

## 차별적 고용보호의 개선과 고용창출

변양규

## 차별적 고용보호의 개선과 고용창출

1판1쇄 인쇄/ 2009년 7월 8일

1판1쇄 발행/ 2009년 7월 14일

발행처/ 한국경제연구원

발행인/ 김영용

편집인/ 김영용

등록번호/ 제318-1982-000003호

(150-756) 서울특별시 영등포구 여의도동 27-3 하나대투증권빌딩  
전화 3771-0001(대표), 3771-0057(직통) / 팩스 785-0270 ~ 1  
<http://www.keri.org>

© 한국경제연구원, 2009

한국경제연구원에서 발간한 간행물은  
전국 대형서점에서 구입하실 수 있습니다.  
(구입문의) 3771-0057

---

ISBN 978-89-8031-547-5

6,000원

\* 제작대행: (주)FKI미디어

이번 경제위기를 극복하는 과정에서 우리나라 노동시장의 유연성을 제고해야 한다는 지적이 강하게 제기되고 있다. 이러한 지적은 그간 우리나라 노동시장의 체질을 개선하려는 장기적 관점에서의 노력이 부족했다는 점뿐만 아니라 우리나라 경제 환경 중 노동부문이 가장 취약하다는 인식에 기인하는 것으로 보인다.

노동시장의 유연성이 제고될 경우 고용 의사결정에 있어 기업의 부담이 감소하기 때문에 노동수요가 증가할 것이다. 뿐만 아니라 다양한 형태의 노동공급 역시 증가할 것이며, 결국 보다 많은 근로자가 다양한 형태의 일자리를 찾게 될 것이다. 따라서 고용창출을 위해서는 노동시장의 유연화가 반드시 필요하다.

하지만 현실은 여전히 갈 길이 멀다는 것을 보여준다. 스위스 국제경영개발원(IMD)이 발표한 ‘세계 경쟁력 평가’에 의하면 노사관계 부문에 있어 우리나라는 57개국 중에서 56위였다. 또한 2009년 세계은행(World Bank)의 고용 관련 사업환경지수에 있어서도 우리나라는 181개국 중 131위를 기록했다. 특히 고용의 경직성 정도는 2008년 보다 증가한 것으로 나타나며, 해고와 관련된 비용 역시 OECD 평균의 약 3.5배로 상당히 높은 편이다. 따라서 노동시장의 유연성 제고는 시급한 당면과제이며, 동시에 우리가 해야 할 일은 많은 것으로 보인다.

그간 노동시장의 유연성에 관한 연구는 다양하다. 하지만 과연 무엇보다 유연성을 제고해야 하며 그 결과는 어떻게 될 것인가에 대한 구체적인 연구는 부족한 편이었다. 본 연구는 우리나라처럼 정규직과 임시직 간에 고용보호 격차가 존재하는 노동시장을 상정하고 정규직 또는 임시직의 고용보호 완화가 고용창출에 미치는 영향을 정량적으로 분석했다는 점에서 그간의 연구와는 차별된다고 하겠다.

본 연구에 의하면 정규직의 고용보호는 유지한 채 임시직의 사용을 보다 용이하게 하는 정책은 고용창출 측면에서 성공적이지 못한 것으로 나타났다. 그 이유는 고용보호가 완화되어 사용이 보다 용이하게 된 임시직의 고용은 증가하지만 반대로 상대적 고용보호 수준이 더욱 높아진 정규직의 고용은 감소하게 되며 결과적으로 일정 수준 이상의 총고용 증대를 기대하기 어렵기 때문이다.

한편 정규직의 고용보호를 완화하는 정책은 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 축소시킬 뿐만 아니라 노동시장 전체의 유연성을 높여 총고용을 상당 수준 증대시키는 것으로 나타났다.

이러한 연구결과는 현재 우리나라가 추진 중인 기간제 근로자의 사용기간 연장을 포함한 비정규직보호법 개정이 비록 단기적으로 비정규직 근로자의 고용사정을 개선할 수는 있지만 고용창출이라는 측면에서 결코 근본 해결책이 아님을 보여준다. 또한 일부에서 지적한 바와 같이 고용창출을 통한 비정규직 근로자의 고용사정 개선은 근본적으로 정규직 근로자의 지나친 고용보호를 완화하는 것에서부터 시작하여야 함을 보여준다.

본 연구를 수행한 본원의 변양규 연구위원에게 깊은 감사를 드리며 또한 연구가 진행되는 동안 값진 조언을 아끼지 않은 한국노동연구원 남재량 박사와 원내외 여러 박사 그리고 익명의 심사위원에

게 심심한 감사의 뜻을 전한다.

마지막으로 보고서에 담긴 내용은 저자의 개인 견해이며 본원의 공식 견해가 아님을 밝혀 두는 바이다.

2009년 7월

한국경제연구원

원장 김영용

## 목 차

---

요 약	8
제1장 서 론	11
제2장 고용보호와 고용창출	21
1. 고용보호와 실업 및 고용	23
2. 고용보호의 차이 및 변화	36
제3장 모형	43
1. 매칭과정과 일자리 창출 및 소멸	45
2. 임금 및 균형상태의 결정	49
제4장 모의실험	55
1. 모의실험의 설정	57
2. 모의실험의 결과	62
제5장 결 론	71
참고문헌	77
부 록	82
영문초록	89

---

## 표·그림 목차

표 1. 고용보호가 고용률에 미치는 영향 .....	31
표 2. 모의실험 결과 .....	67
그림 1. 고용보호와 실업(2003년 기준) .....	62
그림 2. OECD 국가별 고용보호의 수준(2003년 기준) .....	73
그림 3. 고용보호법제의 변화 .....	38

---

## 요약

노동시장의 여러 제도적 요인은 한 경제의 고용창출을 결정짓는 중요한 요소이다. 특히 제도적 요인 중 고용보호의 수준은 고용창출에 직접적으로 영향을 미친다. 일부 유럽 국가들은 고용창출을 위해 정규직의 고용보호는 유지한 채 임시직의 사용만을 용이하게 하여 노동시장의 유연성을 높이는 정책을 실시하였다. 그러나 대부분의 국가에서 이러한 정책의 장기 고용창출 효과는 미미한 것으로 나타났다. 본 연구는 이러한 점에 착안하여 정규직과 임시직 간 고용보호의 격차가 존재하는 노동시장을 상정하고 정규직 또는 임시직의 고용보호의 완화가 고용창출에 미치는 영향을 분석하였다. 특히 우리나라 자료를 바탕으로 한 모의실험을 통해 고용보호 완화가 가지는 고용창출 효과를 정량적으로 분석하였다는 점에서 기존의 연구와 차별된다. 또한 본 연구는 현재 우리나라가 고려 중인 비정규직 보호법 개정을 감안하여 정규직 고용보호는 유지한 채 임시직의 사용만을 용이하게 하는 정책의 고용창출 효과를 분석하였으며, 또한 정규직의 고용보호를 완화하는 정책의 고용창출 효과도 분석하였다는 점에서 의의를 가진다.

본 연구의 모의실험에 의하면 정규직의 고용보호는 유지한 채 임시직의 고용조정비용을 경감시켜 임시직의 사용을 보다 용이하게 하는 정책은 고용창출 측면에서 성공적이지 못한 것으로 나타났다. 그 이유는 이러한 정책이 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 증대



시켜 양자 간 대체를 유발하기 때문이다. 즉 고용보호가 완화된 임시직의 고용은 증가하지만 상대적 고용보호 수준이 더욱 높아진 정규직의 고용은 감소하게 되며 결과적으로 총고용의 증대는 기대 이하가 된다. 우리나라 경제를 상정한 모의실험에 의하면 임시직의 고용 조정비용을 현 수준의 50%로 경감하여 임시직 사용을 보다 용이하게 할 경우 임시직 고용은 약 3만4천 명 증가하지만 정규직 고용은 약 5천 명 감소하여 총고용이 약 2만9천 명 증가하는 것으로 나타났다.

한편 정규직의 고용보호를 완화하는 정책은 노동시장의 유연성을 높여 노동의 사용을 보다 용이하게 할 뿐만 아니라 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 축소시키고 양자 간 노동력 대체도 감소시켜 총고용을 상당 수준 증대시키는 것으로 나타났다. 모의실험 결과에 의하면 정규직의 고용조정비용을 현 수준의 절반으로 경감시킬 경우 정규직 고용은 약 13만8천 명 증가하고 임시직 고용 역시 약 2만8천 명 증가하여 총고용이 16만6천 명 증가하는 것으로 나타났다. 이는 지난 2001년 이후 우리나라 연평균 고용 증가의 약 55%에 달하는 고용창출이 추가적으로 가능함을 의미한다.

한편 이러한 결과는 현재 비정규직 근로자의 사용기간을 연장하여 비정규직의 사용을 용이하게 하려는 정책적 변화가 단기적으로 비정규직 근로자의 고용사정을 개선할 수 있음을 의미한다. 그러나 또한 장기적으로 정규직 근로자의 일자리를 축소시켜 총고용을 증대시키는 측면에서는 효율적이지 못함을 의미한다. 따라서 노동시장의 유연성 제고를 통한 고용창출이 정책목표인 경우 임시직의 사용을 용이하게 하는 정책보다는 정규직의 고용보호를 완화하여 노동시장의 유연성을 제고하는 동시에 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 줄이는 것이 장기적 관점에서 훨씬 효과적인 정책이 될 것이다.



# 제1장 서론



경기침체가 예상보다 빨리 진행되면서 일자리 수가 급격히 감소하고 있으며 이와 더불어 고용유지 및 고용창출에 관한 논의가 활발하게 이루어지고 있다. 특히 경기순환적 요인에 의한 고용부진을 극복하기 위해 여러 가지 단기적 대책들이 논의되고 있다. 하지만 이러한 대책들이 궁극적으로 작동해야 하는 노동시장은 여러 가지 제도적 요소로 이루어져 있다. 이러한 제도적 요소들은 기업의 노동수요 결정과정뿐만 아니라 산업·직업 간의 노동이동이나 실업자의 구직활동과정 등에 영향을 미치며, 따라서 노동시장의 유연성 및 자생적 치유기능의 정도를 결정지어 고용 및 실업수준에 영향을 미친다. 그러므로 한 경제의 고용은 경기순환적 요소뿐만 아니라 노동시장의 제도적 요소에 의해서도 영향을 받는다. 즉 동일한 경기순환적 요소가 작용하더라도 노동시장의 제도적 요소가 상이하면 고용에 대한 영향 역시 상이하다.

제도적 요소와 노동시장 작동 결과의 관계에 대한 연구는 지난 1980년대 이후 지속적으로 이루어져 왔으며 특히 노동시장의 여러 제도적 요소 중 고용보호와 관련된 연구가 주를 이루었다. 과도한 고용보호는 주로 고용조정과 관련된 비용의 변화를 통해 채용결정과 고용에 영향을 미친다. 따라서 그간 고용조정비용의 규모와 총고용에 관한 많은 연구들이 진행되었다. 또한 고용보호 상승은 준고정적 노동비용(quasi-fixed labor cost)의 상승을 통해 고용에 영향을 미치기도 한다.<sup>1)</sup> 예를 들어 기업의 복지비용과 같은 준고정적 노동비용은 기업으로 하여금 고용의 조정보다는 근로시간의 조정을 통해 노동투입량을 조정할 유인을 제공하며 따라서 고용결정에 영향을 미

---

1) 준고정적 노동비용이 고용결정에 미치는 영향에 대해서는 Ehrenberg & Smith (2009)를 참조하기 바란다.

치게 된다. BLS(2007)에 의하면 2006년 미국의 법정복리비는 총 노동비용의 약 8.0%를 차지한다. 그러나 의료보험과 같은 법정외복리비와 퇴직연금 등을 포함할 경우 총 복지비용은 전체 노동비용의 30.1%나 되는 것으로 나타났다. 따라서 고용과 관련된 준고정적 노동비용의 영향 또한 무시할 수 없는 부분이라 하겠다. 고용조정비용과 준고정적 노동비용 외에도 고용보호는 조세격차(tax wedge)를 통해 고용에 영향을 미칠 수 있다.<sup>2)</sup> 조세격차는 근로자에게 지급되는 임금의 구매력과 고용주가 지급하는 노동비용 간의 차이를 의미하는데 주로 조세 및 사회보험료 분담금(social security contributions)에 의해 발생한다. 고용보호를 위해 사회보험료 분담금이 증가할 경우 조세격차가 커지며 기업의 입장에서는 고용의 순가치가 감소하여 고용이 줄어들 가능성이 있다. 이와 같이 고용보호는 여러 경로를 통해 고용 수준에 영향을 미치게 된다.

고용보호에 관한 초기 연구의 주요 관심사는 국가 간 고용보호 격차의 정도를 파악하는 것이었다. 이런 연구들을 정리한 OECD(1999)에 의하면 우선 1980년대 OECD 회원국 간에는 상당한 정도의 고용보호 격차가 존재하였으며 이러한 격차는 1990년대에도 상당 부분 지속된 것으로 보인다. 특히 이탈리아, 스페인을 포함하는 남유럽 국가들과 독일, 프랑스의 경우에는 상당히 엄격한 고용보호제도가 실시되었으며 반면 미국, 영국, 캐나다 및 뉴질랜드와 같은 국가에서는 상대적으로 낮은 수준의 고용보호정책이 실시되었다.

이후 연구들은 주로 OECD 회원국 간, 또는 미국과 유럽 국가 간

---

2) 조세격차에 대한 자세한 논의는 남재량(2009) 및 Cahuc and Zylberberg(2004)를 참조하기 바란다. 특히 남재량(2009)은 우리나라 비정규직보호법의 시행이 조세격차의 증대를 통해 고용에 미치는 영향을 분석하였다.

의 실업률 및 고용률의 차이를 고용보호의 격차를 통해 설명하고자 했다. 예를 들어 OECD(1999, 2004)는 회원국 중 고용보호가 상대적으로 엄격한 국가일수록 고용률이 낮고 자영업자의 비중이 높으며 동시에 기존의 일자리를 보호하는 정도가 강하며 따라서 실업자의 재취업 가능성이 낮다는 점을 확인시켜 주었다. 또한 고용보호가 높을수록 노동이동률(turnover rate)이 낮아 평균 실업기간이 길다는 점도 확인시켜 주었다. 하지만 일부 연구에서는 고용보호의 격차가 국가 간 실업률의 차이를 설명하지 못한다는 결론을 제시했다. 이러한 결론의 이론적 배경은 고용보호가 엄격할수록 실업으로의 유입(inflow into unemployment)이 줄어들지만 동시에 실업으로부터의 유출(outflow from unemployment) 역시 줄어들기 때문에 고용보호는 실업률에 유의한 영향을 미치지 못한다는 것이다[Nickell(1997)].

이처럼 고용보호와 실업률 및 고용률로 측정된 노동시장 성과 간의 관계에 대한 연구들은 이론적이나 실증적으로 서로 상이한 결론을 제시하고 있다. 그러나 정도의 차이는 있지만 대부분의 연구들이 엄격한 고용보호가 기업의 고용비용을 높여 경제 전체의 고용률을 낮추지만 일부 실업자들이 구직을 포기하고 비경제활동인구로 이동하는 까닭에 실업률에는 유의한 영향을 미치지 못한다는 점에 동의하고 있다. 한편 보다 중요한 점은 이러한 연구들이 공통적으로 고용보호의 수준에 따라 특정 계층의 실업이나 고용이 상이하게 반응할 수 있다는 점을 인정하고 있다는 것이다. 예를 들어 OECD(2004)는 엄격한 고용보호가 남성 장년층의 고용에 유의한 영향을 미치지 않지만 여성 장년층이나 청년층의 고용에는 통계적으로 유의하면서 부정적인 영향을 미치는 것을 보여주었다. 따라서 동일한 고용보호도 노동시장의 그룹별 고용에는 상이한 영향을 미칠 수 있다고 하겠다.

또 한 가지 주목해야 할 점은 고용보호의 격차가 국가 간뿐만 아니라 한 국가 내에서도 정규직과 임시직<sup>3)</sup> 간에 존재한다는 사실이다. 예를 들어 2003년 OECD의 고용보호법제(Employment Protection Legislation, EPL)지수를 살펴보면 체코는 정규직 고용보호에 대해서는 28개국 중에서 두 번째로 엄격하지만 임시직의 사용에 대해서는 24위로 상당히 유연한 입장을 보이고 있다. 그 외에도 네덜란드와 같이 정규직의 고용보호가 상당히 엄격한<sup>4)</sup> 일부 국가들이 1990년대에 접어들면서 기간제 계약(fixed-term contract)의 사용이나 파견근로의 사용에 대한 제약을 상당히 완화함으로써 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차가 커졌다는 점도 주목해야 할 것이다.

이처럼 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차가 존재하는 요인 중

---

3) 여기서 정규직(regular employment)과 임시직(temporary employment)은 우리나라 노사정위원회가 정의한 정규직·비정규직의 정의와는 상이하다. OECD의 경우 주로 근로계약의 지속성을 위주로 정규직과 임시직을 정의하고 있다. 이런 정의에 의하면 특정 시점에 도달하는 경우나 정해진 과정이 완수되는 시점에 근로의 종결이 이루어지는 것으로 인식되면 임시직으로 간주한다. 예를 들어 계절적인 일자리나 파견근로 등과 같은 유기계약(work contract of limited duration)에 의한 근로는 임시직으로 간주된다. 따라서 근로의 종결에 대한 객관적 조건이 없으면 정규직으로 간주된다. 우리나라는 주로 정규직(standard worker)과 비정규직(non-standard worker)으로 근로자를 구분하는데 이는 고용의 지속성, 근로시간 및 근로 제공방식 모두를 고려한 분류이다. 따라서 고용기간이 정해져 있는 기간제 근로자뿐만 아니라 고용기간이 정해진 것은 아니지만 비자발적 사유로 지속적 고용을 기대할 수 없는 근로자나 일부 특수형태 근로자 및 용역근로자도 비정규직으로 간주된다. 하지만 종사상 지위가 임시직 또는 일용직에 속하지만 무기계약(contract with unlimited duration)에 의해 고용이 되어 정규직으로 분류되는 근로자도 있다. 따라서 OECD의 정의와 우리나라의 정의에 의한 분류를 서로 직접적으로 비교하기에는 다소 무리가 있다.

4) 네덜란드는 정규직 해고를 엄격한 이중적 사전 해고심사제도를 통해 제한하고 있다. 예를 들어 고용주는 해고에 앞서 지방고용국에 해고승인을 신청하여 승인을 받거나 해고의 정당성을 법원의 판결을 통해 증명할 의무가 있다.



가장 중요한 것은 1990년대 들어서 유럽의 일부 국가들이 경제 전체의 실업률을 낮추기 위해 고용보호의 수준을 낮추는 정책을 펼쳤지만 고용보호가 엄격하고 강력한 노조의 영향하에 있던 정규직의 고용보호를 낮추는 것에는 실패하였다는 점이다. 이들 국가는 정규직의 고용보호 수준을 유지한 채 기간제를 포함한 임시직의 사용을 보다 용이하게 하는 정책을 실시하였으며 이를 통해 보다 활발한 일자리 창출(job creation)을 유도하고자 하였다. 예를 들어 프랑스의 경우 2005년 20인 이하 중소기업장에서 신규로 채용하는 근로자에 대해 처음 2년간 고용보호 규정의 적용을 유예하는 대신 해고된 근로자에 대해 직업훈련 및 금전적 보상을 제공하는 신규고용계약제도(Contrat Nouvelles Embauches, CNE)를 도입하였다. 결과적으로 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차는 더욱 커지게 되었다.

신규고용계약제도와 같이 일부 특정 그룹에 대한 고용보호를 완화하는 정책은 해당 그룹의 고용창출에는 성공적이었던 것으로 판단된다. 그러나 이러한 정책은 경제 전체의 고용창출 측면에서는 기대한 만큼의 효과를 거두지 못한 것으로 판단된다. 이러한 이유는 특정 그룹에 대한 고용보호 완화 정책은 대상이 되는 그룹과 그렇지 못한 그룹 사이에 대체를 발생시켜 순고용창출 효과가 미미하기 때문이다. 예를 들어 임시직의 사용을 용이하게 할 경우 임시직의 고용은 증가하지만 이 중 상당 부분이 정규직을 대체하는 것이어서 순수한 고용창출 효과는 미미할 수 있기 때문이다. 이러한 이유에서 일부 연구는 정규직과 임시직을 통합하고 고용보호의 수준을 낮추는 단일고용계약제도를 도입하고 고용보호의 수준은 근로기간에 비례하여 점차 높아져야 한다고 주장한다.<sup>5)</sup>

---

5) Cahuc and Kramarz(2004) 참조

우리나라의 경우에도 비정규직보호법 개정을 통해 비정규직의 사용기간을 연장하거나 법 적용을 일정 기간 유예하여 비정규직의 사용을 보다 용이하게 하려는 변화가 예상되고 있다. 이러한 변화는 정규직 전환의무의 시행에 의한 비정규직 대량해고가 경기침체와 동시에 발생하는 현상을 막으려는 노력이다. 이처럼 비정규직의 사용 기간에 대한 제한이 완화되거나 유예될 경우 비정규직의 사용 유인이 유지되어 비정규직의 대량해고를 막을 수 있을 것이다. 그러나 정규직의 고용보호가 현 수준을 유지한다면 정규직 및 비정규직을 포함한 경제 전체의 일자리를 얼마나 늘릴 수 있는지는 아직 미지수이다. 예를 들어 프랑스의 경우처럼 정규직의 고용보호 수준을 완화하지 않은 채 비정규직의 사용만 용이하게 할 경우 비록 비정규직의 대량 해고를 막고 비정규직의 고용을 증가시킬 수 있을 것이지만 정규직을 대체하는 효과까지 감안한 순고용창출 효과는 미미할지도 모른다.

이상에서 살펴본 것처럼 경제 전체의 고용보호 수준이 고용 수준에 영향을 미칠 수도 있지만 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차 역시 고용창출에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 의미에서 본 연구는 우리나라의 자료를 바탕으로 Mortensen and Pissarides(1994) 모형에서 상이한 두 가지 형태의 노동력(예를 들어 정규직과 임시직)이 존재하는 경우 고용보호의 완화가 가지는 고용창출 효과를 파악하고자 하였다. 특히 정규직과 임시직의 고용보호 수준이 상이한 경우를 상정하고 특정 그룹의 고용조정과 관련된 비용을 감축하여 고용보호를 낮출 경우 예상되는 고용창출 효과를 파악하고자 하였다. 모의실험의 결과에 의하면 정규직의 고용조정비용을 유지한 채 임시직의 고용조정만을 용이하게 하는 정책은 임시직의 고용을 늘리는 데 성공

적이지만 정규직 고용이 감소하여 경제 전체의 고용창출 효과는 미미한 것으로 나타났다. 이러한 이유는 대체효과에 의해 고용조정이 용이해진 임시직의 고용은 늘어나지만 상대적으로 고용보호가 강화된 정규직의 고용이 줄어드는 효과가 있기 때문이다. 반면 정규직의 고용조정비용을 현 수준의 절반으로 줄여 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 줄이는 정책은 경제 전체 고용을 상당 규모 늘리는 효과가 있는 것으로 나타났다. 따라서 고용보호의 정도를 조정하여 경제 전체 고용을 창출하는 것이 정책적 목표일 경우 임시직의 고용보호를 낮추는 정책보다는 정규직의 고용보호를 낮춰 정규직·임시직 간의 고용보호 격차를 줄이는 것이 더욱 효과적인 것으로 판단된다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 우선 제2장에서는 기존 연구를 중심으로 고용보호와 고용창출 간의 관계를 정리한다. 그리고 제3장에서는 본 연구의 모의실험에서 쓰일 Mortensen and Pissarides (1994) 모형의 확장 형태에 대해 설명하고자 한다. 제4장에서는 특정 그룹의 고용조정비용을 낮추는 정책적 변화가 경제 전체의 고용에 미치는 영향을 모의실험을 통해 파악하고 마지막 제5장에는 결론을 담았다.



## 제2장 고용보호와 고용창출



## 1. 고용보호와 실업 및 고용

앞서 설명한 것처럼 한 경제의 고용은 경기순환적 요인뿐만 아니라 노동시장의 제도적 요소에 의해서도 영향을 받는다. 이처럼 제도적 요소가 고용에 영향을 미치는 경우는 여러 사례를 통해서 확인된다. 예를 들어 근로기준법 개정을 통해 단시간근로자에 대한 비례균등원칙(pro rata temporis)이 명문화된 1996년 12월과 외환위기로 고용사정이 악화되던 1998년 12월을 비교해 보면, 주당 36시간 미만 근무하는 취업자는 156만2천 명에서 243만6천 명으로 무려 56% 이상 증가한 반면 주당 36시간 이상 근무하는 취업자는 1,918만7천 명에서 1,696만8천 명으로 12% 가까이 감소하였다. 물론 이 기간 동안 외환위기를 겪으면서 상대적으로 유연한 형태의 노동력에 대한 수요가 증가한 것도 한 가지 원인이지만 앞의 예는 단시간근로자의 근로여건의 개선이라는 제도적 요인의 변화가 고용에 미치는 영향을 단적으로 보여주고 있다.

제도적 요인 중에서 특히 고용보호와 경제 전체의 실업 수준의 관계는 그간 이론적 연구뿐만 아니라 실증적인 연구의 대상이 되어왔다. 그러나 일관된 결과가 제시된 것은 아니다. 이처럼 일관된 결과가 불가능했던 가장 큰 이유는 고용보호가 실업으로 진입하는 근로자와 실업으로부터 탈출하는 근로자 모두에게 영향을 미치기 때문이다. 간단한 예를 들어 경제 전체 노동력이 1이며 비경제활동은 없고 취업 및 실업만 존재하는 경제를 상정해 보자.  $t$ 기에 실업으로 진입할 확률을  $\lambda_t$ 라고 표시하고 실업으로부터 탈출할 확률을  $h_t$ , 그

리고 실업률을  $u_t$ 로 나타내자. 그리고 실업으로의 유입과 실업으로부터의 유출이 동일하여 실업률이 일정한 상태를 균형상태(steady state)로 정의하고 균형상태의 실업률  $u_t$  및  $\lambda_t, h_t$ 를 각각  $u^*, \lambda^*, h^*$ 로 표시하자. 우선 균형상태 실업자들을 실업기간별로 살펴보면  $t$ 기에 실직하여 실업기간이 1인 실업자와  $t-1$ 기에 실직하였고  $t$ 기에 실업을 탈출하지 못해 실업기간이 2인 실업자, 그리고  $t-2$ 기에 실업이 된 후 아직 실업을 탈출하지 못해 실업기간이 3인 실업자 등이 있다. 따라서 균형상태에서의 평균 실업기간( $d^*$ )과 실업을 탈출할 확률( $h^*$ ) 간에는 다음의 관계가 성립된다.

$$d^* = 1 \times \frac{(1-u^*)\lambda^*}{u^*} + 2 \times \frac{(1-u^*)\lambda^*(1-h^*)}{u^*} + 3 \times \frac{(1-u^*)\lambda^*(1-h^*)^2}{u^*} + \dots$$

$$= \frac{1}{u^*} \left[ \frac{(1-u^*)\lambda^*}{(h^*)^2} \right]$$

또한  $t$ 기 실업률의 변화는 실업으로의 유입과 실업으로부터의 유출의 차이에 의해 결정되므로 다음의 식이 성립한다.

$$\Delta u_t = (1-u_t)\lambda_t - u_t h_t$$

균형상태(steady state)에서  $\Delta u_t = 0$ 이므로  $(1-u^*)\lambda^* = u^* h^*$ 가 성립하여  $d^* = 1/h^*$ 가 되며<sup>6)</sup> 균형실업률은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$u^* = \frac{\lambda^*}{\lambda^* + h^*} = \frac{\lambda^*}{\lambda^* + (1/d^*)}$$

---

6) 실업기간은 실업으로부터 벗어날 확률이  $h^*$ 인 지수분포(exponential distribution)로 해석될 수 있다. 따라서 평균 실업기간은 지수분포의 평균인  $1/h^*$ 가 된다.

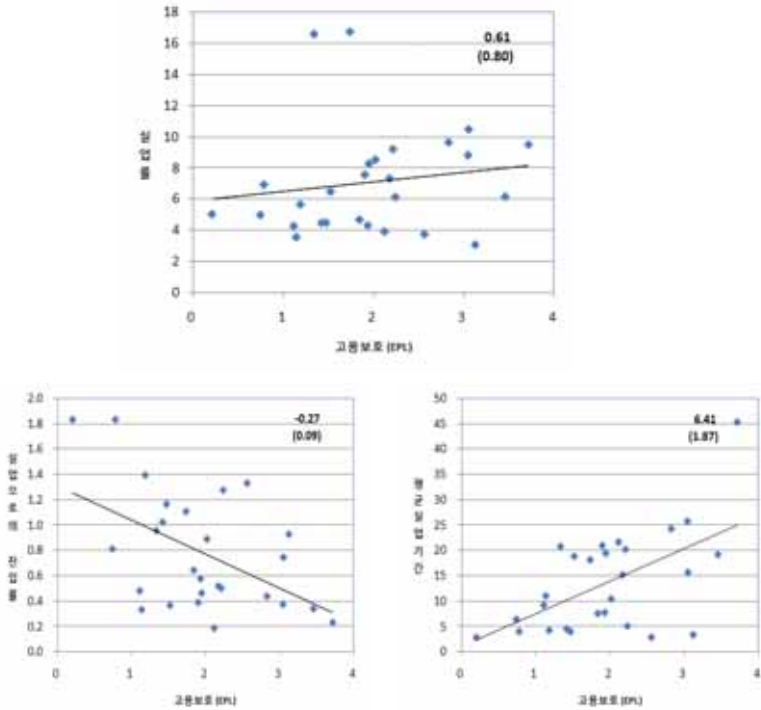


고용보호의 수준이 높아질 경우 해고가 보다 어렵게 되어 실업으로 진입할 확률은 낮아지며 균형실업률은 하락한다. 하지만 고용 역시 저조하게 되어 실업을 탈출할 확률 또한 낮아지며 따라서 평균 실업기간은 길어지게 되어 균형실업률을 높이게 된다. 그러므로 고용보호 수준의 상승이 실업률에 미치는 영향에 대해 이론적으로 일정한 방향을 제시할 수 없게 된다. Baker et al.(2004)는 이러한 이유 때문에 여러 연구들이 상이한 결과를 제시하고 있다고 지적하고 있다.

이러한 고용보호 및 실업의 관계는 다음의 <그림 1>에서도 확인할 수 있다. <그림 1>은 OECD 국가들의 자료를 이용하여 실업과 고용보호 수준 간의 상관관계를 나타내고 있다. 고용보호 수준은 OECD에서 제공하는 고용보호지수(Employment Protection Legislation Index)의 2003년 수치를 이용하였으며 실업으로의 진입률은 새로 실업에 처해 실업기간이 1개월 미만인 실업자가 전체 경제활동인구에서 차지하는 백분율을 이용했다. 또한 평균 실업기간은 실업률 및 실업으로의 진입률을 이용하여 추정하였다.<sup>7)</sup> 경기변동의 영향을 제거하기 위해 실업률, 실업으로의 진입률 및 평균 실업기간은 2000년부터 2007년간의 평균을 사용하였으며 각 그림의 상단에 있는 숫자는 각 변수를 상수항과 고용보호지수에 대해 선형회귀분석을 했을 경우의 계수이며 괄호 안의 숫자는 표준편차를 나타낸다.

7) OECD에서 제공하는 평균 실업기간 자료는 일부 국가에만 국한되어 있기 때문에 평균 실업기간, 실업률 및 실업으로의 진입률 간의 관계를 이용한  $d^* = \frac{1}{u^*} \left[ \frac{(1-u^*)\lambda^*}{(h^*)^2} \right] = \frac{u^*}{(1-u^*)\lambda^*}$  관계식에서 평균 실업기간을 추정하였다. 참고로 제한된 국가이지만 OECD에서 제공하는 평균 실업기간 자료를 사용하여도 본문의 내용과 유사한 결과를 얻을 수 있다.

그림 1. 고용보호와 실업(2003년 기준)



자료: OECD Stat(<http://stats.oecd.org>)

그림에서 볼 수 있듯이 엄격한 고용보호는 해고를 줄이게 되어 실업으로 진입할 확률을 낮추며 동시에 실업으로부터 벗어날 확률 역시 낮추어 평균 실업기간을 늘리는 효과가 있다. 또한 이러한 관계는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 하지만 이 두 가지 효과가 실업률에 미치는 영향은 서로 상쇄되어 결국 엄격한 고용보호와 실업률 간에는 통계적으로 유의한 관계가 성립하지는 않게 되는 것이다.

이처럼 고용보호와 실업률에 관한 연구(또는 고용보호와 고용률에 관

한 연구)는 이론적으로 일정한 결과를 제시할 수 없기 때문에 대부분의 연구가 실증분석에 의존하게 되었으나 실증분석 역시 일관된 결과를 제시했던 것은 아니다. 예를 들어 고용보호와 실업 및 고용에 관한 본격적인 연구의 출발점으로 인용되는 Bertola(1990), Bentolia and Bertola(1990) 및 Lazear(1990)의 경우를 보아도 서로 상이한 결과를 제시하고 있다. Bertola(1990) 및 Bentolia and Bertola(1990)의 경우 부분균형모형에서 고용조정비용<sup>8)</sup>으로 측정된 고용보호와 고용 간의 관계를 분석하고 있는데 고용조정비용의 상승이 기업의 노동수요에 영향을 미치지 못해 궁극적으로 고용이나 실업에 영향을 미치지 못한다는 결론을 제시하고 있다. 그러나 이들 연구는 부분균형모형을 사용하였으며 따라서 임금, 생산성 및 재화의 수요가 외생적으로 주어졌다는 단점이 있다. 한편 Lazear(1990)의 경우 고용조정비용이 고용에 미치는 영향을 22개국의 1956~1984년 자료를 이용해 분석하였는데 고용조정비용의 도입은 고용률을 낮추고 실업률을 높이는 효과가 있으며 동시에 시간제근무와 같이 고용조정비용이 적용되지 않는 일자리를 양산하는 효과가 있다는 결론을 제시하고 있다. 이처럼 고용조정비용의 증가가 실업률을 높이는 이유는 고용조정비용의 상승이 경제활동인구를 줄이는 효과보다 일자리를 줄이는 효과가 크기 때문이다.

일반균형모형에서 고용조정비용과 고용 및 실업 간의 관계를 분석한 대표적인 연구로는 Hopenhayn and Rogerson(1993)이 있다. 이 연구는 기업 수준의 자료를 살펴보면 일자리 창출 및 소멸이 상당히

8) 고용조정비용은 채용 및 해고와 관련된 제반 비용을 의미한다. Bertola(1990) 및 Bentolia and Bertola(1990)는 근로자 해고 시 수반되는 비용을 사용하였지만 해고 비용은 채용의사결정에도 영향을 미치므로 채용과 관련된 비용으로 간주할 수도 있다. 따라서 해고비용보다는 고용조정비용이라는 표현이 적합할 것으로 보인다.

큰 규모로 발생하고 있으며 이를 경제 전체에 대한 충격(aggregate shock)으로 설명하기에는 부족함이 있다는 점에서 출발한다. 특히 부분균형모형을 사용한 Bertola(1990) 및 Bentolia and Bertola(1990)에 비해 일반균형모형을 사용하였다는 점이 특징이며 또한 기업 수준의 자료를 사용했다는 점에서 기존의 연구와 차이가 있다. Hopenhayn and Rogerson(1993)은 보다 엄격한 고용보호가 있을 경우 산업 간의 원활한 노동이동이 저해받게 되어 노동시장의 적응력이 저하되는 점을 강조한다. 이 경우 경제 전체가 새로운 기술을 습득하는 데 보다 오랜 시간이 걸리게 되어 궁극적으로 고용으로 측정된 노동시장의 성과가 저조하게 된다는 결론을 제시하고 있다. 모의실험 결과에 의하면 근로자의 1년치 임금을 고용조정비용으로 지불해야 할 경우 경제 전체의 고용은 약 2.5% 감소하며 이런 고용조정비용의 증가는 경제 전체의 후생을 약 2% 감소시키는 것으로 나타났다.

그 외에도 Garibaldi(1998)는 Mortensen and Pissarides(1994)의 매칭모형(matching model)에 일자리 소멸과 관련된 비용을 도입하여 고용조정비용이 상승할 경우 일자리 소멸의 변동 폭이 축소되고 경제 전체의 노동재배분(job reallocation)이 감소한다는 결론에 도달하였다. 그러나 Garibaldi(1998) 역시 고용조정비용의 상승이 실업률에 미치는 영향은 미미하다는 결론을 제시하고 있다. 한편 Alvarez and Veracierto(1999)는 Lucas and Prescott(1974) 모형을 이용하여 고용조정비용이 일종의 세금으로 징수되어 실업보험의 재원으로 쓰이는 경제를 상정하고 고용조정비용의 증가가 기업의 고용결정에 미치는 영향을 살펴보았다. 이 모형에서는 고용조정비용의 증가가 고용 및 해고를 모두 감소시켜 실업으로의 진입을 낮추고 평균 실업기간을 늘리는 효과가 있지만 실업으로의 진입을 줄이는 효과가 더 커서 경

제 전체의 실업률은 낮아진다는 결론을 제시하고 있다. 이 연구의 모의실험에 의하면 근로자의 1년치 임금을 고용조정비용으로 지불해야 하는 경우 평균 실업기간은 2.4개월에서 5.1개월로 증가하는 반면 실업으로 진입하는 확률은 2.3%에서 0.1%로 크게 감소하기 때문에 실업률은 5.7%에서 3.7%로 하락한다. 그러나 주목해야 할 점은 비록 실업이 감소하지만 비경제활동인구 역시 크게 증가하여 고용이 약 2.1% 감소한다는 점이다. Alvarez and Veracierto(2001)는 경기변동에 따라 기업이 확장 및 축소하여 기업 간, 산업 간에 노동의 재배치가 일어나는 Hopenhayn and Rogerson(1993)의 모형에 일자리 탐색(job search)과 관련된 비용을 도입한 모형을 제시하고 고용조정비용의 증가가 실업률을 낮출 수 있음을 보였다. 이 모형에서는 고용조정비용이 증가하면 기업은 고용조정을 자제하게 되고 근로자는 일자리 탐색에 보다 많은 노력을 기울이게 된다. 따라서 결과적으로 고용조정비용의 증가는 실업률을 낮추게 된다. 또한 Belot et al.(2002)과 같은 일부 연구에서는 적절한 수준의 고용보호는 근로자들이 기업특정 인적자본(firm-specific human capital)에 대한 투자를 증가시키도록 유도하며 장기적으로 기업의 노동수요를 증대시켜 실업률을 줄인다는 결론을 제시하고 있다.

이처럼 모형의 종류나 사용된 자료에 따라 상이한 결과가 나타나고 있는데 이런 차이를 Ljungqvist(2002)는 모형의 종류별로 정리하여 상세히 설명하고 있다. 예를 들어 Hopenhayn and Rogerson(1993)과 같이 근로자 간에 고용과 실업이 복권(lottery) 형식으로 분배되는 모형의 경우에는 고용조정비용의 증가는 생산성을 낮추는 충격과 동일한 효과를 보이기 때문에 근로자들이 고용될 가능성이 줄어들게 되어 경제 전체의 고용은 감소하게 된다. 한편 탐색모형(search model)

에서는 고용조정비용의 증가가 경제 내 노동력 재분배의 필요성을 감소시켜 마찰적 실업을 줄이므로 Alvarez and Veracierto(1999)처럼 엄격한 고용보호는 경제 전체의 실업률을 낮추는 효과가 있다는 결론에 도달하게 된다. 한편, Mortensen and Pissarides(1994)와 같은 매칭모형(matching model)에서는 고용조정비용이 상승하게 되면 노동의 재분배로부터 얻을 수 있는 잉여가 줄어들게 되는데 이러한 잉여를 근로자와 기업이 일정한 비율로 나눈다고 가정하면 노동력의 재분배는 줄어들고 근속기간이 증가하며 따라서 실업률이 떨어지게 된다. 그러나 Ljungqvist(2002)는 고용조정비용의 증가가 근로자의 임금협상력을 높일 경우에는 경제 전체의 실업이 증가하고 고용은 감소할 수 있다는 점도 보여주었다.

앞에서 살펴본 것처럼 고용보호와 경제 전체의 실업 및 고용에 관한 연구는 모형의 종류나 가정, 그리고 사용된 자료에 따라 상당히 상이한 결과를 제시했다. 따라서 일부 연구들은 고용보호가 경제 전체의 고용 및 실업에 미치는 영향보다는 경제 내 특정 그룹의 실업 및 고용에 미치는 영향을 살펴보는 방향으로 전환하게 되었다. 이러한 연구의 가장 대표적인 예는 Nickell(1997)과 OECD(2004)인데 두 연구 모두 한 경제의 고용보호 수준이 장년층 남성의 실업 및 고용에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하지만 청년층이나 여성 근로자의 고용에는 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 실증적으로 보여주었다. 예를 들어 Nickell(1997)의 경우 1983년부터 1994년 사이 OECD 20개국의 자료를 이용하여 고용보호가 전체 실업률에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하지만 실업으로의 유입 확률과 실업으로부터의 유출 확률을 동시에 낮춰 장기실업을 늘린다는 결과를 제시했다. 한편 고용보호가 노동시장에 미치는 영향을 고용

률로도 측정하였는데 엄격한 고용보호는 장년층 남성의 고용률에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하지만 그 외 그룹의 고용에는 부정적인 영향을 미쳐 전체 고용은 감소할 수 있음을 보였다. OECD(2004)의 경우에는 이와 같이 엄격한 고용보호가 노동시장의 일부 그룹에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 보다 자세히 분석하였는데 그 결과 중 일부가 <표 1>에 정리되어 있다.

▣ 표 1. 고용보호가 고용률에 미치는 영향

구 분	장년 남성	장년 여성	청년층	고령층	저기능
Random Effect	0.107 (0.29)	-1.381** (0.60)	-2.062*** (0.68)	-0.296 (0.54)	-0.051 (0.58)
Fixed Effect	0.543 (0.36)	-1.498** (0.65)	-0.339 (0.81)	-0.066 (0.54)	1.183* (0.64)
Pooled OLS	0.662*** (0.20)	-3.039*** (1.11)	-3.769*** (0.45)	4.119*** (0.63)	1.955*** (0.57)

주: ( ) 안은 표준편차이며 \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미

자료: OECD(2004) 표2.4에서 재인용

비록 모형별로 약간의 상이한 점은 있지만 <표 1>에 나타난 것처럼 대체적으로 엄격한 고용보호가 장년 남성의 고용에는 유의한 효과를 미치지 못하는 반면 여성이나 청년층의 고용을 낮추는 효과는 있다. 특히 여성의 경우 남성에 비해 실업상태를 유지하는 경향보다 비경제활동인구가 되는 경향이 강하기 때문에 고용보호가 고용률에 유의한 영향을 미치는 것으로 판단된다. 또한 고령층의 경우에도 엄격한 고용보호가 고용에 미치는 영향이 모형별로 상이한 결과가 나타났는데 이는 고용조정비용의 상승으로 채용 자체가 줄 수도 있지

만 상대적으로 근속기간이 긴 고령자를 해고하는 경우도 줄어들게 되는 데 기인하는 것으로 판단된다.

이처럼 고용보호가 실업률이나 고용률에 미치는 영향은 노동시장의 그룹별로 상이할 수 있는데 Cahuc and Zylberberg(1999), Jimeno and Rodriguez-Palenzuela(2002) 및 Kugler et al.(2003)가 이런 경우를 분석한 대표적인 연구이다. Cahuc and Zylberberg(1999)는 Mortensen and Pissarides(1994)의 모형에서 고용보호와 실업 간의 관계를 결정짓는 중요한 요소가 임금의 유연성임을 지적하였다. 즉 임금이 사용자와 근로자 간에 지속적으로 재협상되어 유연하다면 엄격한 고용보호가 실업에 미치는 영향이 미미하지만 임금이 경직적인 경우에는 엄격한 고용보호를 실시할 경우 고용이 감소할 수 있음을 보여주었다. 특히 청년층의 고용과 관련하여 최저임금의 수준이 높을 경우 청년층의 임금이 경직되어 엄격한 고용보호가 청년층의 실업을 크게 증가시킬 수 있음을 보여주었다. 한편 Jimeno and Rodriguez-Palenzuela(2002)의 경우에도 연령 간 노동의 대체가 불완전함을 이용하여 기간제(fixed-term)근로의 사용을 엄격하게 제한하는 정책이 청년층의 고용을 감소시킬 수 있음을 보여주었다.

Kugler et al.(2003)는 정규직의 고용보호 완화라는 흔히 않은 경우를 분석한 연구이다. 스페인 정부는 1984년 임시직의 해고를 자유화하는 개혁을 단행하였는데 그 이후 임시직의 고용비중이 지나치게 증가하고 임시직의 정규직 전환이 미미한 현상이 발생하였다. 스페인 정부는 임시직의 정규직 전환율을 높이기 위해서는 정규직의 고용보호를 완화하여야 함을 인식하고 1997년 기존의 정규직에 비해 고용조정비용이 현저히 낮은 새로운 형태의 정규직을 도입하여 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 줄이는 시도를 하였다. Kugler



et al.(2003)는 실증분석을 통하여 이러한 스페인 정부의 노동시장 개혁이 실제로 청년층이나 여성의 정규직 고용을 증가시켰음을 보였고 또한 청년층이 실업이나 임시직에서 정규직으로 이동하는 확률 역시 증가하였음을 보였다. 그 외에도 Blanchard and Landier(2002) 및 Cahuc and Postel-Vinay(2002) 등이 임시직(temporary worker) 사용에 대한 규제완화가 임시직의 고용을 늘릴 수 있다는 실증적 결론을 제시하고 있다. 또한 최근 Veracierto(2007)는 근속기간에 따라 고용 조정비용이 증가하는 소규모 개방경제에서 임시직의 도입이나 고용 조정비용의 철폐를 통해 노동시장의 유연성을 높일 경우 장기적으로 경제 전체의 산출량이 증가하고 실업률이 하락한다는 결과를 제시했다.

우리나라에도 외환위기 이후 노동시장의 제도적 요인과 고용 간의 관계를 분석한 연구들이 다수 있다. 유경준(2000)의 경우에는 고용보호(EPL)의 정도, 임금 결정구조의 유연성, 탄력적 근로시간제 및 시간제 근로와 고용 간의 관계를 분석하였는데 주로 OECD 국가들의 사례를 통해 우리나라 노동시장에 대한 시사점을 찾고 있다. 한편 최경수(2001)는 해고수당과 고용창출 간의 관계에 대한 해외 연구를 정리하였으며, 통계청의 경제활동인구조사 원자료에서 구축된 패널자료를 이용하여 노동시장의 규제완화가 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구는 노동시장의 규제완화가 고용을 늘리는 반면 실업으로의 진입 및 실업으로부터의 탈출을 모두 높여 실업에 대해서는 불확실한 영향을 미치고 있음을 우리나라의 경우에서도 확인하였다. 또한 외환위기 이후 우리나라는 비정규직 위주의 노동시장 유연화 정책이 이루어졌음을 보이기도 하였다.

한편 유경준(2004) 역시 경제활동인구조사 원자료로부터 패널자료

를 구축하여 경제위기 이후 제도적 변화에 의한 비정규직 근로자의 경제활동 상태별 이행확률(transition probability)을 계산하였다. 이 연구에 의하면 외환위기 이후 노동시장의 변화는 비정규직 내에서도 서로 상이한 영향을 미치고 있음을 알 수 있다. 예를 들어 40세 미만 청장년층 고학력 남성 비정규직의 경우 비정규직이 정규직으로 이행하는 디딤돌(steping-stone)의 역할을 하지만 저학력 저숙련 근로자에게는 이런 역할을 제대로 하고 있지 못하다. 따라서 유경준(2004)은 이러한 제도적 변화가 노동시장의 양극화를 초래할 가능성이 있다는 점을 지적하였다. 전병유 외(2005)는 EPL 수준과 고용률 간의 관계를 OECD 16개국을 대상으로 연구하였으며 정규직과 임시직 고용보호의 차이가 클수록 청년 및 저숙련 근로자의 임시직 고용이 증가함을 확인하였다. 또한 이 연구는 노동시장의 유연성 제고와 고용창출에 긍정적인 영향을 미치는 것에는 동의하지만 노동시장의 성과를 결정하는 다른 중요한 제도적 요인도 있음을 강조하고 있다. 한편 김용성(2008) 역시 우리나라 자료를 통해 고용보호가 높을수록 고용률은 낮아지지만 실업률은 통계적으로 유의한 변화를 보이지 않고 있음을 확인하였다.

우리나라 노동시장을 분석한 연구 중에서 문외솔(2008)은 본 연구와 가장 유사한 것으로 판단된다. 문외솔(2008)은 Mortensen and Pissarides(1994) 모형을 비경제활동인구까지 포함하는 모형으로 확장하여 고용조정비용과 실업급여가 노동시장의 성과에 미치는 영향을 분석하였다. 소극적으로 구직활동을 하는 사람들을 비경제활동인구로 정의한 모형 III의 분석에 의하면 고용조정과 관련된 비용이 증가할수록 실업률은 상승하며 실업에서 비경제활동인구로 이동하는 확률도 상승하게 된다. 이 연구가 기존의 다른 연구와 차별되는 점은

비경제활동을 하나의 선택 대상으로 제공하여 근로자들이 취업상태, 구직활동을 병행하는 실업상태, 그리고 비경제활동 상태 중 하나를 선택할 수 있도록 한 점이다. 우리나라처럼 경기침체에 비경제활동으로 유입되는 인구가 많은 상황에서 상당히 유용한 모형이라고 하겠다.

이상의 연구들을 종합해 보면 우리나라의 경우에 고용조정비용의 감소를 통한 고용보호를 완화할 경우 실업률을 낮출 가능성이 존재하는 것으로 보인다. 또한 비록 고용조정비용의 감소가 실업률과 통계적으로 유의한 관계를 가지지 못하더라도 특정 계층의 고용을 늘리는 방향으로 작용할 수 있을 것으로 보인다. 이처럼 고용보호의 정도는 최소한 특정 그룹의 고용과는 일정 관계가 있는 것으로 판단된다. 따라서 다음에서는 우선 OECD 국가들의 고용보호 수준을 살펴보고 근로자의 지위에 따라 어느 정도의 고용보호 격차가 존재하는지도 분석하고자 한다.

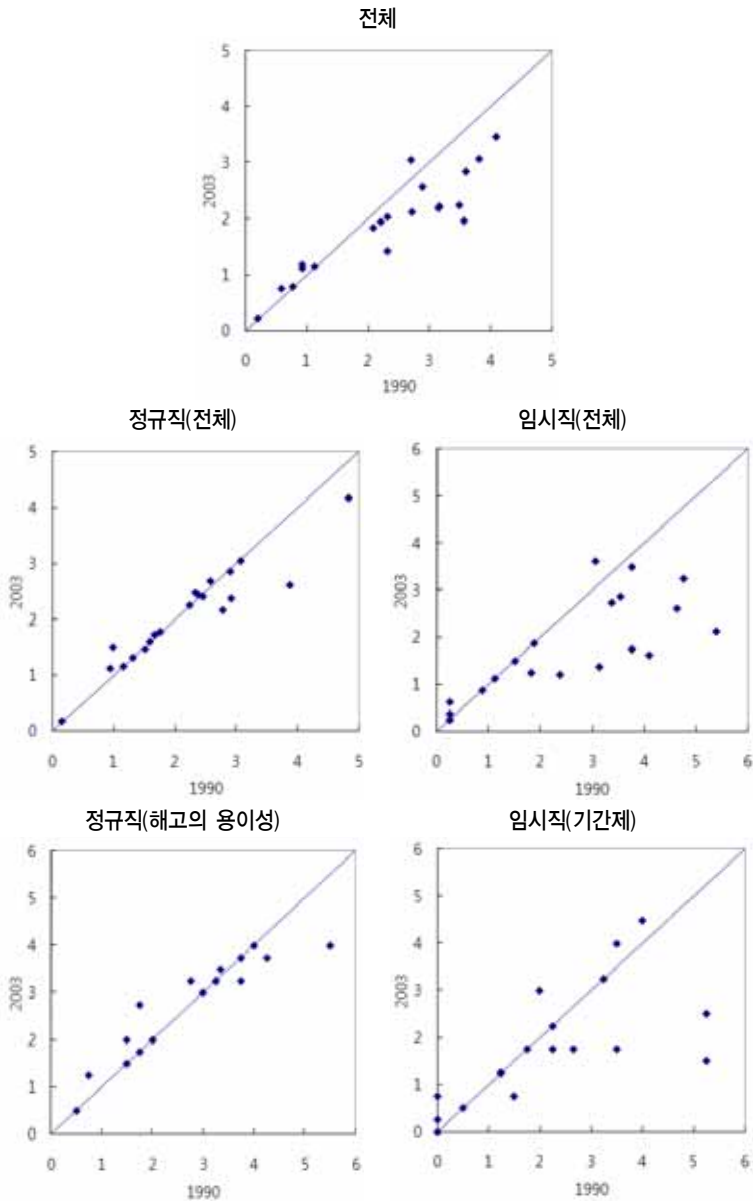
## 2. 고용보호의 차이 및 변화

고용보호가 실업 및 고용에 미치는 영향을 분석한 연구들이 초기에는 경제 전체의 실업 및 고용에 관심을 보이다가 차츰 특정 계층의 실업 및 고용을 분석한 이유는 이론적으로 고용보호가 경제 전체의 실업에 미치는 영향이 불분명하다는 점에 있다. 그러나 1990년대 유럽 국가들 사이에서 임시직의 사용에 대한 규제를 완화하여 청년층의 실업을 해소하려는 정책적 변화가 일어난 점도 하나의 원인이라고 할 수 있다. 다음에서는 우선 OECD 국가들을 중심으로 고용보호의 정도가 어떤 수준인지를 살펴보고, 또한 정규직(regular worker)과 임시직(temporary worker) 간 고용보호의 격차에 대해서도 살펴보고자 한다.

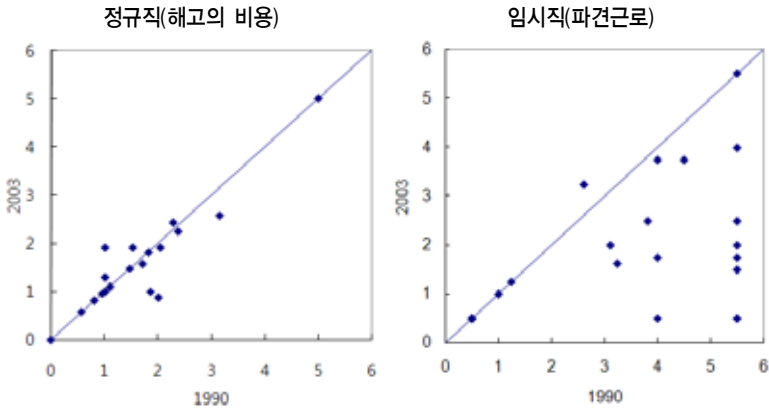
<그림 2>는 2003년 기준 OECD 국가들의 고용보호 수준을 OECD의 고용보호법제(EPL)지수를 이용하여 나타내고 있다. 그림에서 볼 수 있듯이 고용보호 수준이 가장 낮은 미국부터 엄격한 고용보호를 유지하고 있는 포르투갈까지 OECD 국가들은 다양한 수준의 고용보호제도를 유지하고 있다. 이처럼 각국의 고용보호 수준이 큰 차이를 보이고 있기 때문에 그간의 많은 연구들이 국가 간 실업률의 차이를 고용보호 수준의 차이를 이용하여 설명하고자 했던 것이다.



그림 3. 고용보호법제의 변화



<그림 3. 계속>



자료: OECD Stat(<http://stats.oecd.org>)

<그림 3>은 1990년과 2003년 사이 EPL지수의 변화를 나타내고 있다. 첫 번째 행에서 보듯이 1990년과 2003년 사이 전체 EPL지수의 변화를 살펴보면 일부 국가에서 제한적으로 고용보호의 정도가 다소 완화되었음을 알 수 있다. 그러나 정규직과 임시직에 대한 EPL지수의 변화로 세분하여 살펴보면 정규직의 고용보호는 해고의 용이성이나 해고의 비용 측면에서 큰 변화를 보이고 있지 않는 반면 상당수의 국가에서 임시직의 사용에 관한 규제를 크게 완화하였음을 알 수 있다.

이처럼 일부 국가들은 임시직의 고용보호를 완화하고 사용을 보다 용이하게 만들어 청년실업과 같은 사회적 문제를 해결하고자 하였다. 그러나 앞서 설명한 것처럼 임시직 사용에 대한 규제완화는 임시직 고용을 늘린 반면 경제 전체의 고용창출을 달성하기엔 미흡했던 것으로 보인다. 예를 들어, 스페인은 1980년대 중반 실업률이 20%에 달하는 상황이 발생하자 기간제(fixed-term) 근로자의 사용을

보다 용이하게 하는 개혁을 단행했으며 그 이후에도 기간제 근로자의 고용조정과 관련된 비용을 상당히 감축시켜 고용창출을 시도했다. 그러나 정규직의 고용보호 수준은 여전히 과거와 동일한 수준에서 유지되었다. 이런 개혁이 단행된 이후 기간제 근로자의 사용이 급증하고 실업률이 하락하는 현상이 나타났지만 1990년대에 접어들면서 다시 실업률이 급상승하는 상황이 발생하게 되었다. 이처럼 임시직 사용에 대한 규제만을 완화하는 부분적 개혁이 장기적으로 고용창출의 효과를 발휘하지 못한 이유는 근본적으로 임시직과 정규직 간의 고용보호 격차를 확대시켜 양자 간 대체현상을 일으켰기 때문이다. 즉, 정규직의 고용보호는 현 상태를 유지한 채 임시직의 사용만을 용이하게 하자 그동안 정규직 근로자를 사용하였던 일자리에 임시직을 사용하는 현상이 발생하게 되었고, 결국 경제 전체의 고용은 크게 향상되지 않는 현상이 발생했다.<sup>9)</sup>

스웨덴 역시 1990년대 초반 및 중반에 걸쳐 기간제 근로자의 사용기간을 연장하고 사용조건을 완화하는 개혁을 통해 급등한 실업률을 진정시키고자 했다. 그러나 스웨덴 역시 정규직의 고용보호는 과거 수준을 그대로 유지했다. 결과적으로 초기에는 기간제 근로자의 사용이 급증하였으나 그 이후 기간제 근로자의 실업이 증가하는 현상이 발생했다. Holmlund and Storrie(2002)에 의하면 부분적인 노동시장 개혁 이후 실업으로의 진입률이 크게 상승하였는데 이 가운데 절반가량이 기간제 근로자였다. 따라서 스웨덴의 기간제 근로자 사용에 관한 정책 변화는 장기적으로 부정적인 영향이 컸다고 할 수 있다.

프랑스 역시 2005년 중소기업에서 신규로 채용하는 근로자에 대해

---

9) Dolado et al.(2002) 참조



고용보호조항의 적용을 2년 간 유예하는 신규고용계약제도(Contrat Nouvelles Embauches, CNE)를 실시하여 급등하는 실업률을 진정시키고자 하였다. 그러나 신규고용계약제도가 경제 전체 고용창출에 미치는 효과는 미미하였던 것으로 평가된다. 예를 들어 프랑스 국립경제통계연구소(INSEE)의 월간 실업률<sup>10)</sup>을 기준으로 보면 2005년 5월 10.0%였던 실업률은 12월 9.5%로 하락하였지만 Eurostat의 분기별 실업률에 의하면 2005년 2/4분기부터 4/4분기 사이에 실업률은 오히려 1%p 상승하였다. Cahuc and Carcillo(2006)에 의하면 신규고용계약제도의 시행 8개월 간 20인 미만 중소기업 총고용의 약 22%에 해당하는<sup>11)</sup> 44만 건의 신규계약이 체결되어 신규고용계약 자체에 의한 고용 증가는 성공적인 것으로 나타났다. 그러나 신규고용계약 중 약 10%만 순수한 고용창출에 해당하고 나머지는 기존의 정규직 및 임시직의 고용계약을 대체한 것이란 연구결과<sup>12)</sup>도 있다.

이와 같은 부분적 노동시장 개혁의 사례에서 살펴보았듯이 임시직과 같은 노동시장의 일부 그룹에 대한 규제완화는 임시직의 고용창출에는 효과적이지만 장기적으로는 정책의 대상이 되는 그룹과 그렇지 못한 그룹 간의 대체를 발생시켜 경제 전체의 고용창출을 달성하지 못하는 경우가 발생한다. 특히 고용보호 완화의 대상이 되는 그룹이 이미 낮은 수준의 고용보호를 받고 있는 경우라면 이러한 정책은 정책의 대상과 그렇지 않은 그룹 간의 고용보호 격차를 증대시

---

10) INSEE의 monthly unemployment rate (ILO definition) by gender and age (Taux de chômage mensuel au sens du BIT par sexe et âge) 참조

11) Cahuc & Carcillo(2006)에 의하면 20인 미만 중소기업에서 매월 약 25만 명의 신규고용이 이루어진다. 따라서 8개월간 신규고용계약제도에 의해 고용된 근로자는 전체 신규계약의 약 22%가 된다.

12) 프랑스 국립경제통계연구소의 2006년 6월 연구를 노동부(2006)에서 재인용

키게 되고 따라서 보다 강한 대체현상이 발생할 수 있는 것이다.

본 연구는 이러한 점에 주목하여 노동시장의 특정 그룹을 대상으로 하는 부분적 노동시장 개혁, 특히 일부 그룹의 고용보호에 관한 규제를 완화하는 정책이 과연 어느 정도의 고용창출 효과가 있는가를 모의실험을 통해 정량적으로 파악하고자 한다. 예를 들어, 상대적으로 높은 수준의 고용보호를 받고 있는 그룹의 고용보호를 낮추어 그룹 간 고용보호 격차를 줄이거나, 반대로 상대적으로 낮은 수준의 고용보호를 받는 그룹의 고용보호를 낮추어 그룹 간 고용보호 격차를 늘리는 정책의 고용창출 효과에 대해서 살펴보고자 한다. 장기적 관점에서 노동시장 전반에 걸친 개혁이 필요한 우리나라는 현재 비정규직의 사용기간을 연장하거나 정규직 전환의무를 시행을 유예하는 비정규직보호법의 개정을 논의하고 있다. 즉, 노동시장 전체를 개혁하려는 시도에 앞서 부분적 개혁을 고려하고 있는 중이다. 따라서 본 연구는 현재 우리나라가 처해 있는 상황에 상당히 시의성 있는 결과를 제시해 줄 것이라고 할 수 있다.

## 제3장 모형



## 1. 매칭과정과 일자리 창출 및 소멸

본 연구는 Mortensen and Pissarides(1994)의 모형을 이용하여 정규직, 임시직 그리고 양자에 대한 고용보호 완화가 가지는 고용창출의 효과를 분석한다. 따라서 Mortensen and Pissarides의 모형에 생산성의 수준이 서로 상이한 두 가지 형태의 근로자를 도입한 Donaldo et al.(2005)의 모형을 이용하기로 한다. 본 모형에는 생산성( $\epsilon$ )이 서로 상이한 두 가지 종류의 근로자가 존재한다( $i = L, H$ ). 생산성이 높은(high) 근로자를 정규직 근로자( $i = H$ )라고 하고 생산성이 낮은(low) 근로자를 임시직 근로자( $i = L$ )로 지칭한다. 정규직 근로자를 해고할 경우 비용은  $K_H$ 이며 임시직 근로자를 해고할 경우에는 이보다 낮은  $K_L$ 만큼의 비용이 든다. 따라서 정규직 및 임시직 근로자를 채용할 경우 이들 근로자의 생산성뿐만 아니라 장차 발생할 고용조정비용  $K_H$ 와  $K_L$ 을 감안하여 채용 결정을 내리게 된다. 한편 임시직 근로자의 사용에는 규제가 있으며 따라서 고용조정비용이 낮은 임시직 근로자가 전체 고용에서 차지하는 비중은 일정 수준( $\alpha$ )을 초과할 수 없다고 가정한다.

본 모형에서 일자리의 창출(job creation)과 소멸(job destruction)은 생산성 충격(productivity shock)에 의해 내생적으로 결정된다. 우선 기업과 근로자가 만나게 되면 일정 수준의 생산성이 결정되고 이러한 생산성에 따라 고용 여부와 임금이 결정되고 생산이 시작된다. 기업과 근로자가 만나 결정된 생산성은 새로운 생산성 충격이 올 때까지 유지되므로 생산 역시 새로운 충격이 올 때까지 지속된다. 생

산성 충격이 올 경우 기업은 근로자의 새로운 생산성과 고용조정비용 등을 감안하여 일자리를 유지할 것인지 소멸시킬 것인지를 결정한다. 예를 들어 특정 일자리의 생산성<sup>13)</sup>이 일정 수준(threshold productivity) 이상이면 일자리를 유지하고 그 이하일 경우에는 일자리를 소멸시키게 된다.

보다 자세히 살펴보면 우선 모형에서 총규모가 1인 근로자는  $[0,1]$  사이에 연속적으로 존재하며 근로자는 생산성에 따라 정규직 근로자와 임시직 근로자<sup>14)</sup>로 구분된다( $i = H, L$ ). 기업은 근로자의 생산성분포  $F^H(\cdot)$ ,  $F^L(\cdot)$ 를 알고 있으며 또한 생산성 충격이 어떤 확률분포를 따라 발생하는지도 알고 있다. 기업과 근로자가 만나 일정한 매치를 이룰 경우 그러한 매치의 가치는 확률분포  $F^H(\cdot)$ ,  $F^L(\cdot)$ 에 의해 결정되며 모든 생산성 수준에 대해  $F^H(\varepsilon) < F^L(\varepsilon)$ 이 성립한다. 도착률(arrival rate)이  $\lambda_i$  ( $i = H, L$ )인 Poisson 분포를 따라 생산성 충격이 발생하며 이런 생산성 충격에 의한 매치의 가치 변화와 고용조정비용  $K_L, K_H$ 에 따라 일자리의 창출과 소멸이 내생적으로 결정된다.

비어있는 일자리( $v$ )와 실업자( $u$ ) 사이의 매치는 매칭함수  $m(v, u)$ 에 따라 이루어지며 기업의 입장에서 본 노동시장의 상황(tightness of labor market)은 빈 일자리와 실업자의 비율인  $\theta = v/u$ 에 의해 표현된다. 기업의 매치율은  $m(v, u)/v \equiv q(\theta)$ 로 정의되며 따라서 근로자의 입장에서 본 매치율은  $m(v, u)/u \equiv \theta q(\theta)$ 가 된다. 또한 전체 실

13) 특정 일자리의 생산성이라 함은 특정 일자리를 차지하고 있는 근로자의 생산성을 의미한다.

14) 근로자들은 고용보호의 정도가 다른 두 가지 일자리를 가질 수 있다는 의미에서 정규직과 임시직 근로자로 지칭했다. 생산성의 분포에 의해 두 가지 유형의 근로자가 구분이 되므로 고기능 근로자(high-skilled worker) 및 저기능 근로자(low-skilled worker)로 지칭되어도 무방하다.

업자 중에서 임시직 근로자의 비중은  $\delta$ 로 표시되며 따라서 기업이 임시직 근로자를 만날 확률은  $\delta m(v,u)/v = \delta q(\theta)$ 이며 정규직 근로자를 만날 확률은  $(1-\delta)q(\theta)$ 이다. 매치가 이루어진 이후에 기업은 매치의 생산성이 일정 수준 이상이면 해당 근로자와 고용계약을 맺게 된다. 이런 고용계약을 가능케 하는 최소한의 생산성을 경계생산성(threshold productivity for hiring)이라 정의하고 정규직 근로자 및 임시직 근로자 경우 각각  $\varepsilon_H^h$  및  $\varepsilon_L^h$ 로 표기하자. 한편 일정 시간이 경과한 뒤 생산성 충격이 발생하면 기존 근로자들의 생산성이 변하게 된다. 따라서 기업의 입장에서는 기존의 근로자를 계속 고용할 것인지 아니면 고용조정비용을 부담하고 해고할 것인지를 결정하게 된다. 생산성 충격 이후의 새로운 생산성이 일정 수준 이하일 경우 사용자는 근로자를 해고하게 되는데 이런 경계생산성(threshold productivity for dismissal) 수준을 정규직 및 임시직 각각의 경우에 대해  $\varepsilon_H^d$  및  $\varepsilon_L^d$ 로 표시하자. 따라서 확률분포  $F^H(\varepsilon_H^h)$  및  $F^L(\varepsilon_L^h)$ 에 따라 새롭게 고용되는 근로자의 규모, 즉 실업으로부터 빠져나오는 근로자의 규모가 결정되며 확률분포  $F^H(\varepsilon_H^d)$  및  $F^L(\varepsilon_L^d)$ 을 따라 새롭게 발생하는 실업자의 규모가 결정된다. 그리고 실업에서 벗어나는 근로자의 규모와 새롭게 실업에 처해지는 근로자의 규모가 같을 경우 균형실업률이 결정된다.

실업으로의 유입과 실업으로부터의 유출을 보다 자세히 살펴보면, 우선  $F^H(\varepsilon_H^h)$ ,  $F^L(\varepsilon_L^h)$  및 실업자의 규모와 매치율에 의해서 실업으로부터 빠져나오는 근로자의 규모가 결정된다. 또한  $F^H(\varepsilon_H^d)$ ,  $F^L(\varepsilon_L^d)$  및 취업자의 규모와 매치율에 의해 새롭게 실업으로 진입하는 근로자의 규모가 결정된다. 따라서 각 근로자 유형별로 실업으로의 유입과 실업으로부터의 유출은 균형에서 다음과 같이 표현된다.

$$[1 - F^L(\varepsilon_L^h)]\theta q(\theta)\delta u = \lambda_L F^L(\varepsilon_L^d)\alpha(1 - u) \quad (1)$$

$$[1 - F^H(\varepsilon_H^h)]\theta q(\theta)(1 - \delta)u = \lambda_H F^H(\varepsilon_H^d)(1 - \alpha)(1 - u) \quad (2)$$

실업으로의 유입과 유출이 결정되면 각 유형별 근로자의 균형실업률  $ur_H$ ,  $ur_L$  및 경제 전체의 균형실업률  $ur^*$ 는 다음과 같이 결정된다.

$$ur_H = \frac{(1 - \delta)u}{1 - \alpha} = \frac{\lambda_H F^H(\varepsilon_H^d)}{[1 - F^H(\varepsilon_H^h)]\theta q(\theta) + \lambda_H F^H(\varepsilon_H^d)} \quad (3)$$

$$ur_L = \frac{\delta u}{\alpha} = \frac{\lambda_L F^L(\varepsilon_L^d)}{[1 - F^L(\varepsilon_L^h)]\theta q(\theta) + \lambda_L F^L(\varepsilon_L^d)} \quad (4)$$

$$ur^* = \alpha ur_L + (1 - \alpha)ur_H \quad (5)$$



## 2. 임금 및 균형상태의 결정

본 모형에서 근로자는 실업 및 취업의 가치를 기준으로 제공된 일자리를 선택할 것인지 아니면 실업상태로 남아 있을 것인지를 결정한다. 또한 기업 역시 비어있는 일자리의 가치와 그 일자리에 특정 유형의 근로자를 고용하였을 경우의 가치를 기준으로 고용을 결정한다. 그리고 이런 가치를 기준으로 임금협상이 이루어지며 균형임금이 결정된다. 우선 두 가지 유형의 근로자가 실업상태에서 예상하는 미래소득의 현재가치를  $U_i, i=H, L$ 라고 나타내고 이런 근로자가  $\varepsilon$ 의 생산성을 가지고 취업할 경우 얻는 미래소득의 현재가치를  $W_i(\varepsilon)$ 이라고 하자. 우선  $i$  유형의 실업자 경우 다음의 벨만균형식(Bellman equation)이 성립한다.

$$rU_i = z_i + \theta q(\theta) \int_{\varepsilon_i^h}^1 [W_i(x) - U_i] dF^i(x) \quad (6)$$

$U_i$ 는 실업자가 가지고 있는 인적자본의 가치라고 해석할 수 있다. 따라서 인적자본의 가치는 자본비용(capital cost)과 자본의 수익률이 일치하는 수준에서 결정된다. 실업자가 가지는 인적자본의 자본비용은  $rU_i$ 로 표시된다. 한편 실업자의 인적자본이 가지는 가치 혹은 수익은 실업수당이나 여가로부터 얻는 효용  $z_i$ 와 고용상태의 변화로부터 얻을 수 있는 예상자본이득(expected capital gain), 즉 실업에서 취업으로 상태가 바뀔 경우 예상되는 소득의 변화  $\theta q(\theta) \int_{\varepsilon_i^h}^1 [W_i(x) - U_i] dF^i(x)$ 의 합으로 나타낼 수가 있다. 우변은 실업자의 인적자본에 대한 예상

이득을 나타내기 때문에 좌변  $rU_i$ 는 실업자가 일자리를 구하는 행위를 그만두게 만드는 최소한의 보상수준을 의미한다고 볼 수 있다. 따라서 이는 실업자의 의중임금(reservation wage)과 동일하다. 한편 현재 취업자의 경우에는 다음의 식이 성립한다.

$$rW_i(\varepsilon) = w_i(\varepsilon) + \lambda_i F^i(\varepsilon_i^d) [U_i - W_i(\varepsilon)] + \int_{\varepsilon_i^d}^1 [W_i(x) - W_i(\varepsilon)] dF^i(x) \quad (7)$$

현재  $\varepsilon$ 의 생산성을 가지고 취업되어 있는 근로자의 인적자본이 가지는 현재가치를  $W_i(\varepsilon)$ 로 나타내면 자본비용은  $rW_i(\varepsilon)$ 가 된다. 한편 취업자의 인적자본이 가지는 이득은 현 상태에 받는 임금  $w_i(\varepsilon)$ 과 두 가지의 예상자본이득의 합으로 나타낼 수 있다. 첫 번째 예상자본이득은 실업상태로 바뀔 경우 발생하는 효용의 변화분  $\lambda_i F^i(\varepsilon_i^d) [U_i - W_i(\varepsilon)]$ 이며 두 번째 예상자본이득은 취업상태에서 생산성의 변화로 인한 효용의 변화분  $\int_{\varepsilon_i^d}^1 [W_i(x) - W_i(\varepsilon)] dF^i(x)$ 이다. 근로자는  $W_i(\varepsilon) > U_i$ 일 경우 제공된 일자리를 택하게 되며 반대일 경우에는 실업상태를 유지한 채로 다른 일자리를 찾게 된다.

한편 일자리를 만들고 채용을 결정하는 기업의 경우에도 일자리를 하나의 자본으로 해석할 수 있기 때문에 다음의 식이 성립한다. 우선 비어있는 자리에서 얻을 수 있는 미래소득의 현재가치를  $V$ 로 나타내면 이러한 자본의 자본비용은  $rV$ 가 된다. 한편 빈 자리로부터 예상되는 수익은 일자리를 비워둘 경우의 비용  $c$ 와 일자리를 정규직 혹은 임시직 근로자로 채울 경우의 가치에 의해서 결정되기 때문에 다음의 균형식이 성립한다.

$$rV = -c + \delta q(\theta) \int_{\varepsilon_L^h}^1 [J_L(x) - V] dF^L(x) + (1 - \delta) q(\theta) \int_{\varepsilon_H^h}^1 [J_H(x) - V] dF^H(x) \quad (8)$$

여기서  $J_i(\varepsilon)$ ,  $i = H, L$ 은 생산성이  $\varepsilon$ 인 근로자를 정규직 혹은 임시직 일자리에 고용할 경우의 가치이다.

한편 생산성이  $\varepsilon$ 인 근로자로 채운 일자리 역시 기업이 가진 일종의 자본으로 해석할 수 있으며 이런 자본의 현재가치를  $J_i(\varepsilon)$ 라고 할 경우  $rJ_i(\varepsilon)$ 는 자본비용이 된다. 한편 이러한 자본의 자본수익률은 임금을 초과하는 생산성  $\varepsilon - w_i(\varepsilon)$  및 고용한 근로자를 해고할 경우의 비용  $\lambda_i F^i(\varepsilon_i^d) [V - J_i(\varepsilon) - K_i]$ 와 생산성이 변한 근로자를 계속 고용할 경우의 변화  $\lambda_i \int_{\varepsilon_i^d}^1 [J_i(x) - J_i(\varepsilon)] dF^i(x)$ 의 합으로 표현된다. 따라서 다음의 식이 성립하게 되며 기업은  $J_i(\varepsilon) > V$ 일 경우 고용을 하게 된다.

$$rJ_i(\varepsilon) = \varepsilon - w_i(\varepsilon) + \lambda_i F^i(\varepsilon_i^d) [V - J_i(\varepsilon) - K_i] + \lambda_i \int_{\varepsilon_i^d}^1 [J_i(x) - J_i(\varepsilon)] dF^i(x) \quad (9)$$

$i$  유형의 근로자는 매칭으로부터 얻을 수 있는 잉여  $W_i(\varepsilon) - U$ 를 극대화하고 기업 역시 이러한 매칭의 잉여  $J_i(\varepsilon) - V + K_i$ ,  $i = H, L$ 를 극대화한다. 이런 과정에서 임금은 기업과 근로자의 협상력이 동일한 조건하에서 대칭적인 내쉬형태의 협상(Nash bargaining)을 통해 결정되는 것으로 가정한다. 즉, 동일한 영향력하에서 근로자와 기업이 매칭으로부터 얻는 잉여의 가중평균인 다음의 목적함수를 극대화하는 방식으로 임금이 결정된다.

$$(W_i(\varepsilon) - U)^\beta (J_i(\varepsilon) - V + K)^{1-\beta}, \quad \beta = 1/2, \quad i = H, L \quad (10)$$

따라서 임금협상의 결과는 다음의 조건을 충족하게 된다.

$$W_i(\varepsilon) - U = J_i(\varepsilon) - V + K_i, \quad i = H, L \quad (11)$$

이와 같은 모형에서 기업은 (a) 생산성이 낮은 근로자를 고용하였을 때 발생하는 일자리의 가치  $J_i(\varepsilon)$ 가 일자리를 비워두었을 때의 가치  $V$ 보다 낮아지면 고용을 멈추고, (b) 또한 만약 생산성이 낮은 근로자를 고용하였을 때의 가치  $J_i(\varepsilon)$ 가 일자리를 비워두었을 때의 가치에서 고용조정비용을 제외한 가치  $V - K_i$ 보다 낮아지면 일자리를 소멸시킨다. 여기에 진입이 자유로운 상황에서 빈 일자리의 가치는 0이 된다는 조건을 도입하면 다음과 같은 균형조건이 도출된다.

$$J_i(\varepsilon_i^h) = V, \quad i = H, L \quad (12)$$

$$J_i(\varepsilon_i^d) + K_i = V, \quad i = H, L \quad (13)$$

$$V = 0 \quad (14)$$

앞의 식들에 의해 기업이 일자리를 만들거나 소멸시키는 조건과 관련된 네 가지 경계생산성( $\varepsilon_H^h, \varepsilon_L^h, \varepsilon_H^d, \varepsilon_L^d$ )이 결정된다.

보다 자세히 살펴보기 위해 우선 생산성이  $\varepsilon$ 인 근로자  $i$ 가 고용된 경우 총 잉여를  $S_i(\varepsilon) \equiv J_i(\varepsilon) - V + K_i + W_i(\varepsilon) - U_i$ 로 정의하자. 이 경우 근로자의 잉여에 해당하는 부분은 다음과 같이 정리된다.

$$\begin{aligned}
(r + \lambda_i)[W_i(\varepsilon) - U_i] &= w_i(\varepsilon) + \lambda_i F^i(\varepsilon_i^d) [U_i - W_i(\varepsilon)] + \int_{\varepsilon_i^d}^1 [W_i(x) - W_i(\varepsilon)] dF^i(x) \\
&\quad - z_i - \theta q(\theta) \int_{\varepsilon_i^h}^1 [W_i(x) - U_i] dF^i(x) + \lambda_i W_i(\varepsilon) - \lambda_i U_i \\
&= w_i(\varepsilon) - z_i + \lambda_i \int_{\varepsilon_i^d}^1 [W_i(x) - U_i] dF^i(x) \\
&\quad - \theta q(\theta) \int_{\varepsilon_i^h}^1 [W_i(x) - U_i] dF^i(x)
\end{aligned} \tag{15}$$

또한 기업의 잉여에 해당하는 부분 역시 동일한 방법으로 정리하면 다음의 관계식을 얻게 된다.

$$(r + \lambda_i)[J_i(\varepsilon) - V + K_i] = \varepsilon - w_i(\varepsilon) + \lambda_i \int_{\varepsilon_i^d}^1 [J_i(\varepsilon) - V + K_i] dF^i(x) - r(V - K_i) \tag{16}$$

두 관계식으로부터 다음의 식을 도출할 수 있으며

$$\begin{aligned}
(r + \lambda_i)S_i(\varepsilon) &= \varepsilon - z_i + \lambda_i \int_{\varepsilon_i^d}^1 S_i(x) dF^i(x) - \frac{1}{2} \theta q(\theta) \int_{\varepsilon_i^h}^1 S_i(x) dF^i(x) - r(V - K_i) \\
&= \varepsilon - z_i + \frac{\lambda_i}{\lambda_i + r} \int_{\varepsilon_i^d}^1 [1 - F^i(x)] dx - \frac{1}{2} \frac{\theta q(\theta)}{(r + \lambda_i)} \int_{\varepsilon_i^h}^1 [1 - F^i(x)] dx \\
&\quad - \frac{1}{2} \theta q(\theta) [1 - F^i(\varepsilon)] S_i(\varepsilon) - r(V - K_i)
\end{aligned} \tag{17}$$

마지막으로 균형에서  $S_i(\varepsilon_i^h) = 2K_i$  및  $S_i(\varepsilon_i^d) = 0$ 을 이용하면 고용 및 해고와 관련된 경계생산성 ( $\varepsilon_H^h, \varepsilon_L^h, \varepsilon_H^d, \varepsilon_L^d$ )은 다음과 같이 결정된다.

$$\begin{aligned}
\varepsilon_i^d &= z_i - \frac{\lambda_i}{r + \lambda_i} \int_{\varepsilon_i^d}^1 [1 - F^i(x)] dx \\
&\quad + \frac{\theta q(\theta)}{2(r + \lambda_i)} \int_{\varepsilon_i^h}^1 [1 - F^i(x)] dx + [\theta q(\theta) [1 - F^i(\varepsilon_i^h)] - r] K_i
\end{aligned} \tag{18}$$

$$\begin{aligned} \varepsilon_i^h = z_i - \frac{\lambda_i}{r + \lambda_i} \int_{\varepsilon_i^d}^1 [1 - F^i(x)] dx \\ + \frac{\theta q(\theta)}{2(r + \lambda_i)} \int_{\varepsilon_i^h}^1 [1 - F^i(x)] dx + [\theta q(\theta) [1 - F^i(\varepsilon_i^h)] + r + 2\lambda_i] K_i \end{aligned} \quad (19)$$

$$i = H, L$$

또한 균형상태에서  $V=0$ 이 될 때까지 일자리가 생기기 때문에 노동시장의 상태를 실업자와 빈 일자리의 비율로 나타내는  $\theta$ , 실업자 중에서 임시직 근로자의 비율  $\delta$ , 그리고 고용을 결정짓는 경계생산성  $(\varepsilon_H^h, \varepsilon_L^h)$  사이에 다음의 관계가 성립한다.

$$\begin{aligned} \frac{c}{q(\theta)} = \delta \int_{\varepsilon_L^h}^1 \left[ \frac{1}{2} S_L(x) - K_L \right] dF^L(x) + (1 - \delta) \int_{\varepsilon_H^h}^1 \left[ \frac{1}{2} S_H(x) - K_H \right] dF^H(x) \\ = \frac{1}{2} \frac{\delta}{(r + \lambda_L)} \int_{\varepsilon_L^h}^1 [1 - F^L(x)] dx + \frac{1}{2} \frac{1 - \delta}{(r + \lambda_H)} \int_{\varepsilon_H^h}^1 [1 - F^H(x)] dx \end{aligned} \quad (20)$$

정리하여 보면, 본 모형의 균형을 찾기 위해서는 생산성 충격에 따라 실업률이 결정되는 식 (3), (4)와 고용 및 해고의 기준이 되는 경계생산성을 결정짓는 식 (18), (19), 그리고 균형상태에서 빈 일자리의 공급을 결정짓는 식 (20)을 이용하여 경계생산성  $(\varepsilon_H^h, \varepsilon_L^h, \varepsilon_H^d, \varepsilon_L^d)$ , 전체 노동력 중 실업자의 비율( $u$ ), 실업자 중 임시직 근로자의 비중( $\delta$ ), 그리고 실업자와 빈 일자리의 비율( $\theta$ )을 결정지어야 한다.

## 제4장 모의실험





## 1. 모의실험의 설정

제3장에서 제시된 모형은 7개의 식으로부터 7개의 변수를 구하는 모형이다. 이 모형의 해는 모의실험을 통해 구해질 수 있는데, 본 연구에서는 비교적 간단한 함수를 이용하여 우리나라 노동시장의 현 상황을 반영한 모의실험을 진행하기로 하며 일부 모수들은 기존의 연구에서 차용하기로 한다.

모의실험을 진행하기 위해서 다음과 같은 가정을 도입하였다. 우선 임시직 근로자의 생산성은 0과 1 사이에 균일분포(uniform distribution)를 따라 분포하며 정규직 근로자의 생산성은  $\varepsilon_H^{\min}$  ( $0 < \varepsilon_H^{\min} < 1$ )과 1 사이에서 균일분포를 따라 분포한다. 따라서 임시직 근로자의 평균 생산성은  $1/2$ 이며 정규직 근로자의 평균 생산성은  $(1 + \varepsilon_H^{\min})/2$ 이 되고 두 그룹 간 평균생산성의 차이는  $\varepsilon_H^{\min}/2$ 이 된다. 우리나라 노동시장을 상정한 모의실험에서는  $\varepsilon_H^{\min} = 1/3$ 을 가정하였으므로 임시직 근로자의 평균생산성은 정규직 근로자의 약 75% 수준이다. 참고로 안주엽 외(2007)에 의하면 우리나라 비정규직 근로자의 약 60% 이상을 차지하는 한시적 근로자의 평균 시간당 임금은 정규직 근로자의 약 56.7% 수준이다. 그러나 정규직과의 시간당 임금 차이 중 약 27.8%가 생산성과 무관한 차별에 의한 차이로 추정되었다. 따라서 차별에 의한 격차를 감안하여 시간당 임금을 기준으로 추정한 한시적 근로자의 생산성은 정규직 근로자의 약 68.7%에 달한다. 그러므로 본 모형에서 가정한  $\varepsilon_H^{\min} = 1/3$ 은 현실과 차이가 크지 않다고 할 수 있다.

한편 매칭함수는 Pissarides(1986) 및 Blanchard and Diamond(1989)에서 실증적 타당성이 증명되었고 Cahuc and Postel-Vinay(2001)의 연구뿐만 아니라 그 외 수많은 많은 실증연구에서 사용된 컵-더글러스 형태의 함수  $m(v,u) = hv^{\eta}u^{1-\eta}$ ,  $\eta = 0.5$ ,  $h = 1$ 을 사용하기로 한다.<sup>15)</sup> 한편 이와 같은 로그 선형의 매칭함수를 사용할 경우 평균 실업기간은  $(\theta q(\theta))^{-1} = h^{-1}\theta^{-1/2}$ 이 된다. 참고로 모의실험의 기본이 되는 기본모형에서는  $\theta = 0.74$ 가 되어 평균 실업기간은 약 3.5개월이 되며<sup>16)</sup> 이는 외환위기 이후 1999~2007년 우리나라 평균 실업기간인 2.9개월과는 약 0.6개월의 차이를 보인다. 그러나 우리나라 장기실업자의 상당수가 실업자로 남아 있지 않고 비경제활동인구화되는 경향이 강하다는 점 때문에 통계상 평균 실업기간은 실제 평균 실업기간을 과소평가할 가능성이 있으며 또한 본 모형에서는 비경제활동이라는 부분이 없다는 점을 감안하면 우리나라 현 상황과 크게 차이하지 않는다고 볼 수 있다. Poisson 분포를 따르는 생산성 충격의 발생률은 Mortensen and Pissarides(1994)를 따라  $\lambda_L = \lambda_H = 0.081$ 을 가정하였다.<sup>17)</sup> 일자리를 비어둘 경우의 비용은

---

15) 참고로 Den Haan et al.(2000)는  $m(v,u) = \frac{vu}{(v^{\gamma} + u^{\gamma})^{\frac{1}{\gamma}}}$  형태의 매칭함수를 사용하였다. 이 함수의 특징 및 모의실험 결과는 부록에 설명되어 있다.

16) 본 모형의 기본 시간단위는 분기이다. 따라서  $\theta^{-\frac{1}{2}} = 0.86^{-1} = 1.16$ 분기가 되어 약 3.5개월이 된다.

17) Mortensen and Pissarides(1994)는 기본모형의 모의실험에서 나오는 일자리 창출률 및 소멸률(job creation and destruction rate)의 평균과 분산이 Davis and Haltiwanger(1992)에 보고된 미국 실제 자료와 일치되도록  $\lambda$ 를 정하였다. 한편 Davis and Haltiwanger(1992)는 1972년 시작된 미국 사업체 패널자료 LRD (Longitudinal Research Database)로부터 평균 일자리 창출률과 소멸률을 계산하였는데 이런 방식을 우리나라에 적용하기에는 다소 어려움이 있는 것

$c = 1/3$ 로 가정하였으며 또한 실업 상태에서 실업수당이나 여가로부터 얻을 수 있는 효용은 임시직 근로자 평균 생산성의 50%인  $z_L = z_H = 1/4$ 로 가정하였다. 그리고 Mortensen and Pissarides(1994) 및 Ljungqvist(2002)를 참고로 분기 이자율로 1%( $r = 0.01$ )를 선택하였다. 또한 정규직 근로자의 고용조정비용은  $K_H = 1$ 로 설정하였고 모형에서 계산된 실업률이 실제 실업률과 유사한 수준이 되도록 임시직의 고용조정비용은 정규직의 20% 수준인  $K_L = 1/5$ 을 선택하였다.

본 연구의 모의실험은 고용조정과 관련된 비용을 조정하여 고용 창출 변화를 살펴보고 있다. 이런 실험의 기준이 되는 정규직 근로자의 고용조정비용  $K_H = 1$ 이 어느 정도의 규모인지를 파악하기 위해 다음의 예를 살펴보기로 하자. 우리나라의 경우 정규직 고용조정비용의 가장 대표적인 것은 퇴직금이라 할 수 있다. 기본모형에서 가정한 고용조정비용  $K_H = 1$ 은 평균 생산성으로 측정된 정규직 근로자 분기당 임금의 약 150% 수준이다. 따라서  $K_H = 1$ 은 정규직 고용조정비용이 정규직 4.5개월치 임금에 해당함을 의미한다. 우리나라의 경우 임금근로자의 평균 근속기간이 2008년 약 4.6년이며 따라서 1년 근속당 1개월치 평균 임금을 퇴직금으로 보장하는 근로자퇴직급여보장법에 의하면 임금근로자를 해고할 경우 평균적으로 약 4.6개월치 임금이 퇴직금으로 소요된다. 따라서 본 연구에서 제시한 정규직 고용조정비용  $K_H = 1$ 은 평균 임금근로자의 퇴직금과

---

로 보인다. 우리나라의 경우 한국노동연구원이 조사·발표하는 사업체 패널자료(Workplace Panel Survey)가 있으나 2006년부터 격년으로 조사가 이루어진 관계로 자료의 양이 충분하지 못해 생산성 충격의 평균 도착률을 도출하기에 미흡하다. 따라서 본 연구는 Davis and Haltiwanger(1992) 및 Mortensen and Pissarides(1994)의 연구로부터  $\lambda_L = \lambda_H = 0.081$ 을 차용했다.

유사한 수준이다. 그러나  $K_H=1$ 이 반드시 퇴직금만을 의미하는 것은 아니다. 예를 들어 해고절차가 복잡하여 정상적인 해고가 4.5개월 지연될 경우 기업은 4.5개월치 임금, 즉 4.5년 근무한 근로자의 퇴직금만큼의 추가적 부담을 안게 되며 이 또한 본 연구에서 설정한 고용조정비용  $K_H=1$ 에 해당한다.

한편 통계청의 2007년 3월부터 2008년 8월 사이 4회에 걸친 경제활동인구 부가조사에 의하면 우리나라 임금근로자 중에서 비정규직 근로자가 차지한 비중은 약 35%이다. 따라서 현재 우리나라의 노동시장 상황을 반영한다는 의미로 모형에서 임시직 근로자의 비중을 나타내는  $\alpha$ 를 0.35로 정하였다. 참고로 정규직·비정규직 외에 상용직·임시직으로 근로자를 구분할 경우에도 우리나라의 임시근로자가 차지하는 비중은 2007년 및 2008년 평균으로 약 36.8%이다. 따라서  $\alpha=0.35$ 는 현실과 큰 차이를 보이지 않는다.

한편 정규직 및 임시직 근로자의 생산성이 균일분포를 따른다는 가정은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$F^L(x) = x \quad (21)$$

$$F^H(x) = \frac{x - \varepsilon_H^{\min}}{1 - \varepsilon_H^{\min}}, \quad 0 < \varepsilon_H^{\min} < 1 \quad (22)$$

따라서 최종적으로 모형의 균형을 계산하는 7개의 식을 다시 정리하면 다음과 같이 요약된다.

$$\varepsilon_L^h = \varepsilon_L^d + 2(r + \lambda_L)K_L \quad (23)$$

$$\varepsilon_H^h = \varepsilon_H^d + 2(r + \lambda_H)K_H$$

(24)

$$\varepsilon_L^d = z_L - \frac{1}{2} \frac{\lambda_L(1 - \varepsilon_L^d)^2}{r + \lambda_L} + \frac{1}{4} \frac{\theta q(\theta)(1 - \varepsilon_L^h)^2}{r + \lambda_L} + [\theta q(\theta)(1 - \varepsilon_L^h) - r]K_L$$

(25)

$$\varepsilon_H^d = z_H - \frac{1}{2} \frac{\lambda_H(1 - \varepsilon_H^d)^2}{(r + \lambda_H)(1 - \varepsilon_H^{\min})} + \frac{1}{4} \frac{\theta q(\theta)(1 - \varepsilon_H^h)^2}{(r + \lambda_H)(1 - \varepsilon_H^{\min})} + \left[ \frac{\theta q(\theta)(1 - \varepsilon_H^h)}{1 - \varepsilon_H^{\min}} - r \right] K_H$$

(26)

$$wr_L = \frac{\lambda_L \varepsilon_L^d}{(1 - \varepsilon_L^h)\theta q(\theta) + \lambda_L \varepsilon_L^d}$$

(27)

$$wr_H = \frac{\lambda_H(\varepsilon_H^d - \varepsilon_H^{\min})}{(1 - \varepsilon_H^h)\theta q(\theta) + \lambda_H(\varepsilon_H^d - \varepsilon_H^{\min})}$$

(28)

$$\frac{c}{q(\theta)} = \frac{\delta(1 - \varepsilon_L^h)^2}{4(r + \lambda_L)} + \frac{(1 - \delta)(1 - \varepsilon_H^h)^2}{4(r + \lambda_H)(1 - \varepsilon_H^{\min})}$$

(29)

## 2. 모의실험의 결과

본 연구에서는 정규직과 임시직이 동시에 존재하는 노동시장에서 고용보호의 수준을 낮추어 고용조정을 보다 용이하게 하는 정책적 변화가 경제 전체의 일자리 창출에 어떤 영향을 미칠 것인가를 모의 실험을 통해 분석하기로 한다. 우선 모의실험상 고용보호의 수준은 고용조정비용으로 측정되며 따라서 정규직 또는 임시직의 고용보호 변화는 고용조정비용( $K_L, K_H$ )의 변화로 대표된다. 본 연구는 우선 기본모형의 모의실험을 통해 실업률을 구하고 이로부터 기준이 되는 경제 전체의 취업자 수를 구한다. 다음으로 정책변화에 대한 모의실험의 경우 우선 임시직의 고용조정을 보다 용이하게 하는 정책적 변화의 영향을 살펴보기로 한다. 모형에서 정규직의 고용조정비용은 현 상태를 유지한 채 임시직의 고용조정비용을 현 수준의 75% 및 50%로 축소시키는 변화를 고려하기로 한다. 다음으로 정규직 근로자의 고용조정비용만 현 수준의 75% 및 50%로 감축시키는 정책적 변화를 고려하기로 한다. 마지막으로 임시직의 고용조정비용을 현 수준의 125% 및 150%로 증대시켜 임시직의 고용보호 수준을 올리는 변화도 고려하기로 한다.

모의실험의 결과를 제시하기 이전에 본 모형에서 주목해야 할 점 두 가지를 지적하고자 한다. 우선 본 모형에서는 임금근로자만을 고려하기로 한다. 이는 통계상 임금근로자만 정규직과 비정규직(혹은 임시직)으로 구분이 가능하기 때문이며 또한 자영업주를 포함한 비임금근로자의 대부분이 고용보호의 대상이 되지 않기 때문이다. 2009

년 3월 경제활동인구 부가조사에 의하면 우리나라 임금근로자는 약 1,607만6천 명이며 이 중 1,070만2천 명이 정규직이고 537만4천 명이 비정규직이다. 따라서 임금근로자 중 비정규직의 비율은 약 33.4%이다.<sup>18)</sup>

두 번째 주의할 점은 앞서 설명한 것처럼 본 모형에서 비경제활동이라는 부분이 생략되어 있다는 점이다. 따라서 실업에 처한 근로자는 반드시 구직활동을 지속하며 경제활동인구로 남아 있어야 한다. 그러나 현실에서는 상당수의 실직자가 구직활동을 포기한 채 비경제활동인구가 된다. 특히 노동시장과의 연계가 약한 우리나라 청년층, 고령층, 그리고 여성 근로자의 경우 실업상태로 남아 있기보다는 취업준비를 하거나 그냥 쉬는 비경제활동을 선택하는 경향이 강하다.<sup>19)</sup> 따라서 통계상의 실업자만을 사용할 경우 기업의 고용결정과

---

18) 임금근로자를 상용직과 임시·일용직으로 구분할 경우 임시·일용직 근로자의 비중은 2009년 3월 기준 약 42.9%에 달한다.

19) 우리나라는 노동시장과의 연계가 약한 근로자가 다수 있는 관계로 경기가 침체될 경우 상당수의 근로자가 구직활동을 포함한 경제활동을 중단하며 따라서 통계상 실업자로 간주되지 않고 있다. 결과적으로 다른 OECD 국가들에 비해 실업률의 변화가 경기변동을 잘 반영하지 못하는 것으로 추정된다. 자료가 가용한 OECD 21개국의 1980~2006년 실업률의 변화를 실질 경제성장률에서 장기추세를 제거한 경기순환부분에 선형회귀분석을 하면 한국의 경우 경제성장률이 1%포인트 감소할 경우 실업률은 0.29%포인트 증가하는 반면 나머지 20개국 중 통계적으로 유의한 결과가 나온 17개국의 경우 실업률은 평균 0.42%포인트나 감소하는 것으로 나왔다. 즉 우리나라의 경우 실업률이 경기변동에 덜 민감하게 반응한다는 것이다. 반면, 실업률 대신 경제활동 참가율을 종속변수로 사용할 경우 반대 현상이 나타난다. 우리나라는 경제성장률이 1%포인트 감소할 경우 경제활동 참가율이 0.10%포인트 감소하지만 나머지 OECD 국가 20개국 중 14개 국가에서 통계적으로 유의하지 않은 결과가 나왔다. 즉, 대부분의 OECD 국가의 경우 경기변동에 대해 경제활동 참가율이 유의한 반응을 보이지 않지만 우리나라의 경우에는 경기변동 시 노동시장을 이탈하는 노동력이 상대적으로 많은 것으로 분석된다. 따라서 우리나라 노동시장의 특징 중 하나는 노동시장과의 연계가 취약한 것이라

정을 통해서 생산된 실질적인 실업자를 과소평가하게 된다. 이러한 점을 반영하여 보다 실질적인 실업률을 추정하기 위해 본 연구는 통계상 비경제활동인구 중에서 ‘취업준비자’와 ‘쉬었음’을 실질적인 실업자로 간주하고 이들을 통계상 경제활동인구에 추가하여 새로운 경제활동인구를 정의하기로 한다. 그리고 이를 바탕으로 ‘실업률 대체 지표’를 다음과 같이 정의하여 실업률 대신 사용하기로 한다.

$$ur = \frac{(\text{실업자} + \text{취업준비자} + \text{쉬었음})}{(\text{통계상 경제활동인구} + \text{취업준비자} + \text{쉬었음})} \quad (30)$$

따라서 본 모의실험에서 정의된 실업률 대체지표는 일종의 ‘노동력 저활용 대체지표’<sup>20)</sup>의 의미를 가진다. 참고로 2008년 기준 우리나라 경제활동인구는 약 2,434만7천 명이며 이 중 실업자는 76만9천 명이다. 또한 비경제활동인구 중 취업준비자는 59만8천 명이며 쉬었음은 135만2천 명이다. 따라서 새롭게 정의된 경제활동인구는 약 2,629만7천 명이며 실질적 실업자는 약 271만9천 명에 달하고 ‘실업률 대체지표’는 10.3%가 된다. 한편 모의실험에서는 임금근로자만 고려한 일종의 경제활동인구가 필요하다. 따라서 실제 임금근로자 규모와 ‘실업률 대체지표’를 이용하여 ‘임금근로자 대비 경제활동인구’를 추정하고 ‘노동력’이라 정의하기로 한다. 2009년 3월 기준 임

하겠다[변양규·정연호(2009) 참조].

20) 가장 대표적인 지표는 미국 노동통계국(BLS)이 발표하는 노동력 6가지 저활용 대체지표(alternative measures of labor underutilization) U1~U6이다. 이들 지표는 실업자의 개념을 새롭게 정의하여 이들이 통상적인 경제활동인구에서 차지하는 비율로 실업률을 계산한다. 자세한 내용은 배민근(2007)을 참조하기 바란다. 이들 지표와는 달리 본 연구에서 사용된 실업률은 통상적인 경제활동인구뿐만 아니라 비경제활동인구 중에서 ‘취업준비자’와 ‘쉬었음’을 새롭게 정의된 경제활동인구에 포함시켜 실업률을 계산한다.



금근로자는 1,607만6천 명이며 '실업률 대체지표'는 10.3%이다. 따라서 '노동력'은 약 1,792만2천 명( $\frac{1607.6}{(1-0.103)} \approx 1792.2$ )으로 추정된다.

모의실험의 결과는 <표 2>에 정리되어 있다. 우선 기본모형의 경우 전체 '노동력' 1,792만2천 명 중에서 취업자는 약 1,597만8천 명이며 실질적인 실업자는 194만4천 명에 달한다. 따라서 실업률 대체지표는 약 10.8%이며 이는 앞서 설명한 우리나라의 2008년 실질적 실업률 10.3%에 상당히 근접한 수준이다. 빈 일자리와 실업자의 비율로부터 평균 실업기간을 계산하면 약 3.5개월이 나오며 이 역시 앞서 설명한 것처럼 우리나라 상황과 크게 다르지 않다.

우선 정규직의 고용조정비용은 현 수준을 유지한 채 임시직의 고용조정비용만 현재의 75% 수준으로 낮추는 경우(실험 1)를 살펴보도록 하자. 이 경우 장차 생산성 변동에 의해 임시직을 해고해야 할 경우 부담해야 하는 비용이 낮아졌기 때문에 다른 조건이 동일하다면 임시직 고용유인이 증가하게 된다. 그 결과 임시직의 고용은 약 1만7천 명 증가한다. 한편 상대적으로 고용보호가 강화된 정규직의 고용유인은 줄어들게 되어 정규직 고용은 3천 명 정도 감소한다. 결과적으로 총 임금근로자는 1만4천 명 정도 증가하는 것으로 나타났다. 임시직의 고용조정비용을 현 수준의 50%까지 감축시켜 임시직 사용을 보다 용이하게 한 실험 2도 비슷한 결과를 제시하고 있다. 임시직 고용은 3만4천 명 증가한 반면 정규직 고용은 5천 명 정도 감소하여 총 임금근로자는 2만9천 명 정도 증가하는 것으로 나타났다. 이처럼 정규직의 고용이 감소한 것은 임시직 고용보호만 완화되면서 정규직의 '상대적' 고용보호 수준이 높아졌고 이에 따라 정규직을 사용할 유인이 줄었기 때문이다. 또한 실업률 및 평균 실업기간

은 두 실험 모두에서 크게 변하지 않는 것으로 나타났다. 종합하여 보면 정규직의 고용보호는 현 수준을 유지한 채 임시직의 고용보호만 완화하는 실험 1, 실험 2의 경우 우선 첫째, 임시직의 고용을 증대시키는 데 성공적이다. 이는 임시직의 고용조정비용이 절대적으로 낮아졌기 때문이다. 둘째, 이러한 정책은 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 증대시켜 양자 간 고용대체현상을 유발한다. 따라서 상대적으로 고용보호가 강화된 정규직 일자리를 축소시키고 임시직 고용증가의 일부분을 상쇄하여 경제 전체 고용창출 효과는 감소한다.

다음으로 정규직의 고용조정비용을 줄이는 정책의 고용창출 효과를 살펴보도록 하자. 실험 3은 정규직의 고용조정비용을 현 수준의 75%가 되도록 축소시키는 정책적 변화이다. 우선 고용보호가 완화된 정규직 고용은 약 5만7천 명 증가하고 임시직 고용 역시 1만4천 명가량 증가하여 전체 임금근로자는 약 7만1천 명 증가한다. 한편 정규직의 고용조정비용을 현 수준의 50%로 축소시키는 실험 4의 경우 총고용 증가는 상당한 것으로 나타난다. 실험 4의 경우 정규직 고용은 13만8천 명 증가하고 임시직 고용 역시 2만8천 명 증가하여 임금근로자는 약 16만6천 명 증가한다. 이는 2001년부터 2008년 사이 우리나라 취업자 연평균 증가 30만3천 명의 약 55%에 해당하는 추가적 일자리가 생길 수 있다는 것을 의미한다. 또한 고용보호 완화에 의해 실업자가 실업을 벗어날 확률이 증가하고 결과적으로 노동시장의 역동성이 증가하여 평균 실업기간이 3.3개월로 축소된다. 실업률 대체지표도 10.8%에서 9.9%로 0.9% 포인트 감소하게 된다.

실험 3과 4에서 정규직의 고용이 크게 증가한 것은 정규직의 고용보호 완화가 직접적으로 작용하였기 때문이다. 즉, 정규직 채용

시 장차 발생할 고용조정비용의 부담이 줄어들어 정규직 고용유인이 증가하였기 때문이다. 한편 임시직의 고용 역시 증가하게 되는데 이는 정규직과의 고용보호 격차 축소로 정규직·임시직 간의 노동력 대체 정도가 축소되었고 동시에 경제 전체의 고용보호 수준도 하락하였기 때문이다.

모형의 작동이라는 측면서 보다 자세히 살펴보면, 임시직 고용 및 해고의 기준이 되는  $\varepsilon_L^d$  및  $\varepsilon_L^e$ 는 기본모형에 비해 상승하게 되는데 이는 정규직의 고용조정비용이 줄어들어 정규직 사용의 부담이

표 2. 모의실험 결과

(단위: 만 명, %, 개월)

결과	모형	기본 모형	임시직 고용보호 완화		정규직 고용보호 완화		임시직 고용보호 강화	
			실험 1	실험 2	실험 3	실험 4	실험 5	실험 6
고용조정비용 (기본모형 대비)	정규직	100%	100%	100%	75%	50%	100%	100%
	임시직	100%	75%	50%	100%	100%	125%	150%
노동력		1792.2	1792.2	1792.2	1792.2	1792.2	1792.2	1792.2
임금근로자		1597.8	1599.3	1600.8	1604.9	1614.5	1596.4	1594.9
	증감	-	1.4	2.9	7.1	16.6	-1.4	-2.9
정규직 고용		1049.3	1049.0	1048.8	1054.9	1063.0	1049.4	1049.6
	증감	-	-0.3	-0.5	5.7	13.8	0.1	0.4
임시직 고용		548.6	550.3	551.9	550.0	551.4	547.0	545.3
	증감	-	1.7	3.4	1.4	2.8	-1.5	-3.3
실질적 실업자		194.4	192.9	191.4	187.3	177.7	195.8	197.3
실업률(대체지표)		10.8	10.8	10.7	10.6	9.9	10.9	11.0
평균 실업기간		3.5	3.5	3.4	3.3	3.1	3.5	3.6

- 주: 1) 실업률(대체지표)은 실업자와 비경제활동인구 중 '취업준비자' 및 '쉬었음'을 실질적 실업자로 간주하고 계산한 실업률; 2008년 기준 실제 실업률(대체지표)은 10.3%  
 2) 고용 증감은 기본모형 대비  
 3) '노동력'은 실제 임금근로자 규모 및 실업률(대체지표)을 이용하여 추산한 규모

줄어들게 되고 따라서 기업의 입장에서 임시직의 고용과 해고의 기준을 상향조정하게 되어 경제생산성  $\varepsilon_L^d$  및  $\varepsilon_L^h$ 이 상승하게 되는 것이다. 정규직의 경우에도  $\varepsilon_H^d$ 가 상승하여 예전에 비해 보다 높은 수준의 생산성 수준에서 정규직의 해고가 시작된다. 그러나 정규직의 고용이 시작되는 경제생산성인  $\varepsilon_H^h$ 는 기본모형에 비해 상당히 낮아지는데 이는 정규직 고용조정비용의 감소로 정규직 고용의 부담이 줄어들기 때문이다. 이처럼 정규직의 고용이 시작되는 경제생산성이 기본모형에 비해 크게 감소하는 효과가 다른 효과들을 상쇄하여 경제 전체의 고용이 증가하게 되는 것이다.

마지막으로 임시직의 고용보호를 강화하는 실험 5 및 6을 살펴보기로 하자. 임시직의 고용조정비용을 25% 증가시킨 실험 5에서는 절대적 고용보호 수준이 상승한 임시직 근로자의 고용은 1만5천 명 감소하고 상대적 고용보호 수준이 낮아진 정규직 근로자의 고용은 약 1천 명 증가한다. 결과적으로 총고용은 약 1만4천 명 감소한다. 임시직의 고용조정비용을 50% 증가시킨 실험 6에서도 동일한 결과가 관찰된다. 임시직 고용은 3만3천 명 감소하고 정규직 고용은 4천 명 증가하여 총고용은 2만9천 명 감소하는 것으로 나타났다.

이상의 실험에서 살펴본 내용을 정리하면 다음과 같다. 우선 임시직과 같은 노동시장의 일부 그룹에 대한 고용보호 완화는 정책의 직접적 대상이 되는 임시직의 고용은 증대시키지만 정규직 고용을 감소시킨다. 따라서 총고용을 증대시키는 효과가 줄어들게 된다. 그 이유는 임시직 근로자는 이미 정규직에 비해 고용보호의 수준이 낮고 따라서 이러한 정책은 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 더욱 증가시켜 그룹 간 노동력 대체를 확대시키기 때문이다. 그러나

정규직의 고용조정비용을 낮춰 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 줄이는 고용보호 완화 조치는 우선 정책의 직접 대상이 되는 정규직의 일자리를 늘린다. 또한 노동시장 전체의 유연성을 높여 노동의 사용을 보다 용이하게 만들며 동시에 정규직과 임시직 간의 대체도 줄여 임시직의 고용도 늘리며 결과적으로 총고용을 크게 증가시키는 효과를 나타낸다.



## 제5장 결 론





본 연구는 고용보호의 완화를 통한 노동시장의 유연성 및 역동성 제고가 과연 고용을 창출하는가라는 의문점에서 출발하였으며 이런 의문에 대한 답을 구하기 위해 우선 고용보호와 노동시장의 성과에 관한 기존의 연구들을 정리하였다. 기존 연구들의 결론을 종합해 보면 고용보호의 완화는 고용률을 어느 정도는 제고시킬 수 있는 것으로 보인다. 그러나 고용보호의 완화가 노동시장의 개별 그룹에 대해 미치는 영향이 상이하기 때문에 최종적인 효과는 불분명한 것으로 보인다. 특히 정규직과 임시직의 고용보호 정도에 차이가 있는 경우 특정 그룹에 대한 고용보호 완화는 그룹 간에 노동력 대체를 유발할 가능성이 있으며 따라서 실제 고용창출 효과가 미미할 가능성이 있다. 1990년대 일부 유럽 국가들이 고용사정을 개선하기 위해 정규직의 고용보호 정도는 유지한 채 임시직의 사용을 용이하게 하는 제도적 개선을 취했지만 경제 전체에 미친 고용 효과는 미미한 것으로 나타난 것도 정규직을 대체하여 임시직이 증가하는 상황이 발생했기 때문이다.

본 연구는 이처럼 종사상의 지위에 따라 고용보호의 정도가 차이는 차별적 고용보호제도하에서 고용조정비용의 축소가 가지는 고용창출 효과를 정량적으로 분석하였다. 보다 자세히 설명하면, 본 연구는 확장된 Mortensen and Pissarides(1994) 모형하에서 임시직의 고용조정비용을 경감하여 정규직과 임시직의 고용보호 격차를 늘리는 정책과 정규직의 고용조정비용을 낮추어 양자 간의 고용보호 격차를 줄이는 정책의 고용창출 효과를 분석하였다. 모의실험 결과에 의하면 임시직의 사용을 보다 용이하게 하는 정책은 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 확대하고 결과적으로 양자 간의 노동력 대체를 유발하여 고용창출 효과가 미미한 것으로 보인다. 그러나 정규

직의 고용보호를 완화하여 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 줄이는 정책은 상당한 고용창출 효과가 있는 것으로 나타났다. 예를 들어 우리나라의 경우 정규직의 고용조정비용을 현재의 75% 수준으로 줄여 정규직·임시직 간의 고용보호 격차를 낮추는 정책은 7만 개 이상의 일자리를 창출하는 것으로 나타났다. 또한 정규직 고용조정비용을 현재의 절반으로 줄일 경우 고용창출 효과는 더욱 확대되어 정규직 일자리는 13만 개 이상, 임시직 일자리는 약 3만 개 창출되어 약 16만 개 이상의 고용창출 효과가 있는 것으로 분석되었다. 이는 2000년대 우리나라 평균 취업자 증가의 약 55%에 해당하는 규모이다. 따라서 본 연구의 모의실험은 고용조정비용 감축의 목적이 노동시장 유연화를 통한 고용창출일 경우 정규직의 고용조정과 관련된 비용을 축소시켜 정규직과 임시직 간의 격차를 줄이는 것이 올바른 방향임을 보여준다.

현재 우리나라 고용사정은 경기침체에 의해 악화되고 있다. 이런 상황에서 비정규직보호법의 개정 여부를 놓고 많은 토론이 진행되고 있다. 본 연구는 이러한 토론에 대해 의미 있는 결론을 제시하고 있다고 판단된다. 우선 비정규직보호법 개정에 관해 본 연구의 결과가 가지는 함의를 파악하기 위해선 현재 비정규직보호법을 개정하려는 목적이 무엇인가가 명확해야 한다. 만약 비정규직보호법의 개정 목적이 경기침체에 의해 비정규직의 고용사정이 악화되는 상황에서 추가적인 고용사정 악화를 미연에 방지하는 것이라면 비정규직의 사용기간을 늘리거나 고용조정비용을 경감시켜 비정규직 고용유인을 제공하는 것이 바람직할 것이다. 그 이유는 이런 정책이 최소한 비정규직의 고용을 인위적으로 막지 않으며 또한 고용조정비용 축소를 통해 비정규직의 고용을 증대시킬 것이기 때문이

다.<sup>21)</sup> 그러나 만약 비정규직보호법 개정의 목적이 경제 전체의 고용창출을 위한 것이라면 비정규직의 사용기간을 연장하거나 법 적용을 유예하여 비정규직의 고용조정비용을 감소시키는 정책은 효과적이지 못할 것이다. 왜냐하면 이러한 정책은 궁극적으로 정규직의 고용유인을 감소시켜 정규직 일자리를 줄이며 그 결과 총고용 증대 효과는 미미할 것이기 때문이다. 결론적으로 보면, 비정규직보호법의 개정을 통해 제한적이거나 비정규직의 고용사정 악화를 막는 것은 가능하다. 그러나 이를 통해 경제 전체의 고용을 증가시키는 것은 효율적이지 못하다. 정규직의 과도한 고용보호를 완화하는 것이 고용창출 문제의 핵심이다.

본 연구가 함의하는 고용조정비용과 고용 간의 관계를 현실에 그대로 적용하기 위해서는 몇 가지 개선할 점이 있다. 우선 본 연구는 다양한 형태의 고용보호를 고용조정비용으로 단순화하였다는 한계가 있다. 현실적으로 고용 및 해고와 관련된 다양한 형태의 비용을 감안하는 시도가 있어야 할 것으로 보인다. 예를 들어 서론에서 설

---

21) 현행 비정규직보호법이 유지되거나 개정될 경우 비정규직 고용의 변화를 예측하기 위해서는 기본적으로 정규직 전환의 대상이 되는 기간제 근로자의 규모와 정규직 전환 비율을 파악하여야 한다. 본 보고서는 이에 대한 연구를 수행하지 않았기 때문에 구체적인 수치를 제시할 수 없다. 그러나 대략적인 예상은 다음과 같다. 우선 현행 비정규직보호법하에서 2009년 7월 이후 정규직 전환의 대상이 되는 근로자의 규모는 조사기관에 따라 상당한 차이를 보이고 있다. 노동부에 의하면 올 하반기 정규직으로 자동 전환되는 종업원 5인 이상 사업장의 2년 초과 기간제 근속자는 약 100만 명 수준이다. 그러나 노동계에서는 매월 4만 명 정도로 하반기 총 24만 명 정도가 그 대상이 된다고 보고 있다. 한편 비정규직보호법 시행 이전에 기간제 근로자의 정규직 전환 비율은 약 12.7%였으며 시행 이후인 지난 2007년 3월과 2008년 3월 사이에는 기간제 근로자의 약 14.4%가 정규직으로 전환되었다[남재량·박기성(2008) 참조]. 따라서 경제적 유인에 의해 결정되는 정규직 전환 비율에 큰 변화가 없다면 작게는 약 20만 명에서 크게는 약 87만 명의 근로자가 실직의 위험에 노출되어 있다고 봐야 할 것이다.

명한 것처럼 고용보호가 준고정적 노동비용(quasi-fixed labor cost)이나 조세격차(tax wedge)를 통해 고용결정에 영향을 미칠 수 있으며 이러한 가능성을 감안할 필요가 있다고 하겠다. 둘째, 본 연구의 모형은 비경제활동을 고려하고 있지 않으며 비경제활동을 일종의 실업으로 간주하고 있다. 그러나 비경제활동을 선택 가능한 하나의 활동으로 간주하여 경기변동에 의해 실업자가 구직활동을 포기하고 비경제활동인구가 되는 상황을 보다 정교히 반영할 필요가 있다고 하겠다. 또한 취업 상태에서 구직활동(on-the-job search)을 하는 상황이나 취업자의 구직강도가 변할 수 있는 상황 역시 고려해야 할 내용 중에 하나라고 하겠다.

본 연구는 단순화된 모형의 모의실험을 통해 고용조정비용의 감축이 가지는 고용창출 효과를 분석했다. 이러한 고용창출 효과의 절대적 규모는 분석에 쓰인 가정에 따라 소폭 변할 수도 있다. 하지만 임시직의 사용만을 용이하게 하여 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 늘리는 정책은 노동력 간의 대체 때문에 기대 이하의 고용창출 효과를 나타내고 반대로 정규직의 고용 과보호를 완화하여 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 줄이는 정책은 일정 수준 이상의 고용창출 효과를 나타낼 수 있다는 점은 가정과 상관없이 유지될 것이다.

- 김용성, 「외국사례 분석을 통한 노동시장 성과와 제도적 요인 간의 관계 및 정책적 시사점 고찰」, 『KDI정책포럼』 제206호, 한국개발연구원, 2008.
- 남재량, 「비정규직법 시행 효과 연구」, 제10회 한국노동패널 학술대회 논문집, 2008, pp.3-19.
- 남재량·박기성, 「비정규직법 시행효과 연구」, 미발표 원고, 2008.
- 노동부, 「국제노동정책동향 자료집」, 노동부 국제노동정책팀, 2006.
- 문외솔, 「고용보호제도가 노동시장에 미치는 영향 분석」, working paper 제42호, 한국은행 금융경제연구원, 2008.
- 박제성, 「프랑스의 근로계약법제 변화: 신규채용계약(CNE)과 최초채용계약(CPE)」, 『2006 노동법의 쟁점』, 한국노동연구원, 2006.
- 배민근, 「체감 실업률 지표로 본 최근 고용사정」, 『LG주간경제』 947호, LG경제연구원, 2007, pp.34-38.
- 변양규, 『프랑스 최초고용계약(CPE) 제도의 시사점-노동시장의 유연성 및 고용창출을 중심으로-』, 정책보고서, 한국경제연구원, 2008.
- 변양규·정연호, 「일자리 창출을 위한 노동시장 개선방안」, 『글로벌 금융위기 극복을 위한 성장 및 고용 전략』 제3장, 한국경제연구원 경제연구본부 편, 2009.
- 안주엽·남재량·이인재·성지미·최강식, 『노동과 차별(III): 인식과 실제』, 정책연구 2007-05, 한국노동연구원, 2007.
- 유경준, 「노동시장유연성과 일자리의 창출」, 유경준 편저, 『고용창출에 관한 연구』 중 III-2, 비봉출판사, 2000.
- \_\_\_\_\_, 「비정규직 문제와 고용창출」, 『한국경제 구조변화와 고용창출』 중 9장, 연구보고서 2004-5, 한국개발연구원, 2004.

최경수, 『노동시장 유연화의 고용효과분석 -고용보호 규제완화를 중심으로-』, 한국개발연구원, 2001.

전병유 외, 『고용 없는 성장에 대한 대응전략 연구(Ⅰ)』, 정책연구 2005-12, 한국노동연구원, 2005.

통계청, 『경제활동인구조사 부가조사』, 통계청, 각 호

\_\_\_\_\_, 국가통계포털, [www.kosis.kr](http://www.kosis.kr)

Alvarez, F. and M. Veracierto, “Labor Market Policies in an Equilibrium Search Model,” *NBER Macroeconomics Annual*, National Bureau of Economic Research, 1999, pp.265-304.

\_\_\_\_\_, “Severance Payments in an Economy with Frictions,” *Journal of Monetary Economics* 47(3), 2001, pp.477-498.

Baker, D., A. Glyn, D. Howell and J. Schmitt, “Labour Market Institutions and Unemployment: a Critical Assessment of Cross-country Evidence,” D. Howell (ed.), *Fighting Unemployment: the limits of free market orthodoxy*, Oxford University Press, Oxford, 2004.

Belot, M., J. Boone and J. van Ours, “Welfare Effects of Employment Protection,” CEPR Discussion Paper No.3396, 2002.

Bentolila, S. and G. Bertola, “Firing Costs and Labour Demand: How Bad is Euroclerosis?” *Review of Economic Studies* 57(3), 1990, pp.381-401.

Bertola, G., “Job Security, Employment and Wages,” *European Economic Review*, June 1990, pp.851-886.

Blanchard, O. and P. Diamond, “The Beverage Curve,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1, 1989, pp.1-60.

Blanchard, O. and A. Landier, “The Perverse Effect of Partial Labour Market Reform: Fixed-Term Contracts in France,” *Economic Journal*, Vol.112, No.480, 2002, pp.F214-244.

BLS, “Employer Cost for Employee Compensation-December 2006,” Bureau of Labor Statistics, U.S. Labor Department, 2007.

- Cahuc, P. & S. Carcillo, "The Shortcomings of a Partial Release of Employment Protection Laws: The Case of the 2005 French Reform," International Monetary Fund, IMF Working Paper WP/06/301, 2006.
- Cahuc, P., and F. Kramarz, "De la Précarité à la Mobilité: Vers une Sécurité Sociale Professionnelle," Paris: La Documentation Française, 2004.
- Cahuc, P. & F. Postel-Vinay, "Temporary Jobs, Employment Protection and Labor Market Performance," *Labour Economics* Vol.9, 2002, pp.63-91.
- Cahuc, P., and A. Zylberberg, "Job Protection, Minimum Wage and Unemployment," IZA Discussion Paper No.95, Bonn, Institute for the Study of Labour, 1999.
- \_\_\_\_\_, *Labour Economics*, MIT Press, 2004.
- Davis, S. and J. Haltiwanger, "Gross Job Creation, Gross Job Destruction, and Employment Reallocation," *Quarterly Journal of Economics* Vol.107 No.3, 1992, pp.819-863.
- Den Haan, W., G. Ramey and J. Watson, "Job Destruction and Propagation of Shocks," *American Economic Review* Vol.90 No.3, 2000, pp.482-498.
- Dolado, J., C. Garcia-Serrano, and J. Jimeno, "Drawing Lessons from the Boom of Temporary Jobs in Spain," *Economic Journal* Vol.112, 2002, pp.F270-F295.
- Donaldo, J., M. Jansen and J. Jimeno, "Dual Employment Protection Legislation: A Framework for Analysis," IZA Discussion Paper, No.1564, Institute for the Study of Labour, 2005.
- Drèze, J. and C. Bean, "Europe's Unemployment Problem: Introduction and Synthesis," in J. Drèze and C. Bean (eds.), *European Unemployment: Lessons from a Multi-Country Econometric Study*, MIT Press, 1990, pp.1-65.

- Ehrenberg, R. and R. Smith, *Modern Labor Economics: Theory and Public Policy*, 10th edition, Pearson Addison Wesley, 2009.
- Garibaldi, P., "Job Flow Dynamics and Firing Restrictions," *European Economic Review* 42(2), 1998, pp.245-275.
- Hopenhayn, H and R. Rogerson, "Job Turnover and Policy Evaluation: A General Equilibrium Analysis," *Journal of Political Economy* Vol.101, 1993, pp.915-938.
- Holmlund, B., and D. Storrie, "Temporary Workers in Turbulent Times: The Swedish Experience," *The Economic Journal* Vol.112, 2002, pp.F245-F269.
- Jimeno, J. and Rodriguez-Palenzuela, "Youth Unemployment in the OECD: Demographic Shifts, Labour Market Institutions, and Macroeconomic Shocks," FEDEA working paper, 2002-15, 2002.
- Kugler, A., J. Jimeno and V. Hernanz, "Employment Consequences of Restrictive Permanent Contracts: Evidence from Spanish Labor Market Reforms," Working Paper 2003-14, Fundación de Estudios Economía Aplicada, 2003.
- Lambert, J., *Disequilibrium Macroeconomic Models: Theory and Estimation of Rationing Models Using Business Survey Data*, Cambridge University Press, 1988.
- Lazear, E., "Job Security Provisions and Employment," *Quarterly Journal of Economics* 105(3), 1990, pp.699-726.
- Ljungqvist, L. "How do lay-off costs affect employment?," *Economic Journal* Vol.112, 2002, pp.829-853.
- Lucas, R. and E. Prescott, "Equilibrium Search and Unemployment," *Journal of Economic Theory* Vol. 7, 1974, pp.188-209.
- Mortensen, D. and C. Pissarides, "Job creation and job destruction in the theory of unemployment," *Review of Economic Studies* 61, 1994, pp.397-415.
- \_\_\_\_\_, "New Developments in Models of Search in the Labor Market"



- in O.C. Ashenfelter and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam: North-Holland, 1999, pp.2567-2628.
- Nickell, S., "Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus America," *Journal of Economic Perspectives* Vol.11, No.3, 1997, pp.55-74.
- OECD, "The OECD Jobs Study, Evidence and Explanations, Part II," OECD, 1994a.
- \_\_\_\_\_, "The OECD Jobs Study, Facts, Analysis, and Strategies," OECD, 1994b.
- \_\_\_\_\_, "Employment Protection and Labour Market Performance," in *OECD Employment Outlook*, OECD, 1999.
- \_\_\_\_\_, "Employment Protection Regulation and Labour Market Performance," in *OECD Employment Outlook*, OECD, 2004.
- Petrongolo, B. and C. Pissarides, "Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function," *Journal of Economic Literature* Vol.29 No.3, 2001, pp.390-431.
- Pissarides, C., "Unemployment and Vacancies in Britain," *Economic Policy* Vol.3 No.3, 1986, pp.499-559.
- \_\_\_\_\_, *Equilibrium Unemployment Theory*, 2nd edition, Cambridge, The MIT Press, 2000.
- Veracierto, M., "On the Short-Run Effects of Labor Market Reforms," *Journal of Monetary Economics* Vol.54, 2007, pp.1213-1229.

---

## 부 록

### 매칭함수(matching function)

매칭함수는 일자리를 찾는 근로자(실업자)의 수와 근로자를 찾는 기업(일자리)의 수를 바탕으로 새롭게 형성되는 고용계약(일자리 창출)의 규모를 결정짓는 함수이다. 불완전 정보, 근로자 및 기업 간의 이질성, 제한적인 노동이동 등 노동시장에 존재하는 다양한 형태의 마찰(friction)을 반영하고자 여러 형태의 함수가 사용되었다. 가장 단순한 형태의 매칭함수는  $m = m(u, v)$ 의 형태를 가지며 여기서  $m$ 은 형성된 고용계약의 수를 나타내며  $u$  및  $v$ 는 각각 일자리를 찾는 근로자(unemployed)와 근로자를 찾는 빈 일자리(vacancy)의 수를 나타낸다. 일반적으로 매칭함수는  $u$  및  $v$ 에 대해 증가함수이며 위로 볼록(concave)하고 일차동차(homogeneous of degree one)의 성질을 가지는 것으로 가정한다. 실업자는  $m(u, v)/u$ 의 확률로 일자리를 찾고 반대로 빈 일자리는  $m(u, v)/v$ 의 확률로 실업자에 의해 채워진다.

매칭함수의 기본 성격을 살펴보기 위해 일자리를 찾는 근로자와 근로자를 찾는 기업 간에 불완전한 정보가 존재하는 경우를 상정해보자. Petrongolo and Pissarides(2001)에서 제시된 예처럼  $u$ 명의 실업자가  $v$ 개의 일자리(혹은 기업당 하나의 빈 일자리가 있다고 가정하여  $v$ 개의 기업)를 놓고 각각 한 군데에만 원서를 제출한다고 가정하자. 실업자 간에는 원서 제출과 관련하여 사전 조정(coordination)이 불

가능하다. 따라서 일부 기업은 1개 이상의 원서를 받을 수 있고 일부 기업은 원서를 전혀 받지 못할 수도 있다. 두 개 이상의 원서를 받은 기업은 지원자 중에서 한 명을 임의로 선택하고 나머지 지원자는 실업상태를 지속하게 된다. 하나의 원서도 받지 못한 기업은 빈 일자리를 채우지 못하고 다음 기간에 다시 지원자를 받게 된다. 따라서 실업자와 빈 일자리의 수가 동일한 경우에 매칭이 이루어져도 실업과 빈 일자리가 공존할 수 있으며 이는 매칭과정에 대한 불완전한 정보에 기인한다.

특정 실업자는  $v$ 개의 기업 중 하나에 원서를 제출하기 때문에 개별 기업의 입장에서 특정 실업자로부터 원서를 받을 확률은  $1/v$ 이며 따라서 특정 기업이 하나의 원서도 받지 못할 확률은  $(1-1/v)^u$ 가 된다. 그러므로 전체  $v$ 개의 빈 일자리 중에서 근로자를 찾은 일자리의 수는  $v[1-(1-1/v)^u]$ 가 된다. 이를 지수함수를 이용한 근사치로 대신할 경우 근로자를 찾은 빈 일자리를 나타내는 매칭함수는 다음의 형태로 표현될 수 있다.

$$m = v(1 - e^{-\frac{u}{v}}) \quad (A1)$$

이와 같이 매칭함수는 구직과정 및 구인과과정의 기본 성격을 잘 표현하고 있지만 단점이 있는 것도 사실이다. Petrongolo and Pissarides (2001)에서 제시된 예를 인용하면, 실업자와 빈 일자리의 수가 같을 경우 실업자가 실업상태를 벗어날 확률은  $\frac{m}{u} = v(1 - e^{-\frac{u}{v}})/u = 1 - e^{-1} \approx 0.63$ 이 되며 따라서 평균 실업기간은  $1/0.63 \approx 1.59$  기간이 된다. 만약 실업자가 3배 늘었다고 가정하면 평균 실업기간은 3.16으로 두 배가

된다. Petrongolo and Pissarides(2001)는 실업이 이처럼 3배 증가할 경우 실제 평균 실업기간은 두 배보다 더 증가하는 점을 지적하며 (A1) 형태의 매칭함수가 실증분석에 쓰이기에는 한계가 있다고 지적한다. 따라서 실증분석에서는 (A1)의 변형된 매칭함수들이 쓰인다. 그러나 (A1)은 여전히 실업자와 빈 일자리 간의 매칭 과정을 가장 간단한 함수의 형태를 통해 보여주며 많은 매칭함수의 기본 형태라고 할 수 있다.

그 외에도 여러 형태의 매칭함수가 쓰이지만 본 연구와 관련된 매칭함수의 한 형태를 설명하고자 한다. 우선  $n$ 개의 개별 노동시장으로 구성된 경제를 상정하자. 개별 노동시장에는 일정 수준의 노동력이 존재하며 개별 노동시장 간에는 노동이동이 자유롭지 못하다. 따라서 노동의 수요와 공급에 따라 개별 노동시장은 불균형 상태에 처할 수 있으며 경제 전체로 보면 실업과 빈 일자리가 공존할 수 있다. 개별 시장의 매칭( $m_i, i = 1, 2, \dots, n$ )은 각 시장의 실업자 및 빈 일자리의 규모에 의해  $m_i = \min(u_i, v_i)$ 로 결정된다고 하자. 이 경우 경제 전체의 매칭은 다음과 같은 CES 형태로 나타낼 수 있다.<sup>22)</sup>

$$m = (u^\gamma + v^\gamma)^{\frac{1}{\gamma}} \tag{A2}$$

$$u = \sum_{i=1}^n u_i, \quad v = \sum_{i=1}^n v_i, \quad m = \sum_{i=1}^n m_i$$

그러나 이런 CES 형태의 매칭함수는 개별시장의 범위에 대한 이론적, 실증적 기준이 분명하지 못하다는 점 때문에 실증분석에 쓰기에 제약이 있다. 일반적으로 개별 노동시장에 대한 자료가 가용치

---

22) 자세한 유도과정은 Lambert(1988) 및 Drèze and Bean(1990)을 참조하기 바란다.

못한 경우가 많다. 따라서 개별 노동시장에 대한 합산(aggregation over locations)을 통해 전체 매칭함수(aggregate matching function)를 추정하게 되는데 이런 과정에서 개별 시장의 범위에 대한 이론적 정의가 부재하다는 점은 실증분석에 큰 제약으로 작용한다.

실증분석에서 또 다른 제약 중 하나는 시간에 대한 합산(aggregation over time) 문제이다. 예를 들어  $t$ 기 동안 이루어진 매칭( $m_t$ )을  $t$ 기의 실업( $u_t$ ) 및 빈 일자리( $v_t$ )의 함수로 추정하는 경우를 상정해 보자.  $t$ 기가 시작되어 매칭이 발생하게 되면  $t$ 기가 시작할 때 측정된  $u_t$  및  $v_t$  역시 변하게 된다. 또한  $t$ 기 동안 실업에서 벗어난 실업자( $m_t$ ) 중에는  $t$ 기가 시작될 때 실업을 벗어난 경우도 있지만  $t$ 기가 시작된 이후 실업으로 유입되었다가  $t$ 기가 끝나기 전에 실업을 빠져나온 경우도 있다. 후자가 매칭을 통해 실업을 벗어날 확률은  $t$ 기가 시작될 때 측정된 실업자( $u_t$ ) 및 빈 일자리( $v_t$ )보다는 자신이 실업을 빠져나온 시점의 실업자 및 빈 일자리 규모에 의존하게 된다. 결국 유량(flow) 변수인 매칭( $m_t$ )을 저장(stock)변수인 실업( $u_t$ ) 및 빈 일자리( $v_t$ )의 함수로 추정하기 때문에 종속변수가 잘못 측정(mismeasured)되는 문제가 발생하게 되며 추정계수에 편의(bias)가 발생하게 된다.

시간에 대한 합산의 문제와 연관해서 가장 실질적인 문제는  $t$ 기에 실업자가 실업에서 벗어날 매칭확률을  $m_t/u_t$ 로 정의할 경우 유량변수  $m_t$ 가 저장변수  $u_t$ 보다 크게 측정이 되어 확률이 1보다 큰 경우가 발생할 수 있다는 것이다. 예를 들어 1월 1일 100명의 실업자가 있는 경제를 상정하고 매월 50명의 실업자가 실업을 빠져나가며 새롭게 50명이 실업으로 유입된다고 가정하자. 만약 분기별 자료를 사용한다면 1분기에 이루어진 매칭( $m_t$ )은 모두 150명이다. 그러나 1분기가 시작될 때 측정된 실업자 규모( $u_t$ )는 100명이기 때

문에  $m_t/u_t$ 로 정의된 실업자의 매칭확률은  $150/100 = 1.5$ 가 되어 1보다 크게 된다. 이런 가능성을 배제하기 위해 Den Haan et al.(2000)는 매칭을 통해 일자리의 창출 및 소멸이 내생적으로 결정되는 동태적 일반균형모형에서 다음과 같은 매칭함수를 사용하였다.

$$m(v,u) = \frac{vu}{k} = \frac{vu}{(v^\gamma + u^\gamma)^{\frac{1}{\gamma}}} \quad (\text{A3})$$

우선  $k$ 는 매칭이 일어날 수 있는 경로(channel)의 수를 나타내며 일자리를 찾는 실직자와 근로자를 찾는 기업은 무작위로  $k$  중 하나의 경로에 할당된다. 동일한 경로에 할당된 근로자와 기업 간에는 매칭이 이루어진다고 가정하면 실직자가 일자리를 찾을 확률은  $v/k (=m/u)$ 로 표현되며 기업이 빈 일자리를 채울 확률은  $u/k (=m/v)$ 가 된다. Den Haan et al.(2000)는 매칭이 이루어지는 경로의 수가 실업자 및 빈 일자리의 규모에 의존하며 특히 매칭 확률이 0에서 1 사이에 존재하도록 CES 형태의  $k = (v^\gamma + u^\gamma)^{\frac{1}{\gamma}}$ 를 가정하였다.

본 연구에서는 본문에서 사용된 컵-더글러스 형태의 매칭함수 이외에 다음 (A4)와 같은 Den Haan et al.(2000) 형태의 매칭함수도 이용하여 모의실험을 실시하였다.

$$m(v,u) = \frac{hvu}{\left(\frac{1}{2}v^\gamma + \frac{1}{2}u^\gamma\right)^{\frac{1}{\gamma}}} \quad (\text{A4})$$

여기서  $h$ 는 매칭의 크기를 조절하는 규모상수(scale factor)이며  $\gamma$ 는 매칭함수의 위로 볼록한 정도(degree of concavity)를 결정짓는 계수이다. 앞서 설명한 것처럼 매칭확률이 항상 0에서 1 사이에 존재한

다는 것 외에도 이 매칭함수의 특징은 콕-더글러스 매칭함수와는 달리 노동시장 여건( $\theta = \frac{v}{u}$ )에 대한 매칭확률의 탄력성이 상수가 아니라는 점이다. 예를 들어 근로자의 매칭확률  $\theta q(\theta) = \frac{m}{u}$ 의  $\theta$ 에 대한 탄력성은  $\frac{2h}{(1+\theta^h)}$ 로  $\theta$ 와  $\gamma$ 가 증가할수록 감소한다.

본 부록에서는 이와 같은 매칭함수를 이용한 모의실험 결과를 제시하여 매칭함수의 변화가 모의실험 결과에 미치는 영향을 살펴본다. <표 A1>에 의하면 매칭함수의 형태가 다름에도 불구하고 모

【표 A1. 모의실험 결과 II

(단위: 만 명, %, 개월)

결과	모형	기본 모형	임시직 고용보호 완화		정규직 고용보호 완화		임시직 고용보호 강화	
			실험 1	실험 2	실험 3	실험 4	실험 5	실험 6
고용조정비용 (기본모형 대비)	정규직	100%	100%	100%	75%	50%	100%	100%
	임시직	100%	75%	50%	100%	100%	125%	150%
노동력		1792.2	1792.2	1792.2	1792.2	1792.2	1792.2	1792.2
임금근로자		1597.8	1599.2	1600.7	1605.2	1614.5	1596.4	1594.9
	증감	-	1.5	2.9	7.4	16.6	-1.5	-2.9
정규직 고용		1049.3	1049.2	1049.0	1053.0	1063.0	1049.6	1049.8
	증감	-	-0.1	-0.4	5.9	13.7	0.3	0.4
임시직 고용		548.5	550.0	551.8	548.8	551.4	546.7	545.2
	증감	-	1.6	3.3	1.5	3.0	-1.7	-3.3
실질적 실업자		194.4	193.0	191.5	187.0	177.7	195.8	197.3
실업률(대체지표)		10.8	10.8	10.7	10.4	9.9	10.9	11.0
평균 실업기간		3.5	3.5	3.4	3.3	3.1	3.5	3.6

주: 1) <표 2>의 주 참조

2) Den Haan *et al.*(2000)에서 제시된  $m(v,u) = \frac{hvu}{\left(\frac{1}{2}v^h + \frac{1}{2}u^h\right)^{\frac{1}{h}}}$ ,  $h = \gamma = 1$  사용

의실험 결과는 컵-더글러스 형태의 매칭함수를 사용한 본문과 상당히 유사함을 확인할 수 있다. 따라서 제한적이지만 매칭함수의 형태가 모의실험에 미치는 영향은 미미한 것으로 판단된다. 결론적으로 보면 본문에서 제시한 것처럼 단순히 임시직의 사용을 용이하게 하는 정책은 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 증가시켜 양자 간의 대체를 유발시키며 결과적으로 총고용을 증대시키는 효과가 미미하다. 또한 총고용을 증대시키기 위해서는 정규직의 고용보호 수준을 낮추어 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차를 줄이는 정책이 더욱 효과적이다.



## Job Creation under Differentiated Employment Protection

Yanggyu Byun

The Institutional characteristics of the labor market affect an economy's job creation, and one of them is the degree of employment protection. Recent studies suggest that when measures to protect employment such as hiring and firing restrictions are relaxed, such policy change will directly affect specific groups of workers and foster job creation for them. In line with this argument, some European countries have eased restrictions on the use of temporary employees to promote the employment of certain groups of workers such as young, female and unskilled workers, etc. However, the overall effect of the policy on total employment turns out to be mixed. This is due to the substitution effect between temporary and permanent labor contracts as the reform aimed at easing restrictions on temporary jobs are only partially undertaken with employment protection for permanent jobs remaining relatively strict. As a consequence, increase in temporary employment has been offset by decrease in permanent employment, leaving total employment unchanged.

To evaluate the effect of various measures to relax employment protection in Korea, this paper uses an extension of Mortensen and Pissarides(1994)' matching model in which two types of workers, skilled and unskilled workers, are under differentiated employment protection depending on the types of their employment contracts. Simulation of the model, calibrated for the Korean labor market, indicates that relaxing restrictions on the use of temporary employees

has a non-negligible negative effect on the employment of permanent staff due to a strong substitution effect, thus failing to creating a significant amount of jobs. On the other hand, policies aimed at lowering the employment adjustment cost of permanent workers lead to the creation of a significant amount of jobs by reducing the employment protection gap between temporary and permanent jobs and by increasing the flexibility of the labor market. Under a scenario where the employment adjustment cost of permanent workers is reduced by 50%, more than 166,000 jobs are created, which is roughly equivalent to 55% of average annual job creation in Korea since 2001.

Thus, in view of the simulation results, employment effect from the partial reform of the Korean labor market will be marginal through permitting the extension of the contract term for temporary workers. These results also imply that a significant amount of job creation can be achieved by relaxing strict provisions of the employment protection for permanent staff.