

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

최 경 수 __ 본원 연구위원

본 논문은 출저, 『노동시장 유연화의 고용효과 분석—고용보호규제 완화를 중심으로』(KDI 정책 연구시리즈 2001-09, 한국개발연구원, 2001)를 바탕으로 수정, 재집필한 것이다. 본 논문에서 생략된 자세한 내용은 위의 보고서에 실려 있다.

ABSTRACT

Enhancing labor market flexibility is currently posted as one of the major economic policy objectives in Korea. However, the labor market effects of specific policies to achieve it have not been sufficiently investigated. This paper takes up the issue of employment protection deregulation and surveys and empirically analyzes its policy effects. Academic researches generally confirm that deregulation tends to promote labor turnover and employment of the disadvantaged groups such as the youth and female by raising the overall efficiency of the economy, but its effects on unemployment is not clear. In the Korean labor market, both job creation and destruction, and labor mobility have increased after the economic crisis of 1998, but they can not be seen as deregulation effects as the changes are confined to the temporary and daily employment whose labor markets are least regulated whereas the regular employment market remains virtually unchanged. Such results suggest that labor market deregulation need to be pursued consistently as a policy goal since the labor demand condition shift and the need for expanding regular employment necessitates it, for which detailed policy agenda for removing market inefficiencies should be carefully arranged.

I. 서 론

우리나라에서 노동시장의 유연성(labor market flexibility)을 제고하여야 한다는 논의는 대략적으로 1990년대 중반부터 본격화되었다. 유럽에서 노동시장 유연성은 고실업 해소를 위한 방안으로 제기되었으나, 우리나라에서는 기업 수익률의 하락에도 불구하고 임금은 계속 상승하였으며 해고도 용이하지 않아 기업들이 구조조정과 수익률 개선에 곤란을 겪고 있었으므로 노동시장 유연성은 경제 효율성을 제고하기 위한 경제제도 개선 방안의 일환으로 모색되었다. 우리나라에서 노동시장 유연성이란 용어에 대한 노동 측의 인식이 부정적인 것은 이러한 배경에 연유한다. 어쨌든 경제위기 이후 노동시장의 경직성은 한국경제의 체제 위험(system risk)의 하나로 지적되었으며, 현재 노동시장 유연성 제고는 정부의 4대 부문 개혁과제의 하나로 정립되고 있다.

그럼에도 불구하고 노동시장 유연성에 대한 국내의 연구는 매우 빈약하며, 특히 그 효과에 대한 경험적 연구는 찾기 어렵다. 노동시장 유연성에 대한 국내의 연구들은 그 개념정립을 시도하고 있거나 혹은 ‘유연성’을 제고할 수 있는 여러 방안들을 나열한 경우가 일반적이며 (박동운[1997], 김장호[1997]), 구체적인 정책효과에 대한 이론적 혹은 실증적 연구는 찾아보기 어렵다.¹⁾ 이러한 문제점은 부분적으로는 ‘유연

1) 외국의 연구로는 다수가 있으나, 개론적인 차원에서는 OECD[1986]를 들 수 있다.

성'이라는 개념 자체가 가지고 있는 모호성에서 비롯된다.

유연성(flexibility)이란 일반적으로 환경 변화에 대응하여 신속하게 변화할 수 있는 체제적 능력을 의미하는 정책용어이다. 경제의 유연성이란 가격이나 기술구조 등 외부환경 변화에 적응하여 경제가 신속하게 재편될 수 있는 능력을 의미하며, 마찬가지로 노동시장 유연성(labor market flexibility)이란 외부적 변화에 대응하여 노동력의 재배치와 임금 조정이 신속하게 이루어질 수 있는 노동시장의 능력을 의미한다. 이와 같이 정의되는 유연성이 최근에 특히 강조되고 정책목표로 설정되는 이유는 유연성의 제고가 변화하는 환경에서 경제 효율성을 제고하는 최선의 수단이라는 믿음에 있다.

반면 노동시장 유연성이란 극히 다원적이며 포괄적인 개념이어서 개념적으로 모호한 측면이 있다.²⁾ 노동시장 유연성이란 경제구조나 노사관계 구조와도 관련되며 임금의 결정, 해고 및 인력의 배치전환과도 관련된다.³⁾ 이러한 개념적 다원성 때문에 유연성을 둘러싼 논의에서는 그 개념을 서로 다르게 정의하고 그 정의에 관하여 논쟁하는 경우가 많아 흔히 비생산적 차원에 머무르고 있다. 노동시장 유연성에 관한 논의가 진전되지 못하는 다른 한 가지 이유는 다양한 유연성 개념의 대체 보완관계에 대한 인식의 공유가 부족하다는 점이다.⁴⁾ 유연성에 관한

-
- 2) 역설적으로 말한다면 이러한 개념적 유연성이 '유연성(flexibility)'이라는 용어의 매력이라고 할 수도 있다.
 - 3) 여기에서 임금에 관련된 유연성을 임금유연성, 해고 및 채용의 신속성과 관련된 유연성을 수량적 유연성, 그리고 인력의 기업 내에서의 배치전환과 관련된 유연성은 기능적 유연성이라고 칭하기도 한다.
 - 4) 예를 들어, 수량적 유연성과 기능적 유연성 간에 대체관계가 존재한다는 주장도 있으나, Cappelli and Neumark(2001)의 미국 기업들의 자료를 이용한 경험적인 연구에 의하면 그 대체관계는 매우 약하다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

논의가 실질적으로 진전되기 위해서는 우선 그 하위개념으로서의 개별적인 항목에 대한 효과 분석이 이루어져야 하며, 각 개념 사이의 관계 까지도 연구의 지평이 넓혀져야 한다. 그러한 연후에야 유연성 제고를 위한 종합적인 정책 설계가 가능할 것이다.⁵⁾ 이와 같은 견지에서 본 연구에서는 노동시장 유연성의 구체적인 하위 개념으로서 고용보호법제 (EPL; Employment Protection Legislation) 규제완화의 효과를 연구대상으로 설정하고, 그 효과가 이론적 및 경험적 분석에 의하면 어떻게 나타나는가를 고찰한다.

노동시장규제 완화가 노동시장 성과에 대하여 긍정적 효과를 가진다는 이론적 분석 결과의 근거는 규제완화는 경제의 신속한 조정을 가능하게 하여 경제효율성을 제고한다는 데에 있다. 따라서 고용보호규제 완화의 효과를 평가하기 위해서는 고용과 실업 등 노동시장의 변화 뿐만 아니라 생산성, 성장, 기업창출, 투자행태 등 경제의 효율성, 특히 동태적 효율성에 관련된 방대한 분석이 요구된다. 이러한 측면에서 노동시장의 유연성의 측정과 평가는 학문적 접근이 용이하지 않은 까닭로운 연구주제이다. 본 연구에서는 연구의 범위와 방법을 이와 같이 광범하게 설정하지는 않았으며, 대신 고용보호규제 완화의 효과를 문헌을 통하여 이론적으로 고찰하고 우리나라 노동시장의 실증적 자료분석을 통하여 그 효과가 어떻게 나타나고 있는가를 살펴보았다.

이하에서는 제Ⅱ장에서 고용보호규제 완화의 효과에 대한 외국의 이론적 및 실증적 분석에 걸친 학술적 연구결과를 고찰하며, 제Ⅲ장에서는 우리나라의 노동시장의 변화를 동태적 측면을 중심으로 분석하여

5) 예를 들어, 최저임금과 근로기준 준수 등을 노동시장 유연화 정책의 범주에는 속하지 않지만 노동시장 유연화 정책을 보완하기 위하여 필수적일 수도 있다.

고용보호규제의 변화와 그 효과에 대하여 어떠한 추론이 가능한가를 검증한다.⁶⁾ 결론에 해당하는 제IV장에서는 이상의 논의를 정리하고 정책적 시사점을 도출한다.

II. 고용보호규제 완화의 효과

1. 고용보호법제(EPL) 와 노동시장 성과

고용관계에 대한 규제(regulation)란 특정 형태의 고용관계나 고용계약을 맺을 경우에는 개별 고용주가 근로자와 합의하였다 하더라도 법적 제재가 가해지거나 혹은 무효화되는 등의 제약이 존재하는 것을 의미한다. 그리고 고용보호법제(EPL; Employment Protection Legislation)란 고용보호를 위한 이러한 규제를 의미한다. 고용보호규제에는 매우 다양한 영역이 있으므로 각국의 규제수준을 비교하는 것은 간단하지 않다. 그럼에도 불구하고 노동시장의 성과에 미치는 영향은 매우 중요한 정책적 함의를 가지므로 고용보호법제의 효과에 대한 많은 연구가 있는데, 본절에서는 이러한 연구의 결과를 고찰한다.

해고에 관련된 규제의 영역으로는, 첫째 해고관련 절차에 소요되는 시간 혹은 절차의 복잡성, 둘째 사전통고의무 및 해고수당(severance

6) 본 연구의 초고에서는 선진국들의 노동시장 유연성에 대한 정책적 접근과 노동시장의 상황변화에 따른 정책방향의 변화를 다루었으나(제II장), 수정과정에서는 분량의 문제로 생략하였다. 그 내용에 대해서는 최경수(2001)를 참조할 수 있다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

pay),⁷⁾ 셋째 불공정 해고에 관한 법규를 들 수 있다. 사전통고의무, 해고절차, 불공정 해고 판결의 기준 등은 비금전적 규제이지만 실질적으로는 상당히 중요한 해고비용이 된다. 규제수준의 국제비교에는 각 영역에 걸쳐 매우 다양한 각국의 해고관련 규제를 평가하여야 하므로 정성적(定性的)인 평가가 불가피하여 일률적인 기준을 정하기가 어렵다는 문제가 있다. OECD의 문헌들(Grubb and Wells[1993], OECD[1999])은 평균순위비교(rank-in-rank) 방법을 사용하고 있다. 구체적으로 이 방법에서는 수 개의 항목별로 비교대상 국가들 간의 순위(rank)를 매기고 각 순위를 평균한 순위를 비교한다. Grubb and Wells(1993)는 해고 절차의 복잡성, 정당한 해고의 사전통고기간과 해고수당, 해고의 정당성(불공정 해고의 정의 및 보상, 판결기간)의 세 범주로 나누어 평가하여 종합적 평균순위에서 유럽국가들 중 포르투갈과 스페인을 해고제한 규제가 강한 국가로, 이탈리아, 그리스, 독일, 프랑스, 네덜란드, 벨기에를 중간 수준, 아일랜드, 덴마크, 영국을 비교적 규제가 약한 국가들로 평가하였다. OECD(1999)는 OECD 회원국 전체를 비교 범위로 하고 일시적 고용(temporary employment)에 대한 규제도 연구대상으로 포함하여 이전 연구의 비교 대상과 범위를 확장하였다는 차이는 있으나 분석의 틀과 결과는 대동소이하다. 이러한 법적 규제 수준의 비교연구는 법규정이 현실적으로 적용되는 수준이 국가마다 다르다는 점을 고려하지 못하였음이 맹점으로 지적된다. 대표적인 예로서 OECD(1999)는 한

7) 해고수당(severance pay)이란 사용자 측의 사유에 의한 정당해고일 경우 사용자가 해고에 대한 보상으로서 근로자에게 지불하여야 하는 수당을 의미한다. 따라서 해고수당은 해고사유와 상관없이 지급되는 퇴직금(retirement pay)과는 다르다. 그러나 현실적으로 우리나라에서 퇴직금은 평소에 적립되고 있는 부분이 크지 않으므로 사용자에게 있어 퇴직금은 일부 해고수당으로 작용하는 측면이 있을 것이다.

국이 영구적 고용에 관한 규제가 OECD 27개 국가들 중 제2위의 높은 수준이라고 하였으나, 그 주된 이유가 된 퇴직금 규정은 현실적으로는 전체 근로자의 약 반수에만 적용되고 있다.⁸⁾

위의 연구를 포함하여 많은 연구에서는 다양한 방법으로 추정된 고용보호규제 수준과 취업률, 실업률 등 주요 노동시장 성과변수의 관계에 대해서 국제비교를 실시하였는데, 전반적으로는 고용보호규제는 취업률과는 부(-)의 관계를 가지지만 실업률과의 관계는 명확하지 않다는 것으로 요약할 수 있다. 이러한 결과는 약한 고용보호규제는 취업률 뿐만 아니라 경제활동참가율도 상승시킴에 따른 것이다.

Lazear(1990)는 유럽 및 미국 등 29개국의 1956~84년간의 통계를 이용하여 고용보호규제 수준과 주요 노동시장 성과변수의 관계를 분석하였다. 분석에 사용된 EPL 지표는 해고수당이 몇 개월분의 임금인가의 지표와 사전통고기간이다. 단순회귀분석(OLS)의 결과, 해고수당은 취업률과 경제활동참가율에 대해서는 통계적으로 유의한 음(-)의 값, 실업률에 대해서는 양(+)의 값을 가졌으며, 사전통고기간도 역시 같은 효과를 가졌다.⁹⁾ 실업률에 관한 Lazear(1990)의 OLS 추정 결과에 대하여 Addison and Grosso(1996)는 의문을 제기하였으며, 그들은 고용보호법 제와 실업률 간에는 통계적 유의성을 가진 관계가 존재하지 않는다고 보고하였다. 그러나 고용보호법제와 취업률 간에 서로 부(-)의 관계가 존재한다는 결과는 다른 고용보호법제의 척도를 사용하였음에도 불구하고 동일하였다. Nickell(1997) 역시 고용보호법제는 전체 취업률에는

8) 통계청의 『경제활동인구조사 부가조사』에 의하면 우리나라 근로자 중 퇴직금을 수혜한다고 밝힌 근로자는 전체 근로자의 51.0%(2001년 8월)이다.

9) Lazear(1990)에서 실업률에 대한 효과는 국가별 요인(country effect)을 통제하기 위하여 임의효과모형(random effect model)을 적용할 때에는 통계적 유의성을 상실하였다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

부(-)의 효과를 가지지만 기간연령층(prime-age) 남성 취업률에는 아무런 효과를 갖지 않음을 제시하였다. 앞서 인용한 Grubb and Wells (1993)는, 그들의 방법으로 측정된 고용보호법제의 수준은 취업률과는 약한 부(-)의 관계를 가지며, 임금근로자 취업률과는 이보다 강한 부(-)의 관계, 파트타임 고용과도 부(-)의 관계를 가진다고 보고하였다. 반면 고용보호규제가 적용되지 않는 자영업 비율 및 일시적 고용의 비율과는 정(+)의 관계를 가진다. OECD 국가들을 대상으로 한 연구들 중에는 예외적으로 Anderson(1993)만이 해고비용과 장기취업률 간에 양(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 분석하였다. OECD(1999)는 1990년대의 자료를 이용하였는데, 고용보호규제(EPL)는 취업률, 특히 임금고용률과는 강한 부(-)의 상관관계를 가지지만 기간연령층 남성근로자의 취업률과의 관계는 미약하였다. 따라서 EPL은 주로 여성과 청년층의 취업률에 영향을 가지는 것으로 추론되었다. EPL은 자영업과는 정(+)의 관계이지만 일시적 고용과의 관계는 명확하지 않으며 다만 청년층의 일시적 고용과는 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다.¹⁰⁾

고용보호규제와 실업률 간에 명확한 관계가 존재하지 않는다는 분석 결과는 앞의 Addison and Grosso(1996)뿐만 아니라, Blanchard (1998), Esping-Anderson(2000), Nickell(1997) 등에서도 동일하다. 반면, Scarpetta(1996)는 Lazear(1990)와 같이 양자 간에 양(+)의 상관관계가 있다고 보고하였다. OECD(1999)에서는 고용보호규제 수준은 전체 실업률과의 관계는 명확하지 않으나 청년층 및 여성실업률과는 정(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 고용보호법제가 취업률과 실업률에

10) 이러한 결과는 영구적 고용에 대한 강한 EPL을 기피하는 경향은 일시적 고용의 증가요인이 되는 반면, 강한 EPL 자체는 일시적 고용 확대를 규제하여 일시적 고용을 감소하게 함에 기인하는 것이다.

미치는 효과는 서로 별개로서 강한 고용보호규제가 취업률에 부(-)의 효과를 가진다는 사실이 필연적으로 실업률에 양(+)의 효과를 가짐을 의미하지는 않는다. 고용보호법제로 인한 취업감소가 경제활동참가의 의사결정에 영향을 미쳐서 경제활동참가율이 하락한다면 실업이 반드시 증가하지는 않는 것이다.

OECD(1999)는 패널분석이 가능한 유럽국가들의 자료를 이용하여 노동시장의 동태적 측면과 EPL의 관계도 분석하였다. EPL은 일자리 변동과는 상관관계가 나타나지 않지만 노동이동과는 부(-)의 상관관계를 가진다.¹¹⁾¹²⁾ 평균근속기간 및 5년 이상 장기근속자 비율은 EPL이 높은 국가에서 보다 높은 경향이 있다. 실업의 동태적 측면과 관련해서는 높은 EPL은 낮은 실업에의 유입률 및 유출률, 장기의 실업기간과 상관관계를 가진다.

Heckman and Pagés(2000)는 평균순위비교(rank-in-rank)의 서수적 비교 방법은 고용보호규제 수준의 차이를 고려하지 못한다는 단점을 가지며, 또한 고용보호규제가 현실적으로 얼마나 강하게 작용하는가를 판단하기 위해서는 이자율, 근로자의 노동이동과 근속기간 구조 등을 고려할 필요가 있음을 지적하였다. 그들은 이러한 관점에서 각국별로 신규채용된 근로자당 해고비용의 기대값을 도출하여 그 기대값을 고용보호규제 수준의 서수적 지표로 사용하였다. 구체적으로 그들은 이자

-
- 11) 여기에서 일자리 변동(job turnover)이란 기업별 고용데이터의 패널분석을 통하여 얻어진 일자리 창출(job creation)과 일자리 소멸(job destruction)을 합한 수치를 의미하며, 노동이동(labor turnover)이란 일자리 변동(job turnover)의 통계에 일자리의 변동을 수반하지 않는 근로자의 이동을 더한 것이다.
 - 12) 예외적으로 고용보호규제가 강한 스페인에서는 노동이동의 비율도 높은데, 이는 일시적 고용의 비중이 높은 테에 기인한다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

율, 근로자의 직장이동률, 해고의 사전통고기간과 근속기간당 해고수당, 부당해고로 판정될 확률 등을 고려하여 지표를 구축하였다. 그들의 지표에서는 사전 해고통고를 받은 근로자는 일하지 않을 것으로 간주하여 그 기간의 임금은 해고비용으로 산정하였으므로 사전통고기간을 해고비용에 합산하여 하나의 지표를 구축하였다는 장점이 있으며, 반면 이자율과 직장이동률은 미국의 수치를 일률적으로 대입하였으므로 이 부분의 국가별 차이는 고려하지 못하였다는 단점이 있다.

Heckman and Pagés(2000)의 연구는 남미 국가들을 대상으로 하여 남미 국가들에서의 고용보호규제가 선진국들과 비교하여 얼마나 강한지를 평가하기 위한 것이었다. 그들은 이 지표를 이용하여 기대해고비용의 현재 가치는 미국, 캐나다, 오스트레일리아 등 영미계 국가에서는 1개월분 임금 이하이며 독일, 프랑스 등 유럽국가들은 대체로 1~2개월 분의 임금에 해당하는 반면, 남미 국가들과 스페인, 포르투갈에서는 3~4개월분의 임금에 해당함을 보였다.¹³⁾ 또한 니카라과, 베네수엘라, 파나마, 페루의 1990년대의 노동개혁은 이 지표의 크기를 절반으로 감축하는 효과를 가져왔음을 지적하였다.

그들의 지표를 이용하여 한국의 고용보호규제 수준을 OECD 및 남미 국가들과 비교한다면 다음과 같다. 지표의 구축과정에서 퇴직금은 해고비용에 포함되지 않으므로 근로기준법상 1개월인 사전통고기간 만을 해고비용으로 간주한다면 한국의 지표값은 약 0.6개월분의 임금으로 계산되어 영미계 국가 다음으로 낮은 수준의 고용보호규제에 해당한다.¹⁴⁾ 한국의 고용보호지수값이 이와 같이 낮은 이유는 한국에서

13) 남미 국가들의 기대해고비용의 평균은 3.04개월치의 임금에 해당한다.

14) 퇴직금은 법적으로는 사외에 적립하게 되어 있어 해고시에 비용이 발생하는 것은 아니므로 Heckman and Pagés(2000)는 퇴직금을 해고비용에 포함하지

는 퇴직금 외에 근속기간에 따른 사전통고기간의 차이라든지 해고수당 등 다른 해고규제가 존재하지 않기 때문이다. 반면 남미 국가들에서는 근무연수에 따라 일정액의 해고수당이 존재하므로 고용보호규제 수준이 매우 높게 산정된다. 우리나라의 퇴직금도 일부 이러한 성격을 가지고 있고¹⁵⁾ 현실적으로 퇴직금의 지급준비율은 매우 낮다는 사실을 감안하여¹⁶⁾ 우리나라의 퇴직금을 모두 해고비용으로 계산한다면 지표의 값은 3.863으로 남미 국가들보다도 높으며, 퇴직금 수혜비율이 약 50% 이므로 퇴직금의 50%를 해고비용으로 계산한다면 지표값은 2.250으로 남미 국가들 중 중간 정도에 해당한다. 이와 같이 우리나라에서 퇴직금 외의 해고에 대한 제도적 보상은 취약한 반면 퇴직금제도를 포함하여 전반적인 고용보호규제의 수준은 높은 편에 속한다고 할 수 있다.¹⁷⁾

Heckman and Pagés(2000)는 그들이 구축한 고용보호지수를 이용하여 규제와 노동시장 성과와의 국제비교도 실시하였는데, 이 연구는 매우 최근의 연구이며 다양한 분석방법을 적용하였으므로 그 결과를 인용하기로 한다. 그들은 28개 OECD 국가와 15개 남미 국가들을 대상

않았다.

- 15) 우리나라의 퇴직금은 이러한 해고수당의 성격과 근속에 대한 사후적 보상인 이연급여의 성격을 복합적으로 가진다고 보아야 할 것으로 사료된다.
- 16) 2000년에 실시된 한 조사에서는 우리나라 기업의 퇴직금 지급준비율이 약 10.8%로 나타났다(방하남 외[2001], p.33).
- 17) 엄격한 규제는 이에 대한 회피노력을 유발하기 마련이다. 남미 국가들의 경우 기업들은 규제가 적용되지 않는 비공식적 부문(informal sector)으로 회피하여 노동시장도 공식적 부문과 비공식적 부문으로 분단되고 있다. 반면 우리나라에서는 동일한 기업 내에서 해고와 퇴직금 등의 규제를 회피할 수 있는 계약직 등 형태의 고용이 증가하고 있으며, 비정규직 고용문제는 이러한 고용형태 차별화에 대한 문제의식에서 비롯되고 있다고 생각된다. 퇴직금제도를 포함한 전반적인 고용보호규제 제도의 국제비교에 대해서는 OECD (1999) 참조.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

으로 하였으며, 설명변수로는 GDP 수준과 그 성장률, 여성경제활동참가율, 15~24세 청년층 인구 비율을 고용보호지수에 추가하였다. 회귀분석방법으로는 단순회귀모형(OLS), 임의효과모형(Random Effects model), 고정효과모형(Fixed Effects model)의 세 방법이 사용되었으며 OLS와 RE 모형에서는 남미 국가임을 나타내는 더미변수도 추가되었다. 그들은 대부분 국가에 대하여 1980년대와 1990년대의 각각 1~2개씩의 관찰치를 가지고 있었으므로 FE 모형의 추정에서는 그 변화분이 이용되었다. 각 추정방법별로 노동시장 성과변수들에 대한 고용보호지수 계수추정치의 통계적 유의성을 표시한 결과는 <표 1>과 같다.

Heckman and Pagés(2000)의 추정결과에 의하면, 가장 중요한 노동시장 성과인 총취업률에 대한 고용보호지수의 효과는 OLS와 RE 모

<표 1> 고용보호지수의 취업률 및 실업률에 대한 영향 비교

	OLS 분석결과	RE(Random Effects) 추정결과	FE(Fixed Effects) 추정결과
총취업률	***	***	-
남성 기간연령총 취업률	***	**	-
여성 기간연령총 취업률	-	-	-
청년총 취업률	***	***	*
자영업 취업률	**	-	***
총실업률	***	-	-
남성 기간연령총 실업률	***	**	-
여성 기간연령총 실업률	***	**	-
청년총 실업률	*	-	-
실업기간 6개월 이하의 비율	-	-	-

주 : 회귀분석식에서 고용보호지수 변수의 계수 추정치는 유의수준 10%(*), 유의수준 5%(**), 유의수준 1%(***)에서 각각 통계적으로 유의하며, '-'는 통계적으로 유의하지 않음을 표시.

자료: Heckman and Pagés(2000).

형에서는 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나, FE 모형에서는 통계적 유의성이 얻어지지 않았다. 추정계수의 크기는 어느 모형에서나 약 -0.05로서 이는 만약 고용보호법제의 개혁으로 근로자의 기대하고비용의 현재가치가 50% 감소한다면, 생산가능인구의 변화가 없을 때 고용 규모는 2.5% 증가할 것으로 평가되었다.

고용보호지수는 OLS 모형과 RE 모형에서는 총취업률, 남성 기간연령층 취업률, 자영업 취업률과 총실업률, 남성 및 여성 기간연령계층 실업률 등 다양한 취업률 및 실업률 변수들과도 통계적으로 유의한 관계를 가지지만 FE 모형에서는 청년층과 자영업의 취업률에 대해서만 통계적으로 유의한 효과를 가지는 것으로 나타난다. 흔히 횡단면 회귀분석에 의한 국제비교에서는 OLS와 RE 모형은 고용보호규제 외의 다른 제도에 의한 효과까지 포함하여 과대추정하는 반면 FE 모형은 국가별의 고정효과가 고용보호규제에 의한 효과의 일부를 흡수하므로 고용보호지수의 효과가 과소추정되는 경향이 있다.¹⁸⁾ 그러므로 그들의 추정결과를 매우 보수적으로 해석한다면 고용보호법제는 기준에 고용된 근로자들에게 유리하게 작용하여 청년층 고용확대를 저해하고 임금고용을 기피하는 경향을 유도하여 비임금(자영업) 고용을 확대하는 효과를 가진다고 해석할 수 있다.

Heckman and Pagés(2000)는 이러한 결과를 인용하여 Freeman (2000) 등의 “노동시장제도는 분배의 형평성에 대하여는 명백한 큰 영향을 미치지만, 효율성에 대해서는 작거나 발견하기 어려운 영향을 미친다”는 주장을 반박하는 근거로 삼고 있다.¹⁹⁾ 노동시장제도가 분배에

18) Heckman and Pagés(2000)는 이러한 편의 발생 가능성을 고려하여 OECD 국가들과 남미 국가들을 두 개의 표본으로 나누어 별도로 추정하기도 하였으나 그 추정결과는 크게 다르지 않았다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

큰 영향을 미친다고 하는 주장은 임금이 비교적 평등한 유럽과 불평등 도가 높은 미국의 제도를 비교한 것이다. 그러나 임금평등화에 대한 고용보호법제의 효과는 노동조합의 임금평등화 효과와 같이 명백히 증명된 바는 아니다. 또한, 경험적 연구결과에 의하면, 강한 노동시장규제는 청년층과 여성의 취업률에 부정적인 영향을 미치며 임금고용의 확대를 저해하는 효과를 가지고, 고용조정의 부담도 비교적 규제가 약한 근속 기간이 짧은 근로자 혹은 청년층에 집중된다. 그들은 대부분 취약계층 이므로 실업과 비임금 고용의 위험을 고려한다면 노동시장규제는 분배를 오히려 악화시키는 측면도 있다는 것이다. 효율성에 작거나 발견하기 어려운 영향을 미친다는 주장은 고용보호규제와 실업률 간의 관계에 대한 분석결과에 바탕을 둔 주장으로 취업률에 대한 영향을 고려한다면 효율성에 영향을 미치지 않는다고 할 수는 없으며, 실업률에 대한 영향과 취업률에 대한 영향은 서로 대칭적이 아니라고 하였다. 그들은 나아가 고용보호법제를 완화하는 노동개혁은 기존 근로자들의 이해관계에 반하는 것이므로 근로자들의 반발을 초래하는 것이 당연하지만, 노동시장의 효율성을 증진하고 청년층, 여성, 자영업 및 비정규직 근로자 등 취약계층의 이해관계를 보호한다는 측면에서 기존의 근로자 계층보다 광범한 계층의 지지를 기반으로 추진되어야 한다고 주장한다.

이상의 논의를 간단하게 요약한다면 다음과 같다. 첫째, 각국의 고용보호법규는 매우 다양한 요소로 구성되어 있으므로 그 평가에 있어

19) 원문은 다음과 같다. "the institutional organization of the labour market has identifiable large effects on distribution, but modest hard-to-uncover effects on efficiency" (Freeman[2000], Abstract). Freeman(2000)과 유사한 견해를 피력한 논문으로는 Abraham and Houseman(1994), Blank and Freeman(1994) 등이 있다.

서는 특수성을 고려할 필요가 있다.²⁰⁾ 둘째, 대체로 고용보호법제(EPL)의 강도는 취업률 및 경제활동참가율과는 음(-)의 관계를 가지나 실업률과의 관계는 명확하지 않으며, 자영업, 일시적 고용, 청년층 고용과는 대체로 양(+)의 관계를 가진다. 동태적 측면에서는 EPL은 노동이동 및 실업에의 유출입을 감소하게 하는 효과를 가진다.

그러나 횡단면적인 국제비교분석은 흔히 피상적 혹은 상황적 분석에 그칠 수 있다는 큰 단점을 가진다. 노동시장의 성과는 각국의 고유한 경제적 사정 및 그 성과와 고용보호법제의 상호작용의 결과인 측면이 강하므로 현실적인 규제수준은 법규정과 다를 수 있으며 따라서 단순한 노동시장 성과의 국제비교로서 고용보호법제의 진정한 효과를 판단하기는 어렵다는 것이다. 그러므로 이러한 단점을 극복하기 위해서는 고용보호법제가 노동시장에 미치는 효과를 보다 분석적으로 고찰할 필요가 있다. 따라서 다음의 제2절에서는 고용보호규제의 범위를 해고 관련 규제로 좁혀 노동시장 성과와의 관계에 관한 이론적 분석 결과를 살펴본다. 또한 피상적인 국제비교의 단점을 극복하기 위해서는 고용보호법제의 변경이 있었던 시점을 전후로 한 노동시장의 변화에 대한 경험적 분석이 바람직하다고 할 수 있다.²¹⁾ 제3절에서는 라틴아메리카 국가들에 대한 이러한 실증적 연구의 결과를 살펴본다.

20) OECD(1999)의 표 2.2(p.57)에서는 각국의 해고절차, 해고수당 및 사전통지의 무, 해고의 난이도를 비교하고 있다. 각 항목에 있어서 국가별 순위는 항목마다 비슷한 양상을 보이고 있다.

21) Lazear(1990)는 국제비교 연구에서 각국별로 이러한 분석을 시도하였으나, 해고수당의 변화의 폭이 작았던 관계로 의미 있는 결론에는 도달하지 못하였다.

2. 해고비용과 고용창출

해고와 관련된 규제의 수준은 해고비용으로 간단히 요약될 수 있다. 해고비용과 고용창출 간의 관계에 대한 이론적 분석은 부분균형분석과 일반균형분석으로 나누어진다. 전자의 분석에서는 해고비용이 기업의 의사결정에 미치는 영향을 분석할 수 있지만 경제 전체의 고용량 결정에 대한 영향은 분석할 수 없다는 점이 단점으로 지적되며, 반면 후자의 경우에는 매우 추상화된 모형에서의 분석에 그친다는 점이 단점으로 지적된다. 대체로 전자에서는 해고비용은 고용을 안정시키지만 기업의 효율성과 그 가치를 떨어뜨리는 것으로 분석되며, 경제 전체의 효율성 제고와 기업창출 및 고용창출에 대한 효과는 일반균형모형에서 입증된다.

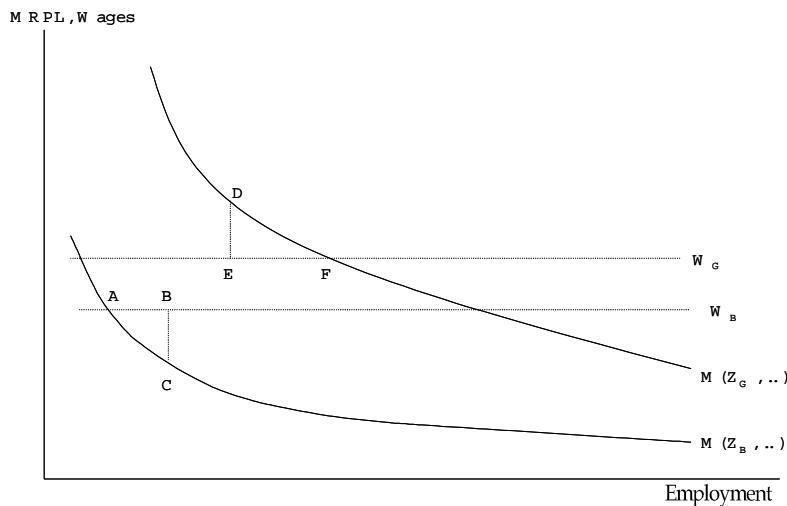
해고비용이 고용에 관한 기업의 의사결정에 미치는 영향은 Bertola (1990)의 부분균형모형으로 간단히 설명할 수 있다. 어떠한 외부 충격(shock)이 발생할 경우 개별 기업은 고용에 관한 의사결정(policy)으로 (i) 해고를 통한 고용감소, (ii) 채용을 통한 고용증가, (iii) 현 고용량의 유지, 즉 해고도 신규채용도 하지 않는 세 가지 중의 한 가지를 택할 수 있다. 해고비용의 존재는 경제에 부(-)의 충격이 발생하여 노동의 한계 가치가 하락할 때 고용감축의 비용을 증가시켜 기업의 해고동기를 약화시키며 해고규모를 감소하게 하는 효과를 가진다. 반면 정(+)의 경제적 충격이 발생하는 경우, 기업은 고용을 늘리고자 하지만 고용확대는 미래에 노동수요가 감소할 경우 해고비용을 증가하게 함을 감안할 것이다. 결과적으로 해고비용의 존재는 채용비용을 증가하게 하여 채용 규모를 감소하게 한다. 따라서 해고비용의 존재는 경기확장기에는 고용규모 증가를 둔화하게 하며, 경기후퇴기에는 고용규모 감소를 억제

하는 요인으로 작용하여 고용의 안정성을 높이게 된다.

해고비용은 기업의 고용변화와 관련하여 발생하는 비용이므로 그 분석에는 동태적인 모형이 요구된다. 또한 분석모형에는 외부환경 변화에 대한 기대 형성과정을 명시적으로 도입할 필요가 있다. Bertola (1990)는 이산적 시간(discrete time)에서 호황과 불황의 두 상황이 Markov 이행확률에 따라 변화하는 환경을 상정하였으며, Bentolila and Bertola(1990)는 연속시간에서 외부환경이 Brownian motion에 따라 연속적으로 변화한다고 가정하였다는 차이는 있으나 두 모형은 본질적으로 같은 결론에 도달하고 있다. Bertola(1990)의 결과를 간단히 그림으로 나타낸다면 [그림 1]과 같다. 기업은 위험중립적이며 미래수익의 현재 가치를 최대화하는 고용량을 선택한다고 가정한다. Z_G 는 호황(Good)이라는 외부충격, Z_B 는 불황(Bad)의 충격을 표기한다면, 호황기의 고용의 한계현재가치는 그림에서 $M(z_G, \cdot)$ 곡선, 불황기에는 $M(z_B, \cdot)$ 곡선으로 나타난다. 경쟁임금수준이 호황기에는 w_G , 불황기에는 w_B 이라면, 해고비용이 없다면 기업의 고용량 결정은 호황기에는 F점, 불황기에는 A점에서 이루어진다. 그러나 해고비용의 존재는 고용의 감소와 증가시에 각각 BC와 DE의 기대현재가치에 해당하는 비용을 발생하게 하므로 불황기의 최적고용량은 A점이 아닌 B점에서 결정되며 호황기에는 F점이 아닌 E점에서 고용량이 결정된다. 그러므로 해고비용의 존재는 고용조정에 대한 비용으로 작용하여 고용변동의 폭을 축소하는 효과를 가진다. 그림에서와 같이 고용량의 변화가 일어나지 않는 AB와 EF의 일정한 영역이 존재하는 것은 Bertola(1990), Bentolila and Bertola(1990) 등 해고비용의 존재를 상정한 고용량 결정 모형에서 는 공통적으로 나타나고 있다. 또한 동태적 고용조정 모형에서는 채용

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

[그림 1] 해고비용이 존재할 경우의 고용규모의 결정(Bertola[1990])



비용 역시 고용조정에 대한 비용으로서 실질적으로 해고비용과 같은 효과를 가지게 된다.²²⁾ 그러나 해고비용의 존재는 한계생산성과 임금의 불일치를 가져와 한계조건이 성립하지 못하여 따라서 기업의 효율성은 감소하고 기업가치도 하락하게 된다.

Bertola(1990)와 Bentolila and Bertola(1990) 모형에서 해고비용은 고용변동의 폭을 감소시키는 효과를 가지지만 각 개별 기업의 고용량 수준에 대한 효과는 분명하지 않으며 할인율 수준, 생산함수의 형태와 노동수요 탄력성, 경제적 충격의 지속성에 따라 다르게 결정된다. 해고

22) 본 연구에 대한 심사의견은 퇴직금은 실질적으로 해고비용이 아닌 채용비용으로 간주되어야 한다고 제시하였다. Bertola(1990) 등의 모형에서 채용비용이란 고용에 따른 고정비용으로 정의되고 있어서 임금의 일부인 우리나라의 퇴직금과는 정의가 다소 다른 측면이 있다. 동태적 모형에서 퇴직금이 채용비용으로 해석되더라도 채용비용은 실질적으로 해고비용과 같은 효과를 가진다.

비용이 고용규모에 가지는 부정적 효과는 할인율이 낮고 경제적 충격의 변화폭이 클 때 더욱 커지며(Bentolila and Saint-Paul[1994]), 생산물 수요에 대한 탄력성이 높을수록 커진다(Risager and Sørensen[1997]).²³⁾ 뿐만 아니라, 투자 결정까지 고려한다면 해고비용은 이윤과 투자를 감소시키므로 해고비용이 노동수요를 감소시키는 효과는 확대된다(Bertola [1990], Risager and Sørensen[1997]).

기업의 고용량에 대한 효과를 측정하기 위한 시뮬레이션 결과에 의하면, Bertola(1990)는 Cobb-Douglas와 Linear-Quadratic 생산함수를 가정하여 각 계수의 값으로는 미국의 통계 수치를 적용하고 채용비용이 연간임금의 5%라고 가정할 경우, 반년분의 임금에 해당하는 해고비용은 고용량을 호황기에 20% 감소, 불황기에 100% 증가하게 하여 고용을 크게 안정시키는 효과를 가지며 평균고용량은 C-D 함수의 경우 -2.7%, L-Q 함수의 경우 +2.7% 변화하여 그 변화방향은 결정되지 않는다고 보고하였다. 시뮬레이션 결과는 각 파라미터의 변화에 대하여 대체로 안정적이었으나, 이자율의 수준과 불황의 지속확률에 대해서는 민감하였다. Bentolila and Bertola(1990)는 1961~73년과 1975~86년의 두 기간을 대상으로 실적치를 대입한 시뮬레이션의 결과, 외부환경변수 중에서는 수요충격의 변화폭은 채용규모를 감소시키는 방향으로 작용하였으며 다른 변수의 영향은 작은 것으로 나타났다. 해고규모는 해고비용에 가장 크게 영향받으며, 불리한 수요환경, 낮은 생산성 향상 속도, 높은 자발적 이탈률은 해고가 쉽게 일어나게 한다. 그들은 프랑

23) 직관적으로 설명한다면 할인율이 높을수록 기업은 근시안적으로 행동하므로 미래의 비용인 해고비용의 효과가 감소한다. 마찬가지로 경제적 충격의 폭이 크거나 노동수요가 탄력적이라면 고용의 변화폭은 커지게 되며 해고비용의 중요성은 증가한다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

스와 이탈리아의 경우 1975~86년의 저성장과 수요환경 악화는 그 자체로서 해고의 경계선을 4~7% 낮추는 효과를 가졌다고 평가한다. 반면, 장기적으로는 해고비용이 개별 기업의 고용에 미치는 영향은 미미 하며 오히려 개별 기업의 고용규모를 증가하게 하는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다. 해고비용은 호황기에는 고용증가의 폭을 감소하게 하지만 불황기에는 해고의 규모를 축소하는데, 해고억제에 대한 영향이 매우 크므로 장기적으로는 평균고용량이 증가하도록 작용한다는 것이다.

임금에 대한 영향에 있어서는 해고비용은 기존의 근로자를 교체하는 경우 발생하는 추가적 비용으로 기존 근로자의 임금협상력을 강화하여 정태적 분석 모형인 내부자-외부자 모형(Lindbeck and Snower [1987])에서와 같이 내부자들의 임금이 경쟁임금보다 높은 수준에서 결정되도록 하는 반면 고용량은 감소시키게 하는 효과를 가진다. 반면 동태적 모형에서 기업이 외부자를 채용한 후에도 일정한 기간 동안 낮은 외부자의 임금수준을 유지할 수 있다면 기업은 이러한 가능성을 활용하여 내부자의 임금수준의 과도한 상승을 억제할 수 있다(Bertola[1990]). 우리나라에서 비정규직 근로자가 크게 확대되고 있는 원인은 이러한 측면에서도 설명 가능하다.

반면 Caballero and Hammour(1998)는 단기적으로 높은 해고비용으로 인하여 노동이 고정생산요소가 된다면 기존의 자본은 노동특수적이 되어 노동으로부터 분리되는 경우 생산성을 상실하며, 그 결과 노동은 자본의 렌트를 '착취'할 수 있지만, 장기적으로는 기업이 보다 노동 절약적인 생산방식에 투자할 것이므로 노동수요는 감소한다고 분석하였다.

해고비용은 개별 기업의 고용량뿐만 아니라 경제 내 기업수의 결

정에도 영향을 미치므로 부분균형분석으로서는 경제 전체의 고용량 결정에 대한 영향은 평가할 수 없다. 따라서 전체 고용량 결정에 대한 영향을 평가하기 위한 일반균형분석이 요구되는데, Hopenhayn and Rogerson(1993)은 시뮬레이션이 가능한 일반균형모형을 구축하였다. 그들은 매 기간 기업특수적 충격(firm specific shock)이 발생하여 이에 따라 기업이 생성하고 소멸하는 Hopenhayn(1992)의 일반균형모형에 Bentolila and Bertola(1990)의 해고비용을 도입하여 해고비용이 고용량을 감소시킴을 명시적으로 보였다. 구축된 모형에 의하면, 해고비용의 증가는 기업의 해고규모를 감소시키므로 소멸하는 기업에 의한 고용감소의 규모는 증가하며, 기업의 생성을 저해하며 신규 기업에 의한 고용창출규모를 감소시킨다. 그들이 미국 경제로부터 추산한 파라미터값을 대입한 모형 시뮬레이션 결과는 위의 두 가지 고용감소의 효과가 기존 기업에서의 고용증가효과보다 커서 해고비용의 증가는 전체적인 고용규모를 감소하게 하는 것으로 나타난다.

기업의 차원에서는 해고비용은 불황기의 해고규모를 축소하는 반면 호황기의 채용규모 역시 감소하게 하므로 고용의 변화폭을 축소하고 고용 안정성을 높이는 결과를 가져온다. 이러한 고용안정성 제고 효과와 고용규모 축소의 교환관계를 비교한 결과는, 미국경제에서 5년 근속당 1년분의 임금에 해당하는 해고비용이 도입된다면 고용의 파괴율은 8% 감소하는 반면 전체적인 고용규모는 2.5% 줄어드는 것으로 평가되었다.

일반균형모형에서는 해고비용의 경제 전체의 효율성에 대한 영향을 가상적으로 평가할 수 있다. Hopenhayn and Rogerson(1993)은 근속 5년당 1년분의 임금에 해당하는 해고비용은 생산과 고용의 감소를 통하여 소비 2.8% 감소에 해당하는 경제효율성의 감소를 결과할 것으

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

<표 2> 해고비용의 경제 전체에 대한 효과의 시뮬레이션 결과

해고비용	없 음	5년 근속당 6개월분	5년 근속당 1년분
물 가	1.00	1.026	1.048
소비(생산)	100	97.5	95.4
고용량	100	99.2	97.9
평균생산성	100	98.3	97.5
소비(여가에 의한 효용변화 고려)	100	98.7	97.2
평균기업규모	61.2	61.8	65.1
노동비용 중 해고비용 비율	0.0	0.026	0.044
노동이동률	0.30	0.26	0.22
성장률의 분산	0.55	0.45	0.39

자료: Hopenhayn and Rogerson(1993), p.934, Table 3.

로 분석하였다. 해고비용의 존재는 고용의 변화가 일정한 범위 내에서 는 외생적 충격에 대해서는 영향받지 않도록 하므로 고용안정성은 증 가하는 대신 노동의 신속한 재배분이 저해되어 노동생산성은 하락하게 한다. 앞서와 동일한 해고비용규모에 대하여 노동생산성의 감소규모는 2.1%로 추정되었으며, 생산성의 감소로 인한 생산물 가격 상승을 유발 하는 효과는 4.8%에 달하는 것으로 측정되었다(표 2).

개별 기업 및 경제 전체 차원의 고용규모에 대한 영향 외에 해고비용은 근로자들에게 차별적인 영향을 미침으로써 고용구조에도 영향을 미치게 된다. 만약 경제 내에 규제가 미치지 않는 영역이 존재한다면 기업의 규제회피노력은 규제가 미치지 않는 영역으로 고용 및 자원이 이동하게 하는 결과를 가져온다. 남미 국가들에서와 같이 노동시장이 규제가 적용되는 공식적 부문(formal sector)과 규제회피가 일상적인 비공식적 부문(informal sector)으로 나누어져 있다면 이러한 이중노동시

장 구조에서 고용보호규제는 특히 노동이동(job turnover)이 잦은 기업들로 하여금 비공식적 부문으로 이동하게 하여 비공식적 부문의 고용이 증가하게 하는 효과를 가진다.²⁴⁾ 비공식적 부문에서는 기업들이 규제를 회피하기 위하여 소규모의 비효율적인 기업으로 머물러 있으므로 이러한 비효율성이 규제에 대한 비용이 되는 것이다.

Kugler(2000, 2001)는 이중노동시장 구조에서 해고비용을 축소하는 노동개혁의 효과를 이론적 측면에서 다음과 같이 분석하였다. 첫째, 공식적 부문의 해고는 보다 빈번하게 되어 비공식적 부문에 비하여 상대적으로 공식적 부문의 직장 이동률이 상승한다. 둘째, 해고수당의 감소는 실업의 잠재적 가치를 떨어뜨려 임금수준을 하락하게 하며 임금수준의 저하로 공식적 부문과 비공식적 부문에서의 해고 확률은 다소 감소한다.²⁵⁾ 셋째, 해고비용의 경감은 공식적 부문의 생산비용을 감소시키므로 기업들의 비공식적 부문으로부터 공식적 부문으로의 진입을 유발하며, 그 결과 근로자들의 공식적 부문 취업률은 상승한다는 것이다.

Pagés and Montenegro(1999)는 노동시장규제는 청년층 고용을 저해하며 중장년층 근로자에게 유리하게 작용하는 노동수요의 편의를 결과함을 지적하였다. 해고수당은 근속기간에 따라 증가하고 근속기간은

-
- 24) 스페인, 포르투갈 및 남미 국가들에서는 전통적으로 고용보호규제의 수준이 매우 높다. 반면 규제 기피 성향도 높아서 규제감독이나 사회보험을 준수하지 않는 영역(기업)이 광범하게 존재하는데 이를 비공식적 고용(informal employment)이라 하며 이와 같이 분단화된 노동시장을 이중노동시장(dual labor market)이라고 지칭한다.
 - 25) Kugler(2000, 2001)는 해고수당 감소와 더불어 이에 상응하는 임금상승이 이루어지는 것으로 가정하지는 않았다. 따라서 실업자의 잠재적 임금이 하락하는 것은 해고수당이 감소하여 근로자의 기대소득이 하락함에 기인한 것이다. 만약, 해고수당 감소와 더불어 같은 폭으로 임금이 증가한다면 이러한 임금하락의 효과는 발생하지 않는다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

대체로 고연령일수록 높으므로 해고에 관련된 비용은 중장년층 근로자에 있어 보다 높기 때문에, 경제에 부(-)의 충격이 발생할 때 임금수준이 유연하게 조정되지 못하는 한 해고는 청년층 근로자에게 집중된다. 그러므로 근속기간에 따라 강화되도록 설정된 해고관련 규제의 구조는 해고의 위험을 청년층에 집중함으로써 중장년층에 비하여 청년층의 취업률을 낮게 하는 부작용을 수반하는 것이다.

이러한 이론적 분석 결과로부터 해고관련 규제는 고용의 증가, 특히 청년층 고용증가와 활발한 노동이동을 저해하는 경향이 있으며, 고용구조면에서는 규제의 적용이 약한 부분이 상대적으로 확대되는 결과를 초래한다는 결론이 도출된다. 그러나 특정 경제에서의 고용보호규제의 효과는 그 경제의 고유한 상황 또는 파라미터에 따라 달라지기 때문에 이론적 분석에 의하여 어떠한 일률적인 결론을 얻을 수는 없다. 뿐만 아니라 명시적인 규제의 수준과 현실에서 적용되는 규제의 수준에는 차이가 있을 수 있다. Lazear(1990)가 지적한 바와 같이 규제가 존재하더라도 거래비용이 없다면 Coase 정리에 의하여 근로자와 고용주는 이러한 규제를 푸는('undone') 어떠한 고용계약을 고안할 수도 있다.²⁶⁾ 그러므로 해고관련 규제의 효과를 평가하기 위해서는 이론적 분

26) 예를 들어, 근로자와 사용자 양측이 모두 법정퇴직금제도를 기피하고자 하 는 동기를 가진다고 가정하자. 사용자는 해고시에 퇴직금 일시지불에 따른 비용부담을 회피하려고 하며 근로자는 불확실한 미래의 퇴직금보다는 현재의 임금을 선호할 수 있다. 이 경우 양측은 퇴직금 대신, 퇴직금에 해당하는 액수만큼 임금을 높이기로 합의함으로써 법정퇴직금제도를 무효화(undone) 할 수 있다. 그러나 이러한 계약이 성립하기 위해서는 근로자가 퇴직시에 법적으로 보장된 퇴직금을 청구하지 않는다는 보장을 필요로 한다. 이와 같은 경우는 시간적 비일관성(time inconsistency) 혹은 기회주의에 의한 거래 비용(transactions cost)이 존재하여 당사자 간의 계약에 의한 효율성 개선이 실현될 수 없는 하나의 예이다.

석이나 규제의 수준에 대한 국제비교만으로 부족하며, 실제의 자료에 바탕을 둔 경험적 분석이 요구된다. 다음의 제3절에서는 제Ⅲ장의 한국 노동시장에 대한 경험적 분석에 앞서 외국의 경험적 분석결과를 고찰한다.

3. 해고비용의 효과에 대한 경험적 분석 결과

앞서 고찰한 이론적 분석들에서는 해고비용은 경제효율성을 저하시켜 고용량을 감소시키며 고용구조 및 노동이동에 영향을 미친다는 결과가 제시되었다. 본절에서는 이러한 이론적 분석 결과들이 실제의 경험적 자료에서는 어떻게 나타나고 있는가를 고찰한다. 해고비용의 고용량에 대한 효과는 국제비교 연구에서 측정된 바 있지만 그 설득력이 매우 강하다고 할 수는 없다. 반면 경제효율성에 대한 효과는 일반 균형모형을 구축하여 모의실험할 수 있으나 경험적 자료에 의한 직접적 입증은 매우 어렵다. 이런 이유로 해서 본절에서는 각국에 있어서 고용보호법제의 변화가 실제로 고용구조 및 노동이동에 어떠한 변화를 결과하였는가를 고찰한다.

본절에서는 주로 남미 국가들을 대상으로 한 IADB(Inter-American Development Bank)의 「라틴 아메리카의 노동시장 법제와 고용상황」 프로젝트의 연구결과들을 고찰한다.²⁷⁾ 이 연구결과들이 한국의 상황을 분석하는 데 있어 특히 유익한 시사점을 제공하는 이유는 다음과 같다. 첫째, 이 연구들은 매우 최근의 연구로 고용보호법제의 효과와 관련한

27) 구체적으로는 IADB(Inter-American Development Bank)의 Research Network Study on "Labor Market Regulations and Employment in Latin America"의 연구 결과들임.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

최근의 연구결과들을 잘 반영하고 있다. 특히 많은 연구들은 횡단면적 국제비교가 아니라 특정 국가에서 개혁 전후의 두 시점을 비교하고 있으며, 노동이동 등 동태적 분석의 접근방법을 택하고 있어서 노동시장 유연성에 대한 최근의 연구동향을 잘 반영하고 있다. 둘째, 남미 국가들은 OECD 국가들에 비하여 경제발전이 낙후되어 노동시장 성과는 미흡한 반면 법제상으로는 강한 고용보호조항을 가지고 있어서 1990년 대 동안 급격한 고용보호법제 완화조치를 취한 국가들이 많았다. 따라서 남미는 고용보호법제의 변경이 노동시장에 미치는 영향을 살펴볼 수 있는 좋은 실험장이 된다.²⁸⁾ 셋째, 남미에는 스페인, 포르투갈 등 남 유럽국의 강한 고용보호법제를 시행하고 있어서 비공식적 노동시장이 광범하게 존재하고 있다. 이러한 상황에서 고용보호법제의 변경은 공식 및 비공식 부문의 고용구조에 큰 영향을 미친다. 이러한 비공식적 부문의 존재는 임시일용직 고용이 크게 증가하고 있는 한국의 노동시장을 분석하는 데에 중요한 시사점을 제공할 수 있다.

실증적 연구결과에서는 이론적 분석에서 예측된 고용보호법제 완화의 효과 중 노동이동률 증가의 효과가 가장 명확하게 드러나고 있다. 노동이동률의 변화는 근속기간 및 실업기간의 변화, 그리고 취업 및 실업상태로부터의 유출률의 변화에 의하여 추정된다. 취업상태로부터의 유출률 상승은 해고(layoff)나 자발적 이직(quit)의 증가를 의미하며, 반대로 실업상태로부터의 유출률 상승 혹은 공식적 부문에의 유입률 상

28) 유럽 국가들의 노동시장 유연성 제고를 위한 조치들은 ‘일시적 고용계약’이나 ‘파트타임 근로’의 허용폭을 넓히거나(벨기에, 프랑스, 독일, 스페인) 혹은 해고의 사전허가 조항을 완화(프랑스, 스페인)시키는 정도로서 남미에서와 같이 해고수당을 포함한 고용제도 자체를 변화시키는 정도의 수준은 아니었다. 유럽의 1980년대 중반 이후의 고용보호법제의 완화에 대해서는 OECD (1999), p.52, Table 2.1 참조.

승은 공식적 부문의 활발한 고용창출을 의미하는 것으로 해석된다.

Kugler(2000)의 콜롬비아의 1990년대 노동시장 개혁의 효과를 분석한 연구에 따르면, 고용보호규제의 완화는 평균근속기간의 단축과 취업상태로부터의 유출률 상승을 수반하였다.²⁹⁾ 근속기간의 감소는 고용보호규제가 적용되는 공식적 부문에서 두드러졌으며, 취업상태로부터의 유출률은 기업규모가 클수록 뚜렷이 상승하였다. 이직률의 상승은 과거 고용보호법규의 보호를 받고 있던 대기업의 중고령 남성 근로자에게서 두드러졌으며, 임시계약뿐만 아니라 영구적 고용계약 근로자들에서도 상승하여 공식적 부문의 이직률 상승이 임시계약 근로자의 증가에 의한 영향은 아닌 것으로 분석되었다.³⁰⁾ 실업기간은 전반적으로 단축되었으며, 실업에서 비공식적 부문으로 입직하는 경우보다는 공식적 부문으로 유입하는 경우에서 더 크게 단축되었다. 입직률의 변화는 이직률의 경우만큼 뚜렷하지는 않았으나, 대기업으로의 입직률 상승이 두드러졌다. 입직률 상승의 약 2/3는 임시계약의 증가에 의한 것이나, 나머지는 공식적 부문의 영구적 고용으로의 입직률 상승에 기인하는 것으로 추정되었다. 한편 이직률의 경우와는 반대로, 실업으로부터 이탈하여 공식적 부문으로의 입직률이 높아진 현상의 주된 수혜

29) 콜롬비아의 1990년대 노동개혁의 자세한 내용에 대해서는 최경수(2001)에 수록하였다. 이러한 변화는 교역재 부문과 비교역재 부문에서 차이를 보이지 않았으므로 국제 무역구조 변화의 영향은 아닌 것으로 평가되었다.

30) 그녀는 두 가지 방식의 분석을 병행하였다. 그녀는 먼저 difference-in-difference estimator를 이용하여, 개혁 전후의 평균 취업기간(및 실업기간)의 변화가 공식적 부문과 비공식적 부문에서 통계적으로 유의한 수준에서 서로 다르게 나타나는지를 분석하였다. 또한 동시에 그녀는 개혁 전후의 자료들을 pooling하여 공식적 부문과 비공식적 부문 간에 상이하게 나타나는 효과를 포착하기 위한 교차항을 포함하는 exponential duration model을 추정하였다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

자는 여성 및 청년층이었던 것으로 분석되었다. 입직률의 상승의 효과는 이직률의 상승의 효과보다 커서 실업률을 1.3~1.7%p 정도 감소시킨 것으로 추정되었다.

동일한 방법론을 사용한 Saavedra and Torero(2000)는 페루의 1991년 노동시장 개혁을 대상으로 하였다. 페루 노동시장에서는 1991년 고용보호법제가 완화되면서 기업의 해고비용이 감소하여 근속기간은 단축되었으며 이직률은 상승하였다. 콜롬비아의 경우와 같이 이러한 효과는 비공식적 부문보다는 공식적 부문에서 더 크게 나타났다. 산업 부문 간의 큰 차이는 관찰되지 않았으므로 이러한 현상이 당시 이루어지고 있던 페루의 교역패턴 변화에 의하여 설명되기는 어렵다는 점도 Kugler(2000)의 연구 결과와 동일하다. Paes de Barros and Corseuil (2001)의 브라질에 대한 사례연구의 결과도 이와 유사하다. 그들의 분석에 따르면, 1988년 헌법 개정에 따라 브라질 기업들의 해고비용이 상승하였는데, 그 결과 취업상태로부터의 유출률은 하락하였으며 이는 특히 비공식적 부문보다는 공식적 부문에서 보다 현격하였다.

이상의 연구들에서는 공통적으로 비공식적 부문을 노동개혁으로부터 영향받지 않는 통제집단(control group)으로 설정하고 공식적-비공식적 부문 간의 격차 변화를 비교하여 개혁의 효과를 측정하였다. 따라서 분석 결과와 그 해석은 비공식적 부문의 정의에 따라 달라질 수 있다는 점이 약점으로 지적된다. 그러나 Kugler(2000)는 이와 같은 방법론은 최소한 규제개혁이 아무런 효과를 갖지 않는다는 귀무가설에 대한 검증방법으로서는 유효하다고 주장하였다. 이와 같은 결과를 종합할 때, 해고비용 및 고용보호법규의 존재는 노동시장 내 인력재배치를 저해하는 기능을 지님을 시사하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 다만 이상의 연구들에서 인력재배치의 원활화가 해고의 증가에 기인한 것인

지 아니면 자발적 이직에 기인한 것인지, 혹은 두 가지가 복합적으로 작용한 결과인지는 명확하지 않다.

Hopenhayn(2000)은 아르헨티나의 사례연구를 통해 인력재배치가 원활화된 원인을 보다 명쾌하게 규명하고자 하였다. 아르헨티나에서는 1991년에 임시계약 및 단기계약과 관련한 각종 규제들이 완화되었고 1995년에는 3개월 수습기간제 도입을 포함한 다양한 고용계약 형태들이 허용되었는데, 이 연구에 따르면 그 결과 기업의 해고비용은 대폭 감소하였으며 단기근속자들의 취업으로부터의 유출률은 크게 상승하였다. 이 연구는 특히 이와 같은 이직률 상승이 자발적 이직과 정리해고에 각각 어느 정도 기인하였는가를 분석하였는데, 자발적 이직보다는 정리해고 증가에 더 크게 기인하였던 것으로 분석되었다.

이상의 연구들은 고용보호법규가 노동시장에 미치는 효과와 관련하여 다음과 같은 점을 시사한다. 첫째, 고용보호규제는 근로자들의 고용안정을 결과한다. 따라서 고용보호법규가 완화된다면 기존에 보호받던 근로자들의 소득의 안정성은 저하될 수 있다. 둘째, 그러나 지나치게 엄격한 고용보호법규는 실업상태로부터의 유출률을 낮추고, 실업자들의 공식적 부문으로의 유입 가능성을 저하시키며 실업기간을 연장시키는 효과를 갖는다. 따라서 남미 각국에서 이루어진 최근의 고용보호 규제 완화는 실업자들의 공식적 부문으로의 유입 가능성을 증대시켰다고 평가된다.

이 밖에 Marquéz and Pagés(1998)는 라틴아메리카와 OECD 주요 국을 대상으로 고용보호규제가 취업구조에 미치는 효과를 분석하여 고용보호규제가 엄격할수록 취업자 중 자영업자의 비중이 높아진다는 결과를 얻었으며, Pagés and Montenegro(1999)는 고용보호규제가 엄격할수록 청년층에서 임금근로자 비중은 감소하며, 중고령층에서는 오히려

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

증가하는 경향이 있음을 밝혀냈는데, 이는 고용보호규제의 내용이 근속기간에 따라 달라지기 때문에 기업의 해고비용이 해고 대상 근로자의 연령이 높을수록 증가함에 따른 결과로 해석하였다. 이상의 두 연구에서는 고용보호규제가 전체 취업률에 대하여는 부(-)의 효과를 가지는 것으로 분석되었다.

기업의 고용규모에 대한 고용보호법규의 영향은 실증분석에서는 부(-)의 효과를 갖는 것으로 추정되었다. Saavedra and Torero(2000)와 Mondino and Montoya(2000)는 각각 페루와 아르헨티나의 기업패널자료를 이용하여 고용보호규제가 기업의 고용규모에 미치는 효과를 분석하였다. 두 연구에서는 기업의 노동수요 방정식을 추정하였는데, 방정식의 우변에는 고용보호 정도를 측정하는 변수를 포함하였다. 이 연구들에서는 다음의 세 가지의 사실이 확인되었다. 첫째, 고용보호 정도가 엄격할수록 고용규모는 하락한다.³¹⁾ 둘째, 고용보호가 취업률에 미치는 효과는 고용보호의 정도가 엄격해짐에 따라 체증한다. 페루의 경우, 기업들이 대단히 높은 해고비용에 직면해 있었던 1987~90년 기간 중 고용보호법규의 효과는 대단히 크게 추정되었으나 이후 규제완화와 더불어 고용보호법규 변수의 계수는 뚜렷이 하락하였다. 셋째, 해고비용의 변화에 대한 장기 취업률 변화의 탄력성은 매우 크다. 1987~90년 기간 중 페루에서는 일정한 임금수준에 대하여 해고비용 10% 증가에 대해 장기 취업률은 11% 가량 감소하였으며, 아르헨티나의 경우에는 해고비

31) 페루의 경우에는 전 산업 10인 이상 사업장으로부터 수집된 기업패널자료를, 아르헨티나의 경우에는 제조업 부문의 기업패널자료를 이용하였다. 따라서 그들의 연구가 이용한 고용자료는 경제 전체보다는 공식적 부문에 대한 것이라고 볼 수 있다. 또한 그들의 자료에는 신규기업의 진입에 따른 고용창출효과가 반영되어 있지 않으므로 경제 전체보다는 기업의 고용규모를 대상으로 한 것이다.

용 10% 증가에 대해 장기 취업률은 3~6% 가량 감소한 것으로 추정되었다.

III. 고용보호규제 완화와 한국 노동시장의 변화

1. 한국의 고용보호규제 변화

한국의 고용보호규제의 중요한 변화로는 1997년 3월과 1998년 2월의 두 차례에 걸친 근로기준법 개정을 들 수 있다. 해고 및 해고비용과 관련된 중요 내용으로는 1997년 3월의 퇴직금 중간정산제의 도입, 1998년의 경영상 해고제의 도입이 있으며, 이 밖에 1998년의 파견근로의 합법화도 규제완화에 중요한 영향을 미쳤을 것으로 생각할 수 있다.

1997년의 퇴직금 중간정산제의 도입으로 기업은 근로자와 합의하여 퇴직금을 매년 지급함으로써 퇴직금을 사실상 임금의 일부로 한다든가, 혹은 퇴직금을 중간정산하여 기업은 미래의 일시적인 지급부담을 덜며 근로자는 퇴직금의 수급여부에 대한 불확실성을 제거할 수 있는 방안이 마련되었다. 기업의 선택에 따라서 퇴직금이 해고비용으로 작용하지 않을 수도 있는 여건이 형성된 것이다. 그러나 퇴직금 중간정산제는 노사 쌍방의 동의에 의하여만 실시할 수 있는 제도로서 그 자체가 퇴직금제도를 변경하는 효과를 가진 것은 아니다. 그러므로 퇴직금 중간정산제 도입은 노동시장규제 완화를 위한 중요한 조치였으나, 제도도입 자체에 의하여 고용보호법제가 실효적으로 크게 변화하였다고 할 수는 없다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

1998년의 경영상 해고조항의 근로기준법 도입은 그 내용에 있어서는 기존의 판례를 명문화한 것에 불과하여 정당한 해고의 범위를 넓히는 효과는 없었다. 다만, 법원의 판례에 의하여 인정되고 있던 바를 근로기준법에 명시함으로써 경영상 해고의 절차를 간편화 혹은 신속화하였다는 점에서는 기업 측에는 해고비용을 경감하는 효과가 있었던 것으로 평가할 수 있다. 그리고 이러한 측면이 경영 측에서 경영상 해고를 근로기준법에 명기할 것을 주장한 이유이기도 하였다.

파견근로자법의 제정 역시 광범하게 존재하고 있던 파견근로자제도를 법적으로 뒷받침하여 그 영역과 기한을 규제한 것으로서 법 자체가 파견근로제도를 활성화한 효과는 크지 않으며, 또한 파견근로자 규모는 임금근로자의 1.0%로서 파견근로의 활성화가 노동시장 전체에 큰 영향을 미치지는 못하였을 것이라는 점도 지적된다.

그러므로 한국에서의 두 차례에 걸친 근로기준법 개정은 그 자체로서 한국의 고용보호법제의 수준을 크게 낮춘 효과는 없을 것으로 판단된다. 다만, 기업이 미래의 해고비용의 부담을 경감하는 것을 가능하게 하거나, 혹은 경영상의 해고시에 그 절차를 간편하게 하여 비금전적 비용을 낮추는 효과는 가졌던 것으로 평가된다.

그러나 법제의 변화가 없었다고 하더라도 노동시장에서 실제로 적용되는 해고비용은 법규정과는 크게 다를 수 있다는 점도 고려되어야 한다. 우리나라에서 고용보호에 관한 법제는 외국과 비교하더라도 매우 높은 수준인 반면, 그 적용을 회피하는 사례는 현실적으로 광범위하게 존재한다. 남미의 경우 Kugler(2001)는 저생산성 기업은 해고수당 지급의무를 기피하기 위하여 공식적 부문보다 비공식적 부문을 선택한다고 하였다. 마찬가지로 한국 노동시장에서 기업들이 퇴직금 등 해고비용을 기피하기 위하여 임시일용직 등 고용형태를 중심으로 채용을

전환하고 있다면 실제의 해고비용은 고용구조 변화와 더불어 하락하였을 가능성도 있다.

1990년대 중반 이후 우리나라 임금근로자의 종사상 지위별 구조에서 상용직은 감소하고 임시직과 일용직이 크게 증가하였으며, 임시직과 일용직 근로자들 중 퇴직금을 수급하는 근로자의 비율은 매우 낮다. 임금근로자 중에서 상용직의 비율은 1993년의 58.8%에서 2000년에는 47.6%로 감소하였으며, 그 감소추세는 특히 1998년의 경제위기를 겪으면서 더욱 빠르게 진행되었다. 퇴직금의 수급비율은 2000년 8월의 『경제활동인구조사 부가조사』에 의하면 임금근로자 전체의 50.2%이나, 종사상 지위별로는 상용직 중에서는 88.7%이나 임시직 및 일용직에서는 그 비율이 14.7%에 지나지 않는다. 그 비율은 근속기간이 1년 이상인 근로자만을 대상으로 하더라도 전체의 65.8%, 상용직의 90.9%, 임시일용직의 20.1%에 불과하다. 만약 퇴직금의 수급 여부를 해고관련 규제의 적용을 받고 있는가의 여부를 나타내는 지표로 판단한다면 퇴직금 수급비율이 낮은 임시일용직의 고용비중이 상승하였다라는 사실은 해고관련 규제가 충분히 적용되지 않는 근로자의 비율이 증가한 것으로 해석할 수 있다.

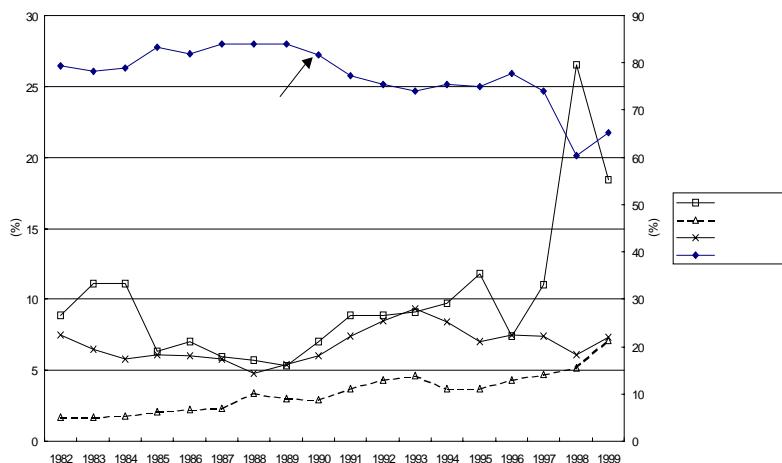
반면 고용보호규제의 적용여부와는 별도로 해고에 대한 노조나 근로자의 태도도 매우 중요한 비금전적 해고비용이 된다. 실제로 대기업들이 해고시에 퇴직금 외에 명예퇴직금 등 해고수당을 지급한다는 사실은 대기업에서는 현실적으로 법제보다 더욱 높은 수준의 해고비용이 존재함을 의미한다. 그러므로 해고관련 규제의 변화가 없더라도 노조 등의 해고 억제력이 변화하였다면 실질적인 해고비용은 변화하였다고 보아야 한다.

노동비용 측면에서는 노동시장규제에 의한 노동비용의 비중은 증

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

가하였다. [그림 2]는 근로자 1인당 노동비용총액에서 차지하는 퇴직금 및 법정복리비 비용 비율이 1990년대 후반에 크게 증가하였음을 보여 준다. 1998~99년에 퇴직금 비용 비율이 대폭적으로 상승하였음은, 경제에 대한 외부 충격의 폭이 클수록 해고비용의 고용감소효과가 크게 작용한다는 이론적 분석의 결과에 비추어볼 때, 상용직 고용증가에 부(-)의 영향을 주었을 것으로 평가할 수 있다. 사회보험 분담금의 증가는 그 비용이 실질적으로 임금에 전가된다고 할 때, 근로자가 느끼는 사회보험의 혜택이 그 비용부담보다 크지 않는 한 실질임금의 하락을 의미 하므로 고용의 확대에는 부정적인 효과를 가진다. 사회보험 분담금은 임금의 일정한 비율로 부과되므로 채용비용이나 해고비용이라기보다는 실질임금 수준에 영향을 미치는 요인이다.

[그림 2] 근로자 1인당 각 노동비용의 총액에 대한 구성비



자료: 노동부, 『기업체노동비용조사보고서』, 각년도.

2. 한국의 노동이동성의 변화

제1절에서는 한국의 노동시장에서 고용구조의 변화를 유발하였을 것이라고 추정할 만한 뚜렷한 고용보호법제의 변화는 없었음을 지적하였다. 제도의 변화가 없었다면, 노동시장의 변화는 노동시장 외부로부터의 경제적 충격 혹은 다른 요인에 의하여 유발된 것으로 추론할 수 있다. 본절에서는 노동시장 변화 요인에 관한 추론에 앞서서 우리나라 노동시장에서 어떠한 변화가 발견되는가를 살펴본다.

가. 통계자료

노동이동이란 동태적 현상이므로 그 분석을 위해서는 패널 데이터를 필요로 한다. 본 연구에서는 통계청의 『경제활동인구조사』 자료의 매월의 관찰치를 연결하여 구축한 연결패널자료(linked panel)를 사용한다. 이러한 연결패널을 구축하는 방법은 김대일(1997)과 남재량(1997)에 의하여 사용된 바 있으므로 자세한 방법에 대해서는 그들의 연구를 참조할 수 있다. 본 연구에서는 조사구번호, 구역번호, 가구번호를 이용하여 각 가구의 식별번호를 설정하고 개인에 대해서는 생년월일과 성별을 합하여 개인의 식별번호를 설정하였다. 따라서 각 개인은 가구, 생년월일, 성에 의하여 식별된다. 만일 같은 가구에 동일한 개인 식별 번호의 관찰치가 복수일 경우에는 가구원번호순으로 추가적인 개인의 식별번호를 부여하였다.

나. 고용의 창출과 소멸

규제완화의 가장 중요한 논거는 고용의 창출에 있다. 따라서 규제 완화의 효과와 관련하여 노동시장의 변화를 살펴보는 데 있어서는 고

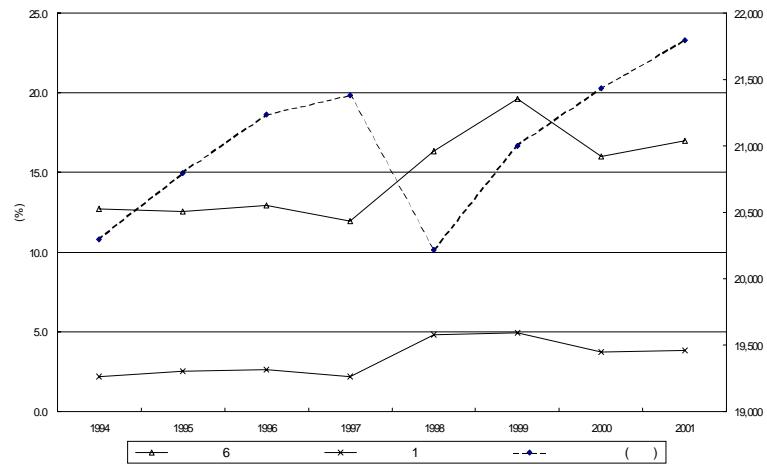
고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

용의 창출과 소멸 추이부터 살펴볼 필요가 있다. 그 지표로서는 Hoppenhayn(2000)에 따라 전체 취업자수에 대한 6개월 및 1개월 이하 취업자의 비율을 고용창출의 지표로, 6개월 및 1개월 이하 실업자 비율을 고용의 소멸에 대한 지표로 사용한다. 분석을 위한 자료는 앞서 구축된 연결패널자료로부터 매년의 9월을 기준으로 3~9월의 7개월간의 자료가 모두 존재하는 관찰치를 선정하였다. 이 경우, 7개월간에 걸친 패널을 구축할 수 있는 관찰치의 수는 종료시점을 기준으로 매년 9월 관찰치의 약 80%였다. 고용창출의 지표에 해당하는 신규취업자 비중은 7개월간의 자료가 존재하며 9월에 취업상태에 있는 관찰치 중에서 취업상태에 진입한 기간이 6개월 혹은 1개월 이하인 관찰치의 비율이다.

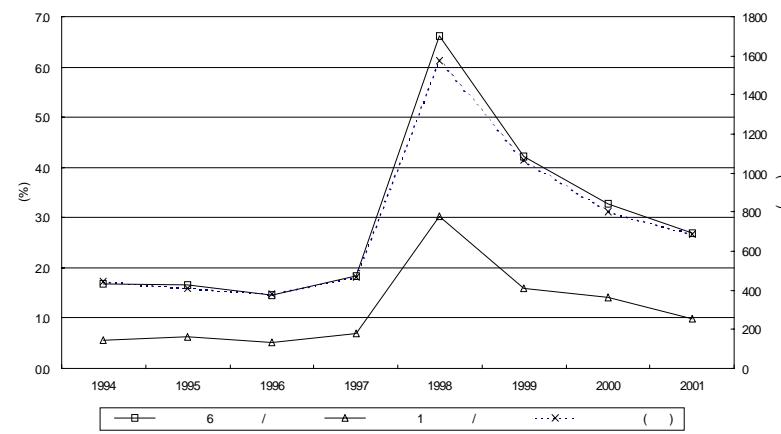
총취업자 중 신규취업자의 비중은 1994~97년간에는 큰 변화가 없었으나 경제위기 이후 크게 증가하였다(그림 3 및 표 3). 그 비율은 대략 1개월 이하 취업자 비율이 2%대, 6개월 이하 취업자 비율은 약 11~12%였으나 경제위기 이후에는 각각 3~4%대, 16~19%로 상승하였다. 이러한 고용창출규모의 증가는 경제위기 기간 동안 일시적으로 축소된 일자리들이 이후 재충원된 데에도 일부 기인한다. 그러나 취업자규모가 위기 이전의 수준으로 회복된 후에도 계속 고용창출이 높은 수준에 있다는 사실은 고용창출구조가 변화하였음을 의미하는 것으로 평가된다. 고용의 소멸규모도 경제위기 이후에 그 이전보다 확대되었다(그림 4 및 표 3). 신규실업자의 총취업자에 대한 비율은 경제위기 이전에는 1% 이하(1개월 이하) 혹은 1~2%(6개월 이하)였으나, 경제위기 이후에는 각각 1~2%와 3~4%로 상승하였다.³²⁾ 그러므로 경제위기 이후 고용의 창출과 소멸은 모두 증가하였으며, 노동이동은 위기 이전보다 활

32) 경제위기 기간 동안인 1998년에는 이 비율은 3.0%, 6.6%로 크게 상승하였다.

[그림 3] 고용의 창출 — 총취업자 중 취업기간 6개월 및 1개월 이하 취업자 비율



[그림 4] 고용의 소멸 — 6개월 및 1개월 이하 신규실업자의 총취업자에 대한 비율



고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

<표 3> 고용의 창출과 소멸

(단위: 천 명, %)

고용의 창출								
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
총취업자 규모	20,294	20,794	21,240	21,379	20,214	21,000	21,432	21,797
잔존율(6개월)	84.2	83.6	85.9	87.0	86.7	83.8	84.9	85.5
취업기간 6개월 이하 비율	12.7	12.6	12.9	11.9	16.3	19.6	16.0	17.0
취업기간 1개월 이하 비율	2.2	2.5	2.6	2.2	4.8	4.9	3.7	3.8
임금근로자 규모	12,434	12,871	13,218	13,220	12,096	12,947	13,163	13,452
잔존율(6개월)	81.4	80.7	83.4	84.8	85.3	81.5	82.6	83.2
취업기간 6개월 이하 비율	13.6	13.1	13.2	12.5	18.5	21.9	18.6	19.0
취업기간 1개월 이하 비율	2.6	3.2	3.3	2.8	6.2	6.3	4.9	5.0
상용직 규모	7153.2	7,434	7,416	7,013	6,260	6,079	6,319	6,536
잔존율(6개월)	82.3	81.1	84.1	86.1	86.5	83.3	83.4	82.9
취업기간 6개월 이하 비율	5.1	4.4	4.4	3.3	3.7	5.1	5.0	4.8
취업기간 1개월 이하 비율	0.7	0.9	0.8	0.5	0.6	1.0	0.9	0.8
임시직 규모	3470.3	3,591	3,914	4,278	3,916	4318.8	4,488	4625.9
잔존율(6개월)	78.5	78.7	81.5	82.6	83.9	79.4	81.5	82.6
취업기간 6개월 이하 비율	22.2	21.7	20.7	19.7	25.5	27.5	23.9	25.2
취업기간 1개월 이하 비율	3.8	5.0	5.1	4.5	6.8	7.7	5.6	6.3
일용직 규모	1810.5	1,846	1,887	1,929	1,920	2,550	2,356	2290.2
잔존율(6개월)	83.2	82.9	84.8	84.7	84.3	80.8	82.8	85.2
취업기간 6개월 이하 비율	32.7	31.5	32.6	30.7	53.4	54.0	45.6	46.4
취업기간 1개월 이하 비율	8.0	8.9	9.9	7.6	23.9	17.3	14.4	14.3
자영업자 규모	7,860	7,922	8,022	8,159	8,028	8,052	8,269	8,344
잔존율(6개월)	88.8	88.3	90.0	90.7	88.7	87.5	88.6	89.3
취업기간 6개월 이하 비율	11.5	11.7	12.5	11.1	13.2	16.1	17.1	14.0
취업기간 1개월 이하 비율	1.5	1.6	1.6	1.3	2.8	2.8	2.0	2.1
고용의 소멸								
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
실업자 규모	445.4	411.4	378.8	468.9	1,572	1,069	804	684
잔존율(6개월)	72.1	73.6	72.5	77.0	80.1	78.5	78.8	74.1
실업기간 6개월 이하/취업자	1.7	1.7	1.5	1.8	6.6	4.2	3.3	2.7
실업기간 1개월 이하/취업자	0.6	0.6	0.5	0.7	3.0	1.6	1.4	1.0

발해진 양상을 가지게 되었다고 해석된다.

취업자 중 신규취업자의 비율은 임금근로자와 자영업자에서 모두 상승하였으나 그 상승폭은 임금근로자에 있어 더욱 크다. 임금근로자의 종사상 지위별로는 소위 정규직근로자에 해당하는 상용직에서는 신규취업자 비율이 6개월 및 1개월 이하의 두 경우에 있어서 모두 경제위기 이전과 큰 차이가 없는 반면, 임시직과 일용직 중에서는 크게 증가 하였으며, 특히 일용직의 증가폭이 높다(표 3).

20~34세의 청년층 노동시장에서도 변화 양상은 대동소이하나 변화폭은 더욱 크다. 청년층 노동시장에서는 고용창출의 지표인 총취업자 중 6개월 이하 취업자의 비율은 경제위기 이전의 13~14%에서 위기 이후에는 약 20%로 증가하였으며, 1개월 이하 취업자 비율도 약 3%에서 약 5%로 증가하였다. 고용소멸의 지표인 실업기간 6개월 이하 실업자의 취업자에 대한 비율은 경제위기 이전의 2~3%로부터 4~5%로 상승하였으며, 1개월 이하 실업자의 비율 역시 약 1%에서 약 2%로 증가 하였다. 임금근로자 중에서도 신규취업자 비중과 고용창출과 소멸의 상승폭이 높게 나타나지만 각 종사상 지위별 신규취업자의 비중 등 전체적인 변화의 양상은 전 연령의 경우와 크게 다르지 않다.³³⁾

노동시장에서 고용의 창출과 소멸이 모두 증가하였다는 사실은 노동이동의 증가를 의미하며 인력배치의 효율성이 증가하였음을 의미하는 것으로도 해석될 수 있다. 이러한 변화의 요인으로는 규제완화의 제도적 요인과 노동 수요의 변동성 증가라는 경제적 요인을 생각할 수 있다. 고용보호법제 등 규제가 충실히 적용되지 않는 임시직과 일용직 노동시장에서 고용의 창출과 소멸이 경제위기 이후 크게 증가하였음은

33) 청년층(20~34세) 노동시장의 고용 창출과 소멸에 관한 통계표는 논문의 수 정과정에서 생략되었다. 그 표는 최경수(2001)에 수록되어 있다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

적어도 이 부문에서는 노동수요의 변동성이 증가하였음을 의미하는 것으로 해석된다.³⁴⁾ 이러한 가운데 현실적으로 고용보호법제가 충실히 적용되는 상용직 계층에서 고용창출의 변화가 거의 없었다는 사실은 규제완화 등 제도적 변화가 주 요인일 가능성은 작음을 의미하는 것으로 해석된다.³⁵⁾ 만약 노동이동성의 증가가 규제완화에 기인하였다면 규제완화의 영향을 가장 크게 받는 상용직 근로자들의 고용구조가 가장 크게 변화하였을 것이다. 이러한 추론의 근거는 남미의 규제완화의 경우 공식적 부문의 고용이 가장 크게 영향을 받은 경우와 같다 (Kugler[2000]). 만약 노동수요의 변동성이 증가하였다면 해고관련 규제는 변화가 없더라도 그 규제로 인한 고용감소효과는 증가한다(Bentolila and Bertola[1990]). 따라서 기업들의 규제회피 동기는 증가하였을 것이며 그 결과 상용직보다는 법규제의 보호가 미약한 임시일용직을 중심으로 고용이 증가하였다는 추론이 가능하다.

다. 경제활동상태의 변화

노동력의 경제활동상태 변화는 연결패널자료로부터 1993~2001년의 각 2/4분기인 4~6월의 표본 중에서 익월과 연결 가능한 관찰치들을 대상으로 하여 추정되었다. 취업자 및 실업자의 익월 경제활동상태의 변화를 분석할 경우에도 고용의 창출 및 소멸의 경우와 유사한 결론이 도출된다.

34) 임시직과 일용직의 고용소멸 역시 증가하였다는 직접적인 증거는 없지만, 고용창출력이 크게 증가한 가운데 전체 고용규모는 크게 증가하지는 않았음을 고용소멸 역시 증가하였음을 의미하는 것으로 해석된다.

35) 상용직 중 6개월(1개월) 이하 신규취업자의 총취업자에 대한 비율은 2000년 5.0%(0.9%), 2001년 4.8%(0.8%)로서 1995년(4.4% 및 0.9%), 1996년(4.4% 및 0.8%)과 크게 다르지 않다.

취업자가 익월에도 취업상태에 머무를 확률은 경제위기 이후 크게 하락하였다(표 4). 그 비율은 1997년까지는 약 98%였으나, 1998~99년에 96.6%와 96.7%로 감소한 이후 2000~2001년에는 약 97%의 수준이다. 취업상태로부터 유출한 취업자의 익월 경제활동상태는 실업과 비경활이 거의 비슷한 비율을 차지한다. 실업으로의 이행확률은 약 0.4%로부터 2000~2001년에는 약 0.7%로 상승하였으며, 비경제활동상태로의 이행확률은 약 1.5%에서 2% 이상으로 증가하였다.

경제활동상태의 변화가 거의 없는 자영업자를 제외한 임금근로자만을 대상으로 할 경우에도 그 변화양상은 취업자 전체의 경우와 대체로 같다. 임금근로자가 익월에 취업상태를 지속할 확률은 1997년 이전의 약 97.5%로부터 위기기간 동안 95%대로 하락한 이후 2000~2001년에도 약 96.5%의 수준에 머무르고 있다. 경제위기 이후의 취업상태로부터

<표 4> 취업자의 익월 경제활동상태 분포

(단위: %)

	익월상태	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
취업자 전체	취업	98.0	98.1	98.1	98.3	98.0	96.6	96.7	97.2	97.0
	실업	0.5	0.4	0.4	0.4	0.4	1.5	1.1	0.7	0.7
	비경활	1.6	1.5	1.5	1.4	1.6	2.0	2.2	2.1	2.3
임금근로자	취업	97.5	97.2	97.7	97.9	97.6	95.8	95.9	96.6	96.4
	실업	0.7	0.5	0.5	0.5	0.6	2.0	1.6	1.0	1.0
	비경활	1.7	1.8	1.8	1.6	1.1	2.2	2.5	2.4	2.7
(상용직)	취업	99.1	99.2	99.1	99.1	99.1	98.6	99.1	99.1	99.1
(임시직)	취업	96.4	96.7	96.7	97.0	96.6	94.9	95.7	96.3	95.7
(일용직)	취업	93.5	93.7	93.6	94.4	93.6	86.7	88.2	91.0	89.7

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

터의 유출률 증가 현상은 종사상 지위별로는 임시직과 일용직에서 관찰되며 상용직의 유출률 증가는 뚜렷하지 않다. 상용직 근로자의 익월 취업지속률은 99.1%로서 경제위기 전후에 차이가 없으며, 다만 1998년에만 98.6%로 크게 떨어졌다. 임시직 근로자의 익월 취업지속률은 1997년 이전의 96~97%로부터 2000~2001년에는 95~96%로 다소 감소하였으며, 일용직 근로자들의 경우에는 약 93%에서 약 90%로 크게 하락하였다(표 4).

이러한 양상은 실업자의 익월 경제활동상태 변화에서도 유사하다. 실업자의 익월 취업률은 경제위기 이후에 이전과 비교하여 큰 차이가 없으며 다만 비경제활동으로의 유출률만 증가하였다. 그 양상은 성별로나 청년층(20~34세) 가운데에서도 크게 다르지 않다(표 5). 그러므로 실업자의 취업 가능성은 경제위기 이후에도 크게 변화하지 않은 가운데 실업과 비경제활동상태 간의 유동성은 증가한 것이다. 그러나 익월에 취업한 실업자의 종사상 지위별 분포는 경제위기 이후에 이전과 뚜렷한 차이를 보이고 있다(표 6). 임금근로자 취업의 비율은 크게 변화하지 않은 가운데 상용직 취업의 비율은 크게 하락하였으며 임시직 취업비율은 다소 하락한 반면 일용직 취업의 비율은 크게 증가하였다. 경제위기 이전에는 익월 취업 실업자의 약 20%가 상용직으로 취업하였으나, 2000~2001년에는 그 비율이 10%를 약간 상회하는 정도에 지나지 않는다. 경제위기 이후 실업자의 규모가 크게 증가하였음을 감안할 때, 실업자의 취업비율이 유사한 수준을 유지하고 있다는 사실은 실업자의 취업을 위한 고용창출규모가 증가하였음을 의미하지만, 그 고용창출은 대부분 일용직 혹은 임시직에서 이루어졌으며 상용직에서는 실업해소에 기여할 만큼의 고용창출이 이루어지지 않은 것이다.

경제위기 이후에는 실업자의 비경제활동으로의 이행비율 증가는

<표 5> 실업자의 익월 경제활동상태 분포

	익월상태	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	(단위: %)
전체	취업	23.4	22.0	25.0	24.2	24.3	18.9	22.6	25.1	24.7	
	실업	72.5	73.5	70.3	71.2	68.5	72.4	67.3	65.6	65.0	
	비경활	4.1	4.5	4.9	4.5	7.2	8.7	10.1	9.3	10.3	
남자	취업	22.7	21.4	24.7	22.9	23.7	18.4	22.6	23.8	23.4	
	실업	74.3	75.5	71.8	73.8	70.9	75.5	70.6	68.4	68.6	
	비경활	2.9	3.1	3.6	3.4	5.4	6.1	6.9	7.8	8.0	
여자	취업	24.7	23.3	25.3	27.4	25.3	20.1	22.8	27.9	27.3	
	실업	68.5	69.4	67.6	65.7	64.5	65.9	60.4	59.7	57.8	
	비경활	6.7	7.3	7.2	7.0	10.2	14.0	16.8	12.4	15.0	
20~34세	취업	21.8	22.2	23.1	23.9	23.0	17.2	22.7	24.3	22.6	
	실업	74.6	74.0	71.7	71.9	71.3	73.9	67.7	67.2	66.3	
	비경활	3.6	3.9	5.2	4.2	5.7	8.9	9.6	8.5	11.1	

<표 6> 실업자 중 익월 취업자의 종사상 지위별 분포

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	(단위: %)
임금근로자 (상용직)	85.5	84.7	83.1	83.8	85.8	84.6	86.1	87.0	83.0	
	22.1	23.1	21.7	23.5	15.9	8.5	8.2	11.4	10.3	
	44.9	45.9	43.2	42.7	45.0	35.3	35.0	39.7	38.4	
	18.6	15.7	18.2	17.6	24.9	40.8	42.9	35.9	34.3	
비임금근로자 (고용주)	14.5	15.3	16.9	16.2	14.2	15.4	13.9	13.0	17.0	
	4.5	3.9	4.6	4.1	5.1	2.7	2.7	2.1	3.7	
	7.6	9.7	9.9	10.1	7.8	9.6	8.5	8.9	10.7	
	2.5	1.8	2.4	2.1	1.4	3.2	2.7	2.0	2.6	

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

<표 7> 실업자의 전월 경제활동상태 분포

		전월상태	(단위: %)									
			1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	
남녀	취업	16.9	15.1	20.0	19.4	16.6	18.7	16.6	18.3	19.5		
	실업	76.1	79.3	72.6	73.9	74.7	69.5	70.3	68.9	67.5		
	비경활	6.9	5.6	7.4	6.7	8.7	11.7	13.1	12.8	13.0		
남자	취업	16.6	14.7	20.4	19.5	16.9	18.9	16.3	17.4	19.2		
	실업	77.4	80.7	73.4	75.4	76.6	72.4	73.8	71.7	71.2		
	비경활	6.1	4.7	6.2	5.2	6.6	8.7	9.9	10.8	9.6		
여자	취업	17.8	16.0	19.1	19.1	16.1	18.4	17.0	20.0	20.1		
	실업	73.3	76.6	71.3	70.6	71.6	63.5	63.0	63.0	60.2		
	비경활	8.8	7.5	9.6	10.3	12.2	18.1	20.0	16.9	19.6		
20~34세	취업	14.7	14.1	18.4	18.0	16.1	16.3	16.0	16.3	17.3		
	실업	79.1	80.2	74.1	75.2	76.7	72.2	70.3	70.9	68.1		
	비경활	6.2	5.7	7.6	6.9	7.2	11.5	13.7	12.8	14.6		

주: 5~7월 실업자의 전월 경제활동상태 분포임.

그 반대방향인 비경활인구의 실업이행 증가를 수반하였다(표 7). 실업자 중 전월 취업자의 비율은 경제위기 이후 크게 증가하지 않았으나, 비경제활동자 비율이 크게 증가하여 전월 실업자의 비율은 하락하였다. 각 인적속성별 집단별로도 변화 양상은 대체로 유사하지만 변화폭은 남자보다는 여자, 그리고 청년층에서 보다 현격하다.

실업과 비경제활동 간의 이동성 증가는 실업상태에 머무르는 동기가 약해졌음을 의미한다. 실업, 즉 구직활동의 동기는 취업률의 제고에 있다. 그러므로 익월 취업률에 비례하여 실업자규모가 결정되는 가운데 잠재적인 실업자규모는 증가하였으므로 비경활과 실업 간의 유출입은 활발해진 것으로 추론할 수 있다. 이러한 현상은 일용직과 임시

직을 중심으로 고용의 창출과 파괴가 활발해지고 있다는 사실과도 서로 일치한다. 임시직 및 일용직과 저학력 계층은 실업상태를 거치지 않고 비경제활동과 취업을 오가는 경향이 높은 집단으로서 경제활동상태에 대한 정착성은 떨어진다(김대일[1997]). 그러므로 임시일용직 중심의 고용창출과 실업과 비경제활동 간의 유동성 증가는 서로 일치하는 현상인 것이다.

라. 취업기간 및 실업기간의 변화

취업 및 실업기간의 변화는 경제위기 이전과 이후인 1995년 7월과 1999년 7월에 임금근로자로서 취업상태이거나 혹은 실업상태인 관찰치를 대상으로 각각 이후 2년간에 걸친 연결패널을 구축하여 그 시점의 취업 혹은 실업상태의 지속기간의 분포를 나타내는 생존함수(survivor function)를 추정하여 측정되었다. 1995년 7월과 1999년의 7월을 연결 패널의 시작 시점으로 선정한 것은 표본의 지속기간을 24개월로 할 때, 1995년 표본은 1997년 6월까지이므로 경제위기의 본격적인 영향을 받지 않았을 것으로 판단하였기 때문이며, 마찬가지로 1999년 7월은 이후 24개월간에 걸친 패널 구축이 가능할 뿐만 아니라 이 시점은 경제위기로부터도 충분히 시간이 경과한 이후이므로 경제위기의 영향이 크지 않으리라고 판단하였다.

구축된 표본의 특성은 다음의 <표 8>과 같다. 1995년과 1999년부터 시작되는 취업자와 실업자 각각의 연결패널은 대략적으로 약 50%의 관찰치에 대하여 2년간의 완전한 패널이 구축 가능하여 취업자의 경우 1995년 표본의 51.5%, 1999년 표본의 53.8%의 관찰치가 2년간 추적 가능하였다. 취업자 표본 패널은 구축된 패널의 70.3%(1999년)와 78.0%(1995년)의 관찰치가 패널의 종료시점까지 취업상태의 변화가 없어 우

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

측단절(right-censored)되었으며, 그중 24개월간에 걸친 완전한 패널은 구축 가능하며 취업상태가 지속되어 우측단절된 표본은 전체 표본의 각각 34.5%와 37.2%이다. 실업자 표본에서는 11.2%(1999년)와 13.5%(1995년)의 표본에서 우측단절이 발생하였으나 실업상태가 2년간 지속된 경우는 1995년 표본에서 단 한 건만 발견되었다. 결과적으로 패널 내에서 완료된 기간, 즉 취업 혹은 실업상태로부터의 유출(exit)이 발견된 관찰치는 취업자 표본은 전체의 29.7%(1999년)와 22.0%(1995년), 실업자 표본은 전체의 88.8%(1999년)와 86.5%(1995년)이다.

취업자 표본에서 취업상태가 완료된 관찰치들의 평균 취업지속기간은 1999년 표본은 7.5개월, 1995년 표본은 8.5개월이며, 취업상태가 24개월 이상 지속되어 우측단절된 관찰치들의 취업지속기간을 24개월

<표 8> 생존함수 추정을 위하여 구축된 연결패널표본의 특성

	취업자 표본		실업자 표본	
시작 시점	1999. 7	1995. 7	1999. 7	1995. 7
시작시점 표본수 (가중평균, 천 명) ¹⁾	23,670 (12,603)	30,024 (12,873)	2,511 (1,349)	934 (389)
종료시점 표본수 (가중평균, 천 명) ¹⁾	12,734 (6,581)	15,469 (6,380)	1,237 (669)	423 (174)
종료/시작시점 표본수 비율(%)	53.8	51.5	49.3	42.3
우측단절(right-censored) ²⁾ (표본 내 비중, %)	16,646 [8,164] (70.3) [34.5]	23,416 [11,183] (78.0) [37.2]	281 [0] (11.2)	126 [1] (13.5)
완료기간(completed spells) (표본 내 비중, %)	7,024 (29.7)	6,608 (22.0)	2,230 (88.8)	808 (86.5)
완료기간들의 평균(개월) ³⁾	7.5 [16.4]	8.5 [18.2]	2.8 [2.8]	3.7 [3.8]

주: 1) 가중평균은 각 표본의 시작시점(1995. 7 및 1999. 7)의 가중치로 환산.

2) [] 안은 종료시점에서 우측단절된 표본수임.

3) [] 안은 종료시점에서 우측단절된 관찰치들의 지속기간(24개월)을 포함한 경우임.

로 하여 합산한다면 그 평균은 1999년 표본은 16.4개월, 1995년 표본은 18.2개월이다. 실업자 표본의 완료기간들의 실업지속기간 평균은 1999년 표본이 2.8개월, 1995년 표본이 3.7개월이며, 실업상태가 24개월 이상 지속된 1995년 표본의 하나의 관찰치의 실업지속기간을 24개월로 계산한다면 1995년 표본의 평균은 3.8개월이 된다.

구축된 연결패널표본들의 통계는 대체로 경제위기 이후 취업기간과 실업기간이 모두 단축되었음을 제시한다. 이러한 결과는 경제위기 이후 고용의 창출과 파괴가 동시에 증가하였다는 사실과 일치한다. 그러나 연결패널표본에서는 우측단절이 빈번하게 발생하여 단순평균의 비교는 정확하지 않으므로 이하에서는 비계수적 방법으로 추정된 생존함수(survivor function)의 비교를 통하여 경제위기 전후의 취업기간과 실업기간의 변화를 비교한다.

생존함수(survivor function)란 어떠한 상태의 지속기간(T , duration spell)이 t 이상이 될 확률($S(t) = \Pr\{T > t\}$)을 나타내는 함수이다. 본 연구에서는 1995년 7월과 1999년 7월에 임금근로자로 취업 중이거나 실업상태인 관찰치를 대상으로 그 시점부터 추적하는 패널자료를 구축하였으므로, 추정되는 생존함수는 특정시점(t_0)에서 취업 혹은 실업의 특정 상태에 있는 관찰치들의 그 시점에서 탈출까지의 생존함수이다. 외부환경의 변화가 없는 정태적(time-homogenous) 상황에서는 시점 t_0 에서 계속 중인 상태의 t_0 시점 이후의 지속기간의 분포는 t_0 까지 지속된 기간의 분포와 같다.³⁶⁾ 따라서 상태지속기간의 총길이는 t_0 부터 시작된 기간의 2배로 추정할 수 있으므로, 어느 특정 시점에서 계속 중인 상태의 종료시점까지의 기간의 분포로부터도 상태지속기간 전

36) Heckman and Singer(1985), p.76.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

체에 관한 추론이 가능하다. 생존함수의 추정은 대표적인 비계수적 방법인 Kaplan-Meier estimator를 이용하여 실시하였다.³⁷⁾ 추정된 비계수적 생존함수들에 대해서는 함수의 변화 여부에 대한 비계수적 검정도 가능한데 구체적으로는 log likelihood test와 rank test의 일종인 log rank-test와 Wilcoxon test를 사용할 수 있다.

1995년과 1999년의 임금근로자 취업자 표본의 생존함수를 비교하면 남자와 여자 모두에 있어 취업상태의 생존율은 경제위기 이후에 그 이전에 비하여 하락하였다(표 9). 구체적으로 1999년 7월에 취업상태인 임금근로자가 취업상태를 지속할 확률은 1997년 7월에 취업상태에 있었던 임금근로자보다 낮아졌으며 근속기간 역시 단축되었다. 취업상태의 생존율이 하락하였음은 경제위기 이후 고용의 창출과 소멸, 경제활동상태 간의 이동성이 증가하였다는 앞의 분석결과가 의미하는 바와도 같다. 종사상 지위별로는 임금근로자의 취업상태의 생존율은 상용직보다 주로 임시직과 일용직에서 하락하였다. [그림 5]는 남자 임금근로자의 취업상태의 생존함수 추정치를 종사상 지위별로 예시한 것이다. 생존함수는 경제위기 이후에 그 이전보다 모든 종사상 지위에서 하락하였으나, 상용직 중에서는 하락폭이 크지 않은 반면 임시직과 일용직에서는 대폭 하락하였다. 이러한 경향은 여자의 경우에도 공통적인데(표 9), 임금근로자 취업상태의 지속성 하락이 대부분 임시직과 일용직에서의 하락에 기인하였음을 의미한다. 임금근로자 취업상태의 지속성 하락이 상용직보다는 임시직과 일용직에서의 변화에 기인하여 일어났다는 사실 역시 경제위기 이후 노동이동이 주로 임시직과 일용직 가운데에서 증가하였다는 앞의 분석결과와 일치하는 것이다.

37) Kaplan-Meier 추정치에 대한 설명은 Kalbfleisch and Prentice(1980), pp.10~16 참조.

<표 9> 임금근로자 취업상태의 종사상 지위별 생존함수

남 자	임금근로자		상 용 직		임 시 직		일 용 직	
지속기간(월)	1995	1999	1995	1999	1995	1999	1995	1999
0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.982	0.964	0.993	0.991	0.968	0.949	0.943	0.883
7	0.911	0.842	0.959	0.944	0.874	0.791	0.710	0.519
13	0.866	0.788	0.926	0.907	0.795	0.711	0.646	0.431
19	0.819	0.735	0.895	0.872	0.731	0.636	0.539	0.331
23	0.792	0.713	0.875	0.852	0.686	0.608	0.504	0.310
여 자	임금근로자		상 용 직		임 시 직		일 용 직	
지속기간(월)	1995	1999	1995	1999	1995	1999	1995	1999
0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.956	0.936	0.984	0.987	0.953	0.945	0.896	0.854
7	0.804	0.746	0.902	0.907	0.799	0.767	0.579	0.508
13	0.710	0.640	0.837	0.821	0.685	0.645	0.465	0.405
19	0.639	0.575	0.777	0.779	0.607	0.571	0.388	0.330
23	0.598	0.532	0.746	0.749	0.573	0.535	0.358	0.298

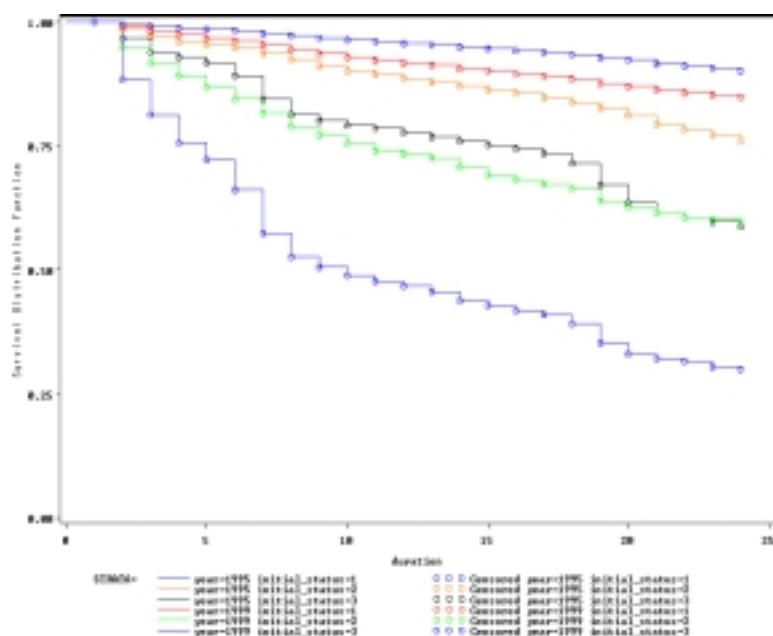
실업자의 실업상태의 생존함수도 1999년 표본에서는 1995년에 비하여 남녀 모두에 있어 하락하였으며 따라서 실업기간은 단축되었다 (표 10).³⁸⁾ 실업탈출 상태별로는 비경활보다는 취업의 구성비중이 높지

38) 김대일(1997)은 경제위기 이전까지 실업은 장기화하는 경향이 있다고 보고하였다. 그러므로 경제위기 이후 실업기간이 단축된 것은 경제위기 이전까지의 실업의 장기화 경향이 역전된 것이다. 이후의 논의가 입증하는 바와 같이 이러한 실업기간 단축의 효과는 임시직과 일용직으로의 취업에 의하여 주로 이루어진 것이다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

[그림 5] 임금근로자의 종사상 지위별 생존함수(Survivor Function):

남자



주: 그림의 생존함수는 위로부터 95년 상용직, 99년 상용직, 95년 임시직, 95년 일용직, 99년 임시직, 99년 일용직순임.

<표 10> 실업자의 성별 실업상태의 생존함수

지속기간(월)	남 자		여 자	
	1995	1999	1995	1999
0	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.724	0.669	0.673	0.586
7	0.178	0.110	0.147	0.065
13	0.058	0.028	0.031	0.009
17	0.027	0.016	0.013	0.003
21	0.203	0.000	0.000	0.000

<표 11> 실업자의 이행상태별 생존함수

	남 자				여 자			
	취 업		비 경 활		취 업		비 경 활	
지속기간(월)	1995	1999	1995	1999	1995	1999	1995	1999
0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1	0.712	0.666	0.773	0.676	0.681	0.624	0.652	0.530
7	0.143	0.099	0.300	0.138	0.120	0.055	0.212	0.081
13	0.045	0.024	0.102	0.039	0.027	0.005	0.042	0.016
17	0.026	0.009	0.023	0.029	0.004	0.002	0.031	0.003
20	0.021	0.006	0.023	0.000	0.000	0.002	0.000	0.000

만(남자 73.6%, 여자 64.0%, 1999년), 실업상태 생존함수의 하락폭은 남녀 모두에 있어 취업으로 이행한 경우보다 비경제활동으로 이행한 경우에 더욱 크다(표 11). 취업의 상태별로는 상용직에 취업한 실업자의 생존함수 하락폭은 남녀 모두에 있어 크지 않은 반면 임시직과 일용직 취업 실업자의 생존함수는 크게 하락하였다(표 12). 임금근로로 이행한 실업자의 종사상 지위별 구성에서도 상용직 비율이 크게 하락한 반면 임시직과 일용직 비율이 증가하였다(표 13). 그러므로 실업기간의 단축 역시 비경제활동으로의 이행이나 임시직 및 일용직 취업이 증가한 데에 기인하며 상용직 취업에 기인한 바는 크지 않다.

3. 한국노동시장의 변화와 규제완화의 효과

제Ⅱ장의 문헌고찰 결과가 제시하는 바와 같이 고용보호규제 완화의 효과는 여러 측면에 걸쳐 다양하므로 제Ⅲ장 제2절의 노동이동의 변화 분석이 규제완화의 효과를 검증하는 데 충분하다고 할 수는 없다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

<표 12> 임금근로 취업으로 이행한 실업자의 종사상 지위별 생존함수

남 자		상 용 직		임 시 직		일 용 직	
지속기간(월)		1995	1999	1995	1999	1995	1999
0		1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1		0.803	0.728	0.710	0.681	0.560	0.628
7		0.193	0.141	0.134	0.080	0.115	0.098
13		0.047	0.065	0.076	0.010	0.035	0.023
17		0.047	0.014	0.035	0.005	0.013	0.011
20		0.023	0.014	0.000	0.000	0.013	0.006
여 자		상 용 직		임 시 직		일 용 직	
지속기간(월)		1995	1999	1995	1999	1995	1999
0		1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1		0.684	0.631	0.679	0.665	0.637	0.550
7		0.141	0.147	0.118	0.067	0.181	0.029
13		0.000	0.000	0.044	0.007	0.000	0.000
17		0.000	0.000	0.006	0.003	0.000	0.000
20		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

<표 13> 취업으로 이행한 실업자의 종사상 지위별 구성

(단위: %)

성 별	표 본	상용직	임시직	일용직	고용주	자영업	가족종사
남 자	1999년	13.5	30.6	38.7	4.5	9.7	2.9
	1995년	27.0	38.0	18.0	3.9	10.9	2.2
여 자	1999년	9.4	42.2	37.7	0.8	6.9	3.0
	1995년	24.7	57.1	10.5	1.2	3.2	3.2

특히 본 연구는 경제효율성의 변화와 그 결과인 기업창출, 생산성 변화의 측면까지 진전되지는 못하였다. 그럼에도 불구하고 본 연구의 분석에 의하여 우리나라에서의 규제완화의 효과가 어떻게 평가될 수 있는 가를 정리해 본다면 다음과 같다.

제2절의 분석에서는 경제위기 이후 고용의 창출과 소멸, 경제활동 상태 간의 노동이동, 근속기간 및 실업기간 등 거의 모든 측면에서 노동이동은 증가하였음이 확인되었다. 또한 실업구조에 있어서도 경제위기 이후 실업탈출률과 비경활인구의 실업진입이 동시에 증가하였다. 이러한 변화는 총량적, 파상적으로는 규제완화의 효과와 유사하므로 규제완화가 이루어졌음을 시사하는 듯하다. 그러나 보다 구체적으로 그 변화의 양상을 분석해 본다면 이러한 변화가 시사하는 바가 규제완화의 효과는 아니라는 것을 알 수 있다.

노동이동의 증가는 상용직보다는 임시직과 일용직을 중심으로 일어났으며 실업의 유출입 증가도 실업과 임시직 및 일용직, 실업과 비경활 사이의 유출입 증가에 의한 결과이며 상용직으로의 이행은 경제위기 이후 오히려 감소한 것으로 나타난다.³⁹⁾ 임시직과 일용직은 우리나라의 노동시장 현실에서는 규제의 적용이 낮은 근로자 집단이며 따라서 규제완화의 효과도 작은 집단이다. 즉, 이 집단은 규제완화의 효과를 통계학적으로 평가하는 경우 규제완화의 실시 이전과 이후에 변화가 없는 통제집단(control group)에 해당한다. 이러한 통제집단에서 큰

39) 콜롬비아 노동시장에 관한 연구에서 Kugler(2000)는 고용보호규제가 완화되었을 경우, 공식적 부문의 근속기간 감소와 노동이동 증가가 일어남과 동시에 공식적 부문에 대한 취업이 증가함을 이론적 및 실증적으로 입증한 바 있다. 이러한 사례에 비추어보더라도 우리나라에서 규제완화가 실효적으로 이루어졌다면 상용직 고용에서 큰 변화가 일어났을 것이다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

변화가 일어났다고 하는 사실은 노동시장에 규제완화 외의 어떠한 변화가 있었음을 의미하는 것으로 해석된다. 임시 및 일용직이 고용보호라고 하는 제도적 완충장치가 가장 미약하게 작동하는 근로자 계층임을 고려할 때, 그 노동시장의 변화는 공급 측보다 수요 측의 변동성 증가일 가능성이 높다.⁴⁰⁾ 노동수요의 변동성은 기업에 대한 외부 경제적 충격의 변동폭이 증가하거나 혹은 노동수요의 탄력성이 커질 때 증가 한다. 이러한 노동수요 변동성 증가 외에도 기업들의 고용사정이 어떠한 수준에 있었는가 하는 점도 노동이동 증가의 중요한 요인이다. Bertola(1990)와 Bentolila and Bertola(1990)에 의하면, 고용조정비용(해고비용 및 채용비용)이 존재할 때 기업은 고용을 변화하지 않는 일정한 고용범위를 설정하게 되며 이 범위 밖에서는 해고와 채용이 시작된다.⁴¹⁾ 기업이 고용조정을 실시하지 않았더라도 기업의 고용상태가 이 범위 내에서 해고가 필요한 하단에 가까이 위치하고 있었는가 혹은 채용이 필요한 상단에 가까웠는가에 따라 외부충격에 대한 고용조정의 반응은 다르게 된다. 만약 한국의 일부 기업들(특히 대규모 기업)이 경제위기 이전부터 많은 잉여인력을 안고 있어서 해고가 필요한 지점에

-
- 40) 다른 가능성으로서, 임시일용직의 고용비중이 증가하였으므로 임금근로자의 구성이 변화한 데 따른 효과를 고려할 수 있다. 그러나 임시일용직의 고용비중 증가는 과거 상용직으로 충원되던 일자리들이 임시일용직으로 충원됨을 의미하며, 상용직의 노동이동성이 임시일용직보다 낮다는 사실을 고려 할 때, 구성변화의 효과는 임시일용직의 노동이동성을 떨어뜨리는 방향으로 작용하였을 것으로 판단되므로 반대 방향의 효과라고 할 수 있다.
- 41) 근로기준법상으로는 임시일용직에 대해서도 1개월간의 사전통고의무, 1년 이상 근무하였다면 퇴직금 지급의 의무가 발생한다. 이러한 해고비용이 전혀 적용되지 않는다고 하더라도 기초적인 직업훈련이나 직장의 정착과정 등 채용비용은 발생할 것이므로 규제가 적용되지 않더라도 고용조정의 고정비용은 존재한다고 보아야 할 것이다.

위치하고 있었다면 외부충격에 대하여 해고의 폭이 증가하였으며 그들이 직장을 옮기는 과정에서 고용의 창출도 증가하였을 것이라는 가능성도 고려함직하다.

이러한 변화와 더불어 상용직의 노동이동성은 경제위기 이후에 이전과 비교하여 거의 변화가 없는 가운데 상용직의 고용비중은 하락하였다. 그 원인과 관련하여 위에서 제시한 임시일용직의 노동이동성을 증가시키는 외부의 경제적 충격의 변동폭 증가 및 노동수요 탄력성 증가와 더불어 할인율의 하락은 고용보호규제의 고용감소효과를 확대하는 요인이 된다는 이론적 분석의 결과는 매우 중요한 시사점을 제공한다(Bentolila and Bertola[1990], Hopenhayn and Rogerson[1993], Bentolila and Saint-Paul[1994], Risager and Sørensen[1997]). 그러므로 임시일용직의 노동이동성이 증가하면서 상용직의 고용이 감소하는 현상은 이론적으로 보더라도 서로 상반되는 것이 아니며 기업들의 고용보호규제 완화 요구가 오히려 증가하고 있는 것도 경제상황변화에 기인한 것이라고 해석할 수 있다.

IV. 결론 및 정책적 시사점

본 연구는 우리나라에서도 뜨거운 논란의 대상이 되고 있는 고용보호규제 완화의 효과를 문헌연구를 통하여 분석하고 한국노동시장의 변화를 이에 비추어 해석함으로써 우리나라에서의 효과를 평가하고자 하였다. 결론 부분에 해당하는 본장에서는 본 연구에서 제기된 논점들과 우리나라의 고용보호규제 변화에 대하여 시사하는 바를 정리한다.

외국의 학술적 분석 결과들에 의하면 규제완화는 경제 효율성과 고용창출의 제고에 기여하는 효과를 가진다. 이와 더불어, 노동시장 규제는 각 근로자 계층에 대하여 다른 영향을 미치므로 그 배분적 효과에 대하여도 면밀한 주의를 기울일 필요가 있다. 노동시장규제의 변화는 그 규제가 직접적으로 영향을 미치는 범위에서 고용을 변화시킴으로써 노동시장을 변화하게 한다. 유럽 노동시장에서는 규제완화가 주로 임시적 고용을 대상으로 이루어짐으로써 청년층과 여성층의 고용이 확대되어 실업이 감소하였으며,⁴²⁾ 남미의 노동시장에서는 규제완화는 실질적으로 규제가 미치는 공식적 부문의 고용을 확대하는 효과를 가져왔다. 유럽에서는 규제완화의 효과가 특정 인적특성 계층에서 현저하며 남미에서는 노동시장의 특정부문에서 나타나는 것은 규제의 실질적인 범위가 서로 다름에 기인하는 것으로 해석된다. 규제가 노동시장 전반에 영향을 미치는 유럽에서는 규제요건이 다른 임시적 고용형태에서 규제완화의 효과가 현저하게 실현되었으며, 규제가 노동시장의 일부에서만 실효성을 가지는 남미에서는 규제완화의 효과도 이 부분에 국한되었다는 해석이 가능하다.

반면 우리나라에서는 협격한 규제완화가 이루어진 바도 없으며 그 효과도 분명하지 않다. 노동이동과 고용안정성을 중심으로 우리나라 노동시장을 경제위기를 전후하여 비교한다면 경제위기 이후 임시직과 일용직 임금근로자, 자영업자 중에서는 고용의 창출과 소멸 및 노동이

42) 예를 들어, 벨기에, 프랑스, 독일, 이탈리아, 스페인, 스웨덴에서는 1980~90년대에 고정계약기간 고용의 허용요건이 객관적 사유에 의하여 종료되는 고용으로부터 사유에 제한을 두지 않는 방향으로 완화되었으며, 이탈리아, 스페인, 스웨덴에서는 일시파견업이 허용되는 조치가 이루어졌다(OECD [1999], pp.52~53, Table 2.1).

동이 증가하였다. 그러나 우리나라 노동시장에서 실질적으로 규제되는 부분인 상용직 노동시장에서는 경제위기 이후에 그 이전과 큰 차이가 발견되지 않는다. 이러한 종사상 지위별의 노동시장 변화의 격차는 인적특성별 혹은 기업규모별의 격차보다 현격하게 나타난다. 노동시장 규제가 실효적으로 적용되는 부분인 상용직 노동시장에서 큰 변화가 없었다는 사실은 규제의 변화로 인한 효과는 크지 않음을 시사한다.

경제위기 이후 실질적인 규제의 수준이 높지 않은 임시일용직 노동시장에서 노동이동성이 크게 증가하였다는 사실은 노동수요의 변동성 혹은 탄력성이 증가하였음을 의미한다. 유사한 변화가 상용직의 노동수요에도 있었다고 가정한다면 상용직의 노동이동 양상에 큰 변화가 없다는 사실은 상용직 노동시장에서는 수요조건의 변화가 고용의 변화를 유발하는 것을 억제하는 어떠한 규제가 존재함을 의미한다고 해석된다. 이러한 해석을 전제로 한다면 어떠한 규제가 상용직 고용의 변화를 억제하는 요인으로 작용하고 있는가를 검토할 필요가 있다.

『경제활동인구조사 부가조사』(2001. 8) 결과에 의하면 상용직이 다른 종사상 지위와 근로조건에 있어 가장 큰 차이를 보이는 점은 퇴직금 및 각종 사회보험의 수급여부이다.⁴³⁾ 이러한 근로조건의 차이 중 어떠한 요인이 상용직 근로자의 고용안정을 가져온 가장 중요한 요인인가 하는 점은 중요한 이슈다. 그 요인으로는, 첫째 퇴직금의 지급의무

43) 2001년 8월의 『부가조사』 결과에 의할 경우, 퇴직금을 수급한다고 답한 비율은 상용직 중에서는 93.1%이나 임시직 중에서는 10.1%, 일용직 중 1.0%에 지나지 않으며, 국민연금, 건강보험, 고용보험의 수급여부에 대한 응답결과도 이와 유사하다. 고용의 안정성에 관련하여서는 상용직 중 99.1%가 특별한 사정이 없는 한 그 직장에 계속 다닐 수 있다고 응답하였으나 임시직 중에서도 86.4%가 이와 같이 응답하였다. 따라서 상용직과 임시직의 중요한 차이는 고용의 지속성보다 근로조건에 있다고 할 수 있다.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

그 자체가 해고수당으로 작용하여 상용직 고용을 안정시키는 효과를 가졌을 수 있으며, 둘째 퇴직금의 지급 및 각종 사회보험의 적용 등 규제의 준수가 상용직에 국한되고 있다는 사실을 들 수 있는바, 이로 미루어 볼 때 상용직은 우리나라 노동시장에서 규제가 실효적으로 적용되고 있는 부분이며 기존의 고용보호에 대한 규제의 준수 여부가 종사상 지위 간의 고용보호 및 고용안정의 차이를 가져왔다고 볼 수도 있다.

이상의 두 가지 요인 중 어느 요인이 보다 더 중요한가를 판단하는 것은 어려운 일이지만 같은 정도의 고용조정 압력이 있었다고 가정할 때, 퇴직금의 존재 그 자체가 상용직과 임시일용직의 노동이동성의 격차를 얼마나 설명할 수 있는가를 측정함으로써 두 요인의 상대적 중요성을 대략적으로 평가할 수 있다. Hopenhayn and Rogerson(1993)의 시뮬레이션에 의하면, 5년 근속당 6개월분의 해고수당이 부과될 때, 노동이동률은 0.30으로부터 0.26으로 13.3% 감소하는 것으로 평가된다 (표 2). 한편, 우리나라의 임시직과 상용직의 노동이동률을 비교하면 취업으로부터의 이탈만을 고려할 때 임시직의 노동이동률은 경제위기 이후 평균 26.8% 증가하였으나 상용직의 노동이동률은 증가하지 않았다. 만약 임시직의 노동이동을 증가시킨 노동수요의 변화가 상용직의 고용에도 있었다면 퇴직금의 존재는 상용직의 노동이동률을 이보다는 작은 $23.3\% (= 26.8 \times (1 - 0.133))$ 증가하도록 하였을 것으로 추정된다.⁴⁴⁾ 따라서 퇴직금의 존재에 의하여 설명될 수 있는 노동이동률 변화의 격차는 실제의 격차보다 매우 작다. 또한 만약 상용직과 임시일용직 간의 고용

44) 상용직과 임시직의 노동이동률은 1995~97년과 1999~2001년의 월평균 취업 지속률(표 4)을 12배한 것이다. 1999~2001년의 상용직과 임시직의 노동이동률은 각각 10.8%와 49.2%로서 현격한 격차를 가지며 이러한 격차 역시 퇴직금의 존재가 설명할 수 있는 범위를 크게 초과한다.

조정비용의 차이가 주로 퇴직금이라는 금전적 측면이라면 노동수요의 변화에 대하여 고용변화는 같은 방향이나 다만 그 수준에 차이가 있을 가능성이 크다. 그러나 실제로는 상용직의 노동이동성은 전혀 변화하지 않았으므로 상용직의 고용보호는 상당한 정도로는 비금전적 규제의 효과에 기인하였을 가능성이 크다. 이와 같이 종사상 지위에 따른 노동 이동성 변화 격차의 주된 요인은 퇴직금보다는 비금전적 규제일 가능성이 크다고 판단된다.⁴⁵⁾ 다만 우리나라에서 퇴직금의 적립률이 매우 낮다는 사실과 퇴직금을 지급하지 못하는 경우도 드물지 않다는 사실로부터 추론할 때, 퇴직금에 의한 고용보호효과도 무시할 수 없는 수준일 것으로 추정된다.⁴⁶⁾

유럽과 남미의 노동개혁 사례에 비추어볼 때 노동시장 정책과제는 정책목표에 따라 일관되게 선정되어야 효과적이며, 정책목표는 상황의 진단에 따라 결정되어야 한다. 고용보호규제 측면에 있어 우리나라에서는 상용직 노동시장에는 비교적 높은 수준의 규제가 적용되고 있으

45) 그렇다면 과연 어떠한 비금전적 규제가 상용직의 고용보호를 결과하였는가 하는 의문이 제기된다. 여기에 대하여 필자는 전문적 연구가 부족하여 보다 구체적으로 지적하지는 않고자 한다. 다만, 본고의 심사의견은 근로기준법 상으로는 '정당한 사유'가 있으면 집단해고뿐만 아니라 개별해고도 가능하지만 그 입증책임이 사용자 측에 있으므로 이는 현실적으로 해고에 대한 강한 규제로 작용하며 이러한 제도적 요인은 경제위기 이후에도 변화가 없음을 지적하였다.

46) 우리나라에서 기업의 퇴직급여충당금 누적액은 퇴직급여 추계액의 40%까지 세계상 경비로 인정되나 실제의 지급준비율은 10.8%에 불과하다(방하남 외[2001], p.33). 또한 경제위기 기간 중의 설문조사 결과이기는 하나 1998년 2월에 실시한 노동연구원의 조사에 의하면, '퇴직금을 받지 못하고 있다'고 응답한 실직자의 비율은 18.8%에 이르렀다(방하남 외[2001], pp.10~11, 보다 자세한 퇴직금 수급 여부의 분포는 다음과 같다; '받았음' (43.9%), '조만간 받을 것임'(16.6%), '받지 못하고 있음'(18.8%), '해당사항 없음'(20.7%)).

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

므로⁴⁷⁾ 규제완화와 효율성 제고가 정책목표로 설정되어야 하는 반면, 임시 및 일용직 노동시장에서는 규제가 실효적으로 적용되고 있지 않다는 것이 문제이므로 규제완화보다는 규제의 적용을 유도 혹은 감독하는 것이 필요하다. 이러한 두 노동시장에서의 상이한 정책목표는 상호모순적이 아니라 상호보완적이다. 남미의 노동개혁이 규제완화를 통한 공식적 부문의 고용확대를 목표로 하였듯이 상용직 노동시장의 규제완화는 상용직 고용확대 및 규제 적용범위의 확대를 가져올 수 있다.

이러한 정책목표 아래 노동시장규제의 경직적인 부분의 완화는 정책과제로 추진될 필요가 있을 것으로 사료된다. 규제완화는 피고용자와 사용자 사이의 권리관계를 재조정하기 위함이 아니라 비효율성을 제거하는 데에 목적이 있다. 필자가 세부적인 사항을 모두 지적할 수는 없으나, 우리나라에서는 고용보호의 수준은 높은 반면 많은 비효율적인 부분이 존재하여 노동시장의 경직성이나 규제기피 성향을 유발하는 요인이 되고 있다. 예를 들어, 해고 정당성의 입증책임이나 사회보험가입은 고정비용을 수반하므로 소규모 기업일수록 오히려 규제수준이 높은 역진적 구조를 결과하여 소규모 기업들의 규제 회피 성향을 초래하는 경향이 있다.⁴⁸⁾ 퇴직금제도도 기업들이 사외적립을 하지 않기 때문에 퇴직금이 임금의 일부가 아니라 해고비용으로 작용하고 있음이 비효율성의 요인이다. 현재의 제도는 기업들의 퇴직금 사외적립에

47) 우리나라 상용직 노동시장 규제수준의 국제비교에 대해서는 OECD(1999)를 참조.

48) 우리나라에서 해고정당성의 입증 책임은 사용자에게 있으므로 인사노무관리가 체계적이지 못한 소규모 기업의 해고비용은 대기업보다 오히려 크다. 사회보험의 경우에도 이에 관련된 사무비용은 고정비용이므로 근로자당 비용은 소규모 기업에서 오히려 클 것이다.

대한 유인을 제공하지 않기 때문에 기업들은 비용 부담이 큰 사외적립을 회피하는 경향을 가진다.⁴⁹⁾ 경제효율성을 위한 규제완화는 이와 같은 세부적 부분부터 추진되어야 할 것이다.

고용보호규제 완화와 관련된 논의에서는 그 주장하는 내용에 따라 이익단체에 의하여 어느 편으로 분류되어 발전적인 논의가 저해되는 경우가 흔하다. 그러나 고용과 근로조건의 실질적인 개선을 위해서는 관념적인 차원에서의 공방보다는 실증적인 분석에 토대를 둔 구체적이고 세부적인 논의가 더욱더 필요할 것으로 판단된다.

• 참고문헌 •

김대일, 「실업장기화의 효과 분석」, 『KDI정책연구』, 제19권 제4호, 1997,
pp.47~96.

김장호, 「고용안정의 제도경제학」, 『노동경제론집』, 제20권 제1호, 1997,
pp.269~296.

남재량, 『한국의 실업률 추세변화에 대한 연구』, 서울대학교 박사학위논문,
1997.

박동운, 「노동시장 변화와 노동시장의 유연성 제고」, 『노동경제론집』, 제20
권 제1호, 1997, pp.233~267.

방하남 · 김원식 · 김호경 · 이호영 · 신기철, 『기업연금제도 도입방안 연
구』, 연구보고서 2001-06, 한국노동연구원, 2001.

전국경제인연합회, 『법정퇴직급제도의 문제점과 개선방안 – 국민연금제도

49) 전국경제인연합회(2001) 참조.

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

와의 연계 및 기업연금제도의 도입을 중심으로』, 조사연구자료 ECO
2001-23, 2001. 12.

최경수, 『노동시장 유연화의 고용효과 분석－고용보호 규제완화를 중심으로』, KDI 정책연구시리즈 2001-09, 한국개발연구원, 2001.
통계청, 『경제활동인구조사』, 원자료, 각년도.
_____, 『경제활동인구조사 부가조사』, 원자료, 2000 및 2001.

Abraham, K. and Susan Houseman, "Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility: Lessons from Germany, France and Belgium," in Rebecca M. Blank(ed.), *Protection Versus Economic Flexibility: Is There a Tradeoff?* University of Chicago Press, Chicago, U.S.A., 1994.

Addison, John T. and Jean-Luc Grosso, "Job Security Provisions and Employment: Revised Estimates," *Industrial Relations*, Vol. 35, No. 4, 1996, pp.585~603.

Anderson, Patricia M., "Linear Adjustment Costs and Seasonal Labor Demand: Evidence from Retail Trade Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 4, 1993, pp.1015~1042.

Bentolila, Samuel and Giuseppe Bertola, "Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Eurosclerosis?" *Review of Economic Studies* 57, 1990, pp.381~402.

Bentolila, Samuel and G. Saint-Paul, "A Model of Labor Demand with Linear Adjustment Costs," *Labour Economics*, V. 1, n. 3-4, 1994, pp.303~326.

Bertola, Giuseppe, "Job Security, Employment and Wages," *European Economic Review* 34, 1990, pp.851~886.

- Blanchard, Oliver, "Think about Unemployment," Manuscript, Department of Economics, MIT, 1998.
- Blank, R. and Richard B. Freeman, "Does a Larger Social Safety Net Mean Less Economic Flexibility?" in R. Blank and R.B. Freeman(eds.), *Working Under Different Rules*, New York, Russell Sage, 1994.
- Caballero, Ricardo J. and Mohamad L. Hammour, "Jobless Growth: Appropriability, Factor Substitution, and Unemployment," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 48, North-Holland, 1998, pp.51~94.
- Cappelli, Peter and David Neumark, "External Job Churning and Internal Job Flexibility," NBER Working Paper No. 8111, 2001.
- Esping-Anderson, G., "Who is harmed by Employment Regulation?" in G. Esping- Anderson and M. Regini(eds.), *Why De-Regulate Labour Markets?* Oxford University Press, Oxford, Great Britain, 2000.
- Freeman, Richard B., "Single Peaked vs. Diversified Capitalism: The Relation Between Economic Institutions and Outcomes," NBER Working Paper Series, No. 7556, 2000.
- Grubb, David and William Wells, "Employment Regulation and Patterns of Work in EC Countries," *OECD Economic Studies*, No. 21, 1993, pp.7~58.
- Heckman, James J. and Carmen Pagés, "The Cost of Job Security Regulation: Evidence From Latin American Labor Markets", NBER Working Paper Series, No. 7773, 2000.
- Heckman, James J. and B. Singer, "Social Science Duration Analysis," in J.J. Heckman and B. Singer(eds.), *Longitudinal Analysis of Labor*

- Market Data, Cambridge, U.S.A., 1985.
- Hopenhayn, Hugo A., "Entry, Exit, and Firm Dynamics in Long Run Equilibrium," *Econometrica*, Vol. 60, No. 5, 1992, pp.1127~1150.
- _____, "Labor Market Policies and Employment Duration : The Effects of Labor Market Reforms in Argentina," Inter-American Development Bank, Research Network Working Paper n. R-407, 2000.
- _____, and Richard Rogerson, "Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis," *Journal of Political Economy*, Vol. 101, No. 5, 1993, pp.915~938.
- Kalbfleisch, John D. and Ross L. Prentice, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, John Wiley and Sons, 1980.
- Kugler, Adriana D., "The Incidence of Job Security Regulations on Labor Market Flexibility and Compliance in Colombia: Evidence from the 1990 Reform," *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*, n. R-393, 2000.
- _____, "Effects of Increased Labor Market Flexibility: Theory and Evidence from Colombia's Labor Market Reform," unpublished manuscript, Universitat Pompeu Fabra, Spain, 2001.
- Lazear, Edward P., "Job Security Provisions and Employment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 3, 1990, pp.699~726.
- Lindbeck, Assar and Dennis J. Snower, "Union Activity, Unemployment Persistence and Wage-Employment Ratchets," *European Economic Review*, Vol. 31, 1987, pp.157~167.
- Marquéz, G. and C. Pagés, "Ties that Bind: Employment Protection and Labor Market Outcomes in Latin America," *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*, n. R-373, 1998.

- Mondino, Guillermo and Silvia Montoya, "The Effects of Labor Market Regulations on Employment Decisions by Firms: Empirical Evidence for Argentina," *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*, n. R-391, 2000.
- Nickell, Stephen, "Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, No. 3, 1997, pp.55~74.
- OECD, *Flexibility in the Labour Market—The Current Debate*, A Technical Report, Paris, 1986.
- _____, "Employment Protection and Labor Market Performance," Chapter 2 in *Employment Outlook*, Paris, 1999.
- Paes de Barros, Ricardo and Carlos Henrique Corseuil, "The Impact of Regulations on Brazilian Labor Market Performance," *Inter-American Development Bank Research Network Research Paper*, n. R-427, 2001.
- Pagés, C. and C. Montenegro, "Job Security and the Age-Composition of Employment: Evidence from Chile," *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*, n. R-398, 1999.
- Risager, Ole and Jan R. Sørensen, "On the Effects of Firing Costs when Investment is Endogenous: An Extension of a Model by Bertola," *European Economic Review* 41, 1997, pp.1343~1353.
- Saavedra, Jaime and Máximo Torero, "Labor Market Reforms and Their Impact on Formal Labor Demand and Job Market Turnover: The Case of Peru," *Inter-American Development Bank Research Network Working Paper*, n. R-394, 2000.
- Scarpetta, Stefano, "Assessing the Role of Labour Market Policies and

고용보호규제 완화의 노동시장 성과에 대한 효과

Institutional Settings on Unemployment: A Cross-Country Study,"
OECD *Economic Studies*, No. 26, 1996, pp.43~98.

1,800	1,800	1,800
1,600	1,600	1,600
1,400	1,400	1,400
1,200	1,200	1,200
1,000	1,000	1,000
800	800	800
600	600	600
400	400	400
200	200	200
0	0	0