

勞 動 經 濟 論 集  
 第27卷(2), 2004. 8, pp. 29-66  
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

## 1981-2000년간 한국 광공업 5인 이상 사업체에서의 일자리 창출과 소멸\*

김 혜 원\*\*

이 글은 1981년부터 2000년까지 한국의 「광공업통계조사」 원자료를 이용하여 한국 광공업의 사업체 수준에서의 일자리창출률과 소멸률을 측정하고 분석하는 것을 목적으로 한다. Davis and Haltiwanger(19992)의 방법론에 따라 측정한 결과 동 기간 광공업 5인 이상 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률은 각각 9.75, 10.33로서 다른 나라의 일자리변동과 비교할 때 상대적으로 높은 수준이었다. 또한 창출된 일자리의 지속성이 낮고 일자리변동의 집중성은 높은 수준임을 확인할 수 있다. 노동자 재배치 중에서 일자리 재배치가 설명하는 비중을 측정한 결과 미국과 비슷하거나 더 높은 비중을 보여서 일자리변동이 노동이동의 중요한 요인으로 작용했음을 확인할 수 있었다. 외환위기 직전까지 노동이동이 감소하는 추세였던 데 비해 일자리 재배치 수준에는 변함이 없어 외환위기 직전에는 일자리 재배치가 설명하는 비중이 최대 60%까지 높아졌다. 마지막으로 일자리창출과 소멸의 변화가 호황과 불황기에 어떤 차이가 있는지를 연구하였다. 창출률과 소멸률은 각각 경기순행적, 경기역행적으로서 일반적인 양상을 띠고 있었으며, 미국과 달리 일자리 재배치율의 경기역행성은 관측할 수 없었다.

— 주제어: 일자리창출, 일자리소멸, 일자리 재배치율, 노동자 재배치율, 노동이동

투고일: 2004년 2월 12일, 심사일: 2004년 2월 19일, 심사완료일: 2004년 5월 19일

\* 유익한 논평을 해주신 익명의 논평자들에게 감사드린다. 여전히 남은 오류는 필자의 책임이다.

\*\* 국회 예산정책처(puttyclay@nabo.go.kr)

## I. 서론

선진국을 중심으로 최근 사업체 패널자료가 이용 가능해지면서 일자리 총량의 순변동량 배후에 있는 사업체 수준에서의 일자리 창출과 소멸의 흐름에 대한 측정과 분석이 활발하게 이루어지고 있다. Davis and Haltiwanger(1992)는 1972년부터 1986년 사이 미국 제조업의 분석을 통해 100개의 일자리 중에서 연평균 2.1개의 일자리가 순감소해 온 배후에 매년 9.2개의 일자리가 새로 창출되고 11.3개의 일자리가 소멸되는, 활발한 사업체 수준에서의 일자리창출과 소멸의 흐름이 존재하고 있다는 것을 밝혔다. 이들의 연구는 기존의 노동공급 측면에서의 신규 취업과 실직 유량에 대한 연구를 보완하는 노동수요 측면의 유량 분석이라는 점에서 큰 주목을 받았다.

사업체 패널자료가 구축된 선진국을 중심으로 활발한 연구가 이루어졌고 이러한 연구 결과는 OECD(1994), OECD(1996)을 통해 발표되었다. 개발도상국과 시장경제로 이행하는 동유럽과 러시아에 관해서도 실증연구가 이루어졌다(Roberts, 1996. Brown and Earle, 2002). 각국간의 일자리변동의 차이를 야기하는 원인에 대해서는 주로 선진국을 중심으로 고용조정을 가로막는 제도의 차이와 관련된 연구가 이루어졌다. OECD(1996)에서는 국가별 자료를 이용한 분석을 통해 대체로 고용보호제도가 약한 나라일수록 일자리변동이 활발하다는 결과가 나타나지만 통계적 유의성은 높지 않음을 보였으며 Garibaldi et. al.(1997)는 국가별 비교연구를 통해 고용보호제도와 일자리변동 사이에 명확한 관계가 존재하지 않음을 보고한 바 있다. 이러한 결과와 관련하여 Davis and Haltiwanger(1999)는 제도적 차이보다 각국의 연구에서 일관되게 관측되는 산업별, 사업체특성별 일자리변동의 차이에 주목하면서 국가간 차이는 산업 구성의 차이와 국가간 평균 사업체 특성의 차이를 통해 분석될 필요성을 제기하였다.

고용보험 DB와 같은 사업체-노동자패널 자료의 구축에 힘입어 일자리변동의 연구는 노동이동에 대한 연구와 통합되는 방향으로 발전하고 있다. 노동이동은 직접적으로 일자리변동에 의해 야기되는 부분과 나머지 부분, 즉 초과노동이동으로 구분된다. 거시적인 차원에서 일자리변동이 노동이동을 설명하는 비중에 대한 측정이 이루어졌으며 (Anderson and Meyer, 1994; Albaek and Sorensen, 1998) 미시적인 차원에서 초과노동

이동을 설명하는 사업체 특성에 대한 연구가 이루어지고 있다(Burgess, Lane and Stevens, 2000).

Davis and Haltiwanger(1992)는 미국 제조업에서 일자리변동이 경기역행적이라는 사실을 보고하여 많은 논쟁을 불러일으켰다. 이들의 연구는 불황기에 활발한 일자리 재배치가 이루어지는 원인에 대한 분석과 불황기가 활발한 구조조정을 통해 경제 전체의 생산성을 증가시키는 역할을 하는지에 대한 연구를 자극하였다(Caballero, Engel and Haltiwanger, 1994, 1996, 1997). 실증적인 차원에서 미국 이외의 나라와 제조업 이외의 산업에서도 경기역행성이 관측되는지에 대한 많은 연구가 이루어졌지만 그 결과는 확정적이지 않다(OECD, 1994; Boeri, 1996).

이 글은 1981~2000년 사이 「광공업통계조사」 원자료를 이용하여 한국 광공업의 5인 이상 지속사업체의 일자리창출과 소멸을 측정하고 분석한다. 일자리창출과 소멸과 관련된 다양한 주제 중에서 이 글에서는 다음 세 가지를 중점적으로 분석하고자 한다. 첫째, 한국의 광공업에서 고용량의 순변동분 배후에 있는 일자리창출과 소멸의 유량을 측정하고 이를 다른 나라와 비교한다. 일자리창출과 소멸의 흐름은 크게 수준, 지속성, 집중성의 측면에서 분석된다. 수준이란 일자리창출과 소멸이 어느 정도의 규모로 이루어졌는지의 문제이며, 지속성은 사업체에서 새로 창출되거나 소멸된 일자리가 얼마나 오랜 기간 지속되는지를 의미한다. 그리고 집중성 지표는 주어진 일자리변동량이 대다수 사업체에서 소규모로 진행된 결과인지 아니면 일부의 사업체에서 이루어진 대규모의 일자리변동으로 인한 것인지를 보여준다. 이 논문의 결과에 따르면 한국 광공업의 일자리변동은 선진국과 비교할 때 일자리변동의 수준이 높고 창출된 일자리의 지속성이 낮으며 집중성 또한 높다는 것을 알 수 있다.

둘째, 한국 광공업에서의 일자리변동이 노동이동을 설명하는 비중을 측정하였다. 일자리변동은 사업체 수준에서의 노동수요의 변화를 보여주는 것으로서 이것은 노동자의 신규 취업과 실직의 중요한 결정요인이다. Davis and Haltiwanger(1992)의 분석에 따르면 미국의 경우 일자리변동이 노동이동의 최소 33%, 최대 53%를 설명한다. 이 글에서는 Davis and Haltiwanger(1992)의 방법론에 따라 1985년부터 1999년 사이 「경제활동인구조사」 원자료를 이용해 연간 노동이동 유량을 측정하여 같은 시기 광공업 일자리변동과 비교한 결과 한국의 경우에도 노동이동의 상당 비중이 일자리변동에 의해 설명됨을 확인할 수 있었다.

셋째, 미국 제조업에서 관찰된 일자리변동의 경기역행성 현상이 한국 광공업에서도

관측되는지를 분석했다. 다양한 경기역행성 지표를 사용하여 검토한 결과 한국 광공업의 경우 일자리변동이 경기역행적으로 변화한다고 판단하기 어렵다는 것을 알 수 있었다. Davis and Haltiwanger(19992)는 일자리변동의 경기역행성을 사업체가 직면하는 개별 충격의 분산이 불황기에 커지기 때문으로 설명한 데 비해, Foote(1998)은 산업별 고용이 감소추세일 경우 경기역행성이 관측될 수 있다고 설명했다. 본 논문에서는 이 두 가지 가설을 중심으로 한국 광공업에서의 일자리변동 시계열을 분석하였다.

본 연구에서 사용된 자료는 통계청에서 매년 실시하는 「광공업통계조사」의 원자료 중 1981년부터 2000년까지의 자료이다. 광공업통계조사 원자료에는 사업체의 고유 식별번호가 있으므로 각 사업체의 일자리변동을 장기에 걸쳐서 추적할 수 있다. 그런데 광공업통계조사는 5인 이상 사업체에 대해서만 이루어지므로 이 자료로는 5인 미만 사업체와 퇴출사업체 및 신규 진입사업체를 구별할 수 없다는 한계가 있다. 이에 따라 2년 연속으로 5인 이상을 고용한 지속사업체에 한정된 분석에 머무를 수밖에 없었다.

국내에서 관련연구로는 김대일(2000)과 전병유(2001 등)이 있다. 김대일(2000)은 「경제활동인구조사」 원자료를 이용하여 1997년과 1998년의 월별 신규 취업과 실직의 유량을 측정하여 순고용량 배후에 존재하는 상대적으로 높은 수준의 노동력의 재배분을 보여준 바 있다. 그런데 김대일(2001)의 연구는 노동자의 이동을 중심으로 한 분석이라는 점에서 Davis and Haltiwanger의 일자리창출, 소멸 분석과 차이를 갖는다. 전병유(2001)은 고용보험 DB를 이용하여 1998년부터 2001년 사이 연간 및 반년간의 일자리창출과 소멸의 유량을 분석하였다. 전병유(2001)은 사업체에서의 일자리창출과 소멸을 분석한다는 점에서 본 연구의 방법론과 동일하다. 그리고 고용보험 DB 자료가 갖는 장점으로 인해 반년간 분석과 같은 보다 세분된 기간에 대해 또 광공업을 포함한 전산업에서의 일자리변동을 분석하였다. 하지만 한국의 고용보험 DB가 1998년 이전 30인 이상의 사업체에 한정된 자료를 포함하고 있으므로 외환위기 이후의 시기에 한정된 분석을 할 수밖에 없다는 제약을 갖고 있다. 본 연구는 광공업통계조사 원자료를 이용함으로써 1981년부터 2000년 기간에 대한 분석을 할 수 있었고 상대적으로 긴 시계열을 확보할 수 있었기에 경기 변동에 따른 일자리변동의 변화를 분석할 수 있었다.

이 논문은 다음과 같이 구성된다. 제II장에서는 일자리창출·소멸의 측정방법을 설명하고 본 연구에서 활용한 자료의 특성을 설명한다. 제III장에서는 1980년 이후 한국 광공업의 일자리창출 및 소멸률의 특성을 수준, 지속성, 집중성을 중심으로 분석한다. 그리고 일자리창출과 소멸이 노동이동과 갖는 관계를 분석한다. 제IV장에서는 일자리변동의

시계열적 특성을 살펴본다. 이 장에서는 기존 연구에서 집중적으로 논의된 일자리변동의 경기역행성 가설이 한국 광공업에서 관측되는지의 문제를 검토한다. 제V장은 결론과 요약울 담고 있다.

## II. 측정방법과 자료

일자리 개념은 직관적으로 쉽게 이해되지만 일자리변동을 실증적으로 측정하기 위해서는 엄밀한 정의가 필요하다. 이 글에서 Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)에 따라 일자리는 노동자에 의해 채워진 고용지위로 정의한다.<sup>1)</sup> 일반적으로 사업체패널 자료에는 세분된 직업별 자료가 없기 때문에 사업체 내 일자리 총수의 변동을 중심으로 일자리의 변동을 측정한다.

경제 전체의 일자리수는 매년 변동하는 데 순변동분 배후에는 그보다 훨씬 큰 규모의 일자리의 창출과 소멸이 발생한다. 순변동만으로 일자리의 변동을 평가하는 것은 많은 한계를 갖는다. 예를 들어 2000년 12월 말 기준 200만명의 노동자가 일자리를 가지고 있었다면 2000년 12월 말 200만개의 일자리가 존재한다고 말할 수 있다. 1999년 말 210만개의 일자리가 존재한다고 할 때 2000년과 1999년을 비교하면 일자리 10만개가 줄어들었음을 알 수 있다. 그런데 실제 일자리수의 변동 과정을 사업체 수준에서 살펴보면 단순히 기존 210만개의 일자리 중에서 10만개가 사라진 것이 아니라, 예를 들어 일자리가 늘어난 사업체에서 30만개의 일자리가 새로 생기고 일자리가 줄어든 사업체에서 40만개의 일자리가 사라져서 결과적으로 10만개의 일자리가 감소한 결과일 수 있다. 이때 30만의 숫자는 일자리가 늘어난 사업체의 일자리 증가량을 모두 합한 것으로서 이것을 일자리 창출량(job creation)이라 하며, 40만은 일자리가 줄어든 사업체의 일자리 감소량을 합한 것으로서 이를 일자리 소멸량(job destruction)라고 한다. 일자리 창출량에서 일자리 소멸량을 뺀 값을 순일자리 변동량(net employment growth)으로, 일자리 창출량과 일자리 소멸량을 합한 값을 일자리 재배치량(job reallocation)으로 정의한다. 순일자리

1) Davis, Haltiwanger and Schuh(1996), "In this study, a job is an employment position filled by a worker," p. 9.

변동량 10만개의 배후에는 이보다 훨씬 큰 70만개의 일자리 재배치량이 있음을 알 수 있는데, 일자리 재배치량과 순일자리 변동량의 절대값의 차이(60만개)를 초과일자리 변동량(excess job reallocation)으로 정의한다.

일자리 창출률(job creation rate)은 평균일자리수에 대비한 일자리 창출량의 비율로 정의되는데 평균일자리수란 금년과 전년의 일자리수의 평균을 말한다. 앞의 숫자의 예에서 일자리 창출률은  $14.6\% (=100 \times 30\text{만} / 205\text{만})$ 로 계산된다. 일자리 소멸률(job destruction rate)은 평균일자리수에 대비한 일자리 소멸량의 비율로 정의되며, 숫자의 예에 따르면 19.5%이다.<sup>2)</sup> 일자리 재배치율(job reallocation rate)은 일자리 창출량과 일자리 소멸량을 합한 값인 일자리 재배치량을 평균일자리수로 나눈 값으로서 정의상 일자리 창출률과 일자리 소멸률의 합과 같다. 이것은 얼마나 많은 일자리가 재배치되었는지를 보여준다. 순일자리 변동률(net employment growth rate)은 평균일자리수에 대비한 순일자리 변동량의 비율로 정의되며, 숫자의 예에서  $4.7\% (=100 \times 10\text{만} / 205\text{만})$ 로 계산된다. 초과일자리 변동률(excess job reallocation rate)은 평균일자리수에 대비한 초과일자리 변동량으로 정의되며, 거시적 순변동분 이외에 사업체별 이질성에 의한 일자리변동을 보여주는 지표로 사용된다.<sup>3)</sup>

일자리 변동에 덧붙여 노동자의 이동도 존재한다. 노동자가 일자리를 바꾸거나 고용상태의 변화를 겪는 이유 중에서 자신이 종사하던 일자리가 사라져서 일자리를 떠나야 하는 경우와 실업자가 새로 만들어진 일자리에 고용되는 경우 그리고 취업자가 기존 일자리보다 나은 조건의 일자리가 생겨 일자리를 옮기는 경우는 일자리창출 및 소멸과 직접 관련을 맺고 있다. 이런 점에서 일자리의 창출, 소멸량은 노동자의 이동량의 최소값의 의미를 갖는다.

이 글의 분석에서 주로 사용된 자료는 1981년부터 2000년까지의 광공업통계조사 원자료이다.<sup>4)</sup> 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 전수조

2) 평균일자리수로 나눌 경우 진입사업체의 일자리 창출률과 퇴출사업체의 일자리 소멸률은 200%가 된다는 점에 유의할 필요가 있다.

3) 자세한 설명에 대해서는 Davis and Haltiwanger(1999) pp. 2716-2720 참조

4) 1980년 이전 자료도 존재하지만 이들 자료들은 1981년 이전 자료와 비교할 때 사업체 번호의 연속성이 심하게 훼손되어 사업체의 추적이 어렵다는 점에서 사용할 수 없다.

사 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 지위별로 세분된 자료를 제공하고 있다. 그 구분은 생산직, 사무직 및 기타, 자영업자, 무급가족종사자로 나뉜다. 이 연구에서는 전체 종사자수 자료를 기본으로 사용하며 필요에 따라 생산직 수와 그 외의 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 이 사업체가 관측되지 않고  $t$ 기 자료에는 존재한다. 이 경우 이 사업체를 진입사업체로 분류할 경우 일자리변동분이 +6으로 측정되는데 실제 일자리변동분은 +3에 비해 과대평가된다. 또한  $t-1$ 기에 7인을 고용한 사업체가  $t$ 기에 4인을 고용할 경우  $t-1$ 기 자료에 있던 사업체가  $t$ 기 자료에는 나타나지 않는데 이 사업체를 퇴출로 분류할 경우 일자리 소멸량이 7로 측정된다. 실제 일자리 소멸량이 3이라는 점을 고려하면 일자리소멸이 과대평가된다. 이런 점에서 진정한 일자리변동이 과대평가된다.<sup>5)</sup> 이 글에서는 전기(前期)에 존재하다가 금기(今期)에 존재하지 않거나 전기에 존재하지 않다가 금기에 존재하는 사업체들을 제외한, 즉,  $t-1$ 기와  $t$ 기 모두 존재하는 지속사업체를 중심으로 일자리변동을 분석한다.

5) 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 4인미만으로 계속 존재하는 사업체를 부분적으로 식별할 수 있고, 이에 따라 일자리변동에 대한 보다 정확한 측정이 가능하다. 그런데 통계청에서 4인 이하 사업체에 대해 독자적인 사업체 번호를 매년 새로 부여하고 있어 연별 자료와 연속성을 갖는 데이터베이스를 만들 수 없었다.

<표 1>에서는 광공업통계조사 원자료에서 관측된 사업체수와 노동자수를 연도별로 요약하고 있다.<sup>6)</sup> 1981년부터 2000년까지 총 사업체 개수는 321,072개이다. 이들 사업체 중에는 1년만 등장하는 사업체도 있고 20년 동안 늘 등장하는 사업체도 있다. 여러번 관측되는 사업체를 포함하여 총 1,405,352개의 관측치를 얻을 수 있다. 사업체수는 대체로 증가하는 추세이며 노동자수는 1988년을 분기점으로 해서 감소하는 추세에 있다.<sup>7)</sup> 이에

<표 1> 연도별 광공업 5인 이상 전체 사업체 요약 통계

	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
평균표준편차	70,268	2,755,329	43	5.8	1.5	-4.0
전 체	1,405,352	55,106,577	11.8	7.0	6.7	3.9

- 6) 이 논문에서 제시되는 대부분의 표는 광공업통계조사 원자료를 이용해 직접 계산한 것이다. 광공업통계조사 원자료가 아닌 자료를 참고했을 경우에 한해 표 하단에 자료 출처를 밝혔다.
- 7) 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〉 연도별 광공업 5인 이상 지속사업체 요약 통계

	사업체수	전년도 노동자수	금년도 노동자수	노동자수 증가율	지속사업체 수 비중 <sup>1)</sup>	지속사업체 노동자수 비중 <sup>2)</sup>
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
평균표준편차	54,520	2,482,100	2,462,856	-0.5	75.8	88.4
합계	1,035,880	47,159,903	46,794,269	4.9	3.7	1.7

주: 1) <표 1>의 전체 사업체수 대비 지속사업체수의 비중.

2) <표 1>의 전체 노동자수 대비 지속사업체 노동자수의 비중.

따라 사업체당 평균노동자수는 지속적으로 감소하여 왔다. 1981년 60명이던 사업체당 평균노동자수는 2000년에는 절반 이하로 줄어들어 27명이 되었다.

실제 이 글의 분석에서 많이 이용되는 것은 t-1년도와 t년도에 공통적으로 존재하는 지속사업체이다. 이들 자료의 특징은 <표 2>에 요약되어 있다. 지속사업체는 최소한 2개년도에 걸쳐 관측되는 사업체인데 총사업체수는 222,709개이다. 그리고 여러번 관측되는 경우를 포함한 총관측치는 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.

광공업통계조사 원자료는 사업체별 일자리 변동만을 보여줄 뿐 노동자의 이동에 대한 정보는 포함하고 있지 않다. 즉, 거시적 순변동의 배후에 있는 사업체 수준에서의 일자리 창출과 소멸에 대한 정보는 포함하고 있지만 개별 사업체의 일자리수 순변동 배후에 있는 입직과 이직에 대한 정보는 없다. 입직과 이직에 대한 정보는 일자리변동에 대응되는 노동이동을 측정하는 데 도움이 된다. 고용보험 DB는 일자리수 정보와 입직·이직 정보를 모두 포함하고 있다는 점에서 일자리변동과 노동이동을 연구하는 데 있어서 이상적인 자료이다. 그런데 한국의 경우 1995년 7월 1일부터 고용보험이 시작되었기 때문에 자료의 시계열이 짧은 한계점이 있으며, 1997년 12월 31일까지는 상시근로자 30인 이상 사업체만을 조사했기 때문에 포괄하는 사업체의 대표성에도 제약이 있다.<sup>8)</sup> 이 글에서는 비교적 긴 시계열을 가지며 사업체 규모에 제약이 존재하지 않는 경제활동인구 조사를 이용하여 노동이동을 측정하였다.

### Ⅲ. 일자리변동의 수준, 지속성 그리고 집중성

#### 1. 일자리변동의 수준

<표 3>은 1982년부터 2000년 사이<sup>9)</sup> 한국의 광공업에서 지속사업체의 일자리변동을 요약한 것이다. 연도별 일자리변동률을 보여주는 <표 4>를 이용하여 평균값과 표준편차, 최소값과 최대값을 계산한 것이다. 1982년부터 2000년 사이 평균 일자리창출률은 9.75이고 평균 일자리소멸률은 10.33이다. 시기별로 구분해 보면 광공업 일자리수가 증가한 1988년 이전에는 일자리창출률과 소멸률이 각각 11.6, 8.5였던 데 비해 일자리수가 감소한 1989년 이후에는 일자리창출률과 소멸률이 각각 8.7, 11.4로 그 크기가 역전되었다. 창출률과 소멸률을 더한 값인 일자리 재배치율은 1988년 이전이나 이후 공히 20.1로서

8) 전병유·김혜원(2003) 제4장에서 전병유 박사(한국노동연구원)는 고용보험 DB를 이용하여 일자리변동과 노동이동을 분석하였다. 그런데 그의 분석은 1999년 이후에 한정되어 있다. 1998년에 30인 미만의 사업체로 고용보험이 확대적용되기 시작하였으므로 실제로 전체 사업체를 포괄하는 자료는 1999년 이후부터이기 때문이다.

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

〈표 3〉 광공업의 지속사업체 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
일자리 재배치율	20.08	1.13	18.39	23.34
순일자리변동률	-0.58	4.95	-10.84	7.60
초과일자리변동률	16.17	2.63	12.49	20.64

비슷하게 유지되었고 초과일자리변동률 역시 16 전후의 값을 보여서 집계적인 노동수요량 변동에 비해 사업체별 이질성에 의한 활발한 일자리 재배치가 있었음을 확인할 수 있다.<sup>10)</sup>

진입과 퇴출을 모두 포함한 전체 사업체의 일자리변동을 측정한 결과는 <표 5>에 요약되어 있다. 앞서 언급한 것처럼 광공업통계조사 원자료의 한계로 인해 전체 사업체에서의 일자리변동을 정확하게 측정하는 것은 어렵다. 전년도 원자료에 존재하지 않는데 금년도 원자료에 나타난 사업체를 진입사업체로 간주하고 전년도에는 존재했는데 금년에는 존재하지 않는 사업체를 퇴출사업체로 간주하여 지속사업체, 진입사업체, 퇴출사업체를 모두 고려한 전체 사업체의 일자리변동률을 측정하였다. 진입과 퇴출을 고려할 경우 일자리 재배치율은 39.61로서 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 일자리변동량 때문이다. 일반적으로 사업체 규모가 작을수록 일자리변동이 크기 때문에 지속사업체에 한정된 일자리변동률은 전체 사업체의 일자리변동률의 최소값의 의미를 가지며 <표 5>에서 측정된 전체 사업체의 일자리변동률은 진정한 전체 사업체 일자리변동의 최대값으로 볼 수 있다.<sup>11)</sup>

- 10) 초과일자리변동률은 정의상 일자리 재배치율-순일자리변동률이므로 연도별 평균값을 계산할 경우 표에서 제시된 일자리 재배치율과 순일자리변동률을 이용해 계산되는 값과 차이가 있다.
- 11) 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 받아들일 만한 합리적인 수준에서의 추측치도 구하기 어렵다.

〈표 4〉 한국 광공업 지속사업체의 일자리변동 시계열(1982~2000)

연도	일자리창출률	일자리소멸률	일자리 재배치율	순일자리변동률	초과일자리 변동률
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
1982-1988	11.57	8.53	20.09	3.04	16.69
1989-2000	8.69	11.38	20.07	-2.70	15.86
표준편차	2.43	2.64	1.13	4.95	2.63
최소값	6.25	6.38	18.39	-10.84	12.49
최대값	13.98	17.09	23.34	7.60	20.64

〈표 5〉 광공업의 전체사업체 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
일자리 재배치율	39.61	2.61	35.17	45.97
순일자리변동률	1.24	6.71	-15.62	13.07
초과일자리변동률	34.31	4.41	25.57	42.47

〈표 3〉, 〈표 4〉, 〈표 5〉에서 사용된 측정치들은 사업체 내의 일자리변동을 파악하지 못하는 한계를 가지고 있다. 사업체 내 다양한 직업별 일자리수에 대한 정보가 존재할 경우 사업체 내에서의 일자리변동을 측정할 수 있는데 사업체 내 직업별 일자리

정보를 담은 사업체패널 자료가 많지 않기 때문에 이러한 연구는 드물다. Dunne et al.(1997)은 숙련편향적 기술변화와 비생산직 일자리의 비중 증가에 대한 실증연구의 일환으로 사업체 내 일자리를 생산직과 비생산직으로 구분하여 생산직의 일자리변동과 비생산직의 일자리변동을 측정한 바 있다. 광공업통계조사 원자료에는 Dunne et al.(1997)이 사용한 자료와 같은 사업체 내 생산직과 비생산직 연말 노동자수 자료가 있으므로 이들과 같은 방법으로 사업체 내의 일자리변동 수준을 측정하여 비교했다(표 6 참조).<sup>12)</sup> 사업체별 생산직 일자리변동량과 비생산직의 일자리변동량을 합하여 평균 일자리수로 나눈 것이 총 일자리재배치율이며, 사업체 전체 일자리의 변동량을 평균 일자리수로 나눈 것이 사업체간 일자리재배치율이다. 총 일자리재배치율에서 사업체간 일자리재배치율을 뺀 값이 사업체 내 일자리재배치율로서 사업체 내에서 일자리 재배치의 수준을 보여주는 지표이다.

한국 광공업 지속사업체의 총 일자리재배치율은 25.9이며 이 중에서 사업체간 일자리재배치율은 평균 20.1로서 앞에서 본 지속사업체의 일자리변동과 같은 값이고, 사업체 내 일자리재배치율은 5.8에 이른다는 것을 알 수 있다. 이러한 값은 Dunne et al.(1997)가 분석한 미국의 결과인 19.2, 2.7의 값과 비교할 때 한국의 광공업에서 미국의 2배에 이르는 사업체 내 일자리 재배치가 있었음을 알 수 있다.

<표 6> 사업체간 및 사업체 내 일자리재배치율

연구	범위	고용단위*	사업체간 일자리재배 치율	사업체내 일자리재배 치율	일자리의 구분 기준
본 연구	한국, 광공업, 1982-2000	사업체	20.1	5.8	생산직, 비생산직 구분
Dunne et al. (1997, 표 5)	미국, 제조업, 1972-1988	사업체	19.2	2.7	생산직, 비생산직 구분
Hamermesh et al. (1996, 표 2)	네덜란드, 전산 업, 1988-1997	기업	6.2	0.8	새로 만들어진 일자리 와 이미 존재했던 일자 리의 구분
Lagarde et al. (1994, 표 1)	프랑스, 전산 업, 1987-1991	사업체	7.9	6.7	6개의 숙련 범주로 구 분된 일자리

주: \* 기업(firm)은 여러 사업체(plant 또는 establishment)을 가질 수 있다는 점에서 사업체와 구별된다.

자료: Davis and Haltiwanger(1999), 표 3

12) 광공업통계조사 원자료에는 생산직, 사무직 및 기타와 자영업자, 무급가족종사자로 구분된 연말 종사자수 자료가 있는데 이 중 사무직 및 기타와 자영업자, 무급가족종사자수를 합하여 비생산직으로 정의하였다.

〈표 7〉 주요 국가의 제조업 지속사업체의 일자리변동

나라	일자리창출률	일자리소멸률	순일자리변동률	일자리재배치율	기간
호주 <sup>2)</sup>	7.8	5.0	2.7	12.8	1984-85
캐나다 <sup>1)</sup>	9.5	6.0	3.5	15.5	1984-89
칠레 <sup>3)</sup>	9.5	8.4	1.1	17.9	1980-86
콜롬비아 <sup>3)</sup>	7.0	6.8	0.1	13.8	1978-91
덴마크 <sup>1)</sup>	9.4	8.7	0.6	18.1	1984-89
핀란드 <sup>1)</sup>	5.7	6.9	-1.2	12.6	1986-89
독일 <sup>1)</sup>	5.6	5.0	0.6	10.5	1984-89
아일랜드 <sup>2)</sup>	6.3	8.4	-2.1	14.6	1984-85
아이슬란드 <sup>4)</sup>	6.8	5.9	0.9	12.7	1971-94
이탈리아 <sup>1)</sup>	8.2	6.5	1.7	14.7	1987-89
일본 <sup>2)</sup>	8.6	5.3	3.3	13.9	1985-92
한국	9.8	10.3	-0.5	20.1	1982-2000
모로코 <sup>3)</sup>	12.6	10.3	2.3	22.8	1985-89
뉴질랜드 <sup>1)</sup>	7.9	10.6	-2.7	18.5	1987-89
노르웨이 <sup>1)</sup>	6.7	5.7	1.0	12.4	1984-86
스웨덴 <sup>1)</sup>	6.9	7.2	-0.3	14.2	1986-89
미국 <sup>2)</sup>	6.8	7.9	-1.0	14.7	1984-88

자료: 1) Gray(1995)의 부표에서 계산

2) OECD(1996), Table 5.1에서 계산.

3) Roberts(1996) Table 2.2에서 계산

4) Gronau and Regev(1997) Table 3에서 계산

일자리변동률 수준을 국제적으로 비교하는 것은 쉽지 않다. Davis and Haltiwanger (1992)에서 사용된 측정방법을 동일하게 채택하고 있지만 비교 대상 시점, 포괄 산업 범위, 사업체 자료인지 기업 자료인지 등의 차이가 있기 때문이다. 무엇보다도 이 글에서 측정된 한국 제조업의 일자리변동률과 다른 나라 제조업의 그것과의 비교를 어렵게 하는 것은 한국의 일자리변동률이 지속사업체를 대상으로 계산된 것인 데 비해 다른 나라의 경우 진입사업체와 퇴출사업체를 포함한 전체 사업체를 대상으로 한 것이란 점이다. 그런데 전체 사업체의 일자리변동률 자료와 함께 진입사업체의 일자리창출률과 퇴출사업체의 일자리소멸률 자료가 있을 경우 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률을 계산할 수 있다.<sup>13)</sup> <표 7>은 기존 실증연구 중에서 제조업을 대상으로 하면서 진입·퇴출사업체의 일자리변동률 자료가 있는 것을 모아서 지속사업체의 일자리변동률을 계산한 결과이다. 지속사업체에 한정하여 비교할 경우 일자리변동률이 가장 낮은 나라는 노르웨이

13) 자세한 방법에 대해서는 전병유·김혜원(2003) pp. 68-70을 참조.

와 독일로서 12.4, 10.5에 불과하다. 이에 비해 일자리변동률이 높은 나라는 뉴질랜드와 모로코로서 일자리변동률이 18.5, 22.8이다. 한국의 경우 20.1로서 <표 6>에서 제시된 나라들 중에서 높은 수준임을 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 일자리가 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 살아남는지를, 소멸의 지속률은  $t$ 기에 소멸된 일자리가  $t+1$ 년도에 여전히 얼마나 소멸된 채 있으며  $t+2$ 년도에는 얼마나 소멸된 채 남아있는지를 측정하는 것이다.<sup>14)</sup>

Davis, Haltiwanger and Schuh(1996)의 경우 분기별 자료를 이용하였으므로 단기적인 지속성과 장기적인 지속성을 엄밀히 살펴볼 수 있지만 한국의 경우 연별 자료밖에 없으므로 지속성 측정은 한계를 갖는다. 이러한 제약을 감안하며 그 결과를 살펴보자.

<표 8>에서는 한국 광공업 사업체에서의 일자리창출의 지속률과 소멸의 지속률을 볼 수 있다. 비교적 과대평가의 가능성이 작은 지속사업체의 일자리변동을 중심으로 지속률을 살펴보면 일자리 창출의 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 일자리변동의 지속률은 선진국과 비교할 때 소멸의 지속률의 경우 유사하지만 창출의 지속률은 상당히 떨어진다는 것을 알 수 있다. <표 9>는 미국, 프랑스 등의 일자리변동의 지속률에 대한 표이다. 소멸의 지속률은 한국의 경우와 비슷하지만 창출의 지속률은 이들 선진국에서 1년 지속률의 경우 70%를 넘고 2년 지속률도 50%를 넘는다는 점에서 한국이 창출된 일자리가 지속될 확률이 낮다는 것을 알 수 있다.

14) 자세한 측정방법에 대해서는 전병유·김혜원(2003) pp. 35-36을 참조.

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

	전체 사업체		지속사업체		비지속사업체	
	1년	2년	1년	2년	1년	2년
창출 일자리	62.54	46.54	56.63	40.07	66.60	50.98
소멸 일자리	86.10	81.33	80.27	72.95	91.22	88.71

〈표 9〉 평균 지속률의 국제적 비교

측정기간	나라	미국 (1973~1988)		덴마크 (1980~1991)		네덜란드 (1979~1993)		노르웨이 (1977~1986)		프랑스 (1985~1990)	
		1년	2년	1년	2년	1년	2년	1년	2년	1년	2년
		창출 일자리	70.2	54.4	71.0	58.0	77.9	58.8	72.7	65.1	73.4
소멸 일자리	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 일자리가 창출되는 것으로부터 나온 것일까, 아니면 일부 사업체에서 대량으로 일자리가 창출되는 것일까? 일자리소멸 총량은 대부분의 사업체에서 조금씩 일자리가 파괴되어 모인 것일까, 아니면 일부 사업체에서 대량으로 일자리가 사라진 것일까?

이런 질문은 전체 일자리변동량 중에서 대량 해고나 대규모 신규채용이 차지하는 비중과 소규모 해고나 채용이 차지하는 비중을 비교함으로써 대답할 수 있다. 이와 함께 대규모 고용조정을 하는 사업체의 비중과 소규모 고용조정을 하는 사업체의 비중을 비교하는 것을 보조지표로 사용했다.

많은 연구에서 진입과 퇴출에 의한 일자리창출과 소멸이 전체 일자리변동에서 차지하는 비중이 높게 나오는데 Davis and Haltiwanger(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 1]은 일자리창출률과 소멸률 값에 대응되는 사업체의 분포를 보여준다.<sup>15)</sup> 이때 전년도와 금년도의 평균 노동자수를 가중치로 사용하였다. 즉, 평균 100명을 고용한 사업체와 평균 10명을 고용한 사업체를 각각 하나로 취급하지 않고 100명 사업체를 10명 사업체 10개로 간주했다. 그림에서 볼 수 있는 것처럼 가장 많은 사업체가 0 주변에 몰려있다. 그리고 창출과 소멸은 대칭적인 양상을 보여주고 있다.<sup>16)</sup>

[그림 2]는 일자리창출량과 소멸량이 각 변동률 구간에서 창출(소멸)된 일자리수가 전체 일자리창출량(일자리소멸량) 중에서 몇 %에 해당하는지를 보여준다. 첫째, 창출과 소멸은 대칭적인 양상을 띤다. 둘째, 평균 일자리수 대비 창출되거나 소멸된 일자리의 비중이 10% 이하의 값을 갖는 소규모 변동보다 10% 이상의 일자리변동이 더 많다. 사업체수로 보았을 때는 10% 이하의 고용조정을 하는 사업체가 많지만 이들 사업체에서 창출되거나 소멸된 일자리수는 많지 않다는 것을 의미한다.

<표 10>은 [그림 3]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 계급구간 [-2,-1]과 (1,2]에 해당하는 비율이 과소평가되고 나머지 계급구간은 과대평가된다는 것이다. 이러한 점을 감안하더라도 한국 광공업의 경우 지속사업체의 일자리변동에서 창출률과 소멸률이 20% 이하인 경우가 창출량과 소멸량을 설명하는 비율이 25%에 불과하고 75%가 창출률과 소멸률이 20 이상이라는 점에서 일자리변동의 집중성이 강하게 나타난다는 것을 알 수 있다.

Davis, Haltiwanger and Schuh(1996), Davis and Haltiwanger(1999)에서는 전체 사업체에 대한 결과만이 제시하고 있지만 이들이 제시한 다른 표의 값을 이용해 진입사업체와 퇴출사업체를 제외한 값을 계산했다. 이에 따르면 일자리소멸률이 20%를 넘는 사업체에 의해 설명되는 일자리소멸량은 70%이며 일자리창출량은 65%이다. 이를 한국의 경우와 비교하면 한국의 광공업에서 미국 제조업보다 더 집중된 일자리변동이 일어나고 있음을 알 수 있다.

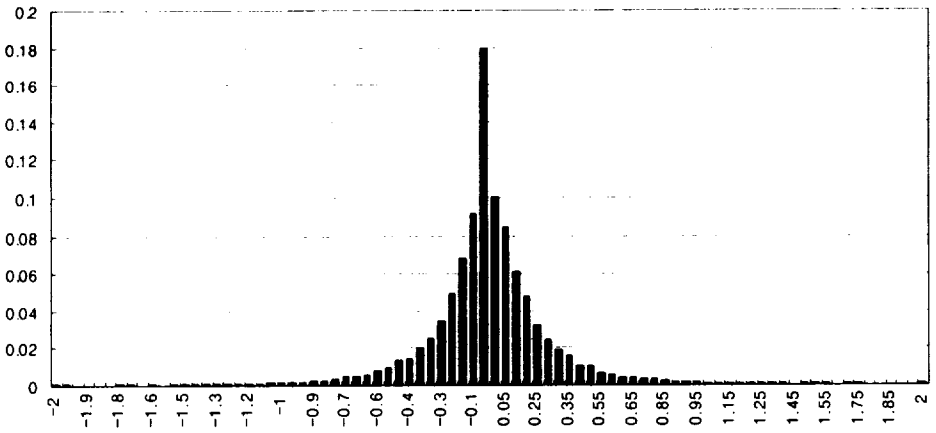
그림에서 확인한 대칭성의 결과도 명확히 알 수 있다. 미국 등 대부분의 나라에서 (0,

15) 그림의 결과는 연도별 분포를 평균한 것이다.

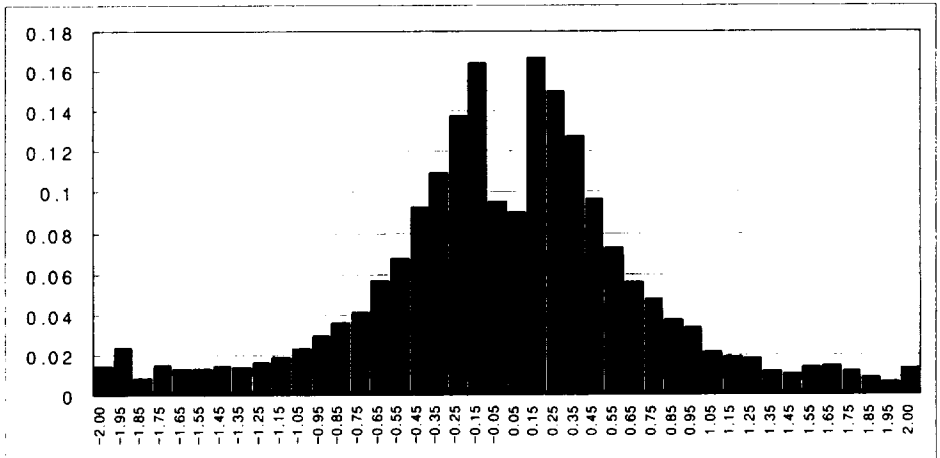
16) 이 글에서 창출률과 소멸률은 퍼센트로 표시하는 것을 원칙으로 하며, 소멸률은 정의상 양의 값을 갖는다. 그런데 집중성에 대한 표와 그림에서는 편의상 100을 곱하지 않은 값을 사용했고, 소멸률을 창출률과 대비하기 위해 음수 기호를 앞에 붙였다.

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.

(그림 1) 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률의 분포(사업체규모 기준)



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



〈표 10〉 일자리변동의 집중성

		아래 일자리변동을 범위 안에 있는 사업체에 의해 설명되는 일자리창출과 소멸의 비율					
나라	범위	[-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 <sup>1)</sup>	제조업	13.0	57.1	30.0	36.3	53.4	10.3
미국 <sup>2)</sup>	제조업	32.9	44.0	23.1	30.7	45.1	24.2
캐나다 <sup>1)</sup>	제조업	69.8		30.2	31.9	68.1	
캐나다 <sup>2)</sup>	제조업	77.7		22.3	24.8	75.2	
덴마크 <sup>1)</sup>	제조업	15.2	52.8	32.0	37.9	60.5	1.6
덴마크 <sup>2)</sup>	제조업	45.9	33.7	20.4	23.4	37.4	39.1
이스라엘 <sup>1)</sup>	제조업	78.0		22.0	32.1	67.9	
이스라엘 <sup>2)</sup>	제조업	84.7		15.3	21.8	78.2	

주: 1) 지속사업체

2) 전채사업체

자료: Davis and Haltiwanger(1999), Gronau and Regev(1996)

#### 4. 노동이동과 일자리변동의 관계

일자리변동은 노동이동을 야기한다. 하나의 일자리가 소멸되면 그 일자리에 취업한 노동자는 이직하게 된다. 하나의 일자리가 창출되면 노동자가 입직하게 된다. 만약 입직한 노동자가 일자리에 취업한 이었다면 창출된 일자리로 인해 한 번의 이직과 입직을 포함한다. 게다가 그가 떠난 일자리가 공석이 되어 연쇄적인 노동이동을 야기할 수 있다. 하지만 노동이동은 일자리변동 이외의 요인에 의해서도 영향받는다. 노동자의 개인적 사정이나 정년에 의한 퇴직도 있고 자신에게 맞는 일자리를 구하지 못하여 이직하고 새로 입직하기도 한다. 이 소절에서는 일자리창출과 소멸의 요인이 노동이동을 얼마나 설명하는지에 대해 살펴보고자 한다.

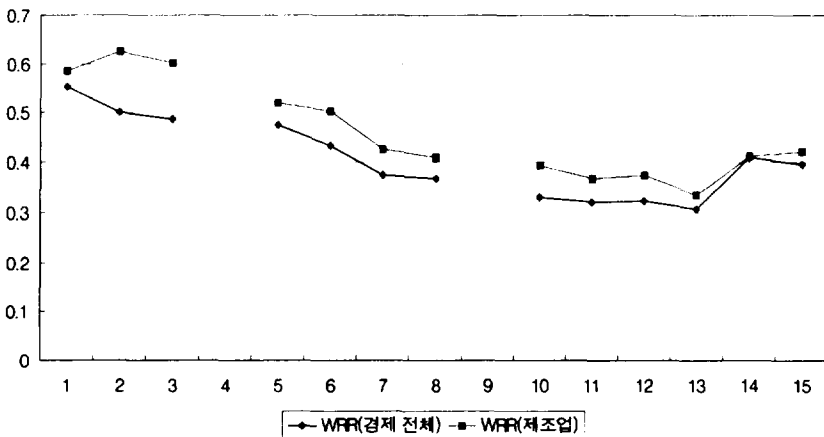
노동이동은 다양하게 측정될 수 있다. 「매월노동통계조사」와 같은 사업체 이직률, 입직률은 노동이동을 측정하는 하나의 방법이다. 사업체 이직률은 사업체의 전월 노동자수 대비 금월에 이직한 사람의 수이며, 입직률은 전월 노동자수 대비 금월에 입직한 사람의 수이다. 매월노동통계조사에서 발표되는 수치는 표본 사업체의 입·이직률을 평균한 것이다. 이러한 사업체 입·이직률은 입직과 이직의 횟수를 중심으로 노동이동을 측정한 것이다. 이와 달리 노동자재배치량(worker reallocation)은 일정 기간 사이에 노동이동을 경험한 사람의 수를 측정하여 노동이동의 수준을 평가하는 척도이다. 노동자재배치율(worker reallocation rate)은 노동자재배치량을 취업자수에 대한 비율로 표현한

것이다. 일반적으로 사업체 입·이직률보다 노동자재배치율을 일자리재배치율과 비교하여 일자리변동이 노동이동을 얼마나 설명하는지를 검토한다.

Davis and Haltiwanger(1992)에 따르면 1년 기간의 노동자재배치는 두 가지 값의 합으로 정의된다. 첫째는, 12개월 이하의 직장 근속기간을 갖는 현 취업자의 수이다. 이는 12개월 이내에 한 번 이상 비취업상태에 있었던 현 취업자의 수를 말한다. 둘째는, 현재 비취업자 중에서 정확히 12개월 전에 취업자였던 사람의 수이다. 전자 중에서 12개월 전 비취업자였던 사람은 1년 기간 사이에 새로 창출된 일자리에 배치되었을 사람의 일부이며 12개월 전 취업자였지만 12개월 중에 한 번 이상의 이직을 경험한 사람은 소멸된 일자리에 있다가 창출된 일자리로 옮긴 사람에 해당한다. 후자는 1년 전 존재하던 일자리가 소멸되는 것에 대응하여 일자리를 옮긴 사람을 의미한다.

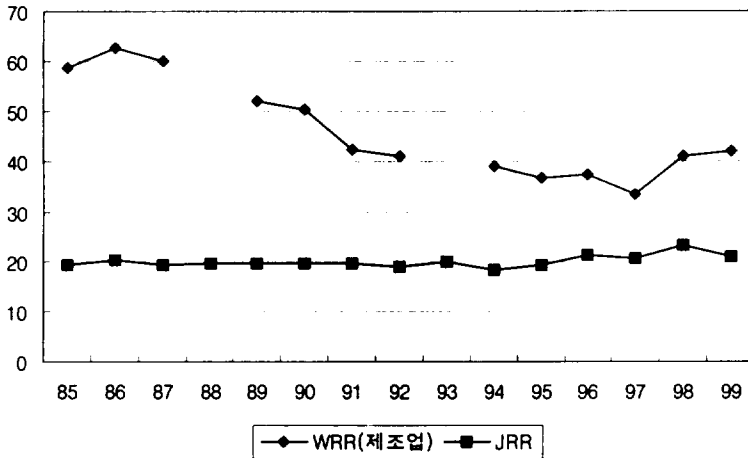
노동자재배치율을 측정하기 위해서는 노동자 개인별 패널자료가 필요하다. 그런데 광공업통계조사 원자료는 사업체에 대한 패널자료이지 사업체에 종사하는 노동자 개인에 대한 정보는 포함되어 있지 않다. 따라서 노동자재배치율은 다른 자료를 사용해야 한다. 고용상태를 포함한 개인별 패널자료로는 경제활동인구조사 원자료와 고용보험 DB가 있다. 본 연구에서는 1985년부터 1999년까지의 경제활동인구조사 원자료를 이용하여 노동자재배치율을 측정하였다. 경제활동인구조사는 경제 전체의 대표성을 갖는 표본으로 구성되며, 비교적 긴 기간의 자료를 이용할 수 있다는 것이 장점이다. 하지만 조사가 월 단위로 이루어지므로 매월의 조사일 사이에 직장을 옮긴 것은 관측할 수 없다는 한계가

(그림 3) 노동자재배치율의 추이



주: WRR=노동자재배치율

[그림 4] 일자리재배치율과 노동자재배치율의 추이



주: WRR=노동자재배치율, JRR=일자리재배치율

있다는 점에서 실제 일자리재배치율을 과소평가한다는 점에 유의해야 한다. 측정 결과는 [그림 3]에 요약되어 있다.

우선 경제 전체 수준에서 노동자재배치율을 계산하면 1985~99년 평균 40% 수준이다. 연도별로 보면 1985년 55.2%에서 점점 하락하여 1997년에는 30.7% 수준으로 하락하였다. 그리고 외환위기를 겪으면서 40% 수준으로 급등하였다.<sup>17)</sup> 제조업의 노동자재배치율을 계산해 보면 평균 45.9% 수준이며, 1985년에 58.6%에서 추세적으로 하락하여 1997년에는 33.5% 수준으로 감소하였다. 그리고 외환위기와 함께 제조업에서의 노동자재배치율은 42% 수준으로 급상승했다. 제조업의 노동자재배치율과 경제 전체의 노동자재배치율이 1998년, 1999년의 경우 비슷해진 것은 제조업에서 비제조업으로 또는 비제조업에서 제조업으로 이동하는 사람의 비중이 급감했기 때문이다. 외환위기의 충격으로 모든 산업에서 일자리가 부족해짐에 따라 제조업과 비제조업을 오가는 사람의 비중이 감소하게 된 것이다.

일자리재배치율은 일자리변동으로 야기되는 노동자재배치의 최대값이다. 그리고 창출

17) 계산 결과는 전년 12월과 금년 12월을 비교한 것이 아니라 당해년 1월-12월을 비교한 것이다. 12월-12월로 계산할 경우 측정치를 얻을 수 없는 연도가 많고 표본탈락률이 높기 때문이다. 표본탈락률은 1985~87년의 경우 매우 높아서 70%에 이르지만 1989~90년은 40%, 1991~99년은 30% 정도에 그치고 있다. 1988년은 7월에 표본 개편이 이루어져 제외하였다.

들과 소멸률 중 큰 값인 최소필요노동자이동량은 일자리변동으로 야기되는 노동자재배치의 최소값이다. 따라서 한국 광공업의 노동자재배치량 중에서 일자리 재배치량이 설명하는 비중은 평균적으로 최대 45.2%, 최소 27.8%로서 상당한 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다.<sup>18)</sup> 그런데 앞에서 측정한 일자리변동이 지속사업체에 한정된 것이라는 점을 감안할 때 실제 일자리변동은 그보다 더 높을 것이고, 따라서 한국의 경우 일자리변동이 노동자재배치를 설명하는 비중은 미국의 경우보다 더 높을 것으로 예상된다.

특기할 점은, 제조업에서의 노동자재배치율의 시계열이 1997년까지 지속적으로 하락하였다는 것이다. 이에 비해 제조업 일자리재배치율 수준은 변함이 없었다(그림 4 참조). 따라서 노동자재배치 중에서 일자리변동이 설명하는 비중은 최대값 기준으로 1985년 노동자재배치의 32.7%에서 1997년 61.3%로 크게 증가했다. 이러한 추세는 흥미로운 현상으로서 추가적인 연구가 필요하다. 그러나 본 연구에서 얻은 일자리재배치율은 5인 미만 사업체가 제외된 지속사업체에 대한 자료로부터 계산되었다는 점에서 해석에 주의가 필요하다. 왜냐하면 만약 관측되지 않는 5인 미만 사업체에서의 일자리재배치율이 빠르게 하락하는 추세라면 노동자재배치 중 일자리변동이 차지하는 비중이 반드시 상승하는 것은 아니기 때문이다.

## IV. 일자리변동 시계열의 분석

### 1. 주요 특징

앞의 장에서 한국 광공업의 일자리변동의 평균적 특징에 대해 살펴보았다. 이 장에서

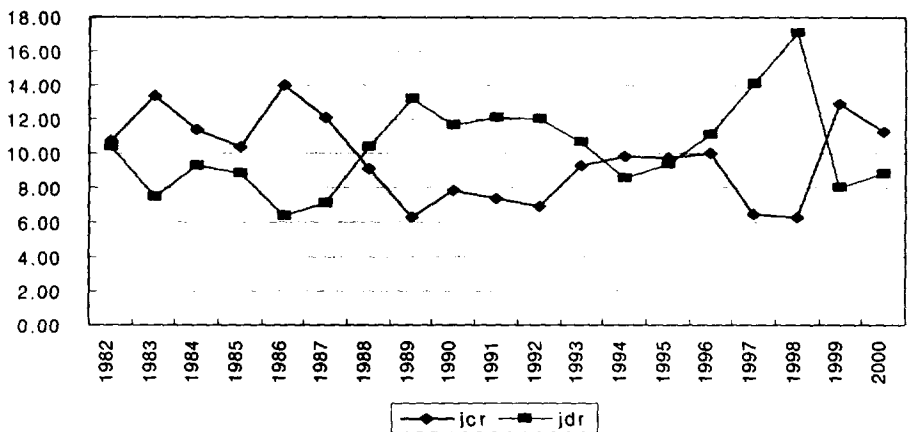
---

18) Davis and Haltiwanger(1992)에 따르면 미국의 경우 최소필요노동자이동률은 12.9%, 일자리재배치율은 20.5%이다. 이에 비해 1978년을 기준으로 보았을 때 총 노동자재배치는 36.8%이다. 이 중에는 근속기간 12개월 미만의 사람이 28.2%이고 12개월 전 취업자였던 현재 비취업자가 8.6%이다. 현 취업자의 36.8%에 해당하는 사람들이 1년 사이에 일자리를 바꾸거나 취업 지위가 바뀌었다는 것이다. 일자리변동과 총노동자재배치를 비교하면 일자리변동이 총노동자재배치의 최소 33%, 최대 53%를 설명한다고 Davis and Haltiwanger(1992)는 결론짓고 있다. 한국의 경우 경제 전체의 노동자재배치율과 제조업의 일자리재배치율을 비교한다면 일자리재배치율이 평균적으로 최대 60%, 최소 36%를 설명하며 1997년의 경우 최대 73%, 최소 50%를 설명한다.

는 경기변동과 관련하여 일자리변동의 시계열적 변화의 특징을 검토하고자 한다. 일반적으로 일자리창출률은 경기순행적인 모습을 보인다. 경기호황기에 일자리창출률은 증가하며 불황기에 일자리창출률은 감소한다. 이에 비해 일자리소멸률은 경기역행적인 움직임을 보여 불황기에 일자리소멸률이 늘어나며 호황기에 감소한다. 이러한 패턴은 한국의 경우에도 그대로 나타난다.

앞의 제III장에서 제시한 <표 4>는 한국 광공업 지속사업체의 일자리창출률, 소멸률, 일자리재배치율, 순일자리증가율, 초과일자리증가율 등의 시계열을 보여주고 있다. [그림 5]는 <표 4>의 자료에 근거하여 일자리창출률과 소멸률을 도시한 것이다. 그림에서 확인할 수 있는 것처럼 일자리창출률과 소멸률은 서로 반대 방향으로 움직이고 있음을 알 수 있다. 경기변동에 따라 창출률이 증가할 때 소멸률은 하락하고 소멸률이 증가할 때 창출률이 하락하는 것을 반영한다. 예를 들어 3저 호황기였던 1986년, 1987년에 일자리 창출률은 각각 13.98, 12.06으로 높아졌으며, 이에 비해 일자리소멸률은 6.38, 7.10으로 낮아졌다. IMF 외환위기를 겪었던 1998년의 경우 일자리창출률은 6.25에 불과했으며 일자리소멸률은 급상승하여 17.09까지 치솟았다. 또한 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 못미치는 8.04로 떨어졌다.

(그림 5) 지속사업체 일자리창출률과 소멸률

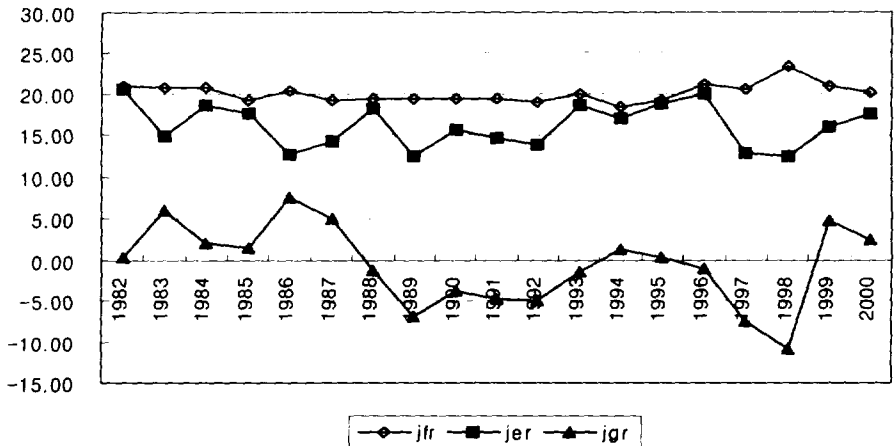


주: JCR=일자리창출률, JDR=일자리소멸률

광공업취업자수는 1990년을 전후하여 하락추세로 반전되었다. 이 점을 반영하여 1980년대에는 창출률이 소멸률보다 높은 상태에서 등락을 거듭하고 있으며 그 이후는 평균적으로 소멸률이 창출률보다 높은 상태에서 변동한다. 1994년과 1995년에 광공업 취업자수가 근소하게 증가하였는데 이는 이 시기 창출률과 소멸률의 역전에서 확인되며, 외환위기로 인해 급속히 광공업 취업자수가 감소한 것은 급속한 소멸률의 증가와 낮은 창출률로 표현된다.

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 주도된다. 이 경우 일자리수가 증가한 것은 소멸이 줄어들었기 때문이며, 일자리수가 감소한 것은 소멸이 늘어났기 때문이다. 반대로 창출이 경기변동에 민감할 경우 순일자리변동은 창출이 주도한다. [그림 6]과 [그림 7]에서 볼 수 있는 것처럼 한국 광공업의 경우 창출과 소멸은 대칭적으로 순일자리변동에 기여했고, 일자리재배치율은 경기와 무관한 양상을 띠고 있는데 이에 대해서는 다음 소절에서 분석한다.<sup>19)</sup>

(그림 6) 지속사업체 일자리재배치율, 순일자리증가율

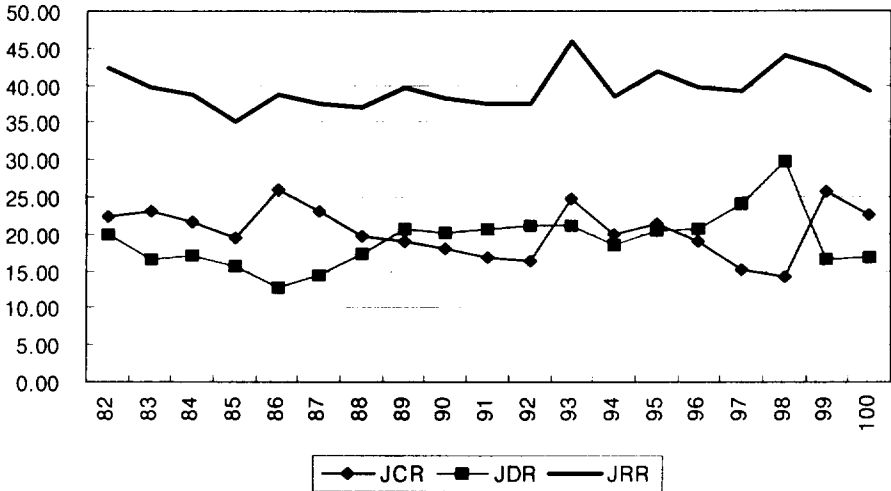


주: JRR=일자리재배치율, JGR=순일자리변동률, JER=초과일자리변동률

19) 전체 사업체의 시계열 자료는 <부표 1>을 참조.



[그림 7] 전체 사업체 일자리변동



주: JCR=일자리창출률, JDR=일자리소멸률, JRR=일자리재배치율

## 2. 일자리변동의 경기역행성 가설 검토

일자리변동에 관한 기존 연구에서 일자리재배치율이 경기역행성을 갖는다는 점이 강조된 바 있다. Davis and Haltiwanger(1992), Baldwin et. al.(1995), Bronars(1990) 등의 여러 연구에서 일자리재배치율은 경기불황기에 증가하고 경기호황기에 감소한다. 하지만 Boeri(1996)는 미국, 캐나다, 덴마크, 프랑스, 독일, 이탈리아, 노르웨이, 스웨덴 등 8개국의 연별자료를 분석한 결과 일자리재배치율이 경기역행성을 갖는 나라는 미국밖에 없으며 대부분의 나라에서 일자리재배치율의 경기역행성을 발견할 수 없었다고 주장했다. Davis and Haltiwanger(1999)는 Boeri(1996)에서 사용된 미국 이외 나라의 자료가 시계열이 충분하지 못하고 해당 기간 중 자료에서 경기변동이 뚜렷하지 않기 때문에 결과를 신뢰할 수 없다고 비판했다. 이 글에서 사용한 광공업통계조사 자료는 19년간이라는 비교적 긴 기간의 자료이며 경기변동으로 인해 뚜렷이 순일자리증가율이 변동하고 있으며 사업체가 일관되게 식별된다는 점에서 Davis and Haltiwanger(1999)가 지적한 자료의 품질 문제로부터 상대적으로 자유롭다.

경기역행성을 확인하는 대표적인 방법은 순일자리증가율과 일자리재배치율의 공분산을 계산하여 그 부호가 음의 값을 갖는지를 확인하는 것이다. 공분산은 일자리재배치율

( $JRR_t$ )와 순일자리변동률( $JGR_t$ )의 정의에 의해 다음의 식에 의해 결정된다.  $JCR_t$ 는 일 자리창출률이며  $JDR_t$ 는 일 자리소멸률이다.

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

위 식에서 알 수 있듯이 공분산이 음의 값을 갖는 것은 일 자리창출률의 분산보다 일 자리소멸률의 분산이 클 경우이다. 일 자리창출률의 분산이 일 자리소멸률의 분산보다 크면 일 자리재배치율은 경기순행적인 움직임을 보이고 일 자리소멸률의 분산이 더 크다면 경기역행적 움직임을 보인다. 만약 창출률의 분산과 소멸률의 분산이 비슷하다면 일 자리재배치율은 경기중립적인 양상을 띤다. 경기역행성의 지표로서의 소멸률의 상대분산 비율은 소멸률의 분산을 창출률의 분산으로 나눈 값으로 정의된다. 소멸률의 상대분산 비율이 1보다 크면 경기역행적이고 1보다 작으면 경기순행적이다.

또한 경기편차비율을 이용하여 경기역행성 여부를 판단할 수 있다. 경기편차비율(ratio of cyclical change)이란 일 자리창출률의 경기편차에 대한 일 자리소멸률의 경기편차의 비율이다. 이때 일 자리창출률의 경기편차란 경기호황기와 경기불황기의 평균 일 자리창출률의 차이를 말하며, 일 자리소멸률의 경기편차란 경기호황기와 경기불황기의 평균 일 자리소멸률의 차이를 말한다. 경기편차비율이 1의 값을 가질 경우 일 자리재배치율은 경기중립적이며, 1 이상의 값을 가지면 경기역행성을, 1 이하의 값을 가지면 경기순행성을 보인다고 판단한다.

일 자리재배치율과 순일자리증가율의 상관계수는 직접적으로 일 자리변동률의 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 11>은 이러한 경기역행성 판단의 지표들을 1982년부터 2000년까지 한국의 광공업사업체의 일 자리변동 자료를 이용해 계산한 결과를 담고 있다. 전체적으로 일 자리재배치율의 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.

〈표 11〉 일자리변동 시계열의 경기 특성

	한 국						미국	
	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

( ) 안은 상관계수의 p값

JCR=일자리창출률, JDR=일자리소멸률, JRR=일자리재배치율, JGR=순일자리변동률, JER=초과일자리변동률.

경기편차비율의 계산을 위해서는 호황기와 불황기를 구분할 수 있어야 한다. 우리는 통계청에서 발표하는 경기변동 기준순환일을 기준으로 삼았다. 한국 광공업의 경우 경기편차비율은 -1.19로서 소멸률의 경기편차가 창출률의 경기편차보다 크지만 그 차이는 그다지 크지 않다. 미국의 경우 -3.68로서 소멸률의 호황·불황 간 격차가 상대적으로 매우 큰 편이다.

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

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

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

경기변동이 일자리변동에 미치는 영향을 검토하기 위해 다음의 두 회귀모형을 이용해

회귀분석을 했다. 첫 번째식은 일자리재배치율(JRR)을 종속변수로 사용한 것이고 두 번째 식은 초과일자리변동률(JER)을 종속변수로 사용한 것이다. 독립변수는 순일자리변동률(JGR)을 사용하였다.

$$JRR_t = \alpha_0 + \beta_0 JGR_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$JER_t = \alpha_1 + \beta_1 JGR_t + \nu_t \quad (2)$$

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 -0.08이지만 계수의 표준오차는 0.06이다. 순일자리증가율이 증가할 때 초과일자리변동률이 증가한다고 보기 어렵다는 것을 보여준다. Davis(1998)는 이런 결과에 비추어 볼 때 불황기에 일자리의 불안정성이 커진다고 단언하기 어렵다고 주장했다.

한국의 경우 동일한 회귀모형을 이용해 회귀분석을 한 결과(표 12 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.

〈표 12〉 회귀분석 결과

종속변수	JRR	JER
독립변수	계수	계수
상수	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

주: ( ) 안은 계수의 표준오차

JRR=일자리재배치율, JGR=순일자리변동률, JER=초과일자리변동률.

Davis and Haltiwanger(1992)는 일자리재배치율의 시계열을 개별충격의 분포 변화에 의한 것과 거시-부문별 충격으로 분해하는 방법을 제시한 바 있다. 이들은 사업체의 순

일자리변동률은 거시-부문별 평균값과 잔차로 분해될 수 있는데 잔차의 절대값을 사업체 평균 일자리수를 가중치로 평균하여 이것을 개별 충격의 분포의 대리변수로 사용하였다.<sup>20)</sup> Davis and Haltiwanger(1992)의 미국 제조업에 대한 분석 결과에 따르면 제조업 전체의 순일자리증가율과 개별 충격의 분포의 변화에 의한 일자리재배치율은 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 개별 충격의 분포의 변화가 이러한 경기역행성을 주도한다는 것을 의미한다.

한국에 대한 분석 결과는 <표 13>에 요약되어 있다. 우선 JRR의 시계열적 변화에 개별 충격 분포의 변화가 미친 영향이 지배적이라는 것을 알 수 있다. 예를 들어 중분류 산업분류에 따라 27개 산업을 구분한 뒤 분석한 결과에 따르면 거시적 충격과 산업 충격이 설명하는 비중은 17.5%인 데 비해 개별 충격의 분포의 변화가 설명하는 비중은 88.5%에 이른다. 세분류 산업분류나 중분류 산업분류에 사업체 일자리 규모의 기준을 추가하여 살펴본 경우 등등 모든 경우에서 개별 충격의 분포의 변화가 지배적인 영향을 갖는다는 것을 알 수 있다.

<표 13> 일자리변동 시계열의 분산분해

부문	광공업 전체	중분류 산업	세분류 산업	중분류 및 사업체규모	중분류 및 사업체수명	미국 세분류산업*
부문 수	1	27	170	243	189	100
JRR						
거시 및 부문충격 효과	0.060	0.175	0.307	0.460	0.321	0.105
개별 충격 효과	0.756	0.885	0.937	0.745	0.773	0.797
공분산 효과	0.184	-0.060	-0.244	-0.205	-0.094	0.098
JCR						
거시 및 부문충격 효과	0.573	0.570	0.540	0.549	0.523	1.318
개별 충격 효과	0.081	0.085	0.106	0.098	0.108	0.124
공분산 효과	0.346	0.345	0.355	0.353	0.369	-0.442
JDR						
거시 및 부문충격 효과	0.613	0.522	0.479	0.467	0.468	0.705
개별 충격 효과	0.078	0.113	0.132	0.135	0.125	0.062
공분산 효과	0.308	0.365	0.390	0.398	0.408	0.233

주: \* Davis and Haltiwanger(1992), p.853.

JCR=일자리창출률, JDR=일자리소멸률, JRR=일자리재배치율.

20) 자세한 설명은 Davis and Haltiwanger(1992) pp. 850-853을 참조.

경기역행성과 관련하여 중요한 변수인 개별충격 분포 변화와 거시-부문별 충격의 상관계수는 중분류 산업분류의 경우  $-0.24$ 로서 미국에 비해 절반 정도의 낮은 값을 가질 뿐만 아니라 0과 같다는 귀무가설을 기각할 수 없다. 이런 점에서 개별충격은 일자리재 배치율의 대부분을 설명하지만 경기역행성을 설명하는 데는 한계를 갖는다.

이러한 차이는 다음과 같이 설명할 수 있다. 미국의 경우 일자리창출률 시계열의 분산분해 결과 부문별 충격과 잔차항 간의 공분산이 음의 값을 갖고 소멸률 시계열에서는 공분산이 양의 값을 갖는 데 비해 한국의 경우 창출률과 소멸률 시계열 모두에서 공분산이 양의 값을 갖는다는 것이다.

미국의 경우에는 순일자리증가율이 감소하는 경기불황기에 개별충격의 분포에서 창출 구간의 산포도가 늘어나서 개별충격의 분포가 창출률을 증가시키고 이와 함께 소멸 구간의 산포도는 증가하여 소멸률도 증가시킨다. 이에 따라 불황기에 일자리재배치율이 증가하게 된다.

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

일자리창출률의 경우 공분산은 양의 값을 나타내어 개별충격 분포의 산포도 증가는 거시적 충격 및 산업충격도 증가시킨다. 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.

이와 관련하여 Foote(1998)은 경기역행적 일자리재배치율 특성은 순일자리증가율이 평균적으로 양인지 음인지와 직결된다는 가설을 제시한 바 있다. 이러한 가설은 일자리재배치율의 경기역행성 여부와 관련된 사업체 특성별 차이와 산업별 차이를 해석하는데 있어서 유용하다. Foote(1998)는 미국 미시간 주의 일자리변동을 분석하여 첫째, 미시간주에서 일자리변동률의 경기역행성은 관찰되지 않으며 둘째, 산업별로 살펴보았을 때 일자리수가 감소하는 산업에서는 일자리변동률의 역행성이 관찰되지만 일자리수가 증가하는 산업에서는 오히려 순행성이 관찰된다는 결과를 얻었다. 이러한 결과는 Foote

(1998), Caballero(1992)의 (S,s) 모형으로부터 추론된 예측과 대체로 일치한 것이다.

Foote(1998)과 Davis and Haltiwanger(1999)에 의거하여 한국의 144개 세분류 산업에 대해 회귀분석을 실시했다. 종속변수는 산업별로 계산한 일자리창출률 시계열의 분산에 대비한 소멸률 시계열의 분산의 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(CR4), 사업체 평균 자본장비율을 사용했다.

회귀 결과는 <표 14>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 결과인데 이 경우 모든 설명변수를 사용한 경우와 비교하여 결정계수에 거의 차이가 없다. [그림 8]은 평균 순일자리증가율과 로그상대표준편차비율을 분산도로 그린 것으로 회귀결과와 일관된 모습을 보여준다.

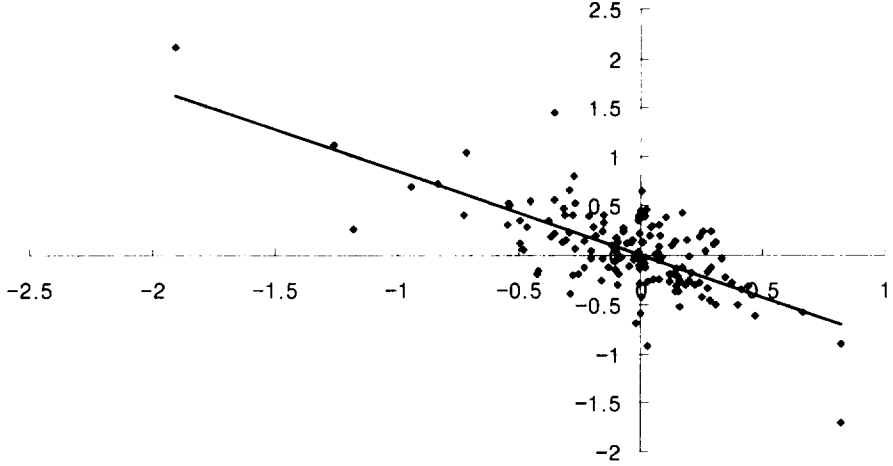
이상의 결과를 통해 한국의 경우 일자리재배치율은 미국과 달리 경기역행적이지 않다고 판단된다. 그 이유는 여러 가지 측면에서 설명할 수 있는데 우선 Davis and Haltiwanger(1992)가 제시한 개별충격 분포의 각도에서 설명하면 미국의 경우 불황기에 창출 측면의 개별충격 분포가 증가하여 창출이 크게 줄지 않는 데 비해 한국의 경우에는 불황기에 창출 측면의 개별충격 분포의 산포도가 감소하여 창출이 크게 감소하기 때문으로 해석된다. 그리고 Foote(1998)가 제시한 경제 전체 일자리의 증가 및 감소 추세가 중요한 요인이라는 점은 산업별 분석을 통해 강하게 성립하고 있다는 점에서 유력한 설명 요인으로 평가된다.

<표 14> 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

주: ( ) 안은 계수의 표준오차.

(그림 8) 산업별 순일자리증가율과 로그상대표준편차 비율의 분산도



## V. 결 론

이 논문에서는 한국의 광공업통계조사 원자료를 이용해 1981년부터 2000년 기간 사이 한국의 광공업에서의 지속사업체를 중심으로 일자리변동의 특징을 살펴보았다. 동 기간 동안 평균적으로 5인 이상 지속사업체에서 매년 100개의 일자리 중 10개의 일자리가 새로 창출되고 10개의 일자리가 소멸되었다. Davis and Haltiwanger(1992)의 연구를 포함한 다른 나라의 연구 결과와 비교해 보면 한국의 일자리창출과 소멸은 수준에 있어서 다른 나라들에 비해 더 활발하게 진행된 것으로 평가된다. 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 한국 광공업의 노동이동의 상당 부분을 설명해 준다. 노동자재배치율을



계산하여 일자리재배치율과 비교한 결과 노동자재배치 중에서 일자리 재배치가 설명하는 비중은 평균적으로 미국과 비슷하거나 더 높은 비중임을 확인할 수 있었다. 또한 1997년 이전까지 노동자재배치율은 지속적으로 하락하는 추세였으며 외환위기 이후 급상승했다. 동 기간 중 일자리재배치율 수준에 큰 변화가 없었던 점과 비교해 볼 때 노동 이동 중에서 일자리 재배치가 설명하는 비중이 외환위기 직전까지 최대 60%까지 높아졌다.

1982년부터 2000년까지의 한국 광공업의 일자리변동 시계열을 분석한 결과 일자리창출률은 뚜렷하게 경기순행적인 양상을 띠고 일자리소멸률은 경기역행적인 모습을 나타냈다. 이에 따라 순일자리증가율은 경기순행적인 특성을 보인다. Davis and Haltiwanger (1992)는 미국 제조업의 일자리변동 분석을 통해 일자리재배치율이 경기역행적인 양상을 띠고 있다는 것을 보여주었다. 이에 비해서 한국 광공업은 경기중립적인 양상을 띠었다. 이러한 차이가 나타나게 된 원인의 하나는 우선 개별충격의 분포를 분석한 결과로부터 찾을 수 있다. 개별충격의 분포를 추출하여 분석한 결과 Davis and Haltiwanger (1992)에서 분석된 결과와 상이한 결과를 얻을 수 있었다. Davis and Haltiwanger(1992)의 분석에서는 경기호황기에 비해 경기불황기에 일자리창출의 충격과 소멸의 충격의 분산 모두가 증가한 것으로 나타난다. 이러한 결과를 통해 Davis and Haltiwanger(1992)는 불황기에 창출과 소멸 양 측면에서 재배분충격이 더 커진다는 가설을 제시한 바 있다. 한국 광공업의 경우 일자리소멸과 창출이 대칭적으로 움직인 것은, 불황기에는 일자리소멸의 충격의 분산이 커지고 일자리창출의 충격의 분산은 줄어들며, 반대로 호황기에는 일자리창출의 충격의 분산이 커지고 소멸충격의 분산이 줄어드는 것과 관련있는 것으로 보인다. 이러한 개별충격 분포의 변화로 인해 개별충격의 분포는 서로 상쇄되어 일자리재배치율의 변동이 경기에 민감하게 움직이지 않게 하는 데 기여했다. 하지만 이러한 해석은 본 논문이 지속사업체에 한정된 결과를 이용하여 분석했다는 점에서 주의 깊게 해석될 필요가 있다. 재배분충격의 경기국면별 차이를 강조한 Davis and Haltiwanger(1992)의 연구와 달리 Foote(1998)는 일자리재배치율의 경기역행성이 순일자리증가율과 직결되어 있다고 주장한 바 있다. 이 논문에서는 Foote(1998)의 가설이 한국 광공업에서 성립하는지를 검토해 보았다. 광공업을 좀더 세분한 산업 수준에서 각 산업은 일률적으로 경기에 대응한 변동을 보이지 않았다. Foote(1998)의 가설에 따라 순일자리증가율과 각 산업별 경기역행성을 비교한 결과 순일자리증가율이 양의 값을 가지는 산업에서는 일자리재배치율의 경기순행성이 나타나고 고용량이 감소하여 순일자리증가

율이 음의 값을 갖는 산업에서는 일자리재배치율의 경기역행성이 나타나고 있다.

본 연구는 광공업 사업체에서의 일자리창출과 소멸의 총량적 유량의 측정에 집중하였고, 이들 측정치의 이론적·정책적 의미에 대해서는 깊이 검토하지 않았다. 상대적으로 높은 수준의 일자리 재배치가 생산성을 향상시키는 창조적 파괴가 활발했다는 것을 의미하는지 아니면 쉽게 소멸되는 일자리가 많은 것을 반영한 것 때문인지를 검토하는 것은 중요한 과제이다. 일자리변동이 노동이동의 상당 부분을 설명한다는 것이 갖는 함의에 대해서도 추가적인 연구가 필요하다. 또한 산업별, 사업체 특성별로 세분된 일자리변동의 특성에 대한 연구는 본 연구에서 밝힌 일자리변동의 수준, 지속성, 집중성의 결과와 경기역행성이 관측되지 않는 결과를 설명하는 데 도움이 될 것이다.

## 참고문헌

- 김대일. 「경제위기 이후의 고용창출 유형분석」. 유경준 편저, 『고용창출에 관한 연구』, pp. 83-122. 서울: 비봉출판사, 2000.
- 전병유. 「정보통신기술과 일자리창출」. 강순희 외, 『정보통신기술과 노동시장』. 서울: 한국노동연구원, 2001.
- 전병유·김혜원. 『디지털경제화 일자리창출』. 서울: 한국노동연구원, 2003.
- 통계청. 『경제활동인구조사』 원자료 1985-1999. 대전: 통계청, 각년.
- 통계청. 『광공업통계조사』 원자료 1981-2000. 대전: 통계청, 각년.
- Albaek and Sorensen. "Worker Flows and Job Flows in Danish Manufacturing, 1980-91." *The Economic Journal* 108 (November 1998): 1750-1771.
- Anderson and Meyer. "The Nature and Extent of Turnover." *Brookings Papers on Economic Activities: Microeconomics*. pp.177-248, 1994.
- Baldwin et al.. *The Dynamics of Industrial Competition*. Cambridge:Cambridge University Press, 1995.
- Boeri. "Is Job Turnover Countercyclical?." *Journal of Labor Economics* 14(4) (October 1996): 603-625.
- Bronars. "Employment and Hours Variation over the Business Cycle." Working

- Paper, Bureau of Labor Statistics, 1990.
- Brown and Earle. "Gross Job Flows in Russian Industry Before and After Reforms: Has Destruction Become More Creative?." mimeo. pp. 1-59, 2002.
- Burgess, Lane and Stevens. "Job Flows, Worker Flows, and Churning." *Journal of Labor Economics* 18 (3) (July 2000): 473-502.
- Caballero. "A Fallacy of Composition." *American Economic Review* 82(5). (December 1992): 1279-1292.
- Caballero, Engel and Haltiwanger. "Aggregate Employment Dynamics : Building from Microeconomic Evidence." *American Economic Review* 87 (1) (March 1997): 115-137.
- Davis. "Discussion on Schuh and Robert K. Triest." In *Beyond Shocks: What Causes Business Cycles?* Conference Series No 42, edited by Jeffrey C. Fuhrer and Scott Schuh, pp. 271-337. FRB of Boston, 1998.
- Davis and Haltiwanger. "Gross Job Creation, Gross Destruction, and Employment Reallocation." *Quarterly Journal of Economics* 107 (3) (August 1992): 819-863.
- \_\_\_\_\_. "Gross Job Flows." In *Handbook of Labor Economics*. Volume 3b edited O. Ashenfelter and D. Card, pp.2711-2805. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1999.
- Davis, Haltiwanger and Schuh. *Job Creation and Destruction*. Cambridge: MIT Press, 1996.
- Dunne, Haltiwanger and Troske. "Technology and Jobs: Secular Changes and Cyclical Dynamics." *Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy* (June 1997) : 107-178.
- Foote. "Trend Employment Growth and The Bunching of Job Creation and Destruction." *Quarterly Journal of Economics* 113 (3) (July 1998): 809-834.
- Garibaldi, Konings and Pissarides. "Gross Job Reallocation and Labor Market Policy." In *Unemployment Policy: Government Options for the Labor Market*. edited by Snower and de la Dehesa, pp. 467-489. New York: Cambridge University Press, 1997.
- Gray. "Job Gains and Job Losses: Recent Literature and Trends." *OECD Job Study*

- Working Paper Series*. No. 1. Paris: OECD, 1995.
- Gronau and Regev. "The Demand for Labor and Job Turnover: Israeli Manufacturing 1970-1994." Working Paper No. 378(Industrial Relations Section), Princeton University, 1997.
- Hamermesh, Hassink and Vann Ours. "Job Turnover and Labor Turnover: A Taxonomy of Employment Dynamics." *Annales D'Economie et De Statistique* 41 (42) (1996): 21-40.
- 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.
- OECD. *Employment Outlook*. Paris: OECD, 1994.
- \_\_\_\_\_. *Employment Outlook*. Paris: OECD, 1996.
- Roberts. "Employment Flows and Producers Turnover in Three Developing Countries." In *Industrial Evolution in Developing Countries: Micro Patterns of Turnover, Productivity and Market Structure* edited by Roberts and Tybout, pp. 18-42. New York : Oxford University Press, 1996.
- Schuh and Robert K. Triest. "Job Reallocation and the Business Cycle: New Facts for an Old Debate." in *Beyond Shocks: What Causes Business Cycles?* Conference Series No 42 edited by Jeffrey C. Fuhrer and Scott Schuh, pp. 271-337. FRB of Boston, 1998.

〈부표 1〉 한국 광공업 5인 이상 전체사업체의 일자리변동 시계열(1982-2000)

	일자리창출률	일자리소멸률	일자리재배치율	순일자리변동률	초과일자리변동률
1982	22.35	19.86	42.22	2.49	39.72
1983	23.13	16.56	39.69	6.58	33.11
1984	21.60	17.15	38.75	4.45	34.29
1985	19.49	15.68	35.17	3.80	31.37
1986	25.85	12.78	38.64	13.07	25.57
1987	23.08	14.43	37.51	8.65	28.86
1988	19.70	17.23	36.93	2.47	34.46
1989	18.88	20.68	39.56	-1.80	37.76
1990	18.09	20.19	38.27	-2.10	36.18
1991	16.91	20.65	37.56	-3.73	33.83
1992	16.42	21.17	37.60	-4.75	32.85
1993	24.73	21.23	45.97	3.50	42.47
1994	19.85	18.63	38.48	1.22	37.25
1995	21.48	20.40	41.88	1.07	40.81
1996	19.11	20.67	39.78	-1.56	38.22
1997	15.14	24.16	39.29	-9.02	30.28
1998	14.18	29.80	43.98	-15.62	28.36
1999	25.67	16.53	42.20	9.14	33.06
2000	22.49	16.72	39.21	5.77	33.44
평균	20.43	19.19	39.61	1.24	34.31
표준편차	3.39	3.80	2.61	6.71	4.41
최소값	14.18	12.78	35.17	-15.62	25.57
최대값	25.85	29.80	45.97	13.07	42.47

abstract

---

## Job Creation and Job Destruction in Korean Mining and Manufacturing, 1981-2000

Hye Won Kim

In this paper, I investigate job creation and destruction in Korean mining and manufacturing between 1982 and 2000 using the raw data of Annual Mining and Manufacturing Survey. The rate of job creation and destruction of continuing plants averaged 9.75 and 10.33, respectively, which are higher than those of OECD countries, Chile, and Colombia. The created jobs showed weak persistence and the concentration of job reallocation is high, compared with other countries. Job reallocation accounts for major fraction of worker reallocation and the fraction has increased before 1997. Analysis of time series data of job flow revealed a general pattern of pro-cyclic job creation and counter-cyclic job destruction. However job reallocation in Korea is strongly acyclic whereas the rate is known to be counter-cyclical in the U.S.

Key words: job creation, job destruction, job reallocation rate, worker reallocation rate, labor turnover