

勞 動 經 濟 論 集
 第28卷(1), 2005. 4, pp. 29~60
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

수요 변동에 대한 기업의 임금 및 고용조정 패턴*

신동균**

본 연구에서는 기업이 임금과 고용(근로자 수) 중 주로 어느 변수를 전략 변수로 사용하여 수요충격(demand shock)에 대응하는가를 연구한다. 또한 그러한 기업들의 적응 과정이 정(+의 수요충격과 부(-)의 수요충격 사이에서 대칭적(symmetric)인가를 분석하며, 나아가 산업별·기업규모별, 그리고 노조 유무별로 그 적응패턴이 상이한가를 분석한다. 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전체적으로 기업들은 수요충격에 대해 임금조정보다는 고용조정으로 대응해 나가고 있다. 둘째, 전반적으로 임금이 경직적(rigid)으로 나타나는 이유는 주로 부(-)의 수요충격시 임금이 하방으로 경직적(downward rigidity)이기 때문이며, 정(+의 수요충격 시에는 다소 상향조정되는 것으로 나타난다. 셋째, 임금조정과 비교하여 고용조정은 정(+과 부(-)의 수요충격에 대해 대체로 대칭적이다. 넷째, 고용조정은 매출액 변동률에 대해 선형으로 나타나는 반면 임금조정은 비선형으로 나타난다. 정(+의 수요충격시 임금은 그 충격의 강도가 상대적으로 약할 때는 반응을 하지 않다가 강도가 높아짐에 따라 상향조정의 폭도 점차 증가한다. 반대로 부(-)의 충격시 임금조정은 매출액 성장률의 오목함수로 표시된다. 다섯째, 노조 기업은 비노조기업과 비교하여 수요충격에 대한 적응 수단으로 (특히 부(-)의 수요충격시) 고용보다는 임금을 주로 사용하는 것으로 나타났다.

— 주제어 : 임금조정, 고용조정, 수요충격, 비대칭성, 노동조항

* 두 익명의 심사자들의 유익한 논평에 심심한 감사를 드린다. 이 논문은 2002년 한양대학교 교내연구비 지원으로 연구되었다.

** 한양대학교(dgshin@hanyang.ac.kr)

I. 서론

일자리 창출 내지 실업과 관련된 논의에서 임금의 역할은 빼놓을 수 없는 중요한 요소다. 전통적인 수요이론에 따르면 노동의 한계실물생산이 체감하는 상황에서 노동의 수요는 임금과 역의 상관관계를 맺게 된다. 이에 따라 최저임금의 상향조정과 같이 특정 집단을 임금상승을 통하여 돕고자 하는 어떠한 정책도 그 유효성 평가에 있어서는 임금상승에 따라 추가적으로 파괴되는 일자리를 반대급부로서 고려해야 한다. 달리 표현하면 정부의 정책에 의한 인위적인 임금조정 자체가 비자발적인 실업을 만들어 낼 수 있다는 것이다.

한편 많은 케인지안 및 뉴케인지안(New Keynesian) 이론들은 실물시장의 변동에 실질임금이 유연하게 조정되지 못하기 때문에 비자발적인 실업이 발생한다고 믿어 왔다. 케인지안들은 이 임금의 경직성이 상대임금효과나 화폐 환각(money illusion)에 의해 발생한다고 믿었으며 Ball et al.(1988) 등 뉴케인지안들은 임금이나 물가의 경직성이 암묵적 계약, 불완전 정보, 효율임금, 메뉴 코스트(menu costs), 불완전 경쟁 등에 기인한다고 보았다. 한편 Delong and Summers(1988)과 Ball et al. (1988)을 포함한 많은 연구들은 임금 경직성의 본질은 임금의 하방경직성으로 보고 있다. 결국 임금과 고용변동에 관한 노동시장의 현실이 어떠한지에 따라 정부 개입의 정당성 여부가 달라질 것이다.

실질임금이 경기변동상에서 경직적인지에 대한 연구는 매우 풍부하게 진행되어 왔다. 전통적으로는 고용은 경기변동상에서 유연하게 조정되어 가고 있는 데에 반해 임금의 변화는 경기변동과는 무관하거나 그 상관성이 매우 약하다고 믿어 왔다. Lilien and Hall (1986)도 고용과 임금의 거시 시계열 데이터(aggregate time series data)를 분석해 보면 많은 나라의 경우 고용은 상당히 경기순응적(procyclical)으로 움직이는 반면, 실질임금의 변화는 거의 없는 것으로 나타나므로 단순한 수요-공급 모델은 임금과 고용의 동시적인 움직임을 설명할 수 없다고 하였다. 그러나 최근 패널데이터에 근거한 많은 실증분석 논문들은 실질임금의 경기순응성이 거의 없다는 위와 같은 결론은 데이터를 잘못 해석한 데서 오는 통계적 환상임을 밝히고 있다. 흔히 말하는 구성의 효과(composition effects) 때문에 거시 시계열 데이터를 통해서도 실질임금의 경기변동상의 움직임을 제

대로 읽어 낼 수 없다는 것이다. Bils(1985)와 Solon, Barsky, and Parker (1994) 등은 패널데이터를 이용하여 이러한 구성의 효과를 제거한 결과 실질임금은 상당히 경기순응적으로 나타남을 밝혔다. 이러한 발견은 다시 거시노동시장의 경기변동이 수요-공급이론에 의해 설명될 수 있음을 시사한다.

그러나 이상의 논의들은 임금의 경직성 내지 유연성을 다룸에 있어서 임금변동 과정 자체만을 연구하였지 고용변동과의 연계하에서 연구가 진행된 것이 아니어서 그 시사점은 매우 제한적이라고 할 수밖에 없다. 예를 들어, 패널데이터를 이용하여 실질임금의 경기순응성을 연구한 무수한 연구들이 한결같이 미국의 경우 실질임금은 1970~80년대에 매우 경기순응적으로 움직인다고 하였는데, 사실 거시적으로 보면 1980년대에는 어느 때보다 고실업을 겪은 시기이며 실업률의 등락 폭도 어느 시기보다도 컸다. 왜 실질임금이 경기변동상 그렇게 유연하게 움직였는데 실업률은 그렇게 높은 수준을 유지하였으며 노동시장은 왜 안정을 찾지 못했을까?

사실 실질임금의 경직성 내지 유연성에 대한 보다 의미 있는 접근방법은 임금변동을 고용변동과 함께 분석하는 것이다. 예를 들어 부(-)의 수요충격(negative demand shock)에 직면하여 기업들은 노동의 수요를 감축하게 되고 이는 임금의 하향조정 압력을 증가시킬 것이다. 만약 노동조합의 완전한 활동, 정부의 규제 등을 요인으로 임금이 하방으로 경직적이라면 기업들은 원하는 수준보다 높게 유지된 임금하에서 고용조정을 통하여 근로자들을 방출시킬 것이다. 이 경우 임금의 하방경직성은 비자발적 실업을 낳게 된다. 그러나 다른 한편, 노동조합의 교섭력 약화는 임금의 하향조정뿐만이 아니라 고용의 하향조정까지 동시에 유발하여 임금조정과 고용조정은 같은 방향으로 작용할 수도 있다. 중요한 점은, 특정 이론의 사실 여부를 떠나서 임금과 고용이 매우 유기적으로 연결되어 있어서 두 변수의 변동 분석은 동시에 이루어져야 한다. 보다 중요하게는 임금조정과 고용조정은 기업의 전략변수이기 때문에 이에 대한 실증분석도 기업 단위의 데이터에 근거하여 이루어져야 한다는 점이다. 경제환경의 변화에 대해 기업들이 실제로 임금과 고용 중 어느 변수를 주요 조절 수단으로 사용하는가? 예를 들어 경기하강에 대한 적응수단으로 고용 감축과 임금 삭감 중 어느 수단이 우리나라 노동시장의 체질과 상대적으로 잘 부합되어 왔는지에 대한 연구는 학문적으로뿐만이 아니라 일자리 창출 등 다양한 정책에 시사하는 바가 크다고 할 수 있다.

현 연구에서는 기업이 수요변동에 직면하여 임금과 근로자수(좁은 의미의 고용) 중 어느 수단을 주로 이용하여 전략적으로 대처해 나가는가를 연구한다. 또한 비록 자료의

제약으로 인하여 엄밀한 분석은 어렵지만 근로시간의 조정 과정도 아울러 분석하고자 한다. 수요충격(demand shock)을 추정함에 있어서도 현 연구에서는 경제성장률, 실업률 등 거시적인 지표를 사용하지 않고 기업 단위의 수요충격을 나타내는 변수를 사용하여 분석한다. 또한 그러한 기업들의 적응 과정이 정(+의 수요충격과 부(-)의 수요충격 사이에서 대칭적(symmetric)인가를 분석하며 나아가 산업별·기업규모별, 그리고 노조 유무별로 그 적응패턴이 상이한가를 분석한다. 제II장에서는 현 연구와 관련된 기존의 문헌들을 간략히 소개하며, 제III장에서는 분석방법과 데이터를 소개한다. 제IV장에서는 추정 결과를 제시하고 이러한 결과들이 갖는 학문적 및 정책적 시사점에 대해 논한다. 제V장에서는 현 연구의 발견을 요약한다.

II. 문헌 연구

실질임금의 경직성과 관련된 연구 자체는 방대하게 진행되어 왔다. 우선 외국의 경우, 임금이 실업률에 얼마나 유연하게 혹은 경직적으로 반응하는가에 대한 연구는 상당히 오래 전부터 다양한 각도에서 진행되어 왔다. 이러한 기존의 연구를 크게 나누면 ① 실질임금이 경기변동상에서 얼마나 탄력적으로 조정되는가와 ② Blanchflower and Oswald 류의 임금곡선(wage curve)에 대한 연구를 들 수 있다.¹⁾ 우선 실질임금이 경기변동상에서 얼마나 유연하게 움직이는가는 장기간 거시·노동 분야에서 가장 큰 관심사 중의 하나였다. 오랫동안 적어도 이론적으로는 케인즈나 고전경제학자들이나 모두 실질임금이 경기역행적(countercyclical)이라는 데에 동의를 해 왔다. 그 논리는 간단하다. 단기에 자본스톡은 불변이고 시장이 경쟁적이라면 경기상승에 따른 고용의 확대는 노동의 한계생산성을 체감하도록 하고 그에 따라 실질임금도 낮아진다는 것이다. 예를 들어, 케인즈도 일반이론에서 고용의 증대는 실질임금의 감소를 동반해야만 이루어질 수 있다고 했다.

실증적 연구를 보면, 과거 오랫동안 거시 시계열 데이터에 근거하여 거시경제학자들은 실질임금이 경기와는 무관(acyclical)하거나 약하게 경기순응적(procyclical)이라고 주장하여 왔다. Lilien and Hall(1986)와 Blanchard and Fischer(1989: 19) 등의 연구를 대

1) 그 외에 실업률과 임금변동의 관계를 다루는 필립스곡선(Phillips curve)에 대한 연구도 포함될 수 있다.

표적인 예로 들 수 있다. 이러한 실증분석 결과들은 거시경제학 이론의 발전에 상당한 영향을 미쳤다. 일반적으로 고용은 상당히 경기순응적으로 움직이는 데에 반해 실질임금은 그렇지 못하다는 발견은 거시경제학자들로 하여금²⁾ 실질임금과 고용의 경기변동상에서의 움직임을 설명함에 있어서 수요-공급에 근거한 이론들을 포기하는 방향으로 작용하였다. 물론 실증분석 결과들은 실질임금이 경기역행적이라는 주장도 반박하고 있다. 이에 따라 Keynes(1936)나 Friedman(1968)과 Phelps(1970)류의 이론에서 보여지는 것처럼 안정적인 노동수요곡선과 이동하는 유효노동공급곡선(effective labor supply curve)에 근거한 설명들도 데이터에 의해서는 뒷받침되지 않는다고 할 수 있다.

왜 실질임금이 상당히 경기순응적이지는 못한가에 대한 하나의 대안적인 설명으로 안정적이면서도 상당히 탄력적인 노동공급곡선과 이동하는 노동수요곡선을 그 기본 분석 도구로 제시할 수도 있다.³⁾ 그러나 최근 패널데이터에 근거한 많은 연구들은 거시 시계열 데이터에 나타난 실질임금의 탄력성이 노동력 구성의 효과(composition effects)를 고려하지 못함으로써 실제의 탄력성을 과소평가하고 있다는 점을 밝히고 있다. 그 논리는 다음과 같다. 경기상승기에는 많은 한계노동자들이 추가적으로 고용되며, 이들은 기존의 노동자들과 비교하여 인적자본의 숙성도가 낮다. 그러나 미국의 대표적인 노동통계기관인 노동통계국(Bureau of Labor Statistics)에서 만들어 내는 거시 시계열 데이터는 매년 변화하는 노동력 구성의 효과를 전혀 고려함이 없이 특정 연도의 임금을 그 연도에 지불된 임금총액을 총근로시간 수로 나누어 계산한다는 것이다. 따라서 경기상승기에 추가적으로 고용되는 한계노동자들을 포함하여 계산한 평균임금은 실제의 임금상승분을 과소평가하게 되며 역으로 경기하강기에는 한계노동자들이 우선적으로 유출됨으로써 이들을 제외하고 평균임금을 계산하면 실제의 임금하락분을 과소평가한다는 것이다.

실질임금의 경기순응성을 추정함에 있어서 구성의 효과가 심각하다는 사실은 Raisian(1979)과 Stockman(1983)에 의해 처음으로 지적되었다. 그 후 Bils(1985)를 필두로 하여 최근의 Solon, Barsky, and Parker(1994)의 연구에 이르기까지 수십 편의 패널데이터에 근거한 실증분석 연구들은 실질임금이 구성의 효과를 제거할 경우 경기변동상에서 상당히 경기순응적(procyclical)이라고 결론지었다. Solon et al.(1994)의 연구에서 잘 요약되어 있듯이 이 연구들은 대체로 일관성 있게 실질임금은 실업률이 1% 포인트 증가할 때 약 1.4~1.5% 감소한다고 보고하고 있다.⁴⁾

2) 예를 들어 Lilien and Hall(1986).

3) 이에 대해서는 Hall(1988: 261-262)의 연구를 예로 들 수 있다.

임금의 경직성 연구와 관련된 두 번째 주제로는 1990년대 초부터 많은 논란을 불러일으켜 왔던 Blanchflower and Oswald류의 임금곡선(wage curve)을 들 수 있다. 임금곡선이란 임금과 지역실업률 사이에 존재하는 음의 상관관계를 말하는 것으로 Blanchflower와 Oswald(1990, 1994, 1995, 이하 연도 생략)에 의해 경험적으로(empirically) 발견된 사실이다. 임금과 지역실업률과의 상관관계는 일차적으로 지역노동시장에서의 직업 사정이 임금에 어떤 영향을 미치는가를 분석한다는 맥락에서 연구되어 왔다. 임금과 지역실업률과의 상관관계에 대해서는 두 가지 대립되는 이론이 존재한다. Abowd and Ashenfelter(1981)류의 보상임금가설에 따르면 영속적으로 고실업을 경험하는 지역들은 일정한 수준의 노동력을 유지하려면 더 높은 임금을 지불해야 하므로 실업률과 임금은 정의 상관관계를 갖게 된다. 이에 따라 Harris and Todaro(1970), Hall(1970, 1972) 등은 지역실업률과 임금은 정의 상관관계를 가진다고 하였다. 이에 반해 Shapiro and Stiglitz(1984)류의 효율적 임금가설에 따르면 실업률이 높은 지역에서는 근로자들의 근무태만(shirking) 혹은 자발적 이직의 비용은 상대적으로 커지며 이에 따라 고용주들은 이러한 사태에 대한 걱정 없이 임금을 낮출 수 있게 된다. 반대로 실업률이 낮은 지역에서는 실직 혹은 이직 시에 다른 직장을 상대적으로 쉽게 구할 수 있으므로 고용주들은 태업, 자발적 이직을 사전에 방지할 목적으로 경쟁적인 임금수준 이상의 효율임금을 주게 된다. 이에 따라 다른 조건이 같을 경우 임금과 실업률은 부(-)의 상관관계를 갖게 된다. 어느 가설이 더 타당한지의 여부는 실증분석을 통해 결정되어야 할 것이다.

실증분석 연구들을 살펴보면 Blanchflower and Oswald 외에도 Card(1995), Groot, Mekkelholt, and Oosterbeek(1992), 그리고 Wagner(1994) 등은 임금곡선이 존재한다고 결론내렸다.⁵⁾ 추정치의 크기 면에서 기존의 실증분석 연구들은 대체로 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성이 -0.1에 가깝다고 결론을 내리고 있다. 즉 실업률이 1% 증가할 때 실질임금은 0.1% 작아진다는 것이다. 이 수치는 실질임금의 경기순응성에 대한 추정치 -0.014~-0.015와 비슷하다고 할 수 있다. 결국 두 추정치 사이의 차이는 실업률에 로그를 취하느냐 아니냐에 있다. 임금곡선의 추정에서는 로그를 취하는 것이 관례였고, 실

4) 허재준·신동균(2002)은 한국의 경우도 비록 거시 시계열 데이터상에서는 임금과 실업률과의 관계가 매우 미약하게 나타나는 데에 비해 미시 데이터상에서는 임금의 실업률에의 반응 정도가 상당하다는 점을 보였다.

5) 신동균·전병유(2002)는 임금함수에 총실업률과 지역실업률을 동시에 포함시키고 분석한 결과 실질임금은 지역실업률보다는 일차적으로 총실업률에 의해 크게 영향을 받는 것으로 나타났다.

실임금의 경기순응성을 추정함에 있어서는 로그를 취하지 않는 것이 관례였다. 사실 실임금의 총실업률에 대한 경기순응성을 추정함에 있어서 총실업률에 로그를 취하고 추정할 경우 그 절대값이 약 0.08을 약간 상회하는 것으로 나타나, 실임금의 지역실업률에 대한 탄력성(0.1)과 상당히 유사함을 알 수 있다.⁶⁾

한편 경기변동상 고용의 유연성에 대한 연구로는 Clark and Summers(1979), Solon, Barsky, and Parker(1994) 등을 들 수 있는데, 이들 모두는 미국의 경우 고용은 경기변동 상에서 매우 경기순응적으로 변동되어 가며 그 정도는 실임금의 경기순응성보다 더 크다고 하였다. 한편 Solon et al.은 경기변동상 근로시간의 경기순응성은 그다지 크지 않다고 하였다. 이상에서 소개된 연구들 외에도 임금과 고용의 탄력성 및 경직성에 대한 연구는 상당히 많으나 이들의 공통점은 모두 임금의 탄력성과 고용의 경기순응성을 독립적으로 분석하고 있다는 점이다.

이상에서 살펴본 바와 같이 임금과 고용의 변동을 각기 독립적으로 연구한 논문들은 매우 풍부하지만 임금조정과 고용조정과의 관계를 동일한 분석 틀 속에서 직접적으로 다룬 이론들을 상대적으로 적는데 이들을 소개하면 다음과 같다. 우선 Freeman(1977)은 노동의 수요-공급 모형에 근거하여 수요 혹은 공급 측면에서의 충격에 임금과 고용이 어떻게 조정되어 가는가를 설명하였다. 그의 모형에서는 임금의 경직성에 대한 가정은 없으며 다만 노동공급이 보다 탄력적일수록 수요충격에 대한 임금조정은 미약하게 나타나며 이 경우 고용조정은 보다 크게 이루어진다. 한편 Fisher(1977)는 노동조합의 활동으로 임금이 기업에게 외생변수로 간주될 경우, 그리고 이에 대해 고용주가 고용조정으로 대응을 할 것이며 이 경우 임금조정에 비해 고용조정의 변동폭은 더욱 커진다고 하였다. 이들의 공통점은 수요충격에 대한 임금과 고용의 반응이 수요가 증가할 때와 감소할 때 대칭적으로 나타난다는 것이다. 임금과 고용이 수요 증가와 감소에 비대칭적으로 반응할 경우는 오직 노동공급곡선이 비선형일 경우이며 이 경우 임금이 비대칭적으로 반응하는 만큼 고용도 비대칭적으로 반응한다는 것이다. 다만, 그 방향은 반대로 나타나서 임금조정과 고용조정은 역의 상관관계를 갖게 된다는 것이다.

6) 그러나 이 유사성을 당연한 것으로 받아들여서는 안될 것이다. 우선 이론적으로 볼 때 지역 간 노동이동으로 말미암아 지역노동공급곡선은 총노동공급곡선보다 더 탄력적이 되며 이는 다른 조건이 같을 경우 실임금의 지역실업률에의 반응 정도를 총실업률에의 반응 정도보다 작게 만들 것이다. 추정 과정에서도 위에 언급한 두 부류의 연구들은 개개인의 관찰할 수 없는 특성들의 통제 문제, 근로시간의 고려 문제 등 여러 가지 면에서 차이를 보이고 있다. 보고서의 간결성을 위해 이에 대한 자세한 논의는 생략한다.

한편 대부분의 경직적 임금모형(sticky wage models)들은 임금이 정의 수요충격이나 부의 수요충격에 매우 미약하게 반응한다는 가정을 하고 있다. 예외적으로 Holmstrom (1983)은 복수기간 최적계약 모델(multi-period optimal contract model)을 통하여 고용과 실질임금은 근로자들의 고용변동에 대한 보험에 의해 하방으로 경직되어 있다고 설명하고 있다. 이에 따르면 수요충격에 대한 임금과 고용조정 크기는 정의 상관관계를 가지며 두 변수의 수요 상승과 하락에 대한 비대칭적인 반응의 방향은 같다고 하였다. 한편 효율임금과 내부자-외부자 모형에 대한 최근의 연구 또한 비대칭성이 협상 과정에서 내생적으로 결정된다는 데에 맥을 같이한다. Lindbeck and Snower(1988)는 임금이 수요가 하락할 때에는 반응을 하지 않지만 수요의 상승과 함께 올라간다고 하였다. 반면 고용은 수요 하락에 따라 감소하나 수요 증가 시에는 반응을 하지 않는다고 하였다. 즉 고용과 임금이 모두 비대칭적으로 반응을 하나 그 방향은 정반대라고 하였다.

한편 노조기업이 비노조기업과 비교하여 수요변동에 대한 적응수단으로 임금조정을 더하는지 아니면 고용조정을 더하는지에 대해서는 상반된 주장들이 존재한다. 이는 근본적으로 노조의 목적함수가 무엇인가와 관련된 질문이라고 할 수 있다. Pencavel(1991)은 노조는 기본적으로 고용안정을 추구하는 집단인데 그 이유는 감량경영시 해고가 일부의 젊은 근로자에 집중되는 것을 저지함으로써 노조의 정치적 영향력을 유지하기 위함이라고 하였다. 노조가 고용안정을 추구하는 것만큼 기업으로 하여금 수요변화에 대한 적응수단으로서 근로시간 조정, 나아가 임금조정까지 허용하려고 할 것이다(이는 소위 median worker theory에 반하는 주장으로서 이에 의하면 노조는 경기하강기에 발생하는 고용조정의 비용이 근속연수 기준(seniority rule)에 의해 젊은 근로자들의 해고를 통하여 조달되기를 원한다). 노조들은 또한 임금프리미엄을 누릴 뿐만이 아니라 비노조원과 비교하여 많은 부가급부(fringe benefits)를 누리고 있기 때문에 기업은 단기적인 경기상승기에 이러한 상당한 규모의 고정비용을 회피하기 위해 신규 근로를 추구하기보다는 기존 근로자의 근로시간을 상향조정하려고 할 것이다. 실제로 Freeman and Medoff (1984)에 따르면, 노조임금은 상당히 경직적이라는 일반 상식과는 달리 노조들은 명목임금의 삭감을 상당한 규모로 받아들여 왔다.

그러나 노조의 존재가 임금조정을 보다 경직적으로 만든다는 주장도 있다. 노조의 존재는 임금계약을 더 장기로 체결하도록 하고 임금을 노동생산성보다는 연공서열과 연계시키려고 하기 때문이다. 이 경우, 임금이 경직적인 만큼 기업은 경기조정 수단으로 고용조정을 택할 것이다. 더 나아가 노조의 정치적 역량을 강조하는 사람들은 임금조정과

고용조정이 노조의 선택사항이 아니라 협상력에 따라 결정될 성격의 것이기 때문에 협상력이 약할 경우 임금삭감과 아울러 고용 감축도 동반되며 강할 경우 고용의 유지 내지 확대와 더불어 임금의 상향 조정 가능성도 커진다고 하였다. 그러나 이는 경제학적인 관점에서 보면 불균형 이론이라고 볼 수 있다.

이러한 이론적인 논의에도 불구하고 수요충격에 따른 임금과 고용의 반응 정도에 대한 실증연구는 외국의 경우조차 드문 실정이다. 예외적으로 Holzer and Montgomery (1993)은 미국의 기업들을 대상으로 임금과 고용의 조정 과정을 분석하고 있다. 분석 결과 고용조정에 비해 임금조정은 매우 미약하다고 하였다. 또한 임금은 기업이 확대 경영 시에 상방으로는 탄력적으로 조정되나 감량경영 시 하방으로는 경직적이며 이러한 비대칭성이 대기업, 제조업, 노조 가입률이 높은 기업에서는 더 이상 나타나지 않는다고 하였다.

임금과 고용조정에 있어서의 노조의 역할에 대해서는 Medoff(1979)가 최초로 실증분석 연구를 시도하였다. Medoff는 노조의 임금프리미엄은 고용수준을 낮추게 되고 감량경영 시 비용이 높은 생산요소를 먼저 줄여야 하기 때문에 해고의 확률을 높이게 된다고 하였다. 또한 노조는 임금삭감이나 조업단축을 원하지 않기 때문에 노조기업들은 수요 감소에 고용조정으로 적응해 나간다고 하였다.

한편 Earle(1989)는 Medoff 연구의 한계를 지적하면서 노조의 존재가 해고의 확률을 높인다는 그의 주장은 '우연히' 경기에 민감한 산업들에 노조집중률이 높기 때문이라고 하였다. 이에 Earle는 보다 경기에 민감한 산업에 노조집중률이 높은 현상을 통제하기 위해 설명변수로서 노조집중률과 산업생산량의 상호작용항을 추가적으로 포함시켰다. 그러나 Earle 역시 Medoff와 마찬가지로 산업별 노조집중률을 사용함에 있어서 연도마다 달라지는 집중률을 사용하지 않고 특정 연도(1979)에서의 집중률이 전체 표본기간 동안 같다는 가정하에서 분석하는 한계점을 보이고 있다. 노조집중률을 노조의 협상력을 나타내는 변수로 사용한다고 볼 때, 그리고 산업 내 노조집중률이 시간의 경과에 따라 상당히 변할 경우 (실제로 그러하다) 특정 연도에서 추출한 집중률은 노조의 영향력을 나타내는 변수로서 부적절하다.

Blanchflower and Millward(1988)는 기존의 연구와는 달리 사업장 단위의 데이터를 사용하여 노조의 존재와 고용과의 관계를 분석하였다. 사업장 단위의 고용량의 로그값을 수요변수, 산업더미, 전기의 고용수준(이는 조정 비용에 대한 대리변수로 포함되었다), 그리고 노조변수들에 회귀시켰을 때 노조변수는 통계적으로 유의하지 않게 나타났

다. 결국 그들은 노조가 고용조정에 별 영향을 주지 않는다고 결론지었다. 그 후 Blanchflower, Millward, and Oswald(1991)는 Blanchflower and Millward(1988)의 연구를 확대하여 재추정한 결과 장기적으로 노조는 고용성장을 2~4% 낮추는 효과를 낳는다는 것을 발견하였다.

Ⅲ. 추정 방법 및 데이터

본 연구에서는 기업이 생산량 조절시 임금과 고용 중 어느 변수를 주요 조절 변수로 사용하는가를 분석함에 있어서 일차적으로 다음과 같은 모형을 추정한다.⁷⁾

$$\Delta \ln Wage_{ijt} = \alpha' X_i + \beta' X_j + \gamma' X_t + \delta \Delta \ln Y_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

여기서 Δ 는 $(t-1)$ 기와 t 기 사이의 변수의 차분값을 말하며, $wage_{ijt}$ 는 j 산업에 있는 기업 i 의 t 연도에 있어서의 평균실질임금을 말하며, X 는 통제변수들을 나타낸다. 기업 단위의 실질임금의 성장률을 종속변수로 하기 때문에 평균임금수준에 영향을 미치는 기업 고용의 시간 경과에 따라 변하지 않는 고정효과(fixed effects)는 제거되었다. Y_{ijt} 는 j 산업에 있는 기업 i 의 연도 t 에서의 실질매출액 성장률을 나타내며, 이는 기업 단위에서의 수요충격에 대한 대리변수로서 사용된다. 따라서 이에 해당하는 계수(δ)는 탄력성으로서 기업 단위의 수요변화에 임금이 얼마나 경직적 혹은 신축적으로 반응하는가를 나타낸다. 임금성장률에 영향을 미치는 기업 단위의 통제변수들로는 기업 내의 노조조직 유무 혹은 노조조직률과 t 기에서의 종업원수로 표시된 기업규모를 들 수 있으며, 산업더미는 기업 단위의 수요를 통제한 후에도 임금조정이 산업별로 다른가를 분석하기 위해 포함시켰다. 한편 X_i 는 연도더미 변수를 의미한다. 실질임금과 실질매출액을 유도함에 있어서는 생산자물가지수를 사용하였다.

$$\Delta \ln Emp_{ijt} = \alpha' X_i + \beta' X_j + \gamma' X_t + \delta \Delta \ln Y_{ijt} + v_{ijt} \quad (2)$$

7) 본 연구에서 채택한 모형은 Holzer and Montgomery(1993), Brannon(1997) 등 기존의 연구들이 사용한 모형들과 같다.

$$\Delta \ln Hour_{ijt} = \alpha' X_i + \beta' X_j + \gamma' X_t + \delta \Delta \ln Y_{ijt} + v_{ijt} \quad (3)$$

등식 (2)는 등식 (1)에서 종속변수를 피고용인수의 로그값으로 대체해 놓은 형태이다. 여기서 실질매출액 성장률에 해당하는 계수(δ)는 기업 단위의 수요변화에 고용이 얼마나 경직적 혹은 신축적으로 반응하는가를 나타낸다. 마찬가지로 등식 (3)에서는 종속변수로서 총근로시간을 사용하고 있으며, 실질매출액 성장률의 계수는 기업 단위의 수요 변화에 근로시간이 얼마나 신축적으로 반응하는가를 나타내는 수치다.

등식 (1), (2) 및 (3)의 추정을 통하여 기업이 수요충격에 대하여 임금과 근로자수와 근로시간 중 어느 변수를 주요 정책 변수로 사용하는가를 검토할 수 있다. 본 연구가 기존의 많은 연구들과 다른 점은 수요충격에 대한 대리변수로서 기업단위의 매출액 성장률을 사용하고 있다는 점이다. 반면 기존의 많은 연구들은 수요충격에 대한 대리 변수로서 거시적인 경기변동지표, 예를 들어 국내총생산 성장률, 실업률 등을 사용하고 있다.

한편 모형 (1), (2) 및 (3)의 오차항들은 같은 연도에 대해서 등식간에 상관관계(across-equation contemporaneous correlation)를 맺고 있을 수 있다. 예를 들어 정부가 특정 연도에 근로자 임금대장에 근거하여 고용주들이 지불해야 할 사회보장비용을 상승시킬 경우 기업들은 고용을 축소시키고 동시에 근로시간의 확대와 임금상승을 통한 노동강도의 상향조정으로 맞대응할 수 있다. 이 경우 얼핏 보기에는 SUR(Seemingly Unrelated Regression)을 통한 시스템 분석이 바람직한 것처럼 보이나 Theil(1970)이 증명하였듯이 세 등식에 있는 설명변수들이 동등할 때에는 오차항이 동 시기에 있어서 등식간에 상관 관계를 맺는다고 하더라도 각 등식을 최소자승법으로 추정하나 세 등식을 SUR로 추정하나 결과는 같다.

본 연구에서는 등식 (1), (2) 및 (3)을 기본 모형으로 하면서도 임금과 고용의 기업 단위의 수요충격에 반응하는 정도가 다양한 집단별로 어떻게 다를 수 있는가를 연구한다. 우선 세 등식에 실질매출액 성장률과 노조더미 변수와의 상호작용항을 추가적으로 포함시켜 임금과 고용의 반응 정도가 비노조기업과 노조기업 사이에 어떻게 다른가를 검토한다. 그 밖에도 기업들의 수용충격에 대한 대응방식에서의 차이를 산업별로 분석하기 위해 산업더미 변수와 매출액 성장률과의 상호작용을 포함시켜 분석하며, 나아가 이러한 조절 방식이 감량경영과 확대경영 시 다른 패턴을 보이는가를 분석하기 위해 매출액이 증가할 때를 1로 놓고 감소할 때를 0으로 놓은 더미 변수를 매출액 성장률과 상호작용시켜서 추정한다.

여기서 기업 단위의 매출액 성장률이 과연 기업 단위의 외생적 수요충격으로 받아들여질 수 있는가에 대한 의문을 제기해 볼 필요가 있다. 예를 들어 임금의 하락이 가격의 하락을 유발하여 매출액 신장으로 이어진다면 분명 매출액 성장률 계수에 대한 최소자승추정량은 불일치성(inconsistency)을 가질 것이다. 본 연구에서는 Hausman(1978) 검증을 통하여 매출액 성장률의 내생성을 검증한다.⁸⁾

마지막으로 고려할 사항은 평균임금의 변동을 도출함에 있어서 기업이 감량 혹은 확대경영을 함에 따라 근로자의 구성이 바뀔 수 있다는 점이다. 만약 기업이 감량경영 시 저임금근로자를 우선적으로 해고한다면 그 자체로서 그 기업이 지불하는 평균임금을 상승시키는 효과를 유발할 것이다. 이는 다시 말해서 임금이 하방으로 경직적이라는 결론을 내리는 방향으로 작용할 것이다. 반대로 확대경영 시 추가적으로 고용되는 근로자들의 평균임금이 그 이전에 근로하던 근로자들과 비교하여 상대적으로 낮다면 기업이 지불한 평균임금은 그다지 높게 나타나지 않아 상방으로도 경직적으로 보이게 할 것이다. 결국 이러한 구성의 효과를 통제하지 않고 계산한 기업별 평균임금은 기업의 전략수단으로서의 임금의 역할을 과소평가하는 방향으로 보이게 할 것이다.

본 연구에 사용될 데이터는 한국신용평가주식회사에서 상장회사들을 대상으로 1999년, 2000년, 그리고 2001년에 수집한 기업 단위의 정보와 (향후 이를 한신정 데이터라 칭함) 한국노동연구원에서 2002년, 2003년, 그리고 2004년도에 걸쳐 수행한 사업체패널 조사이다 (향후 이를 노동연 데이터라 칭함). 노동연 데이터는 사업장 단위의 데이터이므로 동일 기업이 복수의 사업장을 소지할 경우 매출액에 대한 응답이 모호해질 수 있다. 실제로 검토한 바에 따르면 동일 기업 내에 있는 사업장들이 응답한 매출액이 서로 불일치하는 경우를 발견할 수 있었다. 이 문제를 해결하기 위해 노동연 데이터를 사용할 경우 동일 기업내 복수의 사업장이 있는 경우 이들이 응답한 매출액이 모두 일치할 때에만 사용하기도 하였고 아예 복수의 사업장이 있는 경우 표본에서 제외시키는 방법도 고려하였다.

한신정 데이터를 사용할 경우 임금, 종업원수, 매출액 성장률은 1999~2000년과 2000~2001년 두 기간에서 수집되기 때문에 임금과 매출액 변수를 생산자물가지수로 나누어 사용하였다. 그러나 노동연 데이터의 경우 상황이 다소 복잡하다. 임금 성장률의 경우

8) Holzer and Montgomery(1993)도 언급하였듯이 표본기간 동안 재고(inventory)가 일정하게 남지 않을 경우 매출액(sales) 증가율은 산출물(output) 증가율보다 외생적 수요변동을 보다 잘 반영한다고 볼 수 있다.

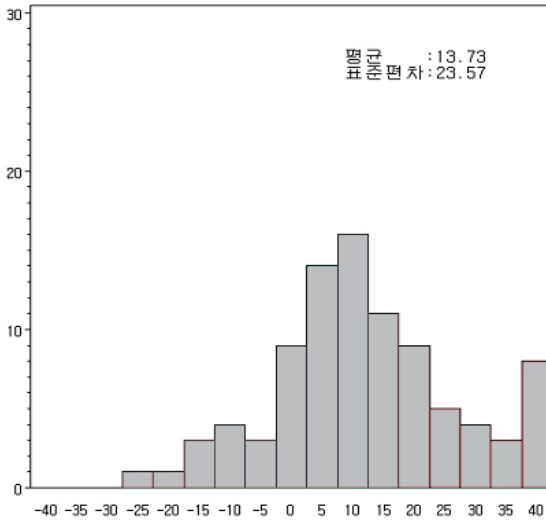
유일하게 사용할 수 있는 기간은 2001~2002년이다. 이 임금 성장률 변수는 2003년 조사에 있는 “지난 해 (2002년) 최종 임금인상률은 얼마입니까?”라는 설문 항목에 해당한다. 이에 대해 각 사업체는 통상임금과 총액임금 기준으로 응답을 하게 되는데 본 연구에서는 한신정 데이터와의 일치성을 위해 총액임금 기준을 사용하였다. 그러나 통상임금을 사용하였을 때에도 비록 통계적 유의성은 떨어졌지만 계수들의 패턴은 유사하게 나타났다. 또한 이에 상응한 매출액 성장률은 2002년과 2003년 조사 기준으로 작년의 매출액 (즉 2001년과 2002년)을 이용하여 계산하였다. 불행하게도 동일한 질문을 2003년도로 제외한 어느 연도에도 하지 않았으며 따라서 임금과 매출액을 디플레이트할 필요도 없었다. 본 연구 목적과 관련하여 또 하나의 문제는 고용 성장률의 경우 2002~2003년 기간에 대해서만 계산이 가능하다는 점이다. 이는 매출액은 작년에 대해 조사하고 있는 데에 반해 사업장별 고용규모는 현 시점에서 조사하고 있기 때문이다. 따라서 노동연 데이터를 사용할 경우 임금조정 시점과 고용조정 시점은 같은 사업장에 대해서도 다를 수밖에 없다. 그러나 한신정 데이터와는 달리 노동연 데이터는 실제의 주당 근로시간을 보고하고 있어서 기업이 수요충격 시 근로시간을 어느 정도 조정하는가를 연구할 수 있게 한다.

성장률로 표시한 각 변수들의 값은 경우에 따라 심한 극단값을 보이기도 한다. 예를 들어 매출액이 전년도에 비해 400배 증가한 경우가 있는가 하면, 임금과 고용증가율이 -100%인 경우도 있다. -100%의 고용증가율은 기업의 도산으로 해석할 수도 있고 수 백 배의 매출액 증가도 기업의 인수합병을 통해서 나타날 수도 있지만 본 연구에서는 불확실성을 제거하기 위해 이러한 극단값들은 분석에서 제외하기로 하였다. 더구나 본 연구에서 사용될 표본의 규모가 대략 400~500개 정도밖에 되지 않는다는 점을 생각하면 이러한 극단값은 평균 회귀모형의 추정치들을 심하게 왜곡시킬 수 있기 때문이다. 본 연구에서는 자의적인 기준이기는 하지만 모든 성장률 변수들의 값이 -70% 이하, 그리고 500% 이상인 경우 표본에서 제외하였다.

IV. 추정 결과

기업들이 기업 단위의 수요충격 시 임금과 고용 그리고 근로시간 중 어느 변수를 주요 조절 변수로 사용하는가를 등식 (1)~(3)을 이용하여 분석하기 전에 [그림 1]부터 [그

(그림 1) 임금변동률의 분포: 전체

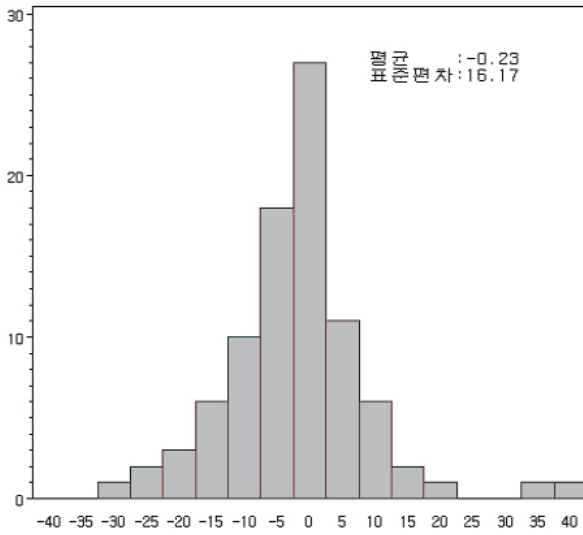


림 6]은 한신정 데이터에 근거하여 임금과 고용조정률의 규모가 어느 정도에 이르며 정 (+)과 부(-)의 수요충격 시 어떤 패턴을 보이는가를 기술적으로 요약하고 있다. 막대 그래프의 구간은 5%이며, 횡축의 눈금들은 각 구간의 중앙값에 해당한다. 예를 들어 횡축의 값이 0이란 것은 표준화된 임금이나 고용변동률이 -2.5%~2.5% 구간에 있음을 의미한다.

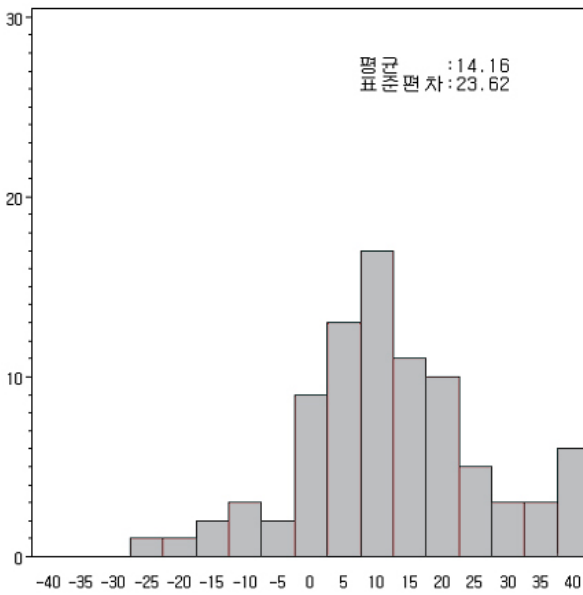
우선 [그림 1]에 나타난 임금조정률의 분포를 보면 0을 중심으로 비대칭적임을 알 수 있다. 즉 임금조정률이 양(+)인 기업들이 음(-)인 기업들보다 훨씬 많아 임금조정이 하방으로 경직적일지 모른다는 추측을 갖게 한다. 평균 임금조정률은 약 14%에 이르고 표준편차도 약 24로 매우 높게 나타난다. [그림 2]는 고용조정률의 분포를 그린 것이다. 평균 고용조정률은 0%를 약간 밑돌며 분산도 임금조정률의 그것보다 낮다. 한 가지 흥미 있는 사실은 임금조정률의 분포와 비교하여 고용조정률의 분포는 비교적 대칭적이라는 점이다.

임금조정과 고용조정이 정(+)의 수요충격(매출액 신장)과 부(-)의 수요충격(매출액 감소)시 비대칭적으로 나타나는지를 파악하기 위해 [그림 3]과 [그림 4], 그리고 [그림 5]와 [그림 6]은 임금조정과 고용조정의 분포를 정과 부의 수요충격의 경우로 구분하여 도식화하고 있다. 우선 [그림 3]과 [그림 4]를 보면 임금조정의 비대칭성은 현저하게 관찰

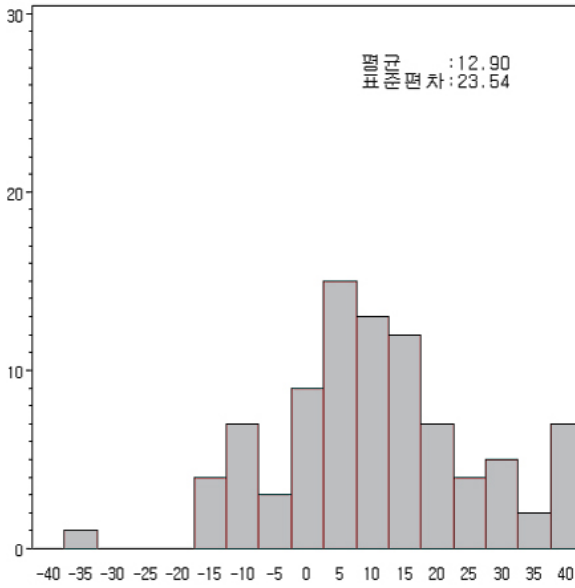
(그림 2) 고용변동률의 분포: 전체



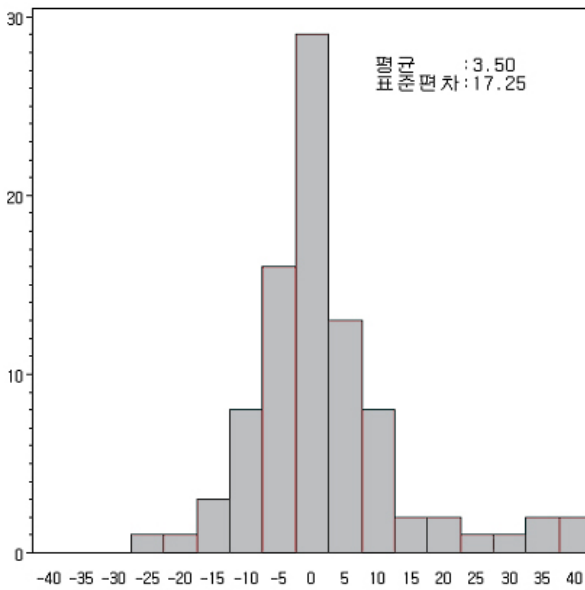
(그림 3) 정의 수요충격 시 임금변동률의 분포



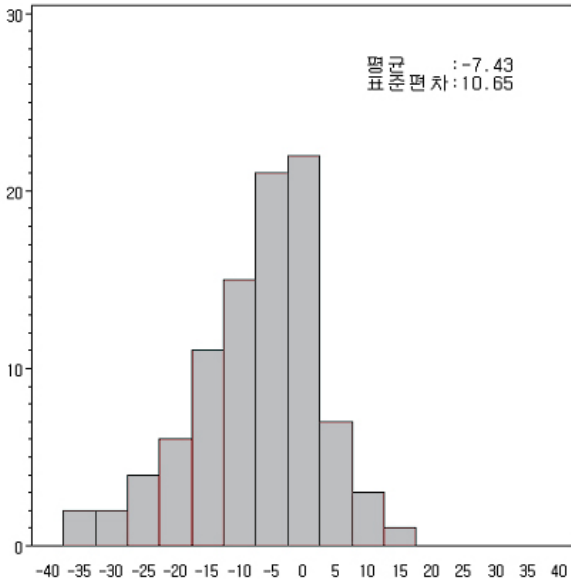
〔그림 4〕 부의 수요충격 시 임금변동률의 분포



〔그림 5〕 정의 수요충격 시 고용변동률의 분포



[그림 6] 부의 수요충격 시 고용변동률의 분포



된다. 정(+의 수요충격 시 임금의 평균 조정률은 약 14%에 이르고 부(-)의 충격 시에도 약 13%에 이르고 있다. 달리 표현하면 부의 수요충격 시에도 임금은 좀처럼 하향조정되지 않는다는 점이다. 그러나 임금조정과는 달리 [그림 5]와 [그림 6]을 보면 고용조정은 매우 대칭적으로 이루어짐을 알 수 있다. 정의 수요충격 시 고용조정률은 평균 3.5%에 이르고, 부의 수요충격 시에는 -7%를 하회하여 고용조정은 전혀 하방으로 경직적이지 않음을 알 수 있다.

이상의 논의는 임금과 고용조정의 규모와 패턴을 매출액 변동률의 크기와는 상관없이 진행한 것이다. 이하에서는 식 (1)부터 식 (3)에 근거하여 임금과 고용조정의 크기 및 패턴을 “매출액이 1% 증가할 때”로 표준화하여 분석한다. 우선 <표 1>은 한신정 데이터와 노동연 데이터를 이용하여 등식 (1)과 (2)를 추정한 결과를 요약하고 있다. 본 연구에서 사용된 한신정 데이터에는 성장률로 표시된 각 변수의 관찰치가 2개 연도에 걸쳐 나타나고 있기 때문에 그 중 한 연도의 관찰치들을 나타내는 연도더미를 포함시켰으나 노동연 데이터에는 성장률로 표시된 변수들의 값을 횡단면적으로만 사용할 수 있으므로 연도더미를 포함시키지 않았다. 우선 한신정 데이터를 사용할 경우 임금조정함수에서 매출액 성장률의 계수는 0.11로 통계적으로 유의하게 추정되었다. 이 수치는 매출액이 1

〈표 1〉 임금조정과 고용조정

	한신정 데이터		노동연 데이터	
	임금조정	고용조정	임금조정	고용조정
상수	0.1156*** (0.0127)	-0.0567*** (0.0080)	0.0605*** (0.0017)	-0.1173*** (0.0261)
매출액 증가율	0.1071** (0.0463)	0.3102*** (0.0262)	0.0151*** (0.0054)	0.1390* (0.0827)
연도 더미	-0.0101 (0.0178)	0.0422*** (0.0115)	-	-
관찰치 수	479	525	416	248
조정된 결정계수	0.0074	0.2421	0.0165	0.0073

주: ***, **, * = 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 경우.

% 변동할 경우 임금은 같은 방향으로 0.11% 변동함을 나타낸다. 전통적인 탄력성 개념으로 보면 그다지 크지 않은 것처럼 보이지만 완전히 무시할 수준은 아님을 알 수 있다. 예를 들어 Holzer and Montgomery(1993)은 본 연구와 같은 모형에 근거하여 미국 기업들에 대해 추정된 결과 추정치는 대략 0.05 정도로 나타났으며 통계적으로도 유의하지 않다는 것을 발견하였다. 한편 고용조정 함수의 추정 결과 매출액 성장률의 계수는 약 0.31로 통계적으로도 매우 유의미하게 추정되었다. 이 수치는 임금조정의 크기를 나타내는 0.11의 약 3배에 이르는 수치로서 두 계수가 같다는 가설은 1% 유의수준에서도 기각된다. 한편 Holzer and Montgomery(1993)의 연구에서 나타난 고용조정의 크기는 약 0.39 정도로 본 연구의 수치와 매우 유사함을 알 수 있다.

한편 노동연 데이터를 사용할 경우 매출액 증가율의 계수는 전반적으로 작아진다. 매출액이 1% 변동할 때 임금은 같은 방향으로 약 0.015% 변하여 비록 이 수치가 통계적으로는 매우 유의하지만 실질적인 중요성은 거의 없다고 판단된다. 고용조정의 경우 매출액 성장률의 계수는 역시 양으로 10% 유의수준에서 유의하게 추정되었으나 그 크기는 한신정 데이터를 사용하였을 경우의 절반 정도에 지나지 않는다. 그러나 한신정 데이터의 경우와 마찬가지로 여전히 고용조정의 규모는 임금조정의 규모보다 더 크게 나타났다. 요약하면 두 데이터 셋 모두 기업이 수요변화에 대해 임금조정보다는 고용조정을 보다 큰 전략 변수로 사용한다는 결론을 내리고 있다. 그러나 Holzer and Montgomery(1993)의 연구에서처럼 임금이 수요변화에 경직적(rigid)인지에 대해서는 두 데이터베이스 사이에 차이가 난다. 비록 한신정 데이터에서는 임금이 수요충격에 다소의 반응을 보이고 있지만 노동연 데이터상에서는 Holzer and Montgomery(1993)의 연구와 마찬가지로

로 거의 경직적이라고 할 수 있다.

여기서 몇 가지 계량경제학적인 이슈를 제기해 볼 수 있다. 첫째 변수들의 측정오차 문제가 제기된다. 우선 매출액 성장률의 측정오차는 한신정 데이터든 노동연 데이터든 어디에서나 존재할 수 있으며, 이는 임금조정함수에서든 고용조정함수에서든 어디서나 매출액 성장률의 계수를 0의 방향으로 회석시킬 것이다(attenuation inconsistency). 따라서 이 효과를 고려하면 임금조정과 고용조정의 규모는 전반적으로 본 연구에서 나타난 것보다 클 것이다. 한편 종속변수의 측정오차에 대한 고전적인 가정(측정오차가 임의적(random)으로 발생한다면)에 따르면 적어도 매출액 성장률의 계수의 일치성은 보장된다. 그러나 만약 임금변동률 변수의 측정오차가 변동을 회석시키는 방향으로 나타난다면(mean-reverting measurement errors) 매출액 성장률의 계수는 역시 절대값 면에서 과소평가될 것이다. 특히 노동연 데이터의 경우 임금증가율을 직접 대답하였기에 그러한 가능성은 더욱 커진다. 아마도 이러한 이유로 노동연 데이터로 추정된 임금조정의 정도가 한신정 데이터로 추정한 임금조정의 정도보다 작게 나타났을지도 모른다.

다음으로는 매출액 증가율의 내생성 문제를 제기해 볼 수 있다. 특히 임금의 하락이 가격의 하락을 유발하여 매출액 신장으로 이어진다면 분명 매출액 성장률 계수에 대한 최소자승 추정량은 불일치성(inconsistency)을 가질 것이다. 우선 본 연구에서는 Hausman (1978)의 검정법을 따라 매출액 성장률의 내생성을 검증하였다. 매출액 성장률에 대한 도구변수들로서는 Holzer and Montgomery(1993)의 제안을 따라서 ① 제조업더미, ② 노동가입률(노동연 데이터를 사용하는 경우) 그리고 ③ 기업규모를 사용하기도 하였지만 이에 더하여 본 연구에서는 ④ 같은 산업 내의 타기업들이 매출액의 합의 증가율을 아울러 사용하였다. 제 1단계에서 매출액 성장률을 도구변수들에 회귀시켰을 때 모형은 5% 수준에서 유의했으며 제 2단계에서 매출액 성장률의 예측값을 실제값과 아울러 포함시키고 분석한 결과 예측값 계수의 t-값은 -0.1(한신정)과 -0.3(노동연)으로 통계적으로 매우 무의미하여 매출액 성장률의 내생성을 강하게 기각하고 있다.⁹⁾

9) 익명의 심사자의 제안에 따라 수요충격에 대한 임금 및 고용조정이 시차를 가지고 발생할 가능성을 검토하였다. 이를 위해서 한신정 데이터에 대해 2000~2001년 기간의 고용 및 임금 성장률을 설명함에 있어서 당해 기간의 매출액 성장률과 1기 전(1999~2000년 기간)의 매출액 성장률을 동시에 설명변수로 사용하여 추정한 결과 동 시기의 매출액 성장률 계수는 유의하게 나타났지만 1기 전의 매출액 성장률의 계수는 임금 및 고용조정함수 모두에서 유의하지 않게 나타났다. 즉 매출액 성장률의 시차효과는 없는 것으로 나타났다. 노동연 데이터로는 전술한 바와 같은 데이터상의 구조적인 문제로 현 이슈를 검토할 수 없었다. 참고

다음으로는 수요충격에 대한 이러한 기업들의 반응이 정의 충격과 부의 충격에 대칭적인 것인가 아니면 비대칭적인 것인가를 알아보기 위해 <표 2>와 <표 3>에서는 각각 매출액 성장률이 양일 때와 음일 때로 구분하여 분석하고 있다. 한신정 데이터를 보면 임금조정은 정의 수요충격과 부의 수요충격에 대해 비대칭적(asymmetric)으로 이루어진다는 것을 알 수 있다. 즉 수요가 확대 시에는 임금조정이 유의미하게 상향조정되나 부의 충격 시에는 하향조정되지 않는다는 것이다. 정의 수요충격 시 매출액이 1% 증가할 경우 실질임금은 약 0.24% 증가하며 통계적으로도 유의하나 부의 충격 시 매출액이 1% 감소할 때에는 계수의 크기도 정의 충격 시의 수치에 절반 정도에 해당할 뿐만 아니라 통계적 유의성도 없다. 즉 실질임금의 조정은 하방으로 경직되어 있다고 본다. 노동연 데이터상에서는 정과 부의 수요충격 시 계수값이 모두 유의하지 않게 나타나고 있다. 한편 고용조정의 대칭성에 대해서도 한신정과 노동연 데이터는 불일치적인 결과를 낳고 있다. 우선 한신정 데이터를 보면 고용조정은 정의 수요충격과 부의 수요충격 사이에서 대칭성을 보이고 있다. 정의 수요충격 시에는 매출액이 1% 성장함에 따라 고용이 0.3% 증가하며 부의 충격 시에는 매출액이 1% 감소함에 따라 고용이 0.26% 감소하는 것으로 나타났다. 두 계수가 같다는 가설은 10% 유의수준에서도 기각되지 않는다. 반면 노동연 데이터상에서는 정의 수요충격 시에는 고용이 약 0.27% 증가하는 반면 부의 충격 시에는 약 0.09 감소하여 계수값들만을 비교할 때에는 비대칭성이 보이나 통계적으로는 유의하지 않다. 본 연구에서는 한신정 데이터에 보다 큰 비중을 두고 있는데 그 이유로는, 첫째 전술한 바와 같이 노동연 데이터의 임금변동률 변수는 변동을 회색시키는 방향의 측정오차를 수반하고 있으며, 둘째 임금조정과 고용조정의 시점이 달라 '같은 경제상황 하에서의' 기업의 전략적인 행동을 나타내지 못하고 있으며, 셋째 표본의 크기가 상대적으로 작아 통계적으로도 유의성이 떨어지기 때문이다.

이상의 발견을 기존의 이론으로 해석하기는 간단하지가 않다. 노동연 데이터를 신뢰할 경우 본 연구 결과는 Freeman(1977)과 Fisher(1977)의 이론을 지지하기에는 비록 임금은 하방으로 경직적이지만 고용은 적어도 한신정 데이터의 경우 정과 부의 수요충격 시 대칭적으로 나타나, 임금과 고용조정이 모두 대칭적이라는 그들의 주장과 불일치한다. 본 연구 결과는 Holmstrom(1983)의 복수기간 최적계약 모델(multi-period optimal

로 신동균·진병유(2002)는 한국의 경우 지역실업률이나 총실업률은 임금을 설명함에 있어서 시차효과를 나타내지 않는다고 하여, 비록 기업 단위의 연구는 아니지만 본 연구와 유사한 결론을 내리고 있음을 알 수 있다.

〈표 2〉 임금조정과 고용조정: 정의 수요충격 시

	한신정 데이터		노동연 데이터	
	임금조정	고용조정	임금조정	고용조정
상수	0.0974*** (0.0187)	-0.0630*** (0.0123)	0.0651*** (0.0024)	-0.1506*** (0.0446)
매출액 증가율	0.2426*** (0.0716)	0.3006*** (0.0412)	0.0011 (0.0075)	0.2719* (0.1581)
연도더미	-0.0363* (0.0212)	0.0570*** (0.0149)	-	-
관찰치 수	313	346	273	141
조정된 결정계수	0.0368	0.1784	-0.0036	0.0137

주: ***, **, * = 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 경우.

〈표 3〉 임금조정과 고용조정: 부의 수요충격 시

	한신정 데이터		노동연 데이터	
	임금조정	고용조정	임금조정	고용조정
상수	0.1142*** (0.0264)	-0.0561*** (0.0145)	0.0586*** (0.0044)	-0.1173** (0.0575)
매출액 증가율	0.1258 (0.1327)	0.2619*** (0.0663)	0.0208 (0.0143)	0.0932 (0.1618)
연도더미	0.0422 (0.0318)	0.0125 (0.0175)	-	-
관찰치 수	165	178	143	106
조정된 결정계수	0.0033	0.0741	0.0077	-0.0063

주: ***=1% 수준에서 유의한 경우.

contract model)이 예측하는 바도 불일치 임금과 고용 모두 비대칭적이며 그 비대칭성의 방향도 같아야 하기 때문이다. 또한 고용이 정의 수요충격 시에는 상방향으로 경직적인 반면 부의 충격 시 하방으로 조정된다는 Lindbeck and Snower(1988)의 발견과도 불일치한다고 볼 수 있다.

한편 임금조정과 고용조정의 정도가 수요충격의 정도에 따라 비선형으로 반응할 수도 있다. 예를 들어, 정의 수요충격 시에도 매출액이 어느 선까지 증가할 때까지는 임금조정이 이루어지지 않다가 일정 수준을 넘어 수요가 크게 증가할 경우 임금이 본격적으로 상향조정될 수 있다. 또한 고용조정도 수요충격이 미약할 때에는 발생하지 않다가 상당한 부 혹은 정의 수요충격이 발생할 때에야 비로소 이루어질 수도 있다. 이러한 가능성을 검토하기 위해 매출액 성장률의 공급항을 모형에 추가적으로 포함시키고 재추정한다

결과를 <표 4>에 정리하였다.¹⁰⁾ 우선 임금조정 패턴을 전체적으로 볼 때 이차식의 계수는 비록 음으로 나타났지만 통계적으로나 계수의 실질적인 크기에 있어서나 유의하지 못하다. 하지만 이를 정의 수요충격과 부의 수요충격의 경우로 나누어 분석하면 상황은 달라진다. 정의 수요충격 시 이차식의 계수는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의할 뿐만 아니라 그 계수도 약 0.6으로 매우 크게 추정되었다. 또한 부의 수요충격 시에도 이차식의 계수는 10% 유의수준에서 의미가 있으며 그 계수의 절대값은 정의 수요충격 시와 매우 유사하다. 결국 정의 수요충격 시에 임금조정은 수요충격이 상대적으로 약할 때는 이루어지지 않다가 그 충격의 강도가 커짐에 따라 조정'률'이 증가하는 방식으로 이루어진다고 볼 수 있다. 달리 표현하면, 임금의 성장률은 매출액 성장률의 볼록함수이다.¹¹⁾ 반대로 부의 충격 시에도 그 충격의 강도가 상대적으로 약할 때에는 임금조정률이 미약하다가 충격의 정도가 강해질수록 임금하락률이 점차 증가함을 알 수 있다.¹²⁾

<표 4> 임금과 고용조정의 비선형성: 한신정 데이터

		매출성장률	매출성장률 제곱	극값에서의 매출성장률	조정된 결정계수
임금조정	전 체	0.1990 ^{***} (0.0526)	-0.0309 (0.0841)	3.2200	0.0294
	정의 충격	-0.0819 (0.1873)	0.5874 ^{**} (0.2503)	0.06971	0.0659
	부의 충격	-0.1380 (0.3161)	-0.5383 [*] (0.3232)	-0.1282	0.0343
고용조정	전 체	0.2849 ^{***} (0.0275)	0.0912 ^{**} (0.0367)	-1.5620	0.2005
	정의 충격	0.3656 ^{***} (0.1171)	-0.0484 (0.1195)	3.7769	0.1617
	부의 충격	0.2682 [*] (0.1436)	0.1726 (0.1530)	-0.7769	0.0134

주: ***, **, * = 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 경우.

10) <표 4>의 추정치들은 한신정 데이터에 근거한 것이다. 노동연 데이터를 사용한 경우 대부분의 경우에 있어서 추정치들은 유의하지 않게 나타났다.

11) 제 3열의 수치들은 극값에서의 매출액 성장률을 나타낸다.

12) 독자들은 부의 수요충격 시 매출액 성장률은 모두 음임을 상기하기 바란다.

고용조정을 전체적으로 볼 때 이차항의 계수는 통계적으로 유의하고 그 크기도 무시할 수준은 아니어서 고용조정의 비선형성을 보여주고 있다. 결국 고용조정함수는 원점에 대해 오목함수로 나타나고 있다. 그러나 이를 정과 부의 수요충격의 경우로 나누어 분석할 때에는 계수들이 모두 통계적으로는 무의미하게 추정되었다. 결국 <표 4>의 결과를 <표 2> 및 <표 3>의 결과와 종합하면 정의 수요충격 시 임금조정함수는 볼록 함수이므로 수요충격의 강도가 어느 수준을 넘어야 본격적으로 임금조정이 이루어지는 반면, 고용조정은 선형함수의 설명력이 더 높으므로 매출액 성장률과 비례하여 고용증가가 이루어진다고 볼 수 있다. 반대로 부의 수요충격 시에는 임금조정의 경우 오목함수 형태를 가지므로 약간의 부의 충격에는 반응을 보이지 않다가 그 강도가 심해질 때에는 본격적으로 임금을 하향조정하게 되는 데에 반해, 고용조정함수는 선형함수이어서 매출액이 마이너스의 성장을 하게 됨에 따라 이에 비례하여 고용감축을 단행하고 있다.

한편 노동연 데이터의 경우 임금과 근로자수 외에도 근로시간을 아울러 보고하고 있어서 앞선 분석들을 등식 (3)에 근거하여 수행할 수 있었다. 그 결과, 총 및 정의 수요충격의 경우 근로시간의 반응은 통계적 유의성에 있어서나 계수의 크기에 있어서나 무의미하게 나타났다. 다만, 부의 수요충격 시 매출액 성장률의 계수는 0.1862(표준오차 = 0.0867)로 나타나 매출액이 1% 하락할 경우 근로시간은 약 2% 감소함을 알 수 있다.

<표 5>에서는 한신정 데이터를 이용하여 이러한 임금조정과 고용조정 패턴이 기업규모별로 그리고 제조업과 비제조업에 사이에 어떻게 다르게 나타나는지를 분석한 결과를 요약하고 있다. 분석과 보고의 간결성을 위해 이 단계에서는 다시 원모형으로 돌아가서 임금조정함수도 선형으로 간주하고 분석을 진행하겠다. 우선 임금조정함수에 기업의 규모와 매출액 성장률과 규모의 상호작용항을 추가시킬 경우(제 1열), 그리고 제조업더미와 매출액 성장률과 제조업더미의 상호작용항을 추가할 경우(제 2열) 모두 상수항을 제외한 계수들이 통계적으로 무의미하게 추정되었다. 따라서 얼핏 보기에는 <표 1>에서 매출액 증가율의 계수들이 통계적으로 유의미하게 추정된 것이 마치 산업이나 규모를 통제하지 않았기 때문인 것처럼 보이지만 다음의 두 가지 사항을 고려하면 매출액 증가율은 여전히 유의미하게 임금에 영향을 준다고 볼 수 있다. 첫째, 비록 보고의 간결성을 위해 생략하였지만 <표 5>의 모형에서 상호작용항들만을 제외시킬 경우 매출액 증가율 계수의 추정치는 <표 1>의 추정치와 사실상 같게 나타났다. 즉 산업이나 기업규모를 통제하여도 (상호작용항을 통제하지 않는 한) 매출액 증가율은 여전히 유의하게 임금증가와 상관관계를 맺는다는 점이다. 상호작용항에는 표현 그대로 매출액 증가율의 효

〈표 5〉 기업규모별 및 산업별 임금 및 고용조정 패턴: 한신정 데이터

	임금 조정		고용 조정	
	상수	0.1078** (0.0556)	0.1724** (0.0698)	-0.0926*** (0.0348)
매출액 증가율	0.1242 (0.2537)	0.8849 (0.5731)	-0.0386 (0.1567)	0.2763 (0.0499)
규모	0.0012 (0.0082)		0.0049 (0.0050)	
제조업		-0.0567 (0.0699)		-0.0401* (0.0249)
연도더미	-0.0102 (0.0179)	-0.0120 (0.0179)	0.0410*** (0.0114)	0.0431*** (0.0116)
매출액 증가율*규모	-0.0027 (0.0383)		0.0520** (0.0233)	
매출액 증가율*제조업		-0.7812 (0.5748)		0.0420 (0.0583)
관찰치 수	479	479	525	
조정된 결정계수	0.0033	0.0090	0.2507	0.2431

주: ***, **, * = 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 경우.

과가 포함되어 있음을 지적해 둔다. 둘째, <표 5>에서처럼 상호작용항을 추가로 통제할 경우에도 매출액 증가율의 계수는 비록 통계적으로는 유의하지 않게 추정되었지만 추정된 계수의 크기는 <표 1>의 그것보다 더 큼을 알 수 있다. 한편 제 3열의 추정치들을 보면 기업의 규모가 클수록 수요변동과 관련이 있든 없든 고용조정의 폭은 양으로 더 크게 나타남을 알 수 있다. 또한 기업규모가 클수록 수요변동과 관련된 고용조정의 정도는 커지는 것으로 나타났다. 마지막으로 제 4열에 있는 상호작용항 계수의 추정치를 보면 매출액 변동에 따른 고용조정 강도에 있어서는 제조업과 비제조업 사이의 차이는 별로 없음을 나타내고 있다. 비록 표에는 보고되어 있지 않지만 제 3열과 제 4열에서 상호작용항들만을 제외시키고 재추정한 결과 매출액 증가율 계수의 추정치는 <표 1>의 그것과 계수의 크기나 통계적 유의성에서나 매우 유사하게 나타났음을 지적해 둔다.

<표 6>은 <표 5>의 분석을 그대로 반복하되 기업이 매출액을 신장하는 경우에 한하여 분석한 결과를 나타낸다. (<표 5>의 분석을 부의 충격에 대해 시도한 결과 모든 계수들은 통계적으로 유의하지 않게 나타나서 보고에서는 생략하겠음.) 제 1열에 있는 추정치를 보면 매출액 성장률에 따른 임금의 상향조정 정도는 정의 수요충격 시에는 기업의 규모가 클수록 작게 나타남을 알 수 있다. 한편 제 2열의 추정치들은 비제조업과 비교하여 제조업 기업들은 정의 수요충격 시 임금조정을 덜하는 것으로 나타났으나 (비록

<표 6> 정의 수요충격 시 기업규모별 및 산업별 임금 및 고용조정 패턴: 한신정 데이터

	임금 조정		고용 조정	
	상수	-0.1130 (0.0982)	0.2206 (0.1383)	-0.0196 (0.0649)
매출액 증가율	1.0973*** (0.4434)	0.5253 (1.0207)	-0.4291 (0.2795)	0.4059*** (0.0864)
규모	0.0304** (0.0140)		-0.0061 (0.0092)	
제조업		-0.1247 (0.1387)		0.0517 (0.0520)
연도더미	-0.0341* (0.0212)	-0.0384* (0.0213)	0.0541*** (0.0147)	0.0560*** (0.0150)
매출액 증가율*규모	-0.1244** (0.0638)		0.1070*** (0.0403)	
매출액 증가율*제조업		-0.2787 (1.0232)		-0.1431 (0.1002)
관찰치 수	313	313	346	346
조정된 결정계수	0.0458	0.0388	0.1986	0.1785

주: ***, **, * = 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의한 경우.

추정된 계수는 크지만 통계적으로는 유의하지 않게 나타났다. 제 3열과 고용조정 패턴을 보면 기업들은 정의 수요충격 시 규모가 클수록 고용을 비례적으로 더 크게 상승시켜 확대경영의 주요 조절수단이 임금이 아닌 고용임을 알 수 있다. 한편 제 4열의 수치를 보면 제조업은 비제조업에 비해 정의 수요충격 시 고용증가율이 상대적으로 낮지만 역시 통계적으로는 유의하지 않다.

마지막으로, 임금과 고용조정 패턴에 있어서 노동조합이 결성되어 있는 기업과 그렇지 않은 기업들 사이에 차이가 있는가를 분석하기 위해 <표 7>에서는 한신정 데이터를 이용하여 앞의 분석을 그대로 답습하되 노조더미 변수와 (매출액 성장률×노조더미)를 고려하였다. 노동연 데이터상에는 사업장 내에 노조의 존재를 나타내는 변수가 있어서 많은 관찰치를 확보할 수 있었으나 분석 결과 조정된 결정계수의 값은 모든 경우에 있어서 0.01을 밑돌고 많은 경우 음으로 나타나 모형이 무의미하므로 보고를 생략한다. 한신정 데이터를 사용할 때에도 노조 변수들의 계수들은 통계적 유의성이 대체적으로 낮다. 다만, 노조더미와 매출액 성장률의 상호작용항의 계수는 일부의 경우 15% 유의수준에서 유의하게 나타났고 추정된 계수의 크기도 무시할 수준은 아니었다. 전반적으로 노조가 결성되어 있는 기업은 임금보다 고용이 더 경직적임을 알 수 있다. 우선 제 4열 및

〈표 7〉 임금패턴에 있어서의 노조와 비노조 차이

	전 체		정의 수요충격		부의 수요충격	
	임금조정	고용조정	임금조정	고용조정	임금조정	고용조정
상수	0.1122** (0.0469)	-0.0502*** (0.0134)	0.1205 (0.0772)	-0.0773*** (0.0227)	-0.0065 (0.0921)	-0.0415 (0.0258)
매출액 성장률	0.1415 (0.2182)	0.3731*** (0.0543)	0.2706 (0.2914)	0.4735*** (0.0906)	-1.1670 (1.1071)	0.3085** (0.1294)
연도더미	-0.0030 (0.0392)	0.0348*** (0.0132)	-0.0643 (0.0472)	0.0388** (0.0170)	0.1408** (0.0679)	0.0225 (0.0202)
노조	-0.0263 (0.0503)	-0.0055 (0.0146)	-0.0348 (0.0825)	0.0134 (0.0254)	0.1066 (0.1007)	-0.0342 (0.0297)
노조*매출액 성장률	0.2129 (0.2383)	-0.0989† (0.0643)	0.1869 (0.3192)	-0.1607† (0.1034)	1.7817† (1.1465)	-0.2369† (0.1605)
관찰치 수	125	358	79	237	45	120
Adj-R ²	0.0681	0.2568	0.1184	0.2392	0.1068	0.0299

주: ***, **, † =각각 1%, 5%, 15%에서 유의한 경우.

제 6열의 상호작용항 계수들을 보면 정의 수요충격 시에는 노조기업들은 비노조기업들과 비교하여 고용성장을 억제하는 경향이 있고, 반대로 부의 수요충격 시에는 고용감축을 억제하는 경향이 있음을 알 수 있다. 이에 따라 제 2열에서 전반적인 고용조정은 매우 경직적으로 나타났다.¹³⁾ 이와는 다소 다르게 제 5열의 추정치를 보면 부의 충격 시 노조기업은 비노조기업과 비교하여 임금을 비례적으로 더 크게 하향조정하는 것으로 나타났다. 정의 수요충격 시에는 노조기업이 비노조기업보다 비례적으로 임금을 더 상향조정하는 것으로 나타났으나 통계적으로는 유의하지 않다. 이상의 수치들을 종합하여 보면 비록 통계적 유의성은 다소 떨어지지만 노조기업은 비노조기업과 비교하여 수요충격에 대한 적응 수단으로 (특히 부의 수요충격 시) 고용보다는 임금을 주로 사용함을 알 수 있다. 이러한 발견은 Freeman and Medoff(1984), Pencavel(1991) 등의 연구 결과와 일치한다고 볼 수 있다. 이들은 노조를 일차적으로 고용안정화를 지향하는 집단으로 보고 이 목적 달성을 위해서는 기업으로 하여금 수요충격에 대해 임금을 주요 전략변수로 사용하게 한다는 것이다. 실제로 Freeman and Medoff(1984)에 의하면 노조임금은 상당히 경직적이라는 일반 상식과는 달리 노조들은 명목임금의 삭감을 상당한 규모로 받아

13) 사실 고용조정의 경우 추정된 매출액 증가율 계수의 부호가 음으로까지 나타난 것은 그다지 만족스럽지는 못한 결과고 본다. 다만, 이 결과는 매출액 변동에 맞추어 고용을 신속적으로 조정한다는 주장에 대한 강한 반증, 즉 고용조정은 상당히 경직적이라는 증거로 받아들여기로 한다.

들어 왔다. 반대로 노조기업은 비노조기업과 비교하여 확대경영 시 신규 일자리 창출보다는 기존 근로자의 임금을 상향조정하는 경향이 있다.

V. 요약

본 연구에서는 한신정 데이터와 노동연 데이터를 이용하여 기업이 임금과 고용 중 주로 어느 변수를 전략 변수로 하여 수요충격에 대응하는가를 연구하였다. 수요충격(demand shock)을 측정함에 있어서 본 연구에서는 경제성장률, 실업률 등 거시적인 지표를 사용하지 않고 기업 단위의 수요충격을 나타내는 변수를 사용하여 분석하였다. 또한 그러한 기업들의 적응 과정이 정의 수요충격과 부의 수요충격 사이에서 대칭적(symmetric)인가를 분석하며, 나아가 산업별·기업규모별 그리고 노조 유무별로 그 적응패턴이 상이한가를 분석하였다. 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전체적으로 기업들은 수요충격에 대해 임금조정보다는 고용조정으로 대응해 나가고 있다. 둘째, 전반적으로 임금이 경직적(rigid)으로 나타나는 이유는 주로 부의 수요충격 시 임금이 하방으로 경직적(downward rigidity)이기 때문이며 정의 수요충격 시에는 다소 상향조정되는 것으로 나타났다. 다시 말해, 임금조정은 정과 부의 수요충격 시 비대칭(asymmetric)이다. 셋째, 추정치의 크기 및 통계적 유의성에 있어서 두 데이터베이스 사이에 차이는 다소 있지만 임금조정과 비교하여 고용조정은 정과 부의 수요충격에 대해 대체로 대칭적으로 나타난다. 넷째, 고용조정은 매출액 변동률에 대해 선형으로 나타나는 반면, 임금조정은 비선형으로 나타난다. 정의 수요충격 시 임금은 그 충격의 강도가 상대적으로 약할 때는 반응을 하지 않다가 강도가 높아짐에 따라 상향조정의 폭도 점차 증가한다. 반대로 부의 충격 시 임금조정은 매출액 성장률의 오목함수로 표시된다. 다섯째, 비록 근로시간에 대한 자료가 다소 빈약하고 신뢰성이 상대적으로 떨어지지만 본 분석 결과에 따르면 근로시간의 조정은 수요충격과는 대체로 무관하게 나타나고 있다. 다만, 부의 충격 시에 근로시간은 유의하게 줄어드는 경향을 보인다. 여섯째, 노조기업은 비노조기업과 비교하여 수요충격에 대한 적응 수단으로 (특히 부의 수요충격 시) 고용보다는 임금을 주로 사용하는 것으로 나타났다.

본 연구를 수행함에 있어서 가장 아쉬웠던 점은 데이터상의 제약이었다. 한신정 데이

터의 경우 근로시간에 대한 정보가 전무하며, 노동연 데이터의 경우 비록 실근로시간에 대한 정보는 존재하나 각 투입 변수들의 값이 두 연도에만 존재하여 전반적으로 표본의 규모가 작고 이는 추정치의 유의성을 떨어뜨리는 방향으로 작용하였다. 나아가 노조 관련 변수, 산업 정보, 평균 교육연수 등 다양한 사업체 특성들을 나타내는 정보가 존재하였다면 보다 유익한 분석이 가능했으리라고 판단된다. 또한 바람직하게는 사업체 내에서도 개별 근로자들의 패널 정보가 필요하다. 특히 임금조정에 대한 엄밀한 분석을 위해서는 서론에서 언급한 바와 같이 각 사업체 내에서 개별 근로자의 임금을 추적함으로써 구성의 효과(composition effects)를 통제하여야 할 것이다. 이를 통제하지 못한 본 연구 결과도 기존의 모든 연구들과 마찬가지로 임금조정을 미약하게 하는 방향으로 편의(bias)를 가지고 있다고 본다. 이러한 면들은 향후에 개선되어야 할 과제들로 남긴다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 국내에서는 처음으로 기업 단위의 수요충격에 대한 개별 기업들의 적응방식을 분석·소개하고 있으며, 외국 연구를 포함한 모든 기존 연구들과는 달리 임금 및 근로자수의 조정뿐만이 아니라 근로시간의 조정도 동시에 분석함으로써 포괄적인 접근을 시도하고 있다.

참고문헌

신동균·전병유. 「임금곡선(Wage Curve)과 실질임금의 경기순응성」. 『노동경제논집』 25권 2호 (2002. 6): 1-32.

허재준·신동균. 「임금유연성과 실업」. 서울: 한국노동연구원, 2002.

Abowd, John M, and Orley, Ashenfleter. "Anticipated Unemployment, Temporary Layoffs, and Compensating Wage Differentials." In *Studies in Labor Markets*, edited by Sherwin Rosen, pp. 147-170. Chicago: University of Chicago Press, 1981.

Ball, Laurence., Gregory, Mankiw., and David, Romer. "The New Keynesian Economics and the Output Inflation Tradeoff." *Brookings Papers on Economic Activity* 1 (1988): 1-82.

- Bils, Mark. "Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data." *Journal of Political Economy* 93 (4) (August 1985): 666-689.
- Blanchard, Olivier J., and Stanley, Fischer. *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge, MA: MIT Press, 1989.
- Blanchflower, David G., and Millward, Neil. "Unionism and Employment Behavior." *European Economic Review* 32 (2/3) (March 1988): 717-726.
- Blanchflower, David G., Millward, Neil, and Oswald, Andrew J. "Unionism and Employment Behavior." *Economic Journal* 101 (407) (July 1991): 815-834.
- Blanchflower, David G., and Oswald, Andrew J. "The Wage Curve." *Scandinavian Journal of Economics* 92 (2) (1990): 215-235.
- _____. *The Wage Curve*. Cambridge, MA: MIT Press, 1994.
- _____. "International Wage Curves." In *Differences and Changes in Wage Structures*. edited by R. Freeman and Katz, Jeffrey L., Chicago: University of Chicago Press, 1995.
- Brannon J. Isaac. "Unions and Employment, Wage, and Hours of Work Dynamics." *Eastern Economic Journal* 23 (1) (Winter 1997): 51-60.
- Card, David. "The Wage Curve: A Review." *Journal of Economic Literature* 33 (3) (September 1995): 785-799.
- Clark, Kim B., and Summers, Lawrence H. "Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration." *Brookings Papers on Economic Activity* 10 (1) (1979): 13-72.
- Delong, Bradford J., and Summers, Lawrence H. "How Does Macroeconomic Policy Affect Output?" *Brookings Papers on Economic Activity* 2 (1988): 433-494.
- Earle, James S. "Empirical Studies of Labor Market Fluctuations in the Post War United States." Unpublished Dissertation, Stanford University, 1989.
- Fisher, Stanley. "Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule." *Journal of Political Economy* 85 (1) (February 1977): 191-205.
- Freeman, Richard. "Fixed Coefficient and Manpower Requirement Models: A Synthesis." In *Research in Labor Economics*. vol. 1, edited by R. Ehrenberg, Greenwich CT: JAI Press, 1977.

- Friedman, Milton. "The Role of Monetary Policy." *American Economic Review* 58 (1) (March 1968): 1-17.
- Groot, Wim, Eddie Mekkelholt, and Hessel Oosterbeek. "Further Evidence on the Wage Curve." *Economics Letters* 38 (1992): 355-359.
- Hall, Robert. "Why Is Unemployment So High at Full Employment?" *Brookings Papers on Economic Activity* 1 (3) (1970): 369-402.
- _____. "Turnover in the Labor Force." *Brookings Papers on Economic Activity* 3 (1972): 709-756.
- _____. "Examining Alternative Macroeconomic Theories: Comments." *Brookings Papers on Economic Activity* 1 (1988): 207-270.
- Harris, John R., and Todaro, Michael P. "Migration, Unemployment, and Development: A Two-Sector Analysis." *American Economic Review* 60 (1) (March 1970): 126-142.
- Hausman, Jerry A. "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica* 46 (6) (November 1978): 1251-1271.
- Holmstrom, Bengt. "Equilibrium Long-term Labor Contracts." *Quarterly Journal of Economics*. Supplement 98 (2) (1983): 23-54.
- Holzer, Harry J., and Montgomery, Edward B. "Asymmetries and Rigidities in Wage Adjustments by Firms." *Review of Economics and Statistics* 75 (3) (August 1993): 397-408.
- Keynes, John M. *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, London: Macmillan, 1936.
- Lindbeck, Assar, and Dennis Snower. "Cooperation, Harassment, and Involuntary Unemployment: An Insider-Outsider Approach." *American Economic Review* 78 (1) (March 1988): 167-188.
- Lilien, David M., and Robert E. Hall. "Cyclical Fluctuations in the Labor Market." In *Handbook of Labor Economics*. vol. 2, edited by Orley Ashenfelter and Richard Layard, pp. 1000-1035. Amsterdam: Elsevier Science Publishers, 1986.
- Medoff, James L. "Layoffs and Alternatives under Trade Unions in U.S. Manufacturing." *American Economic Review* 69 (3) (June 1979): 380-395.

- Pencavel, John. *Labor Markets under Trade Unionism*. Cambridge, Mass.: Basil Blackwell, 1991.
- Phelps, Edmund S. "Introduction: The New Microeconomics in Employment and Inflation Theory." In *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*. edited by Edmund S. Phelps, pp. 1-23, New York: W. W. Norton, 1970.
- Raisian, John. "Cyclical Patterns in Weeks and Wages." *Economic Inquiry* 17 (4) (October 1979): 475-495.
- Shapiro, Carl., and Joseph E. Stiglitz. "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device." *American Economic Review* 74 (3) (June 1984): 433-444.
- Solon, Gary., Robert Barsky., and Jonathan Parker. "Measuring the Cyclicalities of Real Wages: How Important Is Composition Bias?" *Quarterly Journal of Economics* 109 (1) (February 1994): 1-26.
- Stockman, Alan C. "Aggregation Bias and the Cyclical Behavior of Real Wages." Unpublished manuscript, 1983.
- Theil, Henri. *Principles of Econometrics*. New York: Wiley, 1971.
- Wagner, Joachim. "German Wage Curves, 1979-1990." *Economics Letters* 44 (1994): 307-311.

abstract

Firms' Optimal Adjustments to Demand Shocks: Wages, Workers, and Hours

Dong-Gyun Shin

This paper investigates how firms adjust wages, employment and hours in response to demand shifts. It focuses on rigidities and asymmetries in such adjustments. Major findings are as follows. First, wage adjustments are fairly small compared with worker adjustments. Second, wage adjustments are asymmetric with respect to sales growth: there is no responsiveness of wage growth when sales are declining, while adjustments are significantly positive when sales are rising. On the contrary, worker adjustments are symmetric with respect to demand shifts. Third, while workers are linearly adjusted to the sales growth, some nonlinearity is observed in the wage adjustment. Fourth, hours are generally nonresponsive to demand shocks. Finally, union firms cut wages rather than workers in the face of negative demand shocks.

Key Words: Wage Adjustments, Worker Adjustments, Demand Shocks, Asymmetric, Labor Union