

勞 動 經 濟 論 集
 第26卷(3), 2003. 12, pp. 77~114
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

산업간 임금격차의 경기변동상 변화 패턴과 분단노동시장 가설*

신 동 균**

본 연구에서는 National Longitudinal Survey of Youth와 Panel Study of Income Dynamics 표본으로부터 구축된 특별한 형태의 데이터에 근거하여 노동시장이 과연 분단되어 있는가를 검증한다. 분석 결과 대부분의 기존 연구들이 사용하여 왔던 조사 시점에서 추출된 임금률은 장기근속자들을 선택하는 성향으로 말미암아 경기역행적인 방향으로 편의를 보이고 있으며, 이 경기역행적 선택성(countercyclical selectivity)은 저임금 산업보다는 고임금 산업에서 더 크게 나타난다. 이러한 선택성 문제를 통제하고 추정한 결과 기존 연구 결과와는 달리 실질임금은 저임금 산업보다 고임금 산업에서 훨씬 더 경기순용적(procyclical)으로 움직임이 밝혀진다. 현 연구 결과는 실질임금이 여성보다는 남성에게 있어서 훨씬 더 경기순용적이라는 기존의 연구 결과들과 일치한다. 그것은 여성과 비교하여 남성은 내구재 제조업, 건설업 등 경기순용성이 높은 고임금 산업에 과다분포(over-represented)되어 있는 반면 남성과 비교하여 여성은 소매업, 서비스업 등 경기변동에 덜 민감한 저임금 산업에 과다분포되어 있기 때문이다. 보다 중요하게는 현 연구 결과는 실질임금이 이차부문에서는 상당히 경기순용적인 데에 반해 일차부문에서는 다소 경직적이라는 분단노동시장 가설들의 공통적인 예측을 기각한다.

—주제어: 실질임금의 경기순용성, 분단노동시장, 표본의 선택성

* 이 논문은 2002년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었다(KRF-2002-003-B00027). 유익한 논평을 해주신 두 분의 심사자들께 감사드립니다.

** 한양대학교 경제금융대학(dgshin@hanyang.ac.kr)

I. 서론

전통적으로 노동경제학자들은 산업간 임금격차가 경기 역행적(counter-cyclical)으로 움직인다고 믿어 왔다.¹⁾ 다시 말해 제조업 같은 고임금 산업과 서비스업이나 소매업 같은 저임금 산업 사이의 임금격차는 경기 상승기에는 줄어들고 경기 하강기에는 늘어난다는 것이다. 또 다른 방식으로 표현하면 실질임금은 저임금 산업보다는 고임금 산업에서 덜 경기순응적(procyclical)이라는 것이다. 이러한 전통적인 믿음은 고용은 저임금 산업보다 고임금 산업에서 더 경기순응적이라는 사실²⁾과 결합하여 많은 노동경제학자들로 하여금 그 두 사실들을 설명함에 있어서 분단노동시장에 근거한 이론들을 발전시키게 하였다.³⁾ 이러한 이론들은 공통적으로 다음과 같은 예측을 제시하고 있다. 이차부문(secondary sector)은 경쟁적인(competitive) 임금을 지불하여 노동수요의 변동에 따라 임금이 자유로이 변동하는 데에 반해, 일차부문(primary sector)은 노동조합, 효율임금(efficiency wages), 혹은 기업 특유의 인적자본 등의 이유로 비경쟁적 임금(더 정확하게는 above-market clearing wages)을 지불하며, 이러한 임금은 노동시장의 경기변동에 둔감하다는 것이다. 이 일차부문에서의 임금의 경직성으로 말미암아 산업간 임금격차는

1) 이러한 주장을 한 연구의 예로는 McDonald and Solow(1985), Bulow and Summers (1986) 그리고 Hamermesh and Rees(1988) 등을 들 수 있다.

2) 예를 들어 McLaughlin and Bils(2001).

3) 이러한 이론들의 예로는 McDonald and Solow(1985)의 노동조합-비노동조합 이론, Bulow and Summers(1986)의 효율임금모형, 그리고 Ohashi(1987)의 기업 특유의 인적자본론 등을 들 수 있다.

독자들의 흥미를 돌리기 위해 다음에서는 McDonald and Solow(1985: 1116)의 원문을 영문 그대로 인용하고자 한다.

The test of success we have in mind is the ability of the enlarged model to give a plausible account of two more "stylized facts": that the wage differential between the primary and secondary sectors widens as the overall labor market weakens and narrows as it tightens; and that primary-sector employment fluctuates proportionally more than secondary-sector employment. For the United States, we think of high-wage manufacturing, especially durable goods, as the prototype of the primary sector, and of trade and small-scale services as the prototype of the secondary-sector.

경기역행적으로 움직인다는 것이다.

왜 실질임금이 저임금 산업보다 고임금 산업에서 덜 경기순응적 혹은 보다 경직적인가를 설명하기 위해 많은 분단노동시장 이론들이 개발되어 온 만큼 노동시장이 과연 분단되어 있는가를 검증하기 위한 방편으로서 산업별 실질임금의 경기순응성을 비교하는 것도 의미 있는 일일 것이다. 사실 상대적으로 오래 전에는 노동시장이 분단되어 있는가에 대한 검증방법으로 근로자와 직업의 특성을 통제한 후에도 산업간 임금격차가 존재하는가를 분석하곤 했었다. 즉 관찰할 수 있는 특성 면에서 동등한(identical) 직업에 임금과 관련된 모든 개인 특성들을 (관찰할 수 없는 특성까지도) 통제했을 때에도 고임금 산업에 종사하는 근로자들과 저임금 산업에 종사하는 근로자들 사이에 임금격차가 존재한다는 사실을 노동시장이 분단되어 있다는 증거로 받아 들여왔었다.⁴⁾ 그러나 Keane (1993)도 명시적으로 밝히고 있듯이 이처럼 산업간 임금격차의 존재 유무로써 효율임금의 존재라든가 노동시장의 분단성을 검증하는 데에는 관찰할 수 없는 직업의 특성과 관찰할 수 없는 개인의 특성과 동시에 통제할 수 없다는 치명적인 약점이 존재한다. 비록 패널데이터를 이용하여 개인 고정효과(fixed-effects) 모형의 추정을 통해 근로자들의 관찰할 수 없는 특성들을 통제할 수는 있어도 관찰할 수 없는 직업 고유의 효과를 동시에 통제할 수는 없기 때문에 아무리 산업간 임금격차가 존재한다고 하더라도 이를 근거로 경쟁적 이론(competitive theory)들이 틀렸다고 말할 수는 없다는 것이다. 이러한 상황에서 노동시장이 분단되어 있는가에 대한 보다 효과적인 검증방법은 설명할 수 없는(unexplained) 산업간 임금격차가 존재하는가를 검토하는 것보다는 산업별 임금이 효율임금가설 등 분단노동시장 이론이 예측하는 바와 일치하는 방향으로 움직이는가를 검토하는 것이다.

이에 따라 상대적으로 최근의 연구들은 산업별 실질임금의 경기순응성이 고임금 산업과 저임금 산업에서 어떻게 다르게 나타나는가에 초점을 두고 분석하고 있다. 사실 실질임금이 고임금 산업보다 저임금 산업에서 더 경기순응적으로 나타난다는 전통적인 믿음을 뒷받침하는 실증분석 결과들도 이미 오래 전부터 존재해 왔는데(Cullen, 1956; Haddy and Tolles, 1957; Wachter, 1970; Hall, 1975) 이 연구들은 모두 산업별 시계열데이터에 근거하고 있다. Keane(1993), McLaughlin and Bils(2001) 등이 명시적으로 밝혔듯이 산업별 시계열 데이터를 이용한 이 연구들은 모두 경기변동에 따라 변화하는 산업내 노동

4) 예를 들어 Murphy and Topel(1986) 그리고 Krueger and Summers(1988) 등을 들 수 있다.

력구성의 효과를 통제하고 있지 못하다는 결함을 지니고 있다.⁵⁾ 패널데이터에 근거하여 이러한 노동력 구성의 효과를 통제하고 다시 추정해 본 결과 Ziliak, Wilson, and Stone(1999)은 실질임금이 제조업(고임금 산업)보다는 비제조업(저임금 산업)에서 더 경기순응적이라는 결론을 내렸고, Bils(1985)와 Keane(1993)은 실질임금의 경기순응성이 산업별로 별로 다르지 않다는 결론을 내렸으며, McLaughlin and Bils(2001)는 오히려 실질임금이 고임금 산업에서 약간 더 경기순응적이라는 결론을 내렸다.

본 연구에서는 이러한 최근 연구들의 결론이 두 가지 측면에서 문제가 됨을 지적한다. 첫째, 위의 연구 결과들은 모두 실질임금이 여성보다는 남성에게 있어서 훨씬 더 경기순응적이라는 최근의 또 다른 연구 결과와 상충된다고 할 수 있다. 예를 들어 Blank(1989), Tremblay(1990) 및 Solon, Barsky, and Parker(1994)의 연구 결과들을 종합해 보면 실업률이 1%포인트 감소할 때 실질임금은 남녀의 경우 각각 약 1.5%와 0.5% 증가하여 남성의 실질임금의 경기순응성이 여성의 그것보다 훨씬 큼을 알 수 있다. 또한 McDonald and Solow(1985), McLaughlin and Bils(2001) 등에 명시적으로 언급되어 있듯이 미국의 경우 제조업(특히 내구재) 및 건설업은 고임금 산업의 대표이며 서비스 산업(특히 소규모)과 소매업은 저임금 산업의 전형이다. 또한 내구재 제조업과 건설업에는 남성이 과다분포되어(over-represented) 있으며 서비스 산업에는 여성이 과다분포되어 있는 것도 사실이다. 결국 전통적인 믿음처럼 실질임금이 남성이 과다분포되어 있는 고임금 산업보다 여성이 과다분포되어 있는 저임금 산업에서 더 경기순응적이라면 어떻게 남성의 임금이 더 경기순응적일 수 있는가라는 문제가 제기된다. 최근의 패널데이터에 근거한 연

5) 예를 들어 경기 상승기에 실질임금이 실제로는 저임금 산업보다는 고임금 산업에서 비례적으로 더 크게 상승한다고 가정하자. 이에 따라 많은 근로자들이 저임금 산업에서 고임금 산업으로 전직을 하게 되는데 고임금 산업에 새로 유입되는 이 근로자들이 기존에 있던 근로자들과 비교하여 평균 생산성이 낮다면 이들을 포함해서 계산된 평균 임금의 상승분은 기존 근로자들만을 대상으로 계산한 평균 임금의 상승분보다는 작을 것이다. 또한 저임금 산업을 빠져나가는 근로자들이 남아 있는 근로자들과 비교하여 상대적으로 저임금 근로자들이라면 이들을 제외하고 계산한 저임금 산업의 평균 임금 상승분은 실제의 상승분을 과대평가하게 될 것이다. 결국 이러한 노동력 구성의 변화로 말미암아 고임금 산업의 임금은 경기역행적인 방향으로 편의를 갖게 되고 저임금 산업의 임금은 경기순응적인 방향으로 편의를 갖게 될 것이다. 물론 그 반대의 추론도 가능하다. 중요한 점은 노동력 구성의 변화를 고려하지 않은 상태에서 계산한 산업별 실질임금의 주기성을 바탕으로 효율임금가설을 검토한다는 것은 오류를 범할 가능성이 있다는 것이다. 이에 대한 보다 자세한 논거를 보려면 Keane(1993) 및 McLaughlin and Bils(2001)을 참고하기 바란다. 노동력 구성의 효과에 의한 추정치의 편의 문제를 가장 먼저 지적한 논문은 Raisian(1979)이다.

구들 중 McLaughlin and Bils(2001)만이 실질임금이 고임금 산업에서 약간 더 경기순용적이라고 했지만 이 결론 역시 남성의 실질임금의 경기순용성이 여성의 그것에 세 배에 가깝다는 사실을 설명하기에는 부족하다. 둘째, 산업별 실질임금의 경기순용성을 추정한 위에 소개된 일련의 연구 결과들은 서로 상충된다는 것을 지적한다. 위의 네 연구 모두 패널데이터를 사용하여 구성의 효과를 제거한 산업별 실질임금의 경기순용성을 추정하였음에도 불구하고 산업간 임금격차는 경기역행적이라는 주장부터 약하게 경기순용적이라는 주장까지 하나의 스펙트럼을 만들며 다양하게 제시되고 있다.

본 연구의 목적은 이러한 문제점들이 어디에서 연유되는가를 밝히고 그러한 문제점들을 제거한 후 산업별 실질임금의 경기순용성을 재추정함으로써 한편으로는 기존 연구들의 불일치성의 문제를 해결하며 보다 궁극적으로는 산업별 실질임금의 경기순용성에 대한 건강한(robust) 추정치를 제시함으로써 분단노동시장 가설을 검증하는 데에 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 앞서 언급한 문제점들이 임금 변수들을 부주의하게 사용함으로써 발생했을 가능성을 제기하고 그 추론의 근거를 상세히 설명한다. 제III장에서는 현 연구에서 사용할 데이터와 추정 모형에 대해 논의하고, 제IV장에서는 실증분석 결과를 발표한다. 비록 데이터의 제약으로 인하여 현 연구를 한국노동시장에 적용할 수는 없지만 제V장에서는 현 연구 결과가 한국노동시장의 분단성에 대한 기존의 연구 결과에 어떤 시사점을 주는가에 대해 논한다. 제VI장에서는 현 연구에서 발견한 내용들이 갖는 경제학적인 의미와 현 연구의 한계점 및 추가적인 연구에 대해 논한다.

II. 기존의 연구: 무엇이 문제인가?

서론에서 잠시 언급하였듯이 최근 패널데이터에 근거한 여러 연구들은 동일한 분석 방법을 사용했음에도 불구하고 산업별 실질임금의 경기순용성에 대해 상이한 결론을 내리고 있다. 본고에서는 그 원인이 임금 변수를 부주의하게 사용한 데에 있음을 지적한다. 그 논거는 다음과 같다. 패널데이터를 이용하여 산업별 실질임금의 경기순용성을 추정한 네 연구들은 모두 Panel Study of Income Dynamics(PSID)나 National Longitudinal Survey(NLS) Young Men 데이터를 사용했는데 이 두 데이터베이스들은

공통적으로 두 가지 형태의 임금을 보고하고 있다. 하나는 조사 시점에 직업이 있었던 근로자들을 대상으로 그 직업에서 받은 임금률(wage rate)을 조사한 것이고, 다른 하나는 조사 시점을 기준으로 전년도(last year)에 받은 연간 근로소득 총액을 연간 근로시간으로 나누어서 계산한 평균 시간당 근로소득을 조사한 것이다. 지금부터는 표현의 간결성을 위해 전자를 SWW(survey week wages) 그리고 후자를 AHE(average hourly earnings)라고 약칭하자. 이 두 변수는 성격상 상당한 차이를 가지고 있음에도 불구하고 기존의 어느 연구에서도 본 연구의 목적과 관련하여 그 두 변수의 차이를 명확히 밝히고 있지 못할 뿐만 아니라 두 변수를 혼용하고 있다. 참고로 Bils(1985)와 Keane(1993)은 NLS Young Men 데이터로부터 SWW를 추출하여 분석하였으며, Ziliak, Wilson, and Stone(1999)은 PSID 남성 표본의 AHE를 사용하였으며, McLaughlin and Bils(2001)은 PSID의 SWW를 남녀간에 합성(pool)하여 사용하였다. 또한 앞서 인용한 세 연구를 포함한 남녀별 실질임금의 경기순응성에 대한 기존의 실증분석 연구들은 대부분 AHE를 사용하고 있다.

SWW와 AHE는 다음과 같은 두 가지 면에서 그 성격상 중요한 차이를 보이고 있으므로 사용시 주의를 요한다. 첫째, 두 데이터베이스 모두에서 SWW는 조사 시점에서 가지고 있던 직업에서 받은 시간당 급여를 말하는 데에⁶⁾ 반해, AHE는 작년 일 년 동안 얻은 총 노동소득을 총 근로시간으로 나누어 계산하기 때문에 조사 시점에서 가지고 있던 직업뿐만 아니라 연간 가지고 있었던 모든 직업에서 얻은 근로소득과 일한 근로시간이 모두 포함된다. 따라서 산업별 실질임금의 경기순응성을 추정함에 있어서 각 개인의 SWW를 사용할 경우 이에 해당하는 산업은 조사 시점에서 가지고 있던 직업이 속한 산업을 사용하면 되지만 AHE를 사용할 경우 이에 해당하는 산업은 만약 어떤 근로자가 특정 연도에 하나 이상의 직업에서 일을 했고 그 복수의 직업들에 해당하는 산업들이 모두 같지 않은 경우에는 정의하기가 힘들다. 그럼에도 불구하고 Ziliak et al.은 AHE를 사용하면서도 그에 해당하는 산업으로 조사 시점에서 가지고 있던 직업이 속한 산업을 그대로 사용하였다. 이는 만약 조사 시점에 있었던 직업이 속한 산업과 미조사 시점에서 가지고 있던 직업이 속한 산업이 다를 경우에는 산업의 오분류(misclassification) 문제

6) 급여지불방식이 시간급인 경우는 단순히 응답자들이 보고한 수치를 기록하고, 일(day)급 이상인 경우는 총 급여를 총 시간수로 나누어 시간당 급여를 유도해 내는데 예를 들어 PSID 경우는 계약상의 주급을 40시간으로 나누는 반면, NLSY 경우는 통상(usual) 급여를 통상(usual) 근로시간으로 나누어 계산한다.

를 가져오게 된다. 이 요인만을 고려하면 AHE보다는 SWW를 사용하는 것이 더 낫다고 할 수 있다. 그러나 SWW는 다음과 같이 나름대로의 한계점을 가지고 있다.

둘째, SWW는 AHE와는 달리 '조사 시점에서 직업을 가지고 있던 사람들'을 대상으로 하기 때문에 보다 장기근속자들을 대표하는 경향이 있다.⁷⁾ 이와는 달리 AHE는 1년 중 아무 때나 단 1주라도 취업을 하기만 해도 정의가 되기 때문에 근속기간이 매우 짧은 직업들(내지 사람들)도 포함함으로써 표본의 대표성 면에서 SWW보다 우월하다고 할 수 있다. 결국 장기근속자들의 과다추출 문제를 안고 있는 SWW는 경기역행적인 방향으로 편의를 가질 수밖에 없다. 그 이유는 Vroman(1977), Bils(1985), Barlevy(2001) 등에 발견되었듯이 직업을 바꾸는 (따라서 근속기간이 짧은) 사람들의 임금은 직업을 바꾸지 않는 사람들의 임금보다 훨씬 더 경기순응적이기 때문이다.⁸⁾ 다시 말해 SWW는 보다 안정적인 직업을 가지고 있는 근로자들을 주된 대상으로 하기 때문에 이 변수를 통해서 분석해 보면 경기변동상 임금 조정은 미약하게 나타날 수 있다. 보다 엄밀하게 말하여 SWW 변수의 선택성은 '직업'과 '사람' 두 측면에서 모두 발생한다. 예를 들어 조사 시점이 1990년 4월이라고 하자. '갑'은 1월부터 6월까지 일을 했고 2개월 실업을 겪은 후 다시 9월부터 11월까지 일을 했다고 하자. 이 경우 SWW는 첫 직업만을 선택하게 된다. 다른 예로서 "을"은 같은 연도에 7월부터 9월까지만 일을 했다고 가정하자. 이 경우 SWW는 을이라는 '사람'을 선택하지 않게 된다. 이와 비교하여 AHE 변수를 사용할 경우는 을의 관찰치도 포함이 되며 갑에 대해서도 두 직업으로부터 얻은 총 근로소득을 두 직업에서 일한 총 근로소득으로 나누어 사용하기 때문에 어떤 직업도 누락되는 일이

7) 유사한 이유로 특정 시점에서 조사된 우측절단된 실업기간은 평균적으로 그 시점을 포함한 특정 구간 내에서 완결된 실업기간보다 긴 경향이 있다. 이 현상 Katz(1985)에 의해 처음으로 체계적으로 분석되었다.

8) 직업을 바꿀 경우 임금이 왜 경기순응적인가에 대해 Barlevy(2001)는 보상임금가설로 설명하고 있다. 경기상승기에 새로 갖게 되는 직업(예를 들어 제조업, 건설업 등 고임금 산업 등에서의 직업)들은 차후에 경기가 하강할 경우 실직할 확률이 높으므로 이에 대한 보상 차원에서 보다 높은 임금을 지불한다는 것이다. 한편 한 직장에 계속 근무하는 사람들의 임금이 왜 직업을 바꾸는 사람들의 임금과 비교하여 덜 경기순응적인가에 대한 설명은 전통적으로 암묵적 계약이론에 의존하고 있다. Azariadis(1975)와 Baily(1974)는 이론적 기초를 만들었으며 Beaudry and DiNardo(1991)는 Harris and Holmstrom(1982)의 이론으로부터 검증할 수 있는 가설을 유도하여 분석한 결과 암묵적 계약이론이 지지됨을 발견하였다. 그러나 전통적인 암묵적 계약이론들이 주장하는 바와는 다소 달리 Beaudry and DiNardo는 암묵적 계약이론에 의해서도 실질임금은 직업을 바꾸지 않더라도 어느 정도는 경기순응적으로 움직임을 알 수 있다고 하였다.

없다. 본 연구에서 강조하는 바는 대표성 있는 패널 표본이란 모든 사람들을 대표할 수 있어야 할 뿐만 아니라 특정 개인이 일생 동안 갖게 되는 다양한 직업들도 대표할 수 있어야 한다는 것이다. 나아가 이러한 '표본의 선택성'이 산업간 그 정도를 달리할 경우 SWW를 이용한 분단노동시장 가설의 검증 결과에는 심각한 오류가 있을 수 있다. 사실 그 표본의 선택성은 제조업, 건설업 등 고임금 산업에서 더 크게 나타날 것이라고 생각된다. 왜냐하면 서비스업, 소매업 등 저임금 산업들과 비교하여 제조업(특히 내구재) 등 고임금 산업들은 경기변동에 훨씬 더 민감한 반면 직업 고유의 기술을 보다 강조하고 있어서 근속기간이 긴 사람들은 상당히 길면서도 짧은 사람들은 상당히 짧게 나타나는 현상이 있다. 이 점은 Barlevy(2001)에 의해 명시적으로 설명되고 있다. 즉 근속기간의 '분산'이 저임금 산업보다 고임금 산업에서 더 크게 나타난다는 것이다. 이 경우 조사 시점에서 추출한 SWW 변수의 장기근속자들의 선택성은 고임금 산업에서 더 크게 나타날 것이다. 이것이 사실일 경우 SWW를 사용하면(보다 대표성이 있는 AHE를 사용할 경우와 비교하여) 저임금 산업보다 고임금 산업에서의 임금이 더 경직적으로 나타나 기존의 분단노동시장 가설을 지지하는 방향으로 작용할 것이다. 참고로 Bills(1985), Keane(1993), McLaughlin and Bills(2001)은 SWW를 사용했음을 다시 상기시킨다. 아울러 Ziliak et al.의 연구에서처럼 AHE를 종속변수로 하고 조사 시점에서 얻은 산업변수를 설명변수로 할 경우에는 앞서 언급한 산업의 오분류 문제뿐만 아니라 표본의 선택성 문제도 동시에 발생한다. 왜냐하면 조사 시점에 직업이 없으면 자동적으로 산업변수도 존재하지 않기 때문에 결국 조사 시점에서의 산업정보를 사용한다는 것 자체가 SWW처럼 표본을 '조사 시점에 직업이 있었던 사람들'로 제한하기 때문이다. 제IV장에서는 이 산업의 오분류 문제와 표본의 선택성 문제가 얼마나 심각한가를 검토한다.

이상의 논의를 바탕으로 하면 다음과 같은 추론이 가능하다. 첫째, Ziliak et al.의 방법대로 AHE를 종속변수로 사용하고 조사 시점에서 얻은 산업정보를 설명변수로 할 경우 앞서 언급한 산업의 오분류(misclassification) 문제와 장기근속자 표본의 과추출 문제가 동시에 발생한다. 전술한 바와 같이 장기근속자의 선택 문제는 실질임금을 저임금 산업보다는 고임금 산업에서 더 경기역행적인 방향으로 움직이게 할 가능성이 있다. 즉 이 요인에 의해서는 산업간 임금격차 역시 경기역행적인 방향으로 편의를 갖게 될 것이다. 산업의 오분류 문제가 산업간 임금격차를 경기역행적인 방향으로 편의를 갖게 할 것인지 경기순응적인 방향으로 편의를 갖게 할 것인지는 데이터를 통하여 사후적으로 검토해 봐야 할 것이다. 한편 Bills(1985), Keane(1993), 그리고 McLaughlin and Bills(2001)

의 연구에서처럼 SWW를 종속변수로 하고 조사 시점에서 얻은 산업을 설명변수로 할 경우 산업의 오분류 문제는 발생하지 않지만 표본의 선택 문제는 여전히 남는다. 따라서 이 세 연구 결과에서 실질임금의 경기순응성이 저임금 산업과 비교하여 고임금 산업에서 그다지 크게 나타나지 않은 이유는 바로 이 표본의 선택성 때문이라고 추측된다.

본 연구에서는 이러한 표본의 선택성 문제와 산업의 오분류 문제를 해결하기 위해 AHE를 사용하되 조사 시점에서의 산업을 사용하지 않고 1년 동안 가졌던 모든 직업에서 얻은 산업정보를 모두 이용하여 데이터를 재구성하여 사용한다. 그 방법에 대해서는 다음 장에서 상세히 기술하겠다.

III. 데이터 및 방법론

본 연구의 목적을 달성하기 위해서는 National Longitudinal Survey of Youth(NLSY)를 주데이터로 하며 PSID를 보조적으로 사용한다.⁹⁾ 이 분야에서 기존의 연구들이 사용한 데이터베이스 중의 하나인 NLS Young Men 데이터를 사용하는 것도 의의가 있겠으나 다음의 이유들로 NLSY Young Men보다는 NLSY가 더 낫다고 판단되었다. 첫째, NLS Young Men이나 NLSY나 그 기본 조사 취지는 사실상 같은데 NLS Young Men은 1981년에 이미 조사가 종결된 데 반해 NLSY는 1979년에 시작한 이래 아직도 조사가 진행 중이어서 상대적으로 최근의 데이터를 사용할 수 있는 장점이 있다. 둘째, 기존의 연구들이 대부분 남성 표본만을 사용한 데 반해, 현 연구에서는 남녀 데이터를 모두 사용하고자 하는바 NLSY는 이런 욕구를 충족시켜 준다.¹⁰⁾

9) 왜 NSLY가 주가 되고 PSID가 보조적인 데이터가 되는가는 차후에 설명될 것이다. 이상적으로는 한국 데이터까지를 포함하여 분석하는 것이 바람직하겠지만 현 연구 목적과 관련하여 한국 데이터를 사용하기에는 무리가 따른다. 경기변동상 변화하는 산업내 노동력 구성의 변화를 통제하면서 산업별 실질임금의 경기순응성을 추정하기 위해서는 개별 근로자들의 임금 및 고용에서의 제 특성들을 장기간 추적 관찰하여야 하는데 그 기간이 적어도 1회의 주요(major) 경기순환 과정을 관찰할 수 있는 기간이어야 한다. 비록 한국에도 대우패널, 한국노동패널 등 일부 패널데이터가 존재하나 그 관찰 기간이 짧아 아직은 이 주제를 연구하기에는 불충분하다고 판단되었다.

10) McLaughlin and Bils(2001)만이 남녀 데이터를 모두 사용했지만 남녀별로 분석하지 않고 합성(pool)하여 분석하였다.

1. 데이터 만들기

SWW 변수의 장기근속자 내지 장기근속 직업 과다추출하는 경향은 이미 앞서 지적하였다. 이 표본선택의 편이가 산업별 실질임금의 경기순응성을 추정하는 데에 있어서 얼마나 심각한 문제를 초래하는가를 판단하기 위한 가장 직접적인 방법은 조사 시점에는 없었던 단기성 직업들을 포함시켰을 때와 포함시키지 않았을 때 산업별 실질임금의 경기순응성이 얼마나 달라지는가를 직접 추정·비교해 보는 것이다. 이를 수행하기 위해서는 특수한 형태의 패널정보가 필요하다. 즉 표본 기간 내에서 개개인들이 실제로 일했던 직업들은 아무리 짧게 일했다라도 모두 읽어 낼 수 있어야 한다. 보다 구체적으로는 개개인이 가졌던 모든 직업들의 시작과 종료 시점, 해당 임금 및 산업정보를 알 수 있어야 한다.

NLSY는 지난 인터뷰 시점 이래로 가졌던 직업을 다섯 개까지 보고하고 있다. 또한 NLSY는 각각의 직업에 대해 시작과 종료 시점을 주(week) 단위로 보고하고 있으며 각 직업별 임금과 주당 근로시간 및 산업정보를 보고하고 있다. 이 정보들을 이용하여 현 연구에서는 AHE 변수를 다시 만들어 낸다. 기존에 NLSY가 보고하고 있는 AHE를 그대로 사용하지 않고 다시 재구성하여 만들어 내는 이유 중의 하나는 앞서 언급했듯이 산업의 오분류 문제를 해결하기 위함이다. 즉 AHE를 종속변수로 하고 조사 시점에서 추출한 산업변수를 설명변수로 할 때에는 산업의 오분류로 인해 발생하는 문제와 표본의 선택성 문제가 동시에 발생하기 때문에 Bils(1985), Keane(1993), McLaughlin and Bils (2001) 등의 기존의 연구에서 나타나는 표본의 선택성 문제가 얼마나 심각한가를 검증하기가 힘들다. 다시 말해 SWW 표본의 선택성 문제를 검증하기 위해서는 SWW로부터 계산된 추정치와 보다 대표성이 있는 AHE로부터 계산된 추정치를 비교하는 것인데 후자를 사용함에 있어서는 '특정 연도에 있어서의 산업 코드'를 다시 정의하여 사용해야 할 것이다. 특정 연도에 가졌던 복수의 직업들의 산업 코드들이 다를 수 있기 때문이다. 산업의 오분류 문제로부터 자유로운 AHE 변수의 제조 과정은 다음과 같다. 우선 특정 연도 내에 가지고 있었던 직업들이 속한 산업들이 모두 같은 경우만을 대상으로 한다. 다음으로 개인별로 매 연도의 1주차부터 52주차 사이에서 관찰되는 모든 직업들의 근속 기간을 유도해 낸다. 다음 단계로 직업별 근속기간과 직업별 주당 근로시간을 곱하고 이를 가중치로 이용하여 직업별 임금을 가중평균한다. 이러한 방식으로 계산된 변수를

지금부터는 '유도된 AHE'라고 하자.

NLSY는 예산 제약상 1995년과 1997년에는 조사를 실시하지 않았다. 따라서 자료를 매년 일관성 있게 사용할 수 있는 연도는 1993년(즉 1994년 조사)까지이다. 다행히도 1996년, 1998년, 2000년도에는 작년이 아니라 지난(2년 전) 인터뷰 시점 이래로 가지고 있었던 직업들을 모두 조사했기 때문에 여전히 조사를 하지 않은 연도들에 대해서도 직업에 대한 정보를 일관되게 얻을 수 있었다. 물론 위에 언급한 방식으로 유도된 AHE를 1995년과 1997년에 대해서도 얻을 수 있지만 두 연도에 대해서는 SWW는 정의되지 않는다. 단순히 조사를 실시하지 않았기 때문이다. 이 두 연도에 있어서의 SWW 변수를 얻어내기 위해서는 개개인의 조사 시점이 각각 그 이전 연도의 조사 시점과 같다고 가정한다. 결과의 건강성을 위해 두 연도의 개인별 조사 시점이 각각 그 다음 연도의 조사 시점과 같다고 가정을 하고 분석을 해도 제IV장에서 제시하는 결과에는 차이가 없었다. 이는 SWW의 표본의 선택성에 영향을 미치는 요소는 특정 시점에서 장기근속자를 추출한다는 사실이지 그 시점이 언제인가는 별로 중요하지는 않다는 사실을 시사한다. 최종 표본에는 자영업자 및 학생은 제외되었으며 연간 근로시간은 최소 100시간 이상인 근로자들만을 포함하였다.

이상의 데이터 제조 과정은 PSID에 대해서도 유사하게 적용해 볼 수 있다. 그러나 PSID에서는 각 직업의 근속기간이 주가 아니라 월 단위로 되어 있어서 다소 부정확하며 보다 심각하게는 각 직업별 근로시간에 대한 정보가 없다. 나아가 부직(extra job)에 대한 정보를 직업별로 나와 있지 않고 연도별로 통합하여 보고하고 있다. 또한 직업별 근속기간을 월별로나마 보고한 기간도 1985~97년(조사 연도 기준)으로 다소 짧아 관찰치들을 충분히 확보하지 못함으로써 산업별 실질임금의 경기순용성에 대한 추정치들도 대부분 유의하지 않게 나타났다. 이에 현 연구에서는 일단 NLSY를 주 데이터로 하여 분석·보고하며, 필요하다고 판단될 경우마다 PSID로부터 얻은 결과를 보충적으로 제시한다.

2. 추정방법

SWW나 유도된 AHE로 실질임금의 경기순용성을 추정할 때에 사용되는 임금함수의 기본형은 다음과 같다.

$$\log W_{it} = \gamma_t + \delta' Z_i + \eta' X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

여기서 W_{it} 는 개인 i 의 t 년도에 있어서의 명목임금률을 소비자물가지수(consumer Price Index)로 나눈 값이고, γ_t 는 연도효과를, Z_i 는 시간의 경과에도 변하지 않는 개인 고정효과를 (완료된 교육연수, 성, 인종, 능력, 근로동기 등 모든 관찰 가능한 혹은 불가능한 변수들의 벡터), X_{it} 는 시간의 경과에 따라 변하는 개인특성들을, 그리고 u_{it} 는 오차항을 나타낸다. 흔히들 관찰할 수 없는 개인고정효과를 제거하기 위해 1차차분(first-differencing)을 하는데 그 결과 다음과 같은 등식이 성립할 것이다.

$$\Delta \log W_{it} = \Delta \gamma_t + \eta' \Delta X_{it} + \Delta u_{it} \quad (2)$$

여기서 ΔX_{it} 에는 총 경력(experience)과 현 직장에서의 근속연수(tenure)만이 포함되며, Z_i 는 차분과정에서 모두 제거된다.

한편 개개인이 받는 임금에 있어서의 연도효과는 장기적인 추세와 관련된 부분과 그 추세를 따라 변하는 단기적인 변동분으로 나누어 볼 수 있다.

$$\gamma_t = \mu_1 + \mu_2 t + \mu_3 t^2 + \mu_4 UR_t + v_t \quad (3)$$

여기서 UR_t 는 t 연도의 실업률로서 경기변동지수로 사용된다. 등식 (3)을 1차차분한 후 등식 (2)에 대입하면

$$\Delta \log W_{it} = (\mu_2 - \mu_3) + 2\mu_3 t + \mu_4 \Delta UR_t + \eta' \Delta X_{it} + (\Delta v_t + \Delta u_{it}) \quad (4)$$

Amemiya(1978)를 포함하여 많은 연구들에서 지적되었듯이 등식 (4)를 단순히 최소자승법으로 추정하면 추정치의 표준오차는 작은 방향으로 편의를 갖게 된다. 그것은 등식 (4)의 오차항은 개인들간에는 공통인 연도효과(Δv_t)의 존재로 말미암아 같은 연도 안에서 서로 상관관계를 맺고 있기 때문이다. 이에 따라 Solon, Barsky, and Parker(1994), Devereux(2000) 등의 연구에서처럼 등식 (4)를 2단계로 나누어서 추정한다. 제1단계에서는 등식 (2)를 최소자승법으로 추정한다. 이 첫 단계에서 $\Delta \gamma_t$ 는 연도더미변수의 계수를 말한다. 연도효과에 대한 추정 결과는 다음과 같은 등식에 의해 표시된다.

$$\Delta \hat{\gamma}_t = \Delta \gamma_t + e_t \tag{5}$$

즉 추정된 연도효과는 진정한 연도효과와 추정오차의 합으로 표시될 수 있다. 결국 추정된 연도효과란 개인의 총 경력과 현 직장에서의 근속기간을 통제한 후의 연도별(전 연도 대비) 평균 임금 변화에 대한 시계열 데이터를 말한다. 이 시계열 데이터를 가지고 실질임금의 경기순용성을 추정하기 위해서는 등식 (3)을 1차차분한 후 등식 (5)에 대입한다.

$$\Delta \hat{\gamma}_t = (\mu_2 - \mu_3) + 2\mu_3 t + \mu_4 \Delta UR_t + (\Delta v_t + e_t) \tag{6}$$

등식 (6)에 최소자승법을 적용함으로써 실질임금의 경기순용성 계수 (μ_4)를 추정할 수 있다. μ_4 의 값이 음이라는 것은 실질임금이 경기순용적이라는 것을 의미하며, 반대로 양이면 실질임금이 경기역행적임을 나타낸다.

등식 (6)에 근거하여 실질임금의 경기순용성을 효율적으로 추정하기 위해서는 복합오차항(composite error term)이 고전적인 회귀모형의 가정들을 만족하는가를 검증해야 한다. 시계열 상관관계뿐만 아니라 이분산성을 검토해 봐야 하는데 사전적으로 오차항이 이분산적일 수 있다는 논거가 있다.¹¹⁾ 이 이분산성은 진정한 연도효과(γ_t)를 모르고 이에 대한 추정치를 사용함으로써 추정오차(measurement error, e_t)가 발생하기 때문이다. 이 추정오차는 각 연도별 관찰치 수와 역의 상관관계에 있다. 과연 등식 (6)의 복합오차항이 이분산성을 갖는가를 검증하려면 제2단계에서 최소자승법을 적용하여 얻은 잔차를 제공한 후 이를 상수항과 연도별 관찰치 수의 역수에 회귀시킨다. 그 결과 상수항보다 기울기 계수가 더 유의미하게 추정될수록 등분산 가설이 기각되며 기울기 계수보다 상수항이 더 유의하게 추정될수록 등분산 가설이 채택된다.

현 연구의 궁극적 관심은 실질임금의 경기순용성을 산업별로 추정하는 것이다. 이는 위의 방법을 약간만 수정해서 적용할 수 있다. 제1단계에서는 등식 (2)를 최소자승법으

11) Amemiya(1978)는 제2단계에서 오차항의 시계열 상관관계와 이분산성을 고려하여 유도된 일반화된 최소자승 추정량(Generalized Least Squares)은 등식 (4)에 근거하여 오차항의 시계열 상관성과 이분산성을 고려하여 단 한 단계로 유도된 일반화된 최소자승 추정량과 같다는 것을 증명하였다. 그러나 실용적인 측면에서 볼 때 한 단계로 일반화된 최소자승 추정량을 추정하지 않는 이유는 그 계산이 지나치게 복잡하기 때문이다.

로 추정함에 있어서 X_{it} 변수 외에 연도 더미를 산업별로 포함시켜야 할 것이다. 이 단계를 통해 총 경력과 현 직장에서의 근속연수가 통제된 산업별 평균 임금에 대한 시계열 자료를 얻어낸다. 일단 산업별로 시계열 데이터를 얻어내면 제2단계는 전과 동일하다.

그렇다면 기존의 연구들은 어떤 추정 방법을 택하였는가? 우선 Ziliak et al.(1999)과 McLaughlin and Bils(2001)는 기본적으로 등식 (4)에 최소자승법을 적용하여 추정하였다. 따라서 이들이 유도해 낸 추정치의 표준오차는 과소평가되어 있다. Bils(1985)는 등식 (4)에서 동일 연도 내에 있는 개인들의 오차항들이 서로 상관관계를 가지며 개인의 오차항이 시계열 상관관계를 가질 수 있음을 의식하고 등식 (4)에 근거하여 일반화된 최소자승법(Generalized Least Squares)을 적용하였다. 결국 이 세 연구들은 기본적으로는 개인고정효과를 1차차분(first-differencing)의 방법으로 제거함으로써 산업내 노동력 구성의 변화 효과로부터 자유로운 산업별 실질임금의 경기순응성을 추정하였다. 한편 Keane(1993)은 1차차분에 의한 방법이 여전히 산업별 경기순응성의 추정치에 편의를 가져다 줄 수 있음을 주장하고 산업별 임금함수와 산업선택확률모형을 동시에 최우추정법으로 추정하였다. 본 연구를 포함하여 실질임금의 경기순응성에 대한 대부분의 기존의 연구들이 1차차분 방법에 의존하고 있으므로 여기서도 앞서 제시한 추정방법에 의존한다. 그러나 결과의 건강성을 위해 <부록>에서는 Keane(1993)의 모형을 아울러 추정·보고한다. 어느 방법론을 따르든지 보고의 간결성을 위해 실업률 변화의 계수, 즉 경기순응성에 대한 추정치들만을 보고하겠다.

IV. 추정 결과

1. 요약 통계

조사 시점에 있었던 직업들의 표본의 선택성은 조사 시점에 없었던 직업들이 존재하기 때문이므로 <표 1>에서는 그 두 '종류'의 직업을 관찰치 수(1행과 4행), 임금(2행과 5행) 그리고 근속기간(3행과 6행) 면에서 비교한다. 첫째, 남성(여성)의 경우 조사 시점에 없었던 직업의 수는 17,712(15,588)개로서 조사 시점에 있었던 직업의 수의 26.2%(25.9%)

〈표 1〉 요약 통계: 조사 시점에 있었던 직업과 없었던 직업들의 특성비교

		남 자	여 자
조사 시점에 있었던 직업들	관찰치 수 (연도-사람)	67,482	60,135
	평균 로그 실질임금	1.884 (0.590)	1.706 (0.565)
	평균 근속기간(월)	26.33	26.54
조사시 점에는 없었던 직업들	관찰치 수 (연도-사람)	17,712 [26.2%]	15,588 [25.9%]
	평균 로그 실질임금	1.580 (0.535)	1.418 (0.523)
	평균 근속기간(월)	4.00	3.94

주: 추정치들은 NLSY의 1978~98년 기간에 해당. 평균 임금은 개개인의 실질임금에 로그를 취한 값을 평균한 것임. 특정 개인이 특정 연도에 조사 시점에 없었던 직업들을 여러 개 가지고 있는 경우 연도 내의 각 직업의 근속기간과 근로시간을 이용하여 가중평균하였음. 자영업자들은 제외되었음. 소괄호 속의 수치들은 표본표준편차를 나타내며, 대괄호 속의 수치들은 조사 시점에 없었던 직업 총수(연도-개인으로 표시한)의 조사 시점에 있었던 직업 총수에 대한 비율을 의미함.

에 해당한다. 이 조사 시점에 없었던 직업의 수에 대한 이 수치들은 연도-개인별 관찰치 수를 의미하기 때문에 실제의 직업 수를 과소평가하고 있다. 즉 미조사 시점에 있었던 직업의 수가 한 해에 2개 이상 있었던 경우도 개인-연도별 관찰치 수에는 1개로만 계상된다. 이 수치들은 조사 시점에 없었던 직업 규모가 상당하다는 것을 나타낸다.¹²⁾ 둘째,

12) 다른 한편 이 수치들은 조사 시점에 없었던 직업들의 규모를 과대평가하기도 한다. 그것은 NLSY 표본에 있는 근로자들은 PSID 표본에 있는 근로자들과 비교하여 평균 연령이 낮으며 전직률은 높고 평균 근속기간은 짧기 때문이다. 현 연구에서는 보다 대표성이 있는 PSID 데이터로 앞서 언급한 방법과 유사한 방법으로 1984~96 기간에 대해 데이터를 정리하여 보았다. 이 기간은 개개인이 일을 했던 모든 직업들에 대한 정보를 월 단위로 추출할 수 있는 가장 긴 기간이다. 그 결과 남성(여성) 경우 조사 시점에 없었던 직업의 수는 1,375(1,702)개로서 조사 시점에 있었던 직업의 수 6.4%(8.5%)에 해당한다. 예상했던 대로 PSID 표본의 평균 연령은 NLSY 데이터의 그것보다 상대적으로 높아서 보다 안정적인 직업을 가진 사람들의 비중이 높기 때문에 조사 시점에 없었던 직업들의 규모는 상대적으로 작게 나타났다. 그러나 그 규모 역시 무시할 정도는 아니며, 나아가 이를 무시했을 경우 실질임금의 경기순응성이 얼마나 영향을 받을 것인가는 사후적으로 검토해 봐야 할 성격의 것이다. 나아가 PSID 데이터로 계산된 조사 시점에 없었던 직업의 규모는 실제의 규모를 과소평가하는 경향이 있다. 그 이유는 PSID로 수치를 얻어내는 과정에서 정보의 제약상 주직(main job)만을 고려했지 부직(extra job)들은 고려할 수 없었기 때문이다.

남녀 모두에 대해서 평균 임금은 조사 시점에 있었던 직업에서 더 높다. 셋째, 남녀 모두에 있어서 근속기간은 조사 시점에 있었던 직업들에서 훨씬 더 크게 나타난다.¹³⁾ 남녀 모두 조사 시점에 있었던 직업들의 평균 근속기간은 약 26개월인 데에 비해 조사 시점에 없었던 직업의 평균 근속기간은 약 4개월이다.¹⁴⁾ 요약하면 조사 시점에 없었던 직업들은 조사 시점에 있었던 직업들과 비교하여 근속기간이 짧고 평균 임금이 낮으며 그 규모는 무시하지 못할 수준이다. 이는 연구의 대상을 SWW로 한정할 경우 표본의 선택에 의한 추정치의 편이가 발생할 수 있음을 의미한다.¹⁵⁾ 이어서는 이 표본 선택에 의한 편이가 어느 정도가 되며 그 편이의 정도가 산업별로 다른가를 검토한다.

2. 일반적인 발견들

<표 2>에서는 실질임금의 경기순응성을 산업별로 분석하기 이전에 SWW 변수가 얼마나 경기역행적으로 편의를 갖는가를 보고하며 그 추정과 관련된 계량경제학적 이슈들을 간단히 정리해 본다. 우선 <표 2>에서는 SWW(제1행), 조사 시점에 없었던 직업들에서 유도한 임금률(제2행), 그리고 유도된 AHE(제3행)로 추정한 경기순응성을 남녀 별로 보고하고 있다. 일단 제 3열과 제 4열의 추정치들은 제외시키고 논의하자.

우선 제3행의 추정치들을 보면 유도된 AHE는 상당히 경기순응적으로 움직임을 알 수 있다. 즉 실업률이 1% 증가할 때 실질임금은 남·녀 각각의 경우 약 1.8% 및 1.0% 감소하는 것으로 나타난다.¹⁶⁾ 제2행의 추정치들을 보면 조사 시점에 없었던 직업들에서

13) 직업의 근속기간을 계산함에 있어서 완료된 기간뿐만이 아니라 우측절단된 기간들도 포함하였다.

14) PSID 경우 NLSY와 마찬가지로 남녀 모두에 대해서 평균 임금은 조사 시점에 있었던 직업에서 더 높으며, 근속기간은 조사 시점에 있었던 직업들에서 훨씬 더 크게 나타난다. PSID 남자의 경우 조사 시점에 있었던 직업들의 평균 근속기간은 48개월인 데에 비해 조사 시점에 없었던 직업의 평균 근속기간은 4.4개월이다. 그 차이는 PSID 여성의 경우 더 크게 나타난다. 결국 비록 NLSY보다는 조사 시점에 없었던 직업의 규모가 상대적으로 작으나 PSID 데이터에서도 조사 시점에 없었던 직업들은 조사 시점에 있었던 직업들과 비교하여 평균 임금이 낮으며 근속기간은 짧다. 과연 6.4%(8.5%)의 근속기간이 짧은 직업들이 이들을 고려하지 않았을 경우 실질임금의 경기순응성이라는 면에서 얼마나 큰 영향을 미칠 것인가는 실증적으로 판단되어야 할 것이다.

15) 이 시점에서 독자들은 다시 한번 실질임금의 경기순응성은 임금이 낮은 그룹일수록 더 크게 나타난다는 점을 상기할 필요가 있다(예를 들어 Bills(1985)).

16) 실질임금의 경기순응성이 여성보다 남성에게 있어서 더 크게 나타나는 것은 Blank((1989),

〈표 2〉 실질임금의 경기순응성

	공식 실업률		실제 실업률	
	남 자	여 자	남 자	여 자
SWW	-0.0119 (0.0072)	-0.0079 (0.0080)	-0.0101 (0.0071)	-0.0076 (0.0074)
조사 시점에는 없었던 직업들로부터 계산된 임금률	-0.0292*** (0.0041)	-0.0136*** (0.0049)	-0.0288*** (0.0039)	-0.0131** (0.0048)
유도된 AHE	-0.0179*** (0.0038)	-0.0101** (0.0048)	-0.0175*** (0.0031)	-0.0099** (0.0038)

주: 표본기간은 NLSY의 1978~98이며, 실제 실업률이란 개인별로 연중 실제로 일한 기간에 해당하는 월별 실업률들을 평균한 것. 괄호 안의 수치는 표준오차. **와 ***는 각각 5%와 1%에서 유의한 추정치들을 나타냄.

얼은 임금은 상당히 경기순응적이고 추정치들이 통계적으로도 매우 유의함을 알 수 있다. 이에 비해 SWW의 경기순응성은 상대적으로 약하며 통계적으로 유의하지도 않다. 결국 SWW는 (근속기간이 짧은) 조사 시점에는 없었던 직업들을 제외시킴으로써 표본 선택에 의한 편의를 보임을 알 수 있다. 한편 남자의 경우 SWW와 AHE의 경기순응성이 같다는 가설은 10% 유의수준에서 기각되지만¹⁷⁾ 여자의 경우 두 변수의 경기순응성이 같다는 가설은 10% 유의수준에서 기각될 수 없다. 그러나 비록 통계적 유의성은 없지만 여자의 경우도 AHE의 추정치는 절대값 면에서 SWW의 추정치보다 약간 더 크게 나타남을 알 수 있다. 요약하면 남녀 모두에 있어서 SWW의 표본의 선택성은 나타나지만 남성에게 있어서 더 심각하게 나타난다.

여기서 몇 가지 계량경제학적인 이슈를 짚고 넘어가야 할 것이다. 우선 제2단계 최소자승법의 제2단계에서 사용되는 시계열 데이터를 제1단계에서 얻어낸 연도별 관찰치 수로 가중치를 부여하는 것이 효율적인지를 검토해야 한다. 전술한 바대로 제2단계에서 최소자승법으로 얻어낸 잔차를 제공하여 상수항과 연도별 관찰치 수의 역수에 회귀시킨 결과 모든 경우에 대해 상수항은 통계적으로도 무의미할 뿐만 아니라 계수의 값이 매우 작은 반면, 기울기 계수는 통계적으로 유의미할 뿐만 아니라 그 크기가 상수항에 비해 매우 크게 나타났다. 이는 제2단계에서 연도별 관찰치 수를 이용하여 가중최소자승법

Tremblay(1990), Solon, Barsky, and Parker(1994) 등의 연구들과도 일치한다.

17) 그 검증하기 위해서는 우선 SWW와 AHE의 경기순응성을 추정하는 과정의 제1단계에서 각각의 시계열 데이터를 얻어낸다 후 그 두 시계열 변수의 차이를 연도와 실업률 변화에 회귀시키고 실업률 변화의 계수에 대한 유의성 검증을 하면 된다.

을 적용하는 것이 효율적임을 시사한다. 아울러 제2단계에서 최소자승법으로 유도된 잔차는 시계열 상관관계를 보이지 않았다. 이 결과는 <표 2>에서 뿐만이 아니라 차후의 산업별 추정치를 얻는 과정에서도 그대로 나타났다.

또 다른 이슈는 실질임금의 경기순응성을 추정함에 있어서 12개월 동안의 실업률을 평균하여 계산된 공식 실업률보다는 개개인들이 실제로 일한 월들에 해당하는 실업률들만을 평균해서 사용하는 것(지금부터 이를 실제 실업률이라고 하자)이 타당하다는 주장으로 이는 이미 Keane, Moffit, and Runkle(1988, 1245~1246)에 의해 주장된 바가 있다. 이들에 의하면 일하지 않은 달의 실업률은 대개 일한 달의 실업률보다 높으므로 공식 실업률은 실제 실업률보다 더 변동이 심하며 따라서 공식 실업률을 사용할 경우 실질임금의 경기순응성은 영(0)의 방향으로 편의를 갖는다는 것이다. 바로 이 이유로 그들과 Keane(1993)은 조사 시점에서 추출한 임금률을 더 선호했었다. 그러나 Abraham and Haltiwanger(1995: 1259)도 지적하였듯이 보다 많은 개월을 걸쳐서 평균을 낼수록(공식 실업률에서처럼) 연간 실업률의 분산은 더 작아지므로 Keane et al.가 주장하는 것처럼 공식 실업률을 사용할 때 추정치가 반드시 영의 방향으로 편의를 갖는 것은 아니다. 실제로 어느 효과가 더 큰지를 실증적으로 검증해 보고자 모든 개인-연도에 해당하는 실제 실업률을 유도하여 추정해 본 결과¹⁸⁾ <표 2>의 제 3, 4열에 제시되어 있는 것처럼 비록 추정치들은 전반적으로 약간 (절대값 면에서) 작아지기는 하나 위에서 얻은 모든 결론들은 그대로 유지됨을 알 수 있다. 이는 일견 Keane et al.의 주장이 틀렸다는 것을 말하는 것처럼 보일 수도 있으나 사실 정확한 실업률을 유도해 내는 과정에서 발생하는 측정오차(measurement errors)를 고려하면 어떠한 결론도 단정적으로 내리기는 힘들다. 즉 정확한 실업률을 얻기 위해서는 개개인이 특정 연도에 실제로 일한 월들을 유도해 내야 하는데 이 근속기간에 오차가 발생할 경우 곧 실제 실업률에 오차가 발생하게 되며 이는 바로 실질임금의 경기순응성을 희석시키기(attenuate) 때문이다. 비록 이러한 문제들을 안고는 있지만 실제 실업률을 사용하여도 조사 시점에서 얻은 임금률(SWW)은 경기역행적인 방향으로 편의를 갖는다는 결론에는 변함이 없다.¹⁹⁾ 특히 실제 실업률을

18) SWW에 해당하는 실제의 실업률이란 조사 시점이 속한 달의(계절조정된) 실업률을 말하며, AHE에 해당하는 실제 실업률이란 실제로 일한 달들에 해당하는 월별 실업률들의 평균을 말한다. 또한 실제 실업률을 사용할 경우 2단계 최소자승법은 사용할 수 없다. 같은 연도 내에서도 개인마다 실업률이 모두 다르기 때문이다. 따라서 등식 (4)에 최소자승법을 적용하여도 추정치의 표준오차의 편의 문제는 발생하지 않는다.

19) 현 연구에서는 이상의 분석을 앞서 언급한 PSID 표본에 대해 수행하여 보았다. 주당 근로

사용할 경우 남자 표본에 있어서는 SWW의 경기순응성과 유도된 AHE의 경기순응성이 같다는 가설은 5%에서도 기각된다. 이어서 이러한 편위의 정도가 산업별로 다르게 나타나지를 검증한다. 이 작업은 본 연구 목적상 매우 중요하다. 전술한 바와 같이 만약 그 편위가 저임금 산업보다 고임금 업에서 더 크게 나타난다면 SWW를 사용한 기존의 연구들은 모두 산업간 임금격차를 경기역행적인 방향으로 편위를 가지면서 추정된 셈이 되기 때문이다. 따라서 이를(유도된 AHE를 사용함으로써) 바로잡을 경우 실질임금은 기존 연구들에서 나타나는 것과 비교하여 저임금 산업보다 고임금산업에서 훨씬 더 경기순응적으로 움직여서 분단노동시장 가설의 주장을 지지하지 않는 방향으로 작용할 것이다.

3. 산업별 실질임금의 경기순응성

우선 현 연구의 직접적인 연구 주제인 산업별 실질임금의 경기순응성을 분석하기 전에 산업별 임금수준을 <표 3>에서 정리하였다. 제1열부터 3열까지의 수치는 노동통계국(Bureau of Labor Statistics)에서 비농가 부문의 고용주들로부터 생산직 및 비감독직 근로자들의 임금률을 획득하여 기록한 수치들이고, 제4열과 5열의 수치들은 본 연구에서 채택한 NLSY 표본으로부터 계산된 것이다. 우선 BLS 데이터를 보면 산업별 평균 임금의 순위는 수십년 동안 거의 바뀌지 않았음을 알 수 있다. NLSY 데이터로 계산된 산업별 평균 임금의 순위는²⁰⁾ 대략적으로는 BLS의 그것과 일치하지만 일부 산업의 순위는 다르게 나타남을 알 수 있다. 특히 금융·보험·부동산 산업의 평균 임금은 NLSY에서 매우 크게 나타나는데 이는 주로 NLSY와는 달리 BLS에서는 감독직을 제거했기 때문이다.

어둡게 칠한 산업들은 총 고용에서 차지하는 비중이 상대적으로 높은 4개의 산업들을 나타낸다. 예를 들어 가장 최근(2002년)의 Current Population Survey(CPS) 조사에 의하

시간에 대한 정보가 없으므로 AHE를 유도할 때에는 직업별 임금률을 단순히 연도 내의 각 직업의 근속기간만을 이용하여 가중평균하였다. 그 결과 공식 실업률을 사용하였을 경우 SWW의 경기순응성은 -0.0095 (표준오차= 0.0100)인 데에 반해 유도된 AHE의 경기순응성은 -0.0135 (표준오차= 0.0089)이었다. 한편 실제 실업률을 사용할 경우 해당 수치들은 각각 -0.0066 (표준오차= 0.0092)와 -0.0120 (0.0086)로 나타났다. 모든 추정치들은 통계적으로는 유의하지 않지만 앞서 NLSY 표본에서 관찰된 패턴들은 대체로 유지되고 있다. 보고의 간결성을 위해 생략하겠지만 이 결론은 PSID 여성 표본에 대해서도 성립된다.

20) 평균 임금이 1991년의 BLS 데이터보다 NLSY에서 훨씬 낮게 나타나는데 이는 무엇보다도 NLSY 표본의 근로자들의 평균 연령이 매우 낮기 때문이다.

<표 3> 산업별 평균 임금

	BLS: 생산직 및 비감독직의 AHE			NSLY: 1979~98 평균	
	1971	1981	1991	남 자	여 자
건설업	4.06	10.04	14.19	9.24	8.13
광업	4.21	9.7	13.2	9.79	8.49
내구재	3.64	7.55	11.15	8.02	6.67
도매업	3.27	7.19	10.44	8.27	6.21
비내구재	3.22	6.31	10.39	11.17	7.90
금융·보험·부동산	3.04	6.41	10.23	7.74	6.65
서비스	2.60	5.25	6.94	6.09	5.09
소매업				9.19	7.93
정부				5.12	4.58
농업					

주: Bureau of Labor Statistics, National Longitudinal Survey of Youth의 원자료를 필자가 재구성.

면 남녀를 합한 총 임금근로자 중에서 차지하는 산업별 고용비중은 서비스 산업이 40.8%로 가장 높고 그 다음으로는 소매업(18.1%), 내구재(8.6%), 건설업(7.6%)이다. 이 순위는 현 연구에서 사용한 NLSY 데이터의 표본 기간인 1979~98년 기간에서도 그대로 지켜진다. 한편 NLSY 데이터로 이 네 산업에서의 남녀별 고용비중을 보면 남자의 경우 총 남성 고용의 24%가 서비스업에 종사하였으며 그 다음으로는 소매업(18.7%), 내구재(14.0%), 건설업(10.5%) 순이며, 여자의 경우 서비스(45.9%), 소매업(21.4%), 내구재(5.2%), 건설업(0.7%) 순으로 나타나, 남녀간 분포의 차이가 이 네 산업에서 첨예함을 알 수 있다. 이 네 산업의 평균 임금 순위는 BLS 데이터와 NLSY 데이터 모두에서 일관성 있게 나타난다는 것이다.

<표 4>에서는 Ziliak et al. 등의 방법을 따라 NLSY에서 직접 보고하고 있는 평균 시간당 임금률(AHE)을 그대로 종속변수로 하고 조사 시점에서 가지고 있었던 산업정보를 설명변수로 사용할 경우 앞서 언급한 산업의 오분류 문제와 관찰치들의 누락 문제(표본의 선택성)가 얼마나 심각할 수 있는가를 예시한다.²¹⁾ 제2행의 수치들을 보면 남성의 경우 총 관찰치의 약 11%에 해당하는 산업이 잘못 분류됨을 알 수 있다. 즉 미조사 시점에 있었던 직업의 산업 코드와 일치하지 않는 경우가 매우 많다는 것이다. 여성 경우는

21) Ziliak et al. 외에도 AHE를 설명함에 있어서 조사 시점에서의 정보(산업, 노조가입 여부 등)를 사용한 연구들로는 Barlevy(2001), Beaudry and DiNardo(1991), Solon et al.(1994) 등을 들 수 있다.

〈표 4〉 산업의 오분류와 관찰치 누락의 심각성: AHE를 종속변수로 하고 조사 시점에서의 산업변수를 설명변수로 사용할 경우

	남 자	여 자
조사 시점에서 산업정보가 있는 관찰치 수 (연도-개인)	56,047	50,250
조사 시점에 없었던 직업과 산업이 맞지 않아 오분류된 관찰치 수(연도-개인)	6,012 (10.73)	4,866 (9.68)
조사 시점에 직업이 없어서 누락된 관찰치 수 (연도-개인)	5,572 (9.94)	5,792 (11.53)

주: 추정치들은 NLSY의 1978~98년 기간에 해당. 산업은 1단위에서 분류되었으며, 괄호 속의 수치들은 해당 수치의 조사 시점에 산업정보가 있는 관찰치들의 수에 대한 비율을 나타냄.

그 비율이 약 10%로 나타난다. 그러나 이 수치들은 실제의 규모를 과장할 수도 있다. 그것은 앞서 언급했듯이 NLSY의 젊은 근로자들은 노동의 이동이 매우 활발하여 산업간을 이동하는 횟수도 상대적으로 많게 나타날 수 있기 때문이다.²²⁾ 이에 따라 앞서 언급한 PSID 표본으로 1984~96년 기간에 대해 정리해 본 결과 남녀 각각의 경우 1.12% 및 1.46%로 나타났다. 그러나 이 수치는 또한 진정으로 오분류된 관찰치 수를 과소평가하고 있다. 그 이유는 앞서 언급하였듯이 PSID로 이 수치를 얻어낼 때에는 연간 가지고 있었던 주직(main job)들만을 고려했지 부직(extra job)들은 전혀 고려하지 않았기 때문이다. 사실 부직을 고려할 경우 각주 12)에서 언급한 조사 시점에 없었던 관찰치들의 수도 더 크게 증가할 것이다. 한편 제3행을 보면 누락된 관찰치 수는 NLSY의 남녀 각각의 경우 약 10% 및 12%로 나타난다. 이에 상응하는 PSID 표본상의 수치들은 각각 3.72%와 4.55%이다. 물론 여기서도 PSID 표본의 수치들은 실제의 규모를 과소평가하고 있고 NLSY 표본의 수치들은 실제의 규모를 과대평가하고 있다. 두 문제의 규모를 합하면 NLSY 경우 조사 시점의 총 관찰치 수의 약 21%에 해당하는 관찰치가 산업의 오분류나 변수의 누락문제(표본의 선택성 문제)를 안고 있으며, PSID 경우는 그 수치가 남녀 각각의 경우 4.84%와 6.01%에 이른다. 이 수치들은 이 두 문제의 규모가 적어도 관찰치의 수라는 측면에서 무시하지 못할 수준임을 보여주고 있다.

22) Neal(1999)는 일생 동안의 경력 중에서 상대적으로 젊을 때는 산업간을 이동할 확률이 높다고 하였다.

<표 5>와 <표 6>에서는 남녀별로 표본 선택에 의한 편의가 산업별로 얼마나 다를 수 있는가를 보여주고 있다. 이를 위해서는 AHE를 사용함에 있어서 연중 직업을 여러 개 가지고 있었던 관찰치라고 하더라도 그 직업들이 속한 산업이 같을 때만 사용함으로써 산업의 오분류 문제를 제거하고 있다. 이에 따라 SWW와 AHE의 추정치의 차이는 오직 표본의 선택성만을 반영한다. 물론 조사 시점에는 직업이 없었다고 하더라도 미조사 시점에 있었던 직업들의 산업이 같은 한 이 직업들로부터 AHE를 유도하여 사용하였다. 같은 연도 내에 가지고 있었던 모든 직업들이 속한 산업이 같을 때만 관찰치를 사용한다는 이 제약은 또 하나의 다른 표본의 선택성 문제를 초래할 수 있다. 그것은 같은 연도 내에서 산업을 바꾸는 근로자들을 제거하기 때문이다. 이러한 우려를 불식시키기 위해 같은 연도 내에서 산업이 다른 직업들이 있는 경우도 모두 사용하되 적절한 가중치를 부여하여 사용하는 방법도 채택하였다. 예를 들어 어떤 개인이 특정 연도에 1월부터 6월까지 A 산업에서 일을 했고 9월부터 12월까지 B 산업에서 일을 했을 경우 두 직업에서 얻은 시간당 임금을 모두 사용하되 각각에 0.6과 0.4의 가중치를 부여해서 사용한다. 그러나 이 방법과 산업이 다를 경우 관찰치를 버리는 방법 모두 추정된 산업별 실질임금의 경기순응성이라는 면에서는 차이가 없었다. 여기서는 보고의 간결성을 위해 보다 간단한 '버리는 방법'에 의한 결과만을 보고한다. PSID로는 이 단계를 진행할 수 없었다. 그것은 표본 기간이 짧은 관계로 대부분의 산업들에 대해서 조사 시점에 없었던 직업들의 수가 너무 작아서 선택성에 대한 검증을 수행할 수 없었으며, 나아가 조사 시점에 있었던 직업의 수조차도 산업별로는 너무 작아 추정치들이 유의하지 못하기 때문이다.

현 연구에서는 산업을 1단위로 분류하고 있는데 그 이유는 다음과 같다. 첫째, NLSY 데이터조차도 산업을 2단위에서 분류하여 사용하기에는 관찰치의 수가 너무 작다.²³⁾ 둘째, Okun(1973, 1980), McDonald and Solow(1985), Bulow and Summers(1986) 등 대부분의 분단노동시장 이론들은 제조업(특히 내구재)을 고임금 산업의 대표로 인용하고 있고 소매업과 소규모 서비스업을 저임금 산업의 전형으로 인식하고 있기 때문에 이러한 이론들에 대한 직접적 검증도 같은 1단위에서 이루어져야 할 것이다.

23) PSID의 조사 시점에서의 임금을 대상으로 1971~92년 기간에 대해 McLaughlin and Bils (2001)은 산업을 23개로 분류하여 추정하였다. 그들도 표본 수의 한계를 인식하여 남녀 데이터를 합성(pool)하였고 추정치도 산업별로 각기 얻어내지를 않고 산업별 실질임금과 산업별 고용증가를 간의 상관관계를 추정하였다. 그러나 많은 연구들이 지적하듯이 실질임금의 경기순응성은 남녀 사이에 차이가 나서 데이터를 남녀간에 합성한다는 것은 또 하나의 다른 통합에 의한 편의(aggregation bias)를 낳게 된다.

<표 5> 산업별 실질임금의 경기순응성: 남자

산업	공식 실업률		실제 실업률	
	SWW	유도된 AHE	SWW	유도된 AHE
농업	0.0177 (0.0107)	0.0061 (0.0082)	0.0191 (0.0099)	-0.0010 (0.0080)
광업	-0.0062 (0.0150)	-0.0208 (0.0143)	-0.0044 (0.0141)	-0.0250 (0.0146)
내구재 제조업	-0.0136** (0.0050)	-0.0163*** (0.0043)	-0.0124** (0.0046)	-0.0164*** (0.0044)
비내구재 제조업	-0.0008 (0.0067)	-0.0069 (0.0051)	0.0020 (0.0060)	-0.0073 (0.0051)
건설업	-0.0185** (0.0068)	-0.0251*** (0.0053)	-0.0144** (0.0063)	-0.0277*** (0.0053)
교통·통신·공익	-0.0091 (0.0071)	-0.0118 (0.0063)	-0.0075 (0.0066)	-0.0110 (0.0063)
소매업	-0.0124** (0.0046)	-0.0106*** (0.0036)	-0.0099** (0.0042)	-0.0096** (0.0036)
도매업	-0.0137 (0.0082)	-0.0124 (0.0071)	-0.0068 (0.0076)	-0.0115 (0.0070)
금융·보험·부동산	-0.0204 (0.0112)	-0.0225** (0.0091)	-0.0199 (0.0101)	-0.0221** (0.0091)
서비스업	-0.0195*** (0.0043)	-0.0207*** (0.0035)	-0.0166*** (0.0039)	-0.0209*** (0.0035)
정부	-0.0104 (0.0083)	-0.0229*** (0.0079)	0.0027 (0.0074)	-0.0197** (0.0079)
가중상관계수	-0.25	-0.51	-0.19	-0.48

주: 추정치들은 NLSY의 1978-1998 기간에 해당. 괄호 안의 수치들은 표준오차를 나타냄.
와 *는 각각 5%와 1%에서 유의한 추정치들을 나타냄.

공식 실업률을 사용하든 실제 실업률을 사용하든 SWW의 표본의 선택성은 저임금 산업보다는 고임금 산업에서 더 크게 나타난다. 예를 들어 실제 실업률을 사용할 경우, 유도된 AHE로 계산된 추정치를 SWW로 구한 추정치로 나눈 값은 내구재 제조업과 건설업의 경우 각각 1.32와 1.92인 데에 비해 소매업과 서비스업에서는 각각 0.97과 1.26으로 나타났다. 공식 실업률을 사용하여도 유사한 패턴이 관찰된다. 한편 공식 실업률을 사용하든 실제 실업률을 사용하든 SWW와 AHE로 계산된 추정치들의 값이 모든 산업에서 다 같다는 가설은 5% 유의수준에서 기각된다.

11개의 모든 산업들을 바탕으로 일반적인 결론을 유도해 내기 위해서는 산업별 추정치와 산업별 평균 임금과의 상관관계를 각 산업이 총 고용에서 차지하는 비중을 이용하여 가중치를 부여하면서 구하면 된다. 이 가중상관관계의 수치가 양으로 클수록 그리고

〈표 6〉 산업별 실질임금의 경기순응성: 여자

	공식 실업률		실제 실업률	
	SWW	유도된 AHE	SWW	유도된 AHE
농업	-0.0033 (0.0207)	-0.0047 (0.0148)	-0.0027 (0.0206)	-0.0045 (0.0146)
광업	-0.0310 (0.0381)	-0.0150 (0.0310)	-0.0314 (0.0264)	-0.0142 (0.0290)
내구재 제조업	-0.0106 (0.0096)	-0.0232*** (0.0072)	-0.0102 (0.0078)	-0.0211*** (0.0069)
비내구재 제조업	-0.0149 (0.0082)	-0.0075 (0.0061)	-0.0132 (0.0074)	-0.0075 (0.0060)
건설업	-0.0183 (0.0233)	-0.0398** (0.0188)	-0.0180 (0.0195)	-0.0367** (0.0175)
교통·통신·공익	0.0013 (0.0104)	-0.0096 (0.0092)	0.0024 (0.0097)	-0.0094 (0.0093)
소매업	-0.0053 (0.0050)	-0.0066 (0.0035)	-0.0032 (0.0046)	-0.0058 (0.0036)
도매업	-0.0037 (0.0130)	-0.0036 (0.0103)	-0.0025 (0.0119)	-0.0033 (0.0103)
금융·보험·부동산	-0.0104 (0.0074)	-0.0080 (0.0062)	-0.0080 (0.0066)	-0.0074 (0.0063)
서비스업	-0.0112*** (0.0037)	-0.0168*** (0.0029)	-0.0087** (0.0033)	-0.0148*** (0.0023)
정부	-0.0025 (0.0082)	-0.0001 (0.0079)	-0.0009 (0.0075)	0.0036 (0.0088)
가중상관계수	-0.01	-0.26	-0.02	-0.25

주: 추정치들은 NLSY의 1978~98년 기간에 해당. 괄호 안의 수치들은 표준오차를 나타냄.
와 *는 각각 5%와 1%에서 유의한 추정치들을 나타냄.

고임금 산업일수록 실질임금의 경기순응성이 약하다는 증거이므로 분단노동시장 가설의 주장과 일치하는 것이고, 음으로 클수록 그리고 고임금 산업일수록 실질임금이 더 경기순응적이라는 뜻이므로 분단노동시장 가설이 예측하는 바를 기각하게 된다. 기존의 연구들이 사용했던 조사 시점에서의 임금률(SWW)을 사용할 경우 그 가중상관계수는 공식 실업률과 실제 실업률을 사용할 경우 각각 -0.25와 -0.19로 나타나, 비록 고임금 산업일수록 더 경기순응적으로 나타나기는 하지만 그 상관성은 약하다. 그러나 평균 시간당 근로소득(AHE)를 사용할 경우 어떤 실업률을 사용하든 가중상관계수는 -0.5로 크게 증가한다. 이것은 SWW는 저임금 산업보다는 고임금 산업에서 더 경기역행적으로 편의를 가짐을 의미한다.

한편 <표 6>에 나타난 여성의 추정치를 보면 추정치들은 전반적으로 남성의 그것들

보다 통계적으로 유의하지 않음을 알 수 있다. 그러나 남성 표본에서 내려졌던 모든 결론들은 질적인 면에서 여전히 유효함을 알 수 있다. 가중상관계수로만 언급을 하면 SWW를 사용할 경우 어떤 실업률을 사용하던지 계수값은 사실상 0임을 알 수 있다. 즉 산업별 임금수준과 산업별 실질임금의 경기순용성 사이에는 아무런 상관관계가 존재하지 않는다. 그러나 표본의 선택성을 고려하고 나면 (유도된 AHE를 사용하면) 공식 실업률을 사용하는 실제 실업률을 사용하는 가중상관계수는 약 -0.25 정도로 나타나, 고임금 산업이 보다 큰 경기순용성을 보임을 알 수 있다. 따라서 여성에게 있어서도 SWW를 사용할 경우 산업간 임금격차는 경기역행적인 방향으로 편의를 가짐을 알 수 있다.²⁴⁾ 여성의 경우 SWW의 추정치와 AHE의 추정치가 모든 산업에서 같다는 가설은 어느 실업률을 사용하든지 10% 유의수준에서 간신히 기각된다.

마지막으로 Ziliak et al.의 방법을 그대로 따라서 NLSY에서 보고하고 있는 AHE를 가공하지 않고 그대로 종속변수로 사용하며 조사 시점에서 추출한 사업을 설명변수로 사용할 경우 추정 결과가 어떤 방향으로 편의를 갖는지를 검토해 보았다. 이 단계에서는 PSID 데이터도 이용가능하다. 산업을 제조업과 비제조업으로 단순히 양분하였기 때문에 산업별 관찰치 수가 충분하기 때문이다. 그들과 마찬가지로 남성 표본을 사용하나 실업률은 실제 실업률을 사용한다. 그러나 앞선 모든 경우에서 보면 어느 실업률을 사용하든 결과에는 차이가 없었다. 우선 1984~96년 기간 유도된 AHE로 추정한 결과 실질임금의 경기순용성은 제조업과 비제조업의 경우 각각 -0.0192 (표준오차= 0.0033)와 -0.0096 (표준오차= 0.0081)로 나타나 실질임금이 사실상 제조업에서 더 경기순용적임을 알 수 있다. 경기순용성이 두 산업에서 같다는 가설은 5% 유의수준에서도 기각된다. 한편 Ziliak et al.의 방법을 그대로 따른 결과 추정치는 제조업과 비제조업에서 각각 -0.0110 (표준오차= 0.0073)과 -0.0148 (표준오차= 0.0080)로 나타나, 비록 두 경기순용성 사이에 통계적인 차이는 없지만 추정치의 절대값이 제조업에서 오히려 작게 나타나 Ziliak et al.의 결과를 거칠게나마 반복함을 알 수 있다. 이는 Ziliak et al.의 연구에서는 산업의 오분류 문제와 표본의 선택성 문제로 인하여 산업간 임금격차는 경기역행적인 방향으로 편의를 가짐을

24) 참고로 산업을 23개로(McLaughlin and Bils의 분류 방식) 나누어 재추정한 결과 남성의 경우 SWW와 유도된 AHE로부터 계산된 가중상관계수는 공식 실업률을 사용할 경우 각각 -0.13 과 -0.48 로 나타났다. 실제 실업률을 사용할 경우 해당 수치들은 각각 -0.15 와 -0.46 으로 나타나 앞선 결론을 재확인하고 있다. 그러나 대부분의 산업에서 추정치들은 통계적으로 유의하지 않게 나타나, 그 신뢰성은 떨어지며 여성의 경우는 더욱 그러하다.

시사한다.²⁵⁾

V. 한국노동시장에의 시사점

각주 9)에서 언급하였듯이 본 연구를 한국노동시장에 적용하기에는 데이터의 제약이 따른다. 그 이유를 보다 상세하게 언급하면 우선 분단노동시장 가설을 산업별 실질임금의 경기순응성 추정을 통하여 수행하려면 장기간에 걸친 개인 단위의 패널데이터가 필요한데 현재 대우패널(KHPS)과 한국노동패널(KLIPS)은 그 조사 기간이 각각 5년에 지나지 않는다. 본 연구 주제와 관련된 보다 근본적인 데이터상의 문제는 어느 데이터에도 특정 시점 혹은 특정 기간에 개개인이 경험을 했던 복수의 직업들 각각에 대해 임금 및 산업에 대한 정보를 보고하고 있지 않다는 것이다. 본 연구를 통하여 검토하였듯이 대표성 있는 표본이란 모든 개인들을 대표해야 할 뿐만 아니라 특정 개인에게 있어서도 근로생애를 통하여 갖게 되는 모든 직업들을 대표하여야 한다. 후자의 필요성은 개개인 시간의 경과에 따라 직장이동을 하며 심지어는 특정 시점에서조차도 복수의 직업을 가질 수 있다는 사실로부터 나온다. 본문에서 설명하였듯이 SWW는 장기근속자 내지 장기근속 직업들만을 선택하는 경향이 있기 때문에 대표성이 결여되어 있으며 사람과 직업 모두를 보다 잘 대표하는 AHE를 사용하여야 한다.²⁶⁾ 그러나 AHE는 어떤 개인이 특정 연도에 복수의 직업을 가지고 있고 그 직업들이 속한 산업이 각기 다를 경우 그 연도에 해당하는 산업을 정할 수 없다는 분석상의 문제를 안고 있다. 이러한 문제를 해결하

25) 이러한 과정을 NLSY 표본으로도 반복하였다. 물론 <표 5>와 <표 6>에서 볼 수 있듯이 이러한 산업의 오분류 문제와 표본의 선택성 문제를 다 고려하더라도 실질임금은 적어도 남자에게 있어서는 비제조업보다 제조업에서 덜 경기순응적으로 움직임을 알 수 있다. 독자들은 남자의 경우 내구재 제조업에 있어서조차 추정치의 절대값은 모든 산업에 대한 추정치의 절대값(0.0179)보다 작음을 상기하기 바란다. 그러나 NLSY 데이터에서도 Ziliak et al.의 방법을 따를 경우 어떤 실업률을 사용하든 그리고 남녀 모두에 있어서 내구재 제조업에서의 경기역행적 편의 현상은 그대로 나타난다.

26) 흔히 Heckman(1979)의 방법으로 표본 선택에 의한 추정치의 편의를 제거하기도 하지만 이 방법에 의하면 사람의 선택성은 고려할 수 있지만 직업의 선택성 문제를 동시에 고려할 수는 없다. 결국 현 연구에서는 이 선택성 문제를 계량경제학적인 방법이 아니라 데이터 정리를 통해서 해결하고 있는 셈이다.

기 위해서는 개개인이 경험하였던 모든 직업들에 대한 시작과 종료 시점 그리고 그 직업이 속한 산업에 대한 정보가 필요한데 이러한 정보를 수록하고 있는 데이터는 없는 실정이다.

비록 데이터의 제약으로 인하여 본 연구의 방법론을 한국노동시장에 그대로 적용할 수는 없지만 연구의 주제 자체는 분단노동시장에 있는 만큼 여기서는 기존의 한국노동시장의 분단성에 대한 직·간접적인 연구들이 본 연구와 어떤 관계가 있을 수 있는가에 대해 논한다. 이효수·유재술(1990)은 1986년 직종별 임금실태조사 자료를 이용하여 부문별로 임금함수를 추정하고 Oaxaca(1973)의 방법을 따라 부문간 임금격차를 분해해 본 결과 분단노동시장 가설이 지지됨을 발견하였다. 그러나 Keane(1993: 136)이 설명하였듯이 이러한 전통적인 방법의 근본적인 제약점은 임금함수를 추정함에 있어서 관찰할 수 없는 개인 특성과 관찰할 수 없는 직업 특성을 동시에 통제할 수 없다는 것이다. 이에 따라 전통적인 방법에 의해 추정된 결과 부문간 총 임금격차 중 설명할 수 없는 부분이 아무리 크게 나타난다고 하더라도 이를 기초로 경쟁적 이론(competitive theory)을 기각할 수는 없다는 것이다. 결국 분단노동시장 가설의 검증과 관련하여 보다 의미 있는 질문은 '부문간 설명할 수 없는 임금격차가 존재하는가?'라기보다는 '부문별 실질임금이 분단노동시장 가설들이 예측하는 바대로 움직이는가?'라는 것이다.

이효수·유재술(1990)과는 다른 방법으로 이주호(1992)는 Dickens and Lang(1985)의 방법론에 근거하여 한국노동시장의 이중성을 심층적으로 연구하였다.²⁷⁾ 기본적으로는 노동시장에 임금함수가 한 개만 존재하는가 아니면 두 개가 존재하는가를 검증하는 방법인데, 이 방법의 특징은 1차 부문 및 2차 부문을 사전적으로 정하지 않고 수행한다는 점이다. 우선 데이터를 가장 잘 설명할 수 있는 두 개의 임금함수를 동시에 추정한 다음, 하나의 임금함수로 추정하였을 때보다도 설명력이 충분히 높은가를 기준으로 분단노동시장 가설의 타당성을 검증하는 방법이다. 1989년 직종별 임금실태조사 데이터를 이용하여 내생적 교체회귀모형(endogenous switching regression model)의 추정을 통해 검증한 결과 이주호(1992)는 한국노동시장에 두 개의 임금함수가 존재함을 발견하였으며 이를 기초로 노동시장이 어떤 형태로 이중구조화 되어있는가를 상세하게 설명하였다.

기존의 접근방법과 비교하여 이주호(1992)가 채택한 방법은 1차부문과 2차부문을 사전적으로 구분하지 않고 데이터로 하여금 구분하게 함으로써 분류의 자의성을 피하고

27) 그 방법론과 기존의 문헌에 대한 소개는 이주호(1992)를 참고하기 바란다.

있다는 장점이 있지만 이와 비교하여 현 연구를 포함한 많은 분단노동시장 이론에 기초한 검증방법들은 이론을 검증하는 것이기 때문에 그 검증 결과는 단순히 '노동시장이 분단되어 있는가?'에 대한 대답이 아니라 '왜 노동시장이 분단되어 있는가?'라는 보다 근본적인 질문에 답을 하게 되는 셈이다. 나아가 이주호(1992)가 언급한 대로 노동시장을 1차부문과 2차부문으로 사전적으로 분류해 놓고 분석하는 데에는 분류의 자의성이라는 문제가 충분히 있을 수 있다고 보고, Keane과 본 연구에서는 산업을 기준으로 노동시장을 분리하되 고임금과 저임금 산업으로 이분법적으로 분류하지 않고 산업별 평균 임금과 산업별 실질임금의 경기순응성의 상관관계를 추정하여 분석함으로써 분류의 자의성을 피하였다. 본문에서 소개한 많은 분단노동시장 가설들이 예측하는 바에 의하면 '고임금 산업일수록 실질임금이 더 경기순응적으로 나타날 것'이기 때문이다.

한편 비록 분단노동시장 가설에 대한 직접적인 검증을 시도하고 있지는 않지만 신동균·전병유(2002)는 간접적인 자료를 제공하고 있다. 1989~2000년 기간의 임금구조기본통계조사 데이터에 근거하여 관찰할 수 있는 개인 및 직업 특성들만을 통제하고 추정한 결과 실질임금의 지역실업률에 대한 경기순응성은 비노조원과 노조원 사이에, 근속연수별로, 교육수준별로 차이가 없음을 발견하였다. 2차부문의 근로자와 비교하여 1차부문의 근로자는 교육수준이 더 높고 근속기간이 더 길며 노조원일 확률이 높다는 사실을 고려하면 이 연구 결과는 실질임금의 경기순응성이 2차부문보다 1차부문에서 더 경직적이라는 분단노동시장 가설을 지지하지 않는다고 볼 수 있다. 더구나 임금구조기본통계조사도 매년 6월을 기준으로 하는 시점 변수이기 때문에, 즉 6월을 기준으로 취업을 하고 있는 근로자들만을 대상으로 하기 때문에 앞서 언급한 표본의 선택 문제는 발생하며 현 연구 결과에 의하면 이를 고려할 경우 실질임금의 경기순응성은 1차부문에서 상대적으로 더 커질 가능성이 있어서 분단노동시장 가설을 한층 더 강하게 기각하는 방향으로 작용할 것이다. 이는 앞선 두 연구들과 결과 면에서 불일치한다고 볼 수도 있으나 이효수·유재술(1990)과 이주호(1992)는 각각 1986년 및 1989년 데이터를 사용한 것과 비교하여 신동균·전병유(2002)는 1989~2000년 기간의 데이터를 사용하여 사용한 표본 기간이 다르므로²⁸⁾ 만약 1980년대와 비교하여 1990년대에 노동시장 상황이 변하였다면 결론도 다를 수 있다는 점과, 신동균·전병유의 연구는 노동시장의 분단성을 직접적으로 연구한 논문은 아니라는 점을 고려하면 연구 결과들이 일치하지 않는다고 단정하기에는

28) 직종별임금실태조사와 임금구조기본통계조사는 같은 조사로서 1992년부터 임금구조기본통계조사로 개칭되었다.

이르다.

최근의 경제위기를 극복하는 과정에서 노동시장은 다양한 측면에서 유연화되고 있다는 주장이 있다. 노동시장의 유연화는 일반적으로 노동시장에서 비경쟁적인 요소들을 제거하여 분단성을 완화시키는 데에 기여를 할 것이다. 반면 강력한 노조의 존재, 근로소득불평등, 디지털에 의한 양분화, 비정규직의 확산 등의 요인은 막연하게나마 분단노동시장을 떠올리게 한다. 따라서 접근방법과 현 실태에 대한 추가적인 연구가 요구된다.

VI. 요약 및 경제학적 의미

현 연구의 궁극적 목적은 산업별 실질임금의 경기순용성에 대한 건강한 추정치를 유도하고 이를 바탕으로 분단노동시장 가설이 예측하는 바가 현 연구 결과와 일치하는가를 검증하는 데에 있다. 아울러 이 연구 과정에서 산업별 그리고 성별 실질임금의 경기순용성에 대한 기존의 연구 결과들이 왜 불일치하는가를 설명하고자 하였다. 현 연구에서는 그 불일치성이 임금변수를 부주의하게 사용한 데에서 기인한다는 사실을 밝혔다. 기존의 PSID나 NLSY 데이터에서 보고하고 있는 조사 시점에 있었던 직업에서 추출된 임금을 사용하면 실질임금은 경기역행적인 방향으로 편의를 가지며 그 편의는 저임금 산업보다 고임금 산업에서 더 크게 나타난다는 사실을 밝혔다. 이것은 일반적으로 실질임금의 경기순용성을 추정함에 있어서는 횡단면적으로(cross-sectionally) 그리고 시간상에서(serially) 보다 대표성 있는 평균시간당근로소득을 사용해야 함을 시사한다. 달리 표현하면 대표성 있는 표본이란 모든 사람들을 대표할 뿐만이 아니라 특정 개인에 대해서도 일생 동안 갖게 되는 모든 직업들을 골고루 대표하는 표본을 말한다. 그러나 두 데이터베이스에서 보고하고 있는 평균시간당근로소득을 종속변수로 사용하고 설명변수로서는 조사 시점에서의 산업을 사용할 경우는 위에 언급한 표본 선택에 의한 편의 문제 외에도 산업을 오분류하는 문제가 동시에 발생함을 밝혔다. 그것은 조사 시점과 미조사 시점에 가졌던 직업들의 산업 코드가 다를 수 있기 때문이다. 본문에서 제시한 방법에 따라 평균시간당근로소득을 사용하되 산업의 오분류 문제를 해결한 결과 실질임금은 기존의 연구들과는 달리 저임금 산업보다는 고임금 산업에서 훨씬 더 경기순용적으로 움직임이 밝혀졌다.

이러한 본 연구의 결과는 실질임금이 여성보다는 남성에게 있어서 훨씬 경기순응적이라는 기존의 연구 결과와 보다 일치한다. 왜냐하면 제조업(특히 내구재) 혹은 건설업 등 고임금 산업에 남성이 과다분포되어 있는 반면 소매업, 서비스업 등 저임금 산업에서는 여성이 과다분포되어 있기 때문이다. 한편 McLaughlin and Bils(2001)는 비록 실질임금이 저임금 산업보다는 고임금 산업에서 약간 더 경기순응적이기는 하나 그 차이가 그다지 크지는 않은 반면 고용은 저임금 산업보다 고임금 산업에서 훨씬 더 경기순응적이어서 결국 산업노동공급곡선은 고임금 산업에서 훨씬 더 탄력적일 수밖에 없다는 추론을 전개하였다. 그러나 현 연구 결과에 의하면 실질임금의 경기순응성은 그들의 연구에서 나타났던 것보다는 저임금 산업과 비교하여 고임금 산업에서 훨씬 더 경기순응적이므로 산업노동공급곡선이 그들이 주장하는 것처럼 고임금 산업에서 더 탄력적일 필요는 없다.

현 연구에서는 다양한 측면에서 결과의 건강성을 검토하였다. 공식 실업률 대신 개개인이 실제로 일한 기간에 해당하는 실업률을 사용하였으며, 기존의 다양한 연구방법들을 대부분 고려하였다. 그러나 앞서 언급한 결론들은 모두 그대로 유지된다. 가장 중요하게는 기존의 어느 연구에서 나타난 것보다 실질임금은 저임금 산업과 비교하여 고임금 산업에서 훨씬 더 경기순응적으로 움직인다는 것이다. 이는 실질임금이 저임금 2차부문(secondary sector)보다 고임금 1차부문(primary sector)에서 경기변동상에서 더 경직적이라는 기존의 분단노동시장 이론들의 예측을 기각한다.

현 연구를 수행하면서 가장 아쉬웠던 점은 NLSY 데이터보다 표본의 대표성이 더 나은 PSID 데이터로 현 연구를 수행할 수 없었다는 점이다. 그 이유는 본문에서 설명한 대로 PSID 데이터 구조상 1984년부터 1996년까지만 이용가능하기 때문에 충분한 표본 기간을 획득하지 못함으로써 전형적으로 소규모 표본에서 나타나는 심각한 추정치의 오차 문제를 보이기 때문이다. 이것은 현 연구 결과를 모든 근로자들을 대상으로 일반화시키는 데에 있어서 최대의 걸림돌로 작용한다. 그러나 비록 상대적으로 짧은 패널이기는 하지만 1984~96년 기간에서 보여지는 PSID 표본의 특성은 적어도 <표 1>부터 <표 4>까지에 대해서는 NLSY 표본의 그것들과 매우 유사하다는 것을 생각하면 산업별 분석에 있어서도 '만약 충분히 긴 표본 기간을 얻었다라면' NLSY 표본과 유사한 결과를 얻었으리라고 조심스럽게 예측해 본다. 나아가 현 연구 주제를 양적인 측면으로 확대하는 것도 의미 있는 일이 될 것이다. 기존의 많은 연구들이 일관성 있게 실질임금이 여성보다는 남성에게 있어서 경기변동상 훨씬 더 탄력적으로 움직인다는 사실을 발견했지만 어느

연구에서도 왜 그런 현상이 나타나는지에 대한 설명은 없다. 과연 경기순응성에 있어서의 남녀 차이의 어느 정도가 남녀별 산업 분포의 차이와 산업별 경기순응성 차이에 의해 설명되는가에 대한 분석은 차후의 연구과제로 남긴다.

부 록

Keane은 두 가지 상황에서 1차 차분에 의한 방법이 여전히 산업별 경기순응성의 추정치에 편의를 가져다 줄 수 있음을 주장하였다. 첫째, 실업률의 변동이 체계적으로 높은 혹은 낮은 u_{it} 값을 가진 사람들을 특정 산업에서 퇴출하게 하거나 특정 산업으로 진입하게 할 경우다. 다시 말해 만약 개개인이 관찰할 수 없는 산업 고유의 능력(u_{ij})을 가지고 있으며 (이 경우 u_{it} 는 u_{ij} 와 순수한 전이적인(transitory) 항의 합으로 표시될 것이다) 경기 하강기에 높은 혹은 낮은 u_{ij} 값을 가진 사람들이 j 산업을 떠나거나 j 산업으로 진입할 경우 j 산업에 종사하고 있는 근로자들의 u_{ij} 값의 평균은 UR_j 와 상관관계를 가져서 μ_4 에 대한 추정치는 여전히 산업내 노동력 구성의 변화에 의해 영향을 받는다는 것이다. 둘째, 만약 인적자본에 대한 한계수익률이 산업마다 다르다면(예를 들어) X_{it} 의 계수들이 η 로서 모든 산업에 공통적이라고 가정하고 추정하는 것은 j 산업의 관찰할 수 있는 측면에서의 노동력 구성의 경기변동상 변화를 충분히 통제하지 못하게 되는 문제점이 있다. 이 경우 η_j 라는 표현이 더 적절할 것이다. 이러한 편의는 기본적으로 근로자들이 경기변동에 따라 '임의로' 산업을 이동하지 않고 일정한 특성을 가진 근로자들이 특정 산업을 '선택'함으로써 발생하므로 개개인의 산업 선택확률을 동시에 고려하여 추정하면 된다. 다음은 그의 추정모형을 현 논문의 문맥에 맞게 재구성하여 놓은 것이다.

$$\log W_{it} = \beta_{1j} + \beta_2 t + \beta_3 t^2 + \beta_4 UR_{it} + \delta_j Z_i + \eta_j X_{it} + u_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

은 지시변수(indicator variable) I_{it} 가 1일 때만 관찰되며 0일 때는 관찰되지 않는다. 또한 이 지시변수는 다음의 잠재변수(latent variable)의 부호에 의해 결정된다.

$$I_{ijt}^* = \theta_{1j} + \theta_{2j}t + \theta_{3j}t^2 + \theta_{4j}UR_{ijt} + \lambda_j' Z_{it} + \pi_j' X_{ijt} + \psi_{ij} + \omega_{ijt} \quad (8)$$

$$I_{ijt} = 1 \text{ 만약 } I_{ijt}^* \geq 0$$

$$0 \text{ 만약 } I_{ijt}^* < 0$$

여기서 실업률의 계수인 β_4 는 등식 (4)의 μ_4 와 같으며 등식 (7)에서의 Z_i 에는 전과는 달리 개개인의 관찰할 수 있는 (시간의 경과에 따라 변하지 않는) 특성들만이 포함되어 있다. 등식 (8)은 개인 i 가 t 연도에 j 산업에 일할 확률의 결정요인을 나타내는 등식이며, 등식 (7)은 j 산업을 선택한 사람들에게서 성립되는 임금함수이다. 임금과 산업선택확률에 있어서의 단기변동에 초점을 두기 위해 장기추세를 이차형식으로 통제하였다. 한편 ψ_{ij} 는 j 산업의 선택확률에 영향을 미치는 개인고정효과를 말한다. Keane(1993)은 ε_{ijt} 와 ω_{ijt} 가 2변량 정규분포를 따른다는 가정하에 등식 (7)과 (8)을 산업별로 최우추정법으로 추정하였다.²⁹⁾ 여기서 만약 j 산업에서의 임금함수의 오차항과 선택확률의 오차항의 상관계수(ρ_j)와 θ_4 가 같은 부호를 갖는다면 β_4 에 대한 최소자승추정량은 음의 방향으로 편의를 가지며, 반대의 부호를 갖는다면 양의 방향으로 편의를 보일 것이다.

임금함수에서의 개인고정효과는 1단계의 차분 과정에서 제거되지만 산업선택모형에서의 개인고정효과는 개인별 더미변수로서 통제한다. 이 경우 특정 개인에게 있어서 시간의 경과에 따른 관찰치 수(T)가 유한할 경우 적어도 이론적으로는 개인의 수(N)가 증가한다고 하더라도 최우추정량은 불일치성을 띤다.³⁰⁾ 이에 대한 해결책으로 Kalbfleisch and Sprott(1970) 등이 사용한 조건부최우추정법을 고려해 볼 수도 있다. 그러나 조건부 로짓모형의 경우는 충분통계량(sufficient statistic)이 존재함으로써 조건부최우추정량(conditional maximum likelihood estimator)으로 이러한 불일치성을 해결할 수 있지만 현 연구와 Keane(1993)의 연구에서처럼 정규분포를 사용할 경우 그러한 통계량은 존재하지 않는다. 이에 현 연구에서는 산업을 선택함에 있어서 개인고정효과를 개인 더미를 이용하여 그대로 추정하되 불일치성을 줄이기 위해 개개인의 관찰치가 적어도 8년 이상인 경우만 사용한다. 그럼에도 불구하고 비록 선택확률모형의 계수들에 대한 최우추정량은 여전히 편의를 가지지만 '다행히도' 모든 산업에 대해 ρ_j 의 추정치는 통계적으로 유의하지 않을 뿐만 아니라 그 절대값 자체가 0.1을 초과하는 경우가 없다. 이것은 선택

29) 여기서 등식 (8)의 오차항의 분산은 1로 정규화(normalization)시켜야 할 것이다.

30) 이에 대한 논거로서 Chamberlain(1980)과 Nickell(1981)을 참고하기 바란다.

<표 7> 산업선택확률을 고려한 산업별 실질임금의 경기순응성

	남 자		여 자	
	SWW	유도된 AHE	SWW	유도된 AHE
농업	-0.0015 (0.0075)	0.0189 (0.0138)	-0.0067 (0.0081)	-0.0021 (0.0172)
광업	0.0013 (0.0119)	-0.0023 (0.0186)	0.0063 (.0124)	-0.0184 (0.0229)
내구재 제조업	-0.0071* (0.0040)	-0.0106** (0.0048)	-0.0089 (0.0076)	-0.0138*** (0.0044)
비내구재 제조업	0.0012 (.0051)	-0.0134* (0.0081)	-0.0020 (0.0060)	-0.0018 (0.0068)
건설업	-0.0146*** (0.0049)	-0.0188*** (0.0062)	-0.0144 (0.0093)	-0.0292*** (0.0123)
교통·통신·공익	0.0007 (0.0053)	-0.0116 (0.0090)	-0.0075 (.0066)	-0.0009 (0.0083)
소매업	-0.0070** (0.0034)	-0.0076 (0.0050)	-0.0092 (0.0069)	0.0013 (0.0039)
도매업	-0.0067 (0.0063)	0.0025 (0.0159)	-0.0048 (.0076)	-0.0005 (0.0070)
금융·보험·부동산	-0.0154** (0.0078)	-0.0246*** (0.0118)	-0.0100 (0.0104)	-0.0132** (0.0058)
서비스업	-0.0180*** (0.0032)	-0.0128*** (0.0048)	-0.0101*** (0.0032)	-0.0109*** (0.0034)
정부	-0.0018 (0.0064)	-0.0091 (0.0102)	-0.0010 (0.0074)	-0.0097 (0.0079)
가중상관계수	-0.09	-0.64	0.11	-0.38

주: 추정치들은 NLSY의 1978-1998 기간에 해당. 괄호 안의 수치들은 표준오차를 나타냄. 사용된 실업률은 실제 실업률. **와 ***는 각각 5%와 1%에서 유의한 추정치들을 나타냄.

모형의 계수들의 불일치성이 임금함수의 계수들의 추정치를 오염시키지 않는다는 것을 의미한다. 물론 이 경우 앞서 언급한 2단계 추정법과 최우추정법 사이의 차이는 오직 2단계추정법과는 달리 최우추정법에서는 임금함수의 회귀계수들과 개인고정효과가 산업별로 다를 수 있음을 허용한다는 것이다.

<표 7>에서는 산업선택확률을 아울러 고려하여 등식 (7)과 (8)을 동시에 최우추정법으로 추정한 결과를 제시하고 있다. 지금까지의 결과에서 공식 실업률을 사용하든 실제 실업률을 사용하든 차이가 없었으므로 <표 7>에서는 실제 실업률을 사용한 결과만을 보고한다. 추정 결과를 산업별로 하나씩 보면 앞서 보고한 2단계 추정법의 결과와 크기 면에서 약간 차이를 알 수 있다. 그러나 남녀 모두의 경우 여전히 SWW의 선택성은 내

구제 제조업과 건설업에서는 나타나고 있으며 소매업과 서비스업에서는 별로 나타나지 않는다. 가중상관계수는 SWW 경우 남녀 모두 0에 가깝게 나타나고 있는 반면 AHE를 사용할 경우 남자는 -0.64, 여자는 -0.38로 앞서 발견한 것보다 음의 방향으로 더 크게 나타난다. 이는 SWW의 표본의 선택성은 고임금 산업에서 더 심하게 나타나며 이를 교정할 경우 (유도된 AHE를 사용할 경우) 실질임금은 고임금 산업에서 훨씬 더 경기순응적으로 움직인다는 본문의 결과를 재확인시킨다.

참고문헌

- 이효수·유재술. 「단층별 임금함수 추정과 단층간 임금격차분해」. 『경제학연구』 38집 1호 (1990): 101-123.
- 이주호. 「한국의 이중노동시장에 관한 실증분석」. 『노동경제논집』 15권 (1992): 37-75.
- 신동균·전병유. 「실질임금의 경기변동상 변화패턴과 임금곡선」. 『노동경제논집』 25권 2호 (2002.6): 1-32.
- Abraham, Katherine G., and John C. Haltiwanger. "Real Wages and the Business Cycle." *Journal of Economic Literature* 33 (1995): 1215-1265.
- Amemiya, Takeshi. "A Note on a Random Coefficients Model." *International Economic Review* 19 (1978): 793-796.
- Azariadis, Costas. "Implicit Contracts and Unemployment Equilibria." *Journal of Political Economy* 83 (1975): 1183-1202.
- Baily, Martin N. "Wages and Employment under Uncertain Demand." *Review of Economic Studies* 41 (1974): 37-50.
- Barlevy, Gadi. "Why Are the Wages of Job Changers So Procyclical?" *Journal of Labor Economics* 19 (2001): 837-878.
- Beaudry, Paul and John DiNardo. "The Effect of Implicit Contracts on the Movement of Wages over the Business Cycle: Evidence from Micro Data." *Journal of Political Economy* 99 (1991): 665-688.
- Bils, Mark J. "Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data."

- Journal of Political Economy* 93 (1985): 666-689.
- Blank, Rebecca M. "Disaggregating the Effect of the Business Cycle on the Distribution of Income." *Economica* 56 (1989): 141-163.
- Bulow, Jeremy I., and Summers, Lawrence H. "A Theory of Dual Labor Markets with Application to Industrial Policy, Discrimination, and Keynesian Unemployment." *Journal of Labor Economics* 4 (1986): 376-414.
- Chamberlain, Gary. "Analysis of Covariance with Qualitative Data." *Review of Economic Studies* 47 (1980): 225-238.
- Cullen, D. "The Interindustry Wage Structure, 1899-1950." *American Economic Review* 46 (1956): 353-369.
- Devereux, Paul. "The Cyclicalities of Real Wages Within Employer-Employee Matches." *Industrial and Labor Relations Review* 54 (2001): 835-850.
- Dickens, Williams T., and Lang, Kevin. "A Test of Dual Labor Market Theory." *American Economic Review* 75 (1985): 792-805.
- Haddy, Pamela, and Tolles, Arnold N. "British and American Changes in Inter-Industry Wage Structure under Full Employment." *Review of Economics and Statistics* 39 (1957): 408-414.
- Hall, Robert E. "The Rigidity of Wages and the Persistence of Unemployment." *Brookings Papers on Economic Activity* 2 (1975): 301-335.
- Hamermesh, Daniel S., and Rees, Albert. *The Economics of Work and Pay*. 4th ed. New York: Harper & Row, 1988.
- Harris, Milton, and Holmstrom, Bengt. "A Theory of Wage Dynamics." *Review of Economic Studies* 49 (1982): 315-333.
- Heckman, James J. "Sample selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 46 (1979): 153-161.
- Kalbfleisch, J. D., and D. A. Sprott. "Application of Likelihood Methods to Models Involving Large Numbers of Parameters." *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 32 (1970): 175-208.
- Katz, Lawrence F. "Layoffs, Recall, and the Duration of Unemployment." Working Paper no. 1825. Cambridge, Mass.: National Bureau of Economic Research,

1986.

- Keane, Michael P. "Individual Heterogeneity and Interindustry Wage Differentials." *Journal of Human Resources* 28 (1993): 134-161.
- Keane, Michael P., Moffit Robert, and Runkle, David. "Real Wages over the Business Cycle: Estimating the Impact of Heterogeneity with Micro Data." *Journal of Political Economy* 96 (1988): 1232-1266.
- Krueger, Alan B., and Summers, Lawrence. "Efficiency Wages and the Inter-Industry Wage Structure." *Econometrica* 56 (1988): 259-293.
- McDonald, Ian M., and Robert M. Solow. "Wage and Employment in a Segmented Labor Market." *Quarterly Journal of Economics* 100 (1985): 1115-1141.
- McLaughlin, Kenneth J. and Mark Bills. "Inter-Industry Mobility and the Cyclical Upgrading of Labor." *Journal of Labor Economics* 19 (2001): 94-135.
- Murphy, Kevin M., and Robert H. Topel. "Unemployment, Risk, and Earnings." In *Unemployment and the Structure of Labor Markets*, edited by Kevin Lang and Jonathan Leonard, pp. 103-140, London: Basil Blackwell, 1986.
- Neal, Derek. "The Complexity of Job Mobility among Young Men." *Journal of Labor Economics* 17 (1999): 237-261.
- Nickel, Stephen. "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects." *Econometrica* 49 (1981): 1417-1426.
- Ohashi, Isao. "Cyclical Variations in Wage Differentials and Unemployment." *Journal of Labor Economics* 5 (1987): 278-301.
- Okun, Arthur M. "Upward Mobility in a High Pressure Economy." *Brookings Papers on Economic Activity* 1 (1973): 207-52.
- _____. "Rational-Expectation-with-Misperceptions as a Theory of the Business Cycle." *Journal of Money, Credit, and Banking* 12 (1980): 817-25.
- Raisian, John. "Cyclical Patterns in Weeks and Wages." *Economic Inquiry* 17 (1979): 475-95.
- Solon, Gary, Barsky, Robert, and Jonathan A. Parker. "Measuring the Cyclicity of Real Wages: How Important Is Composition Bias?" *Quarterly Journal of Economics* 436 (1994): 1-25.

- Tremblay, Carol H. "Wage Patterns of Women over the Business Cycle." *Quarterly Review of Economics and Business* 30 (1990): 90-101.
- Vroman, Wayne. "Worker Upgrading and the Business Cycle." *Brookings Papers on Economic Activity* 1 (1977): 1229-50.
- Wachter, Michael. "Cyclical Variation in the Interindustry Wage Structure." *American Economic Review* 60 (1970): 75-84.
- 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 (1999): 227-236.

abstract

Cyclicalities of Inter-Industry Wage Gaps and Segmented Labor Market Hypotheses

Donggyun Shin

Analyses of the special data sets constructed from the National Longitudinal Survey of Youth and the Panel Study of Income Dynamics reveal that, compared with an annual wage measure, survey week wages are significantly counter-cyclically biased due to selecting workers with strong labor market attachment. We also find that survey week wages are more counter-cyclically biased in high-wage industries than in low-wage industries, that is, inter-industry gaps of survey week wages are counter-cyclically biased. Unlike existing longitudinal studies, the current study concludes that real wages are much more procyclical in high-wage industries than in low-wage industries, which is attributed to our adoption of annual wages that is less subject to the selectivity bias. Our finding is consistent with the empirical regularity that real wages are much more procyclical for men than for women, as men are overrepresented in industries with greater real wage procyclicalities. Overall, current results do not support the predictions of segmented labor market theories for the cyclicalities of real wages.

Key words: wage cyclicalities, segmented labor market, sample selectivity