 1999년부터 2001년까지의 일자리창출 및 소멸 추이를 연(年) 단위로 계산한 것이 <표 4-1>이다. 이 기간은 외환위기 이후 경기변동이 급격하였던 시기였고, 따라서 일자리변동도 매우 가변적인 시기였음을 고려해야 한다. 특히, 경제위기 이후 1999년에 제조업부터 크게 회복되기 시작하였고, 2000년에는 정보통신산업을 중심으로 하는 경기호황 국면이 지속되었으나 2001년에는 급격히 경기가 위축되던 시기였다. <표 4-1>은 이러한 특수한 사정을 고려하여 해석되어야 한다.

우선 기존 연구와 마찬가지로 대규모의 일자리변동을 제조업이나 정보통신산업에서 모두 확인할 수 있고, 특히 정보통신산업에서의 일자리

〈표 4-1〉 일자리 창출률과 일자리 소멸률

(단위 : %)

		JCR			JDR			NET			JRR	EJR
		창업	확장	전체	소멸	축소	전체	신규	기존	전체		
제조업	1999	5.1	12.0	17.1	3.1	6.9	10.0	2.0	5.1	7.1	27.2	20.0
	2000	4.9	9.8	14.8	3.3	6.9	10.2	1.6	2.9	4.5	25.0	20.5
	2001	3.9	6.5	10.4	2.9	9.8	12.7	1.0	-3.3	-2.3	23.1	20.8
정보통신 제조업	1999	5.3	18.8	24.2	2.3	7.7	10.0	3.0	11.2	14.2	34.1	20.0
	2000	5.1	15.7	20.8	2.1	6.1	8.2	3.0	9.6	12.6	29.1	16.4
	2001	3.1	6.9	10.1	2.6	14.7	17.3	0.5	-7.8	-7.2	27.4	20.2
정보통신 서비스업	1999	9.9	19.0	28.9	7.7	8.3	15.9	2.2	10.7	13.0	44.8	31.9
	2000	21.0	19.3	40.3	2.3	9.4	11.7	18.7	9.9	28.6	52.0	23.4
	2001	9.5	10.9	20.3	5.0	13.4	18.5	4.4	-2.6	1.8	38.8	37.0

주 : JCR= 일자리창출률, JDR=일자리소멸률, NET=순일자리증가율, JRR=일자리
재배치율, EJR=초과일자리재배치율.

변동의 규모는 정보통신제조업이 제조업의 1.2배, 정보통신서비스업이 제조업의 1.6~2.0배에 달하는 것을 볼 수 있다. 일자리창출률과 소멸률의 합인 일자리재배치율(JRR)을 보면, 제조업의 경우 23~27%인 반면, 정보통신서비스업에서는 38~52% 수준을 보이고 있다. 이에 대해서는 정보통신산업이 서비스업이기 때문에 높다는 주장이 제기될 수 있다. 그러나 본 연구에서 표로는 제시하지 않았지만, 여타 서비스업을 분석해 볼 경우에도 정보통신서비스업의 일자리변동률보다 높지 않은 것으로 나타났다. 또한 정보통신제조업의 경우도 전체 제조업보다 약간 높은 수준인 27~34%를 나타내고 있다. 정보통신산업의 경우 여타 산업에 비해서 수요나 기술 변화에 따른 일자리변동의 규모가 크다는 사실을 확인할 수 있다.

한편 총일자리재배치율에서 순일자리증가율을 뺀 초과일자리재배치율(EJR)의 경우에도 제조업에서는 20% 수준의 일정한 추세를 보여주는 반면, 정보통신서비스업의 경우 23~37%까지 상대적으로 높고 변동률도 큰 것으로 판단된다. 즉 단순한 수요변동 이상으로 부문내에 기술

의 급속한 변화가 전개됨에 따라 사업체간 이질성이 커지고 그에 따라 고용수준의 변동에 상관없이 일자리변동이 크게 전개됨을 시사하는 것이다.

즉 고용이 절대적으로 감소하는 시기인 2001년의 제조업에서도 일자리창출률은 10%를 넘었고, 정보통신서비스업의 경우에도 순일자리가 1.8%밖에 증가하지 않은 2001년에 일자리창출률은 18.5%에 달했다. 이는 경기변동에 관계없이 대규모의 동시적인 일자리창출과 소멸이 발생하고 있음을 나타낸다. 일자리변동에서 사업체간 이질성이 매우 크다는 사실을 우리나라의 경우에도 확인할 수 있음을 보여주는 것이다.

일자리창출률과 소멸률을 구분해서 보자. 제조업의 경우 일자리창출률은 10.4~17.1%, 일자리소멸률은 10.0~12.7% 정도를 나타내고 있다. 이는 제2장에서 「광공업통계조사」 분석 결과에 비해서는 높은 수준이다. 제2장에서는 5인 이상의 지속사업체를 중심으로 분석하였기 때문인 것으로 판단된다. 창업이나 소멸사업체를 제외할 경우, 「고용보험 DB」를 가지고 분석할 경우, 일자리창출률은 6.5~12.0%, 일자리소멸률은 6.9~9.8% 정도의 수치를 나타내고 있다. 이 기간이 급속한 경기팽창과 축소를 경험한 시기임을 고려할 때, 이 수치는 앞 장의 수치와 크게 다른 수치라고 생각되지는 않는다. 한편 정보통신서비스업을 볼 경우 일자리창출률이 20.3~28.9%, 일자리소멸률이 11.7~18.5% 수준이다. 정보통신제조업의 경우도 각각 10.1~24.2%, 8.2~17.3%를 나타내고 있다.

한편, 창업에 따른 일자리창출이 전체 일자리창출에서 차지하는 비중은 제조업의 경우 약 30%, 정보통신서비스업의 경우 약 30~50%로 매우 높은 편이다. 일자리소멸의 경우도 각각 제조업 30%, 정보통신서비스업의 경우 20~50% 정도로 나타나고 있다. 이 수치는 창업·폐업의 기여율이 미국 제조업의 경우 각각 15%, 23%(Davis et al, 1996), 스웨덴 제조업의 경우 각각 14%, 16%인 것(Andersson, 1999))에 비추어 보면 매우 높은 편이다. 2001년만을 볼 경우, 전체 일자리재배치율에서 창업 및 소멸이 차지하는 비율은 제조업이 29.4%이나 정보통신서비스업의 경우 38.8%로 나타나고 있다. 그러나 정보통신제조업의 경우 이 비율은 20.8%에 불과하다. 즉 정보통신제조업은 창업과 소멸이 일자리

변동에서 차지하는 비율이 상대적으로 작다고 할 수 있다. 이는 우리나라 정보통신제조업의 특수성을 반영하는 것으로 보인다. 즉 정보통신제조업이 주요 대기업 중심으로 구성되어 있고 일자리변동이 이들에 의해서 주도되기 때문인 것으로 판단된다. 이를 고려한다면 우리나라 정보통신산업에서 사업체의 생성 및 소멸에 의한 일자리변동이 적지 않다고 볼 수 있다.

물론 창업과 소멸에 따른 일자리창출 및 소멸의 경우 행정데이터에서의 측정 오류의 가능성이 많다는 한계를 가지고 있고, 행정데이터를 어떻게 가공하느냐에 따라 혹은 사업체 규모를 어느 수준부터 볼 것이냐에 따라 수치가 많이 달라진다. Davis and Haltiwanger(1999)의 지적대로, 창업과 소멸의 경우 표본설계, 표본기간, 관찰단위(기업이나 사업체), 추적자료의 연계의 질 등에 따라 큰 영향을 받는다. 그러나 우리 분석에서는 1인 이상 사업체를 모두 포괄하는 것으로 하였지만, 앞에서 지적한 대로 창업일과 고용보험 가입일 간의 차이가 30일 이상인 경우를 모두 배제하였고, 소유권 변동 등에 따른 가짜 창업과 가짜 소멸을 대규모사업체를 중심으로 추적해서 조정했으며, t기에 종업원을 가지고 있다가 t+1기에 종업원이 0명으로 되었으나 그 다음 해에 다시 종업원을 가진 경우 이를 소멸로 간주하지 않고 축소사업체로 간주하는 방식을 채택하였다. 즉 창업과 소멸을 잘못 정의해서 발생할 수 있는 일자리변동 가능성을 최소화하였다고 생각된다. 따라서 창업과 소멸의 과대평가 가능성은 그리 크지 않다고 생각한다. 즉 우리나라의 경우 다른 나라에 비해서 창업과 소멸이 일자리창출 및 소멸에서 차지하는 비중이 상대적으로 크고, 정보통신산업에서는 그 비중이 더 크다는 결론도 무리가 아니라고 판단된다¹⁹⁾.

19) 특히, 창업·소멸은 순간적인(instantaneous) 현상이 아니다. 공장은 작게 태어나고 작은 상태에서 소멸하는 경향이 있기 때문에, 고용의 진화라는 측면에서 과소평가할 수 없다. 예를 들어 좀더 장기적인 기간을 고려할 경우, 5년 단위로 생각할 경우, 창업과 폐업의 기여율은 1년 단위로 생각하는 경우보다 2배 정도 높은 것으로 판단된다.

2. 경기변동과 일자리변동

다음으로 경기변동에 따라 일자리변동이 어떻게 반응하는지를 검토해 보자. 경기변동과 일자리변동 간의 관계는 매우 논쟁적이고 중요한 주제이고 이는 이미 제3장에서 자세하게 검토되었다. 이 장에서는 주로 외환위기 이후의 과정을 간단히 검토하는 수준에서 마치고자 한다.

우선, 경기변동과 일자리변동의 관계에 대해서는 Davis and Haltiwanger(1992)가 미국 제조업에서 일자리변동이 경기역행적이라는 사실을 보고하면서 많은 논쟁을 불러일으켰다. 일자리변동이 경기변동에 역행적인 이유에 대해서 우선 앞에서 제기한 창조적 파괴가 불황기에 더 급격하게 이루어진다는 설명이 있다. 공장간 일자리변동의 이질성은 불황기에 더욱 증가한다고 분석한 Andersson(1997)의 설명에 따르면, 미시적 수준에서의 성장과 기술 채택은 매우 이질적이고 복잡한 과정이며, 많은 실험적 요소와 불확실성으로 둘러싸여 있는데, 새로운 기술과 생산방법을 실험하는 것의 기회비용이 경제불황기에는 상대적으로 작고, 이 사실이 또 기업에게는 생존에 매우 중요한 요소로 작용한다는 것이다. 그 결과 불황기에 일자리변동이 크게 된다는 주장이다.

반면에 Boeri(1996)의 경우, 미국에서 일자리변동이 경기역행적인 이유로 고용보호제도가 약하기 때문이라고 설명한다. 미국의 경우, 불황기에는 조정비용(해고비용)이 더 작기 때문에 사용자 주도의 일자리 소멸이 확대되는 것으로 보고 있다. Garibaldi(1998)의 경우도 광범한 고용보호는 일자리소멸 대비 일자리창출의 상대적 가변성을 증대시키고 일자리변동을 더 경기순응적인(pro-cyclical) 것으로 만든다고 지적하고 있다.

일자리변동이 경기역행적이라는 분석은 대부분 일자리소멸이 경기역행적이고 일자리창출이 경기순응적인데, 일자리소멸이 일자리변동을 주도하기 때문에 일자리변동은 경기역행적으로 된다는 것이다. 과연 우리나라의 경우에도 불황기에 일자리소멸이 더 많아지고, 이것이 창조적 파괴의 현상이 강화되어서 그런 것인지 아니면 고용보호제도가 약해서 그런지에 대한 검토는 사실 좀더 많은 자료를 가지고 엄밀히 검토되어

야 할 과제이다. 이 절에서는 그러한 현상에 대해서 제조업과 정보통신 산업을 비교하면서 검토하는 수준에 그칠 것이고, 다음 장에서 좀더 체계적으로 분석하게 될 것이다.

한편 이 장에서는 분석대상 기간이 매우 짧은 기간이기 때문에 경기 변동과 일자리변동 간의 관계를 체계적으로 보는 것은 불가능하다. 다만, 이 기간이 앞서서도 언급했듯이 급속한 경기팽창과 경기위축을 동시에 경험한 시기이기 때문에, 경기변동에 따른 일자리변동의 반응을 부분적으로 검토하는 것은 가능하다고 판단된다.

우리나라의 경우 경제위기 이후만을 볼 경우, 전반적으로 일자리소멸과 일자리창출이 모두 경기변동에 민감하게 반응하는 것으로 나타나고 있다. 단, 제조업의 경우 일자리소멸률은 경기에 큰 영향을 받지 않은 반면, 일자리창출률은 제조업 경기가 좋았던 1999년이 경기가 침체국면에 접어들었던 2001년에 비해 크게 높았다. 그 결과 제조업의 경우, 일자리재배치율은 경기순응적인 형태를 보이고 있다.

반면 정보통신제조업의 경우, 일자리창출과 일자리소멸 모두 경기변동에 민감하게 반응하는 것으로 나타났고, 정보통신제조업의 경우에도 거의 마찬가지로 정보통신산업 경기가 좋았던 2000년에는 일자리창출률이 크게 증가한 반면, 경기가 나빠지는 2001년에는 일자리소멸률이 크게 증가하였다. 즉 일자리창출은 경기순응적(pro-cyclical)이고, 일자리소멸은 경기역행적(counter-cyclical)이라고 볼 수 있다. 경기가 좋을 때 일자리변동은 일자리창출이 주도하고, 경기가 나빠질 때 일자리변동은 일자리소멸이 주도한다고 볼 수 있다. 그 결과 일자리변동률(JRR)도 경기가 좋은 2000년에 가장 높았고 2001년에 가장 낮아 경기순응적인 형태를 취하는 것으로 나타났다. 이는 결론적으로 일자리소멸보다는 일자리창출이 일자리재배치율을 결정하는 것으로 해석할 수 있다. 불황기에 일자리변동률이 감소한 것은 일자리소멸의 증가보다는 일자리창출의 감소에 기인하는 것으로 나타나고 있기 때문이다. 따라서 외환위기 이후 몇 년간 전반적으로 일자리변동은 일자리창출에 의해서 주도되었고, 이러한 현상은 정보통신산업에서도 뚜렷하게 전개되었다고 판단할 수 있다.

이러한 분석 결과는 미국 제조업의 경우 일자리창출보다 일자리소멸이 경기변동에 더 가변적이고 일자리변동률은 경기역행적이라고 분석한 Davis, Schuh, and Haltiwanger(1997)의 분석 결과와는 다른 모습을 보여주는 것이다.

미국의 제조업을 대상으로 한 이러한 연구 결과에 대해서 우선 Foote(1998)는 미국 제조업이 고용 규모가 절대적으로 줄어드는 산업이기 때문이라고 지적하고 있다. 즉 성장하는 부문에서는 일자리창출의 변동성이 더 크다고 주장하였다. 그는 성장산업인 서비스부문에서 일자리창출의 표준편차가 일자리소멸의 표준편차보다 더 크다는 점을 보여주고 있다. 또한 Boeri(1996)도 일자리변동이 경기역행적일 것이라는 대부분의 연구들이 대규모 사업체가 집중해 있는 제조업체만을 대상으로 연구했기 때문이라고 의문을 제기하였고, Bingley et al.(1999)도 제조업의 경우 대부분의 국가에서 고용이 감소하고 있고, 따라서 이 부문은 경제 전체의 일자리창출을 저평가하고 경제 전체의 일자리소멸을 과대평가할 수 있는 가능성을 지적하고 있다²⁰. 반면, Mortensen and Pissarides(1994)는 “경제가 부의 총수요 충격을 받을 경우 저생산성 일자리는 이윤율이 떨어지며, 즉각적으로 사라지게 된다. 반면 양의 총생산성 충격이 있는 이후의 일자리 증가는 매우 점진적인 과정(a time-consuming matching process)이기 때문에 점진적인 형태를 띠게 된다. 따라서 일자리소멸이 일자리창출보다 더 가변적이다”라고 주장하였다. 그러나 이러한 설명은 경제위기 이후 우리나라에 그대로 적용되기는 힘든 것으로 판단된다.

우리나라의 경우 경제위기 이후 전반적으로 경기가 좋아지면서 일자리창출이 일자리변동을 주도하였고, 그 결과 일자리변동이 경기순응적인 형태를 취하게 된 것으로 판단된다. 일자리변동의 경기순응성을 설명하는 요인으로 높은 해고비용이 지적되기도 한다. 미국의 경우 일자리소멸이 경기역행적인 것은 해고와 고용주 주도의 이직이 자유스럽다는 것을 의미한다는 지적도 있다(Salvanes). 해고비용이 상대적으로 높

20) Arai and Heyman(2000)는 임시직의 경우 일자리재배치율이 경기순응적인 반면, 제조업 정규직의 경우 일자리재배치율이 경기역행적이라는 사실을 밝혔다.

다면 일자리변동은 경기순응적일 수도 있으나, 이러한 요인은 크게 작용하지는 않는 것으로 판단된다. 왜냐하면 우리나라의 경우 경제위기 이후 정리해고가 상대적으로 자유스러워졌기 때문에 높은 해고비용이 일자리소멸을 크게 억제한 것으로 판단되지는 않는다.

<표 4-1>에서도 파악되었듯이 경기가 후퇴한 2001년에 일자리소멸률 자체는 증가한다. 특히 정보통신서비스업의 경우, 초과일자리재배치율(EJR)이 경기불황기인 2001년에 오히려 크게 증가하고 있다. 이는 고용수준 조정에 필요한 일자리재배치율 이상으로 일자리 조정이 많이 이루어졌음을 의미한다. 단, 경제위기 이후 일자리변동의 변화에서 주도적인 요인이 일자리창출이었다는 점이다. 또 이러한 현상은 피용자 이동을 설명하는 데 있어서도 호황기에는 일자리변동 특히 일자리창출이 더 중요한 설명요인으로 작용함을 시사하는 것으로 판단된다. 물론 경제위기 이후 2~3년간은 매우 특수한 시기였음에도 주의를 해야 할 것이다.

3. 일자리변동의 집중성

다음으로 일자리창출과 소멸이 어떻게 분포되어 있는지를 검토해 보자. 일자리창출 및 소멸이 소수의 사업장에서 대규모로 발생하느냐 아니면 많은 사업장에서 소규모로 발생하느냐의 문제는 노동시장과 지역경제에 큰 함의를 가진다.

예를 들어 3%의 고용 감소가 일어났다는 것은 거의 모든 사업체의 고용이 3% 줄어드는 방식으로 초래될 수도 있고, 대부분의 기업들의 고용수준이 변하지 않은 상태에서 3% 이상의 대규모 인원축소를 한 소수의 사업체들에 의해서 초래될 수도 있다. 전자의 경우 일상적인 피용자의 이동을 통해서 일자리소멸의 충격을 흡수할 수 있는 반면, 후자의 경우 일자리소멸이 실업이나 노동시장으로부터의 이탈로 연결될 수 있다. 일자리창출의 경우도 마찬가지로 소수의 사업체에서 집중적으로 일어나는 경우 노동력 부족이나 수급불일치 현상 등으로 인해 경제 성장의 발목을 잡을 수도 있다.

또한 일자리창출·소멸이 집중될 경우 지역경제에 미치는 영향은 더

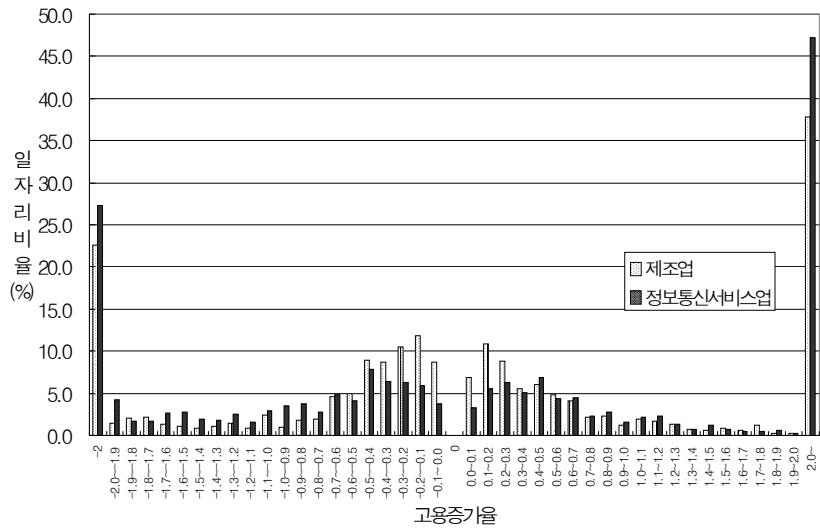
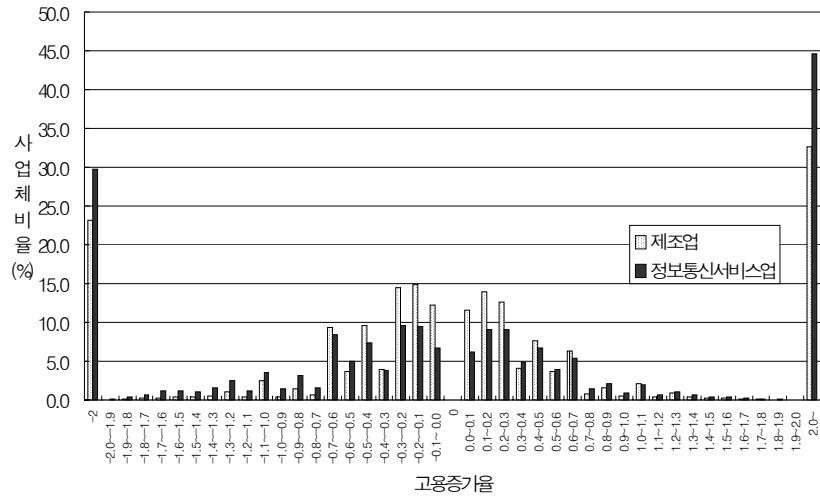
욱 커진다. 특히 지역경제에 미치는 영향은 제조업이나 대규모사업체를 가진 산업에서 더욱 중요하다. 특정 대규모 사업체에서 대규모의 일자리소멸이 발생할 경우 개별근로자들이 느끼는 일자리상실의 부담은 더욱 커진다. 또한 한 사업체에서 대규모 일자리창출이 이루어질 경우 그 지역경제가 노동자와 그 가족의 유입으로 교육, 주택, 도로 등을 제공해야 하는 부담을 감당해야 한다²¹⁾.

기존의 연구들은 대부분의 일자리창출과 소멸이 상당히 집중되어 있음을 보고하고 있다. Caballero et al.(1997), Davis and Haltiwanger (1999) 등은 미국 제조업에서 총일자리변동은 높은 고용증가율 또는 고용감소율을 가지고 있는 몇몇 소수의 공장들에 집중되어 있음을 잘 보여주고 있다. 고용변동의 분포는 매우 이질적이고, 두터운 꼬리(fat tail)를 가진 분포를 하고 있다는 것이다. 미국 제조업의 경우 일자리소멸의 3분의 2가 20% 이상 일자리가 줄어든 공장에서 발생하고 있는 것으로 분석되고 있다. Andersson(1997)도 스웨덴 제조업의 경우 창출의 60%, 소멸의 50%가 20% 이상의 고용변동을 경험한 사업체에서 발생하였다고 분석하였다.

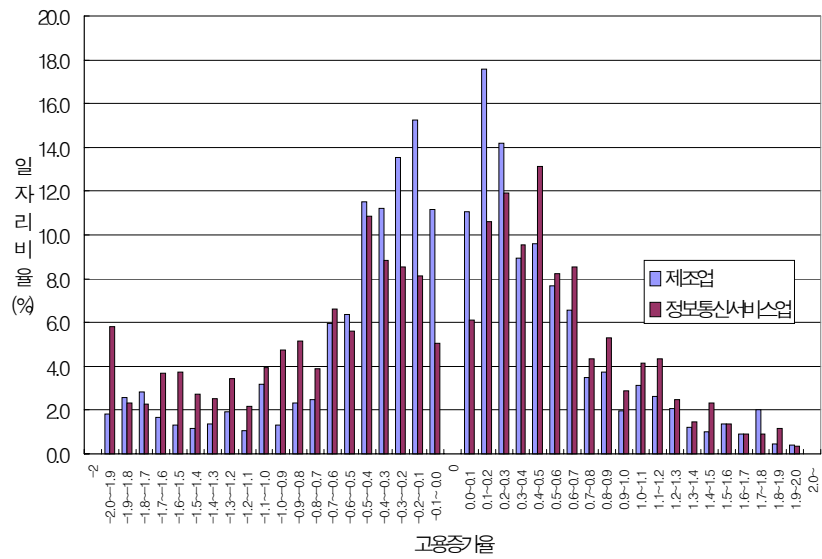
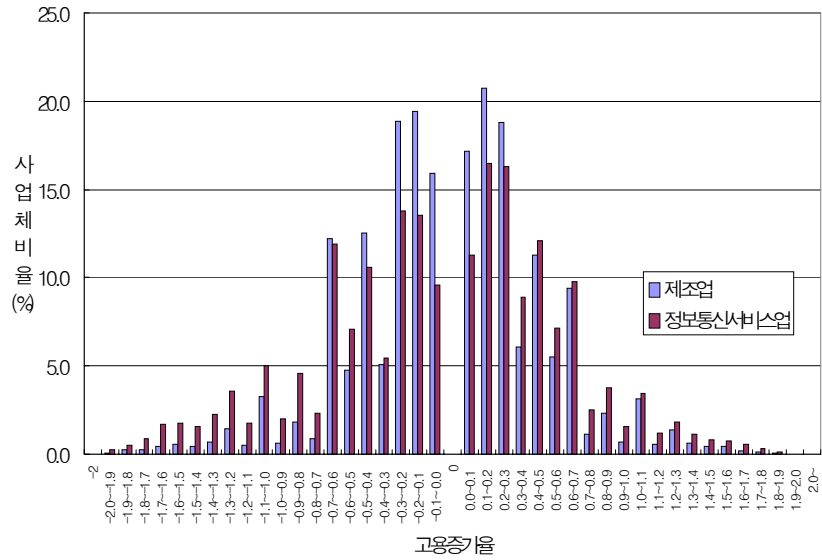
우리의 경우도 상당한 정도의 집중성이 나타나는 것으로 판단된다. 특히 정보통신서비스업의 경우 집중성의 정도는 더 심한 것으로 나타나고 있다. 일자리의 집중성 문제는 제2장에서도 검토하였지만, 이 장에서는 「고용보험 DB」 자료를 가지고 검토해 보기로 한다. [그림 4-1]~[그림 4-2]와 <표 4-2>는 제2장에서 사용한 방법론대로 일자리창출과 소멸의 집중성 정도를 보여주고 있다. 분석대상 기간은 2001년에 한정해서 검토한 것이다. 분석 결과는 제조업의 경우 대체로 제2장에서 「광공업통계조사」 자료를 활용한 결과와 비슷한 것으로 나타나고 있다.

21) 일자리창출·소멸이 집중적이라는 이야기는 이론적으로 노동이나 다른 생산요소들을 조정하는 데 고정비용의 역할이 중요하다는 점을 시사한다. 이는 동태적 노동수요에 관한 불룩한 조정비용 함수(convex adjustment costs) 이론이 사업체 수준에서는 잘 맞지 않는다는 점을 시사한다. 여기서 조정비용은 공장의 생산공정을 더 큰 규모로 또는 더 적은 규모로 조정하고자 할 때, 산출의 손실로부터 발생하는 것이다.

(그림 4-1) 고용증가율에 따른 사업체 및 일자리변동의 분포



(그림 4-2) 고용증가율에 따른 일자리변동의 분포 : 창업 및 소멸업체 제외



[그림 4-1]에서 정보통신서비스산업과 비교해서 볼 경우 일자리의 집중성은 정보통신서비스업에서 높은 것으로 나타나고 있다. 제조업의 경우 일자리증가율의 절대값이 낮은 부문에 상대적으로 사업체나 일자리가 더 많이 몰려 있는 것을 알 수 있고, 정보통신서비스업의 경우 상대적으로 일자리증가율의 절대값이 큰 부문에 더 많이 몰려 있음을 알 수 있다. 이는 창업이나 소멸사업체를 제외하고 검토할 경우에도 똑같다(그림 4-2).

<표 4-2>는 [그림 4-1]을 일자리증가율 구간별로 재정리한 것으로 일자리창출량과 소멸량 총량이 소규모·중규모·대규모의 고용조정 그룹에 의해서 이루어진 비율을 보여주고 있다. 창업과 폐업에 따른 일자리창출·소멸을 포함할 경우 제조업에서는 전체 일자리소멸량의 약 80%가 일자리소멸률이 20%²²⁾ 이상인 사업체들에서 발생하고 있으며, 정보통신서비스업에서는 일자리소멸량의 90%가 일자리소멸률이 20% 이상인 사업체에서 발생하는 것으로 나타나고 있다. 소멸사업체를 제외할 경우에도 제조업은 일자리소멸량의 75%, 정보통신서비스업에서는 87%가 여전히 고용감소율이 20% 이상인 사업체에 발생하고 있다.

2001년의 경우, 평균 1년 이직률이 제조업의 경우 26%, 정보통신서비스업의 경우 33% 수준임을 감안할 때 일자리소멸이 20% 이상인 사업체에서 이렇게 많이 발생하고 있다는 사실은 정상적인 피용자의 이직만으로는 일자리변동을 설명하지 못한다는 점을 시사한다. 이는 일자리소멸이 노동자에게는 급격한 방식으로 다가오는 일자리상실(job loss)일 가능성이 높다는 것을 의미한다. 즉 1년 단위로 측정되는 일자리소멸의 대부분이 노동자의 관점에서 보는 일자리상실(job loss)을 나타내는 것으로 볼 수 있다.

한편 제2장에서 분석한 것과 마찬가지로 일자리소멸의 집중성이 더 큰 다른 나라와 달리 일자리소멸과 일자리창출의 집중성이 거의 비슷

22) 여기서 사용하고 있는 증가율 개념 g 는 t 기의 고용 E_t , $t-1$ 기의 고용을 E_{t-1} 이라고 할 때 $g = (E_t - E_{t-1}) / ((E_t + E_{t-1}) / 2)$ 로 계산된 것이고, 이는 통상적인 고용증가율 G 와 $G = 2g / (2 - g)$ 의 선형 관계를 가지고 있다. 따라서 20%의 고용증가율은 통상적인 고용증가율 24.4%에 해당된다.

〈표 4-2〉 일자리창출과 일자리소멸의 집중성

• 전체사업체

(단위 : %)

		[-2, -1]	[-1, -0.2]	[-0.2, 0]	[0, 0.2]	[0.2, 1]	[1, 2]
사업체	제조업	29.2	43.7	27.2	25.6	37.2	37.3
	정보통신서비스업	43.2	40.5	16.3	15.4	34.4	50.3
일자리	제조업	37.3	42.3	20.4	17.8	35.0	47.2
	정보통신서비스업	51.0	39.4	9.6	8.8	33.7	57.5

• 지속사업체

(단위 : %)

		[-2, -1]	[-1, -0.2]	[-0.2, 0]	[0, 0.2]	[0.2, 1]	[1, 2]
사업체	제조업	7.8	56.8	35.3	37.9	55.2	6.9
	정보통신서비스업	19.2	57.7	23.2	27.8	62.0	10.2
일자리	제조업	18.9	54.7	26.4	28.6	56.2	15.2
	정보통신서비스업	32.6	54.2	13.2	16.7	63.8	19.5

한 것으로 나타나고 있다. 우리나라의 경우 일자리창출도 일자리를 크게 증가시키는 사업체에서 더 많이 이루어진다는 것이다. 일자리창출의 경우에도 20% 이상의 고용증가율을 경험하고 있는 사업장에서 높게 나타나고 있다는 점은 일자리창출의 경우에도 일자리 수급의 병목현상을 초래하거나 지역 노동시장에서 인력수급 불균형을 초래할 가능성이 있다.

이러한 양 측면에서의 일자리의 집중성은 우리나라 노동시장에서 일자리변동이 노동시장에서의 수급 불균형을 초래할 가능성이 매우 높다는 것을 시사한다. 한쪽에서는 구조적인 실업이 발생하고, 다른 한쪽에서는 인력부족 현상이 발생할 가능성이 높다는 것이다.

4. 일자리변동의 지속성

일자리 변동 또는 사업체간-산업간 일자리의 재배분은 구조적인 현상이 아니라 일시적인 현상일 수도 있다. 즉 전체 일자리총량 자체의 변화보다는 채워지지 않은 공석 일자리의 규모가 조정되는 것을 반영할 수 있다. 만일 일자리변동이 후자의 의미를 가진다면, 일자리변동은 경제의 구조적 변화를 반영하는 것이라기보다는 일시적인 해고와 재채용의 반복이 초래한 현상이라고 볼 수도 있다. 따라서 일자리창출·소멸의 지속률이 낮다면 일자리변동은 일시적인 해고와 재채용을 통해서 일자리변동의 충격을 흡수할 수 있을 것이다. 그러나 일자리변동의 지속률이 높다면 장기적인 미취업이나 피용자의 공장간 이동 등을 초래할 것이다.

일자리창출·소멸의 지속률이 높다는 것은 일자리 조정비용이 크거나 임시직이나 계약직의 활용 비중이 낮을 경우 나타날 가능성이 높다. Andersson(1997)은 스웨덴의 경우 지속률이 높은 이유로 스웨덴에서 고용 조정비용이 크거나 미국에서 임시계약의 비중이 높기 때문일 것이라고 보았다.

또한 일자리창출지속률과 소멸지속률이 크게 차이가 나고, 소멸지속률이 더 높다는 것은 다운사이징 과정이 더 점진적이라는 것을 의미하고, 고용이 지속적으로 축소하고 있다는 사실을 반영하는 것으로 판단된다. 일자리창출보다는 일자리소멸이 더 점진적이라는 이야기는 해고비용이 높아서 해고보다 사직을 더 활용한다는 점을 시사한다.

<표 4-3>은 1999년에 만들어진 일자리의 1년 지속률 및 2년 지속률을 계산한 것이다. 제조업에서 일자리창출의 1년 지속률은 약 78.3%로 앞의 제2장의 수치에 비해서 약 15% 가량 높게 나오고 있다. 제2장의 경우 20년간의 장기 자료에 기초한 것이고, 우리의 분석대상 기간은 매우 제한적인 기간이라는 점에서 직접적으로 비교하기는 어렵다고 생각된다. 또한 우리의 분석대상 기간이 외환위기 이후 제조업의 경기가 상대적으로 좋았던 시기라는 점도 작용했던 것으로 보인다.

한편 일자리창출지속률은 일자리소멸지속률보다 낮은 것으로 나타나

〈표 4-3〉 일자리창출과 일자리소멸의 지속률

(단위 : %)

		일자리창출지속률		일자리소멸지속률	
		1년	2년	1년	2년
제 조 업		78.3	63.5	87.3	83.7
	창업/소멸사업체	80.2	68.4	83.6	78.5
	확장/축소사업체	77.4	61.4	95.5	95.1
정보통신서비스업		71.4	58.6	92.4	90.6
	창업/소멸사업체	80.3	65.7	86.2	83.0
	확장/축소사업체	66.7	55.0	99.0	98.8

고 있다. 이는 앞서도 지적했듯이 제조업과 같이 일자리가 지속적으로 줄어드는 경향을 반영하는 것으로 판단되고, 인위적인 해고보다는 자발적 이직과 같은 형태로 인력을 계속 줄여나가는 현상을 반영하는 것으로 판단된다.

또한 새로 창업한 사업체의 일자리지속률이 기존 사업체에서 만들어진 일자리의 지속률보다도 높은 것으로 나타나고 있다. 그러나 <표 4-4>를 보면, 업력(業歷)이 길어질수록 일자리창출지속률은 증가하는 것으로 나타나고 있다. 즉 새로 창업한 사업체의 일자리창출지속률은 창업 직후에는 높지만 그 이후 2~3년간 낮아졌다가 다시 높아지는 추세를 보이는 것으로 판단된다.

한편 정보통신서비스업의 경우 일자리창출지속률은 제조업에 비해서 현저하게 낮고 일자리소멸지속률은 제조업에 비해서 현저하게 높다. 또한 <표 4-4>에서 볼 때 제조업의 경우 일자리지속률이 사업체 규모가 커지거나 업력이 증가할 경우 커지는 경향이 있는 반면, 정보통신서비스업의 경우 사업체 규모나 업력과 상관관계가 거의 없음을 알 수 있다.

특히 정보통신서비스업의 경우 100인 이상 사업체이고 업력이 6~15년인 사업체에서 일자리창출지속률이 현저하게 낮은 것을 알 수 있다. 반면 일자리소멸지속률은 상대적으로 중규모 사업체와 업력이 긴 사업체에서 높은 것으로 나타나고 있다. 이러한 현상들은 정보통신산업의 경우 2000년 호황으로 1999년에서 2000년간에 갑자기 종업원수가 늘어

〈표 4-4〉 규모별·업력별 일자리창출과 일자리소멸의 지속률

(단위 : %)

		1년 일자리 창출지속률	2년 일자리 창출지속률	1년 일자리 소멸지속률	2년 일자리 소멸지속률
제조업	1~9인	76.1	63.5	87.1	84.1
	10~29인	75.0	60.5	87.2	83.7
	30~99인	78.2	63.4	84.5	80.2
	100~499인	77.9	63.5	88.2	84.7
	500인 이상	89.8	68.5	88.9	84.8
	0인	80.2	68.4		
	1인	72.6	57.8	87.7	85.2
	2~3인	73.1	59.6	85.3	80.7
	4~5인	74.4	60.4	86.7	83.3
	6~10인	76.7	61.0	85.3	81.8
정보통신 서비스	11~15인	76.2	60.6	84.0	80.0
	16인 이상	82.9	64.8	89.3	85.3
	1~9인	78.1	63.0	86.8	84.3
	10~29인	83.8	70.2	80.3	77.0
	30~99인	84.5	72.8	96.0	94.8
	100~499인	56.7	48.3	96.2	94.3
	500인 이상	63.9	45.5	85.8	85.8
	0인	80.3	65.7		
	1인	71.9	59.5	87.9	86.1
	2~3인	77.7	71.1	83.7	81.3
4~5인	72.5	63.8	86.7	83.3	
6~10인	44.1	34.4	82.8	79.7	
11~15인	43.5	39.9	93.2	93.0	
16인 이상	67.8	51.5	98.1	97.1	

가 늘어난 사업체들이 2000~2001년간 정보산업 불황에 접어들어 갑자기 인력을 줄인 경우가 많았고, 이들은 대부분 인력규모가 100~500인 정도의 중규모 업체들이 많았다. 또한 최근까지 정보통신산업의 불황이 지속되면서 인력을 늘리지 않고 있는 현상도 이러한 수치를 초래하게 된 원인이라고 생각된다. 즉 2000년 경기호황에 따라 정보통신서비스업을 중심으로 만들어진 일자리는 지속률이 그리 높지 않고, 그 과정에서 사라진 일자리들도 쉽게 회복되지 못하고 있음을 알 수 있다.

제 3 절 피용자이동

앞 절에서는 사업체간 일자리가 어떻게 재배분되는지를 검토하였다. 이 절에서는 피용자의 이동과 이러한 이동이 일자리변동과 어떠한 관계를 가지는지를 검토하고자 한다. 특히 제조업과 정보통신산업에서 일자리변동과 피용자 이동 간의 관계의 구조가 서로 다른가를 검토하고자 한다.

경제 전체적으로 일자리를 창출하는 것은 여러 가지 의미에서 중요하다. 또한 과도한 일자리소멸도 고통스러운 것이지만, 진화하는 경제에서 저생산성 일자리는 끊임없이 더 생산적인 일자리로 대체될 필요가 있다. 피용자이동의 경우에도 마찬가지로 맥락에서 검토될 수 있다. 과도하게 근로자들이 기존 일자리에서 이직하게 될 경우 직업특수적인 인적자본이 손실되기 때문에 경제적 성과가 나빠질 수 있다. 그러나 적절한 수준의 피용자이동(worker reallocation)은 노동자와 일자리 간의 효율적인 매칭을 확보하기 위해서 중요하다. 그러나 적절한 수준의 일자리변동과 피용자이동의 규모를 추정하는 것은 쉽지 않다. 단지 일자리변동과 피용자이동의 관계에 대한 분석을 통해서 어떠한 조건이 이러한 적정 수준을 보장할 수 있는지를 파악할 수 있을 뿐이다.

여기서 일자리변동과 피용자이동 간의 관계에 대해 다음과 같은 문제를 생각해 보자. 동시적 일자리창출·소멸과 마찬가지로 동시적인 채용과 이직이 발생하는가. 즉 일자리를 줄이는 사업체에서 채용이 이루어지고 일자리를 늘리는 사업체에서도 이직이 많이 발생하는가. 피용자의 이동 중에서 어느 정도가 일자리변동과 관련이 되는가. 피용자이동률이 같다고 하더라도, 일자리변동과 맺는 관계는 서로 다를 수도 있다. 만일 정보통신산업이 제조업보다 피용자이동률이 높다면, 이것이 사업체의 변동에 따른 일자리변동에 기인한 것인가, 아니면 고용주의 인사정책이나 피용자의 이직행위의 차이에 기인하는 불완전한 일자리매칭

을 해소하는 과정에서 발생하는 초과노동이동에 기인하는 것인지를 구분해 볼 수 있을 것이다.

1. 동시적 채용 및 이직

노동이동과 일자리변동 간의 관계에 대한 분석은 기존의 공급 측면 중심의 피용자의 노동이동에 대한 인식의 폭을 넓혀줄 수 있을 것이다. 기존의 많은 노동이동 관련 연구들은 일자리변동(job flows)과 피용자 이동(worker flows)을 동일한 수준에서 파악하는 경향이 있다. 그러나 Abowd et al.(1999), Hamermesh et al.(1996)이나 Lane et al.(1996) 등은 이미 일자리를 줄이는 고용주들이 채용에 나서고 있고 일자리를 늘리는 기업들이 해고를 하고 있다는 사실을 밝히고 있다.

Abowd et al.(1999)는 프랑스의 경우 1987~90년간 1년에 하나의 일자리가 만들어지는 것은 2명이 이직하고 3명을 채용하는 것과 같고, 1년에 하나의 일자리가 사라지는 것은 2명이 이직하고 1명을 채용하는 것과 같다는 사실을 밝혔다. 또한 어떤 사업체에서 고용을 변동시킬 때 이직률을 변화시키기보다는 채용률을 변화시킴으로써 고용 수준을 조정하고 숙련별 차이를 통제하더라도 채용과 이직이 상당한 규모로 동시에 발생한다는 점을 밝혔다. Hamermesh et al.(1994)의 경우, 고용이 증가하지 않는 기업에서 채용의 절반이 이루어지고, 고용이 줄어들지 않는 기업에서 이직의 절반이 이루어진다는 점을 보였다. 또한 대부분의 해고가 채용하는 기업에서 이루어지며, 기업 내에서의 근로자의 흐름은 기업 간 흐름에 비해서 작다는 점도 보여주었다.

<표 4-5>에서 우리의 경우 제조업은 총노동이동률(TTR)이 80% 전후를 기록하고 있고, 정보통신서비스업의 경우 100% 이상인 것으로 나타나고 있다. 즉 「고용보험 DB」가 일용직 등을 제외하고 있음에도 이렇게 높은 수치가 나온 것은 우리나라는 노동이동이 매우 잦은 나라라는 상식적인 견해를 다시 확인하는 것이다.

한편 총노동이동률(TTR)이 아닌 피용자 기준의 이동을 나타내는 총 피용자이동률, 즉 피용자재배치율(WRR)은 제조업이 50%대, 정보통신

제조업이 60%대, 정보통신서비스업이 70%대를 기록하고 있다. 즉 100개의 일자리 중에서 제조업의 경우 50개, 정보통신제조업의 경우 60개, 정보통신서비스업의 경우 70개가 매년 일자리매칭이 형성되거나 해소된다고 볼 수 있다.

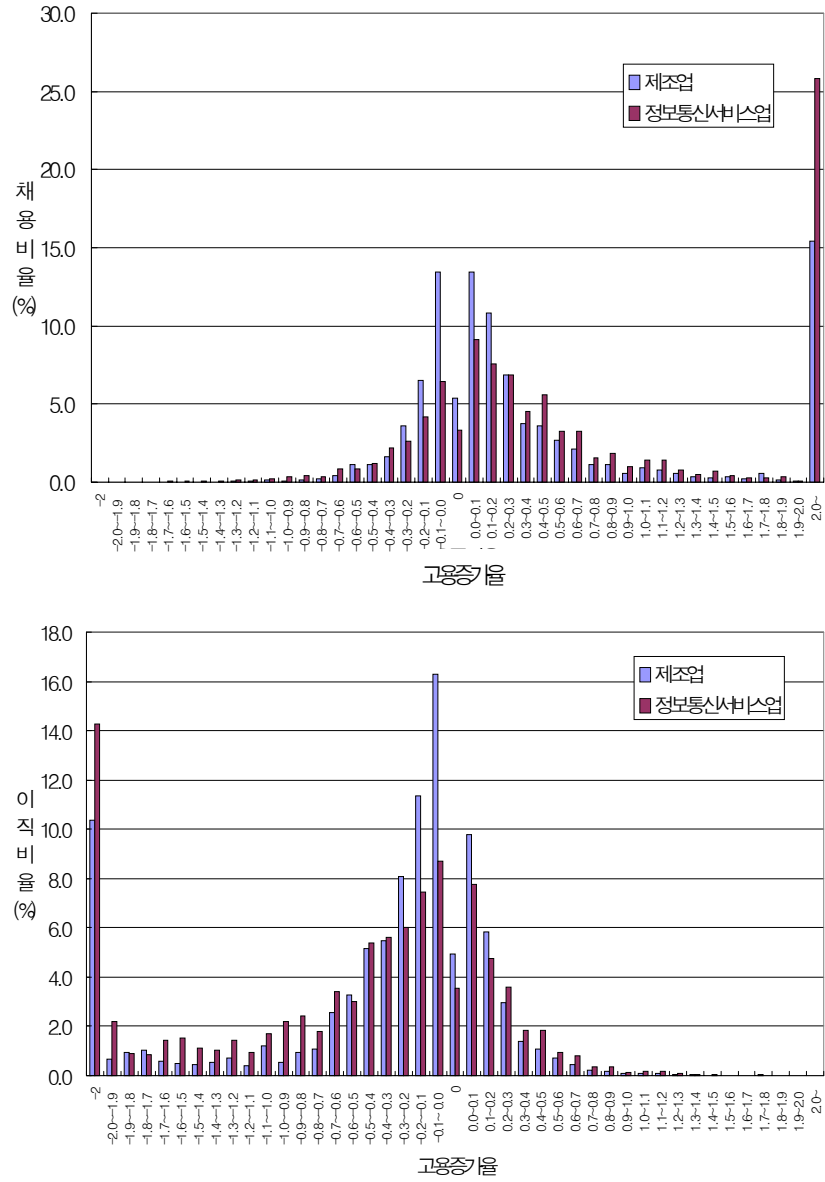
피용자재배치율(WRR)을 채용률(HR)과 이직률(QR)로 구분해서 보자. 제조업의 경우 채용률은 25~33%, 이직률은 26~27% 정도이고, 정보통신서비스업은 채용률 37~45%, 이직률 30~35% 정도 수준인 것으로 나타나고 있다. 또한 일자리가 절대적으로 감소한 2001년 제조업의 경우 채용률이 25%가 넘고, 일자리증가율이 1.8%에 불과했던 2001년 정보통신서비스업의 경우에도 채용률이 전체 노동력의 37%를 넘어서고 있다는 점에서 우리나라의 경우에도 동시적인 채용과 이직이 확인되고 있다고 볼 수 있다.

그러나 여타 국가들과 상대적으로 비교할 경우 경기 호황과 불황기를 상대적으로 비교할 경우, 확장사업체와 축소사업체의 채용과 이직의 상대적 비율을 비교할 경우, 동시적인 채용과 이직의 정도는 우리나라가 상대적으로 적은 것으로 판단된다. 이 점에 대해서 좀더 자세하게 살펴보자.

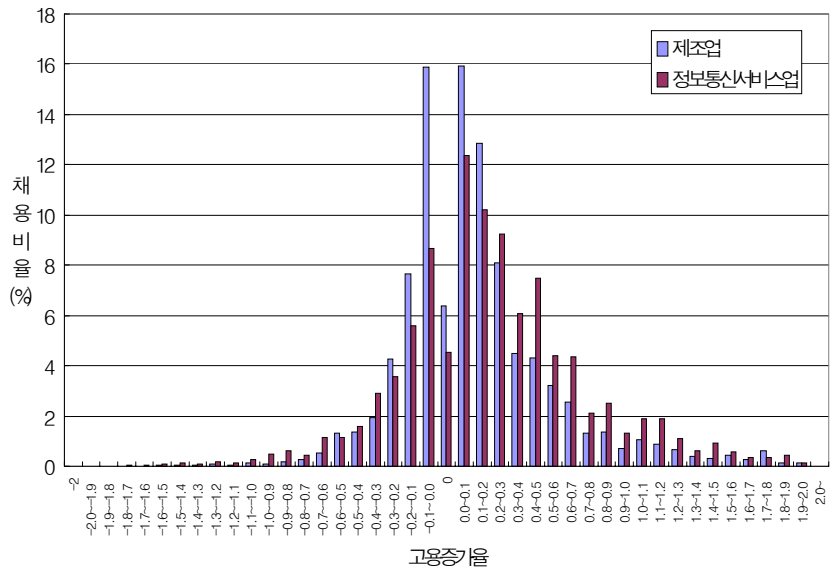
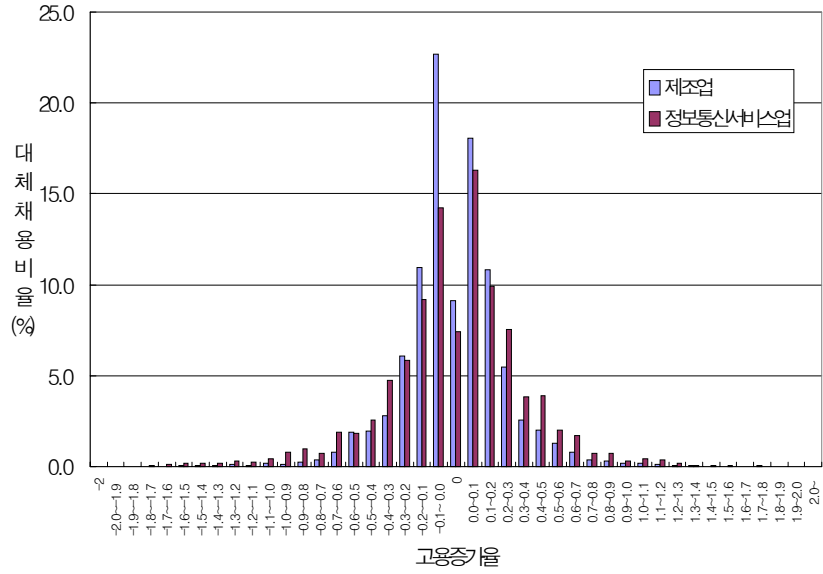
2001년 제조업의 경우, 전체 채용의 34% 정도가 (25.4% 중에서 8.7%) 고용을 늘리지 않은 사업체에서 발생했고, 전체 이직의 28.2%가량이 확장사업체에서 발생하였다. 반면, 2001년의 정보통신서비스업을 볼 경우, 전체 채용의 25.9%가 고용을 줄이는 사업체에서 발생하였고, 전체 이직의 25% 정도가 고용을 늘리는 사업체에서 발생했다.

이러한 수치는 Hammermesh et al.(1994)의 경우와 비교해 볼 때, 동시적 채용과 이직의 비율은 낮은 편이다. 그러나 Albaek and Sorenson (1998)에 비하면 그렇게 낮은 수치도 아니다. 전자의 자료가 주로 제한된 표본에 의존한 자료이고 후자의 자료가 좀더 체계적이라는 점에서 비교대상은 오히려 후자와 이루어져야 할 것이다. 따라서 우리나라의 경우도 이직과 채용이 동시에 발생하는 현상이 발생하고 있으나, 상대적으로 정보통신제조업의 경우 그 비율이 작은 것으로 나타나고 있다. 정보통신서비스업의 경우 상대적으로 채용은 일자리를 늘리는 사업체

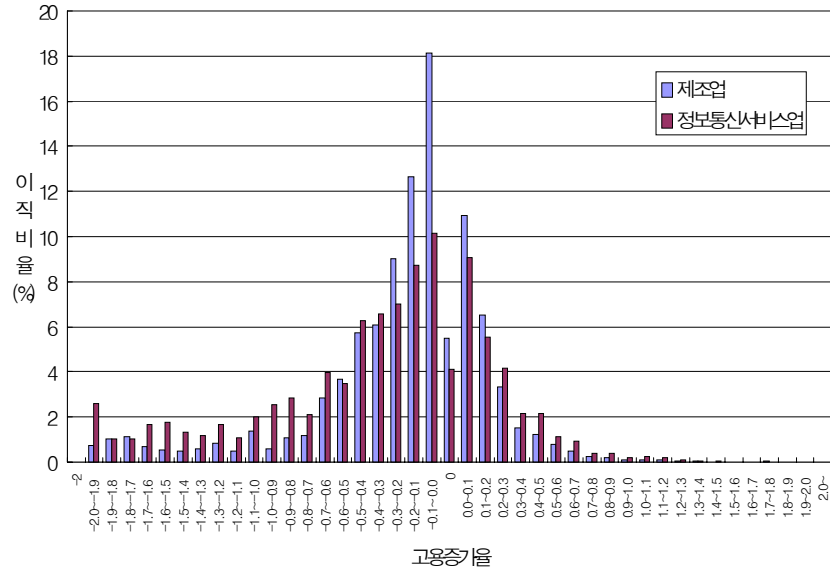
(그림 4-3) 고용증가율에 따른 채용 및 이직 비율



(그림 4-4) 고용증가율에 따른 채용 및 이직 비율 : 생성 및 소멸 사업체 제외



(그림 4-5) 고용증가율에 따른 채용 및 이직 비율 : 생성 및 소멸사업체 제외



<표 4-5> 노동이동에 관한 주요 지표의 추이

	연도	TTR	WRR	CFR	HR	QR	C/H	D/Q	JRR/ WRR	CFR/ WRR
제조업	1999	87.8	59.5	32.4	33.3	26.2	51.4	38.2	45.6	54.4
	2000	89.2	59.4	34.4	32.0	27.4	46.2	37.3	42.1	57.9
	2001	76.9	53.1	30.0	25.4	27.7	40.9	45.8	43.4	56.6
정보통신제조	1999	102.9	69.7	35.6	42.0	27.8	57.6	35.9	49.0	51.0
	2000	104.9	69.0	39.9	40.8	28.2	51.1	29.2	42.1	57.9
	2001	81.2	57.7	30.3	25.3	32.5	39.9	53.3	47.5	52.5
정보통신서비스	1999	127.1	78.5	33.7	45.7	32.8	63.2	48.6	57.1	42.9
	2000	144.8	88.0	36.0	58.3	29.7	69.1	39.5	59.1	40.9
	2001	102.0	72.4	33.6	37.1	35.3	54.7	52.4	53.6	46.4

에서 더 많이 이루어지고, 이직은 일자리를 줄이는 사업체에서 더 많이 늘리는 것으로 판단된다. 채용과 이직이 동시에 발생한다는 것은 대체로 채용이나 초과노동이동의 규모가 크다는 의미에서, 정보통신산업의

경우 초과노동이동 현상은 상대적으로 제한적이라고 판단할 수 있다.

이러한 현상은 사업체의 고용증가율 수준에 따른 채용과 이직의 분포를 보여준 [그림 4-3]과 [그림 4-4], 그리고 <표 4-7>에서 볼 때도 다시 한번 확인할 수 있다. 정보통신서비스업의 경우 일자리창출률이 높은 사업체에서 채용의 비중이 높고, 일자리소멸률이 높은 사업체에서 이직의 비율이 높은 것으로 나타나고 있다.

한편 제조업의 경우 불황기에 접어들수록 전체적인 채용률은 줄어들지만, 축소사업체에서의 채용률은 더 늘어나는 것을 알 수 있다. 반면 이직률의 경우에도 축소사업체에서 증가한다. 즉 경기가 후퇴하는 경우 일자리를 줄이는 사업체에서는 피용자들이 사업체를 떠나는 비율이 높아지고, 이것이 고용주로 하여금 더 많이 채용하도록 하는 압력으로 작용하는 것으로 보인다. 이러한 현상은 정보통신제조업이나 정보통신서비스업에서도 비슷하게 나타나지만 그 규모는 상대적으로 작다. Persson(1998)

<표 4-6> 고용증가율별 채용 및 이직의 구성 비율

• 전체사업체

		[-2, -1]	[-1, -0.2]	[-0.2, 0]	0	[0, 0.2]	[0.2, 1]	[1, 2]
채용	제조업	0.3	8.4	19.9	5.4	24.3	22.0	19.6
	정보통신서비스업	0.7	8.8	10.6	3.4	16.7	27.8	32.0
이직	제조업	17.4	27.1	27.6	4.9	15.6	7.0	0.3
	정보통신서비스업	27.5	29.9	16.2	3.5	12.5	9.9	0.6
대체 채용	제조업	0.6	14.3	33.7	9.1	28.8	13.0	0.6
	정보통신서비스업	1.7	19.4	23.4	7.4	26.3	20.7	1.2

• 지속사업체

		[-2, -1]	[-1, -0.2]	[-0.2, 0]	0	[0, 0.2]	[0.2, 1]	[1, 2]
채용	제조업	0.4	10.0	23.5	6.4	28.8	26.0	4.9
	정보통신서비스업	1.0	11.8	14.3	4.5	22.5	37.5	8.3
이직	제조업	7.8	30.2	30.8	5.5	17.4	7.9	0.3
	정보통신서비스업	15.4	34.8	18.9	4.1	14.6	11.5	0.7
대체 채용	제조업	0.6	14.3	33.7	9.1	28.8	13.0	0.6
	정보통신서비스업	1.7	19.4	23.4	7.4	26.3	20.7	1.2

도 스웨덴에서 이러한 현상이 나타났음을 확인한 바 있다. 일자리가 줄어드는 사업체에서 이직이 증가하면서 채용도 증가하는 현상 곧 대체채용 현상이며, 초과노동이동의 규모가 크다는 점을 시사한다.

그러나 우리나라의 경우 이러한 대체채용이나 초과노동이동 현상은 경제위기 이후의 시기에 상대적으로 제한적이었다. 이는 대체채용보다는 일자리창출을 위한 채용의 규모가 훨씬 더 컸다는 것을 의미한다. 즉 제조업의 경우를 볼 때 1999년에 비해 2000년 그리고 2001년이 더 불황이고, 정보통신산업의 경우 2000년이 호황, 2001년이 불황이라고 볼 때, 경기 호황기에 채용은 일자리를 늘리는 사업체에서 더 많이 이루어지고, 경기 불황기에는 이직은 일자리를 줄이는 사업체에서 더 많이 늘어나는 것으로 나타나고 있다. 피용자이동은 채용에 의해서 주도되고 있다고 할 수 있다.

또한 피용자이동률은 경기가 후퇴하면 전반적으로 줄어드는 것으로 나타나고 있다. 총노동이동률(TTR), 피용자재배치율(WRR) 그리고 초과노동이동률(CFR) 모두 경기가 후퇴하는 2001년에 크게 준 것으로 나타나고 있다. 이는 제조업이나 정보통신산업 모두 비슷하게 나타나고 있다. 또한 이러한 피용자이동률의 경기순응적 특성은 피용자이동이 이직보다는 채용에 의해 주도되고 있기 때문이다. 즉 이직률은 3년간 거의 비슷한 수준을 유지하는 경향이 있는 반면, 채용은 경기변동에 따라 탄력적으로 움직이는 것으로 판단된다. 이는 Abowd et al.(1999)의 분석 결과와 마찬가지로, 기업들이 고용 수준을 경기변동에 따라 조정할 때 이직보다는 채용에 의존하고 있음을 보여준다.

결론적으로 우리나라에서도 채용과 이직의 동시발생이나 대체채용이나 초과노동이동 현상은 나타난다. 그러나 상대적으로 그 규모는 다른 나라에 비해서 작고 정보통신산업에서는 더 작은 것으로 판단된다. 즉 경기가 좋으면 일자리를 늘리는 사업체에서 이직도 일부 증가하지만 채용이 피용자이동을 주도하고, 경기가 나빠지면 일자리를 줄이는 사업체에서 채용도 증가하지만 이직이 피용자이동을 주도하는 것이다. 이는 우리나라에서 피용자이동도 주로 고용주가 주도한다는 사실을 보여준다. 즉 피용자들이 경기상승기에 더 좋은 일자리를 위해 일자리를 늘리

는 사업체를 자발적으로 이직하거나 경기가 나빠질 때 일자리를 줄이는 사업체를 자발적으로 이직하는 행위보다는 경기가 좋을 때에는 일자리를 늘리는 사업체에서 채용을 확대하고 경기가 나쁠 때에는 일자리를 줄이는 사업체에서 이직을 확대하는 고용주의 행위에 의해서 결정되는 것으로 판단된다. 이러한 현상은 정보통신산업에서 더 뚜렷한 것으로 판단된다.

이는 덴마크를 대상으로 분석한 Albaek and Sorensen(1998)의 결과와는 약간 다르다. 이들은 피용자이동의 경기변동 특성을 분석한 결과, 피용자이동은 불황기에 노동력을 업그레이드하려고 하는 기업들이 주도하기보다는 경기상승기에 더 좋은 일자리를 위해 자발적으로 이직하는 노동자들이 주도하는 것으로 분석하였다.

2. 수요변동 요인과 일자리매칭 요인의 분해

위에서 검토하였듯이 피용자이동이 노동자보다는 기업주가 주도한다는 사실은 피용자이동의 더 많은 부분이 일자리변동에 기인한다는 것을 의미한다.

기존의 외국 연구들은 피용자이동의 많은 부분이 수요측 요인에 기인하는 것으로 분석하고 있다. Davis and Haltiwanger(1999)은 기존 분석들을 정리한 결과, 총노동이동은 분기 기준으로 25%, 연간으로 37%이고, 일자리변동은 피용자이동의 약 35~46% 정도를 설명하는 것으로 요약하고 있다. 그들은 제조업이 서비스업보다 일자리변동률은 낮지만 피용자이동을 설명하는 비율은 높은 것으로 나타나고 있음도 확인하였다. 일자리변동과 노동이동 간의 관계를 분석한 주요 결과들은 <표 4-7>에 정리되어 있다.

<표 4-5>에서 채용률 대비 일자리창출률의 비율(C/H)은 제조업에서 약 41~51%, 정보통신서비스업에서 54~69%까지 나타나 있고, 이직률 대비 일자리소멸률(D/Q)은 제조업에서 38~45%, 정보통신서비스업에서 40~52% 수준을 나타내고 있다. 이 정도의 수치는 외국의 분석 결과와 비교해 볼 때 전반적으로 일자리변동에 따른 피용자이동의 비중이 상

대적으로 높은 것으로 판단된다.

한편 일자리변동을 충족시키기 위해서 필요한 피용자이동 이상의 피용자이동을 나타내는 초과노동이동률(CFR)은 정보통신산업이 약간 높기는 하지만 제조업이나 정보통신산업이 거의 비슷하게 30%대를 유지하고 있다. 이러한 초과노동이동률은 낮은 수치는 아니다. 그러나 우리나라의 노동이동 수준 자체가 매우 높기 때문에 전체 피용자이동률에서 초과노동이동률이 차지하는 비율은 제조업이 55% 전후이고 정보통신서비스업이 40~45%대이다.

즉 우리나라의 경우 외국의 사례에 비추어볼 때, 피용자이동에서 일자리변동을 설명하는 비율이 상대적으로 높은 것으로 볼 수 있다. 그러나 우리나라의 경우 초과노동이동률의 절대값 자체가 낮은 수준은 아니다. 이는 우리나라의 노동시장이 일자리변동 수준과 관계없이 매우 유동적인 노동시장임을 나타내는 것이라고 할 수 있다. 따라서 우리나라 노동시장은 급격한 수요 변동에 의해 초래되는 피용자이동의 상대적

〈표 4-7〉 일자리변동과 피용자이동의 관계에 관한 기존 연구 결과

연구자	분석 대상	기준 기간	결과
Anderson and Meyer(1994)	미국 전산업	분기	채용률은 일자리창출률의 3배 총이직률은 일자리소멸률의 3배
Davis and Haltiwanger(1996)	미국 제조업		초과노동이동률의 비율이 전체 피용자이동률의 약 36~53%
Hamermesh et al. (1996)	네델란드 전산업	연간	채용과 이직은 일자리창출·소멸의 3배
Albaek and Sorensen(1998)	덴마크 제조업	연간	일자리창출은 채용의 42%(호경기에는 48%, 불경기에는 37%), 일자리소멸은 이직의 48%(호경기에는 33%)
Lagarde et al.(1995)		연간	채용과 이직은 일자리창출·소멸의 3배
Andersson(1997)	스웨덴 제조업		피용자이동의 26~42%가 공장간 일자리 재편으로 초래
Lane et al.(1996)	미국		일자리변동률은 피용자이동률의 제조업 58%, 민간부문 50%
Burgess et al.(1994)	제조업	분기	일자리재배치율 13% 채용률과 이직률의 분기별 합은 24%

비율은 크지만, 일자리매칭의 체결과 해소에 따른 피용자이동의 절대적 수준은 높다고 해야 할 것이다.

한편 제조업과 정보통신산업을 구분해서 볼 경우 초과노동이동률은 정보통신산업이 약간 높지만 두 산업 간에 큰 차이를 보이지 않고 있다. 반면, 앞에서 보았듯이 피용자이동률은 정보통신산업이 제조업에 비해서 훨씬 높다. 따라서 정보통신서비스업에서는 일자리변동에 기인하는 피용자이동의 비중이 더 크고, 제조업에서는 초과노동이동이 더 비중이 큰 것으로 나타나고 있다.

제조업은 경기가 1999년에 가장 좋았고 정보통신산업은 2000년에 경기가 가장 좋았으며 2001년에는 모두 경기가 좋지 않았다는 전체 하에서 볼 때, 제조업의 경우 전체 채용에서 일자리창출의 비율은 경기가 좋은 경우 높고 경기가 나쁜 경우 그 비율이 낮다. 전체 이직에서 일자리소멸의 비율은 경기가 좋을 때 낮고 경기가 나쁠 때 높다. 따라서 전체적으로 볼 때 피용자이동에서 일자리변동을 설명하는 부분은 중립적인 것으로 보인다. 즉 호경기에는 일자리창출에 따른 채용이 많고 불경기에는 일자리소멸에 따른 이직이 많아진다. 또한 초과노동이동률은 미약하게나마 경기순응적인 것으로 판단된다. 이는 피용자이동이 노동자들의 자발적이직보다는 기업들의 경기변동에 따른 채용과 해고가 주도하는 것임을 시사한다.

위의 논의를 종합해 볼 때, 노동이동에서 정보통신산업과 제조업의 차이가 존재한다면 그 이유는 일자리매칭의 구조나 노동시장이 기능하는 방식이 두 산업 간에 차이가 있어서 그렇기보다는 노동수요측 요인이 일차적인 두 산업 간 피용자이동률의 차이를 초래하는 것으로 판단된다. 즉 노동시장에서의 피용자와 고용주의 행동방식에서는 두 산업 간에 큰 차이가 없다고 생각되고, 다만 산업성장률이나 기술변화 요인 등에 따른 일자리변동의 구조가 두 산업 간에 차이가 나기 때문에 피용자이동률에서 큰 차이를 나타내고 있는 것이다.

Burgess et al.(2000)의 경우 산업별로 피용자이동률(WRR)의 차이가 크고 이는 일자리매칭에 대한 재평가 방식이 산업별로 다르기 때문인 것으로 보고하고 있다²³⁾. 그러나 우리나라의 경우 이러한 설명이 적합

하지 않은 것으로 보인다.

3. 피용자 계층별 일자리변동과 피용자이동

다음으로 일자리창출 및 소멸, 그리고 피용자이동을 계층별로 검토하고자 한다. 즉 어떤 계층이 생성사업체 또는 확장사업체에서 일자리를 획득하고, 어떤 계층이 소멸 또는 축소사업체에서 일자리를 상실하는지를 파악하기 위해서 피용자 계층별로 일자리의 창출·소멸을 검토하고자 한다.

<표 4-8>은 계층별 일자리창출률 및 소멸률을 나타낸다. 각 셀의 값은 각 계층에 대해서 두 기간 사이에(2001년 1월부터 2002년 1월까지) 발생한 각 사업체별 고용변동량의 합을 그 계층 전체의 평균피용자수(2001년과 2002년의 피용자수의 평균)로 나눈 값이다. 이 값은 생성사업체, 확장사업체, 축소사업체, 소멸사업체별로 각각 계산되어 있다. 예를 들어 제조업의 경우, 전체 남성피용자 수의 3.7%에 해당하는 일자리가 창업사업체에서 남성을 위한 일자리로 창출된 것으로 이해하면 된다. 표에는 제시되지 않았지만, 실제 통계로는 2000년과 2001년 사이에 189만 개와 185만 개의 일자리의 평균인 187만 개의 전체 남성 평균일자리 중에서 3.7%인 6만 8천 개의 일자리가 창업사업체에서 만들어졌음을 나타낸다. 여기서 생성사업체, 확장사업체, 축소사업체, 소멸사업체는 전체 피용자 기준으로 구분된 것이다.

<표 4-8>에서 볼 때 일자리창출과 소멸은 피용자 계층별로 다르게 나타나고 있음을 확인할 수 있다. 이는 피용자의 동질성을 가정하고 분석할 경우 사업체 수준에서의 인적자원관리와 피용자이동의 동태적 변화를 완전하게 이해하기 힘들 것임을 시사한다.

우선 제조업을 보자. 이 기간 중에 제조업의 순일자리는 2.3% 감소하

23) Arai and Heyman(2000)는 정규직의 경우 초과일자리변동률이 낮고, 이는 나쁜 일자리매칭의 비율이 낮다는 것을 의미한다고 보았다. 노동이동의 비용이 높을 경우 좋은 일자리매칭을 위해 노력하며, 정규직을 고용할 경우 조심스러운 고용정책을 펴게 될 것이다. 그러나 이는 비정규직의 희생의 대가로 보는 것이다.

었다. 그러나 남성과 여성을 구분해서 볼 경우²⁴⁾ 여성이 남성에 비해 순일자리가 더 크게 감소했으며, 연령별로 볼 경우 15~29세의 경우 오히려 일자리가 크게 늘었음을 알 수 있다. 학력별로 보면 고졸 이하의 일자리가 4.0%나 감소한 반면, 대학원 졸업자의 일자리는 4.8%나 증가하였다. 직종별로 볼 경우에도 관리직과 생산직이 감소한 반면 판매직은 증가하였다.

연령별로 볼 경우 사업체의 생성과 소멸에 상대적으로 큰 영향을 받는 집단은 여성, 20대 이하, 고졸 이하, 전문직 및 단순직 등이다. 이들은 사업체 생성시에도 상대적으로 높은 일자리창출률을 보이지만, 소멸시에도 일자리소멸률이 상대적으로 높다. 단, 20대 이하 연령층의 경우 소멸사업체에서 일자리가 소멸되는 비율이 상대적으로 작은 것으로 나타나고 있다. 즉 사업체가 소멸할 때 일자리를 잃을 확률이 높은 계층은 여성, 고연령, 고졸, 전문직 및 단순직 등이다. 반대로 창업시 일자리를 구할 확률이 높은 계층도 여성, 고연령, 고졸, 전문직 및 단순직 등이다.

기존 사업체들이 일자리를 확장할 때에는 주로 전문대나 대학원 출신의 청년층 전문직이나 판매직 등이며, 기존 사업체가 일자리를 축소할 때에 일자리가 줄어드는 계층은 고졸의 고령자로 관리직이나 단순직이다. 정보통신서비스업의 기존 사업체에서는 일자리가 늘어나는 계층과 줄어드는 계층이 상대적으로 뚜렷하게 구분된다고 할 수 있다. 이는 신규사업체나 소멸사업체에서 일자리창출·소멸이 비슷한 계층에서 발생하는 것과는 대비된다.

기존 사업체를 볼 경우 확장사업체에서 일자리가 더 많이 만들어지는 계층은 여성, 저연령 전문대 및 대학원졸의 전문직·판매직·단순직

24) 연령그룹을 계층 구분하는 데에는 하나의 문제가 있다. 즉 2000년과 2001년으로 넘어오면서 각 연령계층의 최상단부에 있던 피용자는 한 살을 더 먹어 다음 연령계층으로 넘어간다는 문제가 있다. 즉 젊은 연령집단내 일자리소멸과 그 다음 그룹 내에서의 일자리창출이 나이를 한 살 더 먹은 동일한 사람으로부터 나올 수도 있고, 새로운 더 나이 많은 사람으로부터 나올 수도 있다. 이러한 문제는 창업이나 소멸의 경우에는 발생하지 않는다. what is worker turnover?와 what is the same worker getting older?를 구분하기가 어렵다.

〈표 4-8〉 계층별 일자리창출 및 소멸의 구성 비율

• 제조업

		일자리창출			일자리소멸			순고용증가율			JRR	EJR
		창업	확장	전체	축소	소멸	전체	신규	기존	전체		
성별	남성	3.7	5.9	9.5	8.6	2.6	11.2	1.0	-2.8	-1.7	20.8	19.0
	여성	4.2	7.7	11.9	13.2	3.5	16.7	0.7	-5.5	-4.9	28.7	23.8
연령별	15-29	4.1	12.3	16.4	9.9	2.4	12.3	1.7	2.4	4.5	28.7	24.2
	30-39	3.8	5.0	8.7	9.8	2.7	12.5	1.1	-4.9	-3.9	21.2	17.3
	40-49	3.8	4.6	8.4	9.2	3.1	12.4	0.7	-4.6	-4.0	20.8	16.8
	50-	3.5	3.1	6.6	11.5	3.9	15.4	-0.4	-8.4	-9.0	22.0	13.0
학력별	고졸	4.1	6.0	10.1	10.9	3.2	14.1	0.9	-4.9	-4.0	24.2	20.2
	전문	3.1	8.3	11.5	7.7	2.4	10.1	0.7	0.6	1.5	21.5	20.0
	대졸	2.9	6.9	9.8	7.4	1.7	9.1	1.1	-0.5	0.7	18.9	18.2
	대학	2.3	7.3	9.6	4.0	1.0	5.0	1.3	3.3	4.8	14.5	9.8
직종별	관리	3.7	2.1	5.8	10.5	2.7	13.2	1.0	-8.4	-7.7	19.0	11.3
	전문	4.2	7.3	11.6	8.2	3.1	11.3	1.1	-0.9	0.3	22.9	22.6
	사무	3.2	6.5	9.7	7.7	2.2	10.0	0.9	-1.2	-0.3	19.6	19.3
	판매	3.7	8.4	12.2	10.1	1.3	11.4	2.4	-1.7	0.8	23.5	22.8
	생산	3.3	4.8	8.1	10.2	2.6	12.8	0.7	-5.4	-4.8	20.9	16.1
	단순	5.6	9.6	15.2	13.1	4.5	17.6	1.1	-3.5	-2.4	32.8	30.4

• 정보통신서비스업

		일자리창출			일자리소멸			순고용증가율			JRR	EJR
		창업	확장	전체	축소	소멸	전체	신규	기존	전체		
성별	남성	7.7	10.2	17.9	11.3	3.8	15.0	3.9	-1.1	2.8	32.9	30.1
	여성	14.5	12.3	26.8	20.4	8.9	29.3	5.6	-8.1	-2.5	56.0	53.5
연령별	15-29	14.5	21.6	36.1	15.3	7.1	22.4	7.4	6.3	14.1	58.5	44.4
	30-39	8.4	7.7	16.1	14.5	4.6	19.1	3.7	-6.7	-3.3	35.2	31.9
	40-49	4.9	3.6	8.5	8.9	3.5	12.4	1.4	-5.3	-3.9	20.8	16.9
	50-	6.0	1.9	7.9	11.4	2.9	14.2	3.1	-9.5	-6.4	22.1	15.7
학력별	고졸	10.4	7.3	17.7	13.3	6.6	19.9	3.8	-6.0	-2.3	37.6	35.3
	전문	11.5	12.2	23.7	14.4	5.3	19.7	6.2	-2.2	4.1	43.3	39.2
	대졸	8.4	12.0	20.5	13.7	4.4	18.0	4.1	-1.6	2.5	38.5	36.0
	대학	5.9	11.2	17.1	10.4	2.9	13.3	3.0	0.8	3.7	30.4	26.6
직종별	관리	10.2	3.8	14.0	15.0	5.8	20.8	4.4	-11.1	-7.2	34.8	27.6
	전문	7.3	10.9	18.2	10.7	3.8	14.5	3.4	0.2	3.7	32.7	29.0
	사무	8.6	12.2	20.7	14.8	4.4	19.1	4.2	-2.6	1.6	39.8	38.2
	판매	23.8	9.9	33.7	10.0	12.4	22.3	11.4	-0.1	11.3	56.0	44.8
	생산	13.5	5.8	19.3	12.9	3.3	16.3	10.1	-7.1	2.9	35.6	32.7
	단순	11.5	9.9	21.3	43.4	31.7	75.1	-20.3	-33.5	-53.9	96.4	42.6

등이고, 반면 축소사업체에서 일자리가 더 많이 줄어드는 계층은 여성, 50대 이상 고연령, 고졸, 관리직 및 단순직 등이다.

다음으로 정보통신서비스업을 보자. 기간중에 정보통신서비스업의 순일자리는 1.8% 증가하였다. 그러나 남성과 여성을 구분해서 볼 경우 남성의 일자리는 늘고 여성의 일자리는 줄었다. 연령별로 볼 경우 15~29세의 경우 14.1%로 크게 일자리가 늘어났고, 전문대와 대학원졸의 일자리가 크게 증가하였다. 직종별로 볼 경우 전문직과 판매직이 크게 증가하였고 관리직과 단순직이 크게 감소하였다. 전체적인 일자리의 계층별 구조는 제조업과 큰 차이를 보이지 않는 것으로 생각된다.

사업체의 생성과 소멸에 상대적으로 큰 영향을 받는 집단은 여성, 20대 미만, 전문대졸, 판매직 및 생산직 등으로 제조업과는 약간 다르다. 제조업과 약간 다른 것은 신규사업체에서 전문대의 일자리가 더 많이 만들어지는 반면, 소멸사업체에서는 고졸의 일자리가 더 많이 소멸되는 것으로 나타나고 있다. 또한 연령계층으로 보더라도 20대 이하 계층이 신규사업체와 소멸사업체에서 모두 일자리를 더 많이 얻고 더 많이 잃는다.

기존 사업체들이 일자리를 확장할 때에는 주로 청년층의 대졸, 전문대졸의 전문직이나 사무직 등이며, 기존 사업체가 일자리를 축소할 때에 일자리가 줄어드는 계층은 청년층의 대졸, 전문대졸의 관리직·사무직·단순직 등이다. 정보통신업의 기존 사업체에서는 일자리가 늘어나는 계층과 줄어드는 계층이 상대적으로 비슷하다고 할 수 있다.

사업체가 문을 닫거나 인원을 줄일 때 누가 타격을 받는가를 보면, 제조업의 경우 뚜렷하게 고령자와 저학력자가 소멸사업체 또는 축소사업체에서 일자리가 크게 줄고 있으며, 새로 일자리를 얻는 사람은 젊고 전문대나 대학원과 같은 상대적으로 특수한 교육을 받은 계층이다. 단, 새로운 일자리를 얻을 때 고졸은 주로 신규사업체에서, 전문대졸 이상은 기존 사업체에서 상대적으로 더 많은 일자리를 구하는 것으로 나타났다.

한편 정보통신산업의 경우, 일자리가 소멸될 때나 늘어날 때 모두 20대가 가장 큰 비중으로 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 특히 일자

리가 새로 만들어질 때에 20대의 일자리가 가장 많이 만들어지고 있다. 한편 새로운 일자리가 만들어질 때, 신규사업체에서는 주로 전문대졸 이하의 저학력자를 중심으로, 그리고 기존사업체에서는 고학력자 중심으로 일자리가 만들어지는 것으로 판단된다.

숙련별 일자리재배치율은 전체 일자리재배치율보다도 높을 수 있다. 예를 들어 공장 내에서 전체 고용 수준은 유지하면서 숙련구성의 변화가 발생하는 경우(예를 들어 저숙련에서 고숙련으로)를 생각해 보면 알 수 있다.

한편 제조업의 경우 저학력계층이 일자리창출률과 소멸률이 모두 높은 반면, 정보통신서비스업의 경우 일자리창출률은 고학력계층에서 높고 일자리소멸률은 저학력계층에서 높은 특징이 나타나고 있다. 따라서 제조업의 경우 학력별로 일자리재배치율이나 초과일자리재배치율의 차이가 매우 큰 반면, 정보통신산업에서는 학력별 차이가 그리 크지 않은 것으로 나타나고 있다. 반대로 제조업의 경우 일자리재배치율과 초과일자리재배치율에서 연령계층별로 차이가 그리 크지 않지만, 정보통신서비스업의 경우 연령계층별 차이가 매우 큰 것으로 나타나고 있다.

Aaronson and Housinger(1999)는 기술대체관계(the technology-displacement relationship)가 저숙련의 고령 근로자들에게 차별적으로 영향을 미칠 것이라는 아무런 증거도 발견할 수 없었음을 밝히고 있다. 그러나 미국의 사례를 보면 저숙련 고령노동자들이 하이테크산업으로부터 해고된 이후 새로운 일자리를 찾는 데 어려움을 가지고 있다는 점을 보여주고 있다.

우리의 경우에도 정보통신서비스산업에서의 구조조정과 일자리소멸의 주된 대상은 저숙련 고령노동자라기보다는 상대적 고숙련 저연령계층이라고 볼 수 있을 것이다. 2000년에서 2001년으로 넘어오는 경기침체기에 구조조정과 노동력 재배분의 대상 또는 주역이 제조업에서는 저학력층, 정보통신산업에서는 저연령층이라고 판단된다.

제 4 절 일자리변동과 피용자이동의 결정요인 분석

이 절에서는 사업장 단위에서 일자리변동의 차이와 피용자의 이동을 결정하는 요인들에 대해서 회귀분석을 통해서 검토해 보고자 한다. 또한 제조업과 정보통신산업 간에 이러한 결정 요인들의 차이가 있는지를 분석하고자 한다. 제조업과 정보통신서비스업의 일자리변동률의 차이나 피용자이동률, 초과노동이동률의 차이가 산업특수적인 기술적·구조적 특성의 차이보다는 규모나 업력의 분포 차이에 기인하다는 문제가 제기될 수 있기 때문이다.

1. 일자리변동률 결정요인에 관한 이론적 검토

여기서는 일자리재배치율의 결정요인에 관해 이론적인 논의들을 검토해 보자. 일자리변동과 노동이동의 결정요인에 관해서는 많은 이론들이 있다. 우선 일자리변동에 영향을 미치는 중요한 변수는 사업체의 규모와 업력이다. 1931년에 Robert Gibrat는 *The Law of Proportional Effect*를 발표하였다. 기업의 성장률은 현재의 기업규모 및 과거의 성장 경험(past growth history)과는 무관하다는 것이 Gibrat's Law이다. 이에 관해서는 이후 많은 논쟁과 경험적인 연구가 계속되었다.

특히 Jovanovic의 기업학습선택모델과 자본수명이론(vintage capital theory) 등은 Gibrat's Law에 반하는 이론적 함의를 제공하고 있다. Jovanovic(1982)의 기업생존수명이론(life-cycle model)과 수동적 학습, 선택모델(passive learning and selection process model)을 보자. 기업들은 사업 창업 초기에 효율성과 비용 패러미터에 대한 불확실성에 직면한다. 그러나 시간의 흐름에 따라 자신의 투자에 대한 정보를 확보하게 된다. 기업은 생산이 시작된 다음에 점차 자신의 효율성에 대해 배워 간다는 것이다. 가장 효율적인 기업은 지속·성장하고, 비효율적인

기업은 축소·퇴출된다. 따라서 오래된 사업체들은 초기의 학습과 선택 과정을 통과하였기 때문에 퇴출확률이 낮아지고 일자리변동률도 줄어든다. Jovanovic(1982)의 모델에 따르면 젊은 기업들이 나이든 기업들보다 더 빠르게 성장하지만, 젊은 기업들은 소규모이고 또 규모와 성장 사이에는 반비례 관계가 존재한다는 것이다. 또한 성장의 분산은 젊고 소규모인 기업들에게서 가장 크게 나타난다는 함의를 가진다. 즉 사업체 규모와 업력은 순일자리창출, 일자리재배치율과 반비례 관계를 가진다는 것이다.

한편 자본수명이론(vintage capital theory)은 기술진보 또는 특이한 쇼크와 관련되어 새로운 자본을 장착하는 것과 관련된 잠김비용(sunk costs)이 순고용변화 이상의 일자리변동을 야기한다고 본다. 즉 자본의 수명은 사업체의 수명과 긴밀히 관련이 되고 새로운 자본이 도입되는 초기에 일자리변동이 커지게 된다. Caballero(1994)의 모델에서도 생산능력(capacity)과 기술이 잠김비용(sunk costs)을 포함하고 있다. 기업들은 처음에 진입할 때, 장기적으로 적정한 생산능력의 일정 비율을 가지고 들어간다. 소규모 기업들은 이 비율이 낮다. 왜냐하면 소규모 기업들은 효율성이 낮고 대기업에 비해 퇴출확률이 높기 때문이다. 두 번째 시기에 기업들은 생산능력을 장기 적정수준으로 조정해 간다. 그 결과 소규모 기업들은 대규모 기업들보다 더 빠르게 성장하고, 최초 규모와 성장률 간에는 부의 상관관계가 나타난다. 또한 성장의 분산도 기업이 커짐에 따라 감소한다. 규모와 업력은 역시 순일자리증가율과 일자리재배치율과 부의 상관관계를 가지게 된다.

한편 Bockerman(1999)은 대규모 사업체의 경우 소규모 단위에 가해진 특수한 교란을 조정할(smoothe out) 수 있는 능력을 가지고 있기 때문에 일자리재배치율의 경우도 사업체 규모가 크면 낮아질 것으로 예상할 수 있다고 하였다. 이는 대규모 사업체가 소규모 사업체를 임의로 합해 놓은 것이 아니라는 것을 시사하는 것이다.

그러나 기업규모 또는 업력과 성장 간의 부의 상관관계는 적어도 부분적으로는 표본선택편의(sample selection bias)에 기인한다는 주장도 있다. 천천히 성장하는 기업들은 높은 퇴출확률을 가지고 있고, 그 결

과 살아남은 기업들의 추정성장률은 편이된다는 것이다. 따라서 결과적으로 소규모 기업들은 상대적으로 대기업보다 빠르게 성장하는 것으로 나타난다. 그러나 많은 연구들이 표본선택편의를 통제하더라도 Gibrat's law를 옹호하는 경험적 증거들을 발견하기 힘들다는 것을 보여주고 있다. Gibrat's Law는 소규모 사업체들에게는 적용되기 힘들다는 것이다 (Hart & Oulton 1996; Audretsch et al. 1999; Mata, 1994; Dunne & Hughes, 1994).

예를 들어 Evans(1987)는 표본선택효과를 통제한 이후에 미국제조업을 대상으로 하여 분석한 결과 기업연령·기업규모와 성장률이 반비례함을 보여주고 있다. 기업의 생존확률을 고려하더라도 기업이 생존한다는 조건하에서 기업의 상대적 성장률은 기업규모와 연령이 증가함에 따라 감소한다는 결과를 얻었다. Hall(1987), Evans(1987a, 1987b), Dunne et al.(1989a, 1987b) 등도 순일자리증가율이 기업규모를 통제한다고 하더라도, 업력에 따라 감소하는 것으로 나타나고 있다고 분석하였다. 기존의 많은 관련 연구들을 정리한 Caves(1998)에서도 일반적으로 많은 연구들이 기업규모가 고용증가율과 부의 관계를 확인하고 있다고 서술하고 있다.

사업체의 임금수준과 임금정책도 일자리변동에 영향을 미칠 가능성이 많다. 우선 평균임금이 높을수록 총일자리변동은 줄어들 것으로 예상할 수 있다. 평균임금은 각 사업체의 기업특수적 인적자본을 반영하는 것일 수 있고, 이는 기업특수적 인적자본이 다양한 교란에도 불구하고 고용관계를 지속적으로 만들기 때문인 것으로 해석할 수 있기 때문이다.

사업체의 임금정책 또는 임금 유연성과 일자리변동과의 관련에 대해서는 유럽과 미국의 노동시장 비교 과정에서 많이 검토되었다. 특히 스웨덴의 연대임금정책이 가지는 고용효과를 분석하는 과정에서도 많이 검토되었다. Bertola and Rogerson(1996)는 미국과 유럽의 일자리변동률이 비슷한 이유가 유럽의 경우 임금압축(wage compression)이 고용주 주도의 일자리변동을 크게 하였기 때문이라고 분석하였다²⁵⁾.

25) 이들은 일자리변동에서의 미국과 유럽간 차이가 크지 않음에도 불구하고 임금을 결정하는 제도적 메커니즘과 고용안정제도와 같은 유럽의 해고억제제도가

Bertola and Rogerson(1997)도 산업간 임금분산의 증가가 산업간 일자리재배치율의 감소로 이어짐을 보여주고 있다. 그러나 Andersson (1999)은 스웨덴의 제조업을 대상으로 분석한 결과 현저한 임금압축(large wage compression)이 높은 일자리변동률(job reallocation rate)을 설명한다는 가설을 지지하는 증거를 발견할 수 없었다고 보고하고 있다. 임금분포는 일자리재배치율에 큰 영향을 주지 못했고, 부문간 또는 부문내 임금분산의 증대가 일자리재배치율의 감소로 이어지지 않았다는 것이다. 그는 일자리변동과 총생산성증가율 간의 밀접한 관련이 있음을 발견함으로써 일자리 재배분을 설명하는 가장 중요한 요소는 경기변동을 제외할 경우 생산성 증가라고 주장하였다.

사업체가 복수사업체를 가진 기업 소속 여부냐에 따라서도 일자리변동에 차이가 날 수 있다. 복수사업체나 아니냐가 혁신과 성장을 촉진하고 더 높은 고용증가율과 더 높은 일자리재배치율을 보일 것이냐에 관해서는 논쟁적인 이론이 있다. 제품·서비스·공정·시장에서 혁신을 구현하고 있는 젊은 단일 기업들은 장래의 높은 수익을 위해 상당히 위험을 안고 사업을 시작한다. 이들은 자신의 경쟁적인 위치를 배워나가면서 철수·확대·변영한다. 소유자경영인 단일 사업체의 경우 더 큰 위험을 감수하며, 인지된 문제나 기회에 빠르게 대응한다. 그 결과 높은 고용증가율과 높은 일자리재배치율을 특징으로 한다(Jovanovic, 1982).

반면 복수사업체에 속한 사업체의 경우 전문경영인의 관료제에 의해 운영되며, 위험기피적이고 제한된 재무책임성(financial liability)만을 가진다. 그러나 다른 한편으로 생계형 사업(lifestyle businesses) 형태인 단일 사업체의 경우 안정된 환경에서 은퇴할 때까지 최소의 위험으로 성장에 별 관심 없이 사업체를 운영한다. 반면 대부분의 복수사업체 기업의 경우 법인화되어 있고 제한된 금융 책임을 가지고 있기 때문에 더 큰 위험을 가진 사업을 진행할 수 있다. 산업조직론에서는 유한책임회사가 더 높은 성장률과 높은 사망률을 가진다고 분석하고 있다(Stiglitz and Weiss, 1981; Harhoff, Stahl, and Woywode, 1998). Burgess, Lane and Mckinney(2001)의 경험적 연구에 따르면, 일자리

실업률에서 큰 차이를 설명하는 요인으로 작용한다고 분석하였다.

재배분의 속도는 다각화되어 있는 공장보다는 전문화되어 있는 공장에서 더 높다고 분석하고 있다.

2. 초과노동이동의 결정요인에 관한 이론적 검토

앞에서 검토한 대로, 일자리변동은 사업체의 확대·축소에 따른 일자리의 생성·소멸을 나타내고, 피용자이동(worker flows)은 기존의 일자리에 피용자가 일자리에 들어가고 나오는 모든 움직임을 나타낸다. 피용자이동(worker flows)은 일자리변동의 직접적인 결과로 설명되는 부문과 일자리변동(job flows)을 초과하는 부문으로 구성된다. 양자의 차이가 초과노동이동(churning flows)이라고 할 수 있다. 초과노동이동은 대체채용(replacement hires) 또는 대체이직(replacement separation : RS)의 합이고, 개별 기업에서는 RH와 RS는 동일하다.

사업체 수준에서의 초과노동이동(churning)은 ‘고용주에 의한 동시적인 채용과 해고’, ‘피용자가 일자리를 그만두는 경우나 대체되는 경우’에 발생한다. 즉 초과노동이동은 노동자들이 사직하거나(workers churning employers), 기업이 노동력의 질을 높이거나 숙련구성을 변화시키기 위해 채용과 해고를 동시에 하는 경우(employers churning workers)에 발생할 수 있다. 즉 일자리창출·소멸을 초래하는 사업자 이질성(employer heterogeneity)를 넘어서서 또는 그 이상으로 발생하는 일자리매칭의 이질성(job match heterogeneity)에 기인하는 부문이라고 할 수 있고, 특정한 일자리에 대한 고용주와 피고용인이 그 일자리의 매칭에 대해서 재평가하는 과정, 피용자가 자신의 일자리를 다시 생각해 보는 과정과 일자리변동(job reallocation)에 잠재해 있는 고용주가 자신이 원하는 일자리 수를 재평가하는 과정을 반영하는 것이다. 즉, 초과노동이동은 일자리매칭의 재평가로 볼 수 있다. 피고용자는 이직을 통해, 사용자도 동시적 채용과 해고를 통해 기존의 일자리를 재평가하는 것이다.

결국 일정한 규모의 일자리를 놓고 동시적인 채용과 이직이 발생한다면, 이는 고용주 주도의 기존 일자리에 대한 재평가 또는 자발적 이

직의 대체(the replacement of quits)를 초래하는 피용자 주도의 일자리 재평가가 그 배후에서 작용하고 있는 것으로 볼 수 있다. 이러한 재평가는 양자가 파트너를 변경하는 비용과 변경으로 얻을 수 있는 할인된 편익을 비교하는 투자의사결정이다. 일자리매칭이 insepection goods가 아니라 경험재(experience goods)라면, 매칭의 유보가치(reservation matching value level)는 매칭된 이후에야 확인될 수 있다. 근로자들은 근로조건을, 고용주는 근로자의 자질과 동기부여 정도를 평가할 수 있다. 이 매칭을 유지할 것인가 해소할 것인가는 양자간에 지속적으로 재평가된다. 둘 중에 하나가 현재의 상태를 유지하면서(근로자는 계속 일 자리를 가지고, 고용주는 현재의 고용수준을 유지하는) 파트너를 바꿀 때 초과노동이동이 발생한다.

효율임금이론의 관점에 따르면, 초과노동이동률이 높다는 것은 이직의 많은 부분이 잘못된 일자리매칭의 결과이고, 이는 고용주의 잘못된 인사채용정책에 기인하는 것으로 볼 수 있다. 다른 한편에서는 고용주가 노동력의 숙련 수준을 높이기 위해서, 즉 노동력 구성을 변화시키기 위해서 저숙련 노동을 이직시키고, 고숙련 노동을 채용하는 선택을 반영할 수도 있다.

이러한 초과노동이동(churning flows) 현상은 임의의 일자리불일치(random mismatches)의 결과일 수도 있고, 지속성을 가지는 균형 현상일 수도 있다. Burgess et al.(2000)은 초과노동이동이 고용주들 사이에 임의로 분포되어 있는 잘못된 일자리매칭(mismatch)에 대한 대응이라기보다는 특정한 고용주에게 매우 지속적으로 나타나는 현상임을 보이고 있다. 즉 초과노동이동은 기업들의 일련의 적정한 인사정책(optimal personnel policies)과 관련되는 균형현상이라는 것이다.

초과노동이동은 고용주에 따라, 시간에 따라 달라질 수 있다. 횡단면 차원에서의 초과노동이동의 사업체간 차이는 고용주의 적정 인사정책과 일자리매칭의 가치의 변화와 관련된 통계적 과정의 결합으로부터 나온다. 고용주의 인사정책에 영향을 미치는 환경적 패러미터는 채용과 해고 비용(turnover costs), 기술의 성격, 필요 숙련, 매칭과 관련된 경영능력(management matching ability) 등이다. 어떤 고용주에게는 채용

과 해고 비용이 매우 크기 때문에 채용이나 일자리매칭에 많은 노력을 기울이며 따라서 초과노동이동은 낮아진다.

낮은 채용해고비용을 가진 사업체에서는 거의 아무나 채용 또는 해고하면서 일정한 고용규모를 유지하는 전략을 취할 것이다. 숙련이 채용 이전에 파악가능한 정도, 고용주가 기술을 변경시켜야 하는 정도, 또는 숙련을 변경시켜야 하는 정도 등의 요인도 포함될 수 있다. 어떤 고용주에게는 새로운 피를 계속 수혈하는 것이 가치가 있는 경우도 있다. 또한 잘 매칭된 지원자를 선택하는 능력에서도 차이가 난다.

초과노동이동을 결정하는 요인으로 우선 조정비용을 들 수 있다. 즉 채용이나 훈련 또는 해고 비용이 클수록 노동이동은 줄어든다(Buechemann, 1993). Hamermesh(1993)도 조정비용의 역할을 강조하였다. '효율임금'이나 '암묵적 계약'은 이러한 조정비용을 낮춤으로써 노동이동을 줄일 수 있다. '내부자외부자이론'도 현재 종업원이 기업특수적 인적자본을 가지고 수요독점력을 가지고 있는 기업에서는 이동비용을 증가시킴으로써 노동이동을 억제한다고 본다. 특히 이러한 이론들은 노동이동이 산업구조 또는 기업규모 자체의 차이에 대한 대응으로 본다. 즉 조정비용이나 고용주와 피용자 간의 암묵적 계약은 생산 과정에서의 차이나 피용자의 필요 숙련의 특성 차이 때문에 기업간·산업간에 다르게 나타날 수 있다고 보는 것이다.

암묵적 계약과 효율임금이론 등은 사업체 규모가 노동이동률에 영향을 미친다는 함의를 가진다. 결국 대규모 사업체의 경우 대규모의 내부노동시장을 가지고 있으며, 기업간 이동을 기업내 이동으로 대체 가능하고, 기업 생존확률이 높으며, 이직을 줄이기 위해 상대적 고임금을 지불할 여력이 있으며, 낮은 이직 가능성을 가진 근로자를 선택하여 채용할 수 있기 때문에 장기고용 관행이 유지될 가능성이 높다. 따라서 초과노동이동률은 기업규모가 커짐에 따라서 작아진다. 또한 기업들이 업력이 길어질수록 피용자들을 채용할 때 효과적인 심사수단을 갖추게 된다면 초과노동이동률은 기업의 업력에 반비례할 것이다.

한편 노동조합의 경우, 목소리효과(voice effects)와 임금효과(wage effects) 등의 경로를 통해서 초과노동이동을 줄일 수 있을 것이다. 노

동조합이 있는 경우 고임금 보장을 통해 초과노동이동을 낮출 수 있을 것이다.

3. 회귀분석 결과

이상과 같은 이론적 검토를 기초로 해서 여기서 몇 가지 검토해 보고자 하는 가설은 다음과 같다.

첫째, 규모나 업력, 기타 사업체 특성을 통제한 상태에서도 정보통신 산업의 경우 다른 산업에 비해서 일자리재배치율이나 초과노동이동률 등에서 차이가 나타나는가? 이렇게 관찰되는 사업체 특성을 통제한 상태에서 차이가 난다면 이는 산업적 특성, 즉 산업의 기술적인 특성이나 시장 환경의 차이에서 초래된 것으로 해석할 수 있을 것이다.

둘째, 앞에서 일련의 표들을 통해 확인한 일자리변동과 피용자이동의 관계를 다시 검토해 보는 것이다. 즉 일자리변동률이 높은 사업체에서는 초과노동이동 현상이 더 많이 발생하는가를 검증해 보고자 한다. 이것이 정보통신산업과 제조업에서는 어떻게 나타나는가?

셋째, 임금 수준 또는 임금 유연성과 일자리변동 또는 초과노동이동은 어떠한 관계를 가지는가? 임금수준이나 임금분포가 일자리변동이나 초과노동이동에 영향을 미치는가? 이것이 정보통신산업과 제조업에서는 어떻게 나타나는가?

넷째, 초과노동이동률의 사업체간 차이는 임의로 발생할 수 있는 일시적인 사건인가 아니면 기업간의 특정한 차이를 반영하는 균형적인 현상인가? 이것이 정보통신산업과 제조업에서는 어떻게 나타나는가?

이러한 가설들을 실증적으로 분석하기 위해서는 사업체 단위에서의 일자리재배치율에 관한 지표가 필요하다. 그러나 우리의 자료에서는 사업장 단위의 일자리재배치율에 관한 지표를 구할 수 없기 때문에 앞의 제2장에서와 마찬가지로 순일자리증가율의 절대값을 사업체 수준에서의 일자리재배치율의 대응변수로 간주하고자 한다. 제2장에서 설명한 대로 이 지표는 노동력 재배분에서의 상대적 변화를 반영한다. 또한 앞에서 검토한 대로 초과노동이동률은 개별사업체별로 계산될 수 있다.

또한 부차적으로 순일자리증가율(JRR), 총피용자이동률(WRR) 등도 분석 대상에 포함시켰다.

따라서 회귀모델의 종속변수로는 순일자리증가율(JRR), 일자리증가율의 절대값(JRR), 총노동이동률(WRR), 초과노동이동률(CFR) 등이다. 독립변수로는 사업체 종업원수의 자연대수값, 기업업력의 자연대수값, 복수사업체 여부, 노동조합조직 여부, 사업체의 평균임금, 사업체 임금의 분산, 산업더미 등이 포함되어 있다. 일자리변동률이나 노동이동률에 선형으로 영향을 미치는 것은 규모나 업력의 비례적 차이라고 판단되기 때문에 규모와 업력의 로그값을 함수에 포함시켰다. 한편 계속되는 사업체만을 대상으로 하였기 때문에 창업 또는 소멸의 경우를 배제하였고, 따라서 이들에 관한 더미변수는 집어넣을 필요가 없었다. 「고용보험DB」에서 개인들의 임금수준을 추적하지 않고 단지 입직시 임금만이 조사되어 있다. 따라서 이 연구에서 포함된 임금이나 임금분산은 1999년 1월~2002년 1월 사이에 채용된 경우의 입직시 임금을 활용하였다. 한편 초과노동이동률의 결정모델에서는 초과노동이동률의 지속성을 검토하기 위하여 전년도와 그 이전년도의 초과노동이동률의 지행변수를 고려하였고, 일자리변동과 초과노동이동률 간의 관계를 검토하기 위해서 일자리창출률과 일자리소멸률을 포함시켰다. 일자리변동과 피용자의 일자리이동을 결정하는 요인들은 이들 이외에 수요변동, 자본집약도, 노동생산성, 저임금근로자의 비율 등 많은 변수들이 작용할 것이지만 자료의 한계로 인하여 모두 포함시키지는 못하였다.

분석대상 기간은 2001년도 자료에 한정하였다. 1999년부터 2001년까지 3개년도 자료를 합해서(pooling) 분석해 보았지만, 결과에서는 큰 차이를 나타내지 않았고, 지행변수 효과를 검토하기 위해서 2001년 자료 분석 결과만 제시하였다. 또한 소규모 사업체가 과도하게 반영되는 것을 피하기 위해서 사업체의 종업원수를 가중치로 사용하였다.

<표 4-9>~<표 4-12>에서는 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 전산업을 대상으로 분석한 결과를 보면, 사업체 규모는 순일자리증가율을 높이는 것으로 나타나고 있다. 이는 제2장에서 제조업만을 대상으로 분석한 결과와도 일치한다. 사업체의 종업원수를 가중치로 주지 않는 경

〈표 4-9〉 일자리변동률과 노동이동률에 관한 회귀분석 결과 : 전산업·전규모

종속변수	JRR	JRR	WRR	CFR	CFR
INTERCEP	0.120987(19.780)***	0.316148(63.556)***	1.151947(164.994)***	0.835800(147.441)***	0.398167(51.525)***
LSIZE	0.007437(10.019)***	-0.003358(-5.562)***	-0.028256(-33.348)***	-0.024898(-36.192)***	-0.003657(-5.358)***
LFAGE	-0.050708(-31.626)***	-0.068967(-52.892)***	-0.126388(-69.060)***	-0.057422(-38.643)***	-0.059310(-32.075)***
MULTI	-0.018818(-6.814)***	0.032416(14.435)***	0.008478(2.690)***	-0.023938(-9.354)***	-0.012705(-4.976)***
UNIONI	-0.038217(-13.455)***	-0.005857(-2.536)**	-0.032496(-28.529)***	-0.086639(-32.913)***	-0.029673(-11.542)***
WMT	0.003141(10.630)***	0.000369(1.534)	-0.008063(-23.909)***	-0.008431(-30.793)***	-0.002508(-6.898)***
WDT	-0.000870(-7.142)***	-0.000463(-4.668)***	0.001950(14.014)***	0.002412(21.356)***	-0.002152(-6.167)***
NS4	-0.094441(-15.343)***	0.088960(17.772)***	-0.013782(-1.962)**	-0.102742(-18.011)***	-0.070416(-11.101)***
NS3	-0.120149(-20.834)***	0.084570(18.033)***	-0.037271(-5.662)***	-0.121841(-22.797)***	-0.054485(-9.960)***
NS2	-0.048370(-10.954)***	0.017742(4.941)***	-0.098329(-19.509)***	-0.116072(-28.363)***	-0.025596(-5.947)***
NS1	-0.039669(-12.124)***	0.038430(9.601)***	-0.028537(-5.080)***	-0.066967(-14.682)***	-0.018495(-3.882)***
FINC	-0.019790(-3.426)***	0.083628(17.800)***	-0.074212(-11.254)***	-0.157840(-29.481)***	-0.035435(-6.534)***
BSERV	-0.037987(-7.664)***	0.048251(11.967)***	0.134380(23.745)***	0.086128(18.744)***	0.082339(16.852)***
TRANS	-0.033564(-6.469)***	0.000618(0.147)	-0.024087(-4.067)***	-0.024705(-5.137)***	0.000894(0.179)
SALE	-0.035918(-6.869)***	0.043543(10.240)***	-0.007704(-1.291)	-0.051247(-10.575)***	-0.017288(-3.354)***
CONST	-0.096368(-15.617)***	0.063626(12.679)***	0.025211(3.579)***	-0.038414(-6.717)***	0.000744(0.123)
CFR_1					0.401251(86.325)***
CFR_2					0.181756(39.474)***
JCR					-0.103638(-13.329)***
JDR					-0.194485(-37.821)***
R-square	0.0388	0.0840	0.2768	0.2419	0.4848
N	73166	73166	73166	73166	41632

주 : LSIZE = 사업체중업원수의 로그값
 LFAGE = 사업체 업력의 로그값
 MULTI = 복수사업체 여부 더미
 UNIONI = 노동조합조직 여부 더미
 WMT = 사업체별 채용시 임금의 평균
 WDT = 사업체별 채용시 임금의 분산
 NS4 = 정보통신서비스업
 NS3 = 정보통신제조업
 NS2 = 중공업
 NS1 = 경공업
 FINC = 금융업 더미
 BSERV = 사업서비스업종 더미
 TRANS = 운수업 더미
 SALE = 유통업 더미
 CONST = 건설업 더미
 CFR_1 = 1년전 CFR
 CFR_2 = 2년전 CFR

〈표 4-10〉 일자리변동률과 노동이동률에 관한 회귀분석 결과 : 전산업·규모별

• 종속변수 = 일자리재배치율

	10~29인	30~99인	100~499인	500인이상
INTERCEP	0.392025(28.636)***	0.385783(17.609)***	0.200236(5.847)***	0.185240(2.561)***
LSIZE	-0.024088(-5.584)***	-0.017079(-3.338)***	0.019511(3.149)***	-0.005133(-0.650)***
LFAGE	-0.078914(-44.403)***	-0.068504(-28.666)***	-0.069161(-16.687)***	-0.036212(-2.710)***
MULTI	-0.012183(-2.320)**	0.010501(2.072)**	0.017479(2.804)***	0.060940(3.410)***
UNIONI	0.007902(1.183)	-0.009601(-1.636)	-0.018318(-2.795)***	-0.003563(-0.207)***
WMT	0.004421(9.671)***	0.001184(2.188)**	-0.001217(-1.804)*	0.000111(0.053)***
WDT	-0.000913(-3.397)***	-0.000193(-0.622)	0.000152(0.434)	-0.000556(-0.806)***
NS4	0.096283(13.706)***	0.061460(6.213)***	0.072742(4.590)***	0.090656(1.966)***
NS3	0.070432(9.057)***	0.046921(5.046)***	0.101713(7.197)***	0.106038(2.708)***
NS2	0.007970(1.455)	-0.000843(-0.120)	0.024208(2.217)**	0.028460(0.900)***
NS1	0.014000(2.378)**	0.003339(0.444)	0.042525(3.618)***	0.088794(2.286)***
FINC	-0.031189(-3.202)***	-0.000281(-0.026)	0.038057(2.137)**	0.136397(3.900)***
BSERV	0.001537(0.261)	0.039871(5.110)***	0.067898(5.764)***	0.095663(2.525)***
TRANS	0.013129(1.677)*	-0.022659(-2.539)**	0.021829(1.882)*	0.019462(0.511)***
SALE	0.018139(3.113)***	0.019723(2.331)**	0.027370(2.053)**	0.098437(2.491)***
CONST	0.017179(2.820)***	0.028010(2.795)***	0.064345(3.471)***	0.104840(2.100)***
R-square	0.0743	0.0746	0.0915	0.0523
N	46964	19564	6215	909

• 종속변수 = 초과노동이동률

	10~29인	30~99인	100~499인	500인이상
INTERCEP	0.543071(23.352)***	0.430567(18.124)***	0.400325(11.025)***	0.355003(5.052)***
LSIZE	-0.032926(-5.000)***	0.006575(1.260)	-0.003874(-0.630)	-0.007356(-1.052)
LFAGE	-0.054275(-17.116)***	-0.074449(-25.323)***	-0.069831(-14.695)***	-0.044080(-3.224)***
MULTI	0.024215(3.520)***	-0.007813(-1.515)	-0.008881(-1.434)	-0.010620(-0.675)
UNIONI	0.017003(2.128)**	-0.004213(-0.714)	-0.025466(-3.934)***	-0.039911(-2.627)***
WMT	-0.001921(-2.335)**	-0.004849(-6.838)***	-0.004148(-4.480)***	0.000078632(0.034)
WDT	0.002690(3.278)***	0.001237(1.653)*	0.000045195(0.051)	-0.005273(-2.579)**
NS4	-0.036106(-3.008)***	-0.021928(-1.995)**	-0.058726(-3.488)***	-0.087613(-2.130)**
NS3	-0.030390(-2.780)***	-0.008778(-0.926)	-0.000378(-0.027)	-0.111231(-3.171)***
NS2	-0.039486(-5.171)***	-0.012529(-1.706)*	-0.018666(-1.627)	-0.020524(-0.720)
NS1	-0.026150(-3.221)***	-0.004569(-0.584)	0.006505(0.534)	-0.049274(-1.398)
FINC	-0.058745(-3.877)***	-0.049928(-4.298)***	-0.037139(-2.072)**	-0.031474(-1.008)
BSERV	0.006344(0.761)	0.050654(6.157)***	0.077415(6.190)***	0.143280(4.108)***
TRANS	-0.009927(-0.868)	0.017209(1.778)*	0.036619(2.969)***	-0.043826(-1.318)
SALE	-0.009833(-1.186)	0.012951(1.471)	-0.000015371(-0.001)	-0.040471(-1.138)
CONST	0.038307(4.545)***	0.024620(2.425)**	0.047016(2.546)**	-0.057711(-1.292)
CFR_1	0.295994(47.427)***	0.358799(48.684)***	0.430361(33.913)***	0.433468(11.954)***
CFR_2	0.134500(22.867)***	0.154422(22.616)***	0.214350(17.089)***	0.173043(4.417)***
JCR	-0.265790(-19.967)***	-0.174887(-13.820)***	-0.141064(-7.112)***	-0.023722(-0.435)
JDR	-0.267162(-36.069)***	-0.249038(-28.261)***	-0.235924(-15.744)***	-0.092201(-2.740)***
R-square	0.2409	0.3163	0.5020	0.5157
N	20037	15535	5550	824

〈표 4-11〉 일자리변동률과 노동이동률에 관한 회귀분석 결과 : 산업별

• 종속변수 = 일자리재배치율

	경공업	중공업	정보통신제조업	정보통신서비스업
INTERCEP	0.264358(21.086)***	0.299997(43.109)***	0.428558(22.100)***	0.564602(27.604)***
LSIZE	-0.000043(-0.019)	-0.013486(-12.844)***	-0.004921(-1.789)*	-0.011427(-3.143)***
LFAGE	-0.056279(-15.004)***	-0.044742(-18.570)***	-0.085305(-14.052)***	-0.105228(-14.068)***
MULTI	0.041687(6.953)***	0.016502(4.174)***	0.012597(1.152)	-0.005662(-0.333)
UNION1	-0.015565(-2.473)**	-0.004114(-1.104)	0.144245(13.296)***	0.047100(2.394)**
WMT	0.005305(6.417)***	0.002976(5.692)***	-0.000573(-0.478)	-0.003818(-4.213)***
WDT	-0.001914(-7.057)***	-0.000146(-0.487)	0.000760(1.672)*	0.000876(2.465)**
R-square	0.0434	0.0729	0.0921	0.1182
N	10546	17432	3655	4135

• 종속변수 = 초과노동이동률

	경공업	중공업	정보통신제조업	정보통신서비스업
INTERCEP	0.401006(25.556)***	0.268866(17.512)***	0.504346(18.676)***	0.529162(12.830)***
LSIZE	-0.014689(-6.455)***	-0.018867(-11.251)***	-0.029405(-10.871)***	-0.028373(-6.185)***
LFAGE	-0.062170(-13.899)***	-0.024721(-5.499)***	-0.050485(-7.348)***	-0.066441(-6.219)***
MULTI	0.000849(0.150)	-0.016529(-2.859)***	0.011154(1.109)	-0.019599(-1.020)
UNION1	0.013730(2.308)**	-0.062438(-11.319)***	-0.040791(-4.090)***	-0.005335(-0.241)
WMT	0.002391(2.479)**	0.011501(12.590)***	-0.002317(-1.645)	-0.001169(-0.698)
WDT	-0.002716(-3.361)***	-0.007047(-7.455)***	0.000541(0.476)	-0.003475(-1.881)**
CFR_1	0.299279(30.242)***	0.300432(27.229)***	0.367224(18.584)***	0.326740(13.776)***
CFR_2	0.253009(25.228)***	0.166368(16.156)***	0.130758(7.432)***	0.133941(5.570)***
JCR	-0.122348(-7.199)***	-0.045309(-2.208)**	-0.121074(-3.635)***	-0.133112(-3.409)***
JDR	-0.222982(-21.431)***	-0.073899(-5.420)***	-0.314929(-18.005)***	-0.206020(-8.613)***
R-square	0.3936	0.3154	0.5488	0.3815
N	6684	11038	2246	1349

〈표 4-12〉 순일자리증가율 결정 모델: 산업별

• 종속변수 = 초과노동이동률

	경공업	중공업	정보통신제조업	정보통신서비스업
INTERCEP	-0.019372(-1.295)	0.073302(8.592)***	0.080843(3.262)***	-0.013890(-0.499)
LSIZE	0.015758(5.908)***	0.002196(1.706)*	-0.009737(-2.770)***	-0.001669(-0.337)
LFAGE	-0.054702(12.222)***	-0.046227(-15.651)***	-0.045071(-5.810)***	-0.039438(-3.874)***
MULTI	-0.016561(-2.315)**	-0.024545(-5.064)***	0.021935(1.569)	0.009813(0.425)
UNION1	-0.020979(-2.793)***	0.011177(2.447)**	-0.153527(-11.074)***	-0.019882(-0.742)
WMT	0.008244(8.358)***	0.003827(5.972)***	0.005162(3.373)***	0.006914(5.607)***
WDT	-0.001754(-5.422)***	-0.001710(-4.659)***	-0.001590(-2.739)***	-0.001601(-3.308)***
R-square	0.0308	0.0269	0.1000	0.0276
N	10545	17431	3654	4134

우에도 동일한 방향성을 보이는 것으로 나타났기 때문에 사업체의 많은 특성들이 통제될 경우 사업체 규모는 일자리증가율을 높이는 방향으로 작용하는 것으로 판단된다. 반면 기업의 업력은 순일자리증가율을 낮추는 방향으로 작용하는 것으로 나타나고 있다. 특히 회귀식에서 업력을 제외할 경우 규모의 효과는 부(-)로 나타난다. 이는 규모와 업력 간의 상관관계가 존재할 가능성을 시사하는 것이지만 규모보다는 업력이 순일자리증가율에 더 유의한 영향을 미치는 것으로 판단된다²⁶⁾.

그러나 산업별로 나누어서 검토해 볼 경우 정보통신산업의 경우 사업체 규모가 순일자리증가율과 부의 관계를 가지거나 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 즉 정보통신산업의 경우 사업체 규모가 일자리증가율과 무관하다는 Gibrat's Law가 관철되는 것으로 판단된다.

한편 일자리재배치율과 총노동이동률, 초과노동이동률 등에 규모와 업력이 미치는 효과는 유의하게 부(-)로 나타나고 있다. 앞에서 검토한 이론대로 규모와 업력은 여러 가지 경로를 통해서 일자리변동과 노동

26) 규모와 업력의 단순상관관계는 -0.4 정도이고, 규모와 순일자리증가율간의 상관관계는 -0.5, 업력과 순일자리증가율 간의 상관관계는 -0.14 정도로 나타나고 있다.

이동을 낮추는 방향으로 작용하는 것으로 판단된다.

이를 제조업과 정보통신산업으로 나누어서 볼 경우 정보통신산업에서 사업체 업력의 일자리변동률에 대한 회귀값이 상대적으로 더 큰 것으로 나타나고 있다. 이는 정보통신산업의 경우 사업 초기에 일자리창출과 소멸이 더 격렬하게 나타난다는 점을 시사하는 것으로 판단된다²⁷⁾.

다음으로 복수사업체 변수는 순일자리증가율은 낮추고, 일자리재배치율은 높이고, 초과노동이동률은 낮추는 효과를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과가 나온 것은 동일기업내 사업체간 전직의 경우도 일자리변동으로 파악하고 있다는 사실과 밀접하게 관련이 있는 것으로 보인다. 즉 복수사업체의 경우 일자리증가율은 그리 높지 않지만, 동일기업내에서 사업체간 일자리 변동이 매우 큰 것으로 판단된다. 또 초과노동이동률이 낮은 것도 초과이직 또는 초과채용을 기업내 사업체가 일자리의 재편(사업체간 일자리 이동)으로 흡수할 수 있기 때문인 것으로 판단된다. 따라서 복수사업체들이 정말 위험선호적인 성장전략을 펼치는지에 대해서는 아직 정확하게 판단하기는 어렵다. 다만 복수사업체의 경우 사업체간 인력재배분을 통한 사업구조조정이 진행되고 있다는 판단은 내릴 수 있다고 생각된다.

산업별로 볼 경우 정보통신제조업이나 정보통신서비스업 모두 복수사업체 여부 더미 변수는 일자리재배치율이나 초과노동이동률 등에 통계적으로 유의한 영향을 가지지 않는 것으로 나타났다. 정보통신산업의 경우 복수사업체나 단일사업체가 비슷한 기술적 구조와 시장환경 속에서 동일하게 경쟁하는 것으로 판단된다²⁸⁾.

한편 노동조합의 경우 전반적으로 순일자리증가율을 낮추고 초과노

27) Haltiwanger and Krizan(1999)도 미국 제조업에서 규모보다는 기업연령이 일자리창출에서 더 중요하다고 분석하였다. 대부분의 소규모 사업체들은 창업한 지 얼마 되지 않거나 젊은 사업체들이다. 따라서 일자리창출에서의 소규모 사업체의 역할은 창업이나 젊은 사업체의 역할을 반영하는 것일 수 있다고 보았다.

28) 복수사업체를 가진 기업의 사업체인 경우가 경공업이나 중공업의 경우 각각 11% 수준, 정보통신제조업 9%, 정보통신서비스업 4% 정도인 것으로 나타나고 있다.

동이동을 낮추는 방향으로 작용하고, 일자리변동에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 특히 노동조합이 초과노동이동에 미치는 효과는 대규모 사업체일수록 큰 것으로 나타나고 있다. 이는 노동조합의 목소리효과가 축소사업체에서의 초과이직을 방지하고, 노동조합의 임금효과가 확장사업체에서의 초과채용을 억제하는 것으로 판단된다. 이러한 효과는 대규모 사업체에서 더욱 뚜렷하게 나타난다. 산업으로 볼 때에도 중공업과 정보통신제조업에서 더 뚜렷하게 나타난다. 반면 노동조합과 일자리변동과는 큰 인과관계가 없는 것으로 판단된다.

다음으로 임금효과를 보자. 채용시 평균임금이 높은 사업체에서 순일자리증가율이 높은 것으로 나타났다. 채용시 평균임금이 일자리변동에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 단, 채용시 평균임금이 높은 사업장에서 초과노동이동은 크게 줄어드는 것으로 나타나고 있다. 채용시 평균임금이 전체 평균임금 수준을 반영한다고 한다면 이는 노동조합의 임금효과처럼 기업특수적 지대가 초과이직이나 초과채용을 억제하는 것으로 작용하는 것을 확인할 수 있다. 그러나 500인 이상 대규모 사업체나 중공업 등을 대상으로 해서 분석할 경우 이 효과는 나타나지 않는다. 즉 500인 이상 사업체의 경우 기업특수적 지대가 임금 이외의 형태로 제공되거나, 이연임금(deferred wage)의 적용으로 채용시 임금에는 반영되지 않는 경우가 많기 때문일 것으로 판단된다.

임금의 표본편차는 임금 유연성의 한 지표가 될 수 있을 것이다. 임금분산은 순일자리증가율을 낮추고, 일자리변동률을 낮추고, 초과노동이동률을 높이는 것으로 나타났다. 즉 임금 유연성이 일자리의 순증가에는 기여하지 못하지만 고용 유연성의 필요성을 떨어뜨리는 것으로 생각된다. 초과노동이동률을 높이는 것은 Haltiwanger and Vodopivec (2002)에서 지적된 대로 임금분산의 확대가 저임금 저숙련계층의 노동이동을 유발하기 때문인 것으로 생각해 볼 수 있을 것이다.

그러나 산업별로 볼 경우 정보통신산업에서는 임금의 표준편차가 일자리변동률과 유의한 관계를 가지지 않는 것으로 나타나고 있다. 임금 유연성이 크다고 해서 고용 유연성의 필요성이 줄어들지 않는다는 것이다. 임금과 임금분산 지표의 경우, 규모별·산업별로 나누어 검토해

불 경우 유의성이 크게 떨어지는 것으로 나타나고 있다. 임금 지표의 경우 우리가 사용하고 있는 자료의 측정 오차의 문제가 크게 작용하는 것으로 판단된다²⁹⁾.

다음으로 초과노동이동률에 일자리창출과 일자리소멸이 어떤 영향을 미치는지를 검토해 보자. 일자리창출률과 일자리소멸률 모두 회귀계수가 부(-)의 부호를 가지고 있다. 일자리창출률의 회귀계수가 부(-)라는 의미는 일자리를 늘리는 사업체에서 초과이직이 줄어들고 그에 따라 대체채용도 줄어든다는 것이다. 일자리를 늘리는 사업체에서는 그렇지 않을 경우 그만두었을 피용자를 보유함으로써(즉 늘어난 일자리에 재배치함으로써) 노동수요 증가에 대처한다는 것을 의미한다. 일자리소멸률의 회귀계수도, 부(-)라는 것의 의미도, 일자리를 줄이는 사업체에서도 초과채용이 줄고 그에 따라 대체이직이 줄어든다는 것이다. 일자리를 줄이는 사업체에서는 일자리가 사라진 피용자들을 다른 피용자가 이직한 일자리에 재배치함으로써 채용비용을 줄이면서 노동수요 감소에 대처한다는 것을 의미한다. 이는 일자리창출률이 높은 사업체나 또는 경기가 좋을 경우에 초과노동이동의 비율이 그만큼 증가하지 않는다는 분석과 일치하는 것이다. 이는 Albaek and Sorensen(1998)의 대체채용률의 결정요인 분석과는 다른 결론이다.

또한 규모별·산업별로 볼 경우 중공업의 대규모 사업체에서 회귀계수는 부(-)이지만 그 값 자체는 크지 않다. 일자리가 일정한 사업체가 일자리변동이 큰 사업체간에 초과노동이동률이나 대체채용률이 크게 차이가 나지 않음을 의미한다. 상대적으로 중공업 대기업에서 일자리가 늘어날 때 이직도 더 늘어나고, 일자리가 줄어들 때 채용도 더 늘어난다는 것을 의미한다.

이것도 약간 의외의 결과이다. 중공업 대기업 피용자들의 이직이 기업 수준의 고용증가율에 영향을 받지 않는다는 의미이다. Akerlof et al.(1988)의 일자리줄서기 모델에 따르면, 저임금 공장의 근로자들은 경

29) 「고용보험 DB」가 채용시의 임금만을 제공하기 때문에, 『임금구조기본조사』 자료와 연결하여 전체 노동자의 평균임금과 임금의 표준편차 등을 구해서 적용해 보았다. 이 경우에도 여기에서의 분석 결과와 크게 차이는 나지 않았다.

기가 좋으면 이직하고, 고임금 공장의 근로자는 경기에 영향을 받지 않는 것으로 보고 있다. Jovanovic and Moffitt(1990)도 소규모 사업체에서는 신규입직자들이 높은 match value를 가지는 반면, 대공장에서는 경험 있는 피용자들이 높은 match value를 가지는 것으로 보고 있다.

그런데 2002년 우리나라에서는 이러한 가설들이 맞지 않는 것으로 나타나고 있다. 우리나라의 경우에는 소규모 사업체의 피용자들은 경기가 좋을 때 대기업으로 옮기거나 다른 중소기업으로 옮기는 기존의 관행이 외환위기 이후 부분적으로 변하고 있는 것이 아닌가 생각된다. 또한 외환위기 이후 일자리를 크게 늘리거나 줄이는 중공업 대기업들이 자신의 인력 구성을 빠르게 교체하려는 노력이 반영된 것이 아닌가 판단된다. 즉 불황기에 노동력 구성의 질을 높이기 위해 bad matches를 내보낸다는 Burda and Wyplosz(1994)의 결론에 부합되는 것 같다. 또한 중공업 대기업의 경우 대부분의 피용자들이 특수하게 전문화되어 있어서 사라지는 일자리로부터 그렇지 않으면 떠났을 피용자들의 일자리로 전환하는 것이 쉽지 않다는 사실을 반영할 수도 있다.

다음으로 초과노동이동의 지속성 문제를 검토해 보자. 기업이나 산업 특성과 관련이 없이 순전하게 잘못된 일자리매칭일 경우 초과노동이동은 지속성을 보이지 않는다. 지속성의 문제를 검토하기 위해 설명변수의 지행지표변수를 포함시켰다.

우선 초과노동이동률의 분포를 4분위값을 기준으로 하여 4분위로 나누고 1년 전후와 2년 전후를 비교한 <표 4-13>을 먼저 검토해 보자. 1년 전후로 초과노동이동률의 4분위값을 기준으로 초과노동이동률이 높은 사업체와 낮은 사업체를 4분위로 구분하고 1년 사이에 또는 2년 사이에 4분위 분포간을 어떻게 이동하는지를 보여주는 표이다. 초과노동이동이 임의의 사건이라면 각 셀 간에 동일한 분포가 이루어져야 한다.

1999년과 2000년을 비교할 때 동일한 분위값에 위치한 사업체들의 비율이 거의 45%에 달하고, 한 분위만 차이가 나는 경우까지 포함하면 80%에 달한다. 이는 또한 1999년과 2000년간의 비교, 2000년과 2001년간의 비교를 모두 검토해 봐도 대칭적인 구조가 변하지 않고 있다. 이는 초과노동이동률이 경기변동에 따라서도 거의 변하지 않는다는 것을

<표 4-13> 초과노동이동률의 지속성 분포

<전 산업>

<1999년~2000년>

	1	2	3	4	전 체
1	6,514 (13.19)	3,359 (6.80)	1,646 (3.33)	824 (1.67)	12,343 (25.00)
2	3,254 (6.59)	4,201 (8.51)	3,214 (6.51)	1,652 (3.35)	12,321 (24.96)
3	1,742 (3.53)	3,117 (6.31)	4,224 (8.56)	3,305 (6.69)	12,388 (25.09)
4	872 (1.77)	1,652 (3.35)	3,110 (6.30)	6,686 (13.54)	12,320 (24.95)
전 체	12,382 (25.08)	12,329 (24.97)	12,194 (24.70)	12,467 (25.25)	49,372 (100.00)

주 : 초과노동이동률이 가장 높은 분위 순서로 1, 2, 3, 4로 되어 있음

<2000년~2001년>

	1	2	3	4	전 체
1	6,527 (13.21)	3,403 (6.89)	1,578 (3.19)	871 (1.76)	12,379 (25.05)
2	3,284 (6.65)	4,314 (8.73)	3,003 (6.08)	1,732 (3.51)	12,333 (24.96)
3	1,705 (3.45)	3,331 (6.74)	3,981 (8.06)	3,187 (6.45)	12,204 (24.70)
4	842 (1.70)	1,764 (3.57)	3,183 (6.44)	6,707 (13.57)	12,496 (25.29)
전 체	12,358 (25.01)	12,812 (25.93)	11,745 (23.77)	12,497 (25.29)	49,412 (100.00)

<1999년~2000년>

	1	2	3	4	전 체
1	6,072 (12.31)	3,345 (6.78)	1,802 (3.65)	1,117 (2.26)	12,336 (25.00)
2	3,294 (6.68)	4,160 (8.43)	2,942 (5.96)	1,919 (3.89)	12,315 (24.96)
3	1,889 (3.83)	3,403 (6.90)	3,836 (7.77)	3,251 (6.59)	12,379 (25.09)
4	1,083 (2.19)	1,893 (3.84)	3,145 (6.37)	6,193 (12.55)	12,314 (24.96)
전 체	12,338 (25.00)	12,801 (25.94)	11,725 (23.76)	12,480 (25.29)	49,344 (100.00)

〈제 조 업〉

<1999년~2000년>

	1	2	3	4	전 체
1	2,873 (12.70)	1,531 (6.77)	790 (3.49)	399 (1.76)	5,593 (24.71)
2	1,510 (6.67)	1,928 (8.52)	1,478 (6.53)	780 (3.45)	5,696 (25.17)
3	866 (3.83)	1,510 (6.67)	1,965 (8.68)	1,448 (6.40)	5,789 (25.58)
4	416 (1.84)	701 (3.10)	1,415 (6.25)	3,020 (13.35)	5,552 (24.53)
전 체	5,665 (25.3)	5,670 (25.06)	5,648 (24.96)	5,647 (24.95)	22,630 (100.00)

<2000년~2001년>

	1	2	3	4	전 체
1	2,841 (12.56)	1,559 (6.89)	842 (3.72)	418 (1.85)	5,660 (25.02)
2	1,547 (6.84)	1,839 (8.13)	1,497 (6.62)	783 (3.46)	5,666 (25.04)
3	832 (3.68)	1,511 (6.68)	1,868 (8.26)	1,439 (6.36)	5,650 (24.97)
4	438 (1.94)	753 (3.33)	1,456 (6.44)	3,001 (13.26)	5,648 (24.96)
전 체	5,658 (25.01)	5,662 (25.03)	5,663 (25.03)	5,641 (24.93)	22,624 (100.00)

<1999년~2000년>

	1	2	3	4	전 체
1	2,628 (11.62)	1,486 (6.57)	938 (4.15)	540 (2.39)	5,592 (24.72)
2	1,571 (6.94)	1,792 (7.92)	1,438 (6.36)	891 (3.94)	5,692 (25.16)
3	928 (4.10)	1,563 (6.91)	1,819 (8.04)	1,476 (6.52)	5,786 (25.58)
4	530 (2.34)	819 (3.62)	1,466 (6.48)	2,737 (12.10)	5,552 (24.54)
전 체	5,657 (25.01)	5,660 (25.02)	5,661 (25.02)	5,644 (24.95)	22,622 (100.00)

〈정보통신서비스업〉

<1999년~2000년>

	1	2	3	4	전 체
1	149 (11.10)	88 (6.56)	60 (4.47)	38 (2.83)	335 (24.96)
2	87 (6.48)	105 (7.82)	97 (7.23)	45 (3.35)	334 (24.89)
3	62 (4.62)	95 (7.08)	92 (6.86)	89 (6.63)	338 (25.19)
4	29 (2.16)	59 (4.40)	79 (5.89)	168 (12.52)	335 (24.96)
전 체	327 (24.37)	347 (25.86)	328 (24.44)	340 (25.34)	1342 (100.00)

<2000년~2001년>

	1	2	3	4	전 체
1	139 (10.35)	105 (7.82)	53 (3.95)	30 (2.23)	327 (24.35)
2	105 (7.82)	104 (7.74)	84 (6.25)	54 (4.02)	347 (25.84)
3	58 (4.32)	74 (5.51)	115 (8.56)	81 (6.03)	328 (24.42)
4	34 (2.53)	53 (3.95)	84 (6.25)	170 (12.66)	341 (25.39)
전 체	336 (25.02)	336 (25.02)	336 (25.02)	335 (24.94)	1343 (100.00)

<1999년~2000년>

	1	2	3	4	전 체
1	141 (10.51)	88 (6.56)	69 (5.15)	36 (2.68)	334 (24.91)
2	96 (7.16)	89 (6.64)	87 (6.49)	62 (4.62)	334 (24.91)
3	55 (4.10)	98 (7.31)	105 (7.83)	80 (5.97)	338 (25.21)
4	43 (3.21)	61 (4.55)	75 (5.59)	156 (11.63)	335 (24.98)
전 체	335 (24.98)	336 (25.06)	336 (25.06)	334 (24.91)	1,341 (100.00)

의미한다. 우리나라의 경우 초과노동이동률은 사업체 특수적인 것으로 경기변동에도 영향을 거의 받지 않고 지속적인 특성을 보여주는 것으로 생각된다. Pearson's χ^2 과 kendall's tau-b 모두 1%에서 유의한 것으로 나타나고 있다.

회귀분석 결과에서 보더라도 이전 기간의 초과노동이동률이 다음 기의 초과노동이동률과 매우 밀접한 관계를 가지는 것으로 나타나고 있다. 한편, 이 보고서에는 제출하지 않았지만 초과노동이동률을 설명하는 분석에서 사업체의 고정효과를 고려하는 모델을 사용할 경우 R-square가 거의 70%에 육박한다. 이는 사업체의 초과노동이동 수준은 경기변동에 따라 임의로 발생하는 사건이 아니라 사업체의 개별적인 특이성을 반영하는 매우 균형현상이라는 Burgess et al.(2000)의 가설과 분석을 지지하는 것으로 판단된다. 매우 좁게 정의된 산업내에서 어떤 기업은 항상 높은 초과노동이동률을 나타내고 다른 기업은 지속적으로 낮은 초과노동이동률을 나타낸다면, 이는 서로 다른 균형인사정책의 존재를 시사하는 것이다. 이러한 인사정책의 차이는 기술, 숙련, 비용 구조라는 근본적인 요인으로부터 나온다.

마지막으로 위에서 검토한 모든 요인들을 통제된 상태에서 산업별로 일자리변동률과 초과노동이동률의 차이를 검토해 보면, 2001년에 정보통신산업의 불황을 반영하여 정보통신제조업과 정보통신서비스업이 순일자리감소율에서 수위를 달리고 있다. 한편 일자리변동률도 정보통신제조업과 정보통신서비스업에서 가장 높은 것으로 나타났다. 이는 정보통신산업내 기업간 이질성이 그만큼 크다는 것을 시사한다. 즉 불황기에도 일자리를 늘리는 사업체가 더 많이 있을 수 있음을 시사한다. 반면에 초과노동이동률은 금융업 다음으로 가장 낮은 것으로 나타나고 있다. 정보통신산업의 독특한 기술적 특성은 수요변동에 따르는 일자리변동을 높은 수준으로 유지하도록 하지만, 주어진 일자리에서 피용자들이 자주 옮겨다니도록 하지는 않는다는 것을 의미한다. 다시 말해 정보통신산업의 경우 노동이동이 대부분 사업체 규모를 조정하기 위한 것이고, 이를 조정하지 않은 상태에서 대처해야 하는 노동이동의 규모는 상대적으로 작다는 것을 의미한다.

제 5 절 요약

이상의 분석 결과를 정보통신산업과 제조업의 비교라는 차원에서 요약해 보면 다음과 같다.

첫째, 외환위기 이후의 시기만을 대상으로 하였지만, 정보통신산업의 일자리재배치율은 매우 높은 수준이다. 외환위기를 경험한 1999년 이후 정보통신산업에서의 일자리변동률은 정보통신제조업이 전체 제조업평균의 1.2배, 정보통신서비스업이 약 1.6~2.0배로 매우 높은 수준의 일자리변동률을 보였다. 또한 여타 사업체 특성을 모두 통제할 경우에도 정보통신산업의 경우 일자리변동률이 가장 높다. 이는 정보통신산업내 사업체간 이질성을 반영하는 것으로 판단된다. 즉 불황기에도 일자리를 늘리는 사업체도 있고, 일자리를 줄여도 크게 줄이는 사업체가 많다는 것이다. 이는 정보통신산업이 창조적 파괴의 과정을 더 적극적으로 수용하는 산업특수적인 기술특성을 가지고 있다는 점을 시사한다.

둘째, 외환위기 이후 우리나라의 일자리변동은 일자리창출이 주도하였다. 그 결과 일자리변동은 경기에 순응적인(pro-cycle) 형태를 띠게 되었다. 이는 정보통신산업의 경우도 마찬가지였다. 그러나 정보통신서비스산업의 경우 불황기에 초과일자리변동률이 높아지는 것으로 나타났다. 이는 정보통신산업의 경우 불황기에 일자리 조정이 매우 급격하게 이루어진다는 점을 시사하는 것으로 판단된다.

셋째, 일자리변동의 집중성이 매우 큰 것으로 나타나고 있다. 우리나라 제조업은 여타 국가들의 제조업보다 일자리 집중도가 높고, 정보통신서비스업은 제조업에 비해서도 집중도가 높다. 또한 다른 나라와 달리 일자리소멸의 집중도뿐만 아니라 일자리창출의 집중도도 높은 것으로 나타났다. 이는 우리나라의 일자리변동이 구조적 실업과 인력부족을 동시에 초래할 가능성이 있음을 시사하는 것이다.

넷째, 1999년 정보통신산업 호황 초기에 만들어진 일자리들이 지속되

지 못하고 있고, 이 기간중에 일자리를 줄인 사업체들도 여전히 일자리를 다시 회복하지 못하고 있다. 이는 정보통신산업의 불황이 장기화된다는 사실을 반영하는 것이며, 특히 규모가 중규모 이상이고 업력이 어느 정도 된 중견업체들에서 더욱 심하게 나타나고 있다.

다섯째, 일자리변동과 피용자이동 간의 관계를 보면, 우리나라의 경우에도 일자리창출 기업에서 이직이 발생하고, 일자리소멸 기업에서 채용이 발생하는 동시적 채용과 이직의 현상, 즉 대체채용이나 초과노동이동 현상이 나타나기는 하지만, 이러한 현상은 여타 국가에 비해서 상대적으로 작고 정보통신서비스업의 경우 그 비중이 더 작다. 이는 피용자이동이 주로 고용주 주도의 채용과 이직에 의해서 발생하기 때문인 것으로 판단된다. 따라서 전체 피용자이동에서 일자리변동에 기인하는 부분의 비율이 여타 국가들에 비해서 상대적으로 높고, 정보통신서비스업에서는 이 비율이 더 높은 것으로 나타나고 있다.

또한 다른 사업체 특성을 모두 통제할 경우 정보통신산업에서 초과노동이동률은 낮은 편이다. 이는 정보통신산업내 사업체간 이질성은 크지만 피용자의 이질성은 상대적으로 작다는 것을 의미하고, 노동이동이 대부분 사업체 규모를 조정하기 위한 것이며, 사업체 규모 조정과 관계없이 대처해야 하는 노동이동의 규모는 상대적으로 작다는 것을 의미한다.

여섯째, 규모와 업력의 일자리변동 효과를 볼 때 정보통신산업에서는 사업체 규모가 순일자리 증가율과 부의 상관관계 또는 통계적으로 유의하지 않은 관계를 나타내는 것으로 판단된다. 여타 산업의 경우 다른 요인들이 통제될 때 사업체 규모는 순일자리증가율을 높이는 방향으로 작용하였다. 또한 정보통신산업의 경우 사업 초기에 일자리창출과 소멸이 상대적으로 더 격렬하게 전개됨으로써 일자리변동률이 높아지는 것으로 분석되었다.

일곱째, 정보통신산업의 경우 복수사업체나 단일사업체가 비슷한 기술적 특성과 사업환경 속에서 경쟁하면서 일자리변동과 초과노동이동 등에서 큰 차이를 나타내지 않는 것으로 분석되었다.

여덟째, 정보통신서비스산업에서의 구조조정과 일자리소멸의 주된 대

상은 저숙련 고령노동자라기보다는 상대적 고숙련이면서 저연령인 계층이었다. 2000년에서 2001년으로 넘어오는 경기침체에 구조조정과 노동력 재배분의 대상 또는 주역은 제조업에서는 저학력층, 정보통신산업에서는 저연령층이었다.

참고문헌

- 김혜원, 「한국의 일자리변동과 생산성 분석」, SIES 워킹페이퍼 시리즈, 2000.
- _____, 「한국의 일자리변동과 생산성 분석」, 서울사회경제연구소 워킹페이퍼 시리즈, 2000.
- _____, 「마르코프 모형에 의한 사업체 상태 이행분석 : 한국의 광공업 사업체를 중심으로」, 서울사회경제연구소 워킹페이퍼 시리즈, 2002.
- _____, 「불황의 세정효과에 대한 연구 : 한국 광공업 사업체를 중심으로」, SIES 워킹페이퍼 시리즈, 2002.
- 전병유, 「벤처산업정책과 일자리창출」, 『디지털경제와 인적자원』, 한국노동연구원, 2001.
- 어수봉, 『한국의 노동이동』, 한국노동연구원, 1992.
- Abowd, John M., Corbel, Patrick, and Kramarz, Francis, “The Entry and Exit of Workers and The Growth of Employment: An Analysis of French Establishments”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 2, 1999(May): 170-187.
- Abowd, John M., “The Entry and Exit of Workers and The Growth of Employment: An Analysis of French Establishments”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 2, 1999 (May): 170.
- Abraham, Katharine G., and Lawrence F. Katz, “Cyclical Unemployment: Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances?” *The Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 3, 1986(June): 507-522.
- Albaek, Karsten and Bent E. Sorensen, “Worker Flows and Job

- Flows in Danish Manufacturing 1980-91”, the *Economic Journal*, Vol. 108, 1998(November): 1750-1771.
- _____, “Worker Turnover, Plant Size and Wage Levels”, 1988(April).
- Allaart, Piet and Marian De Voogd-Hamelink, “Employer-Worker Separations, Internal Mobility of Workers, and Job Dynamics: Evidence for the Netherlands 1988-1998”, *OSA-Working Paper*, 2001 (September).
- Allaart, Piet, Kerkhofs, Marcel and Marian De Voogd-Hamelink, “Simultaneous Job Creation and Job Destruction on Establishment Level”, *OSA-Working Paper*, 2000(June).
- Almus, Matthias, “Testing ‘Gibrat’s Law’ for Young Firms - Empirical Results for West Germany”, *Small Business Economics*, Vol. 15, No. 1, 2000(August): 1.
- Andersson, Fredrik, “Job Flows in Swedish Manufacturing 1972-1996”, 1999(October).
- Arai, Mahmood, and Fredrik Heyman, “Gross Job and Worker Flows for Permanent and Temporary Contracts: Sweden, 1989-1998”, 2000 (February).
- Armington, Catherine and Zoltan Acs, “Differences in Job Growth and Persistence in Services and Manufacturing”, *Discussion Paper*, 2000(March).
- Aw, Bee-Yan, Chen, Xiaomin and Mark Roberts, “Firm-Level Evidence on Productivity Differentials, Turnover, and Exports in Taiwanese Manufacturing”, Nber Working Paper, No.6235, 1997.
- Baily, Bartelsman, and Haltiwanger, “Labor Productivity: Structural Change and Cyclical Dynamics”, Mimeo, 1998.
- _____, “Downsizing and Productivity Growth : Myth or Reality”, *Small Business Economics*, 1996.
- Baily, M.N., E.J. Bartelsman, Haltiwanger, J., “Labor Productivity:

- Structural Change and Cyclical Dynamics”, *Review of Economics and Statistics*, 2001.
- Baldwin, “The Dynamics of Industrial Competition”, 1995.
- _____, John, Dunne, Timothy, and John Haltiwanger, “A Comparison of Job Creation and Job Destruction in Canada and The United States”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. Lxxx, No. 3, 1998(August): 347-356.
- Baldwin, John, “A Comparison of Job Creation and Job Destruction in Canada and The United States”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 3, 1998(August): 347.
- Barlevy, “Is There a Cleansing Effect of Recession? Evidence from Wage Data”, Mimeo, 1998.
- _____, “Credit Market Frictions and The Reallocation Process”, Mimeo, 1999.
- _____, “The Sullyng Effect of Recessions”, *Review of Economic Studies*, 2002.
- Barnes, Matthew and Jonathan Haskel, “Job Creation, Job Destruction and Small Firms: Evidence for the UK”, 2001(June).
- Beal, David, “Creative Destruction: The Underlying Force in The Area’s Economic Turbulence”, *The Region*, Vol. 5, No. 3, 1991(September): 4-11.
- Belzil, Christian, “Job Creation and Job Destruction, Worker Reallocation, and Wages”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 18, No. 2, 2000 (April): 183-203.
- Bernanke and Gertler, “Agency Costs, Net worth and Business Fluctuations”, *AER*, 1989.
- Bertin, Bresnahan and Raff, “Localized Competition and the Aggregation of Plant-Level Increasing Returns : Blast Furnaces”, *JPE*, 1996: 1929-1935.
- Bertola, G. and R. Rogerson, “Institutions and Labor Reallocation”,

European Economic Review, 1997: 1147-1171.

_____, “Institutions and Labor Reallocation”, NBER Working Paper No.5828, 1996 (November).

Bingley, Paul and Niels Westergaard-Nielsen, “Establishment Tenure and Worker Turnover”, 1998 (May).

Bingley, Paul, Eriksson, Tor, Werwatz, Axel and Niels Westergård-Nielsen, “Beyond ‘Manucentrism’—Some Fresh Facts about Job and Worker Flows”, Working Paper, 1999 (October).

Blanchard, Olivier and Pedro Portugal, “What Hides Behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S. Labor Markets”, *the American Economic Review*, Vol. 91, No. 1, 2001(March): 187-207.

Blanchard, Olivier Jean and Peter Diamond, “The Cyclical Behavior of The Gross Flows of U.S. Workers”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1990: 85-143.

_____, “The Flow Approach to Labor Markets”, *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 2, 1992(May): 354-359.

Blanchflower, David G., “Job Creation and Job Destruction in Great Britain in The 1980S”, *Industrial & Labor Relations Review*, Vol. 50, No. 1, 1992(May): 17-38.

Blanchflower, David G., “Job Creation and Job Loss: Research Questions Arising From the Use of Establishment Based Data”, *Dartmouth College and NBER*.

Boeri, Tito, “Is Job Turnover Countercyclical?”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 14, No. 4, 1996(October): 603-625.

Bojnec, Štefan and Jozef Konings, “Job Creation, Job Destruction and Labour Demand in Slovenia”, *Comparative Economic Studies*, Vol. 41, No. 2/3, 1999(Summer): 135-149.

_____, “Job Creation, Job Destruction and Labour Demand in

- Slovenia”, *Comparative Economic Studies*, Vol. XLI, No. 2-3, 1999(Summer/Fall): 135-149.
- Borland, Jeff, “Job Creation and Job Destruction in Manufacturing Industry in Australia”, the *Economic Record*, Vol. 72, No. 216, 1996(March): 46-62.
- _____, “Labour Market Flows Data for Australia”, *The Australian Economic Review*, No. 114, 1996(Second Quarter): 225-235.
- Bradbury, Katharine L., “Job Creation and Destruction in Massachusetts: Gross Flows Among Industries”, *New England Economic Review*, 1999 (Sep/Oct): 33-52.
- Brainard, Lael S., and David M. Cutler, “Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment Reconsidered”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1993 (February).
- Bresnahan and Raff, “Intra-industry Heterogeneity and the the Great Depression : The American Motor Vehicle Industry”, *Journal of Economic History*, 1999: 1929-1935.
- Brown and Earle, “Gross Job Flows in Russian Industry Before and After Reforms : Has Destruction Become More Creative?”, *Journal of Comparative Economics*, 2002.
- Brown, J. David and John S. Earle, “Gross Job Flows in Russian Industry Before and After Reforms: Has Destruction Become More Creative?”, *Forthcoming in the Journal of Comparative Economics*, 2002 (March).
- Burda, Michael, and Charles Wyplosz, “Gross Worker and Job Flows in Europe”, *European Economic Review*, 1994(June): 1287- 1315.
- Burgess, S., J. Lane and David D. Stevens, “Churning Dynamics: An Analysis of Hires and Separations at The Employer Level”, *Labour Economics*, Vol. 8, No. 1, 2001 (January).
- Burgess, Simon and Stefan Profit, “Externalities in the Matching of

- Workers and Firms in Britain”, 2001 (March).
- Burgess, Simon and Stephen Nickell, “Turnover in U.K. Manufacturing”, *Economica*, 1990: 295-318.
- Burgess, Simon, Land, Julia, and David Stevens, “Job Flows, Worker Flows, and Churning”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 18 No. 3, 2000: 473-502.
- Burgess, Simon, Lane, Julia and Kevin Mckinney, “Jobs, Workers and Changes in Earnings Dispersion”, 2001(December).
- Böckerman, Petri, “Unravelling the Mystery of Regional Unemployment in Finland”, *Labour Institute for Economic Research · Discussion Papers*, 2001.
- Börckerman, Petri, Kari Hämäläinen and Mike Maliranta, “Explaining Regional Job and Worker Flows”.
- Caballero and Hammour, “The Cost of Recessions Revisited: A Reverse-Liquidationist View”, *NBER Working Paper*, 1999.
- Caballero and Hammour, “Creative Destruction and Development: Institutions, Crises, and Restructuring”, Annual World Bank Conference on Development Economics, 2000.
- Caballero, “Discussion on Schuh and Robert K. Triest(1998)”.
- _____, “Jobless Growth: Appropriability, Factor Substitution, and Unemployment,”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1998b: 51-94.
- Caballero, Engel and Haltiwanger, “Aggregate Employment Dynamics : Building From Microeconomic Evidence”, NBER Working Paper Series 5042, 1995.
- Caballero, Ricardo J., and Eduardo Engel, “Microeconomic Adjustment Hazards and Aggregate Dynamics”, *Quarterly Journal of Economics*, 1993: 359-84.
- Caballero, Ricardo J., and Mohamad L. Hammour, “Creative Destruction and Development: Institutions, Crises, and

- Restructuring”, NBER Working Paper No.7849, 2000(August).
- _____, “On The Ills of Adjustment”, *Journal of Development Economics*, 1996a: 161-192.
- _____, “The Cleansing Effect of Recessions”, *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 5, 1994(December): 1350-1368.
- _____, “On The Timing and Efficiency of Creative Destruction”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, No. 3, 1996 (August): 805-852.
- Cappelli, Peter and David Neumark, “External Job Churning and Internal Job Flexibility”, NBER Working Paper No. 8111, 2001 (February).
- Contini, B., and R. Revelli, “Gross Flows Versus Net Flows: What Is There to Be Learned”, *Paper Presented To The Icer Workshop in Labor Market Dynamics*, 1992 (September).
- Daniel Hamermesh, “Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs,” *American Economic Review*, 1989.
- Davis and Haltiwanger, “Driving Forces and Employment Fluctuations”, NBER Working Paper No.5775, 1996.
- Davis and Haltiwanger, “Measuring Gross Worker and Job Flows, in Manser and Topel, eds.”, *Labor Statistics Measurement Issues*, University of Chicago Press, 1998.
- Davis, Haltiwanger and Schuh, *Job Creation and Destruction*, MIT Press, 1996.
- Davis, Steven J., and John Haltiwanger, “Gross Job Flows”, in O. Ashenfelter and D. Card(eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3b(Elsevier), 1999.
- _____, “Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 3, 1992(August): 819-863.
- _____, “Measuring Gross Worker and Job Flows”, NBER Working

Paper No.5133, 1995(May).

_____, “Driving Forces and Employment Fluctuations”, Nber Working Paper, No.5775, 1996 (September).

Davis, Steven J., “On The Driving Forces Behind Cyclical Movements in Employment and Job Reallocation”, *The American Economic Review*, Vol. 89, No. 5, 1999(December): 1234-1258.

Den Haan, Ramey and Watson, “Job Destruction and the Experience of Displaced Workers”, NBER Working Paper Series 7218, 1999.

Den Haan, Wouter J., Ramey, Garey, and Joel Watson, “Job Destruction and Propagation of Shocks”, Discussion Paper, 1997 (October).

Den Haan, Wouter J., Ramey, Garey, and Joel Watson, “Job Destruction and The Experiences of Displaced Workers”, 1999 (March).

_____, “Job Destruction and Propagation of Shocks”, *The American Economic Review*, Vol. 90, No. 3, 2000(June): 482-497.

Dunne, Haltiwanger and Troske, “Technology and Jobs : Secular Changes and Cyclical Dynamics”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1997.

Faberman, Jason R., “Job Creation and Destruction Within Washington and Baltimore”, *Monthly Labor Review*, Vol. 124, No. 9, 2001(September): 24-31.

Faggio, Giulia and Jozef Konings, “Gross Job Flows in Transition Countries: Results From Company Accounts Data for Bulgaria, Estonia and Romania”, *Licos Discussion Paper*, 1998 (November).

Foote, Christopher L., “Trend Employment Growth and The Bunching of Job Creation and Destruction”, *The Quarterly*

- Journal of Economics*, Vol. 113, No. 3, 1998(August): 809-834.
- Foster, Haltiwanger and Krizan, "Aggregate Productivity Growth : Lessons from Microeconomic Evidence", NBER Working Paper 6803, 1998.
- Fuhrer and Schuh(ed.), "Beyond Shocks: What Causes Business Cycles?", *Conference Series*, No. 42, 1998.
- Garcia-Serrano, Carlos and Juan F. Jimeno, "Labour Reallocation, Job Tenure, Labour Flows and Labour Market Institutions: Evidence From Spain", *Documento De Trabajo*, 1998(April).
- Garibaldi, Pietro, "Job Flow Dynamics and Firing Restrictions", *European Economic Review*, Vol. 42, No. 2, 1998 (February): 245.
- Garibaldi, Pietro, "The Asymmetric Effects of Monetary Policy on Job Creation and Destruction", *international Monetary Fund Staff Papers -International Monetary Fund*, Vol. 44, No. 4, 1997(December): 557-584.
- Gautier, Pieter A., Van Den Berg, Gerard J., Van Ours, Jan C. and Geert Ridder, "Separations At The Firm Level", 1999(February).
- Gertler, Mark and Simon Gilchrist, "Monetary Policy, Business Cycles, and The Behavior of Small Manufacturing Firms" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. Cix, No. 2, 1994(May): 309-340.
- Goddard, John, "Panel Tests of Gibrat'S Law for Japanese Manufacturing", *International Journal of Industrial Organization*, Vol. 20, No. 3, 2002(March): 415.
- Gorter, Cees, Bruinsma, Frank and Peter Nijkamp, "Flow Approach to Industrial Sites, Firm Dynamics and Regional Employment Growth: A Case Study to Amsterdam-North", 1998 (November).

- Gouge, Randall and Ian King, "Job Creation and Destruction Over The Business Cycle", *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 29, 1996(April): S57-75.
- Gouge, Randall and Ian King, "Competitive Theory of Employment Dynamics" *Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 22, 1997: 1-22.
- Greene(2000), *Econometric Analysis*, Prentice Hall International, Inc.
- Greenway, D., Upward, R. and Wright, P. "Sectoral Transformation and Labour-Market Flows", *Oxford Review of Economic Policy*, 2000: 57-75.
- Griliches and Regev, "Firm Productivity in Israeli Industry: 1979-1988", *Journal of Econometrics*, 1995.
- Hales, Dewey, "Does The Volatility of Economic Variables Change over The Business Cycle? A Time Series Approach", *Department of Economics East Carolina University Master Paper*, 1999(May).
- Haltiwanger, John and Milan Vodopivec, "Worker Flows, Job Flows and Firm Wage Policies: an Analysis of Slovenia".
- Haltiwanger, John C., and Scott Schuh, "Gross Job Flows Between Plants and industries", *New England Economic Review*, 1999(March/April): 41-64.
- Hamemesh, Daniel S., Hassink, Wolter H. J., and Jan C. Van Ours, "New Facts About Factor-Demand Dynamics: Employment, Jobs and Workers", Nber Working Paper No.4624, 1994 (January).
- Hamermesh and Pfaan, "Adjustment Costs in Factor Demand", *Journal of Economic Literature* Vol.34 No.3, 1996.
- Hamermesh, "Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs," *American Economic Review*, 1989.
- Hamermesh, Daniel and Hassink, Wolter and, Jan Van Ours, "New

- Facts About Factor Dynamics: Employment Jobs and Workers”, *Annales D’Economie et Statistique* Vol 41, 42, 1996 (January/June): 21-40.
- Hamermesh, Daniel S., Hassink, Wolter H. J. and Jan C. Van Ours, “Job Turnover and Labor Turnover: A Taxonomy of Employment Dynamics”, *Annales D’économie Et De Statistique*, 1996.
- Hamermesh, Daniel, “Labor Demand and The Structure of Adjustment Costs”, *American Economic Review*, 1989: 674-689.
- Hart, Peter E. and Nicholas Oulton, “Job Creation and Destruction in the Corporate Sector: the Relative Importance of Births, Deaths and Survivors”, NIESR Discussion Paper No.134, 1998 (January).
- Hart, Peter E., “Gibrat, Galton and Job Generation”, *International Journal of The Economics of Business*, Vol. 6, No. 2, 1999(July): 149-164.
- Haskel, Jonathan, “Job Creation and Destruction”, *Economica*, Vol. 65, No. 257, 1998(February): 154-156.
- Hayami, Hitoshi, and Masahiro Abe, “Labor Demands By Age and Gender in Japan: Evidences From Linked Micro Data”.
- Hohti, Satu, “Job Flows and Job Quality By Establishment Size in The Finnish Manufacturing Sector 1980-94”, *Small Business Economics*, Vol. 15, No. 4, 2000(December): 265.
- Hopenhayn, “Entry, Exit and Firm Dynamics in Long-run Equilibrium”, *Econometrica* Vol. 60 No.5, 1992.
- Hopenhayn, Hugo and Richard Rogerson, “Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 5, 1993(October): 915-38.
- Hyclak, Thomas, “Structural Changes in Labor Demand and Unemployment in Local Labor Markets” , *Journal of Regional Science*, 653, 1996(November); Vol. 36, No. 4.

- Ilmakunnas, Pekka and Mike Maliranta, "The Turnover of Jobs and Workers in A Deep Recession: Evidence From the Finish Business Sector", *Keskusteluaiheita-Discussion Papers*, No. 747, 2001(August).
- Jovanovic, "Selection and the Evolution of Industry", *Econometrica* Vol. 50 No.3, 1982.
- Jurajda, Stepan and Katherine Terrell, "Optimal Speed of Transition: Micro Evidence From the Czech Republic", Working Paper No.355, 2000(December).
- Klein, Michael W., Schuh, Scott, and Robert K. Triest, "Job Creation, Job Destruction and The Real Exchange Rate", Nber Working Paper No.7466, 2000(January).
- Konings, J., and C. A. Pissarides, "The Creation, Retention and Destruction of Jobs", *Paper Presented at The Centre for Economic Performance Annual Conference*, 1994 (May).
- Konings, Jozef, "Job Creation and Job Destruction in The Uk Manufacturing Sector", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 57, No. 1, 1995(February): 5-24.
- Lagarde, Maurin and Torelli, "Job Reallocation between and within Plants : Some Evidence from French Micro Data on the Period from 1984-1992", Unpublished Working Paper (INSEE), 1994.
- Lagarde, Sylvie and Maurin, Eric and Constance Torelli, "Flows of Workers and Job Reallocation", Working Paper, 1995.
- Lengermann, Paul, and Lars Vilhuber, "Abandoning The Sinking Ship: The Composition of Worker Flows Prior to Displacement-Preliminary", 2001 (September).
- Levinsohn, James, "Firm Heterogeneity, Jobs, and International Trade: Evidence From Chile", Department of Economic Working Paper, 1996 (October).
- Lilien, David M, "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment",

- Journal of Political Economy*, Vol. 90 No. 4, 1982: 777-793.
- Mortensen, D. T., and C. A. Pissarides, "Technological Progress, Job Creation and Job Destruction", *Centre for Economic Performance Discussion Paper*, 1995 (September), Revised 1997(January).
- _____, "Job Creation and Job Destruction in The Theory of Unemployment", *The Review of Economic Studies*, Vol. 61, No. 208, 1994(July): 397-415.
- Mortensen, Dale T., "The Cyclical Behavior of Job and Worker Flows", *Journal of Economic Dynamics & Control*, Vol. 18, No. 6. 1994 (November): 1121-1142.
- Mumford, Karen and Peter N. Smith, "Job Reallocation and Average Job Tenure: Theory and Workplace Evidence From Australia", *Discussion Papers in Economics*, 1999 (December).
- _____, "Job Reallocation and Average Job Tenure: Theory and Workplace Evidence From Australia", *Centre for Economic Performance Discussion Paper No.360*, 1997(July).
- Mustaniemi, Tuija, "Enterprise Demography as A Method of Studying Real Enterprise Births", *The Evolution of Firms and Industries*. Laaksonen, Seppo(ed), Helsinki: Statistics Finland, 1997.
- Nickell, "Dynamic Models of Labour Demand", edited by O. Ashenfelter and R. Layard, *Handbook of Labor Economics*, Vol. I, Elsevier Science Publisher, 1986.
- Nocke, *Gross Job Creation and Gross Job Destruction : an Empirical Study with French Data*, 1994.
- OECD, *Job Creation and Loss : Analysis, Policy and Data Development*, OECD, 1996.
- Per Vejrup-Hansen, "The Effect of Job Destruction on Worker Mobility and Unemployment", *International Symposium on*

Linked Employer-Employee Data, 1998 (May).

Persson, Helena, "Job and Worker Flows in Sweden 1986-1995: Who Gets The New Jobs and Who Loses The Old Jobs?", *Paper for The International Symposium on Linked Employer-Employee Data*, 1998 (May).

Picot, Garnett "Job Creation By Company Size Class: The Magnitude, Concentration and Persistence of Job Gains and Losses in Canada", *Small Business Economics*, Vol. 10, No. 2, 1998(March): 117-139.

Piekkola, Hannu and Petri Bökerman, *On Whom Falls the Burden of Restructuring? Evidence From Finland*.

Pierre, Olivier Gourinchas, "Exchange Rates Do Matter: French Job Reallocation and Exchange Rate Turbulence, 1984-1992", *European Economic Review*, Vol. 43, No. 7, 1999(June): 1279-1316.

Pivetz, Timothy R., "Measuring Job and Establishment Flows with Bls Longitudinal Microdata", *Monthly Labor Review*, Vol. 124, No. 4, 2001(April): 13-20.

Ramey, Garey, and Joel Watson, "Contractual Fragility, Job Destruction, and Business Cycles", *Quarterly Journal of Economics*, 873-911.

Ritchie, "Efficient Access to Large Datasets for Linear Regression Models", University of Stirling Discussion Paper 95/12, 1995.

_____, "XPReg : Software for the Analysis of Cross-Product Matrices", mimeo, 1996.

_____, "Time-varying Parameters in Panel Models", mimeo, 1997.

Ritter, Joseph A., "Job Creation and Destruction: The Dominance of Manufacturing", *Review-Federal Reserve Bank of St. Louis*, Vol. 76, No. 5, 1994(Sep/Oct): 3-11.

_____, "Measuring Labor Market Dynamics: Gross Flows of

- Workers”, *Review - Federal Reserve Bank of St. Louis*, Vol. 75, No. 6, 1993(Nov/Dec): 39-56.
- Roberts, “Employment Flows and Producer Turnover in Three Developing Countries”, edited by Roberts and Tybout, *Industrial Evolution in Developing Countries : Micro Patterns of Turnover, Productivity and Market Structure*, Oxford University Press, 1996.
- Salvanes, Kjell G., *Employment Policies At the Plant Level: Job and Worker Flows for Heterogeneous Labour in Norway*.
- Sargent, “Estimation of Dynamic Labor Demand Schedules under Rational Expectation”, *Journal of Political Economy*, Vol. 86, No. 6, 1978.
- Schuh Scott, and Robert K. Triest, “Job Reallocation and the Business Cycle: New Facts For An Old Debate”, in Fuhrer and Schuh(ed.)(1998), *Beyond Shocks: What Causes Business Cycles?*, Conference Series No. 42, 1998, FRB of Boston, 1998.
- Schuh, Scott, “The Role of Firms in Job Creation and Destruction in U.S. Manufacturing”, *New England Economic Review*, 2000 (Mar/Apr): 29-44.
- Serrano, Carlos Garcia, “Worker Turnover and Job Reallocation: The Role of Fixed-Term Contracts”, *Oxford Economic Papers*, Vol. 50, No. 4, 1998 (October): 709-725.
- Simon Burgess and Stephen Nickell, “Turnover in U.K. Manufacturing,” *Economica*.
- Spletzer, James R., “The Contribution of Establishment Births and Deaths to Employment Growth”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 18, No. 1, 2000(January): 113-126.
- Sutton, John “Gibrat’s Legacy”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 1, 1997(March): 40-60.
- Tattara, Giuseppe and Marco Valentini, *Who Is First to Sit Down*,

Who Is Left Standing When the Music Stops? 2002.

Tybout, “Manufacturing Firms in Developing Countries : How Well Do They Do, and Why”, *World Bank Economic Review*, 1998.

Wagner, Joachim, “Firm Size, Firm Growth, and Persistence of Chance: Testing Gibrat’s Law With Establishment Data From Lower Saxony, 1978-1989”, *Small Business Economics*, Vol. 4, No. 2, 1992(June): 125-131.