

연공임금의 인센티브 효과

- 임금근로자와 자영업자의 (S-P) 프로파일 분석 -

업 동 육*

노동시장 유연성 제고를 위한 임금체계 개선 논의가 활발하게 진행되면서 연공임금의 부정적 효과에 대한 비판이 제기되고 있다. 그러나 연공임금이 나름대로 갖고 있는 경제적 합리성에 대해서는 별다른 실증연구가 없다. 이에 본 연구는 Lazear and Moore(1984, *Quarterly Journal of Economics*)가 제시한 인센티브가설을 검증함으로써 우리나라 노동시장에서 연공임금의 인센티브 효과가 존재하는지를 분석하였다. 한국노동패널 10차 조사결과를 활용하여 8개 직종별로 임금근로자 및 자영업자의 생애소득 현재가치(P) 및 경력-임금 프로파일의 기울기(S)의 관계를 의미하는 소위 (S-P) 프로파일에 대해 회귀분석을 한 결과, 인센티브가설이 지지되었다. 이러한 결과는 연공임금이 근로자에 대한 인센티브 기능을 갖고 있다는 증거라고 판단된다. 따라서 향후 기업 임금체계 개선에 있어 단순히 연공임금의 부정적 기능만을 강조하기 보다는 긍정적 기능을 함께 고려할 수 있는 균형감있는 해결방안을 모색해야 할 것이다.

1. 문제제기

최근 국가경쟁력 강화를 위해 노동시장의 유연성을 높여야 한다는 주장이 제기되고 있다. 노동시장 유연성 제고를 위한 방안으로 항상 언급되고 있는 것이 임금체계 개선방안인데, 임금과 생산성간 괴리현상을 해소하기 위한 방안으로 주목받고 있다. 그러나 임금과 생산성간 괴리현상에 대해서는 엄밀한 분석을 통해 규명되기 보다는 일반적으로 그렇지 않냐는 식으로 이해되고 있는 것이 현실이다. 우리나라 근로자들은 생산성에 비해 높은 임금을 받고 있다는, 특히 중고령자 근로자의 경우 더욱 심각해서 기업 경영에 차질을 초래한다는 부정적인 인식이 대표적인 예라 할 수 있다.(최희선, 2005; 김정환, 2008 참조) 그 원인의 하나로서 근속에 올라갈수록 자동적으로 임금이 상승하는 연공임금에 대한 비판들이 거듭되고 있다.

그러나 이러한 인식에도 불구하고 과연 얼마나 생산성과 임금이 괴리되고 있는지를 구체적으로 확인하는 작업은 그리 활발하지 않은데, 그 이유는 노동시장의 성격과 생산성 측정의 문제에서

* 삼성경제연구소 수석연구원(edwmidas@seri.org)

찾아볼 수 있다. 노동시장이 완전경쟁시장이라면 근로자의 한계생산성에 의해 임금이 결정될 것이라는 노동경제학의 이론적인 해석이 가능하다. 하지만, 현실적으로 노동시장이 완전경쟁시장이라고 보기 어렵다. 또한 근로자 개개인에 대한 정확한 생산성 또는 성과에 대한 기여도를 측정하기는 현실적으로 거의 불가능에 가깝다. 따라서 임금과 생산성의 괴리현상을 직접 다루는 것보다는 우회적인 방법으로 과연 연공임금이 갖고 있는 경제적 합리성, 더 나아가 순기능적인 요소들에 주목할 필요가 있다.

연공임금에 대한 선행연구들은 연공임금의 존재에 대해서는 모두 동의하고 있으나, 연공임금의 경제적 합리성에 대해서는 다양한 해석을 내놓고 있다. 우선 인적자본가설은 근로자의 기업특수적(firm-specific) 훈련투자의 비용분담으로 인해 투자 이후의 임금차이가 생산성의 실제 차이보다 적게 나타난다고 주장하고 있다. 한편 연공임금은 기업이 근로자에게 동기부여를 하기 위한 수단(인센티브가설), 또는 장기근속을 유인하기 위한 수단(일자리 합치가설), 그리고 근로자의 생활안정을 보장하는 수단(생계비 가설)이라는 주장도 있다.¹⁾ 그러나 연공임금의 경제적 합리성에 대한 실증분석은 그리 활발하지 않다. 무엇보다 앞서 지적한 바와 같이 생산성을 제대로 측정하기 어렵다는 문제가 가장 큰 장애요인으로 작용하고 있기 때문이다.

그러나 이러한 한계가 있음에도 불구하고 간접적으로 생산성을 측정하는 방법이 제시되고 있는데, 기업 인사데이터의 인사고과 정보를 활용하여 개인의 생산성을 측정하고 이를 통해 임금과 생산성의 관계를 분석하는 방법이 있다.(Medoff and Abraham, 1980, 1981; Flabbi and Ichino, 2001; 엄동욱, 2008)²⁾ 이들의 연구는 인적자본가설보다는 인센티브가설에 더 힘을 실어주는 결과를 보여주고 있다. 그러나 이런 실증분석은 연공임금을 인적자본가설로 설명하기 어렵다는 근거를 제공하는데 기여했지만, 과연 인센티브가설을 확실하게 지지하는 것이라고 보기에는 한계가 있다. 따라서 연공임금이 인센티브효과를 갖고 있다면, 과연 그것을 어떻게 확인할 수 있는가라는 의문으로 이어진다.

이에 대해서 굳이 근로자의 생산성을 직접 측정하지 않더라도 연공임금의 인센티브 효과를 검증하는 방법이 제시된 바 있다. 바로 동일직종의 임금근로자와 자영업자간 경력-임금 프로파일의 기울기를 비교하는 것이다. 이는 Lazear and Moore(1984, 이하에서는 LM)가 제시한 것이다. 이들은 임금근로자가 소위 주인-대리인(principle-agent) 문제와 연관되어 있는 반면, 자영업자들은 이러한 문제와 무관하기 때문에 임금근로자의 경우 연공임금의 인센티브효과가 존재할 것이며, 자영업자는 그렇지 않다고 간주하고 동일한 직종에 종사하는 임금근로자의 자영업자의 경력-임금프로파일을 비교함으로써 연공임금의 인센티브효과가 존재하는 지를 확인할 수 있다는 이론을 제시하였다. 또한 실증분석을 통해 임금근로자의 경력-임금프로파일이 자영업자보다 가파르다는 것을 발견하였고 이것이 바로 연공임금의 인센티브효과가 존재하는 증거라고 주장하였다. 제2장에서 구체적으로

1) 해외 및 국내 연공임금에 대한 논의는 황수경(2005)의 pp.161-166 참조.

2) 물론 이상의 연구들은 인사고과가 직속상사의 주관적인 평가에 근거한다는 점에서 근로자 개인의 생산성을 정확하게 측정한 것은 아니라는 비판에 대해 자유롭지 못하다. 기타 자세한 내용은 엄동욱(2008)의 선행연구 검토부분(pp.50-56)을 참조.

살펴보겠지만, 다른 선행연구들도 인센티브효과가 존재한다고 보고 있다.

이에 본 연구는 한국노동패널 10차 자료를 이용하여 LM의 방법론에 따라 연공임금의 인센티브 효과를 검증하고자 한다. 이를 통해 연공임금에 대한 논의에서 균형감각을 찾는 데 기여하려는 것이다. 즉 연공임금의 부정적 효과뿐 아니라 연공임금의 긍정적 효과를 함께 고려할 때 균형감있고 현실적인 해법들을 찾아낼 수 있다고 보기 때문이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 우선 2장에서는 인센티브가설에 대한 선행연구를 검토하고 주요 연구성과들을 정리, 비교한다. 3장에서는 본 연구에 사용된 표본의 특징을 제시한 후, 4장에서 실증 분석을 통해 연구가설을 검증한다. 마지막 5장 결론에서는 연구결과를 요약하고, 연구의 시사점 및 한계점을 제시한다.

II. 선행연구 검토

연공임금의 인센티브효과를 검증한 선행연구들은 그리 많지 않다. 필자가 파악한 바로는 국내에는 없고, 해외문헌에서도 LM의 연구를 포함하여 7개에 불과하다. <표 1>은 이러한 선행연구들의 분석대상 및 방법, 그리고 주요 분석결과를 소개하고 있다. 분석방법은 LM의 방법과 더불어 다른 2가지 방법들이 활용되고 있는데, 실증분석 결과를 보면 전반적으로 인센티브가설을 지지하고 있다.

우선 LM의 연구내용을 자세히 살펴보자.³⁾ LM의 논리는 단순명료하다. 즉 동일한 직종에서 근무하는 임금근로자의 생애소득의 현재가치(P)와 경력-임금프로파일의 기울기(S)간 관계를 자영업자의 그것을 비교하는 것이다.⁴⁾ 그렇다면 먼저 근로자(또는 자영업자)의 생애소득을 추정해야 하는데, 이를 위해 LM은 먼저 일반적인 임금함수인 식 (1)을 취한다.

$$\ln WAGE = \alpha_0 + \alpha_1 (SCHOOL) + \alpha_2 (EXPERIENCE) + \epsilon \quad (1)$$

여기서 $WAGE$ 는 시간당 임금수준이며, $SCHOOL$ 은 교육연수, $EXPERIENCE$ 는 경력연수로서 통상 (연령-교육연수-6)로 구해지며, ϵ 은 오차항이다.⁵⁾

3) 이하의 논의는 연구목적상 Lazaer and Moore(1984), pp.285-286의 내용에 따른다. 한편 해당 논문의 전반 부에는 인센티브가설에 대한 이론적인 논의가 언급되어 있다. 자세한 내용은 같은 논문의 pp.276-285를 참조.

4) 선행연구들은 LM이 제안한 방법이 임금근로자와 자영업자간 경력-임금 프로파일의 기울기를 비교하는 것이라고 단순하게 소개하고 있다. 그러나 LM의 방법은 경력-임금 프로파일의 기울기(slope, S)와 생애 소득의 현재가치(present value, P)와의 관계에서 나타나는 기울기이다. 본 연구에서는 이를 구분하기 위해 후자를 ' $(S-P)$ 프로파일의 기울기'로 명명하여 논의를 진행한다.

5) 식 (1)은 임금함수 추정에 있어 아주 단순한 형태의 추정방식이다. 한편 Kawaguchi(2003, p.58)이 지적한 바와 같이 실증분석자료인 CPS에서 실제 경력연수를 확인할 수 없기 때문에 잠재적인 경력연수(potential experience)를 사용하고 있다.

<표 1> 선행연구

연구	분석대상	분석방법	분석결과
Lazear and Moore (1984)	- 미국, 1978년 CPS(Current Population Survey) - 13개 직종의 남성 근로자(10,192명) 및 자영업자(1,176명), 총 11,987명(20-65세, 주당 35시간 이상 근무)	- 직종별 임금함수/생애소득 추정 - 생애소득과 경력-임금 프로파일 기울기($S-P$) 비교 분석	- 인센티브가설 지지 - 근로자의 ($S-P$) 프로파일이 자영업자보다 가파른 형태
de Oliveira, Cohn and Kiker(1989)	- 미국, 1983년 PSID(Panel Study of Income Dynamics) - 임금근로자(3,559명) 및 자영업자(280명), 총 6,671명,	- 2단계 추정 1) 자영업 선택에 대한 프로빗함수 추정 2) 임금함수 추정	- 인적자본가설 지지 - 자영업자의 경력-임금 프로파일을 생산성 프로파일로 간주(포물선 형태의 생산성 프로파일 형태)
Chang and Miller (1996)	- 호주, 1991년 ACHS(Australian Census Household Sample) - 8개 직종의 남성 근로자(13,276명) 및 자영업자(5,275명), 총 18,551명(20-64세, 주당 35시간 이상 근무)	- LM과 동일	- 인센티브가설 지지 - 근로자의 ($S-P$) 프로파일이 자영업자보다 가파른 형태
Ohkusa(1997)	- 일본, 1992년 Basic Survey of Employment Structure (10% 샘플링 자료) - 남성 근로자(30,413명) 및 자영업자(4,679명), 총 35,092명	- 임금함수 추정 (자영업자 더미 활용, 직종 미구분)	- 인센티브가설 부분지지 - 그 이유로서 기업규모별 차이 주목 (4인 이하 소기업: 인센티브 효과 미발견)
Brown and Sessions (2001)	- 영국, BSA(British Social Attitude) Surveys, 1985-1995 - 남성 근로자(5,517명) 및 자영업자(1,154명), 총 6,671명 (18세 이상) * 여성 근로자에 대한 분석이 추가되어 있음	- 2단계 추정 1) 자영업 선택에 대한 다중로짓함수 추정 2) 임금함수 추정	- 인센티브가설 지지 - 弱선별가설(WSH, weak screening hypothesis)로 해석
Kawaguchi (2003)	- 미국, 1985-1998년 NLSY79(National Longitudinal Survey of Youth 1979) - 남성 백인 근로자(16,014명) 및 자영업자(1,804명), 총 17,818명	- 임금함수 추정 (자영업자 더미 활용, 직종 미구분) - 패널데이터 분석	- 인센티브가설 지지 - 임금근로자와 자영업자간 인적자본투자 행위의 차이를 지적
柳田征兒·三好向洋 (2006)	- 일본, 2004, 2005년, KHPS(Keio Household Panel Survey, 慶應義塾家計パネル調査) - 정규/비정규 임금근로자(3,192명) 및 자영업자(194명), 총 3,386명(18-59세)	- 임금함수 추정 (직종 미구분)	- 인센티브가설 지지 - 자영업자의 임금함수 추정에서 인적자본 변수 모두 비유의

주: 필자가 정리한 내용임.

그 다음 식 (1)의 추정결과를 바탕으로 직종별 생애소득을 추정한다. i 라는 직종에 있어 생애에 걸쳐 예상되는 소득(lifetime wealth), 정확하게 생애소득의 현재가치(P_i)은 20세부터 65세까지 45년간 해당 i 직종에서 근무한다고 가정했을 때 발생하는 생애소득을 현재가치로 구한 것이다. 편의상 매년 2,000시간 근무한다고 보았을 때, 다음 식 (2)와 같다.⁶⁾

$$P_i = 2000 \sum_{t=0}^{45} \left\{ \frac{\exp[\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \overline{SCHOOL}_i + \hat{\alpha}_2 t]}{(1+r)^t} \right\} \quad (2)$$

여기서 r 는 할인율을 의미하며, \overline{SCHOOL} 은 직종별 평균 교육연수를 나타내고, t 는 시간(연)이다.⁷⁾

이제 다음 식 (3)을 통해 경력-임금프로파일의 기울기인 S 값을 구한다.

$$W_t / W_{t-1} = e^{\alpha_2(t - (t-1))} = e^{\alpha_2} \equiv S \quad (3)$$

식 (3)은 식 (1)에서 도출되는 데, 그의 의미는 전기의 임금수준(W_{t-1})과 금기의 임금수준(W_t) 간 비율을 구하여 이를 경력-임금 프로파일의 기울기로 사용한다는 것이다. 따라서 i 직종의 기울기는 e^{α_2} 이며, 여기서 α_2 는 i 직종의 임금함수 추정에서 구해진 경력연수의 계수값이다.

LM은 이상의 방법을 미국 1978년 인구조사자료에 적용하여 실증분석을 하고 있다. 의사 등 13개 직종에 대한 임금함수 추정을 통해 생애소득의 현재가치를 구하는 한편 직종별 경력-임금프로파일의 기울기를 구하여 양자간의 관계인 ($S-P$) 프로파일을 [그림 1]과 같이 제시하였다. [그림 1]의 위쪽 그림은 13개 직종별 임금근로자와 자영업자 각각에 대해 실제 추정된 기울기와 생애소득의 현재가치이며, 아래쪽 그림은 이 값을 표본으로 한 회귀분석 결과를 활용한 예측치이다.⁸⁾

[그림 1]에서 보는 바와 같이 임금근로자의 ($S-P$) 프로파일의 기울기는 자영업자의 그것보다 가파른 형태로 나타난다. 통계적으로 임금근로자의 ($S-P$) 프로파일의 기울기에 대한 추정값은 0과 유의미하게 다르게 나타나는 반면, 자영업자는 그렇지 않다고 보고 있다. 결국 LM은 이러한 결

6) LM도 지적하고 있는 바와 같이 식 (2)의 2000이라는 숫자가 적절한 것인지에 대해서 의문이 든다. 직종별로 연간 근로시간이 확일적으로 보는 것은 일견 현실과 부합되지 않는다고 볼 수 있기 때문이다. 그러나 직종별 시간당 임금수준을 추정한 결과를 활용하는 것이므로 이미 직종별 특성은 반영되어 있다고 볼 수 있기 때문에 논의의 편의상 직종별로 연간 근로시간이 동일하다고 가정하고 생애소득을 추정하는 것이 큰 무리가 없다고 본다.(Lazear and Moore(1984), p.286 참조)

7) 할인율에 대해서 LM은 0.1라고 가정하고 논의를 전개하고 있다. 추가적으로 할인율이 0인 경우, 그리고 0.25인 경우에 대해서도 같이 논의하고 있는데, 큰 차이는 없는 것으로 나타난다.(Lazear and Moore (1984), pp.286-288 참조)

8) 여기서 사용되는 회귀분석은 종속변수를 생애소득의 현재가치(P), 독립변수로 경력-임금프로파일의 기울기(S)를 사용한 단순회귀식에 의한 것이다. 그에 대한 LM의 추정결과는 Lazear and Moore(1984)의 Table I(p.288)을 참조. 특기할 만한 점은 각 변수가 추정치이기 때문에 이들의 표준오차를 가중치로 반영한 가중회귀분석 방법이 사용되었다는 것이다.

과를 종합하여 연공임금의 인센티브효과가 존재함을 검증하고 있는 것이다.⁹⁾

[그림 1] LM의 (S-P) 프로파일

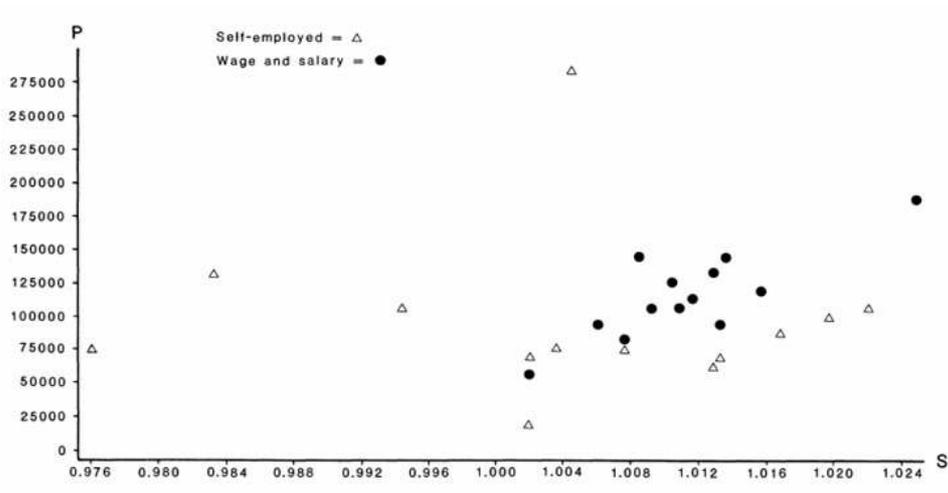


FIGURE IV

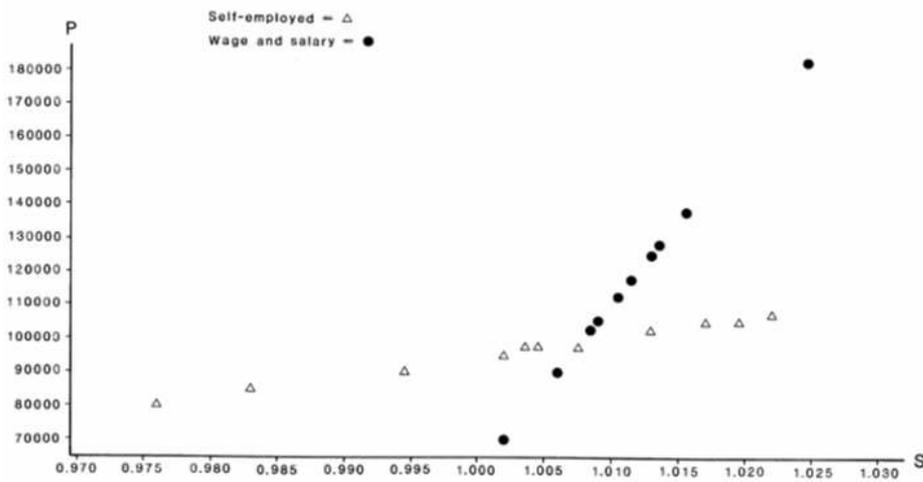


FIGURE V

주: 상기 그림은 LM의 Figure IV(p.287)와 Figure V(p.289)를 인용한 것임.

한편 de Oliviera et al.(1989)는 취업형태, 즉 임금근로자와 자영업자간 자기선택(self-selection) 메커니즘을 고려한 소위 전환모형(switching model)을 연구모형으로 설정한 후, 미국 PSID 1983년

9) 물론 이러한 실증분석 결과에 대해 그 원인을 인센티브효과에만 한정되는 것은 아니다. 그 외 보험가설이라든가 위험회피가설 등 다양한 요소들이 그 원인으로서는 언급될 수 있다. 이에 대해서는 LM도 일부 지면을 할애하여 설명하고 있다.(Lazear and Moore(1984), p.288, p.290 참조) 더 나아가 LM은 실제 추정결과를 가지고 인센티브효과의 규모를 추정하려는 시도하고 있으나, 본 연구에서는 효과의 존재에 대한 검증에 더 의의를 두고 있다. 그 이유는 정확한 효과의 규모를 추정하기 위해서는 보다 엄밀하고 현실적인 가정들이 충족되어야만 한다고 판단했기 때문이다.

자료를 활용하여 2단계 추정방법을 사용하였다. 즉 1단계에서는 자영업 선택에 있어 프로빗함수를 추정하고 2단계에서 이 결과를 활용한 임금함수 추정한 것이다. 그 결과, 이들은 LM과 달리 인적 자본가설이 더 합당하다는 결론에 이르렀다. 그러나 이들의 연구에서 유의해야 할 점은 자영업자의 경력-임금 프로파일을 동일한 속성을 가진 임금근로자의 경력-생산성 프로파일로 간주했다는 것이다. 그 이유는 자영업자의 근로소득은 그의 한계생산성에 가장 근접하며, 따라서 다른 조건이 동일하다면 유사한 인적속성을 가진 임금근로자의 생산성을 대변할 수 있는 척도가 된다고 가정했기 때문이다.¹⁰⁾ 이들이 임금근로자의 경력-임금 프로파일과 경력-생산성 프로파일(즉, 자영업자의 경력-임금 프로파일)을 추정하여 비교한 결과를 보면, 경력초기에는 생산성보다 낮은 임금을 받다가 약 6년이 경과한 시점부터 12년간 생산성보다 낮은 임금을 받다가 경력 18년이 경과한 후에는 생산성보다 높은 임금을 받는다고 보았다.¹¹⁾

Chang and Miller(1996)는 LM의 방법론을 가장 충실하게 따라 실증분석을 한 연구이다. 이들은 호주 노동시장에서 인센티브효과가 나타나는지를 분석한 것이다. LM의 경우, 상대적으로 많은 수(13개)이지만 일부 특정직종에 초점을 맞추어 실증분석을 하고 있지만, 그들은 일반화된 직종구분(호주 표준직종분류)에 따라 총 8개의 직종에 대해서 분석하고 있다. 이들 또한 인센티브가설을 지지하는 실증분석 결과를 보고하였다.

Ohkusa(1997)는 1992년 일본 자료를 활용하여 인센티브가설을 검증하고 있는데, LM과 달리 비교적 단순한 임금함수 추정방식을 사용하고 있다. 즉 자영업자를 별도로 구분하지 않는 대신 더미 변수의 형태로 임금함수 추정에 활용하면서 임금근로자와 자영업자간 경력-임금 프로파일의 기울기 차이가 존재하는지를 검증한 것이다. 분석결과, LM과 달리 인센티브 가설이 부분적으로 지지된다는 결론을 얻었다.¹²⁾

Brown and Sessions(2001)은 de Oliveira et al.(1989)과 유사한 방법론을 활용하여 영국 노동시장의 경우, LM의 인센티브가설이 지지된다는 근거를 제시하였다. 당초 남녀간 경력-임금 프로파일의 차이가 존재하는지에 대한 연구가 목적이기 때문에 성별 차이에 주목하고 있으나, 남성 근로자로 한정할 때 경력-임금 프로파일의 기울기에 있어 임금근로자가 자영업자보다 더 가파른 형태로 나타난다는 점을 지적하고 있다.¹³⁾ 이와 더불어 선별가설에 의한 해석도 병행하고 있는데, 임금근

10) 이들은 이러한 논리가 LM의 아이디어와 유사하다고 주장하고 있으나, 필자가 판단하기에는 지나치게 확대 해석한 것이라고 판단된다. LM가 임금근로자에 있어 연령-임금 프로파일과 생산성-임금 프로파일간의 괴리현상이 발생한다는 점을 주목하고 있지만, 자영업자의 연령-임금 프로파일을 그대로 연령-생산성 프로파일로 간주하고 있지 않기 때문이다. 이에 대해서는 Lazear and Moore(1984)의 pp.275~276을 참조.

11) 세부내용은 de Oliveira 외(1989)의 Fig.2(p.9)를 참조.

12) Ohkusa(1997)은 결론적으로 일본 노동시장에서는 유의적인 인센티브효과가 존재하지 않는다고 하였으나, 필자가 판단하기에는 이 논문에는 실증분석결과에 있어 오류가 존재하는 것으로 보이기 때문에 해석을 달리하였다. 가령 Table 1(해당논문의 p.378)의 표본 전체에 대한 추정결과의 검증통계량($t_{T,A}$)과 20인 이하 기업에 대한 추정결과의 그것이 동일한 값으로 표기되어 있어 오류라고 판단된다.

13) 이들은 남녀간 노동시장 참여 결정요인의 차이가 존재하기 때문에 실업, 임금근로, 자영업의 3가지 선택지에 대한 다중로짓함수 추정방법을 적용하여 자기선택의 문제로 인한 추정상 편의를 제거하려고 하였다. 그 결과 남성 근로자의 경우에는 이러한 편의가 존재하지만, 여성은 그렇지 않은 것으로 나타났다. 자세한 내용은 Brown and Sessions(2001)의 pp.410-414 참조.

로자의 경력에 대한 수익률이 자영업자보다 높고 양자 모두 통계적으로 유의적인 교육수익률이 나타난다는 점에서 소위 弱선별가설(weak screening hypothesis)로서 설명할 수 있다고 지적하고 있다.¹⁴⁾

이상의 연구들은 LM의 인센티브가설을 어떻게 검증하느냐에 초점을 맞추고 있다고 한다면, Kawaguchi(2003)은 인센티브가설의 검증과 더불어 그러한 인센티브효과가 왜 나타나는지에 대한 원인 분석까지 시도한 연구이다. 그는 자영업자를 임금근로자와 구별짓는 2가지 특징으로서 임금근로자보다 임금변동성이 크다는 점, 그리고 인적자본수익률이 높다는 점을 활용하여 근로자의 인적자본투자에 대한 의사결정문제에 있어 최적의 선택을 한 결과, 임금근로자의 경력-임금 프로파일의 기울기가 자영업자보다 가파른 기울기를 갖는다는 인적자본투자 이론을 제시하였다. 이를 토대로 미국 NLSY79의 남성 백인 근로자의 자료(1985~1998년)를 이용하고 Ohkusa(1997)과 유사한 임금함수 추정방식에 의한 패널데이터 분석을 하였다. 그 결과 자영업자의 인적자본투자행위(human capital investment behavior)의 특징을 밝혀냈다. 즉, 자영업자들은 초기 상대적으로 높은 인적자본투자가 이루어지기 때문에 임금근로자보다 인적자본투자를 덜 한다는 것이다. 결론적으로 LM의 인센티브가설을 부정하는 것은 아니지만, 기존의 연구들이 인센티브효과를 과대추정(overestimate)했을 가능성이 있다고 주장하였다.

마지막으로 일본의 패널자료인 KHPS를 활용하여 근속의 임금효과를 추정한 柳田征兒·三好向洋(2006)은 개인별 취업이력정보를 활용하여 경력연수와 소위 이직경험연수를 구분하고 패널데이터 분석을 통해 관찰되지 않은 개인의 이질성을 통제하려고 하였다. 그와 더불어 인센티브가설을 검증하기 위해 자영업자에 대한 임금함수 추정도 병행하고 있는데, 추정결과 정규/비정규직 임금근로자에 비해 일반노동시장 경력연수나 자영업 경력연수, 그리고 정규 또는 비정규직 경력연수, 근속연수 모두 통계적으로 유의적이지 않는다는 점에서 인센티브가설을 지지하고 있는 것으로 결론을 내리고 있다.

이상의 선행연구를 종합해 보면, LM의 방법론에 따른 연구는 Chang and Miller(1996)에 불과하며, 그외 다른 연구들은 별도의 방법론을 적용하여 인센티브가설을 검증하고 있다. 2가지 방법으로 나눌 수 있는데, 자영업 선택이라는 자기선택 문제를 해결하기 위해 2단계 추정방식을 활용한 연구와 임금함수 추정에서 자영업자 여부에 대한 더미변수를 활용한 연구로 나누어진다.

이들의 공통점은 LM이나 Chang and Miller(1996)과 달리 직종별로 구분하여 실증분석을 하지 않았다는 것이다. 그 이유에 대해서 특별한 언급을 하지 않고 있는데, 필자가 추측하기에는 적어도 다음 4가지 이유가 있다고 판단된다. 첫째, 직종별로 구분하여 실증분석을 하기에 데이터가 충분하지 않고, 둘째, LM방식의 생애소득 추정에 있어 분석의 엄밀성이 떨어진다는 점, 셋째, $(S-P)$ 의 회귀분석에서 그 표본(직종)이 각각 13개, 8개에 불과해 통계적 유의성이 낮고, 넷째, 임금근로자와 자영업자간 경력-임금 프로파일 기울기의 차이를 굳이 $(S-P)$ 프로파일과 같은 방식으로 검증하는 것보다 임금함수 추정을 통해 상대적으로 쉽게 분석할 수 있다는 판단에 따른 것으로 보인다.

한편 방법론상 차이에도 불구하고 de Oliviera et al.(1989)를 제외한 모든 연구는 인센티브가설을

14) 선별가설을 활용한 실증분석 결과에 대한 해석부분은 Brown and Sessions(2001)의 pp.412-413 참조.

지지하거나 적어도 부정하지 않는다.¹⁵⁾ 특히 Brown and Sessions(2001)과 같이 de Oliveira et al.(1989)의 방법론에 따른 분석에서도 인센티브가설이 지지된다는 분석은 주목할 만하다. 이는 자기선택에 의한 편이가 인센티브가설 검증에 큰 영향을 미치지 않을 것이라는 점을 보여주고 있다.

이상의 선행연구에 비해 우리나라 자료를 활용한 연구는 필자가 아는 한 존재하지 않는다. 따라서 본 연구는 한국노동패널 자료를 활용하여 연공임금의 인센티브 효과가 존재하는지를 검증하고자 한다. 구체적으로 본 연구의 목적은 다음과 같다. 즉, LM의 방법론에 의거하여 임금근로자와 자영업자간 ($S-P$) 프로파일의 차이를 분석하는 것이다. 따라서 본 연구의 핵심가설은 “임금근로자의 ($S-P$) 프로파일 기울기가 자영업자보다 가파르다”는 것이다. 만약 이 가설이 지지된다면 기존의 연구와 같이 연공임금의 인센티브효과가 존재한다고 볼 수 있다. 따라서 연공임금의 경제적 합리성이 존재한다는 근거로 볼 수 있는 것이다.

III. 실증자료

본 연구에 사용된 자료는 한국노동연구원에서 2007년 9월에 실시한 『한국노동패널』의 10차 자료이다. 본 연구에서는 2007년 9월 현재 8개 직종(표준직업분류상 대분류1-5, 7-9)에 종사하는 상용직 임금근로자와 종업원이 없는 자영업자로서 20세 이상 65세 이하의 4,402명 표본이 분석에 사용된다.¹⁶⁾ 자영업자의 경우 종사상의 지위에 대한 질문이 고용주와 자영업자를 구분하고 있지 않기 때문에 비임금근로자에 대한 종업원 유무를 묻는 질문과 연계하여 종업원이 없는 경우를 자영업자로 구분하였다. 또한 이들은 주된 일자리라고 응답한 사람들이다. 또한 국회의원, 고위임직원 및 관리자(대분류 0)과 농업, 임업 및 어업 숙련 종사자(대분류 6)는 분석에서 제외되는데, 그 이유는 이 직종에 종사하는 사람들의 수가 아주 적거나, 농업, 임업, 어업종사자 직종과 같이 주로 자영업자로 구성되어 있어 임금근로자가 거의 없기 때문이다.

표본을 구성하는 직종별 임금근로자 및 자영업자의 기초통계가 <표 2>에 제시되어 있다. 표본은 3,332명의 임금근로자와 970명의 자영업자로 구성되어 있다. 임금(소득)수준, 교육연수, 경력연수는 모두 해당 직종의 평균값이다. 경력연수는 잠재적인 노동시장 경력연수로서 일반적으로 적용되는 (연령-교육연수-6)을 사용하였다.¹⁷⁾ 임금근로자와 자영업자의 전체 평균값을 비교해 보면, 임금근로자의 월평균 소득이 자영업자보다 높게 나타난다.¹⁸⁾

15) 앞서 지적한 바와 같이 Ohkusa(1997)는 인센티브가설을 부정하고 있으나, 필자가 판단하기에는 그 근거가 취약하다.

16) 자영업에 대한 선행연구들은 고용주와 자영업자를 따로 구분하지 않고 자영업주라는 표현을 사용하고 있다. 그러나 본 연구는 종업원이 있는 고용주는 분석대상에서 제외한다. 또한 데이터의 규모가 제약되어 있어 직종내 이질적인 속성들을 고려할 수 없었다. 이를 극복하기 위해 24개의 대분류 구조를 갖고 있는 한국고용정보원의 한국고용직업분류를 적용하려고 하였으나, 세분류를 기준으로 표준직업분류와 연계되어 있어 활용하지 못했다. 한국노동패널자료에서는 직업분류를 소분류까지만 제공하고 있기 때문이다.

17) 부(-)의 값이 나오는 경우에는 0으로 전환하였다.

18) 임금합수 추정시 시간당 임금을 사용하는 것이 바람직하나, 근로시간에 대한 응답에서 임금근로자나 자

<표 2> 기초통계

구분	임금근로자				자영업자			
	표본수	월임금	교육연수	경력연수	표본수	월소득	교육연수	경력연수
계	3,332	214.5 (205.2)	13.6 (2.8)	18.7 (11.3)	970	188.8 (218.8)	11.6 (3.2)	30.3 (11.8)
전문가	499	258.6 (198.5)	15.9 (2.2)	13.8 (9.2)	36	222.0 (246.0)	15.9 (2.3)	18.5 (8.0)
기술공 및 준전문가	599	251.8 (225.8)	14.9 (2.2)	15.4 (9.1)	144	205.4 (185.6)	14.1 (2.7)	22.4 (12.5)
사무종사자	690	212.5 (161.5)	14.2 (2.0)	14.6 (8.8)	20	228.2 (124.2)	13.3 (2.1)	24.0 (8.8)
서비스종사자	227	167.2 (96.6)	12.2 (2.8)	22.5 (11.9)	114	151.1 (89.8)	9.9 (2.7)	33.6 (9.4)
판매종사자	196	152.1 (86.2)	12.9 (2.1)	17.8 (10.3)	227	206.8 (350.5)	11.6 (3.0)	29.9 (11.4)
기능원 및 기능종사자	418	220.8 (365.1)	12.2 (2.6)	22.1 (11.2)	105	185.6 (116.7)	11.2 (2.6)	31.4 (9.8)
장치/기계/조립종사자	400	189.1 (97.4)	11.9 (2.1)	23.4 (10.5)	154	215.0 (176.1)	11.2 (2.0)	31.6 (9.8)
단순노무종사자	216	119.9 (64.4)	10.7 (2.8)	31.3 (12.7)	30	177.7 (117.4)	11.1 (3.3)	29.1 (11.9)

주: 직종별 구분은 한국노동패널의 직업오픈코드에서 제시하는 대분류 코드에 따른 것임.

()은 표준편차이며, 임금(소득)수준의 단위는 만원, 교육연수와 경력연수는 年임.

자료: 한국노동패널 10차 조사.

교육연수는 임금근로자가 약 2년 높지만, 경력연수는 자영업자가 12년 정도 높다는 것을 알 수 있다. 사무종사자나 단순노무종사자의 경우 자영업자의 평균 소득이 더 높게 나타나 종업원이 없는 자영업자들이 상대적으로 고소득을 올릴 수 있는 직종이 있음을 알 수 있다. 사무종사자, 서비스종사자, 판매종사자, 기능원 및 기능종사자 직종에서는 모두 자영업자의 평균 경력연수가 약 10년정도 높은 반면, 단순노무종사자의 경우 그 차이는 2년여에 불과하다. 이러한 결과는 최효미(2005)나 금재호 외(2006)의 연구결과와 유사한 결과라고 할 수 있다.

영업자 모두 결측치가 많아 이를 사용할 수 없다.

IV. 실증분석

이제 본격적으로 인센티브가설을 검증하기 위해 직종별 임금함수를 추정한다. 직종별로 임금함수를 추정함으로써 생애소득의 현재가치를 구할 수 있으며, 직종별 경력-임금 프로파일의 기울기를 구할 수 있기 때문이다. 이와 관련된 추정모형은 앞서 2장에서 소개한 LM의 방법을 준용한다.

먼저 직종별 임금함수를 추정한다. 추정모형은 식 (1)과 동일하다. 다만, 소득변수는 월임금(소득)의 자연대수값이다. 이를 각 직종별로 추정한 결과가 <표 3>에 제시되어 있다.¹⁹⁾ 임금함수 모형의 적합도(F)나 설명력(수정 R^2)을 보면 임금근로자에 대한 추정결과가 자영업자에 대한 추정결과보다 더 좋다는 것을 알 수 있다. 이는 통상적으로 활용되는 임금함수 모형이 임금근로자에게 더 적합한 모형이라는 것을 보여준다. 자영업자의 경우, 전문가, 기술공 및 준전문가와 사무종사자 직종의 추정결과에서는 모형의 적합도가 낮은 것으로 나타났다.

교육연수는 임금근로자의 경우 직종 모두에서 유의한 정(+)의 값이 추정되었으며, 그 크기는 단순노무종사자가 0.040으로 제일 낮고 서비스종사자는 0.126으로 제일 높게 나타난다. 이와 달리 자영업자는 동일 직종의 임금근로자에 비해 상대적으로 낮은 값을 갖는데, 전문가 직종의 경우에만 그 값이 높게 나타날 뿐이다.

한편 본 연구에서 주목하고 있는 경력연수의 추정계수 값을 보면 임금근로자의 경우 직종 모두에서 정(+)의 유의한 값을 보여주고 있으며, 단순노무종사자의 경우에만 부(-)의 값을 보여준다. 자영업자의 임금함수 추정에서 대다수의 직종에서 경력연수의 추정계수 값들이 통계적으로 유의하지 않았다.²⁰⁾ 오히려 기능원 및 기능종사자, 장치, 기계 및 조립종사자, 그리고 단순노무종사자의 경우 경력연수의 추정계수 값이 부(-)의 값을 갖지만 통계적으로 유의하게 나타난다.

이렇게 경력연수의 추정계수가 부(-)의 값을 갖는 경우는 선행연구에서도 발견되는데, 주로 자영업자의 직종이다. LM의 연구에서는 자영업자인 목수, 기능공의 경우이며, Chang and Miller(1996)에서는 자영업자의 사무직, 판매직, 운송직 등에서 유사한 현상이 발견된다. 본 연구의 생애소득 추정에서는 크게 문제가 되지 않는다고 판단하였다.²¹⁾

<표 3>의 추정결과를 활용하여 생애소득의 현재가치를 추정하고 이를 직종별 경력-임금 프로파일 기울기와 대응시킨 것이 [그림 2]이다. [그림 2]에는 8개 직종별 생애소득의 현재가치(할인을 10% 적용)와 경력-임금 프로파일의 기울기의 관계가 임금근로자와 자영업자로 구분되어 나타나 있는데, 각각에 대한 회귀분석 결과에 의한 추세선이 실선으로 함께 표시되고 있다. 임금근로자의 경우, 정(+)의 관계가 나타나며, 자영업자는 부(-)의 관계가 나타나는 것을 알 수 있다.

19) 앞서 지적했던 바와 같이 종속변수를 시간당 임금(소득)변수를 사용하지 못했기 때문에 세부적인 추정결과를 LM이나 Chang and Miller(1996)와 직접 비교하기 어렵다.

20) 임금함수 추정시 경력연수에 대한 추정계수가 통계적으로 유의하지 않는 경우가 LM에서 발견되지만, 크게 문제시 하지 않고 있다. 본 연구에서도 이런 경우가 발생하고 있어 향후 추가적인 검토가 필요하다.

21) 앞서 지적한 바와 같이 임금함수 모형이 자영업자보다는 임금근로자에게 보다 적합한 연구모형이기 때문에 일정한 한계가 있다고 볼 수 있다. 자영업자의 생애소득 추정에 더 적합한 모형을 개발할 필요성이 있다.

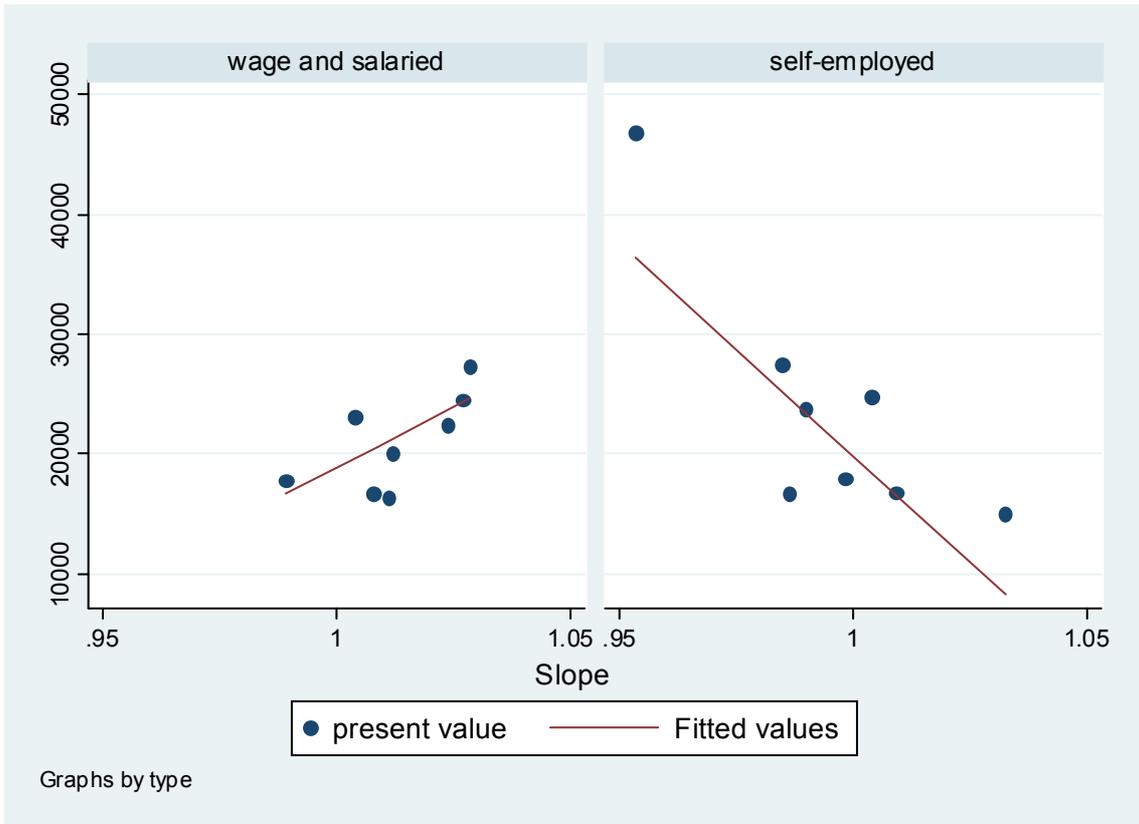
〈표 3〉 직종별 임금함수 추정결과

구분		상수	교육연수	경력연수	F	수정 R ²
전문가	임금근로자	3.485 (0.149)	0.096*** (0.009)	0.028*** (0.002)	136.538***	0.353
	자영업자	2.762 (1.141)	0.101 (0.064)	0.032 (0.020)	2.289	0.070
기술공 및 준전문가	임금근로자	3.367 (0.161)	0.105*** (0.010)	0.027*** (0.002)	94.753***	0.240
	자영업자	3.725 (0.629)	0.074** (0.036)	0.009 (0.008)	2.116	0.016
사무종사자	임금근로자	3.441 (0.148)	0.101*** (0.009)	0.024*** (0.002)	88.553***	0.203
	자영업자	5.032 (1.099)	0.013 (0.067)	0.004 (0.017)	0.036	-0.137
서비스종사자	임금근로자	3.175 (0.256)	0.126*** (0.016)	0.011*** (0.004)	36.502***	0.242
	자영업자	4.159 (0.489)	0.079*** (0.028)	-0.002 (0.008)	9.394***	0.128
판매종사자	임금근로자	3.406 (0.291)	0.106*** (0.019)	0.008** (0.004)	17.431***	0.145
	자영업자	4.526 (0.440)	0.068*** (0.024)	-0.010 (0.006)	16.716***	0.127
기능원 및 기능종사자	임금근로자	3.943 (0.200)	0.080*** (0.012)	0.012*** (0.003)	20.516***	0.086
	자영업자	5.189 (0.538)	0.028 (0.033)	-0.015* (0.008)	3.860**	0.055
장치/기계/조립종사자	임금근로자	4.143 (0.216)	0.073*** (0.014)	0.005* (0.003)	14.371***	0.063
	자영업자	5.179 (0.364)	0.051** (0.023)	-0.017*** (0.005)	20.464***	0.201
단순노무종사자	임금근로자	4.597 (0.221)	0.040*** (0.014)	-0.011*** (0.003)	30.486***	0.216
	자영업자	6.219 (1.033)	0.008 (0.056)	-0.048*** (0.016)	14.955***	0.490

주: ()안은 표준오차. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함.

자료: 한국노동패널 10차 조사.

[그림 2] ($S-P$) 프로파일($r = 0.1$)²²⁾



[그림 2]을 보더라도 임금근로자의 경우 인센티브효과가 존재한다는 것을 쉽게 예상할 수 있는데, 이를 보다 엄밀하게 검증하기 위해서는 생애소득의 현재가치와 경력-임금 프로파일 기울기인 ($S-P$) 프로파일에 대한 회귀분석이 필요하다. 직종별로 추정된 결과가 <표 4>이다. 생애소득의 현재가치를 산출할 때 적용한 할인율의 차이를 감안하기 위해 할인율(r)이 0인 경우, 5%인 경우, 그리고 10%인 경우로 나누어 살펴보았다.

추정결과, 임금근로자는 ($S-P$) 프로파일의 기울기가 모두 유의하게 정(+)의 값을 갖고 있는 반면, 자영업자의 경우 할인율이 0, 5%인 경우에는 유의하지 않고, 할인율이 10%인 경우에 유의한 부(-)의 값을 갖는다. 결국 임금근로자의 경우 인센티브효과가 존재하고 자영업자의 경우 인센티브효과가 존재하지 않는다는 것을 확인할 수 있다. 이런 결과는 LM과 Chang and Miller(1996)의 연구결과와 유사하다.²³⁾ 따라서, 우리나라 노동시장에서도 LM의 인센티브가설이 지지된다고 할 수

22) [그림 2]의 자영업자 ($S-P$) 관계에서 눈에 띄이는 부분이 존재하는 데, 좌측 상단에 위치한 값으로 단순노무종사자로 구분된 직종의 값이다. LM의 경우에도 자영업자에서 특이치(outlier)가 나타나는데, 그 직종이 의료전문직(의사/치과의사)인 반면, 본 연구에서는 자영업자의 단순노무종사자 직종에서 특이치가 발견된 것이다. 현 단계에서는 그 이유를 정확하게 파악할 수 없으나, 단순노무종사자로 구분되었다고 하더라도 자영업자인 경우 상대적으로 임금근로자와 매우 이질적인 집단으로 구성되었을 가능성이 있다.

23) 물론 그들의 연구결과와 달리 자영업자의 경우 할인율이 10%으로 적용되었을 때 부(-)의 ($S-P$)관계가

있다.

<표 4> ($S-P$) 프로파일에 대한 회귀분석 추정결과

구분		상수	S	F	수정 R^2
$r = 0$	임금근로자	-2409046.0 (460299.6)	2486027.0*** (452741.7)	30.15***	0.8150
	자영업자	296615.1 (361424.1)	-214477.8 (361713.3)	0.35	0.5749
$r = 0.05$	임금근로자	-571408.4 (147623.0)	603649.6*** (144995.5)	17.33***	0.6970
	자영업자	432023.0 (179333.3)	-397994.6 (179467.6)	4.92*	0.4352
$r = 0.1$	임금근로자	-182847.9 (74174.83)	201693.5** (72743.63)	7.69**	0.4948
	자영업자	374152.4 (123017.2)	-354330.6** (123166.6)	8.28**	0.5937

주: ()안은 표준오차. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함. 가중회귀분석 방법을 적용함.
자료: 한국노동패널 10차 조사.

V. 결론

본 연구는 연공임금의 경제적 합리성에 대한 근거로서 연공임금의 인센티브효과가 우리나라 노동시장에서 발견되는지를 검증하였다. LM의 방법론에 따라 한국노동패널 10차 조사결과를 활용하여 실증분석한 결과, 연공임금에 대한 인센티브가설이 지지되었다. 표준직업분류에 의한 8개 직종에 대해 임금근로자와 자영업자의 임금함수를 추정하고 이를 기반으로 직종별 생애소득의 현재가치를 도출한 후 직종별 경력-임금 프로파일 기울기와 비교한 결과, 임금근로자의 ($S-P$) 프로파일 기울기가 통계적으로 유의한 정(+)의 값을 보여주었기 때문이다.

이러한 실증분석 결과는 연공임금이 원활한 기업 경영활동을 위해 근로자들에게 동기부여를 제공하는 인센티브수단이라는 점을 보여준다. 물론 성과(생산성)에 따른 보상의 원칙에 비추어 볼 때 생산성에 비해 과도한 임금이라는 일반인식을 모두 불식시키는 데 한계가 있다. 그러나 본 연구를 통해 우리는 임금이 단순히 노동에 대한 보상에 그치는 것이 아니라 중장기적인 관점에서 근로자의 생애임금을 염두에 두고 설계한 것이라는 점을 파악할 수 있다. 따라서 향후 연공임금과 관련

나타난다는 점에서 차이가 있다.

된 기업 임금체계 개선작업에 있어 이러한 특징을 감안할 필요가 있다.

LM의 경우, 실제 미국 데이터를 활용하여 인센티브효과의 크기까지 추정하고 있는데, 심지어 연공임금의 89%를 인센티브효과로 볼 수 있다고 주장하고 있다. 필자가 보기에 다소 무리한 강한 가정하에 추정된 결과이고 연공임금에 영향을 미치는 다양한 요인들을 과감하게 단순화하여 인적자본축적효과와 인센티브효과로 구분한 결과이지만, 만약 그렇다면 순수한 인적자본축적의 결과로서 연공임금을 바라보는 기존의 논의는 상당한 수정을 필요로 하게 된다. 즉 생산성과 임금의 괴리현상, 특히 생산성보다 높은 임금이라는 것은 결국 기업경영을 위해 꼭 필요한 부분이라는 주장이 가능해 지기 때문이다. 따라서 연공임금의 부정적 효과를 언급함에 있어 더욱 균형감을 유지하는 노력이 필요하다. 그런 점에서 본 연구는 방법론상 여러 가지 개선의 여지가 많음에도 불구하고 그 의의가 있다고 할 수 있다.

물론 수많은 문제점은 남아있다. 선행연구에서도 지적되고 있는 바와 같이 과연 취업형태를 결정함에 있어 자기선택의 문제를 제대로 해결할 수 있느냐라는 지적에 대해서 아직 개선의 여지가 남아 있는 것이다. 본 연구가 자영업 선택의 결정요인에 대한 것이 아니기 때문에 집중적으로 다루지 못했으나, 향후 보다 엄밀한 분석이 필요하다. 또한 LM과 같이 직종별 생애소득을 추정함에 있어 지나치게 단순하게 접근하였다는 비판에서도 자유롭지 못하다. 즉 임금함수 추정결과를 활용한 생애소득 산출은 기본적으로 근로소득에 의한 부의 축적을 전제로 한 것이기 때문에 논란의 여지가 있다. 특히 자영업자의 경우, 그들의 소득이 순수하게 노동에 대한 대가뿐만 아니라 자본에 의한 소득도 포함될 가능성이 높기 때문에 생애소득을 정확하게 추정하기 어렵다. 이는 생애소득에 대한 보다 면밀한 추정방법을 개발하는 과정을 통해 해결되길 기대한다. 마지막으로 본 연구에서 사용한 경력연수가 이질적인 인적자본들로 구성되어 있다는 것도 문제점으로 지적할 수 있다. 논의의 편의상 잠재적인 노동시장 경력연수를 분석에 활용하였으나, 일부의 표본에서 발견되는 바와 같이 현재와 다른 타 직종, 타 산업에서 쌓은 경력연수를 동일한 인적자본으로 가정하는 것이 과연 바람직한 것인지에 대해서는 의문이 남는다. 가령 해당 직종에 상관성이 있는 경우에는 그렇다고 간주할 수 있으나, 전혀 이질적인 경우가 있을 수 있기 때문이다. 따라서 산업별 또는 직종별 인적자본의 특성 차이를 감안하여 인적자본 변수를 구성하고 이를 임금함수 추정에 반영할 수 있는 방법을 개발하는 것이 필요하다.

마지막으로 본 연구가 의미를 갖는 것은 연공임금에 대한 일반적인 인식에 비추어 기업 경영활동에 있어 필요불가결한 필수기능이 연공임금에 담겨져 있다는 근거를 인센티브가설에 대한 검증을 통해 확인할 수 있었다는 것이다. 서론에서도 강조했던 바와 같이 연공임금에 대한 논의가 지나치게 부정적인 효과에만 치중해 있다는 점에서 균형감을 갖고 대응방안을 마련하는 것이 중요하기 때문이다. 본 연구를 통해 향후 연공임금의 경제적 합리성에 대한 보다 활발한 연구를 기대한다.

참고문헌

- 김재호·윤미례·조준모·최강식(2006), 『자영업의 실태와 정책과제』, 서울: 한국노동연구원.
- 김정환(2008), 「고령자고용제도의 영향요인에 관한 연구」, 『2008 한국노사관계학회 동계학술대회 자료집』.
- 엄동욱(2008), 「임금과 인사고과」, 『노동경제논집』, 31권 3호, pp.47-74.
- 최효미(2005), 「자영업자의 근로소득 분석」, 『노동리뷰』, 2005년 2월호(통권 제2호), pp.60-72.
- 최희선(2005), 「중고령 인력의 임금과 생산성 -기업 설문조사 분석을 중심으로-」, 『KIET 산업경제』, 2005년 8월호, pp.47-63.
- 황수경(2005), 「임금체계와 노동시장 -연공임금을 중심으로-」, 황수경 등 공저, 『한국의 임금과 노동시장 연구』, 서울: 한국노동연구원, pp.159-210.
- 柳田征兒·三好向洋(2006), 「日本における賃金は本当に勤続年数とともに上がるのか」, 樋口美雄 慶應義塾大學商經連携21世紀COE(編), 『日本の家計行動のダイナミズム[Ⅱ]: 税制改革と家計の反應』, 東京: 慶應義塾大學出版會, pp.153-167.
- Brown, S. and J.G. Sessions(2001), “Experience-earnings profiles, education and gender,” *Journal of Economic Studies*, Vol.28, No.6, pp.408-421.
- Chang, C. and P. Miller(1996), “Incentive Effects in the Australian Labour Market: An Application of the Lazear and Moore Model,” *Australian Economic Papers*, Vol.35, Issue.66, pp.114-131.
- de Oliviera, M.M., E. Cohn and B. F. Kiker(1989), “Tenure, Earnings and Productivity,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.51, No.1, pp.1-14.
- Flabbi, L. and A. Ichino(2001), “Productivity, seniority and wages: new evidence from personnel data.” *Labour Economics*, Vol.8, No.3, pp.359-387.
- Kawaguchi, D.(2003), “Human capital accumulation of salaried and self-employed workers,” *Labour Economics*, Vol.10, No.1, pp.55-71.
- Lazear, E. P. and R. L. Moore(1984), “Incentives, productivity and labour contracts,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.99, No.2, pp.275-96.
- Medoff, J.L., and Abraham, K.G.(1980), “Experience, Performance, and Earnings.” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.95, No.4, 703-736.
- _____ (1981), “Are Those Paid More Really More Productive? The Case of Experience.” *Journal of Human Resources* Vol.16, No.2, pp.186-216.
- Ohkusa, Y.(1997), “A counter evidence for the Lazear-Moore findings: an empirical study of incentive part in the wage structure in Japan,” *Applied Economics Letters*, Vol.4, No.6, pp.377-379.