

勞 動 經 濟 論 集
第28卷(1), 2005. 4, pp. 135~156
© 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

자영업 부문의 소득분포 및 소득결정요인: 분위회귀분석*

최강식** · 정진욱** · 정진화***

본 연구에서는 자영업 부문의 소득분포 및 소득결정요인을 임금근로와 비교 분석하였다. 자영업 부문은 임금근로보다 소득편차가 크고, 부문내 이질성이 큰 집단이라는 점에서, OLS 추정과 더불어 분위회귀분석(quantile regression analysis)을 실시하였다.

주요 분석 결과를 보면, 첫째, 자영업주의 소득이 임금근로자보다 높으며, 소득분위가 높아질수록 자영업주와 임금근로자간의 소득격차가 확대된다. 둘째, 교육의 한계효과는 자영업주와 임금근로자 공히 소득분위가 높아질수록 증가하고 있어, 소득분위가 높은 집단일수록 교육에 대한 보상(가격)이 높다는 것을 알 수 있다. 단, 여성 자영업주의 경우는 예외로서, 소득분위가 높을수록 교육의 한계효과가 감소한다. 즉 소득분위가 높은 집단에 속하는 임금근로자와 남성 자영업주는 소득분위가 낮은 집단에 비해 노동시장에서 교육에 대한 보상이 더 큰 반면, 여성 자영업주는 소득분위가 높은 집단에 서 교육에 대한 보상이 오히려 작다.

—주제어 : 자영업, 분위회귀분석, 교육의 한계효과

* 이 연구는 2003학년도 연세대학교 학술연구비의 지원에 의하여 이루어진 것임.

** 연세대학교(kangchoi@yonsei.ac.kr, jinook@yonsei.ac.kr)

*** 산업연구원(jhjung@kiet.re.kr)

I. 서론

우리나라의 자영업 비중은 다른 국가들과 비교할 때 GDP 수준에 비해 매우 높은 수준이다. 일반적으로 1인당 GDP 수준과 자영업의 비중은 부(-)의 상관관계를 보이고 있는데, 우리나라의 경우에는 우리와 비슷한 1인당 GDP를 갖고 있는 국가들에 비해 자영업 비중이 높다(OECD, 2000, 류재우·최효영, 1999). 더욱이 우리나라의 경우에는 자영업의 비중이 1990년대 초반까지 급격히 감소하다가 1990년대 중반을 기점으로 다시 증가세로 반전한 것으로 나타난다. 따라서 우리나라 노동시장에서 자영업에 대한 분석은 임금근로의 분석 못지않게 중요한 과제라고 할 수 있다.

자영업과 관련된 기존 연구들은 주로 어떤 사람들이 자영업을 선택하는지, 즉 자영업의 결정요인이 무엇인지에 대해 집중되어 왔다. 일련의 연구들은 자영업의 주요 결정요인으로 자본시장의 불완전성으로 인한 유동성 제약(liquidity constraint) 여부, 가족의 배경, 직무만족도 등을 제시하고 있다. 또 다른 연구들은 자영업 종사자의 개인적 특성이 근본적으로 임금근로자와는 다르다는 주장을 편다. 즉 자영업주는 임금근로자보다 위험을 더 선호하거나 능력에 있어 차이가 있다는 것이다.

특히, 일부 학자들은 자영업주는 임금근로자보다 능력이 떨어져 기업에 취업하기 어렵기 때문에 자영업을 선택한다고 주장한다. 이 같은 주장에 반대하는 학자들은 오히려 자영업은 기업가 정신(entrepreneurship)을 가진 능력이 뛰어난 사람이 택한다는 주장을 펼친다.

그러나 이러한 주장들이 간과하고 있는 점은 자영업주는 임금근로자에 비해 매우 이질적(heterogenous)인 사람들의 집단이라는 것이다. 자영업주의 소득분포의 편차는 임금근로자에 비해 훨씬 더 크며, 개인적 특성에 있어서도 집단내 편차가 크다(류재우, 2004).¹⁾ 따라서 평균적인 방법을 사용하는 고전적인 회귀분석(classical regression analysis)으로는 다양한 특성을 갖는 자영업 집단의 소득분포와 소득결정요인을 파악하는 데 한계가 있다.

1) 이 같은 특징은 자영업이 임금근로에 비하여 위험도가 높고 평균 수익은 더 크다는 점을 보여준다.

이에 따라 본 연구에서는 자영업주의 이질성을 고려하여, 취업자의 소득분위별 분석이 가능한 분위회귀분석(quantile regression analysis)을 실시함으로써, 자영업 부문의 소득분포 및 소득결정요인을 분석한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅲ장에서는 자영업을 분석한 기존의 국내외 문헌을 간략히 검토하고, 제Ⅳ장에서 우리나라의 자영업 규모와 추세 및 소득분포를 임금근로자와 비교하여 살펴본다. 제Ⅴ장에서는 자영업과 임금근로의 소득결정요인에 대해 고전적인 회귀분석과 분위회귀분석을 병행하여 비교분석하고, 마지막으로 제Ⅵ장에서 분석 결과의 요약과 결론을 제시한다.

Ⅱ. 자영업 관련 기존연구

근로자들이 자영업을 선택하는 가장 중요한 이유는 자영업을 선택할 경우 얻게 되는 생애소득의 현재가치가 임금근로를 선택하였을 때 얻게 되는 생애소득의 현재가치보다 높다고 여기기 때문일 것이다. 그런데 자영업은 임금근로와는 다른 몇 가지 특성을 지니고 있기 때문에 이러한 특성들이 자영업 선택에 영향을 줄 수 있다. 자영업과 관련된 기존 연구들에서는 다음의 몇 가지 점들을 자영업의 주요 결정요인으로 보고 있다.

첫 번째 부류의 연구는 많은 사람들이 자영업으로 진출하고 싶어 하나 실제로는 자본시장의 불완전성으로 인하여 진출하지 못하고, 유산이나 다른 재산이 있는 경우 자영업으로의 진출이 더 용이하다는 주장이다. Evans and Jovanovic(1989)은 부유한 사람일수록 자영업에 종사할 가능성이 높다는 것을 실증적으로 보여주고 있다. Holtz-Eakin, Joulfaian, Rosen(1994) 역시 기업가들이 자신의 이윤 극대화를 위해 필요한 만큼의 자본을 조달하지 못할 경우 자기 스스로가 금융자산이 많을수록 성공할 가능성이 높다는 결과를 제시하였다. Blanchflower and Oswald(1998)는 많은 근로자들이 자영업을 선택하고 싶어 하나 자본제약으로 인하여 자영업을 택하지 못하고 있다고 주장한다. 이들은 11개국의 기존 근로자를 대상으로 하는 설문조사(International Social Survey Programme of 1989)에서 만약 다른 종류의 직업을 택한다면 임금근로와 자영업 중 어떤 것을 택할 것인가를 질문한 결과 절반 정도, 미국의 경우에는 63%가 자영업을 선택하고 싶다고 응답하였으나, 실제 이들 국가의 자영업 비중은 15% 정도에 불과하다는 점을 지적하였다.

이들은 자영업으로 진입하는 데 있어 중요한 장벽이 자본시장의 불완전성이며, 부모로부터 물려받은 유산 등이 있는 경우 자영업주가 될 가능성이 더 높다고 주장한다.

둘째, Hamilton(2000)은 자영업 종사자와 임금근로자 간의 소득격차를 설명하면서 비금전적인 보상, 예를 들면 자신이 스스로의 고용주(*be my own boss*)인 점 등이 자영업을 선택하는 데 역할을 한다고 주장한다. Blanchflower and Oswald(1998) 역시 개인 사업을 영위하는 사람들이 임금근로자들보다 직업만족도가 더 높다는 결과를 도출하였다. Evans and Leighton(1989)은 자율적인 것을 선호하는 사람일수록 자영업주가 되는 경우가 더 많다는 것을 보였다. 또한 Lombard(2001)는 여성의 경우 탄력적 근무시간을 선호할수록 자영업을 선택할 가능성이 높다고 하였으며, Blau(1987)는 기술진보의 정도, 사회보장 시스템, 조세제도 등이 자영업의 선택에 영향을 준다고 주장하였다.

세 번째 부류의 연구 중 Praag and Cramer(2001)는 자영업주의 기대 보상은 개인의 능력과 위험에 대한 태도에 따라 정해진다고 보았다. 이들은 네덜란드 자료를 사용하여 이러한 요인들이 자영업주와 임금근로자의 분포를 결정한다는 것을 보였다. Kanbur(1982) 역시 위험을 싫어하는 사업가들은 사업의 불확실성에 대한 금전적 보상을 원할 수도 있다는 점을 지적하였다.

네 번째 부류의 연구는 가족의 배경이 자영업의 결정에 영향을 준다는 논지를 펼친다. Fairlie(1999)는 흑인의 경우 자영업주가 될 확률이 백인의 1/3 정도에 불과하다는 점을 지적하였다. 그의 주장에 의하면, 인종 차이에 따른 자산 수준의 차이와 아버지의 자영업 비중이 적다는 점이 흑인이 자영업으로 유입되는 확률을 낮추는 요인들이지만, 이러한 요인들이 자영업의 탈출률 차이에는 영향을 미치지 않는다.

마지막으로 Lazear(2002)는 자영업주는 어떤 한 가지의 기능도 남보다 뛰어나지 않지만 모든 기능을 수행할 수 있는 능력(*jack-of-all-trades*)을 가지고 있다는 가설을 제시한다. 그는 이러한 가설하에 설정된 모형으로 자영업주들의 소득분포에 관한 여러 가지 예측을 이론적으로 제시하고 있다. 또한 실증적으로는 스탠포드대학 졸업자들이 재학 시절 수강한 과목들을 분석하여, 여러 분야의 과목을 다양하게 수강한 졸업생들이 자영업을 선택할 가능성이 높다는 것을 보여주고 있다.

한편, 우리나라에서는 자영업의 비중이 높음에도 불구하고, 자영업에 대한 연구가 큰 관심을 끌지 못하다가 최근 들어 상당히 활발히 진행되고 있다. 류재우·최호영(1999)은 자영업 부문의 특성 및 변화와 자영업의 고용비중 변화를 분석하였다. 이어진 논문인 류재우·최호영(2000)에서는 1990년대 이후의 자영업 증가 추이를 자영업과 비경제활동,

실업 간의 노동력의 유동이라는 맥락에서 분석하고 있다.

김우영(2000), 금재호 · 조준모(2000), 류재우(2004) 등은 자영업 선택의 결정요인에 대해 분석하고 있다. 김우영(2000)은 자영업의 결정요인으로서 과거의 취업형태, 부모의 취업형태, 자본계약 등이 자영업의 선택에 어떤 영향을 미치는가를 분석하고 있다. 특히 취업자를 고용주, 자영업자, 정규직 임금근로자, 비정규직 임금근로자의 네 부분으로 구분하여 비교우위가 있는 방향으로 취업이 결정되는지 아니면 역선택이 이루어지고 있는지를 분석하고 있다. 이와 같은 구분은 기본적으로 자영업 종사자의 구성이 내부적으로 매우 이질적이라는 데 기인한다.

금재호 · 조준모(2000) 역시 자영업의 이질성을 분석하고 있다. 이들은 자영업자가 저능력자군과 고능력자군의 2개 집단으로 구성된 분단노동시장적 구조를 가지고 있다는 이론적 가설을 검증한다. 이들에 따르면 직장경험이 없는 신규 취업자의 경우 교육수준이 낮고 연령이 높아 정규직 임금근로자로의 취업이 어려운 경우 자영업을 선택하는 반면, 자발적 이직자들의 경우 일반적 인적자본에 대한 한계수익률이 높고 상대적으로 임금수준이 높은 이들이 자발적으로 자영업자가 된다는 것이다.

류재우(2004)는 비농가 전일제(full-time) 남성을 대상으로, 자영업 부문에서의 취업비중 증가를 임금근로 대비 자영업의 상대적인 소득기회 및 선택성 변화로써 설명한다. 즉 외환위기 이후의 자영업 비중 증가는 소득 수준이나 소득 분산 등의 측면에서 자영업 취업의 유인이 상대적으로 증가하였기 때문이며, 자영업 종사자의 평균적인 숙련 수준이 높아지는 반면 자영업내 양극화가 심화되고 있음을 강조한다.

한편, 전병유(2003)는 자영업 선택의 결정요인으로서 인적자본과 보유자산, 기업가적 환경과 문화요인 등의 변수 이외에 실업률과 같은 경기변동 변수의 영향을 분석하고 있는데, 이에 의하면 실업률은 자영업 선택에 유의한 정(+)의 영향을 미친다고 하였다. 즉 외환위기 이후 자영업이 실업에 대한 하나의 대안으로 작용한 것으로 나타난다.

이 외에 안주엽(2000)은 실직을 경험한 근로자가 재취업 과정에서 임금근로 또는 자영업을 선택하는 데 있어서의 결정요인을 성별로 분리하여 비교분석하고 있다. 성지미(2002)는 여성을 대상으로 자영업 선택의 결정요인과 경력단절 가능성을 분석하고 있다. 성지미 · 안주엽(2002)은 자영업의 경제적 성과의 결정요인을 분석하고 있다.

이 같은 연구들은 각각 나름대로의 가설과 모형 설정을 통하여 자영업과 관련된 여러 가지 현상들을 분석하고 있다. 그러나 실증분석 방법에 있어 자영업주의 이질성을 고려하여 소득분위별 분석을 한 연구는 국내에서 찾아보기 어렵다.

Ⅲ. 자영업의 소득분포 분석

1. 자영업의 규모와 추세

우리나라의 비임금근로자수는 2003년 현재 773만 6천여 명으로 취업자 전체의 34.9%를 차지한다(표 1 참조). 비임금근로자 중 무급가족종사자를 제외하면 604만 3천여 명(27.3%)이 자영업에 종사하고 있으며, 자영업주의 약 1/4은 고용주이고 나머지 3/4 정도가 순수 자영업자이다.²⁾

〈표 1〉 자영업주의 규모 및 취업 비중 추이(1980~2003년)

(단위: 천명, %)

	총취업자	비임금근로자			자영업주	
		자영업주	가족종사자	고용주	자영업자	
1980	13,683 (100.0)	7,220 (52.8)	4,651 (34.0)	2,569 (18.8)	643 (4.7)	4,008 (29.3)
1985	14,970 (100.0)	6,866 (45.9)	4,679 (31.3)	2,187 (14.6)	845 (5.6)	3,834 (25.6)
1990	18,085 (100.0)	7,135 (39.5)	5,069 (28.0)	2,067 (11.4)	1,168 (6.5)	3,901 (21.6)
1995	20,414 (100.0)	7,515 (36.8)	5,567 (27.3)	1,946 (9.5)	1,520 (7.4)	4,047 (19.8)
1998	19,938 (100.0)	7,641 (38.3)	5,616 (28.2)	2,025 (10.2)	1,392 (7.0)	4,224 (21.2)
2000	21,156 (100.0)	7,795 (36.8)	5,864 (27.7)	1,931 (9.1)	1,458 (6.9)	4,406 (20.8)
2003	22,139 (100.0)	7,736 (34.9)	6,043 (27.3)	1,694 (7.7)	1,629 (7.4)	4,414 (19.9)

주: () 안은 총취업자 중 구성비(%).

자료: 통계청 KOSIS.

2) 자영업주 중 유급종업원을 1명 이상 고용하고 있는 경우에는 고용주로, 유급종업원이 없으면 자영업자(순수 자영업자)로 분류된다. 자영업주 중 고용주의 비중은 여성에 비해 남성에게서 높게 나타난다. 2003년의 경우, 남성은 자영업주의 30.3%가 고용주인 반면, 여성은 자영업주의 17.9%가 고용주이며, 이러한 성별 차이는 연도에 관계없이 일관되게 나타나는 현상이다(통계청 KOSIS).

자영업의 취업 비중은 1980년대 초 이후 빠르게 감소하다가 1990년대에 들어와서는 대체로 보합세를 유지하였고, 외환위기 이후 일시적인 증가추세를 보이기도 했으나 최근 몇 년간 다시 감소 추세를 나타내고 있다. 전체 근로자 중 자영업주의 비중은 1980년의 34.0%에서 1990년에는 28.0%로 낮아졌으며, 이후 27~28% 수준을 유지하고 있다. 그러나 우리나라와 비슷한 GDP 수준의 국가들에 비하면 우리나라의 자영업 비중은 여전히 높은 편이다. 자영업 내에서는 고용주의 비중 증가와 순수 자영업자의 비중 감소가 특징적인데, 이러한 추세 역시 1980년대에 비해 1990년대 이후에는 변화폭이 크게 둔화된 것으로 나타난다.

2. 자영업 부문의 소득분포

자영업주의 특징과 소득분포를 심층분석하기 위해 본 연구에서는 한국노동연구원에서 조사한 한국노동패널(Korea Labor and Income Panel Survey) 1차년도(1998년)~4차년도(2001년) 자료를 사용하였다. 실제 분석에서는 연령을 15~64세로 제한하였으며, 무급가족종사자는 분석에서 제외하였다.³⁾ 분석에 사용된 표본의 기본적인 특성은 <부표 1>에 제시되어 있다.

<표 2>는 자영업주와 임금근로자의 소득분포를 비교하고 있다. 임금근로자는 관리직/전문직과 사무직/생산직 두 집단으로 구분한 후 월평균소득을 구하였다. 분석 결과, 자영업주의 월평균소득은 관리직/전문직보다는 낮지만 사무직/생산직보다는 높은 것으로 나타났다. 1998년과 1999년에 자영업의 소득은 관리직/전문직과는 큰 차이를 보였고, 생산직과는 큰 차이가 없었다. 이는 당시의 경제상황이 매우 좋지 않은 해여서, 자영업주의 소득은 적은 반면, 임금근로자의 경우 고용이 되어 있는 상황에서 소득 상승은 여전히 이루어졌기 때문으로 보인다. 그러나 경기가 회복되기 시작하면서 자영업주의 소득이 상대적으로 더 많이 증가하여, 2001년에는 남자의 경우 자영업주 소득이 관리직/전문직과 큰 차이를 보이지 않고, 생산직과는 상당한 격차를 보였다. 여자의 경우 2001년에는 자영업주의 월평균 소득이 관리직/전문직보다 오히려 높은 것으로 나타났다. 시간당 평균 소득도 비슷한 추세를 보이고 있다(표 3 참조).

여기서 특이할 만한 점은 자영업주 소득의 변이계수(표준편차/평균)가 임금근로자에

3) 무급가족종사자의 경우 소득 자료가 없기 때문에 소득분포의 분석이 가능하지 않았다.

〈표 2〉 자영업주의 소득분포 : 월평균 소득¹⁾²⁾

(단위: 천원)

	남 자			여 자		
	자영업	관리직/전문직	사무직/생산직	자영업	관리직/전문직	사무직/생산직
1998	1,238 (1,459)	1,800 (818)	1073 (500)	692 (734)	1091 (588)	648 (313)
1999	1,304 (1,250)	1,661 (809)	1,100 (484)	744 (684)	1,020 (525)	689 (319)
2000	1,485 (1,575)	1,816 (739)	1,242 (500)	842 (1,033)	1,166 (551)	734 (357)
2001	1,896 (3,295)	1,934 (1,131)	1,266 (622)	1,158 (1,843)	1,130 (580)	761 (380)

주: 1) 초과수당 포함.

2) () 안은 표준편차.

자료: 한국노동연구원 KLIPS.

〈표 3〉 자영업주의 소득분포 : 시간당 평균소득¹⁾²⁾

(단위 : 천원)

	남 자			여 자		
	자영업	관리직/전문직	사무직/생산직	자영업	관리직/전문직	사무직/생산직
1998	6.06 (12.0)	8.51 (4.69)	4.62 (2.53)	4.24 (8.85)	6.23 (3.61)	3.20 (1.66)
1999	6.20 (15.3)	8.15 (9.64)	4.77 (2.51)	3.55 (4.94)	6.22 (4.16)	3.18 (1.90)
2000	7.21 (11.6)	8.81 (6.79)	5.39 (2.80)	4.87 (16.3)	6.50 (3.34)	3.62 (2.14)
2001	9.96 (21.2)	10.26 (11.0)	5.86 (4.31)	6.36 (12.8)	6.96 (5.35)	4.12 (4.11)

주: 1) 초과수당 포함.

2) () 안은 표준편차.

자료: 한국노동연구원 KLIPS.

비해 훨씬 크다는 것이다. 이는 자영업주가 임금근로자보다 내부의 이질성이 훨씬 크다는 것을 보여주는 것이다.

평균 소득이 아닌 소득의 중간값(median) 역시 관리직/전문직이 가장 높고, 그 다음이 자영업, 그리고 사무직/생산직의 순으로 나타났다(표 4, 표 5 참조).

〈표 4〉 자영업주의 소득분포 : 월소득 중간값(Median)¹⁾

(단위: 천원)

	남 자			여 자		
	자영업	관리직 /전문직	사무직 /생산직	자영업	관리직 /전문직	사무직 /생산직
1998	1,000	1,700	1,000	500	1,000	600
1999	1,000	1,500	1,000	600	950	600
2000	1,200	1,700	1,200	700	1,030	700
2001	1,500	1,800	1,200	750	1,000	700

주: 1) 초과수당 포함.
자료: 한국노동연구원 KLIPS

〈표 5〉 자영업주의 소득분포 : 시간당 소득 중간값(Median)¹⁾

(단위: 천원)

	남 자			여 자		
	자영업	관리직 /전문직	사무직 /생산직	자영업	관리직 /전문직	사무직 /생산직
1998	3.99	7.75	4.17	2.35	5.29	2.82
1999	4.25	6.73	4.28	2.42	5.03	2.79
2000	4.84	7.58	4.84	2.77	5.81	3.01
2001	5.81	7.91	4.84	3.32	5.52	3.32

주: 1) 초과수당 포함.
자료: 한국노동연구원 KLIPS.

IV. 자영업주의 소득결정요인 분석

1. 분석 모형

본 장에서는 자영업주와 임금근로자의 소득을 결정하는 요인이 무엇인지에 대해 분석하고자 한다. 먼저 다음과 같은 전형적인 소득함수를 고전적인 회귀분석방법인 통상최소자승법(Ordinary Least Square Method)을 사용하여 추정하였다.

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 EDU + \beta_2 EXP_i + \beta_3 EXP_i^2 + \gamma_1 S_i + \gamma_2 S_i \cdot EDU_i + \delta Z_i + U_i \quad (1)$$

여기서 W 는 소득(임금근로자의 경우 임금: 이하에서는 모두 소득이라고 칭함)을 사용하였다.⁴⁾ EDU 는 교육연수, EXP 는 노동시장에서의 잠재적 경력년수(연령-교육연수-6)이다. 이와 같이 설정된 소득함수에 대한 추정 결과에서 교육연수의 회귀계수 β_1 는 적절한 가정하에서 추가적인 1년의 교육투자에 따른 수익률(이하 교육투자수익률)로 해석할 수 있다.⁵⁾ S 는 자영업더미이며, 교육연수(EDU)와 자영업더미(S)의 교차항이 포함되어 있다. 마지막으로 Z 는 소득에 영향을 주는 기타변수들로서 지역더미, 성별더미, 연도더미 등이 포함되어 있다.

그러나 통상최소자승법과 같은 평균적인 분석은 자영업주의 소득 분석에서는 커다란 한계를 갖는다. 앞서 살펴본 바와 같이 자영업주 소득의 분산은 임금근로자보다 훨씬 더 크며, 이는 자영업주의 특성이 임금근로자보다 훨씬 더 이질적이라는 것을 의미한다. 그러므로 자영업 집단을 모두 동일하게 취급해서 임금근로자와 비교하는 것은 한계가 있다.

따라서 본 연구에서는 소득분위별로 구분하여 분위회귀분석을 병행하였다. 분위회귀분석은 Koenker and Bassett(1978)에 의해 처음 소개되었다. 고전적인 회귀분석이 종속변수의 조건부 평균(conditional mean)을 중심으로 하는 선형모형을 사용하는 데 반해, 분위회귀법은 종속변수의 조건부 τ -분위(conditional τ -quantile)를 중심으로 하는 선형모형을 사용한다는 점에서 좀 더 일반적이다.

분위회귀분석의 필요성을 직관적으로 설명하면 다음과 같다. 설명변수의 영향도를 통제된 후의 종속변수의 조건부 분포를 기준으로 했을 때 만일 그 분포의 각 분위별로 종속변수의 결정요인이 다를 가능성이 있다면, '평균적' 결정요인만을 추정하는 일반적인 회귀분석으로는 각 분위별 결정요인을 식별할 수 없다.⁶⁾ 또한, 전체 표본을 해당 소득분

4) 개별 근로자의 노동공급을 반영하는 근로시간 역시 임금소득에 크게 영향을 미치는 변수이지만 내생성의 문제를 지니고 있다. 이러한 문제점을 해결하기 위한 한 가지 방법은 종속변수로 근로자의 시간당 임금소득의 대수치를 사용하는 것이다

5) 본 연구에서 교육투자수익률이란 사적인 투자수익률(private rate of return)로서, 투자비용의 계산에 있어서는 교육에 대한 직접비용을 포함하지 않고 기회비용만을 포함한 개념이다.

6) 예를 들어 간단한 소비함수를 추정한다고 할 때, 소비수준의 상위 10%(절대적 소비액 기준이 아니라 설명변수의 값을 통제된 후의 조건부 분포에서의 상위 10%)에 속하는 소비자의 한계소비성향과 하위 10%에 속하는 소비자의 한계소비성향이 다르다면, 단지 평균적 한계소비성향만을 추정하는 일반적인 최소자승추정법(OLS)으로는 그 차이를 포착할 수 없을 것이다. 이 경우, 분위회귀분석을 사용하면 종속변수의 조건부분위별 한계소비성향을 추정해 낼 수 있다. 분위회귀분석은 사실상 중간값 회귀분석(median regression)을 일반화한 회

위에 따라 분리한 후 동일한 추정식을 통상최소자승법으로 추정하면 근로자의 이질성을 통제할 수 있지 않을까 생각할 수 있다. 그러나 이 같은 방법은 분석대상을 해당 소득분위로 구분할 때 그 분위에 해당되는 관찰치만을 포함시킴으로써 임의로 표본을 선택하는 결과를 초래하며, 이에 따라 심각한 선택편의(selection bias)가 유발될 수 있다. 반면, 분위회귀분석은 임의로 표본의 관찰치를 분할하지 않고 표본의 모든 관찰치를 사용하며, 단지 소득분위에 따라 주어지는 가중치가 다르게 주어질 뿐이다. 따라서 표본집단의 이질성이 강할 때 통상최소자승법과 분위회귀방정식은 그 방법론과 결과에 있어 상이할 수밖에 없다.

분위회귀분석 모형은 다음과 같다.

$$y_i = \beta_\tau' X_i + u_{\tau i}, \quad Q_\tau(y_i | X_i) = \beta_\tau' X_i \quad (i = 1, 2, \dots, n) \quad (2)$$

여기서 β_τ 는 $(k \times 1)$ 계수벡터, X_i 는 설명변수의 $(k \times 1)$ 벡터, $u_{\tau i}$ 는 오차항(error terms)을 각각 나타내며, $Q_\tau(y_i | X_i)$ 는 X_i 가 주어진 상태에서의 y_i 의 τ 번째 조건부 분위(conditional quantile)를 가리킨다. 물론, 모든 i 에 대하여 $Q_\tau(u_{\tau i} | X_i) = 0$ 이 성립한다. 분위회귀계수 β_τ 의 추정치는 주어진 분위(τ)하에서 다음 최소화 문제의 해(解)가 된다.

$$\text{Min} \frac{1}{n} \left\{ \sum_{y_i \geq \beta_\tau' X_i} \tau | y_i - \beta_\tau' X_i | + \sum_{y_i < \beta_\tau' X_i} (1 - \tau) | y_i - \beta_\tau' X_i | \right\} \quad (3)$$

2. 분석 결과

가. OLS 분석

<표 6>에는 통상최소자승법(OLS)과 분위회귀의 추정 결과(소득분위별 $\tau=0.1 \sim \tau=0.9$)가 비교되어 있다. 먼저 OLS 추정 결과를 보면, 교육연수 및 경력연수의 계수는 기존의 소득함수 추정 결과와 거의 유사하게 나타나고 있다. 교육의 한계효과는 임금근로자의

귀분석 방법이다. 중간값 회귀는 50분위(50th percentile) 분위회귀와 동일하여, 오차의 반은 음(-)의 값을 갖고, 나머지 반은 양(+)의 값을 갖도록 제약을 주어 회귀계수를 추정하는 방법이다. 따라서 중간값 회귀는 소비 수준이 중간 정도인 소비자의 한계소비성향을 추정하는 것이 된다. 비슷한 논리로, 10분위 분위회귀는 오차의 10%는 음(-)의 값을 갖고 나머지 90%는 양(+)의 값을 갖도록 제약한 후 추정하는 방식이다. 따라서, 10분위 회귀는 대략 소비 수준이 하위 10%에 속하는 소비자의 한계소비성향을 추정하게 해준다.

〈표 6〉 소득함수 추정(1998~2001년) : 전체(월평균 소득)

(N=13,289)

	OLS	분위(Quantile)				
		$\tau=0.1$	$\tau=0.25$	$\tau=0.5$	$\tau=0.75$	$\tau=0.9$
상수	3.060	2.588	2.877	2.994	3.204	3.382
교육연수	0.074 (39.70)	0.070 (16.60)	0.071 (28.30)	0.081 (41.10)	0.083 (50.10)	0.086 (40.60)
경력	0.035	0.037	0.034	0.038	0.038	0.040
(경력) ² /100	-0.061	-0.077	-0.064	-0.064	-0.056	-0.054
지역(서울=1)	0.074	0.088	0.071	0.066	0.054	0.069
남성(=1)	0.383	0.448	0.409	0.353	0.321	0.279
자영업(=1)	0.459 (5.69)	-0.004 (-0.02)	0.335 (2.83)	0.602 (6.46)	0.613 (5.58)	0.509 (3.74)
자영업*교육연수	-0.006 (-1.77)	0.002 (0.22)	-0.002 (-0.26)	-0.017 (-3.66)	-0.006 (-1.12)	0.003 (0.56)
1999년 더미	-0.060	-0.075	-0.044	-0.038	-0.052	-0.073
2000년 더미	0.050	0.092	0.077	0.063	0.024	0.004
2001년 더미	0.159	0.196	0.167	0.152	0.139	0.118
IMR	-1.200	-0.713	-1.425	-1.325	-1.360	-0.762

주: 1) () 안은 300회 반복을 통해 산출된 Bootstrapped t-value임.

2) 음(-)의 소득을 갖는 사람의 소득이 0으로 표시되는 표본 절삭(censoring)의 문제를 완화하기 위하여 양(+)의 소득일 때 1, 그렇지 않을 때 0의 값을 준 종속변수를 프로빗(probit)으로 추정한 후, 그 절삭 편의(censoring bias)의 추정치인 IMR(Inverse Mill's Ratio)을 설명변수로 추가함.

경우 0.074로 나타나고 있으며, 자영업자는 이보다 낮은 0.068로 나타나고 있어, 평균적으로 보면 학력이라는 인적자본에 대한 가격이 임금부문에서 더 높은 것으로 나타난다. 경력연수의 계수는 경력이 증가할수록 체감적으로 증가하여, 인적자본이론에서 예측하고 있는 방향과 일치한다. 또한 자영업주의 임금이 임금근로자보다 평균적으로 높다.

그러나 동일한 분석을 성별로 구분하여 실시한 경우, 남자는 전체 표본 결과와 큰 차이를 보이지 않으나(부표 3 참조), 여자의 경우는 전체 표본 결과와 다소 상이한 점이 발견된다. 여자의 경우, 종속변수를 월소득으로 할 때, 자영업주의 소득이 임금근로자보다 오히려 낮다. 반면, 근로시간을 고려한 시간당 임금을 종속변수로 할 때에는 여성 역시 자영업주의 소득이 임금근로자보다 더 높다(부표 4 참조). 이는 자영업에 종사하는 여성의 평균 근로시간이 임금근로에 종사하는 여성에 비해 적기 때문에 나타난 현상으로 보인다.

한편, 표본집단의 이질성을 고려하여 실시한 분위회귀분석은 소득분위별로 상이한 결

과를 보여주고 있다.

나. 자영업과 임금근로의 소득 비교

이하에서는 분위회귀분석의 결과를 토대로 자영업주와 임금근로자의 소득결정요인의 차이를 살펴보도록 한다. 먼저 자영업의 한계효과(=자영업더미 계수 + (자영업*교육연수 계수)*교육연수)를 추정된 결과가 <표 7>에 제시되어 있다. 그 결과를 보면, 자영업주의 소득이 임금근로자의 소득보다 높으며, 특히 소득분위가 높을수록 소득격차의 크기가 증가함을 알 수 있다. 이 계수들의 통계적 유의성을 확인하기 위해 300회를 반복한 Bootstrap 방법을 이용하여 t-value를 계산한 것이 계수값 아래의 괄호 안에 제시되어 있는데, 소득분위 하위 10%($\tau=0.1$)의 경우를 제외하고는 모두 통계적 유의성이 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 월 소득 대신 시간당 소득을 기준으로 해도 동일하며(부표 2 참조), 남녀로 구분한 분석에서도 대체로 비슷한 양상을 보인다.

<표 7> 자영업의 한계효과

	Q1 ($\tau=0.1$)	Q2 ($\tau=0.25$)	Q3 ($\tau=0.5$)	Q4 ($\tau=0.75$)	Q5 ($\tau=0.9$)
자영업의 한계효과	0.022 (0.11)	0.316 (3.11)	0.403 (5.27)	0.543 (6.36)	0.542 (4.32)

주: () 안은 Bootstrapped t-value임.

다. 소득분위별 교육투자수익률

다음으로 소득분위별로 교육의 한계효과(=교육연수의 계수+(자영업*교육연수 계수)*자영업 더미)를 구한 결과가 <표 8>에 제시되어 있다. 소득분위가 하위 10%($\tau=0.1$)인 경우 교육의 한계효과는 0.071이며, 소득분위가 상위로 올라갈수록 교육의 한계효과는 커져서 소득분위가 하위 90%($\tau=0.9$)인 경우 교육의 한계효과는 0.086으로 증가한다. 각 계수들은 통계적으로 모두 유의미한 값인 것으로 나타난다. 또한 분위간에 교육의 한계효과가 유의미한 차이를 보이는지를 검정해 보았는데, 소득분위가 하위 10%($\tau=0.1$)인 경우와 하위 20%($\tau=0.2$)인 경우는 계수 차이의 통계적 유의성이 다소 떨어지나, 나머지 분위간의 계수 차이는 통계적으로 모두 유의성이 높다.⁷⁾ 이는 소득분위가 높은 집단일

7) Bootstrapped t-value는 독자가 요청하면 제공할 수 있다.

〈표 8〉 교육의 한계효과

	Q1 ($T=0.1$)	Q2 ($T=0.25$)	Q3 ($T=0.5$)	Q4 ($T=0.75$)	Q5 ($T=0.9$)
교육의 한계효과	0.071 (16.5)	0.071 (26.5)	0.077 (38.0)	0.082 (46.1)	0.086 (37.5)

주: () 안은 Bootstrapped t-value임.

수록 교육이라는 인적자본의 가격이 더 높다는 것을 의미한다.⁸⁾

성별로 구분한 분석 결과에서는, 임금근로의 경우 남녀 두 집단 모두 전체의 경우와 비슷한 경향을 보인다. 그러나 자영업주의 경우에는 다른 양상을 보이는데, 남자의 경우에는 전체적인 유형과 비슷한 반면, 여자의 경우는 오히려 반대의 양상을 보인다. 즉 여자 자영업주의 경우에는 소득분위가 높을수록 교육의 한계효과가 감소한다(부표 5 및 부표 6 참조). 보다 상세한 분석을 위해 이하에서는 자영업과 임금근로의 소득분위별 교육의 한계효과 차이를 성별로 구분하여 분석한다.

라. 자영업과 임금근로의 소득분위별 교육투자수익률 차이

자영업주와 임금근로자의 소득분위별 교육효과 차이를 <부표 3>~<부표 6>을 이용하여 남녀별로 추정된 것이 <표 9>이다. 이에 따르면, 남자의 경우 월 소득분위가 하위 10%($\tau=0.1$)인 경우 교육의 한계효과는 자영업주가 임금근로자보다 0.016이 높으나, 월 소득분위가 중위($\tau=0.25$, $\tau=0.5$, $\tau=0.75$)인 경우에는 임금근로의 한계효과가 자영업보다 더 크다. 그러나 상위소득($\tau=0.9$)에서는 다시 자영업주의 한계효과가 더 큰 것으로 나타난다. 시간당 소득의 경우에는 소득분위가 높아질수록 자영업주와 임금근로의 차이는 줄어들어 상위소득($\tau=0.9$)에서는 자영업주의 한계효과가 더 큰 것으로 나타난다. 즉 시간당소득 분위가 하위 10%($\tau=0.1$)인 경우 교육의 한계효과 차이는 -0.018, 하위 25%($\tau=0.25$)에서는 -0.013, 하위 75%($\tau=0.75$)에서는 거의 차이가 없으며, 하위 90%($\tau=0.9$)에서는 0.009로 나타난다. 이 같은 현상은 교육이라는 인적자본에 대한 가격이 상위소득으로 갈수록 높아지며, 또한 상위소득에서는 교육이라는 속성에 대한 가격이 임금근로자보다 자영업주에게서 더 높게 결정된다는 것을 의미한다.

그러나 여자의 경우에는 남자의 경우와 매우 상이한 결과를 보인다. 여자의 경우 월

8) 월 소득 대신 시간당 소득을 사용한 경우도 동일한 추세를 나타낸다.

소득 기준이나 시간당 임금 소득 기준이 비슷한 양상을 나타내는데, 시간당 소득 기준으로 보면 남자의 경우와 더욱 대비가 된다. 즉 소득분위가 낮을수록 자영업의 한계효과가 임금근로보다 커진다. 시간당 소득분위가 하위 10%($\tau=0.1$)인 경우 교육의 한계효과 차이는 0.044로 자영업주가 임금근로자보다 높다. 그러나 소득분위가 상승함에 따라 이 추세는 역전이 되고, 소득분위 하위 90%($\tau=0.9$)인 경우는 -0.27로 임금근로의 한계효과가 오히려 자영업주보다 높게 나타난다.

즉 남자의 경우에는 상위소득에서는 자영업주가 임금근로자보다 교육에 대한 대가를 더 지불받는 반면에, 여자의 경우에는 하위소득일수록 자영업주가 임금근로자보다 교육에 대한 대가를 더 지불받는 것으로 나타나, 완전한 대조를 이룬다.

〈표 9〉 소득분위별 교육의 한계효과 차이: 자영업주 vs. 임금근로자

교육의 한계효과 차이 (자영업-임금근로)		소득분위				
		$\tau=0.1$	$\tau=0.25$	$\tau=0.5$	$\tau=0.75$	$\tau=0.9$
남자	월 소득 기준	0.016	-0.011	-0.012	-0.003	0.003
	시간당 임금 기준	-0.018	-0.013	-0.013	-0.0002	0.009
여자	월 소득 기준	0.051	0.040	0.003	-0.023	-0.005
	시간당 임금 기준	0.044	0.006	-0.011	-0.013	-0.027

자료: <부표 3>~<부표 6>.

V. 요약 및 결론

지금까지 우리는 기존의 자영업 관련 연구를 간략히 검토하고, 자영업에서의 소득분포와 소득결정요인을 분석하였다. 주요 분석 결과를 요약해 보면, 첫째는 자영업 집단이 임금근로자 집단보다 변이계수(소득편차)가 더 높다는 것이다. 즉 자영업 집단이 임금근로자 집단에 비해 매우 이질적이라는 사실이 확인된다.

개인의 소득결정식 추정에서는 조건부 평균을 중심으로 하는 OLS 방법을 사용한 경우 자영업주의 소득이 임금근로자의 소득보다 높은 것으로 나타났다. 따라서 자영업은 임금근로보다 평균 수익은 높은 반면 위험도는 더 높다는 것을 알 수 있다. 그러나 교육 투자수익률은 자영업주보다 임금근로자가 더 높은 것으로 나타나서, 평균적으로 보면

임금근로자가 자영업주보다 교육에 대한 보상을 더 높게 받고 있었다.

그러나 이러한 결과는 자영업주의 이질성을 고려하지 않고 평균적으로 두 집단을 비교한 것이다. 자영업주의 이질성을 고려하여 실시한 분위회귀분석 결과에서는 자영업주의 소득이 임금근로자의 소득보다 높게 나타나며, 특히 소득분위가 높을수록 이러한 소득격차의 크기가 증가하였다. 또한 월 소득 대신 시간당 소득으로 분석한 결과와 남녀를 분리하여 분석한 결과 모두 비슷한 양상을 나타내었다.

교육의 한계효과에 있어서는 자영업주와 임금근로자 공히 소득분위가 높아질수록 그 효과가 증가하는 것으로 나타났다. 이는 소득분위가 높은 집단일수록 교육이라는 인적 자본의 가격이 더 높다는 것을 의미한다. 남녀를 분리하여 분석한 결과에서도 임금근로의 경우에는 남녀 공히 소득분위가 높아질수록 그 효과가 커지는 것으로 나타났다. 그러나 자영업주의 경우에는, 남자는 소득분위가 높아질수록 교육의 한계효과가 높아지는데 비해, 여자는 반대로 소득분위가 높을수록 교육의 한계효과가 감소하는 것으로 나타났다.

자영업과 임금근로의 소득분위별 교육의 한계효과 차이를 분석해보면, 남자는 상위소득에서 자영업주가 임금근로자보다 교육에 대한 대가를 더 지불받는 반면, 여자는 하위소득일수록 자영업주가 임금근로자보다 교육에 대한 대가를 더 지불받는 것으로 나타났다. 즉 소득분위가 높은 집단에 속하는 임금근로자와 남자 자영업주는 소득분위가 낮은 집단에 비해 노동시장에서 교육에 대해 더 많은 보상을 받는 반면, 여자 자영업주는 오히려 소득분위가 높을수록 교육에 대한 보상 수준이 낮다. 교육투자의 효율성, 즉 노동시장에서의 교육의 한계효과를 높이기 위해서는, 후속 연구를 통해 이러한 취업유형별·성별 교육투자의 한계효과 차이에 대한 원인분석과 이를 통한 정책적 대안 모색이 필요할 것으로 보인다.

참고문헌

- 김재호·조준모, 「자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석」, 『노동경제논집』 23권 특별호 (2000.): 81-108.
- 김우영, 「취업형태의 비교우위와 자영업주의 결정요인에 대한 분석」, 『노동경제논집』 23

권 특별호 (2000.2): 55-80.

김우영. 「자영업주와 임금근로자의 직업만족도 비교분석」. 『중소기업연구』 23권 3호 (2001.10): 29-54.

류재우. 「자영업 부문의 소득기회와 선택성」. 『경제학연구』 52집 2호 (2004): 5-32.

류재우·최호영. 「우리나라 자영업 부문에 관한 연구」. 『노동경제논집』 22권 1호 (1999. 6): 109-140.

류재우·최호영. 「자영업을 중심으로 한 노동력의 유동」. 『노동경제논집』 23권 1호 (2000.6): 137-165.

성지미. 「여성의 자영업 결정요인과 경력단절 가능성」. 『노동경제논집』 25권 1호 (2002. 3): 161-182.

성지미·안주엽. 「자영업의 경제적 성과 및 주관적 평가의 결정요인」. 『노동정책연구』 2권 3호 (2002.10): 101-136.

안주엽. 「경기변동과 일자리 탐색기간 임금근로와 자영업의 선택」. 『노동경제논집』 23권 특별호 (2000.2): 109-132.

전병유. 「자영업 선택의 결정 요인에 관한 연구」. 『노동경제논집』 26권 3호 (2003.2): 149-179.

Blanchflower, David G., and Oswald, Andrew J. "What Makes an Entrepreneur?" *Journal of Labor Economics* 16 (1) (January 1998): 26-60.

Blau, David M. "A Time-Series Analysis of Self-Employment in the United States." *Journal of Political Economy* 95 (3) (June 1987): 445-467.

Card, David. "The Causal Effect of Education on Earnings." In *Handbook of Labor Economics* vol. 3A edited by O. Ashenfelter and D. Card Amsterdam: Elsevier, 1999.

_____. "Estimating the Returns to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems." *Econometrica* 69 (5) (September 2001): 127-160.

Evans, David S., and Jovanovic, Boyan. "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints." *Journal of Political Economy*. 97 (4) (August 1989): 808-827.

Evans, David S., and Leighton, Linda S. "Some Empirical Aspects of

- Entrepreneurship.” *American Economic Review* 79 (3) (June 1989): 519-535.
- Griliches, Zvi. “Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems.” *Econometrica* 45 (1) (January 1977): 1-22.
- Hamilton, Barton H. “Does Entrepreneurship Pay? An Empirical Analysis of the Returns to Self-Employment.” *Journal of Political Economy* 108 (3) (June 2000): 604-631.
- Holtz-Eakin, Douglas., David, Joulfaian., and Harvey S. Rosen, “Sticking It Out: Entrepreneurial Survival and Liquidity Constraints.” *Journal of Political Economy* 102 (1) (February 1994): 53-75.
- Koenker, Roger., and Bassett, Gilbert. “Regression Quantiles.” *Econometrica* 46 (1) (January 1978): 33-50.
- Lazear, Edward P., and Moore, Robert L. “Incentives, Productivity, and Labor Contracts.” *Quarterly Journal of Economics* 99 (2) (May 1984): 275-296.
- Lazear, Edward P. “Entrepreneurship.” NBER Working Paper #9109, Cambridge: Massachusetts, 2002.
- Lombard, Karen V. “Female Self-Employment and Demand for Flexible, Nonstandard Work Schedules.” *Economic Inquiry* 39 (2) (April 2001): 214-237.
- OECD. *Employment Outlook*. Paris, 2000.
- Van, Praag C.M., and Cramer, J.S. “The Roots of Entrepreneurship and Labour Demand: Individual Ability and Low Risk Aversion.” *Economica* 68 (269) (February 2001): 45-62.

부 록

〈부표 1〉 사용자료의 기초통계

변 수	남 자	여 자
교육연수	12.1 (3.28)	11.0(3.89)
경력연수	22.4 (11.9)	20.3(14.5)
지역(서울=1)	0.26	0.27
1999년 표본비율	0.29	0.26
2000년 표본비율	0.25	0.24
2001년 표본비율	0.24	0.25
자영업(=1)	0.33	0.23

주: () 안은 표준편차.

〈부표 2〉 소득함수 추정: 전체(시간당 소득)

(N=12,622)

	OLS	분위(Quantile)				
		$T=0.1$	$T=0.25$	$T=0.5$	$T=0.75$	$T=0.9$
상수	-0.141	-0.324	-0.359	-0.267	-0.059	0.210
교육연수	0.091	0.070	0.086	0.099	0.102	0.100
경력	0.030	0.028	0.033	0.032	0.033	0.036
(경력) ² /100	-0.042	-0.055	-0.056	-0.043	-0.035	-0.037
지역(서울=1)	0.035	0.038	0.047	0.047	0.032	0.056
남성(=1)	0.220	0.206	0.236	0.233	0.213	0.162
자영업(=1)	0.481	-0.019	0.363	0.444	0.524	0.578
자영업*교육연수	-0.001	0.010	-0.003	-0.010	0.006	0.012
1999년 더미	-0.026	-0.030	-0.024	-0.042	-0.032	-0.047
2000년 더미	0.072	0.100	0.095	0.067	0.053	0.040
2001년 더미	0.207	0.204	0.189	0.179	0.179	0.199
IMR	-1.760	-1.310	-1.882	-1.288	-1.819	-1.397

〈부표 3〉 소득함수 추정: 남자(월평균 소득)

(N=8,642)

	OLS	분위(Quantile)				
		$\tau=0.1$	$\tau=0.25$	$\tau=0.5$	$\tau=0.75$	$\tau=0.9$
상수	3.260	2.791	3.019	3.169	3.438	3.631
교육연수	0.073	0.071	0.075	0.079	0.079	0.081
경력	0.056	0.067	0.060	0.060	0.054	0.049
(경력) ² /100	-0.104	-0.143	-0.119	-0.110	-0.091	-0.073
지역(서울=1)	0.063	0.082	0.054	0.041	0.051	0.072
자영업(=1)	0.257	-0.196	0.228	0.395	0.366	0.303
자영업*교육연수	-0.004	0.016	-0.011	-0.012	-0.003	0.003
1999년 더미	-0.056	-0.073	-0.036	-0.035	-0.061	-0.073
2000년 더미	0.043	0.062	0.067	0.050	0.015	-0.005
2001년 더미	0.150	0.169	0.161	0.148	0.109	0.107
IMR	-0.479	-0.788	-0.553	-0.706	-0.462	0.062

〈부표 4〉 소득함수 추정: 남자(시간당 소득)

(N=8,303)

	OLS	분위(Quantile)				
		$\tau=0.1$	$\tau=0.25$	$\tau=0.5$	$\tau=0.75$	$\tau=0.9$
상수	-0.083	-0.455	-0.355	-0.241	0.076	0.403
교육연수	0.087	0.075	0.085	0.095	0.095	0.092
경력	0.053	0.058	0.060	0.060	0.052	0.043
(경력) ² /100	-0.086	-0.121	-0.112	-0.101	-0.075	-0.052
지역(서울=1)	0.027	-0.005	0.026	0.035	0.027	0.044
자영업(=1)	0.173	-0.051	0.115	0.224	0.238	0.174
자영업*교육연수	-0.009	-0.018	-0.013	-0.013	-0.0002	0.009
1999년 더미	-0.038	-0.011	-0.035	-0.052	-0.065	-0.049
2000년 더미	0.076	0.136	0.086	0.043	0.032	0.042
2001년 더미	0.220	0.241	0.191	0.156	0.157	0.208
IMR	0.036	0.435	-0.314	-0.118	-0.206	0.523

<부표 5> 소득함수 추정: 여자(월평균 소득)

(N=4,647)

	OLS	분위(Quantile)				
		$\tau=0.1$	$\tau=0.25$	$\tau=0.5$	$\tau=0.75$	$\tau=0.9$
상수	3.210	3.013	3.384	3.253	3.200	3.355
교육연수	0.072	0.056	0.045	0.071	0.089	0.092
경력	0.017	0.006	0.005	0.016	0.025	0.033
(경력) ² /100	-0.024	-0.018	-0.013	-0.023	-0.028	-0.039
지역(서울=1)	0.113	0.140	0.144	0.114	0.098	0.078
자영업(=1)	-0.146	-1.556	-0.950	-0.191	0.660	0.701
자영업*교육연수	0.006	0.051	0.040	0.003	-0.023	-0.005
1999년 더미	-0.087	-0.156	-0.035	-0.052	-0.060	-0.084
2000년 더미	0.074	0.175	0.133	0.088	0.029	0.010
2001년 더미	0.181	0.229	0.211	0.176	0.173	0.110
IMR	0.736	3.434	1.896	1.078	-0.853	-1.037

<부표 6> 소득함수 추정: 여자(시간당 소득)

(N=4,319)

	OLS	분위(Quantile)				
		$\tau=0.1$	$\tau=0.25$	$\tau=0.5$	$\tau=0.75$	$\tau=0.9$
상수	-0.100	-0.058	-0.059	-0.139	-0.206	-0.031
교육연수	0.096	0.061	0.075	0.100	0.118	0.120
경력	0.014	0.004	0.008	0.013	0.020	0.027
(경력) ² /100	-0.008	-0.002	-0.006	-0.004	-0.004	-0.012
지역(서울=1)	0.116	0.135	0.140	0.099	0.089	0.112
자영업(=1)	0.269	-1.298	-0.187	0.333	0.635	1.584
자영업*교육연수	-0.007	0.044	0.006	-0.011	-0.013	-0.027
1999년 더미	-0.028	-0.060	-0.022	-0.061	-0.011	-0.027
2000년 더미	0.075	0.110	0.093	0.051	0.066	0.065
2001년 더미	0.207	0.154	0.181	0.175	0.216	0.206
IMR	-0.960	1.649	-0.448	-0.918	-1.612	-3.637

abstract

Income Distribution and Determinants of Self-Employment: Quantile Regression Analysis

Kang-Shik Choi · Jin-Ook Jeong and Jin-Hwa Jung

This paper analyzes the distribution and determinants of income of the self-employed, in comparison with salaried workers. Relative to salaried workers, in general, the self-employed tend to have a larger dispersion of income and larger heterogeneity. In this regard, the quantile regression analysis was used, along with a typical OLS regression analysis.

According to the empirical findings, the income of the self-employed is larger than that of salaried workers, and this difference is larger for higher income group. The marginal effect of education is larger for higher income groups for both the self-employed and salaried workers, implying the return on education is larger for higher income groups. In contrast, for self-employed women, the marginal effect of education is smaller for higher income groups. Put differently, the return on education in the labor market is larger for salaried workers and self-employed men of high income groups as compared to those of low income groups, whereas the opposite holds for self-employed women.

Key Words: Self-Employed, Quantile Regression, Marginal Effect of Education