

규제연구 제22권 제1호 2013년 6월

정규직 전환 강제규제가 고용에 미치는 영향

변 양 규*

비정규직 근로자의 고용안정성을 제고하기 위해 정규직 전환을 강제로 규제하는 법안들이 논의되고 있으나 우리나라 고용에 미치는 영향을 분석한 연구는 부족한 편이다. 본 연구는 일반적으로 비정규직에 비해 정규직의 고용보호가 높고, 그 결과 고용조정비용도 높다는 사실에 착안하여, 고용조정비용이 상이한 정규직·비정규직 두 형태의 근로자가 있는 경제를 상정하고 비정규직의 정규직 전환이 강제로 규제될 경우 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 모의실험에 의하면 비정규직의 고용조정비용을 정규직의 75% 수준까지 인상할 경우 상대적으로 고용조정비용이 감소한 정규직 고용은 약 29만 명 증가하는 반면 고용조정비용이 상대적·절대적으로 증가한 비정규직의 고용은 75만 명 감소하는 것으로 나타났다. 그 결과 우리나라 전체의 고용은 약 46만 명(1.98%) 감소한다. 따라서 정규직 전환 의무화는 고용창출에 부정적인 영향을 미칠 뿐만 아니라 비정규직 근로자의 고용안정성 제고라는 입법 목적도 달성하기 어렵다. 반면, 정규직의 고용조정비용을 현재의 25% 수준까지 낮출 경우 정규직·비정규직 고용이 모두가 늘어나 총고용은 약 17만 명(0.71%) 증가한다. 또한, 노동시장의 역동성이 증가하여 평균 실업기간도 단축된다. 고용창출 및 정규직·비정규직 간 고용보호 격차 축소, 비정규직의 고용가능성 제고 등을 위해서는 비정규직의 정규직 전환 강제보다는 정규직의 고용보호를 완화하는 방향의 접근이 필요하다.

핵심 용어: 정규직 전환, 고용보호, 고용창출, 고용조정비용, 비정규직

* 한국경제연구원 거시정책연구실 실장, 서울 영등포구 여의도동 27-3(econbyun@keri.org)

** 본고는 한국경제연구원 보고서(변양규(2012))를 수정·보완한 것임을 밝힌다.

접수일: 5/12, 게재확정일: 6/10

I. 문제 제기

19대 국회가 개원한 이후 비정규직 근로자의 보호에 대한 다수의 입법안들이 국회에서 논의되고 있다. 내용의 차이는 있으나 대부분은 비정규직에 대한 차별금지, 비정규직의 사용제한 및 비정규직의 정규직 전환을 주요 내용으로 하고 있다. 특히, 비정규직 근로자의 정규직 전환을 강제로 규제하는 법안들은 현대자동차 사내하도급 근로자들이 제기한 ‘부당해고 및 부당노동행위 구제신청’에 대한 대법원의 판단 이후 관심의 중심에 있다고 할 수 있다. 한편 이러한 법률들이 궁극적으로 작동해야 하는 노동시장은 여러 가지 제도적 요소로 이루어져 있으며 이러한 제도적 요소들은 기업의 노동수요 결정과정에 영향을 미쳐 고용 및 실업수준을 결정짓는다.

제도적 요소와 노동시장 작동 결과 간의 관계에 관한 연구는 지난 1980년대 이후 지속적으로 이루어져 왔으며 특히 노동시장의 여러 제도적 요소 중 고용보호와 관련된 연구가 주를 이루었다. 비정규직 근로자의 정규직 전환 역시 노동시장의 제도적 요소 중 하나인 고용보호 수준의 상승을 의미하며 과도한 고용보호는 고용조정과 관련된 비용의 변화를 통해 채용결정과 고용에 영향을 미친다. 따라서 노동시장의 제도적 요소와 고용에 관한 그간의 연구는 주로 고용보호의 수준과 총고용 간의 관계를 중심으로 진행되었다.

초기 연구들은 주로 OECD 회원국 간, 또는 미국과 유럽 국가 간의 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 국가 간 고용보호의 차이가 국

가 간 실업률의 차이를 설명하지 못한다는 결론을 제시하기도 했다. 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 관한 연구들은 이론적이나 실증적으로 서로 상이한 결론을 제시하고 있다. 그러나 정도의 차이는 있지만, 대부분의 연구들이 엄격한 고용보호가 기업의 고용비용을 높여 경제 전체의 고용률을 낮추는 반면, 일부 실업자들이 구직을 포기하고 비경제활동인구로 이동하기 때문에 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 점은 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 간 뿐만 아니라 한 국가 내에서도 정규직과 임시직¹⁾ 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 엄격²⁾ 일부 국

1) OECD는 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 간주된다. 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. 반면, 우리나라는 고용의 지속성, 근로시간 및 근로 제공방식 모두를 고려한 분류를 사용한다. 따라서 고용기간이 정해져 있는 기간제 근로자뿐만 아니라 고용기간이 정해진 것은 아니지만 비자발적 사유로 지속적 고용을 기대할 수 없는 근로자나 일부 특수형태근로자 및 용역근로자도 비정규직으로 간주된다. 하지만 종사상 지위가 임시직 또는 일용직에 속하지만 무기계약(Contract with Unlimited Duration)에 의해 고용이 되어 정규직으로 분류되는 근로자도 있다.

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

가들이 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 가장 중요한 것은 1990년대 들어서 유럽의 일부 국가들이 경제 전체의 실업률을 낮추기 위해 고용보호의 수준을 낮추는 정책을 펼쳤지만, 고용보호가 엄격하고 강력한 노조의 영향 하에 있던 정규직의 고용보호를 낮추는 것에는 실패하였다는 점이다. 그 결과, 이들 국가는 정규직의 고용보호 수준은 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 고용보호규정의 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 고용을 창출하는 것에는 성공적이었던 것으로 판단된다. 그러나 이러한 정책은 경제 전체의 고용창출 측면에서는 기대한 만큼의 효과를 나타내지 못한 것으로 판단된다. 이러한 이유는 특정 그룹에 대한 고용보호 완화 정책은 대상이 되는 그룹과 그렇지 못한 그룹 사이에 대체를 발생시켜 순 고용창출효과가 미미하기 때문이다. 예를 들어 임시직의 사용을 용이하게 할 경우 임시직의 고용은 증가하지만, 이 중 상당 부분이 정규직을 대체하는 것이어서 순수한 고용창출효과는 미미할 수 있기 때문이다. 이러한 이유에서 일부 연구는 정규직과 임시직을 통합하고 고용보호의 수준을 낮추는 단일고용계약제도를 도입하고 고용보호의 수준은 근로기간에 비례하여 점차 높아져야 한다고 주장한다³⁾.

이상에서 살펴본 것처럼 경제 전체의 고용보호 수준이 고용에 영향을 미칠 수도 있지만 정규직과 임시직 간의 고용보호 격차 역시 고용창출에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 최근 우리나라에서 논의되고 있는 비정규직 근로자의 정규직 전환은 크게 두 가지 통로를 통해 경제 전체의 고용에 영향을 미칠 수 있다. 우선, 비정규직뿐만 아니라 경제 전체의 평균적인

3) Cahuc and Kramarz (2004) 참조

고용보호 수준을 상승시켜 고용에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 있다. 반면, 정규직과 비정규직의 고용보호 격차를 축소함으로써 정규직의 상대적인 고용보호 수준을 낮춰 정규직 고용에 긍정적인 영향을 미칠 가능성도 있다. 이러한 가능성을 고려하여 본 연구는 Mortensen and Pissarides(1994)의 기본 매칭모형(Matching Model)을 확대한 모형을 활용하여 정규직과 비정규직처럼 상이한 두 가지 형태의 노동력이 존재하는 경제에서 비정규직의 정규직 전환을 강제로 규제할 경우 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 우리나라 노동시장의 현 상태를 모사한 모의실험에 의하면 정규직의 고용조정비용은 불변인 상황에서 비정규직의 정규직 전환이 강제로 규제되어 비정규직의 고용조정비용이 상승할 경우 경제 전체의 고용은 축소되는 것으로 나타났다. 이러한 이유는 고용조정비용으로 측정된 정규직과 비정규직 사이 고용보호 격차가 줄어들 경우 정규직의 고용은 증가하지만 상대적·절대적으로 고용보호가 강화된 비정규직의 고용이 크게 줄어드는 효과가 있기 때문이다. 따라서 비정규직의 정규직 전환 의무화를 통해 비정규직 근로자의 고용안정성을 제고하려는 정책적 시도는 오히려 고용위축을 통해 기존 비정규직 근로자의 고용안정성을 저해할 가능성이 큰 것으로 나타났다. 반면, 정규직의 고용보호 수준을 낮출 경우 정규직 및 비정규직 모두의 고용이 증가하고 평균 실업기간도 축소되는 것으로 나타났다. 따라서 고용창출과 근로자보호를 동시에 달성하기 위해서는 정규직의 고용보호를 완화하는 방향의 정책적 접근이 바람직하다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 우선 II절에서는 기존 연구를 중심으로 고용보호와 고용창출 간의 관계를 정리한다. 그리고 III절에서는 본 연구의 모의실험에서 쓰일 모형에 대해 설명하고자 한다. IV절에서는 특정 그룹의 고용조정비용을 높이는 정책적 변화가 경제 전체의 고용에 미치는 영향을 모의실험을 통해 파악하고 마지막 V절은 결론을 담았다.

II. 고용보호와 고용창출

앞서 설명한 것처럼 한 경제의 고용은 경기 순환적 요인뿐만 아니라 노동시장의 제도적 요소에 의해서도 영향을 받는다. 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 고용보호

가 실업으로 진입하는 근로자와 실업으로부터 탈출하는 근로자 모두에 영향을 미치기 때문이다.

이러한 고용보호 및 실업의 관계는 아래 <그림 1>에서도 확인할 수 있다. <그림 1>은 OECD 국가들의 자료를 이용하여 실업과 고용보호 수준 간의 상관관계를 나타내고 있다. 고용보호수준은 OECD에서 제공하는 고용보호지수(Employment Protection Legislation Index)의 2003년 수치를 이용하였으며 실업으로의 진입율은 새로 실업에 처해 실업기간이 1개월 미만인 실업자가 전체 경제활동인구에서 차지하는 백분율을 이용했다. 또한, 평균실업기간은 실업률 및 실업으로의 진입율을 이용하여 추정하였다⁴⁾. 경기변동의 영향을 제거하기 위해 실업률, 실업으로의 진입율 및 평균실업기간은 2000년부터 2007년간의 평균을 사용하였으며 각 그림의 상단에 있는 숫자는 각 변수를 상수항과 고용보호지수에 대해 선형회귀분석을 했을 경우의 계수이며 괄호 안의 숫자는 표준편차를 나타낸다.

그림에서 볼 수 있듯이 엄격한 고용보호는 해고를 줄이게 되어 실업으로 진입할 확률을 낮추며 동시에 실업에서 벗어날 확률 역시 낮추어 평균실업기간을 늘리는 효과가 있다. 또한, 이러한 관계는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 하지만 이 두 가지 효과가 실업률에 미치는 영향은 서로 상쇄되어 결국 엄격한 고용보호가 실업률과 양의 상관관계를 가지지만 통계적으로 유의한 관계가 성립하지는 않게 되는 것이다.

이처럼 고용보호와 실업률에 관한 연구(또는 고용보호와 고용률에 관한 연구)는 이론적으로 일정한 결과를 제시할 수 없기 때문에 대부분의 연구가 실증분석에 의존하게 되었다. 이러한 연구의 출발점으로 인용되는 Bertola(1990) 및 Bertolia and Bertola(1990)의 경우 부분균형 모형에서 고용조정비용⁵⁾으로 측정한 고용보호와 고용 간의 관계를 분석하고 있는데 고용조정비용의 상승이 기업의 노동수요에 영향을 미치지 못해 궁극적으로 고용이나 실업에 영향을 미치지 못한다는 결론을 제시하고 있다⁶⁾. 그러나 이들 연구는 부분균형 모형을 사용하였으

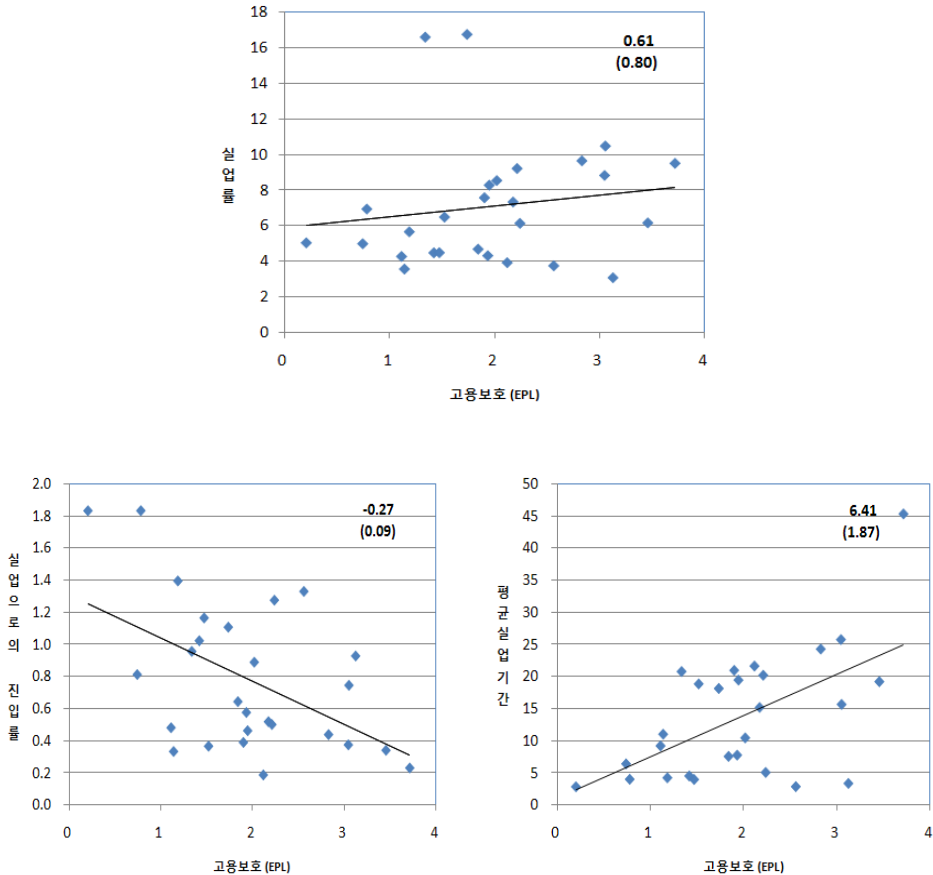
4) OECD에서 제공하는 평균실업기간 자료는 일부 국가에만 국한되어 있기 때문에 평균실업기간, 실업률 및 실업으로의 진입율 간의 관계를 이용한 $d^* = \frac{1}{u^*} \left[\frac{(1-u^*)\lambda^*}{(h^*)^2} \right] = \frac{u^*}{(1-u^*)\lambda^*}$ 관계식에서 평균실업기간을 추정하였다. 참고로 제한된 국가이지만 OECD에서 제공하는 평균실업기간 자료를 사용하여도 본문의 내용과 유사한 결과를 얻을 수 있다.

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

6) Garibaldi(1998)는 Mortensen and Pissarides(1994)의 매칭모형(Matching Model)에 일자리 소멸과 관련된 비용

<그림 1> 고용보호와 실업

(2003년)



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

며 따라서 임금, 생산성 및 재화의 수요가 외생적으로 주어졌다는 단점이 있다. 한편 Lazear(1990)의 경우 고용조정비용이 고용에 미치는 영향을 22개국의 1956년~1984년 사이 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 이유

을 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.

는 고용조정비용의 상승이 경제활동인구를 줄이는 효과보다 일자리를 줄이는 효과가 크기 때문이다.

일반균형 모형에서 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 큰 규모로 발생하고 있으며 이를 경제 전체에 대한 충격(Aggregate Shock)으로 설명하기에는 부족함이 있다는 점에서 출발한다. 이 연구에 의하면, 고용보호가 엄격할 수록 산업 간의 노동이동이 저해되어 노동시장의 적응력이 저하된다. 이 경우 경제 전체가 새로운 기술을 습득하는데 보다 오랜 시간이 걸리게 되어 궁극적으로 고용으로 측정된 노동시장의 성과가 저조하게 된다는 결론을 제시하고 있다. 모의실험 결과에 의하면 근로자의 1년 치 임금을 고용조정비용으로 지불해야 할 경우 경제 전체의 고용은 약 2.5% 감소하며 이런 고용조정비용의 증가는 경제 전체의 후생을 약 2% 감소시키는 것으로 나타났다.

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 연구의 모의실험에 의하면 근로자의 1년 치 임금을 고용조정비용으로 지불해야 하는 경우 평균실업기간은 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 하락한다⁷⁾. 그러나 주목해야 할 점은 비록 실업이 감소하지만 비경제활동인구 역시 크게 증가하여 고용이 약 2.1% 감소한다는 점이다. 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 실업을 줄인다는 결론을 제시하고 있다.

이러한 연구 이후 일부 연구들은 고용보호가 경제 전체의 고용 및 실업에 미치는 영향보다는 경제 내 특정 그룹의 실업 및 고용에 미치는 영향을 살펴보는 방향으로 전환하게 되었다. 예를 들어 Nickell(1997)의 경우 1983년부터 1994년 사이 OECD 20개국의 자료를 이용하

7) Alvarez and Veracierto (2001)은 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.

여 고용보호가 전체 실업률에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하지만, 실업으로의 진입 확률과 실업으로부터의 유출 확률을 동시에 낮춰 장기실업을 늘린다는 결과를 제시했다. 한편 고용보호가 노동시장에 미치는 영향을 고용률로도 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)는 이와 같이 엄격한 고용보호가 여성이나 청년층과 같은 일부 그룹의 고용에 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 보였다⁸⁾.

한편, Kugler et al.(2003)은 정규직의 고용보호 완화라는 흔치 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)은 실증분석을 통하여 이러한 스페인 정부의 노동시장 개혁이 실제로 청년층이나 여성의 정규직 고용을 증가시켰음을 보였고 또한 청년층이 실업이나 임시직에서 정규직으로 이동하는 확률 역시 증가하였음을 보였다.

우리나라에도 외환위기 이후 노동시장의 제도적 요인과 고용 간의 관계를 분석한 연구들이 다수 있다. 유경준(2000)은 고용보호(EPL)의 정도, 임금 결정구조의 유연성, 탄력적 근로시간제 및 시간제 근로와 고용 간의 관계를 분석하였는데 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

8) 그 외에도 Cahuc and Zylberberg(1999), Jimeno and Rodriguez -Palenzuela(2002) 및 Kugler et al.(2003)의 연구도 유사한 분석을 시도했다. 또한 Blanchard and Landier(2002) 및 Cahuc and Postel-Vinay(2002) 등은 임시직(Temporary Worker) 사용에 대한 규제 완화가 임시직의 고용을 늘릴 수 있다는 실증적 결론을 제시하고 있다. 한편, Veracierto(2007)는 근속기간에 따라 고용조정비용이 증가하는 소규모 개방경제에서 임시직의 도입이나 고용조정비용의 철폐를 통해 노동시장의 유연성을 높일 경우 장기적으로 경제 전체의 산출량이 증가하고 실업률이 하락한다는 결과를 제시했다.

높여 실업에 대해서는 불확실한 영향을 미치고 있음을 우리나라의 경우에서도 확인하였다.

한편 유경준(2004)에 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 디딤돌의 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. Yoo & Kang(2012)은 경찰자료에서 55세를 전후하여 기간제법 적용 여부가 변동되는 점을 활용하여 비정규직보호법이 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 분석에 의하면, 대기업과 공기업이 경우 비정규직보호법의 완전 시행에 대비하여 2008년 8월까지 비정규직의 고용을 축소시켰으나, 그 이후에는 만료된 기간제 근로자를 신규로 교체 사용하는 회전문 효과가 발생하거나 비정규직법의 적용을 받지 않는 근로자로 대체하는 풍선효과가 발생한 것으로 나타났다. 회귀단절모형(Regression Discontinuity Design)과 이중차분법(Difference-in-Differences)을 활용하여 내생성문제 및 경기변동의 영향을 제거한 점에서 비정규직보호법 관련 연구 중 상당한 진전을 보인 논문이라 할 수 있다. 또한, 비정규직보호법이 고용에 미치는 영향이 단기에 그치거나 단기적인 주기를 가질 수 있다는 가능성을 지적한 점에서도 중요한 연구라고 할 수 있다.

우리나라 노동시장을 분석한 연구 중에서 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 비경제활동상태 중 하나를 선택할 수 있도록 한 점이다. 우리나라처럼 경기침체에 비경제활동으로 유입되는 인구가 많은 상황에서 상당히 유용한 모형이라고 하겠다.

한편, 상이한 두 노동력의 고용보호 격차가 경제 전체의 고용에 영향을 미친 사례들도 존재한다. 예를 들어, 스페인은 1980년대 중반 실업률이 20%에 달하는 상황이 발생하자 정규직의 고용보호 수준은 여전히 과거와 동일하게 유지한 채 기간제(Fixed-Term) 근로자의 사용을 보다 용이하게 하는 개혁을 단행했다. 이런 개혁 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 일 자리에 임시직을 사용하는 현상이 발생하게 되었고 결국 경제 전체의 고용은 크게 증가하지 않는 현상이 발생했다⁹⁾.

프랑스 역시 2005년 중소기업에서 신규로 채용하는 근로자에 대해 고용보호조항의 적용을 2년간 유예하는 신규고용계약제도(Contrat Nouvelles Embauches, CNE)를 실시하여 급등하는 실업률을 진정시키고자 하였다. 그러나 신규고용계약제도가 경제 전체 고용창출에 미치는 효과는 미지수였던 것으로 평가된다. 예를 들어 프랑스 국립경제통계연구소(INSEE)의 월간 실업률¹⁰⁾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 8개월간 20인 미만 중소기업 총고용의 약 22%에 해당하는¹¹⁾ 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 연구 결과¹²⁾도 있다.

이상의 사례에서 살펴보았듯이 임시직과 같은 노동시장의 일부 그룹에 대한 고용보호 변화는 정책의 대상이 되는 그룹과 그렇지 못한 그룹 간의 대체를 발생시켜 경제 전체의 고용에 영향을 미친다. 본 연구는 이러한 점에 주목하여 우리나라 노동시장에서 일부 그룹의 고용보호에 관한 규제 변화가 과연 어느 정도 고용에 영향을 미치는지 모의실험을 통해 정량적으로 파악하고, 이를 통해 노동시장 규제개선 방향을 제시하고자 한다. 따라서 본 연구는

9) Dolado et al. (2002) 참조

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

현재 고용창출과 비정규직 근로자보호라는 두 가지 목표의 달성을 추진하고 있는 우리나라에 상당히 시의성 있는 결과를 제시해 줄 것이라 믿는다.

III. 모형

1. 매칭과정과 일자리 창출 및 소멸

본 연구는 앞서 설명한 것처럼 정규직, 비정규직에 대한 고용보호 변화가 고용에 미치는 영향을 분석하고자 Mortensen and Pissarides(1994)의 모형에 생산성 분포가 서로 상이한 두 가지 형태의 근로자를 도입한 모형을 활용하고 우리 경제를 나타내는 모수를 추정하여 모의 실험에 사용하기로 한다¹³⁾. 우선, 본 모형에는 생산성(ϵ)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 비정규직 근로자($i = L$)로 지칭한다¹⁴⁾. 정규직 근로자를 해고할 경우 비용은 K_H 이며 비정규직 근로자를 해고할 경우에는 이보다 낮은 K_L 만큼의 비용이 든다. 따라서 정규직 및 비정규직 근로자를 채용할 경우 이들 근로자의 생산성뿐만 아니라 장차 발생할 고용조정비용 K_H 와 K_L 을 감안하여 채용 결정을 내리게 된다. 한편 비정규직 근로자의 사용에는 규제가 있으며, 이를 반영하기 위해 고용조정비용이 낮은 비정규직 근로자가 전체 고용에서 차지하는 비중은 일정 수준(α)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. 새로운 생산성 충격이 올 경우 기업은 근로자의 새로운 생산성과 고용조정비용 등을 감안하여 일자리를 유지할 것인지 소멸시킬 것인지를 결정한다. 예를 들어 특정 일자리의 생산성¹⁵⁾이 일

13) Mortensen and Pissarides(1994, 1999), Alvarez and Veracierto(1999, 2001), Garibaldi(1998), Dolado et al.(2002), Ljungqvist(2002), Dolado et al.(2005), 안주엽 외(2007) 등을 참조하였음.

14) 근로자들은 고용보호의 정도가 다른 두 가지 일자리를 가질 수 있다는 의미에서 정규직과 비정규직 근로자로 지칭했다. 생산성의 분포에 의해 두 가지 유형의 근로자가 구분되므로 고기능 근로자(High-Skilled Worker) 및 저기능 근로자(Low-Skilled Worker)로 지칭되어도 무방하다.

정 수준(Threshold Productivity) 이상이면 일자리를 유지하고 그 이하일 경우에는 일자리를 소멸시키게 된다.

보다 자세히 살펴보면 우선 모형에서 총 규모가 1인 근로자는 $[0,1]$ 사이에 연속적으로 존재하며 근로자는 생산성에 따라 정규직 근로자와 비정규직 근로자로 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 $F^H(\epsilon) < F^L(\epsilon)$ 이 성립한다. 도착율(Arrival Rate)이 λ_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 매치함수 $m(v, u)$ 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 실업자 중에서 비정규직 근로자의 비중은 δ 로 표시되며 따라서 기업이 비정규직 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 비정규직 근로자 경우 각각 ϵ_H^h 및 ϵ_L^h 로 표기한다.

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 비정규직 각각의 경우에 대해 ϵ_H^d 및 ϵ_L^d 로 표시한다. 따라서 확률분포 $F^H(\epsilon_H^h)$ 및 $F^L(\epsilon_L^h)$ 에 따라 새롭게 고용되는 근로자의 규모, 즉 실업으로부터 빠져나오는 근로자의 규모가 결정되며 확률분포 $F^H(\epsilon_H^d)$ 및 $F^L(\epsilon_L^d)$ 을 따라 새롭게 발생하는

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

실업자의 규모가 결정된다. 그리고 실업에서 벗어나는 근로자의 규모와 새롭게 실업에 처하는 근로자의 규모가 같을 경우 균형실업률이 결정된다.

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

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

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

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

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

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

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

2. 임금 및 균형상태의 결정

본 모형에서 근로자는 실업 및 취업의 가치를 기준으로 제공된 일자리를 선택할 것인지 아니면 실업상태로 남아있을 것인지를 결정한다. 또한, 기업 역시 비어있는 일자리의 가치와 그 일자리에 특정 유형의 근로자를 고용하였을 경우의 가치를 기준으로 고용을 결정된

다. 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 ϵ 의 생산성을 가지고 취업할 경우 얻는 미래소득의 현재가치를 $W_i(\epsilon)$ 이라고 하자. 우선 i 유형의 실업자 경우 다음의 벨만균형식(Bellman Equation)이 성립한다.

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

U_i 는 실업자가 가지고 있는 인적자본의 가치라고 해석할 수 있다. 따라서 인적 자본의 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 예상 자본이득(Expected Capital Gain), 즉 실업에서 취업으로 상태가 바뀔 경우 예상되는 소득의 변화 $\theta q(\theta) \int_{\epsilon_i^h}^1 [W_i(x) - U_i] dF^i(x)$ 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.

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

현재 ϵ 의 생산성을 가지고 취업되어 있는 근로자의 인적자본이 가지는 현재가치를 $W_i(\epsilon)$ 로 나타내면 자본비용은 $rW_i(\epsilon)$ 가 된다. 한편 취업자의 인적자본이 가지는 이득은 현 상태에 받는 임금 $w_i(\epsilon)$ 과 두 가지의 예상자본이득의 합으로 나타낼 수 있다. 첫 번째 예상자본이득은 실업상태로 바뀔 경우 발생하는 효용의 변화분 $\lambda_i F^i(\epsilon_i^d) [U_i - W_i(\epsilon)]$ 이며 두 번째 예상자본이득은 취업상태에서 생산성의 변화로 인한 효용의 변화분 $\int_{\epsilon_i^d}^1 [W_i(x) - W_i(\epsilon)] dF^i(x)$ 이다. 근로자는 $W_i(\epsilon) > U_i$ 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 일자리에서 얻을 수 있는 미래소득의 현재가치를 V 로 나타내면 이러한 자본의 자본비용은 rV 가 된다. 한편 빈 일자리로부터 예상되는 수익은 일자리를 비워둘 경우의 비용 c 와 일자리를 정규직 혹은 비정규직 근로자로 채용 경우의 가치에 의해서 결정이 되기 때문에 다음의 균형식이 성립한다.

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

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

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

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

i 유형의 근로자는 매칭으로부터 얻을 수 있는 잉여 $W_i(\epsilon) - U$ 를 극대화하고 기업 역시 이러한 매칭의 잉여 $J_i(\epsilon) - V + K_i$, $i = H, L$ 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.

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

따라서 임금협상의 결과는 다음의 조건을 충족하게 된다.

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

이와 같은 모형에서 기업은 (i) 생산성이 낮은 근로자를 고용하였을 때 발생하는 일자리의 가치 $J_i(\epsilon)$ 가 일자리를 비워두었을 때의 가치 V 보다 낮아지면 고용을 멈추고, (ii) 또한 만약 생산성이 낮은 근로자를 고용하였을 때의 가치 $J_i(\epsilon)$ 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.

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

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

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

위의 식들에 의해 기업이 일자리를 만들거나 소멸시키는 조건과 관련된 네 가지 경계생산성 ($\epsilon_H^h, \epsilon_L^h, \epsilon_H^d, \epsilon_L^d$)이 결정된다. 보다 자세히 살펴보기 위해 우선 생산성이 ϵ 인 근로자 i 가 고용된 경우 총 잉여를 $S_i(\epsilon) \equiv J_i(\epsilon) - V + K_i + W_i(\epsilon) - U_i$ 로 정의하고 기업의 잉여에 해당하는 부분 역시 동일한 방법으로 정의하면 다음의 관계식을 얻게 된다.

$$\begin{aligned} (r + \lambda_i)S_i(\epsilon) &= \epsilon - z_i + \lambda_i \int_{\epsilon_i^d}^1 S_i(x) dF^i(x) - \frac{1}{2} \theta q(\theta) \int_{\epsilon_i^h}^1 S_i(x) dF^i(x) - r(V - K_i) \\ &= \epsilon - z_i + \frac{\lambda_i}{\lambda_i + r} \int_{\epsilon_i^d}^1 [1 - F^i(x)] dx - \frac{1}{2} \frac{\theta q(\theta)}{(r + \lambda_i)} \int_{\epsilon_i^h}^1 [1 - F^i(x)] dx \\ &\quad - \frac{1}{2} \theta q(\theta) [1 - F^i(\epsilon)] S_i(\epsilon) - r(V - K_i) \end{aligned} \quad (15)$$

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

$$\begin{aligned} \varepsilon_i^d &= z_i - \frac{\lambda_i}{r + \lambda_i} \int_{\varepsilon_i^d}^1 [1 - F^i(x)] dx \\ &+ \frac{\theta q(\theta)}{2(r + \lambda_i)} \int_{\varepsilon_i^h}^1 [1 - F^i(x)] dx + [\theta q(\theta) [1 - F^i(\varepsilon_i^h)] - r] K_i \end{aligned} \quad (16)$$

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

$i = H, L$

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

$$\begin{aligned} \frac{c}{q(\theta)} &= \delta \int_{\varepsilon_L^h}^1 \left[\frac{1}{2} S_L(x) - K_L \right] dF^L(x) + (1 - \delta) \int_{\varepsilon_H^h}^1 \left[\frac{1}{2} S_H(x) - K_H \right] dF^H(x) \\ &= \frac{1}{2} \frac{\delta}{(r + \lambda_L)} \int_{\varepsilon_L^h}^1 [1 - F^L(x)] dx + \frac{1}{2} \frac{1 - \delta}{(r + \lambda_H)} \int_{\varepsilon_H^h}^1 [1 - F^H(x)] dx \end{aligned} \quad (18)$$

정리하여 보면, 본 모형의 균형을 찾기 위해서는 생산성 충격에 따라 실업률이 결정되는 식 (3), (4)와 고용 및 해고의 기준이 되는 경계생산성을 결정짓는 식 (16), (17), 그리고 균형 상태에서 빈 일자리의 공급을 결정짓는 식 (18)을 이용하여 경계생산성($\varepsilon_H^h, \varepsilon_L^h, \varepsilon_H^d, \varepsilon_L^d$), 전체 노동력 중 실업자의 비율(u), 실업자 중 비정규직 근로자의 비중(δ), 그리고 실업자와 빈 일자리의 비율(θ)을 결정지어야 한다.

IV. 모의실험

1. 모의실험의 설정

III절에서 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 비정규직 근로자의 생산성은 0과 1 사이에 균일분포(Uniform Distribution)를 따라 분포하며 정규직 근로자의 생산성은 $\varepsilon_H^{\text{min}}$ ($0 < \varepsilon_H^{\text{min}} < 1$) 과 1 사이에서 균일분포를 따라 분포한다. 따라서 비정규직 근로자의 평균 생산성은 $1/2$ 이며 정규직 근로자의 평균 생산성은 $(1 + \varepsilon_H^{\text{min}})/2$ 가 되고 두 그룹 간 평균생산성의 차이는 $\varepsilon_H^{\text{min}}/2$ 이 된다. 우리나라 노동시장을 상정한 모의실험에서는 $\varepsilon_H^{\text{min}} = 1/3$ 을 가정하였으므로 비정규직 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 차이를 감안하여 시간당 임금을 기준으로 추정한 한시적 근로자의 생산성은 정규직 근로자의 약 68.7%에 달한다. 그러므로 본 모형에서 가정한 $\varepsilon_H^{\text{min}} = 1/3$ 는 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 연구 등에서 사용된 콥-더글러스 형태의 함수 $m(v, u) = hv^\eta u^{1-\eta}$, $\eta = 0.5$, $h = 1$ 을 사용하기로 한다. 한편 기본 모형에서 평균실업기간은 약 2.4개월이 되며 이는 2003년 1분기부터 2012년 1분기 사이 평균실업기간인 2.6개월과 큰 차이를 보이지 않는다. Poisson 분포를 따르는 생산성 충격의 발생률은 Mortensen and Pissarides(1994)를 따라 $\lambda_L = \lambda_H = 0.081$ 을 가정하였다¹⁶⁾. 일자리를 비워둘 경우의 비용은

16) 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 λ 를 정하였다. 한편 Davis and Haltiwanger(1992)는 1972년 시작된 미국 사업체 패널자료 LRD(Longitudinal

비정규직 근로자 임금의 20% 수준인 $c = 1/10$ 로 가정하였으며 또한 실업 상태에서 실업수당이나 여가로부터 얻을 수 있는 효용은 비정규직 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.

한편, 본 연구에서 핵심이 되는 모수는 정규직 및 비정규직 근로자의 고용조정비용이다. 고용조정비용은 기업이 고용계약을 파기할 경우 지불해야 하는 비용으로 주로 퇴직금과 퇴직위로금 같은 일회성 비용을 의미한다. 지난 2년간 정규직근로자의 평균 근속기간은 6.6년 이므로 6.6개월의 퇴직금이 지급되며, 모형에서 정규직의 분기별 평균임금이 2/3이므로 임금이 표시된 퇴직금은 1.47이다. 여기에 4개월 치 평균임금을 퇴직위로금으로 지급한다고 가정할 경우 임금으로 표시한 퇴직위로금은 0.89가 되므로 본 모의실험에서는 정규직 근로자의 고용조정비용은 $K_H = 2.36$ 으로 설정하였다. 한편 모형에서 도출된 실업률이 실제 실업률과 동일하도록 비정규직의 고용조정비용을 0.21로 가정하였다. 이는 비정규직의 평균근속기간과 비정규직 중 퇴직금을 받는 근로자의 비중을 감안하여 추정된 실제 임금 대비 고용조정비용인 0.18과 큰 차이를 보이지 않는다. 한편 통계청의 경제활동인구 부가조사를 참조하여 임금근로자 중 비정규직 근로자의 최대비중을 나타내는 α 를 0.35로 정하였다.

한편 정규직 및 비정규직 근로자의 생산성이 균일분포를 따른다는 가정을 사용하면 최종적으로 모형의 균형을 계산하는 7개의 식을 다시 정리하면 다음과 같이 요약될 수 있다.

$$\varepsilon_L^h = \varepsilon_L^d + 2(r + \lambda_L)K_L \quad (19)$$

$$\varepsilon_H^h = \varepsilon_H^d + 2(r + \lambda_H)K_H \quad (20)$$

$$\varepsilon_L^d = z_L - \frac{1}{2} \frac{\lambda_L(1 - \varepsilon_L^d)^2}{r + \lambda_L} + \frac{1}{4} \frac{\theta q(\theta)(1 - \varepsilon_L^h)^2}{r + \lambda_L} + [\theta q(\theta)(1 - \varepsilon_L^h) - r]K_L \quad (21)$$

Research Database)로부터 평균 일자리 창출률과 소멸률을 계산하였는데 이런 방식을 우리나라에 이용하기에는 다소 어려움이 있는 것으로 보인다. 우리나라의 경우 한국노동연구원 이 조사·발표하는 사업체 패널자료(Workplace Panel Survey)가 있으나 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.

$$\varepsilon_H^d = z_H - \frac{1}{2} \frac{\lambda_H(1 - \varepsilon_H^d)^2}{(r + \lambda_H)(1 - \varepsilon_H^{\min})} + \frac{1}{4} \frac{\theta q(\theta)(1 - \varepsilon_H^h)^2}{(r + \lambda_H)(1 - \varepsilon_H^{\min})} + \left[\frac{\theta q(\theta)(1 - \varepsilon_H^h)}{1 - \varepsilon_H^{\min}} - r \right] K_H \quad (22)$$

$$ur_L = \frac{\lambda_L \varepsilon_L^d}{(1 - \varepsilon_L^h)\theta q(\theta) + \lambda_L \varepsilon_L^d} \quad (23)$$

$$ur_H = \frac{\lambda_H(\varepsilon_H^d - \varepsilon_H^{\min})}{(1 - \varepsilon_H^h)\theta q(\theta) + \lambda_H(\varepsilon_H^d - \varepsilon_H^{\min})} \quad (24)$$

$$\frac{c}{q(\theta)} = \frac{\delta(1 - \varepsilon_L^h)^2}{4(r + \lambda_L)} + \frac{(1 - \delta)(1 - \varepsilon_H^h)^2}{4(r + \lambda_H)(1 - \varepsilon_H^{\min})} \quad (25)$$

2. 모의실험의 결과

본 연구에서는 정규직과 비정규직이 동시에 존재하는 노동시장에서 비정규직의 정규직 전환을 강제로 규제하여 비정규직의 고용보호 수준을 높이는 정책적 변화가 경제 전체의 고용에 어떤 영향을 미칠 것인가를 모의실험을 통해 분석하기로 한다. 우선 모의실험 상 고용보호의 수준은 고용조정비용으로 측정한다. 따라서 정규직 또는 비정규직의 고용보호 변화는 고용조정비용(K_L , K_H)의 변화로 대표된다.

모의실험의 결과를 제시하기 이전에 본 모형에서 주목해야 할 점 한 가지를 지적하고자 한다. 본 모형에서 비경제활동이라는 부분이 생략되어 있다. 따라서 실업에 처한 근로자는 반드시 구직활동을 지속하며 경제활동인구로 남아있어야 한다. 그러나 현실에서는 상당수의 실직자가 구직활동을 포기한 채 비경제활동인구가 된다. 특히 우리나라의 경우 노동시장과의 연계가 약한 청년층, 고령층, 그리고 여성 근로자의 경우 취업준비를 하거나 그냥 쉬고 있는 비경제활동을 하는 경우가 많다. 따라서 통계상의 실업자만을 사용할 경우 기업의 고용결정과정을 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 실질적 경제활동인구로 정의하기로 한다. 그리고 이를 바탕으로 ‘실질적 실업률(ur)’을 다음과 같이 정의하여 사용하기로 한다.

$$ur = \frac{\text{실질적 실업자}}{\text{실질적 경제활동인구}} \quad (26)$$

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

따라서 본 모의실험에서 정의된 실질적 실업률은 일종의 ‘노동력 저활용 대체지표17)’의 의미를 가진다. 참고로 2003년 1분기부터 2012년 1분기 사이 10년 평균 기준 우리나라 경제활동인구는 약 2,412만 1천 명이며 이 중 실업자는 84만 8천 명이다. 또한, 비경제활동인구 중 취업준비자는 51만 7천 명이며 쉬었음은 130만 7천 명이다. 따라서 새롭게 정의된 경제활동인구는 약 2,594만 4천 명이며 실질적 실업자는 약 267만 2천 명에 달하고 ‘실질적 실업률’은 10.27%가 된다.

모의실험의 결과는 <표 1>에 정리되어 있다. 우선 기본 모형의 경우 전체 ‘실질적 경제활동인구’ 2,594만 4천 명 중에서 취업자는 약 2,327만 9천 명이며 실질적인 실업자는 266만 5천 명에 달해 실질적 실업률은 10.27%이다. 빈 일자리와 실업자의 비율로부터 평균 실업기간을 계산하면 약 2.4개월이 나오며 이 역시 앞서 설명한 것처럼 우리나라 상황과 크게 다르지 않다.

우선 정규직의 고용조정비용은 현 수준을 유지한 채 비정규직의 고용조정비용만 정규직의 50% 및 75% 수준으로 높이는 경우(시나리오 1, 2)를 살펴보도록 하자. 이 경우 장차 생산성 변동에 의해 비정규직을 해고해야 할 경우 부담해야 하는 비용이 높아졌기 때문에 다른 조건이 동일하다면 비정규직 고용유인이 감소하게 된다. 그 결과 시나리오 1에서는 비정규직의 고용은 약 49만 5천 명(6.2%) 감소한다. 한편 비정규직의 고용조정비용 인상으로 인해 상대적으로 고용보호가 약화된 정규직의 고용유인은 증가하게 되어 정규직 고용은 16만 4천 명(1.1%) 정도 증가한다. 결과적으로 총 취업자는 33만 2천 명(1.4%) 정도 감소하는 것으로 나타났다.

17) 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.

〈표 1〉 모의실험 결과

(단위: 만 명, %, 개월)

		2003Q1 ~ 2012Q1 평균	기본 시나리오	비정규직 고용보호 강화		정규직 고용보호 완화	
				시나리오 1 (비정규직 고용조정비 용을 정규직의 50%로 인상)	시나리오 2 (비정규직 고용조정비 용을 정규직의 75%로 인상)	시나리오 3 (정규직 고용조정비 용을 현재의 50% 수준으로 인하)	시나리오 4 (정규직 고용조정비 용을 현재의 25% 수준으로 인하)
해고비용	정규직		$K_H = 2.36$	$K_H = 2.36$	$K_H = 2.36$	$K_H = 1.18$	$K_H = 0.59$
	비정규직		$K_L = 0.21$	$K_L = 1.18$	$K_L = 1.77$	$K_L = 0.21$	$K_L = 0.21$
경제활동인구 (취업자+실질적 실업자)		2,594.4	2,594.4	2,594.4	2,594.4	2,594.4	2,594.4
취업자		2,327.3	2,327.9	2,294.7	2,281.8	2,313.6	2,344.5
- 취업자증감		-	-	-33.2	-46.1	-14.3	16.6
- 취업자 증감률(%)		-	-	-1.43	-1.98	-0.61	0.71
실질적 실업자 (실업+취업준비+쉬었음)		267.2	266.5	299.7	312.6	280.8	249.9
- 신규실업자	정규직	-	-	-16.4	-29.3	16.9	-13.6
	비정규직	-	-	49.5	75.4	-2.7	-3.0
실질적 실업률(%)		10.27	10.27	11.55	12.05	10.82	9.6
평균 실업기간(개월)		2.6	2.4	3.1	3.6	2.2	2.2
취업자 평균 생산성			0.7704	0.7543	0.7340	0.8200	0.8347

주: 1. 실질적 실업률은 실업자 및 비경제활동인구 중 '취업준비자' 및 '쉬었음'을 실질적 실업자로 간주하고 계산한 실업률

2. 취업자 및 실업자 증감은 기본 시나리오 대비

비정규직의 고용조정비용을 정규직의 75%까지 인상하는 시나리오 2의 경우에는 비정규직의 고용은 약 75만 4천 명(9.37%) 감소하고 정규직 고용은 29만 3천 명(1.92%) 정도 증가한다. 결과적으로 총 취업자는 46만 1천 명(1.98%) 정도 감소하는 것으로 나타났다. 이처럼 정규직의 고용이 증가한 것은 비정규직 고용보호만 강화되면서 정규직의 '상대적' 고용보호 수준이 낮아졌고 이에 따라 정규직을 사용할 유인이 증가하였기 때문이다. 또한, 실질적 실업률 및 평균실업기간은 시나리오 1, 2 모두에서 크게 증가하는 것으로 나타났다. 기본 시나

리오 하에서 10.27%이던 실질적 실업률은 각각 11.55% 및 12.05%로 증가하였고 노동시장의 경직성이 증가하면서 평균 실업기간 역시 2.4개월에서 3.1개월 및 3.6개월로 증가하여 실업의 고통이 장기화되는 양상을 보인다.

모형의 작동이라는 측면에서 살펴보면 시나리오 1 및 2의 경우 비정규직 채용의 최저기준이 되는 ε_L^d 가 기본 시나리오에 비해 크게 상승하게 되는데 이는 비정규직의 고용조정비용이 증가하고 정규직의 고용조정비용이 ‘상대적’으로 줄어들게 되어 정규직 사용의 부담이 줄어들기 때문에 기업의 입장에서 비정규직 고용의 기준이 되는 한계생산성을 상향 조정하게 되는 것이다. 따라서 비정규직근로자의 생산성이 상당히 높을 경우에만 채용하기 때문에 비정규직 근로자의 실업이 증가하게 되는 것이다.

한편, 정규직과 비정규직의 고용보호 격차를 축소하지만 시나리오 1, 2에서처럼 비정규직의 고용조정비용을 증가시키는 대신 정규직의 고용조정비용을 낮추는 모의실험 결과가 시나리오 3, 4에 정리되어 있다. 우선 정규직의 고용조정비용을 현재 수준의 50%까지로 낮추는 시나리오 3의 경우 비정규직의 고용은 약 2만 7천 명(0.3%) 증가한다. 정규직의 고용조정비용 인하로 인해 비록 비정규직의 상대적인 고용조정비용은 증가하였지만, 경제 전체의 평균 고용조정비용이 감소하면서 노동력을 활용할 유인이 증가하였기 때문에 비정규직의 고용이 소폭 증가한 것이다. 한편 고용조정비용 인하가 고용을 창출할 것이란 일반적인 예상과는 반대로 고용조정비용이 인하된 정규직의 고용은 16만 9천 명(1.1%) 정도 감소한다. 이러한 결과는 정규직의 해고를 결정짓는 최저생산성(ε_H^d)이 크게 상승하였기 때문이다. 기본 시나리오에서는 정규직의 고용조정비용이 상당히 높기 때문에 생산성이 $\varepsilon_H^d = 0.4812$ 이하일 경우에만 고용조정이 시작된다. 즉, 생산성이 비정규직보다 낮아도 고용조정비용이 높아 정규직의 고용조정이 발생하지 않았던 것이다. 그러나 정규직의 고용조정비용이 낮아진 시나리오 3에서는 정규직의 생산성이 $\varepsilon_H^d = 0.6353$ 이하가 되면 고용조정이 발생하기 때문에 그간 낮은 생산성에도 불구하고 지속적으로 고용이 유지되었던 일부 정규직 근로자의 고용조정이 발생하게 된 것이다. 그러나 낮은 정규직 전체의 평균 생산성 $\overline{\varepsilon_H}$ 는 0.7406에서 0.8177로 약 10.4% 정도 상승하게 된다. 경제 전체로 보면 취업자는 약 14만 3천 명(0.6%) 정도 감소하지만 평균생산성은 6.4% 증가하고, 노동시장의 인력조정이 활발히 이루어지면서 평균실업기간도 2.6개월에서 2.2개월로 감소한다.

한편, 정규직의 고용조정비용을 현재 수준의 25%까지 인하하는 시나리오 4의 경우에는

비정규직의 고용은 약 3만 명(0.4%) 증가한다. 또한, 고용조정비용 인하로 인해 정규직의 사용이 상대적으로 용이해졌고 경제 전체의 고용조정비용 인하의 효과가 크기 때문에 정규직의 고용도 13만 6천 명(0.9%) 정도 증가한다. 이러한 결과는 정규직의 해고를 결정짓는 최저생산성(ε_H^d)은 비록 상승하였지만 정규직의 새로운 일자리를 창출이 시작되는 최저생산성(ε_H^h)이 낮아지면서 과거에 비해 정규직 고용창출 유인이 크게 증가하였기 때문이다. 그 결과 경제 전체 취업자는 16만 6천 명(0.7%) 증가하고 실질적 실업률도 9.6%로 낮아진다. 정규직 전체의 평균 생산성 $\overline{\varepsilon_H}$ 는 0.8485로 약 13.6% 정도 상승하고 경제 전체 평균생산성도 8.3% 증가한다.

IV. 결론

본 연구는 비정규직의 정규직 전환이 강제 규제될 경우 경제 전체의 고용변화를 예측하려는 목적에서 출발하였다. 이런 목적을 달성하기 위해 우선 고용보호와 노동시장의 성과에 관한 기존의 연구들을 정리하였다. 기존 연구들의 결론을 종합해 보면 고용보호의 완화는 고용률을 어느 정도 제고시킬 수는 있는 것으로 보인다. 그리고 고용보호를 강화할 경우에는 고용률이 하락할 가능성이 있는 것으로 보인다. 그러나 고용보호의 변화가 노동시장의 개별 그룹에 대해 미치는 영향이 상이하기 때문에 최종적인 효과는 불분명한 것으로 보인다. 특히 정규직과 비정규직의 고용보호 정도에 차이가 있는 경우 특정 그룹에 대한 고용보호 완화 또는 강화는 그룹 간에 노동력 대체를 유발할 가능성이 있기 때문에 실제 고용에 미치는 영향은 불분명하다.

본 연구는 이처럼 종사상의 지위에 따라 고용보호의 정도가 차이가 나는 차별적 고용보호제도하에서 비정규직의 정규직 전환과 같은 고용조정비용의 증가가 고용에 미치는 영향을 모의실험을 통해 정량적으로 분석하였다. 우리나라 노동시장을 모사한 모의실험 결과에 의하면 비정규직의 사용을 보다 어렵게 만드는 정책은 정규직의 고용은 늘리지만, 비정규직을 고용할 유인을 크게 감소시켜 경제 전체의 고용에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 예를 들어, 비정규직의 고용조정비용을 정규직의 75% 수준까지 증가시킬 경우 정규직 일자리는 29만 3천 개 늘지만, 비정규직 일자리는 75만 4천 개 감소하여 경제 전체로는

약 46만 1천 개의 일자리가 축소되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 비정규직의 경우 비정규직 자체의 고용조정비용이 증가한 영향과 정규직, 비정규직을 포함한 경제 전체의 고용조정비용이 증가한 영향이 같은 방향으로 작용하여, 상대적으로 고용조정비용이 감소한 정규직의 고용증대 효과를 상쇄하기 충분하기 때문이다.

본 모형에서 고려한 고용조정비용 변화 외에 여러 여건의 변화를 고려하면 모의실험 결과보다 더 크게 고용이 위축될 가능성도 있다. 예를 들어, 정규직 전환 이후 비정규직 근로자에게 정규직과 동일한 임금을 지불하도록 강제될 경우 임금인상으로 인한 노동수요 감소가 추가적으로 발생할 수 있으며, 정규직 전환 이후 법정 복리비용, 법정 외 복리비용, 사회보험료 분담금 등 추가비용이 발생하여 노동비용이 더욱 증가하게 되므로 노동수요는 더욱 위축될 가능성도 있다.

또한, 정규직 전환을 강제로 규제할 경우 경제 전체의 고용이 위축될 뿐만 아니라 고용위축의 영향은 기존 비정규직 근로자에게 집중되는 문제점도 발생한다. 시나리오 2의 경우 생산성이 높은 정규직 실업자 중 일부는 새로운 일자리를 얻지만, 기존 비정규직 근로자 중 75만 4천 명(9.36%)이 해고되어 실업의 영향이 모두 비정규직 근로자에게로 전가되는 상황이 발생하고 있다. 따라서 현재 우리 사회에서 논의되는 비정규직 근로자의 정규직 전환 강제 규제는 기존 일자리 창출 정책기조와 상호 모순될 뿐만 아니라 비정규직 근로자의 보호도 달성할 수 없을 가능성이 크다.

한편, 정규직과 비정규직 사이 고용보호의 격차를 축소하는 또 다른 방법인 정규직의 고용조정비용 인하의 영향을 살펴본 모의실험 시나리오 3, 4에서는 정규직의 고용보호 완화 정도에 따라 총고용은 감소하거나 증가할 수도 있다. 정규직의 고용조정비용을 현재 수준의 50%까지 인하할 경우에는 고용조정비용 축소로 정규직 채용 유인이 증가한다. 그러나 그간 낮은 생산성에도 불구하고 높은 고용조정비용으로 인해 해고하지 못하고 있었던 저생산성 정규직들이 보다 많이 해고되면서 총고용은 감소한다. 한편, 정규직의 고용조정비용을 현재 수준의 25%까지 낮출 경우에는 정규직을 사용할 유인이 저생산성 정규직을 해고할 유인보다 크기 때문에 총고용은 증가한다. 그러나 두 경우 모두 경제 전체의 노동 생산성은 향상된다. 한편, 실업으로 이행할 확률이 커지지만 실업으로부터 탈출할 확률도 커지기 때문에 노동시장 전체의 역동성이 커지면서 평균 실업기간이 단축된다.

종합해 보면, 고용창출뿐만 아니라 정규직과 비정규직 사이 고용보호 격차를 줄이는 정책

적 목표를 동시에 달성하기 위해서는 정규직의 고용보호 수준을 현격히 낮추는 방향의 접근이 필요하다. 일부에서는 이러한 접근은 근로자들의 고용안정성을 저해할 가능성이 있다고 지적한다. 그러나 이러한 지적은 고용안정성을 일부 근로자의 직업의 안정성으로 좁게 해석한 것에 기인한다. 정규직의 고용보호 수준을 현격히 낮출 경우 일부 저생산성 정규직 근로자가 일자리를 잃을 가능성은 커진다. 따라서 이들의 고용안정성은 낮아진다. 그러나 정규직을 사용할 유인이 보다 커지기 때문에 실업에 처해있는 근로자들이 정규직으로 채용될 가능성은 더욱 커진다. 따라서 이들에게는 고용가능성 향상으로 인해 고용안정성이 더욱 높아졌다고 할 수 있다. 뿐만 아니라 경제 전체의 고용이 증가하였기 때문에 경제 전체의 관점에서 고용가능성은 향상되었다고 할 수 있다. 따라서 일부 정규직 근로자의 보호만을 정책적 목표로 삼지 않는 이상 정규직의 고용보호 수준을 낮춰 비정규직과의 격차를 축소하는 것이 고용창출과 고용안정성 제고를 동시에 달성할 수 있는 정책 방향이라고 할 수 있다.

마지막으로, 본 연구가 함의하는 고용조정비용과 고용 간의 관계를 현실에 그대로 적용하기 위해서는 몇 가지 감안 또는 개선할 점이 있다는 것과 모형의 확장 가능성에 대해 언급하며 본 논문을 마치고자 한다. 우선 본 모형에서 고용의 균형을 결정하는 근로자와 기업 모두 위협중립적이기 때문에 모수(Parameters)의 변화가 크지 않아도 집계변수(Aggregates)의 변화가 상대적으로 크게 나타날 가능성이 있다. 본 연구의 모의실험 결과는 고용조정비용 $(K_i)_{i=L,H}$, 실업수당 및 여가시간에서 느끼는 효용 $(z_i)_{i=L,H}$, 및 일자리를 비워둘 경우의 비용(c)의 변화에 반응을 보이거나 정규직의 고용조정비용을 축소하여 정규직과 비정규직 간 고용조정비용 격차가 축소되어야 고용창출과 고용안정성을 동시에 달성할 수 있다는 결론에는 변함이 없다.

또한, 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 고용보호가 준 고정적 노동비용(Quasi-Fixed Labor Cost)이나 조세격차(tax wedge)를 통해 고용결정에 영향을 미칠 수 있는 가능성을 감안할 필요가 있다고 하겠다. 둘째, 본 연구의 모형은 비경제활동을 일종의 실업으로 간주하고 있다. 그러나 비경제활동을 선택 가능한 하나의 활동으로 간주하여 경기변동에 의해 실업자가 구직활동을 포기하고 비경제활동인구가 되는 상황을 보다 정교히 반영할 필요가 있다.

한편, 모형을 보다 현실적으로 만들기 위해서는 비정규직 근로자의 정규직 전환 가능성을

어떻게 도입할지 고민해야 할 것이며, 취업 상태에서 구직활동(On-The-Job Search)을 하는 상황이나 취업자의 구직강도가 변할 수 있는 상황 역시 고려해야 할 내용 중의 하나가 될 수 있다. 특히, 사전적으로 생산성 분포에 따라 근로자를 정규직과 비정규직으로 분류하는 대신 실제로 확정된 생산성에 따라 정규직 및 비정규직 계약을 맺는다는 가능성을 도입하면 경기가 변하거나 고용조정비용이 변할 경우 실업을 거치지 않고 정규직과 비정규직 사이를 이동하는 계약변경이 가능하기 때문에 상대적으로 실업의 규모가 작아지거나 실업기간이 단축될 가능성이 있다. 또한, 보다 현실적인 모형의 설정을 위해 고용조정비용과 실업보험 사이의 연결매체로서의 정부의 기능을 도입할 수도 있다. 즉, 근로자 및 사용자의 분담금을 통해 실업보험의 재원이 조달되는 현실을 반영하도록 모형을 수정한다면 경기변동 및 고용조정비용 변동과 정부의 최적 실업보험정책 간의 관계에 대해서도 논의할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 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, 2009, pp.3-19.
- 남재량·박기성, 「비정규직법 시행효과 연구」, 미발표 원고, 2008.
- 노동부, 「국제노동정책동향 자료집」, 노동부 국제노동정책팀, 2006.
- 문의של, 「고용보호제도가 노동시장에 미치는 영향 분석」, working paper 제342호, 한국은행 금융경제연구원, 2008.
- 박제성, 「프랑스의 근로계약법제 변화: 신규채용계약(CNE)과 최초채용계약(CPE)」, 한국노동연구원, 『2006 노동법의 쟁점』, 2006.
- 배민근, 「체감 실업률 지표로 본 최근 고용사정」, LG주간경제, 947호, 2007, pp.34-38.
- 변양규, 「프랑스 최초고용계약(CPE) 제도의 시사점-노동시장의 유연성 및 고용창출을 중심으로-」, 정책보고서, 한국경제연구원, 2008.
- 변양규, 「차별적 고용보호의 개선과 고용창출」, 연구보고서 2009-10, 한국경제연구원, 2009.
- 변양규, 「사내하도급 근로자 직접고용의 경제적 비용과 영향」, 정책연구 2011-07, 한국경제연구원, 2011.
- 변양규, 「정규직 전환의무가 고용에 미치는 영향」, KERI Brief 2012-01, 한국경제연구원, 2012.
- 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(II): 인식과 실제」, 정책연구 2007-05, 한국노동연구원, 2007.
- 유경준, 「노동시장유연성과 일자리의 창출」, 유경준 편저, 『고용창출에 관한 연구』 중 III-2, 비봉출판사, 2000.
- 유경준, 「비정규직 문제와 고용창출」, 한국개발연구원 연구보고서 2004-5, 『한국경제 구조 변화와 고용창출』 중 9장, 2004.

- 유경준·강창희, 「비정규직법의 고용효과 분석」, 유경준 편, 『비정규직 문제 종합연구』, 한국개발연구원, 2009.
- 유경준·강창희, 「고용보호수준과 고용창출의 관계연구」- 제2권 재정·노동시장-, 한국개발연구원, 『고용친화적 경제·산업·재정·노동시장정책 연구』, 고용노동부 정책용역보고서, 2010.
- 최경수, 「노동시장 유연화의 고용효과분석 -고용보호 규제완화를 중심으로-」, 한국개발연구원, 2001.
- 전병유 외, 「고용 없는 성장에 대한 대응전략 연구(I)」, 한국노동연구원 정책연구, 2005-12, 2005.
- 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.
- Alvarez, F. and M. Veracierto, “Severance Payments in an Economy with Frictions”, *Journal of Monetary Economics*, 47(3), 2001, pp.477-498.
- 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, 2002.

- 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.
- Cahuc, P., and A. Zylberberg, *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.
- 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.
- Dolado, J., M. Jansen and J. Jimeno, “Dual Employment Protection Legislation: A Framework for Analysis”, IZA Discussion Paper, no. 1564, 2005, Institute for the Study of Labour.
- 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.
- 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.

- 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", 1994, OECD.
- _____, "The OECD Jobs Study, Facts, Analysis, and Strategies", 1994, OECD.
- _____, "Employment Protection and Labour Market Performance" in *OECD Employment Outlook*, 1999, OECD.
- _____, "Employment Protection Regulation and Labour Market Performance" in *OECD Employment Outlook 2004*, 2004, OECD.
- 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.
- Yoo, G. and C. Kang, "The Effect of Protection of Temporary Workers on Employment Levels: Evidence from the 2007 Reform of South Korea", *Industrial and Labour Review*, Vol.65 No.3, 2012, Cornell university.

Effects of Mandatory Switching to Regular Employment Contracts on the Level of Employment

Yanggyu Byun

National Assembly is competitively proposing new bills holding up the idea that a stronger restriction on the use of non-regular workers may boost the employment of regular head counts. However, majority of the current proposals are intended to directly restrict the use of workforce, which could cause employment contraction. This paper examines the effect of mandatory switching of non-regular workers to regular workers on the level of employment in an economy where workers differ in employment adjustment cost as well as productivity. Simulation result shows that raising employment adjustment cost of non-regular workers by enforcing indefinite-term contract of non-regular workers causes employment contraction. This effect overwhelms employment expansion of regular workers, resulting in employment contraction of the whole economy. The pivotal thing is that the possible segment of workers that could lose their jobs is mostly the current non-regular workers. Thus, this is not in accordance with non-regular worker protection as well as job creation. Instead, lowering employment protection of current standard workers may create more standard and non-standard jobs, and shorten unemployment duration. Thus, reducing employment protection of standard workers can be an effective way of achieving both job creation and worker protection.

Key words: Mandatory Switching to Regular Employment Contracts, Employment Protection, Job Creation, Employment Adjustment Cost, Non-standard Worker

