

勞 動 經 濟 論 集
 第25卷(2), 2002. 6, pp. 1~32
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

실질임금의 경기변동상 변화패턴과 임금곡선*

신 동 균** · 전병유***

본 연구에서는 경기변동에 따라 그리고 지역에 따라 달라지는 실업률에 임금이 얼마나 유연하게 반응하는가를 분석한다. 분석의 주된 결과는 다음과 같다. 첫째, 최근의 패널데이터에 근거한 많은 외국의 연구 결과와 마찬가지로 실질임금의 경기순응성(procyclicality)은 매우 크게 추정되었다. 실업률이 1퍼센티지 포인트 하락할 때 실질임금률은 약 3.25% 상승하는 것으로 나타났다. 또한 실질임금의 경기순응성은 여성보다는 남성에게 있어서 더 크게 나타났다. 둘째, Blanchflower and Oswald(1990, 1994, 1995)가 발견한 임금곡선(wage curve)이 우리나라에서도 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 그 탄력성의 절대값은 0.1보다는 작게 나타났다. 또한 실질임금률과 지역실업률의 관계는 영구적인 부분(permanent component)에 있어서나 일시적인 부분(transitory element)에 있어서나 부(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 셋째, 본 연구에서 가장 선호하는 모형인 지역실업률과 총실업률을 동시에 포함시킨 임금함수의 추정에서, 임금은 주로 총실업률에 의해 결정되며 지역실업률의 효과는 미미한 것으로 나타났다. 이는 임금이 일차적으로는 지역노동시장 여건에 의해 결정된다는 Blanchflower and Oswald(1994)의 주장이 적어도 우리나라 노동시장에서는 성립하지 않음을 의미한다. 또한 우리나라에서는 총실업률이든 지역실업률이든 시간지연효과는 거의 없는 것으로 나타났다.

— 주제어: 실질임금, 실업률, 경기순응성, 임금곡선

투고일: 2002년 3월 12일, 심사일: 4월 2일, 심사완료일: 6월 5일

* 유익한 논평을 해주신 익명의 심사자들에게 감사드립니다. 이 논문은 2000년 한양대학교 교내연구비 지원으로 연구되었다.

** 한양대학교 경제금융대학 교수

*** 한국노동연구원 연구위원

I. 서론

최근 금융부문에서 발생한 위기는 이미 성장률과 실업률 등 실물부문에 파급효과를 주고 있다. 이러한 충격의 강도를 줄이기 위한 가장 중요한 조건 중의 하나가 노동시장의 유연성임은 많은 연구자들에 의해 강조되어 왔다. 역으로 임금경직성과 같이 경제 내에 경직적인 요인들이 있을 때 충격에 따른 다른 경제 변수들(예를 들어 실업)의 반응 정도는 심해질 수밖에 없다. 노동시장의 유연성 척도에 대한 통합적인 측정방법에 대해서는 아직도 논의가 진행중이다. 그럼에도 불구하고 노동시장 외부의 충격이 있을 때 임금이 얼마나 유연하게 조정되는가가 가장 중요한 척도 중의 하나라는 데에는 많은 연구자들이 동의하고 있다. 특히 실업에의 충격을 감안할 때 더욱 그러하다. 다른 조건이 동일하다면 실질임금이 하방으로 탄력적일 때는 실업을 상승요인이 작아지기 때문이다. 본 연구의 일차적인 목적은 임금의 유연성 측정에 있다.

실질임금의 유연성에 대한 논의는 경기변동에 따른 노동시장의 변화를 설명함에 있어서 전통적인 수요-공급이론이 유용한지를 판단하는 데에 도움을 준다. Kniesner and Goldsmith(1987)도 지적하였듯이, 신고전과 경제학 연구의 핵심인 가격과 수량에 대한 경매시장분석(auction market analysis)은 유독 거시노동시장에서는 그다지 유용하지 않다고 믿는 경향이 있다. 그 이면에는 임금의 변동이 고용의 변동과 함께 수요-공급이론에 의해 설명될 수 없는 경우가 많다는 사실이 깔려 있다. 다시 말해 고용은 경기변동상에서 유연하게 조정되어가고 있는 데에 반해 임금의 변화는 경기변동과는 무관하거나 그 상관성이 매우 약하다는 것이다. 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 통해서 실질임금의 경기변동상의 움직임을 제대로 읽어 낼 수 없다는 것이다. Bills

(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-공급 이론에 의해 설명될 수 있음을 시사한다.¹⁾

본 연구에서는 시간에 따라 변화하는 그리고 지역에 따라 달라지는 실업률에 임금이 얼마나 유연하게 반응하는가를 분석한다. 즉 실업의 충격에 대한 임금의 조정 정도를 측정함에 있어서 총실업률과 지역별 실업률을 모두 사용한다. 기존의 연구들은 대부분 실질임금의 경기변동상의 주기성(cyclicality) 추정에서와 같이 임금과 총실업률의 상관관계를 다루거나 Blanchflower and Oswald류의 임금곡선(wage curve)의 추정에서와 같이 임금과 지역실업률의 상관관계를 다루고 있다.²⁾ 그러나 실업의 충격은(지역간에는 중립적으로) 노동시장 전반에 걸쳐 나타나기도 하지만 (총실업률의 변동이 없더라도) 지역간에 차이를 보일 수 있다. 물론 지역실업률도 시간의 경과에 따라 달라질 수 있다. 이처럼 실업률 변동의 측정 단위를 시간과 지역 두 방향으로 확대함으로써 좁게는 임금 조정 과정에 대한 정보를 풍부하게 획득할 수 있을 뿐만 아니라 더 중요하게는 임금의 유연성을 측정함에 있어서 노동시장 전반에 걸친 총실업률 변동에 대한 총임금의 조정만이 아니라 지역별 실업률 변동에 따른 지역임금의 조정효과를 동시에 고려할 수 있다는 장점이 있다.

본 연구의 중요성은 크게 다음 두 가지로 나누어 볼 수 있다. 첫째, 임금이 유연한가 경직적인가는 일반적으로 실업의 원인을 설명하는 데에 중요한 정보를 제공한다. 둘째, 우리나라 노동시장의 근본적인 성격을 이해하는 데에 도움을 줄 수 있다. 예를 들어 본 연구 주제와 관련하여 지역노동시장 연구에서는 임금과 실업의 상관관계에 대한 두 가지 상반된 가설이 존재하고 있다. 보상임금가설에 따르면 영속적으로 고실업을 경험하

1) 실질임금의 유연성 논의가 갖는 또 하나의 노동경제학적인 그리고 정책적인 함의는 경기 변동에 대한 적용수단으로서 임금과 고용 중 어느 변수가 더 중요한가에 대한 단서를 제공한다는 것이다. 예를 들어 경기하강에 대한 적용수단으로 고용의 감축과 임금의 삭감 중 어느 수단이 우리나라 노동시장의 체질과 상대적으로 잘 부합되어 왔는지에 대한 연구는 정책적으로 그리고 학문적으로 시사하는 바가 크다고 할 수 있다.

2) 본 연구에서 임금곡선이라 함은 Blanchflower and Oswald류의 연구에서 보여지는 임금 수준과 지역실업률 수준과의 관계를 말하며 차분된 임금과 실업률 수준의 관계를 나타내는 필립스곡선에 대한 상대적인 개념으로서의 광의의 임금곡선을 말하는 것은 아니다. 임금수준이 실업률 수준의 함수로 표시될 수 있을 때 차분된 임금은 차분된 실업률의 함수로 표시될 수 있으므로 실질임금의 경기순응성을 추정하는 모형은 결국 광의의 임금곡선에 포함된다.

는 지역들은 일정한 수준의 노동력을 유지하려면 보다 높은 임금을 지불해야 하므로 실업률과 임금률은 정(+의 상관관계를 갖게 된다. 반면 효율임금가설에 의하면 실업률이 높은 지역에서는 근로자들의 근무태만(shirking) 혹은 자발적 이직의 비용이 상대적으로 커서 고용주들은 이러한 사태에 대한 걱정 없이 임금을 낮출 수 있게 되며 반대로 실업률이 낮은 지역에서는 실직 혹은 이직시에 다른 직장을 상대적으로 쉽게 구할 수 있으므로 고용주들은 태업, 자발적 이직을 사전에 방지할 목적으로 경쟁적인 임금 수준 이상의 효율임금을 주게 되므로 실업률과 실질임금은 음(-)의 상관관계를 갖게 된다. 본 연구 결과는 두 가설의 타당성 여부를, 나아가 우리나라 노동시장의 성격을 이해하는 데에 도움을 준다.

본 연구에서 발견한 가장 중요한 사실 세 가지만 소개하면 다음과 같다. ① 적어도 총량적인 면에서 실질임금은 노동시장의 경기변동상에서 상당히 유연하게 변하며 ② 장기적인 면에서나 단기적인 면에서나 실질임금과 지역실업률 사이에는 역의 상관관계가 존재하며 ③ 실질임금은 지역실업률보다는 총실업률에 더 민감하게 반응하며 시간지연효과(lagged effects)는 나타나지 않는다. 최근의 금융위기를 겪는 과정에서 우리나라 노동시장에서의 임금체계의 문제점이 다양한 각도에서 제기되었다. 실질임금이 총실업률이나 지역실업률에 즉각적으로(contemporaneously) 그리고 순응적으로(procyclically) 반응한다는 본 연구의 발견은 그러한 문제점을 임금 변동의 경직성보다는 임금 수준이나 임금의 구성방식 등의 측면에서 찾아야 함을 시사한다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 이 분야에서의 기존 연구를 정리한다. 제III장에서는 본 연구를 수행하는 데에 필요한 방법론과 데이터에 대하여 검토하고, 제IV장에서는 추정 결과를 보고·분석한다. 마지막으로 제V장에서는 본 연구에서 발견한 중요한 사실들을 요약한다.

II. 기존의 연구 정리

실질임금이 경기변동에서 얼마나 유연하게 조정되는가는 실업의 발생 원인과 직결되는 주제이다. 일반적으로 경기하강기에 실질임금이 하방으로 탄력적일 경우 다른 조건이 같다면 실업을 완화할 수 있을 것이다. 또한, 실질임금의 경기순응성에 대한 분석은

거시노동시장의 경기변동을 설명함에 있어서 전통적인 수요-공급이론이 유용한지에 대한 판단을 내리는 데에 도움을 준다. 만약 노동의 단기수요곡선이 안정적인 우상향의 노동공급곡선을 따라 이동한다면 실질임금과 고용 모두 경기순용적으로 움직일 것이다.

우선, 외국의 경우 임금과 실업률과의 상관관계에 대한 연구는 상당히 오래 전부터 다양한 각도에서 진행되어 왔다. 이러한 기존의 연구를 크게 나누면 ① 실질임금이 경기변동상에서 얼마나 탄력적으로 조정되는가와 ② Blanchflower and Oswald류의 임금곡선(wage curve)에 대한 연구로 나누어 볼 수 있다. 다음에서는 각 주제가 불러일으킨 다양한 이슈들과 실증분석 결과들을 간략하게 요약하겠다.

실질임금이 경기변동에서 얼마나 유연하게 움직이는가는 장기간 거시·노동 분야에서 가장 큰 관심사 중의 하나였다. 오랫동안 적어도 이론적으로는 케인즈나 고전경제학자들이나 모두 실질임금이 경기역행적(countercyclical)이라는 데에 동의를 해왔다. 그 논리는 간단하다. 단기에 자본스톡은 불변이고 시장이 경쟁적이라면 경기상승에 따른 고용의 확대는 자본의 이용강도를 심화시켜 노동의 한계생산성이 체감하고 그에 따라 실질임금도 낮아진다는 것이다. 예를 들어 케인즈도 일반이론(General Theory, p. 17)에서 고용의 증대는 실질임금의 감소를 동반해야만 이루어질 수 있다고 했다.

실증분석으로 눈을 돌리면 과거 오랫동안 거시 시계열 데이터에 근거하여 거시경제학자들은 실질임금이 경기와는 무관하거나(acyclical) 약하게 경기순용적(procyclical)이라고 주장하여 왔다. Lilien and Hall(1986)와 Blanchard and Fischer(1989: 19) 등의 연구를 예로 들 수 있다. 이러한 실증분석 결과들은 거시경제학 이론의 발전에 상당한 영향을 미쳤다. 일반적으로 고용은 상당히 경기순용적으로 움직이는 데에 반해 실질임금은 그렇지 못하다는 발견은 거시경제학자들로 하여금³⁾ 실질임금과 고용의 경기변동에서의 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 경기순용적이지는 못한가에 대한 하나의 대안적인 설명으로 안정적이면서도 상당히 탄력적인 노동공급곡선과 이동하는 노동수요곡선을 그 기본 분석

3) 예를 들어 Lilien and Hall(1986).

도구로 제시할 수도 있다. Hall(1988: 261~262)의 연구를 예로 들 수 있다. 그러나 최근의 많은 패널데이터에 근거한 연구들은 거시 시계열 데이터에 나타난 실질임금의 탄력성이 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 총근로시간수로 나누어 계산한다는 것이다. 따라서 경기상승기에 추가적으로 고용되는 한계노동자들을 포함하여 계산한 평균임금은 실제의 임금상승분을 과소평가하며 역으로 경기하강기에는 한계노동자들이 우선적으로 유출됨으로써 이들을 제외하고 평균임금을 계산하면 실제의 임금하락분을 과소평가한다는 것이다.

실질임금의 경기순응성을 추정함에 있어서 구성의 효과가 심각하다는 사실은 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 경기변동에서 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.

임금과 실업률과의 관계는 경기변동상의 맥락에서뿐만 아니라 특정 시점에서 지역간 혹은 산업간 실업률의 차이라는 맥락에서도 생각해 볼 수 있다. 이에 관해서는 1990년대 초부터 많은 논란을 불러일으켰던 Blanchflower and Oswald류의 임금곡선(wage curve)에 관한 논의가 중요하다. 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 상

관관계를 갖게 된다. 이에 따라 Harris and Todaro(1970), Hall(1970, 1972) 등은 지역실업률과 임금은 정의 상관관계를 가진다고 하였다. 이에 반해 Shapiro and Stiglitz(1984)의 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 이직시에 다른 직장을 상대적으로 쉽게 구할 수 있으므로 고용주들은 태업, 자발적 이직을 사전에 방지할 목적으로 경쟁적인 임금 수준 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.

Blanchflower and Oswald 외에도 Card(1995), Groot, Mekkelholt, and Oosterbeek(1992), 그리고 Wagner(1994) 등은 임금곡선이 존재한다고 결론을 내렸다. 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 경기순용성에 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 실질임금의 경기순용성을 추정함에 있어서는 로그를 취하지 않는 것이 관례였다. 사실 실질임금의 총실업률에 대한 경기순용성을 추정함에 있어서 총실업률에 로그를 취하고 추정할 경우 그 절대값이 약 0.08을 약간 상회하는 것으로 나타나, 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성(0.1)과 상당히 유사함을 알 수 있다. 그러나 이론적으로 볼 때 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성은 지역간 노동이동을 고려하면 총실업률에 대한 탄력성보다 더 작을 것이라고 생각된다. 즉 지역간 노동이동이 활발할 경우, 지역노동시장에서의 노동공급곡선은 다른 조건이 같다면 임금에 대해 더 탄력적일 것이기 때문이다. 그러나 다음의 두 가지 요인들은 이러한 추론을 어렵게 한다.

첫째, Blanchflower and Oswald는 임금을 대신 노동소득(earnings)을 사용하였다. 따라서 그의 추정치는 실업률과 근로시간 사이의 역의 상관관계에 의해 음의 방향으로 편의(bias)를 갖게 된다. 즉 그들이 추정된 음의 상관관계의 적어도 일부분은 임금률과 지역실업률의 역의 상관관계가 아니라 근로시간과 실업률의 역의 상관관계를 나타낸다. 따라서 이 요인을 고려하여 실질임금률의 지역실업률에 대한 탄력성을 구하면 기존의 추정치보다 작게 나타날 것이다. 둘째, 실질임금의 경기순용성을 연구하는 최근의 연구들

은 패널데이터를 사용하여 개개인의 관찰할 수 없는 변수들과 관련된 구성의 효과까지 모두 제어한 데에 비해 기존의 임금곡선의 연구에서는 개개인의 관찰할 수 있는 변수들만을 제어하였다. 과연 임금곡선의 추정에 있어서도 개개인의 관찰할 수 없는 변수들을 제어했을 경우 추정치의 절대값이 얼마나 변할지는 실증분석을 통해 결정될 성질의 것이다. 미국 노동시장의 경우 Solon et al.(1994)의 연구를 인용하면 개개인의 관찰할 수 없는 변수들을 제어하지 않을 경우 실질임금의 경기순용성의 추정치의 절대값이 약 50% 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 첫째 요인과는 달리 이 사실을 고려하면 탄력성은 -0.1보다 절대값 면에서 더 커질 것이다.

Ⅲ. 분석방법 및 데이터

1. 임금의 주기성(wage cyclicality)

우선 거시 시계열 데이터를 이용하여 실질임금의 경기순용성을 추정하기 위한 모형으로는 흔히들 다음과 같은 모형을 사용하였다.

$$\log W_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 (UR_t - \delta_0 - \delta_1 t - \delta_2 t^2) + \omega_t \quad (1)$$

여기서 W_t 는 t 년도에 있어서의 명목임금을 소비자물가지수로 나눈 값이고, UR_t 는 t 년도에 있어서의 실업률을, 그리고 ω_t 는 교란항을 나타낸다. 실질임금과 실업률은 2차 형식의 추세를 제거한 단기적 변동분으로 표시하였다.⁴⁾ γ_3 는 실질임금이 경기순용성,

4) 변수들의 변동분 중 장기추세를 제거하고 단기적인 경기변동분만을 고려하는 방법으로 Hodrick-Prescott(HP) 필터 등을 고려해 볼 수도 있으나 여기서는 단순히 2차 형식으로 필터하는 방법을 택하겠다. 그 주된 이유는 HP필터로 추출된 여러 변수들의 장기추세선상의 값들은 특정 시점에서 경제적인 의미에서 서로 불일치할 수 있기 때문이다. 물론 2차 형식으로 일률적으로 추세를 제거하는 방법에도 무리는 있으나 적어도 동일한 모델을 이용하여 변수들의 움직임을 비교할 수 있다는 장점은 있다. 예를 들어 고용의 경기순용성을 아울러 비교할 때에도 위의 방법에서와 같이 추세를 2차 형식으로 제어하면서 추정할 수 있다. 또한 등식 (1)은 Bils(1985), Solon, Barsky and Parker(1994) 등 많은 외국의 연구자들이 실질임금과 고용의 경기탄력성을 추정함에 있어서 일반적으로 이용하는 모형이므로 그들의 연구 결과와 비교할 목적으로도 같은 모형을 이용하는 것이 바람직하다.

경기역행성, 무주기성을 가짐에 따라 0보다 작거나, 0보다 크거나, 0과 같다. 거시적 시계열 자료에 근거하여 등식 (1)을 최소자승법으로 추정하면 흔히 잔차들은 시계열 상관관계를 보인다. 본 연구에서는 간단히 코크레인-오컷(Chocrane-Orcutt: C-O) 추정법으로 이를 고려한다.

그러나 등식 (1)을 최소자승법으로 추정하든 아니면 C-O 추정법으로 추정하든 추정된 실질임금의 주기성은 앞서 언급한 구성의 효과에 의해 편의를 갖게 될 수 있다. 이러한 구성의 효과를 제거하기 위해서는 Bils(1985) 및 Solon et al.(1994) 등이 제안한 대로 패널데이터를 이용하여 개개인의 임금과 관련된 변수들을 통제해야 한다. 아직 우리나라에서는 장기적인 패널데이터가 존재하지 않으므로 다음의 등식에 근거하여 제한적으로나마 구성의 효과를 제어하고 경기순응성을 추정하겠다.

$$\log W_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 (UR_t - \delta_0 - \delta_1 t - \delta_2 t^2) + \gamma_4 X_{it} + \omega_t \quad (2)$$

여기서 X_{it} 에는 시간과 개인에 따라 달라지는 변수들만이 아니라 개개인의 관찰할 수 있는 시간고정변수들(예를 들어 성), 그리고 경력 등의 변수들에 있어서는 제곱항까지도 모두 포함된다. 이 변수들에 대해서는 추정 결과를 논할 때 소개하겠다. 즉 본 연구에서는 개개인의 관찰할 수 있는 변수들만을 제어하겠다.

한편 이러한 실질임금의 경기순응성이 남녀별, 교육수준별, 연령별 등 여러 집단간에 어떻게 다른가를 알아보기 위하여 각 집단을 나타내는 변수와 실업률과의 상호작용항을 이용한다. 즉 위의 등식에 각 집단을 나타내는 변수와 총실업률과의 상호작용항을 포함하여 추정한 후 상호작용항의 계수를 검토한다. 물론 실업률의 계수뿐만이 아니라 다른 모든 계수들도 집단간에 차이가 있을 수 있다. 그러나 본 연구에서는 분석의 간결성을 위해 집단간의 차이는 상수항과 실업률에서만 존재한다고 가정한다. 다른 개인 변수들과 실업률과의 상관관계가 매우 약하므로 적어도 실업률 계수 추정에서 일치성을 보장한다는 면에서 다른 상호작용항들의 생략이 크게 문제시되지는 않는다.

2. 임금곡선(wage curve)

이상에서는 실질임금이 실업률 변동에 얼마나 신속적으로 반응하는가에 관심을 두고 논의를 전개하였다. 이 때 실업률 변동은 경기변동 상에서의 총실업률 변동을 의미한다. 그러나 실업의 변화는 시간의 경과에 따라서만 관찰되는 것이 아니라 지역간의 차이에

의해서도 관찰된다. 임금과 지역실업률과의 상관관계, 즉 임금곡선을 추정하는 데에 흔히 사용되는 모형은 다음과 같다.

$$\log w_{ijt} = \alpha' DR + \gamma' DT + \delta' X_{ijt} + \beta \log LUR_{jt} + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

여기서 w_{ijt} 는 j 지역에 사는 개인 i 의 t 년도에서의 실질임금률을 나타내며, DR 과 DT 는 각각 지역더미와 연도더미를 나타내는 벡터들이고, LUR_{jt} 는 j 지역의 t 년도에서의 실업률을 나타내며 이에 로그를 취하는 것이 관례이다. 흔히 등식 (3)에 최소자승법을 적용하여 β 계수를 추정한다. 그러나 등식 (3)의 교란항에서 같은 지역 내에 있는 개인들이 공통의 임금효과를 가질 경우 추정된 계수들의 표준오차는 과소 평가되는 경향이 있다. 이러한 문제를 회피하는 하나의 방법으로 Blanchflower and Oswald는 다음의 회귀식을 사용하였다.

$$\log w_{jt} = \alpha' DR + \gamma' DT + \delta' \bar{X}_{jt} + \beta \log LUR_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

여기서 종속변수는 지역별 그리고 연도별 평균임금이며 이에 따라 개인특성변수들도 지역별 및 연도별로 평균하여 사용한다.

그러나 이 방법은 개인특성변수들의 개인차이에 대한 정보를 버리고 지역 및 연도별로 평균하여 사용함으로써 이에 해당하는 계수들의 추정치의 효율성을 떨어뜨린다는 문제점을 안고 있다. 이에 Solon et al.(1994), Shin(1994) 및 Card(1995) 등이 제시한 다음의 2단계 추정방법을 사용한다.

(제1단계)

$$\log w_{ijt} = \lambda' DR \cdot DT + \delta' X_{ijt} + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

(제2단계)

$$\hat{\lambda}_{jt} = \alpha' DR + \gamma' DT + \beta \log LUR_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (6)$$

즉 제1단계에서는 개개인의 관찰할 수 있는 특성들을 통제한 상태에서의 평균 지역임금을 연도별로 추정하고(λ), 제2단계에서는 이 추정된 지역별 연도별 임금($\hat{\lambda}$)을 지역효과, 연도효과 및 실업률효과로 분해하는 것이다. 앞의 등식 (4)에 근거한 방법과 등식 (5) 및 (6)에 근거한 방법 모두 같은 지역시장에서 개개인의 교란항이 정(+의 상관관계를 갖는 문제를 다루고 있으나 2단계 추정법은 개개인의 특성을 모두 고려한다는 면에

서 보다 효율적이라고 할 수 있다.⁵⁾ 그러나 추정된 계수들의 일치성이라는 면에서는 위의 세 모형간에는 차이가 없다. 또한 등식 (3)에 최소자승법을 적용하여 추정하면 비록 추정된 계수들의 표준오차가 과소평가되나 설명변수들간의 상관관계가 추정된 임금의 주기성에 어떤 영향을 미치는지를 직관적으로 설명할 수 있다는 장점이 있다. 본 연구에서는 등식 (3)과 (5)+(6)에 근거하여 임금과 지역실업률과의 상관관계를 추정하겠다.

임금함수를 추정함에 있어서 기존의 연구들에서는 다음의 두 가지가 중요한 이슈들로 제기되어 왔다. 하나는 앞서 논의한 대로 종속변수를 임금률(wage rate)로 사용해야 한다는 것이다. 원래의 Blanchflower and Oswald의 연구에서는 임금을 대신 노동수입(earnings)을 사용하였는데 이는 만약 실업률과 근로시간이 역의 상관관계를 가질 경우 임금탄력성을 과대평가하는 방향으로 작용할 것이다. 바로 이 점이 임금함수에 대한 Blanchflower와 Oswald류의 연구가 가장 비판받아 온 점이다.⁶⁾ 우리나라에서는 월 단위의 근로시간과 실업률과의 상관관계가 상당히 약해 상대적으로 문제가 되지 않고 있다.

또 한 가지 이슈는 지역더미변수의 사용과 관계되어 있다. 문제는 임금의 지역실업률에 대한 탄력성을 추정하고자 할 때 과연 지역고정효과(permanent locational effects)를 제어해야 하는가에 대한 의문이 생긴다. 지역더미를 회귀모형에 포함시키지 않을 때에는 암묵적으로 실질임금이 지역실업의 영구적인(permanent) 부분과 일시적인(transitory) 부분에 반응하는 정도가 같다는 가정이 깔려 있다. 반면 지역더미를 포함시킬 경우 지역실업률의 계수는 영구적인 효과가 통제된 상태에서 실질임금과 지역실업률의 관계를 나타낸다. 기존의 많은 연구들, 예를 들어 실질임금의 경기순응성에 대한 연구는 앞서 설

5) 사실 이러한 2단계 추정법에 대한 논의는 앞서 임금의 주기성을 논할 때에도 할 수 있다. 즉 등식 (2)에서도 개개인의 교란항들은 만약 공통의 시간효과를 가질 경우 정의 상관관계를 나타내게 되고 이를 무시할 경우 추정된 계수의 표준오차는 과소평가되기 때문이다. 물론 개개인의 교란항들의 시계열 상관관계도 고려해야 한다. 이를 해결하기 위해서는 교란항 구성모형(error component model)에 근거하여 일반화된 최소자승법(generalized least squares)을 사용하거나 앞서 논의한 2단계 추정법을 사용하면 된다. 다만 제2단계에서는 등식 (6)에서 지역실업률 대신 총실업률을 사용하면 된다. Amemiya(1978)는 제2단계에서 GLS를 적용할 경우 등식 (2)를 1차 차분한 모형에 GLS를 적용한 결과와 같다는 것을 증명하였다. 이에 따라 본 연구에서는 2단계 최소자승법을 사용하되 제2단계에서 GLS를 적용하겠다.

6) 이에 대한 보다 자세한 논의로는 Card(1995)와 Bratsberg and Trunnen(1996)를 참고할 수 있다.

명하였듯이 실질임금과 실업률의 단기적 변동분들의 상관관계를 추정하고자 하였다. 이러한 기존의 연구와 같은 맥락에서 연구를 수행하기 위해서는 지역실업률에 대한 탄력성을 추정함에 있어서도 임금과 실업률의 일시적인 부분들의 상관관계를 추정하는 것이 바람직하다. 그러나 Card(1995)가 지적하였듯이 지역더미변수의 영향은 국가마다 다를 수 있다. 기존의 연구들을 통해서 검토해 보면 대부분의 나라들에 있어서 지역더미의 영향은 무시할 수준이다. 예외적으로 미국의 경우는 지역별 평균실업률과 임금은 약한 양의 상관관계를 보이므로 지역더미를 제어하지 않을 경우 임금의 실업률에 대한 탄력성은 작아지게 된다.

3. 경기탄력성과 임금곡선의 동시추정: 시간지연효과와 고려

본 연구에서 가장 선호하는 모형은 Ziliak et al.(1999)이 사용한 모형으로서 Bils(1985)와 Solon et al.(1994)류의 임금의 주기성을 추정하는 모형과 Blanchflower and Oswald 류의 임금의 지역실업률에 대한 탄력성을 추정하는 모형을 종합하고 또한 여기에 시간지연효과(time lagged effects)를 고려한 모형이다. 우선 시간지연효과를 제외하고 모형을 설정하면

$$\log w_{it} = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + \beta_4' x_{it} + \beta_5' DR + \beta_6 UR_t + \beta_7 (LUR_{it} - UR_t) + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

여기서 X_{it} 에는 임금과 관련된 모든 개인특성들(시간가변변수, 시간고정변수, 제곱항)이 모두 포함된다. 지역실업률은 총실업률과의 차이로 표시된다.

앞에서 언급했듯이 등식 (7)에서도 만약 개개인의 교란항이 공통의 시간효과 혹은 지역효과를 가질 경우 추정된 표준오차가 과소평가될 수 있다는 문제가 있다. 이에 대해서는 앞서 언급한 2단계 최소자승법을 적용하여 해결한다. 또한 등식 (7)에 지역 및 총실업률의 시간지연변수를 허용함으로써 실질임금이 총실업률 및 지역실업률에 얼마나 시차를 가지고 반응하는지를 검토할 수 있다.

IV. 실증분석 결과

본 연구에서 주로 사용된 데이터는 「임금구조기본통계조사」 데이터이다. 「임금구조기본통계조사」는 노동부에서 근로자들의 임금, 근로시간 등 근로조건과 기타 근로자에 관한 특성들을 1968년부터 매년 1회 조사를 실시해 왔다. 1998년까지는 상용근로자 기준 10인 이상 사업체 중 표본사업체 3,200여 개를 대상으로, 1999년부터는 상용근로자 기준 5인 이상 사업체 중 표본사업체 5,500여 개를 조사하고 있다. 비록 영세사업장은 조사대상에서 제외되어 있지만 개개인의 임금 및 임금과 관련된 개인특성들을 매우 상세하게 보고하고 있으며 본 연구와 관련하여서는 지역정보까지 포함하고 있다. 지역실업률은 통계청의 「경제활동인구조사」상의 지역실업률을 사용하여야 하므로 이들이 보고되기 시작한 시점인 1989년부터로 한정하여 「임금구조기본통계조사」를 사용하겠다. 본 연구에서 사용될 표본기간은 1989~2000년으로 총 관찰치의 수는 약 550만 개에 이른다. 기존 연구와 마찬가지로, 본 연구에서도 시간당 임금률을 계산함에 있어서 초과근로수당을 포함하였다.

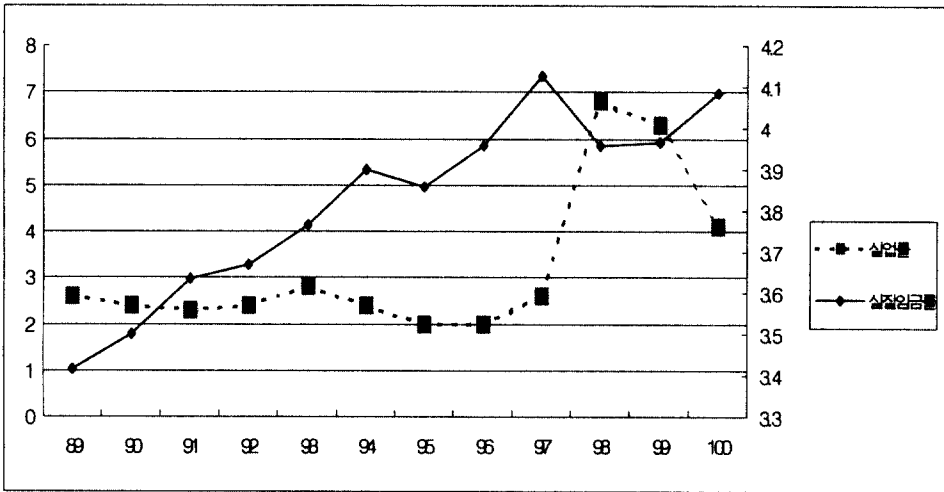
비록 임금의 유연성을 추정하는 데에는 「임금구조기본통계조사」가 주로 사용되지만 다음 장에서 설명될 특수 목적을 위해서는 「매월노동통계조사」 데이터와 「경제활동인구조사」 데이터를 보조적으로 사용한다. 그 특수목적이란 임금의 유연성과 밀접하게 관련되어 있는 고용의 경기탄력성(cyclical elasticity)의 추정이며 이를 위해서는 개인 차원에서의 데이터보다는 거시 시계열 데이터의 형태로 사용될 것이다. 사용될 표본기간은 「매월노동통계조사」와 「경제활동인구조사」 각각 1970~1998년과 1970~2000년 기간이다.⁷⁾

우선 [그림 1]은 1989~2000년 기간 총실업률과 시간당 실질임금률의 변화 과정을 나타낸 것이다. 여기서 말하는 실질임금이란 본 연구에서 사용한 「임금구조기본통계조사」 데이터를 이용하여 계산한 초과근로를 포함한 시간당 임금률에 로그를 취한 값이다. 최근의 금융위기 이전과 이후를 비교해 보면 그 이전에는 실질임금의 변화와 실업률의 변

7) 지면관계상 「매월노동통계조사」와 「경제활동인구조사」 데이터에 대한 소개는 각각 노동부와 통계청 홈페이지를 참고하기 바란다.

화가 모두 약했던 것에 비해 그 이후에는 두 변수 모두 큰 폭으로 변하고 있음을 알 수 있다. 과연 실업률의 1%포인트 변화에 대한 실질임금률의 반응 정도가 최근의 금융위기를 전후로 하여 어느 기간에서 더 크가에 대해서는 회귀분석을 통하여 결론지어질 것이다.

[그림 1] 총실업률과 실질임금률: 1989-2000



주: 1) 실질임금률: 개개인의 시간당 실질임금률(단위: 천원)의 로그값을 연도별로 평균
 2) 자료출처: 실업률은 KOSIS, 실질임금률은 「임금구조기본통계조사」 원데이터로 필자가 계산

<표 1>과 [그림 2]는 1989~2000년 기간 지역별 실질임금률과 지역별 실업률에 관한 정보를 요약한 것이다.⁸⁾ 우선 [그림 2]에 나타난 지역별-연도별 실업률을 보면 어느 시점에서든 지역실업률의 지역간 차이는 크게 나타나고 있음을 알 수 있다. 1989~2000년 기간 지역별 평균실업률은 최소 1.5%(강원도, 제주도) 그리고 최대 4.7%(부산광역시)로 3.2%포인트 차이가 나며 서울, 부산, 대구, 인천, 광주광역시 등이 대체로 4%대로 높다. 반면 강원도, 전라남도, 경상북도, 제주도 등은 실업률이 1%대로 낮게 나타난다. 실업률의 지역간 차이가 클 뿐만이 아니라 지역별 실업의 고착화 현상도 뚜렷하게 나타난다. 즉 고실업 지역은 영속적으로 고실업 지역으로 남는 경향이 있다. 이는 임금곡선을 추정

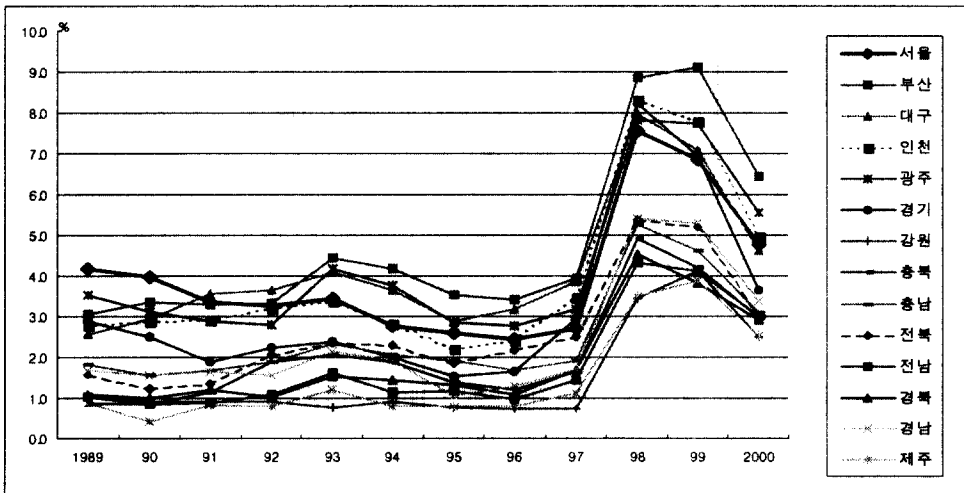
8) 지면관계상 그리고 보고의 중복성을 피하기 위해 총실업률과 총실질임금률에 대한 표, 지역별-연도별 실질임금률에 대한 그림, 지역별-연도별 실업률에 대한 표는 생략한다.

<표 1> 지역별 실질임금률: 1989-2000

	1989	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	2000	평균
서울	3,945	4,244	4,637	4,785	5,345	6,592	6,029	6,605	6,865	6,343	6,529	7,364	5,774
부산	2,702	3,062	3,502	3,716	4,437	6,484	5,075	5,605	5,519	5,220	5,060	5,511	4,658
대구	3,197	3,312	3,604	3,982	4,822	5,255	5,319	5,610	5,879	5,126	4,762	5,628	4,708
인천	3,226	3,715	4,487	4,288	4,613	5,517	5,421	5,681	5,871	5,413	5,657	6,337	5,019
광주	3,737	3,852	4,201	4,256	4,438	6,357	5,315	6,420	5,787	5,587	5,694	6,301	5,162
경기	3,253	3,565	4,052	4,156	4,524	5,700	5,263	5,857	5,933	5,686	5,851	6,542	5,032
강원	4,225	4,120	4,788	4,584	4,839	5,878	5,593	5,860	6,161	5,745	5,974	6,606	5,365
충북	3,979	3,552	4,210	4,129	4,393	5,296	5,116	5,449	5,873	4,836	5,349	6,010	4,849
충남	2,954	3,593	3,987	4,119	4,457	5,847	5,049	5,657	6,144	5,669	5,794	6,947	5,018
전북	3,137	3,360	4,537	4,171	4,554	5,428	5,016	6,009	6,175	6,020	5,633	6,338	5,031
전남	4,250	4,349	5,064	4,836	4,491	5,223	5,096	6,158	6,729	6,051	6,145	6,888	5,440
경북	3,543	3,815	4,789	4,434	4,617	5,582	5,167	5,584	5,878	5,577	5,911	6,554	5,121
경남	3,825	3,914	4,455	4,321	4,887	5,645	5,475	6,053	6,316	5,783	5,804	6,551	5,252
제주	3,788	3,664	4,555	4,790	5,159	9,310	6,040	5,224	5,391	5,035	5,539	6,251	5,395

주: 지역별 실질임금률: 개개인의 시간당 실질임금(기준년도:1995, 단위: 원)을 지역별-연도별 평균. 충청남도는 대전광역시, 경상남도는 울산광역시를 포함.
 자료: 「임금구조기본통계조사」 데이터를 필자가 재구성.

(그림 2) 지역실업률: 1989-2000

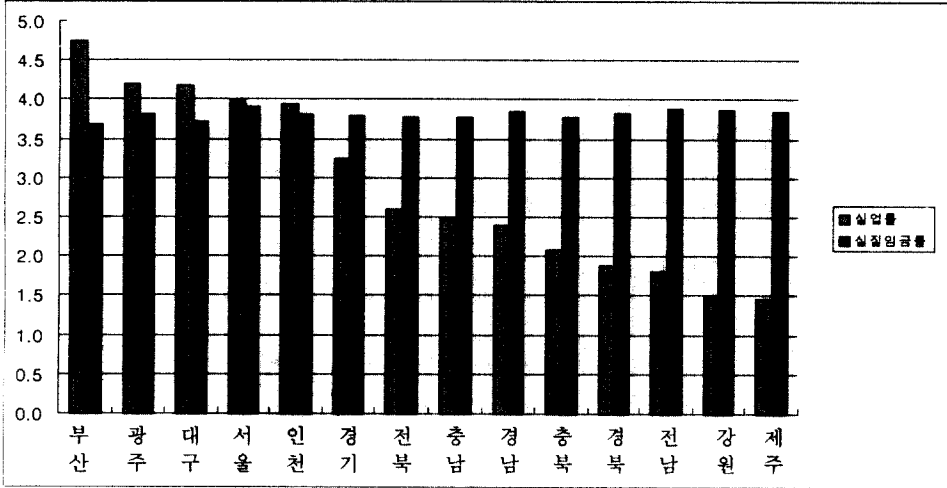


주: 1) 자료출처: KOSIS
 2) 충청남도는 대전광역시, 경상남도는 울산광역시를 포함.

함에 있어서 지역고정효과(locational fixed effects)가 중요한 역할을 할 수 있음을 시사한다. <표 1>의 지역별-연도별 실질임금률을 보면 평균적으로 볼 때 부산광역시의 임금이 가장 낮으며 서울이 가장 높다.

[그림 3]은 1989~2000년 기간의 평균값을 이용하여 지역별 실질임금률과 실업률의 관계를 개괄적으로 묘사한 것이다. 지역별 근로자들의 평균적인 특성을 고려하지 않고도 실질임금과 실업률은 강한 역의 상관관계를 보임을 알 수 있다. 실제로 데이터를 이용하여 지역별 평균임금률과 지역실업률의 시계열상의 단순상관관계를 구하면 -0.488로 나타난다.

[그림 3] 지역별 실업률과 실질임금률의 관계



주 : 1) 실질임금률: 개인의 시간당 실질임금률(단위: 천원)의 로그값을 지역별·연도별로 평균하고 다시 각 지역 내에서 연도간에 평균

2) 충청남도는 대전광역시를, 경상남도는 울산광역시를 포함.

자료 : 실업률은 KOSIS, 평균임금은 「임금구조기본통계조사」 원데이터로부터 재구성.

1. 실질임금의 주기성(cyclicality)에 대한 추정치

여기서는 실질임금이 경기변동에서 얼마나 탄력적으로 움직이는가를 추정한다. 또한 이러한 실질임금의 주기성이 여러 경제·사회 집단간에 어떻게 다른지를 검토한다.

<표 2>는 다양한 방법으로 추정한 실질임금의 경기순응성을 요약한 것이다. 지금부

터는 보고의 간결성을 위해 각 모형으로부터 추정된 경기순용성들만을 보고하겠다. 우선 「임금구조기본통계조사」 데이터를 이용하여 1989~2000년 기간의 시간당 임금률에 대한 거시 시계열자료를 만들었다. 시간당 임금률을 계산할 때에는 우선 개개인의 시간당 임금률을 계산한 후에 이들을 모든 근로자에 대해 평균하였다. 이는 근로시간이 짧은 사람과 긴 사람 사이에 같은 비중을 두고자 하기 위함이다. 12개의 연도별 관찰치를 이용하여 등식 (1)을 최소자승법으로 추정한 결과⁹⁾ 잔차는 높은 1차 자동상관계수를 보였고(-0.501) <표 2>의 제1행에 나타난 것처럼 추정된 경기순용성은 -0.0299(표준오차=0.0070)로 나타났다. 제2행의 수치들은 교란항의 시계열 상관관계를 보정하여 추정한 결과다. 추정된 경기순용성은 -0.0236으로 실업률이 1퍼센티지 포인트 증가할 때 실질임금은 2.36퍼센트 감소하는 것으로 나타났다. 이 수치는 미국의 경우와 비교하면 매우 높다고 할 수 있다. 같은 방법으로 미국의 경우 거시적 시계열데이터에 근거하여 추정해 보면 주기성은 표본 기간에 따라 약간 다르나 약 -0.0060(1967-87 기간)으로 나타난다.

이 추정치가 구성의 효과를 제거하지 않은 상태에서 얻어진 추정치라는 것을 생각해 보면 한국노동시장에서의 실질임금은 놀라울 정도로 경기순용적이라고 할 수 있다. 그러나 이 수치를 미국의 경우와 직접 비교하기에는 다음과 같은 몇 가지 고려해야 할 사

9) 익명의 심사자의 논평에 따라 과연 등식 (1)과 같은 임금곡선(wage curve)이 한국데이터에 보다 타당한지 아니면 필립스곡선이 타당한지를 검증하였다. 물론 여기서 임금곡선이라는 용어는 Blanchflower and Oswald류의 지역실업률을 사용하는 좁은 의미에서의 임금곡선(본 연구에서도 이 정의를 따르고 있다)이 아니라 임금 수준을 실업률 수준의 함수로 나타내는 모든 모형을 말하며, 필립스곡선이라 함은 차별한 임금을 실업률 수준의 함수로 나타내는 모형을 말한다. 또한 임금곡선이 타당하다면 차별한 임금은 차별한 실업률에 의해 설명될 것이다. 이 두 경쟁적 모형을 검증하기 위해서는 Card(1995)가 제안한 대로 차별한 임금을 상수, 선형추세선, 현재 실업률 및 전기의 실업률에 회귀시킨다. 만약 임금곡선이 타당하다면 두 실업률 계수의 합이 0이 되어야 하며 필립스곡선 가설이 맞다면 전기 실업률의 계수는 0이 되어야 한다. 검증 결과 두 실업률 계수들의 합이 0이라는 가설은 채택되었으며(F-값=0.348) 전기의 실업률이 무의미하다는 가설은 5% 유의 수준에서도 기각되었다(t-값=2.402). 또 다른 검증방법으로 Blanchflower and Oswald(1990, 1995)가 제안한 대로 임금 수준을 상수, 이차추세선, 현재 실업률 및 전기의 임금 수준에 회귀시킨 다음 전기의 임금 수준 변수의 유의성을 검증하는 것이다. 만약 임금곡선 가설이 맞다면 전기의 임금변수의 계수는 0일 것이고 필립스곡선 가설이 맞다면 1이 될 것이다. 추정 결과 전기의 임금변수의 계수는 -0.0975이고 추정오차는 0.2668로 P-값은 약 73%에 이르러 역시 필립스곡선 가설이 기각됨을 알 수 있다. 마지막으로 임금곡선 가설을 받아들이고 임금 수준을 설명함에 있어서 선형, 2차식, 3차식의 추세선을 검증한 결과 2차 추세선이 조정된 결정계수의 값이라는 측면에서 가장 우월한 것으로 나타났다.

〈표 2〉 실질임금의 경기순응성

추정방법	추정결과		
	경기순응성	표준오차	결정계수
등식 (1) + OLS	-0.0299***	0.0070	0.989
등식 (1) + Chocrane-Orcutt	-0.0236*	0.0113	0.974
등식 (2) 구성의 효과 제거 안함	-0.0306***	0.0002	0.174
등식 (2) 구성의 효과 부분적 제거	-0.0321***	0.0001	0.647
2단계 추정법 지역더미 포함 안함	-0.0325***	0.0041	0.838
2단계 추정법 지역더미 포함	-0.0325***	0.0033	0.904

주: 1) *, **, *** = 10%, 5%, 1% 수준에서 유의

2) 등식 (2) + 구성의 효과 부분적 제거: 연도, 연도제곱, 총실업률, 연령, 성, 고용형태, 근속년수, 근속년수제곱, 교육년수, 사업장 규모, 노조가입 여부, 결혼 여부, 사업장 규모, 직종.

항들이 있다. 첫째는 「임금구조기본통계조사」 데이터는 영세사업장을 표본에서 제외시키고 있어서 표본의 대표성이 떨어진다는 것이다. 한편 Bils(1985)도 언급하였듯이 임금의 탄력성은 고임금 근로자집단보다는 저임금 근로자집단에서 보다 크게 나타나기 때문에 이 사실을 고려하면 우리나라에서의 임금의 탄력성은 위에서 발견한 것보다 더 클 것이다. 둘째는 표본기간을 고려해야 한다. Kniesner and Goldsmith(1987)와 Abraham and Haltiwanger(1995) 등이 언급하였듯이 미국의 경우 1970~80년대 기간이 지배적인 표본 기간을 사용할 때 실질임금이 매우 탄력적인 것으로 나타난다. 미국의 경우 그 수치가 약 -0.014라 함은 주로 이 기간의 표본에 해당하는 수치이다. 우리나라의 경우 과연 실질임금의 경기순응성이 1990년대에 특히 크게 나타나는지에 대한 별도의 연구는 필요하다고 본다.

구성의 효과를 부분적으로나마 제거하기 위해 등식 (2)에 개개인의 관찰할 수 있는 변수들만을 포함시켜 추정하였다. 포함된 변수들로는 추세선과 실업률 외에 연령, 성, 고용형태, 근속년수, 근속년수제곱, 교육년수, 사업장 규모, 노조가입 여부, 결혼 여부, 사업장 규모, 직종더미, 지역더미 등을 들 수 있다. 우선 제3행에는 이러한 개개인의 관찰할 수 있는 변수들을 일부러 포함시키지 않고 추정한 경기순응성을 보고하였다. 그 결과 추정된 경기순응성은 -0.0306으로 -0.0299와 매우 유사하다.¹⁰⁾ 다음으로 위에 열거한 개인

10) 이는 당연한 결과이다. 왜냐하면 두 추정치 모두 구성의 효과를 전혀 통제하지 않은 상태에서 얻어졌기 때문이다. 두 추정치의 의미상 차이는 제1행의 추정치는 평균적인 근로자(average employee)가 경험하는 임금의 경기순응성인 데에 반해 제3행의 추정치는 전형적인 근로자(typical employee)에 해당하는 수치이다.

변수들을 통제하면서 추정된 실업률의 계수는 -0.0321 (표준오차= 0.00013)이다. 즉 실업률이 1%포인트 상승할 때 실질임금률은 약 3.21% 감소하는 것으로 나타난다. 예상한 대로 적어도 방향 면에서는 구성의 효과를 고려했을 때 실질임금의 경기순응성은 더 커졌다. 그러나 그 증가 폭은 그다지 크지 않다.

비록 구성의 효과를 통제함에 있어서 개개인의 관찰할 수 있는 변수들만을 고려했으나 구성의 효과를 제어했을 경우와 제어하지 않았을 경우 실질임금의 경기순응성이 그다지 차이가 나지 않는다는 사실은 미국의 연구와 비교해 볼 때 다소 놀랄 만한 사실이다. 미국의 경우 구성의 효과를 제어했을 경우의 탄력성을 제어하지 않았을 경우에 비해 최소 2배가 되는 것으로 나타난다. 현 단계에서는 그 이유를 개개인의 관찰할 수 없는 특성에서 찾아볼 수도 있으나 세 번째 열의 결정계수를 보면 그 개연성은 상당히 낮다고 할 수 있다. 그 이유는 등식 (2)를 추정한 결과 결정계수가 0.647로 높게 나타났기 때문이다. 다시 말해 설명되지 않은 임금률의 변화는 약 35%에 불과하다. 이는 구성의 효과 중에서 개개인의 관찰할 수 있는 변수들과 관련되어 있는 부분이 관찰할 수 없는 변수들과 관련된 부분보다 훨씬 클 수 있다는 것을 의미한다. 다시 말해 관찰할 수 없는 변수들을 제어하더라도 경기순응성의 추정치는 그다지 크게 변하지는 않을 것이라는 추론이 가능하다. 그렇다면 왜 본 연구에서는 미국의 연구와는 달리 구성의 효과가 크게 나타나지 않았는가?

우선 미국과는 달리 노동력 구성의 변화가 경기변동상에서 그다지 심하지 않을 수 있다. 특히 최근의 경제위기 이전에는 더욱 그러했으리라고 본다. 이를 검증하기 위하여 구 및 신산업분류하에서 건설업과 같이 일관된 시계열 자료 획득이 가능한 산업들만을 3단위에서 선택하여 각 산업이 총고용에서 차지하는 비중을 종속변수로 하고 등식 (1)에 근거하여 장기추세와 단기적인 변동으로 구분하여 추정한 결과 실업률의 계수는 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다.¹¹⁾ 통계적인 유의성이 낮을 뿐만 아니라 계수값 자체도 매우 작게 나타났다. 다시 말해 3단위 산업에서는 산업과 비산업 혹은 산업간 노동의 이동은 활발하지 않거나 활발하더라도 경기변동과는 무관하게 이루어지기 때문에 노동력 구성의 효과는 크게 나타나지 않을 수 있다. 왜 노동력 구성의 효과가 크게 나타나지 않는가에 대해서는 본 연구에서 사용한 데이터의 특성도 관련이 있다. 이미 언급하였듯

11) 이 검증을 위하여 사용된 데이터는 「매월노동통계조사」와 「경제활동인구조사」 데이터이며 표본기간은 각각 1970~1998년과 1970~2000년이다. 「경제활동인구조사」 데이터를 이용하여 1989~2000년 기간에 대해 추정하여도 결과는 마찬가지이다.

이 「임금구조기본통계조사」 데이터는 10인 (1999년부터는 5인) 이상 사업장의 상용근로자로 한정되어 있다는 것이다. 상용근로자는 다른 조건이 동일하다면 임시·일용근로자 들보다 직업의 지속성이 길어 노동력의 구성을 크게 변화시키지 않는다고 할 수 있다. 또한 10인 혹은 5인 이상으로 규모를 제한시킨 것도 표본에서의 노동력 구성의 변동을 작게 만드는 방향으로 작용했을 것이다.

노동력 구성의 효과가 크지 않다는 사실과 더불어 또 한 가지 놀라운 사실은 추정된 임금의 경기순응성의 크기이다. 구성의 효과를 부분적으로 제어했을 때 그 크기는 -0.0321로 미국의 수치에 약 2배가 됨을 알 수 있다. 영세사업장들을 표본에 포함시켰더라면 그 탄력성은 훨씬 더 커졌을 것이다. 다음에서는 이에 대한 체계적인 설명은 아니지만, 독자들의 관심을 환기하기 위한 가설을 제기하고자 한다.

필자는 실질임금의 주기성을 설명함에 있어서 고용의 주기성을 동시에 고려해야 한다고 본다. 그 논거는 다음과 같다. 기업은 경기가 변동할 때 이에 대응하기 위한 조절수단을 필요로 한다. 예를 들어 수요가 위축될 때에는 인건비를 줄이기 위한 방편으로 고용감축이나 임금삭감을 생각해 볼 수 있다. 기업이 경기변동에 대한 대응수단으로 임금을 주로 사용할 것인가 아니면 고용을 주로 사용할 것인가는 그 기업의 생산함수 및 기업환경에 의해 좌우된다고 할 수 있다. 최근의 경제위기 이전에 우리나라는 적어도 법적으로는 경영상 해고가 금지되어 있었다. 적어도 금융위기 이후와 비교하여 고용조정 여지가 작았다는 데에는 이견이 없을 것이다. 이는 바로 기업으로 하여금 경기조절 수단으로 임금을 더 사용하게 하는 유인으로 작용했으리라고 생각된다. 같은 맥락에서 미국과 비교하여 한국은 일반적으로 고용조정의 여지가 작으므로 상대적으로 임금조정을 심하게 한다고 볼 수 있다.

경기변동상 고용의 탄력성이 미국과 비교하여 얼마나 작은가를 추정, 비교하기 위해 다음의 등식을 생각해 보자.

$$\Delta \log \left(\frac{E}{P} \right)_t = \beta_1 + \beta_2 t + \beta_3 \Delta GDP_t + \Delta \omega_t \quad (8)$$

여기서 $\left(\frac{E}{P} \right)$ 는 총고용인수를 15세 이상의 인구로 나눈 1인당 고용률을 말하며, GDP는 실질국내총생산을 나타낸다. 따라서 β_3 는 고용의 실질국내총생산에 대한 탄력성 즉 경기탄력성을 말한다. 이 모형도 이미 많은 외국의 연구에서 흔히 채택된 모형이며 앞서 제시한 실질임금의 경기순응성을 추정하는 모형과 같다는 장점이 있다. 1970~98년 기

간 피용자들만을 대상으로 한 「매월노동통계조사」 데이터를 이용하여 추정한 결과 고용의 경기탄력성은 0.354(표준오차=0.164)로 나타났다. 즉 실질국내총생산이 1% 증가할 때 고용은 약 0.354% 증가하여 약한 경기순응성을 나타내고 있다. 사실 고용의 경기탄력성을 연구할 때에는 근로자수뿐만이 아니라 근로시간의 변화분도 고려해야 할 것이다. 그러나 실제로 근로시간을 이용하여 경기탄력성을 추정한 결과 근로시간은 근로자수와는 달리 탄력성이 거의 0에 가깝게 나타났다.¹²⁾ 따라서 한국의 경우 고용의 경기탄력성은 근로자수의 경기탄력성으로 해석해도 무방하다고 생각한다. 즉 한국의 경우 경기상승기에는 기존근로자들의 근로시간수를 확대하기보다는 추가적인 근로자수의 증가에 의해 노동수요를 맞추게 되며 역으로 하강기에는 근로시간의 단축보다는 근로자수의 감축에 의해 과잉인력을 해소해 왔다.

혹자는 「매월노동통계조사」도 상용직에 한정되어 있고 상용직의 근로자수가 임시·일용직의 근로자수보다 경기변동에서 덜 탄력적으로 움직이기 때문에 총근로자의 경기탄력성은 「매월노동통계조사」 데이터에서 나타난 것보다 더 클 것이라고 예상할지도 모르지만 실제로는 일용직의 고용 규모는 경기역행적으로 움직이기 때문에 전 근로자를 대상으로 한 고용탄력성이 0.354보다 클 것이라고는 예상할 수 없다.

전 근로자를 대표하는 표본인 「경제활동인구조사」 데이터를 이용하여 1970~98년 기간에 등식 (8)에 최소자승법을 적용한 결과 1인당 총고용의 탄력성은 0.173으로 비탄력적으로 나타났으며 통계적으로는 유의미하게 추정되었다.¹³⁾ 즉 실질GDP가 1% 증가할 때 1인당 고용은 0.173% 증가함을 알 수 있다. 이처럼 고용의 경기탄력성이 「매월노동통계조사」보다 「경제활동인구조사」 데이터에서 더 작게 나타난 것은 「매월노동통계조사」 데이터에서는 제외되어 있으나 「경제활동인구조사」와 같은 가구조사에는 포함되어 있는 일용직, 농업종사자, 자영업자들의 고용이 경기변동과는 무관하거나 경기역행적으로 움

12) 전산업을 포함한 근로시간의 경기탄력성뿐만이 산업별 근로시간의 경기탄력성도 모든 산업에서 계수의 크기 면에서나 통계적인 면에서나 무의미하게 추정되었다. 광업을 제외한 모든 대분류 산업에서의 근로시간의 경기탄력성은 가장 큰 산업이 건설업으로 0.010(표준오차 0.052)이며 광공업 및 건설업을 제외한 대부분의 3차 산업에서는 비록 통계적으로는 유의하지 못하나 약하게 경기역행적으로 나타났다. 광업의 경우 추정된 탄력성은 0.166(표준오차 0.081)으로 전혀 무시할 수준은 아니나 광업이 차지하는 총고용 규모에서의 비중은 거의 무시할 수준이어서 총고용 변동에의 설명력은 거의 없다고 할 수 있다.

13) 1인당이 아닌 단순한 총고용인수의 탄력성도 0.183으로 매우 유사하게 추정되었다. 이는 단순히 인구수가 경기변동에 따라 변하지 않음을 의미한다. 또한 표본기간을 2000년도까지 확대하여도 고용탄력성은 유사하게 추정되었다.

직이기 때문이다. 이러한 한국의 고용의 경기탄력성(0.173)은 미국의 고용탄력성보다는 훨씬 작으며¹⁴⁾ 일본의 고용탄력성(0.140)과 비슷하다.

고용탄력성이 작다는 사실은 앞에서 설명한 이유로 임금의 유연성이 클 수 있는 여지를 마련한다. 결국 한국과 비교하여 미국은 고용조정 여지가 크므로 임금의 탄력성은 상대적으로 작으며 반대로 한국은 경기변동에 따라 미국과 비교하여서는 상대적으로 임금을 조정수단으로 사용해 왔다고 할 수 있다. 이러한 추측이 타당하려면 최근 금융위기 이후에는 실질임금의 주기성이 더 약해져야 할 것이다. 왜냐하면 최근의 금융위기를 겪는 과정에서 경영상 해고의 허용, 파견근로의 법제화 등 고용조정 여지를 크게 만들었기 때문이다. 이를 검증하기 위해 등식 (3)에 IMF 더미변수(=1 1998년 이래)와 이 더미변수와 실업률과의 상호작용항을 추가하고 재추정하였다. 그 결과 실업률의 계수는 -0.0483(표준오차=0.00068)이고 상호작용항의 계수는 0.0267(표준오차=0.00076)로 나타나, 최근의 금융위기 후에 실질임금의 탄력성이 더 작아졌음을 알 수 있다.¹⁵⁾

앞에서 언급한 추정된 계수들의 표준오차의 과소평가 문제를 극복하기 위해 2단계 추정법에 의해 추정하고 그 결과를 마지막 두 행에 기록하였다. 제2단계에서 지역더미를 제어하든 안 하든 추정된 주기성은 -0.0325로 나타나 등식 (2)를 이용했을 경우의 추정

- 14) Shin(2000)에 의하면 Current Employer Survey를 통한 사업장조사 데이터를 사용할 경우 1964~92년 기간 남자의 고용탄력성은 0.813(표준오차=0.104), 여자의 고용탄력성은 0.592(표준오차=0.111)로 나타났다. 이 수치들은 사업체 조사인 「매월노동통계조사」 데이터를 이용한 추정치인 0.354와 비교하여 상당히 크며 같은 연구에 의하면 표본기간을 70년부터로 한정할 경우 탄력성의 크기는 더 커진다. 한편 「경제활동인구조사」 데이터에 해당하는 Current Population Survey(CPS) 데이터를 사용할 경우 1970~93년 기간 고용탄력성은 남자의 경우 0.624(표준오차=0.072), 여자의 경우 0.460(표준오차=0.100)으로서 0.173보다 역시 훨씬 크다. 본 연구에서는 1989~2000년 기간에 대해 CPS 데이터로 재추정한 결과 남녀를 포함한 총고용의 탄력성은 0.592(표준오차=0.082)로 여전히 0.173보다 크게 나타난다.
- 15) 본 논문의 심사자가 지적한대로 실질임금의 경기순응성이 최근의 금융위기 이후에 작아졌다는 발견은 노동시장이 보다 유연해졌다는 선형적인 기대와는 일치하지 않는 것처럼 보인다. 그러나 노동시장이 유연해졌다는 선형적인 기대는 반드시 임금 측면이 아니라 고용 측면에서일 수도 있다. 최근의 금융위기 후 어떤 측면에서 노동시장이 보다 유연해졌는가 그리고 노동시장의 종합적 유연성 지표에 대한 보다 과학적이고 엄밀한 연구가 필요하다고 본다. 같은 심사자가 제안한 대로 실질임금의 경기순응성은 원래가 비선형이기 때문에 매우 큰 실업률 변동에는 상대적으로 작게 반응할 수도 있으므로 외환위기 이후 상대적으로 실업률이 덜 크게 변동한 구간을 선택하여 그 이전과 비교할 필요가 있다. 다만 아직은 최근의 외환위기 이후 많은 시간이 경과하지 않아서 위기 전과 후의 유사한 실업률 변동을 보이는 구간을 선택하기에는 위기 후의 표본기간이 너무 짧아지는 문제가 있다.

치 -0.0321과 사실상 같음을 알 수 있다. 이는 등식 (2)의 방법에 의해서도 일치성은 보장되며 표본의 크기는 약 540만으로 매우 크다는 사실을 생각하면 당연한 결과이다. 다만 예측한 대로 추정된 표준오차는 제 4행의 0.0001에서 0.0041 및 0.0033으로 크게 증가함을 알 수 있다. 그러나 2단계 추정법으로 추정한 결과에서도 추정된 실질임금의 경기순응성은 1% 수준에서도 유의함을 알 수 있다.

모든 근로자들을 대상으로 하는 실질임금의 경기순응성을 분석하였으므로 다음으로는 이러한 실질임금의 주기성이 성별·교육수준별 등 여러 경제·사회 집단간에 어떻게 차이가 나는가를 알아본다. 이를 위해서는 등식 (2)에 각 집단을 나타내는 변수와 총실업률과의 상호작용항을 추가한다. <표 3>에서는 간결성을 위해 총실업률의 계수와 상호작용항의 계수만을 보고하였다. 비록 추정치들의 통계적 유의성은 모든 경우에 있어서 크게 나타나나¹⁶⁾ 상호작용항 계수들에 대한 추정치의 절대값은 대부분 작게 나타나 실질적인 중요성을 갖지는 못하고 있다. 한 가지 예외적인 경우로서 성을 들 수 있다. 우선 성별로 보면 여성보다는 남성의 주기성이 더 크게 나타난다. 총실업률이 1%포인트 증가할 때 실질임금은 여자에게는 약 2%, 남자에게는 약 3.6% 증가하는 것으로 나타난다. 이는 미국의 경우와 적어도 질적인 면에서는 매우 유사한 결과라고 할 수 있다.

<표 3> 실질임금의 경기순응성: 그룹별 이질성

그 룹	총실업률	상호작용항
연 령	-0.0103*** (0.0003)	-0.0006*** (0.00001)
남 자=1	-0.0203*** (0.0002)	-0.0161*** (0.0002)
근속년수	-0.0294*** (0.0002)	-0.0004*** (0.00001)
교 육	-0.0342*** (0.0003)	0.0006*** (0.00008)
노조가입=1	-0.0311*** (0.0002)	-0.0015*** (0.0002)

주: 1) *, **, *** = 10%, 5%, 1% 수준에서 유의
 2) 모형에 포함되는 변수들은 위와 같음.

16) 여기서는 분석의 편의를 위해 2단계 추정법을 사용하지 않는다. 따라서 앞에서 언급한 이유로 추정치들의 통계적 유의성은 과장되어 있을 수 있다.

Shin(1999)에 잘 나타나 있듯이 미국의 경우 Blank((1989), Tremblay(1990), Solon, Barsky, and Parker(1994) 등의 연구에서 보이는 것처럼 남성의 실질임금의 주기성은 여성의 그것에 적어도 2배가 되는 것으로 나타났다.

2. 임금곡선(Wage Curve)

여기서는 등식 (3), (5) 및 (6)을 이용하여 임금함수를 추정하고 이를 바탕으로 ① 우리나라 노동시장에서 과연 실질임금과 지역실업률과의 역의 상관관계가 존재하는가 ② 영구적인 지역효과를 제어했을 때와 하지 않았을 때 그 관계가 달라지는가를 논의한다. Card(1995) 등이 지적하였듯이 Blanchflower and Oswald는 임금함수를 추정함에 있어서 종속변수로서 근로소득(earnings)를 사용함으로써 실업률의 계수를 과대평가하고 있다. 이것은 실업률과 근로시간이 역의 상관관계를 가지고 있다는 사실에 기인한다. 이에 본 연구에서는 시간당 임금을 사용한다.

<표 4>는 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성을 추정하여 요약한 것이다. 임금함수를 추정할 때 사용하는 개인변수들은 앞서 실질임금의 경기탄력성을 추정할 때와 같다. 보고의 간결성을 위해 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성만을 보고하겠다. 몇 가지 흥미 있는 결과가 나타난다. 첫째, 모든 모형에 있어서 추정치는 음으로 나타나 Blanchflower and Oswald(1990, 1994, 1995)의 발견과 일치한다. 예를 들어 Blanchflower and Oswald(1994)는 본 연구에서 사용한 「임금구조기본통계조사」 데이터를 1971,

<표 4> 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성

추정방법	추정결과		
	경기순용성	표준오차	결정계수
등식 (3) - 지역더미	-0.0244***	0.0004	0.645
등식 (3)	-0.0164***	0.0009	0.649
등식 (3) 지역더미 - 연도더미 + 2차형식의 추세	-0.0586***	0.0003	0.642
등식 (3) 연도더미 삭제 + 2차형식 추세	-0.1005***	0.0005	0.646
2단계 추정 - 지역더미	-0.0523***	0.0078	0.897
2단계추정	-0.0213	0.0183	0.934

주: 1) *, **, *** = 10%, 5%, 1% 수준에서 유의

2) 등식 (3)에 공통적으로 들어가는 개인특성변수들: 연령, 성, 고용형태, 근속년수, 근속년수제곱, 교육년수, 사업장 규모, 노조가입 여부, 결혼 여부, 사업장 규모, 직종더미.

1983, 1986 연도에 대해 합성하여(pool) 추정한 결과 산업더미를 포함시키지 않은 경우 $-0.0630(t\text{-값}=70.35)$, 포함시킨 경우 $-0.0403(t\text{-값}=25.67)$ 을 얻어냈다.¹⁷⁾ 이 수치들과 비교할 수 있는 본 연구에서의 수치들은 각각 1행과 2행의 수치들로서 비록 Blanchflower and Oswald(1994)의 추정치보다는 탄력성이 약간 작게 나타나나 지역더미를 포함시켰을 때 탄력성이 작아지는 패턴은 그들의 경우와 비슷하다.¹⁸⁾ 등식 (3)에서 연도더미를 삭제하고 대신 2차 형식의 추세선을 포함시키는 경우 추정치는 -0.0586 으로 커짐을 알 수 있다. 가장 -0.1 과 유사하게 나타나는 경우는 등식 (3)을 이용하나 지역더미 및 연도더미를 모두 삭제하고 대신 추세를 2차 형식으로 통제한 경우이다.

실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성이 미국, 영국 등 여러 나라에서 발견된 수치 -0.1 보다 작다는 것, 다시 말해 실질임금이 지역실업률에 대해 한국에서 덜 탄력적이라는 사실은 앞서 발견한 실질임금의 경기순응성이 한국에서 매우 강하게 나타나는 사실과 일관성이 없어 보인다. 두 종류의 추정치 모두 장기적인 효과를 제거하고 단기적인 부분에 대한 탄력성을 다루었다는 점을 생각해 볼 때 그 불일치성은 더욱 심각하다. 왜 한국에서는 실질임금이 총 경기변동상에서는 잘 조정되어 가지만 지역실업률의 변화에는 상대적으로 무디게 조정되는지는 하나의 해결해야 할 퍼즐로 남는다. 한 가지 추측은 지역노동공급곡선이 미국보다 한국에서 더 탄력적일지 모른다는 것이다. 이는 지역간 노동의 이동이 한국에서 보다 활발할 경우 발생한다. 그러나 지역간 노동의 이동 정도를 국가간에 비교하는 것은 상당히 자의적일 수 있다. 지역을 어떻게 정의하는가에 따라 그 결과가 달라질 수 있기 때문이다.

둘째, 지역더미를 제어했을 때가 그렇지 않았을 때보다 임금탄력성이 작게 나타난다.

17) Blanchflower and Oswald(1994)는 지역실업률 대신 산업실업률을 사용하였다. 그들이 사용한 표본기간에는 지역실업률에 대한 정보를 획득하기가 어렵다.

18) 그럼에도 불구하고 본 연구에서의 추정된 탄력성이 Blanchflower and Oswald(1994)의 그것보다 작게 나타난 이유는 다음의 두 가지에서 찾을 수 있을 것이다. 첫째는 Shin(1994)과 Card(1995)에서 지적되었듯이 Blanchflower and Oswald는 시간당 임금률 대신 근로소득을 사용하였다. 따라서 그들의 탄력성은 실업률과 근로시간의 역의 상관관계에 의해 과대평가되는 문제를 안고 있다. 물론 앞서 언급하였듯이 한국의 경우 실업률과 근로시간의 상관관계가 일반적으로 강하지는 않고 또한 Blanchflower and Oswald는 한국에 대해서는 연노동소득 대신 월급여를 사용했기 때문에 그 상관관계는 더욱 작다고 할 수 있다. 그럼에도 불구하고 시간당 임금률의 사용이 다소나마 본 연구에서 추정된 탄력성을 작게 만드는 방향으로 작용했다고 할 수 있다. 또 한 가지는 사용된 표본기간의 차이와 관련되어 있을 수 있다. 그들은 주로 1970년대와 1980년대 데이터를 사용하였지만 본 연구에서는 1990년대 데이터를 사용하였다.

이 사실 또한 Blanchflower and Oswald(1994)의 발견과 일치한다. 이는 장기적인 임금 곡선(long-term wage curve)이 존재한다는 것을 의미한다. 즉 지역실업률과 임금 사이에는 장기적으로 부(-)의 상관관계가 존재한다. 물론 지역더미를 통제할 경우에도 음의 탄력성이 나타나 일시적인(transitory) 임금과 지역실업률 역시 부(-)의 상관관계를 갖는 것으로 나타난다. 이는 미국의 경우와는 대조를 이룬다. 미국의 경우는 장기적으로는 지역실업률과 지역임금 사이에 정(+)의 상관관계가 나타나 Harris and Todaro(1970)의 보상임금가설이 더 설득력을 갖는다. 다만 일시적인 부분에 대해서는 음(-)의 상관관계가 존재하여 단기적인 임금조정 과정은 Shapiro and Stiglitz(1984)의 효율적 임금가설에 의해 보다 잘 설명된다고 할 수 있다. 한국의 경우는 장·단기 모두에 있어서 임금과 지역실업률은 부(-)의 상관관계를 나타내므로 전반적으로 효율임금가설이 한국 노동시장에서의 임금조정을 잘 설명하고 있다고 할 수 있다. 마지막 두 행에 나타나 있는 수치들은 앞서 설명한 2단계 추정법에 의해 얻어진 추정치들을 나타낸다. 예상했던 대로 표준오차의 과소평가 문제는 심각하여 2단계 추정법에 의해 얻어진 추정된 계수의 표준오차는 등식 (3)을 이용했을 때보다 훨씬 크게 나타났다. 그러나 이 경우에도 위에 언급한 두 가지 결론은 그대로 보존된다. 앞에서 언급한 추정오차의 과소평가 문제를 2단계 추정법에 의해 해결한 결과 추정치는 지역더미를 사용하지 않았을 경우 -0.0523으로 매우 유의하게 추정되었지만 지역더미를 제어하면 적어도 통계적으로는 유의미하지 못하다. 그러나 2단계 추정법 결과도 위의 두 가지 결론을 지지한다. 반복하면 ① 지역고정효과를 통제하든 하지 않든 지역임금과 지역실업률 사이에 부(-)의 상관관계가 존재하며 ② 장기 임금곡선이 존재한다.

3. 실질임금의 시간-공간상의 실업률 변화에 대한 조정 과정

마지막으로 실질임금이 경기변동상 그리고 지역간 실업률 변화에 얼마나 조정되는가 그리고 얼마나 시차를 가지고 조정되는가를 동시에 분석하기 위해 등식 (7)을 추정한다. 지역실업률은 총실업률로부터의 차이로 나타내며 등식 (7)에 총실업률과 지역실업률의 시간지연변수(time-lagged variable)를 포함하였다. 임금곡선을 추정할 때와는 달리 지역실업률에 로그를 취하지는 않았다. 그밖에 다른 개인변수들은 앞의 등식 (3)을 추정할 때와 같다. 다만 연도더미 대신 2차 형식의 추세선을 사용하였다.

추정 결과는 <표 5>에 요약하였다. 우선 등식 (7)에 최소자승법을 적용한 결과를 보면

〈표 5〉 실질임금의 주기성에 있어서의 시간-공간 차이

		지역더미 제외		지역더미 사용	
등식 (7)	UR(t)	-0.0316*** (0.0001)	0.0301*** (0.0001)	-0.0321*** (0.0001)	-0.0309*** (0.0001)
	UR(t-1)		-0.0138*** (0.0002)		-0.0127*** (0.0002)
	LUR(t)	-0.0067*** (0.0001)	-0.0145*** (0.0004)	0.0006** (0.0003)	-0.0006 (0.0004)
	LUR(t-1)		0.0087*** (0.0003)		-0.0007** (0.0004)
	결정계수	0.643	0.614	0.647	0.618
	F-값	468364	331040	294039	214729
2단계 최소자 승법	UR(t)	-0.0345*** (0.0039)	-0.0333*** (0.0039)	-0.0320*** (0.0035)	-0.0315*** (0.0034)
	UR(t-1)		-0.0070 (0.0095)		0.0073 (0.0096)
	LUR(t)	-0.0174*** (0.0036)	-0.0086* (0.0052)	0.0047 (0.0080)	-0.0088** (0.0045)
	LUR(t-1)		-0.0103 (0.0096)		-0.0050 (0.0094)
	결정계수	0.858	0.814	0.904	0.872
	F-값	247.05	107.00	82.95	48.09

주 : 1) *, **, *** = 10%, 5%, 1% 수준에서 유의

2) 등식 (7)에 포함되는 변수들: 연도, 연도제곱, (지역더미), 총실업률, (지역실업률-총실업률), 전기의 총실업률, 전기의 (지역실업률-총실업률), 연령, 성더미, 고용형태, 근속년수, 근속년수제곱, 교육년수, 사업장 규모, 노조가입 여부, 결혼 여부, 사업장 규모더미, 직종더미.

다음과 같은 결론을 내릴 수 있다. 첫째, 전반적으로 실질임금은 지역실업률보다는 총실업률에 더 크게 반응한다. 사실 실질임금의 지역실업률에 대한 탄력성은 지역고정효과를 고려하지 않았을 경우에만 어느 정도 나타나고 지역더미를 제어하면 통계적으로나 그 크기에 있어서나 유의하지 않다. 이는 분명 실질임금이 일차적으로는 지역노동시장에 의해 결정된다는 Blanchflower and Oswald의 주장과는 상반되는 결과라고 할 수 있다. 둘째, 시간지연효과는 총실업률에 대해서만 어느 정도 나타난다. 하지만 총실업률에 대해서도 실질임금은 전기의 실업률보다는 현재의 실업률에 더 민감하게 반응한다. 셋째, 지역더미를 모형에 포함시킬 경우 총실업률의 계수는 변동이 없으나 지역실업률의 계수는 양의 방향으로 커진다. 이는 앞서 발견했듯이 장기임금곡선(long-term wage curve)이 존재함을 의미한다.

추정된 계수의 표준오차의 과소평가 문제를 해결하기 위해 2단계 최소자승법을 적용한 결과 위의 결과들은 대체로 유지되었다. 다만 두 번째 결과에 대해 시간지연효과는 지역실업률에 대해서든 총실업률에 대해서든 적어도 통계적으로는 유의미하지 못하게 나타났다. 요약하면 한국 노동시장에서 실질임금은 실업률 변동에 대해 대체로 시차 없이 즉각적으로 반응하며, 지역실업률보다는 총실업률에 더 민감하게 반응하며, 지역임금과 지역실업률 사이에 장기적인 부(-)의 상관관계가 존재한다.

V. 결 론

본 논문에서 발견된 사실들을 요약하면 다음과 같다. 첫째 실질임금의 경기순용성(procyclicality)은 매우 크게 추정되었다. 본 연구에서는 실업률이 1퍼센티지 포인트 하락할 때 시간당 실질임금률은 약 3.25% 상승하는 것으로 나타났다. 아울러 미국과 마찬가지로 실질임금의 유연성은 여성보다는 남성에게 있어서 더 크게 나타난다.

둘째, Blanchflower and Oswald(1990, 1994, 1995)가 발견하였듯이 한국에서도 임금곡선이 존재한다. 그러나 그 탄력성의 절대값은 0.1보다는 작게 나타난다. 또한 지역고정효과를 통제했을 때 탄력성은 더 작아진다. 이는 지역실업률과 지역임금 사이에 장기적인 부(-)의 상관관계가 존재함을 의미한다. 다시 말해 한국 노동시장에서는 실질임금과 지역실업률의 관계가 영구적인 부분(permanent component)에 있어서나 일시적인 부분(transitory element)에 있어서나 음의 상관관계를 가짐을 알 수 있다. 장·단기 면에서 한국 노동시장에서 임금곡선이 존재한다는 사실은 일단 한국에서의 임금결정방식이 효율임금가설과 부합된다는 것을 의미한다.

셋째, 본 연구에서 가장 선호하는 모형인 지역실업률과 총실업률을 동시에 포함시킨 임금함수의 추정 결과를 보면 임금은 주로 총실업률에 의해 결정되며 지역실업률의 효과는 미미하게 나타남을 알 수 있다. 지역고정효과를 제어하고 2단계 최소자승법에 의해 추정한 결과에 의하면 총실업률이 1%포인트 증가하면 실질임금은 약 3.15% 감소하나 지역실업률이 1%포인트 증가하면 실질임금은 0.88% 감소하는 것으로 나타난다. 이는 임금이 일차적으로는 지역 노동시장여건에 의해 결정된다는 Blanchflower and Oswald (1994)의 주장이 적어도 한국 노동시장에서는 성립하지 않음을 의미한다. 또한 한국에서

는 총실업률이든 지역실업률이든 시간지연효과는 거의 없는 것으로 나타난다.

참 고 문 헌

- Abowd, John M., and Ashenfleter, Orley. "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.
- Abraham, Katherine G., and Haltiwanger, John C. "Real Wages and the Business Cycle." *Journal of Economic Literature* 33 (3) (1995): 1215-1264.
- Amemiya, Takeshi. "A Note on a Random Coefficients Model." *International Economic Review* 19 (3) (1978): 793-796.
- Bils, Mark. "Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data." *Journal of Political Economy* 93 (4) (1985): 666-689.
- Blanchard, Olivier J., and Fischer, Stanley. *Lectures on Macroeconomics*. Cambridge, MA: MIT Press, 1989.
- Blanchflower, D. G., and Oswald, A.J. "The Wage Curve." *Scandinavian Journal of Economics* 92 (1990): 215-235.
- _____. *The Wage Curve*. Cambridge, MA, MIT Press, 1994.
- _____. "International Wage Curves." in R. Freeman and L. Katz, eds., *Differences and Changes in Wage Structures*. University of Chicago Press, 1995.
- Blank, M. Rebecca. "Disaggregating the Effect of the Business Cycle on the Distribution of Income." *Economica* 56 (1989): 141-163.
- Bratsberg, Bernt, and Trunen, Jarkko. "Wage Curve Evidence from Panel Data." *Economics Letters* 51 (1996): 345-353.
- Card, David. "The Wage Curve: A Review." *Journal of Economic Literature* 33 (1995): 785-799.
- Friedman, Milton. "The Role of Monetary Policy." *American Economic Review* 58

- (1968): 1-17.
- Groot, W., Mekkelholt, E., and H. 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 (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): 261-264.
- Harris, John R., and Michael P. Todaro. "Migration, Unemployment, and Development: A Two-Sector Analysis." *American Economic Review* 60 (1) (1970): 126-142.
- Keynes, John M. *The General Theory of Employment, Interest, and Money*. London: Macmillan, 1936.
- Kniesner, Thomas J., and Arthur H. Goldsmith. "A Survey of Alternative Models of the Aggregate U.S. Labor Market." *Journal of Economic Literature* 25 (1987): 1241-1280.
- 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.
- Phelps, Edmund S. "Introduction: The New Microeconomics in Employment and Inflation Theory." in Edmund S. Phelps ed., *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, pp. 1-23. New York: W. W. Norton, 1970.
- Shapiro, Carl, and Stiglitz, Joseph E. "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device." *American Economic Review* 74 (3) (1984): 433-444.
- Shin, Donggyun. "Cyclicality of Real Wages among Young Men." *Economics Letters* 46 (2) (1994): 137-142.
- _____. "Gender and Industry Differences in Employment Cyclicity: Evidence over the Post-War Period." *Economic Inquiry* 38 (4) (2000): 641-650.
- Solon, Gary, Barsky, Robert, and Jonathan Parker. "Measuring the Cyclicity of Real Wages: How Important Is Composition Bias?" *Quarterly Journal of*

Economics 109 (1) (1994): 1-26.

Stockman, Alan C. "Aggregation Bias and the Cyclical Behavior of Real Wages."
unpublished manuscript, 1983.

Tremblay, H. Carol. "Wage Patterns of Women over the Business Cycle." *Quarterly
Review of Economics and Business* 30 (1990): 90-101.

Wagner, J. "German Wage Curves, 1979-1990." *Economics Letters* 44 (1994) 307-311.

Ziliak, James P., Wilson, Beth A., and Joe A. Stone. "Spatial Dynamics and
Heterogeneity in the Cyclicity of Real Wages." *Review of Economics and
Statistics* 81 (2) (1999): 227-236.

abstract

Cyclical Patterns of Real Wages and the Wage Curve

Donggyun Shin and Byungyou Cheon

This paper investigates how real wages adjust to regional and cyclical shocks in the Korean labor market. Major findings are as follows. First, like most longitudinal studies in this literature, we find that real wages are strongly procyclical and more procyclical for men than for women. Second, consistent with the theory prediction of efficiency wages, both permanent and transitory components of real wages are negatively correlated with the local unemployment rate. Third, when overall and local unemployment rates compete in a wage equation (our preferred specification), current wages are dominantly affected by the overall rate, and the effect of the local rate is rather small. This rejects the Blanchflower and Oswald's hypothesis that wages are primarily determined by local labor market conditions. Finally, no lagged effects on wages are detected in the overall or local unemployment rate.