

자영업 매출과 소득의 결정요인 분석

금재호* · 이인실**

한국노동패널조사의 제1~10차 자료를 활용하여 외환위기 이후 10년간의 자영업주 매출과 소득의 변화 및 결정요인을 분석한 결과 자영업 내에서 ‘빈익빈 부익부’의 소득 양극화 현상이 진행되고 있으며, 2002년 이후 자영업주의 실질소득은 정체된 것으로 나타났다. 임금근로자의 소득에 비해 자영업주의 상대소득이 하락하였으며, 특히 ‘적자를 보고 있다’라는 표본을 분석에 포함시켰을 경우 자영업의 기대소득은 큰 폭으로 하락하였다. 소득변화의 요인파악을 위한 계량분석 결과 2002년도 매출이 클수록 2005~2007년간 소득이 줄어들 확률이 높아져 매출 대비 순수익이 줄어든 것으로 추정된다. 그러나 종업원수에 따른 소득변화까지 감안하여 살펴보면 종업원수가 많은 사업체일수록 소득이 상승할 가능성이 높게 나와 자영업에서 있어도 ‘규모의 경제’의 중요성이 강화되고 있음을 보여준다. 사업규모가 큰 자영업은 더욱 번성하고, 규모가 작은 영세자영업은 더욱 위축되어 존재의 위기에 부딪치게 됨에 따라 자영업 내부의 양극화 현상이 진행되고 있는 것이다. 자영업주 중에서도 여성, 고령자, 저학력자로 사업기간이 짧고 사업체 규모가 작은 경우 빈곤선 이하의 저소득 상황에 처할 위험성이 큰 것으로 나타났다. 영세자영업자를 위한 자금지원, 경영컨설팅, 고용지원서비스 및 사회안전망의 확충 등 정부의 적극적 대책이 요구된다.

핵심주제어: 노동시장, 자영업, 자영업 소득, 자영업 매출, 양극화
경제학문헌목록 주제분류: J21, J40

I. 머리말

전통적으로 자영업은 우리나라 노동시장에서 상당한 비중을 차지하여 왔을 뿐만 아니라 노동시장의 완충지대 기능을 수행하여 왔다. 그러나 세계화, IT로 대표되는 기술혁신, 지속적인 경제성장애 기인한 산업 및 직업구조의 변화로 인해 자영업은 더 이상 완충지대로서의 기능을 수행하고 있지 못하며 자영업

* 제1저자, 한국노동연구원 선임연구위원, 전화: (02) 3775-5553, E-mail: keum@kli.re.kr
** 교신저자, 서강대학교 경제대학원 교수, 전화: (02) 705-8503, E-mail: insill723@sogang.ac.kr
논문투고일: 2011. 1. 12 수정일: 2011. 9. 16 게재확정일: 2011. 9. 28

내부의 양극화로 영세자영업의 경영난과 근로빈곤의 위험성이 날로 증가하고 있다. 특히, 외환위기로 인해 실직한 다수의 근로자들이 2000년대 초반 벤처붐에 편승하여 자영업으로 진출하였으나 새로운 경제환경에 적응하지 못하고 도산·폐업하게 되면서 2003년 신용대란 발생의 주요 원인 중 하나로 작용하였다. 자영업의 경영난에 따라 2005년부터는 농림수산업을 제외한 다른 산업에 종사하는 자영업주의¹⁾ 절대수도 감소하기 시작하였다. 이러한 감소 추세는 한국경제의 변화과정과 외국의 경험을 감안할 때 앞으로도 상당 기간 동안 진행될 전망이다.²⁾

자영업 부문의 구조조정으로 피해를 보는 계층이 저학력·고연령·저자본의 영세자영업주라는 점이 흔히 지적되고 있다. 이들의 경우 일자리를 그만 두었을 때 새로 선택할 수 있는 일자리는 매우 제한되어 있으며, 많은 경우 은퇴하거나 아니면 비정규직 일자리를 전전하면서 근로빈곤 상태에 놓일 위험에 부딪치고 있다. 특히, 급속한 고령화시대에 영세자영업주의 상당수는 사회안전망에서 배제되어 있으며, 이들의 빈곤 위험성이 높아짐에 따라 사회적·재정적 부담이 급속히 증가할 것이다. 최경수(2009)도 저소득층의 소득향상이 부진한 원인으로 자영업의 위기를 지적하고 있다. 1990년대 중반까지는 자영업이 임금근로자에서 이탈한 근로자들에게 주요한 소득원이었지만 외환위기를 거치면서 영세자영업자들이 줄어드는 가운데 임금근로 일자리가 충분히 공급되지 않음에 따라 소득증가가 부진하고 빈곤이 증가하는 것으로 분석하였다.³⁾

자영업이 노동시장에서 차지하는 중요성에 비해 자영업에 대한 연구는 빈약한 수준이다. 자영업의 위기에 대한 우려에도 불구하고 외환위기 이후 자영업 부문의 소득이 정체상태에 있고 자영업 내부의 소득양극화가 심화되고 있는지에 대한 실증적 연구는 많지 않다. 자영업 관련 연구는 자영업 선택의 결정요인, 노동시장에서 자영업의 성과와 교육투자에 대한 효과분석, 자영업의 경제적 성과와 직업만족도 등에 관한 내용이 주를 이루고 있다. 자영업주의 매출과 소

1) 통계청의 「경제활동인구조사」에서는 임금근로자가 아닌 근로자를 고용주, 자영자, 무급가족종사자의 셋으로 구분하고 이들 모두를 비임금근로자로 부르고 있다. 비임금근로자라는 용어에는 임금근로자가 중심이라는 가치판단이 있기 때문에 이 논문에서는 비임금근로자 대신 자영업종사자라는 용어를 사용한다. 또한 고용주와 자영자를 합하여 자영업주로 정의한다.

2) 2010년에도 취업자는 전년 대비 32만 3,000명이 늘어났으나 자영업종사자는 19만 4,000명이나 감소하였다. 이에 따라 취업자 중 자영업종사자의 비중은 2002년의 36.0%에서 2010년 28.8%로 낮아졌다.

3) 김재호(2009)도 자영업주의 근로빈곤 위험이 임금근로자보다 높다는 것을 「한국노동패널조사」를 이용하여 실증적으로 보였다.

득에 관련된 기존의 연구로 먼저 안주엽·성지미(2003)의 연구를 들 수 있다. 이들은 한국노동패널 제4차 연도인 2001년 자료를 사용하여 자영업의 경제적 성과와 이에 대한 자영업주의 주관적 평가를 분석하고 있다. 일자리에서 얻은 경험과 인적 특성이 자영업 소득에는 의미 있는 영향을 준 반면 매출액에는 전혀 영향을 주지 않았다고 분석하고 있다. 또한 자영업주의 중장기 영업목표가 소득과 연간 매출액에 긍정적인 영향을 준 것으로 분석하였다. 이들은 창업훈련프로그램이 전반적으로 자영업 소득에 영향을 주지 않았지만 영리단체가 제공하는 훈련프로그램은 소득에 긍정적 영향을 준 반면, 정부나 소속된 사업체 제공 훈련프로그램은 소득에 부정적 영향을 주었다고 주장하고 있다. 또한 자영업의 경제적 성과와 주관적 평가 사이에는 양(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 결론을 내리고 있다.

최강식·정진욱·정진화(2005)는 자영업의 소득분포와 결정요인을 임금근로자와 비교하면서 자영업주의 경우 평균수익이 임금근로자보다 높지만 위험도 더 높다고 주장하고 있다. 그러나 자영업주의 교육투자수익률은 임금근로자보다 낮으며 평균적으로 자영업주가 임금근로자보다 교육에 대한 보상을 더 낮게 받고 있다는 것이다. 자영업 집단에서 나타나는 이질성을 고려해 분위회귀분석을 한 결과 자영업주의 소득이 임금근로자보다 높게 나타나며 소득분위가 높을수록 소득격차도 크다고 분석하고 있다.

또한 이승렬·최강식(2007)은 자영업 노동시장에서 성과의 결정요인을 한·일 간 비교·분석을 실시하면서 자영업 부문의 상이함에도 불구하고 성과 결정요인에 있어 양국 간 유사점이 있다는 사실을 발견하였다. 소득발생(혹자) 여부에 영향을 주는 요인으로, 한국의 경우 교육수준보다 자영업 종사기간이 더욱 중요한 반면 일본은 이전의 직업경험이 가장 중요하다고 분석하였다. 소득이 발생한 자영업주를 대상으로 분석한 결과 한국과 일본 모두 교육연수나 연령, 자영업 종사기간 등 인적자본변수가 소득에 긍정적 영향을 주고 있었다. 이 밖에도 자영업 소득 및 매출과 직접적 관련은 없지만 금재호 외(2005, 2008)는 1980년대 이후 우리나라 자영업주의 전반적 비중만이 아니라 성별·연령별·학력별·산업별 구조변화를 세세히 분석한 결과 커다란 구조조정이 자영업 분야에서 진행되고 있으며 그 결과 가족형·생계형 자영업주가 몰락하고 있다고 주장하고 있다.

본 논문에서는 외환위기 이후 10년간 자영업의 매출과 소득에 대해 전반적으로 분석 설명하고, 이를 바탕으로 계량모형을 이용하여 자영업의 양극화 현상

을 실증적으로 보여주고자 하였다. 즉, 자영업주의 소득이 실제로 어느 정도 정체되고 있는지, 자영업 내부의 양극화가 얼마나 심화되고 있는지, 또한 임금근로자와 비교하여 소득수준은 어느 정도인지를 설명하고자 한다. 이를 위해서 한국노동패널조사의 제1차에서 제10차 연도 자료를 사용하였다.⁴⁾ 외환위기 이후 10년간에 걸친 자영업의 매출액과 소득의 변화를 분석하고 원인을 살펴봄으로써 최근 진행 중인 자영업 구조조정에 대한 이해를 높일 수 있을 것이다.

이 논문은 자영업의 소득과 매출을 다루고 있는 기존연구와 몇 가지 점에서 차별화된다. 먼저 이전의 연구들이 1년 또는 수년의 비교적 짧은 기간에 걸친 자영업의 소득과 매출을 분석하고 있다면 이 논문은 1998~2007년의 10년에 걸친 소득 및 매출 변화를 살펴보고 있다. 두 번째는 소득 및 매출의 변화양상과 함께 변화의 원인을 심층적으로 분석하고 있다. 세 번째는 사용하는 방법론의 차이로 여기에서는 분위회귀추정(quantile regression estimation)모형과 임의효과 토빗추정(random effect tobit estimation)의 두 가지 방법을 통해 한국노동패널자료의 실증분석을 시도하였다. 두 가지 추정방법 모두 장단점을 가지고 있으며 서로 보완적이다. 분위회귀추정은 자영업 내부의 이질성을 잘 파악할 수 있고 오차항의 분포가 편중(skewed)되어 있는 상황을 회귀분석에 반영할 수 있다는 장점을 지니지만 분석에서 ‘적자를 보고 있다’는 표본이 제외되는 단점이 있다. 반면 임의효과 토빗추정은 ‘적자를 보고 있다’는 표본을 포함하여 추정의 효율성이 높아지지만 오차항의 분포를 정규분포로 가정함에 따라 추정결과와의 일치성을 만족시키지 못할 위험성이 지적된다.

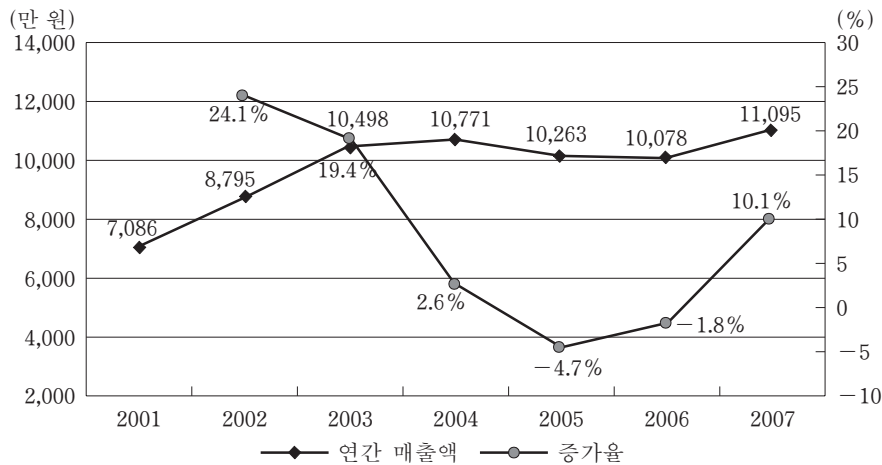
논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제II절에서는 매출액과 소득이 10년간 어떻게 변화하였는지 자료의 성격과 내용을 설명하였다. 제III절에서는 매출액과 소득의 결정요인을 계량모형을 이용해 분석하였다. 제IV절에서는 앞 장에서의 분석결과를 바탕으로 자영업 소득 정체에 대한 원인을 분석하고 마지막장인 제V절에서는 결론과 시사점을 도출하고 있다.

4) 본 연구에서 사용된 제1차에서 제10차까지의 한국노동패널조사 자료는 동일한 가구 또는 개인을 기준으로 장기패널자료(longitudinal data)를 만들어 사용하기에는 상실되는 자료의 양이 너무 커 10개년 자료를 횡단면 자료로 간주하여 사용하였다. 그러나 제IV절의 소득 변화에 대한 분석에서는 동일한 개인을 대상으로 구축한 2002~2007년의 장기패널자료를 사용하였다. 그 결과 추정에 사용된 표본수가 1,742개로 줄어들었다.

II. 매출액 및 소득의 변화 추이

1. 매출액의 변화 추이

자영업 매출액의 연도별 변화 추이는 <그림 1>에서 보는 바와 같다. 경상수준으로 2007년 자영업주의 연간 매출액은 1억 1,095만 원으로 조사되었다.⁵⁾ 2003년의 신용대란 이후 자영업의 매출규모는 정체상태를 보이고 있는데, 특히 2005년과 2006년에는 매출감소를 기록하였다. 2005년을 100으로 하는 소비자물가지수를 반영하면 2007년의 매출액은 2003년의 수준을 회복하지 못하고 있다.⁶⁾ 매출액의 규모가 매우 큰 일부 자영업주로 인해 평균매출액은 자영업의 실상을 왜곡시킬 수 있다. 평균매출액 대신 중간(median)매출액을 살펴보면 2001~2007년 사이에 3,599만 원에 불과하다. 평균매출액과 중간매출액 사이의



<그림 1> 연간 경상 매출액과 변화율 추이

- 5) 분석에서 농림수산업 종사자와 연간 매출액이 30억 원을 초과하는 경우는 제외하였다. 또한 1998~2000년을 제외한 것은 이때에는 범주로 매출액을 질문하여 정확한 매출액 조사가 어려웠기 때문이다. 즉, 2000년까지는 응답자들 매출액의 범주를 선택할 수 있도록 한 반면, 2001년부터는 모든 응답자들에게 금액만을 질문하였다. 그 결과 2001년 이전에는 정확한 매출액 규모를 파악할 수 없는 문제점이 있다.
- 6) 자영업 매출액의 실질수준을 계산하기 위해 소비자물가지수와 GDP 디플레이터 중 어떤 것을 사용하는가의 문제가 있다. 이 논문에서는 매출액의 실질구매력을 중시하여 소비자물가지수로 매출액을 조정한다. 소비자물가지수를 반영한 매출액은 2001년 8,025만 원, 2002년 9,686만 원, 2003년 11,180만 원, 2004년 11,070만 원, 2005년 10,263만 원, 2006년 9,861만 원, 2007년 10,587만 원이다.

이처럼 큰 격차는 자영업주 사이의 매출 격차가 매우 심각하다는 사실을 반영한다.

자영업주의 특성별로 매출액의 변화를 살펴보면 <표 1>과 같다. 성별로는 예

<표 1> 자영업주 특성과 연간 매출액

(단위: 만 원)

분 류		조사연도			
		2001년	2004년	2007년	2001~2007년
성별	남성	8,652	12,742	13,554	12,086
	여성	3,259	5,181	5,405	4,907
연령	20~29세	4,488	3,982	10,584	5,018
	30~39세	6,092	8,776	8,836	9,441
	40~49세	7,676	10,953	13,170	11,278
	50~59세	6,768	13,895	12,681	10,647
	60세 이상	8,691	8,607	5,963	7,551
교육수준	초등졸 이하	2,636	3,865	5,548	4,050
	중졸	4,995	7,802	6,192	6,559
	고졸	6,840	10,297	10,105	9,410
	전문대졸	9,002	17,172	16,005	14,142
	대졸 이상	14,928	16,316	17,511	17,437
산업	제조업	9,910	17,146	21,881	15,832
	건설업	8,359	12,100	8,415	11,556
	도소매 및 판매업	9,189	15,379	15,515	13,834
	음식숙박업	4,261	5,860	7,088	6,516
	운수업	4,038	4,500	4,265	4,404
	부동산 및 임대업	2,945	2,878	6,973	4,266
	사업서비스업	15,083	10,394	16,968	12,553
	교육서비스업	4,686	3,883	4,167	4,211
	오락, 방송 및 공연	3,843	6,461	4,937	5,064
	기타 공공/개인서비스	2,690	4,922	4,858	4,878
종업원수	0명	2,998	4,967	4,927	4,527
	1~4명	11,577	13,837	15,747	14,875
	5~9명	22,469	41,675	43,384	34,264
	10명 이상	28,917	47,740	49,890	46,650

주: 각 연도 매출액은 경상매출액이고 2001~2007년을 종합한 매출액은 2005년 기준 소비자물가지수를 반영한 매출액이다. 매출액 30억 원 초과 사례는 분석에서 제외하였으며 2004년의 전문대졸 매출액과 2007년의 20대 매출액은 표본수가 적어서 나타난 현상으로 파악된다.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 2001~2007년.

상과 같이 여성에 비해 남성 자영업주의 매출액이 많다. 관찰연도에 따라 다소간의 차이가 있지만 소비자물가지수를 반영한 2001~2007년의 매출액은 남성이 1억 2,086만 원으로 여성의 4,907만 원보다 2.46배나 많다. 연령에 따라서는 40대까지 계속 증가하다가 50대 이후 감소하고 있다.⁷⁾ 2004년과 2007년을 비교할 때 40대와 50대 사이의 매출액 역전현상이 나타난 점과 60세 이상 고령자의 매출액이 큰 폭으로 감소한 점을 주목해 볼 필요가 있다.

학력별로 고학력 자영업주의 매출액이 높으며 산업별로도 매출액의 차이가 크다. 2007년의 경우 연평균매출액 1억 1,095만 원보다 평균매출액이 많은 산업은 ‘제조업’, ‘도·소매 판매업’ 및 ‘사업서비스업’의 세 가지 업종에 불과하다. 특히, ‘교육서비스’는 2001~2007년의 매출액 평균이 4,211만 원에 불과하며, 자영업주의 다수가 종사하는 ‘운수업’, ‘부동산 및 임대업’, 기타 공공, 수리 및 개인서비스업’의 매출도 각각 4,404만 원, 4,266만 원, 4,878만 원으로 4,000만 원 수준에 머물고 있다. 최근 영세자영업의 경영난에 대한 관심이 높아지고 있는데 대표적인 업종이 도·소매 판매업과 음식숙박업이다(〈그림 2〉 참조). 도·소매업은 2004년 이후 평균매출액이 감소하였고, 음식숙박업도 6,000만 원 후반대의 평행선을 달려 매출액의 측면에서 경영상태가 악화되고 있다.⁸⁾

자영업의 규모가 클수록 매출도 증가하는 것은 당연하다. 그러나 2001~2007년 평균적으로 종업원이 없는 자영업자의 매출액보다 종업원 1~4명의 고용주 매출이 3.29배 많고, 5~9인의 고용주는 7.67배, 그리고 10인 이상은 10.3배나 많다(〈그림 3〉 참조).⁹⁾ 표본수가 많지 않기 때문에 분석결과를 우리나라의 경제에 그대로 적용하기에는 어려움이 있지만, 이러한 결과는 자영업에 있어 ‘규모의 경제’가 작용되고 있다고 간주할 수 있다.

2. 자영업 소득의 변화 추이

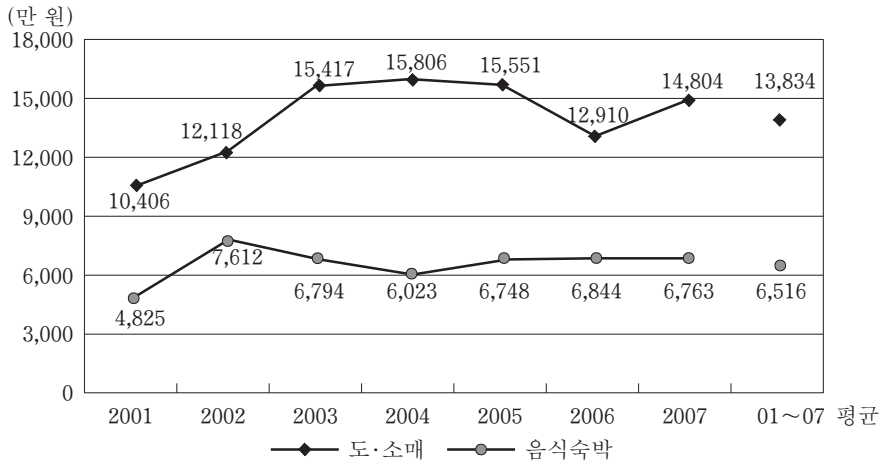
한국노동패널조사에서는 자영업주와 임금근로자의 소득에 대해 질문을 하고 있다. 자영업주에 대해서는 전체 매출액에서 비용과 세금을 제외한 소득이 얼

7) 40대와 50대 매출액 격차는 10% 수준에서 유의하여 통계적으로도 50대의 매출액이 40대보다 낮은 것으로 나타났다.

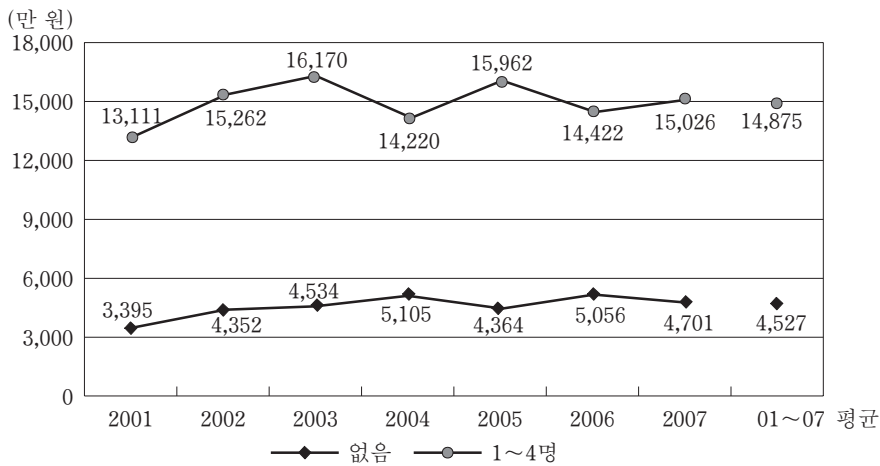
8) 이 그림에서는 2005년 기준 소비자물가지수를 반영한 값이기 때문에 〈표 1〉의 값과는 차이가 있다.

9) 그러나 〈표 4〉의 추정결과에서는 사업체 규모에 따른 매출액의 차이가 기초분석의 결과보다 좁혀지며, 이는 고학력 남성의 사업체 매출액이 크다는 점을 간접적으로 반영한다.

110 자영업 매출과 소득의 결정요인 분석



<그림 2> 도소매·음식숙박업의 연간 매출액(만 원) 추이



<그림 3> 사업체 규모별 연간 매출액(만 원)의 추이-물가지수 반영

마인지를, 그리고 임금근로자에게는 임금에서 세금을 제외한 소득을 질문하여 '세후소득'을 묻고 있다. 임금근로자는 소득과약이 비교적 용이하지만 자영업주는 소득을 정확하게 파악하기 어렵다. 자영업주는 임금근로자처럼 노동력만을 제공하는 것이 아니라 '임대료', '시설비', '권리금', '상품' 등의 형태로 자본을 투자하고 있기 때문에 투자한 자본에 대한 기회비용을 정확하게 평가하기 힘들다. 또한 적자를 보는 경우 소득의 산정에 적자를 어떤 방식으로 포함시킬 것인가의 문제가 있으며, 영세자영업주의 경우 매출과 비용 그리고 소득을 정확

〈표 2〉 월평균 소득의 추이¹⁰⁾ - 농림수산업 제외

(단위: 만 원)

연도	자영업주			임금근로자		
	고용주	자영자	전체	정규직	비정규직	전체
1차 1998	228.2	106.3	142.1	123.3	71.8	111.4
2차 1999	186.7	114.1	139.4	117.8	67.2	103.0
3차 2000	225.9	116.8	154.3	-	-	108.8
4차 2001	292.0	143.4	197.3	130.6	79.9	119.8
5차 2002	315.2	169.8	225.0	143.0	84.5	130.3
6차 2003	319.4	170.5	226.7	161.9	90.3	145.7
7차 2004	336.4	195.2	248.7	179.2	99.9	158.0
8차 2005	344.8	162.3	218.1	194.2	103.3	167.3
9차 2006	359.7	178.8	234.8	205.1	114.0	177.5
10차 2007	368.2	193.0	251.2	222.1	116.9	190.5

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007년.

하계 구분하기 곤란한 한계가 있다.¹¹⁾

더욱이 한국노동패널조사에서는 자영업주가 ‘적자를 보는’ 경우 적자의 규모를 묻지 않고 있다. 그 결과 조사된 자영업주의 소득이 실제보다 과대평가되었을 위험이 있다. 이러한 위험과 함께 자영업주 소득에는 자산에 대한 기회비용도 포함되어 있지만 임금근로자 소득은 순수한 근로소득만을 포함하고 있기 때문에 자영업주의 소득과 임금근로자의 소득을 직접 비교하는 것도 쉽지 않다.

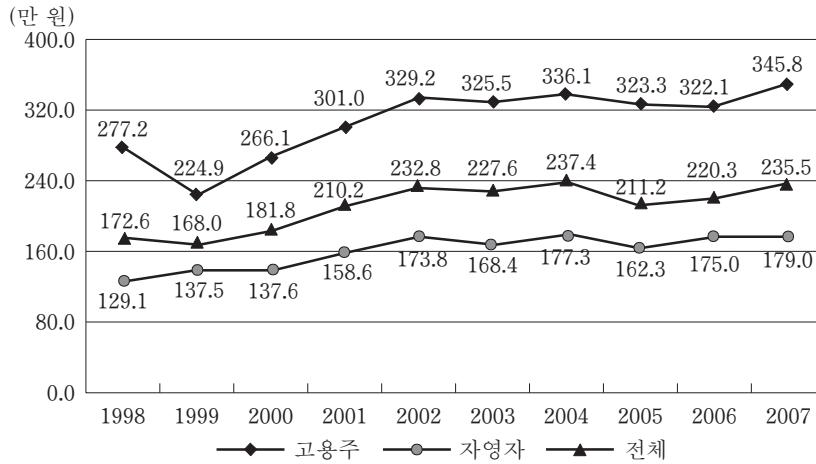
〈표 2〉는 자영업주와 임금근로자에 대해 월평균 소득 및 임금의 시계열 추이를 보여주고 있다. 〈표 2〉에서 적자를 보는 자영업주는 적자규모를 파악할 수 없기 때문에 계산에서 제외시켰는데 자영업주 소득은 1998년의 142만 1,000원에서 2007년 251만 2,000원으로 76.8%가 상승한 반면,¹²⁾ 임금근로자는 동 기간 111만 4,000원에서 190만 5,000원으로 71.0%가 늘어났다. 정규직과 비정규직의

10) 적자를 보는 경우는 분석대상에 제외하였고, 따라서 자영업주의 월평균소득이 과대 추정되었다. 또한 2000년의 제3차 조사에서는 정규직 여부를 조사하지 않아 정규직 및 비정규직 근로자의 임금수준을 파악할 수 없다.

11) 특히, 농가에서 발견할 수 있는 것처럼 자기가 생산한 물품을 자기가 소비하였을 때, 이의 가치를 어떻게 평가할 것인가의 어려움이 있다.

12) 적자를 보는 자영업주의 비중이 1998년의 19.3%에서 2004년 7.6%로 낮아졌기 때문에 자영업주의 소득상승은 〈표 2〉의 수치보다 더 높을 가능성이 높다. 또한 극단적 값이 미치는 영향을 배제하기 위해 월 2,000만 원 초과고 소득자는 분석에서 제외하였다.

112 자영업 매출과 소득의 결정요인 분석



〈그림 4〉 자영업주 월평균 실질소득의 추이¹³⁾

임금격차가 큰 것처럼 자영업 내에서도 고용주와 자영자의 소득격차가 매우 크다. 2005년 기준 소비자물가지수로 경상소득을 조정하였을 때, 1998~2007년 사이 고용주는 306만 8,000원의 실질소득을 올린 반면 자영자는 52.1%에 불과한 159만 9,000원에 그쳤다.

〈그림 4〉는 소비자물가지수로 조정된 실질소득의 추이를 나타내며 몇 가지의 특징을 보인다. 첫째, 자영업주 전체의 실질소득은 2004년 이후 큰 폭으로 하락하였고, 2007년까지도 2004년의 수준을 회복하지 못하고 있다. 둘째, 고용주의 실질소득은 외환위기의 충격을 극복한 이후 2002년부터 2006년까지 320~340만 원대에서 횡보하고 있었다. 세 번째, 자영자의 소득은 2004년까지 상승 추세를 보이다가 2005년 큰 폭으로 하락하였다. 네 번째, 2004년과 2007년을 비교해 자영업 내부의 구조변화가 있었을 가능성을 제기한다. 이 기간 고용주와 자영자 모두 실질소득이 높아졌으나 고용주와 자영자를 합산한 소득은 2004년보다 2007년이 낮다. 이러한 현상은 자영업주 구성변화로만 설명이 가능하며, 자영자의 비중이 높아졌음을 시사한다.¹⁴⁾ 다섯 번째, 2002년 이후 실질국민총소

13) 적자를 본 자영업주와 농림수산업 종사자는 제외하였으며, 소비자물가지수를 사용하여 실질소득을 계산하였다.

14) 최근 들어 프리랜서, 특수형태근로종사자 등 나홀로 자영업주의 비중이 높아졌을 가능성이 높다. 한국노동패널조사에서는 특수형태근로종사자에 대한 명확한 분류기준이 없다. 그 결과 응답 상황에 따라 특수형태근로종사자가 자영업주로 처리되었을 수도 아니면 임금근로자로 처리되었을 수도 있다.

득이 13.7% 증가한 점을 감안하면 자영업주의 상대소득이 하락하였다.

이는 임금근로자와 비교하면 더욱 명확하다. <표 2>에서 2002~2007년 사이 임금근로자의 명목 임금은 46.2%가 증가하였으나, 자영업주의 명목소득은 11.6% 상승에 그쳤다.¹⁵⁾ 따라서 2002년 이후 자영업주의 실질소득이 정체함에 따라 상대적 상실감을 느끼고 있을 가능성이 제기된다.

자영업주 특성에 따른 소득변화를 살펴보기 위해 2007년도 경상소득과 1998~2007년을 통합한 소득자료를 사용하여 특성별 소득을 파악하였고, 그 결과는 <표 3>에 정리되어 있다. 1~10차 연도의 소득자료를 통합할 때 소비자물가지수로 소득을 조정하였다. <표 3>을 살펴보면 남성이 여성보다 소득이 높고, 연령에 따라서는 40대를 정점으로 하는 역U자를 그린다.¹⁶⁾ 1998~2007년 전체적으로 여성 자영업주의 소득은 남성의 62.0%에 불과하다. 연령별로는 60세 이후 소득이 큰 폭으로 하락하여 60대 이상 자영업주 소득은 월평균 138만 원으로 40대의 59.9% 수준이다. 학력별로도 고학력자 소득이 상대적으로 높아 대졸 자영업주의 평균소득이 307만 7,000원이었던 것에 반해 고졸자는 대졸자의 69.3%, 중졸자는 대졸자의 51.8%, 그리고 초졸 이하는 대졸자의 40.1%에 지나지 않는 123만 5,000원에 그치고 있었다. 특히, 2007 경상기준으로 대졸 이상 고용주의 소득은 461만 9,000원에 달하였다. 종합적으로 40, 50대 남성으로 제조업이나 도·소매, 사업서비스업 등에 종사하는 대졸 이상의 고학력자 소득이 가장 높아 한국 사회에서 고소득군에 속하는 것으로 여겨진다.

산업별로는 사업서비스업이 269만 2,000원으로 가장 많고, 이 밖에도 제조업, 건설업, 오락, 방송 및 공연, 도·소매 등이 200만 원을 넘어 소득이 높은 업종에 속한다.¹⁷⁾ 소득이 가장 낮은 산업은 월평균 160만 1,000원인 기타 공공/개인서비스업이고 바로 위에 교육서비스, 음식숙박업, 운수업, 부동산 및 임대업이 동일 집단을 형성하고 있다. 사업체 규모에 따라서도 소득 차이가 많아 자영업자의 소득은 고용주의 절반 수준인 52.1%에 그치고 있는데, 10명 이상을 고용하는 고용주의 소득은 무려 자영업자의 2.79배에 달하고 있다. 이러한 분석결과는 자영업주 사이의 소득양극화가 심각한 수준이라는 의문을 제기한다.¹⁸⁾

15) 고용노동부의 「사업체노동력조사」에서도 5인 이상 비농 전 산업의 실질임금은 같은 기간 19.2% 상승한 것으로 나타나고 있다.

16) 30대, 40대, 50대 사이의 소득격차는 통계적으로도 1% 수준에서 유의하다.

17) 보건 및 사회복지 556만 3,000원, 통신업 274만 원, 금융 및 보험 219만 2,000원으로 조사되었지만 표본수가 많지 않아 <표 3>에서는 보고하지 않았다.

18) 자영업의 양극화는 경제환경의 변화에 따른 당연한 결과로 여겨진다. 한국은 자영업의

〈표 3〉 자영업주 특성과 소득¹⁹⁾

(단위: 만 원)

분 류		2007년			1998~2007년		
		고용주	자영자	전체	고용주	자영자	전체
전 체		362.4	187.6	246.8	306.8	159.9	210.1
성별	남성	395.1	211.7	280.4	325.1	181.5	235.8
	여성	256.7	142.3	171.9	238.0	115.5	146.2
연령	20~29세	333.8	168.0	201.1	208.1	128.5	150.0
	30~39세	340.5	201.7	257.8	286.7	176.0	218.9
	40~49세	371.3	234.2	285.7	329.6	174.2	230.5
	50~59세	389.0	168.4	240.1	326.0	155.0	210.4
	60세 이상	304.2	119.1	157.1	241.9	108.2	138.0
교육수준	초등졸 이하	212.7	122.0	137.0	199.1	111.1	123.5
	중졸	283.2	147.4	177.9	235.0	136.3	159.4
	고졸	324.9	201.6	240.8	286.1	176.9	213.2
	전문대졸	327.0	224.9	264.7	315.3	173.3	232.6
	대졸 이상	461.9	233.3	354.0	380.1	203.5	307.7
산업	제조업	415.4	182.5	311.1	343.2	170.3	255.7
	건설업	287.9	218.7	245.4	292.0	193.8	235.2
	도소매	417.6	180.5	253.4	331.6	156.0	205.4
	음식숙박업	294.2	166.5	225.6	250.1	130.8	183.8
	운수업	253.3	189.6	194.0	240.9	179.3	185.8
	부동산 및 임대업	330.0	228.1	264.7	240.4	171.3	189.1
	사업서비스업	340.3	254.6	295.7	325.3	205.7	269.2
	교육서비스업	255.6	156.8	199.1	243.0	127.9	181.7
	오락, 방송 및 공연	308.6	192.4	234.1	284.6	167.5	214.3
기타 공공/개인서비스	288.1	144.1	181.0	244.5	131.1	160.1	
종업원수	0명	—	187.6	187.6	—	159.9	159.9
	1~4명	322.3	—	322.3	272.4	—	272.4
	5~9명	467.4	—	467.4	389.5	—	389.5
	10명 이상	501.0	—	501.0	446.4	—	446.4

주: 농림수산업은 분석에서 제외하였다. 또한 월평균소득의 계산에서 적자와 2,000만 원을 초과하는 고소득자는 포함시키지 않았다.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007년.

비중이 다른 국가에 비해 상당히 높다. 즉, 선진국의 경우 취업자 중 자영업 종사자의 비중이 10%대에 불과하지만 한국은 2000년대 초반 30%를 넘어서 자영업 부문에서 과잉 인력이 존재하는 것으로 여겨진다. 세계화와 외환위기의 여파로 자영업이 집중되어 있는 서비스 분야의 개방이 확대되어 경쟁이 심화되었다. 서비스 분야의 경쟁심화는 선진국에

Ⅲ. 매출과 소득 결정요인 분석

1. 매출의 추정방법

지난 수년 동안 자영업의 쇠퇴와 경영난에 대한 논의가 있었는데, 이에 대한 실증적 증거는 부족한 상황이다. 자영업 매출과 관련되어 관심을 이끄는 이슈인 매출에 대한 시간효과(time effect)를 평가하기 위한 하나의 방법으로 시간, 즉 연도에 따라 자영업의 매출이 변화하는지를 살펴보고자 한다. 이를 위해 자영업 매출액의 결정함수를 설정하고 추정한다. 종속변수로는 매출액의 로그값을 사용하며 설명변수 중 인구학적 변수로 성, 연령, 학력, 가구주와의 관계, 혼인상태, 그리고 자영업의 특성변수로는 산업, 사업기간, 종업원 유무 및 규모를 포함시킨다.

매출액과 관련하여 경상매출액을 사용할 것인지 아니면 물가지수 또는 GDP 디플레이터로 조정된 조정매출액을 사용할 것인지를 논의가 있다. 여기에서는 연도효과(year effect)를 측정하는 것이 주된 목적이기 때문에 물가상승효과를 제어하는 것이 바람직하다.²⁰⁾ 추정에는 농림수산업을 제외한다. 농림수산업의 매출액은 정부의 (가격)정책과 작황에 의해 영향을 받기 때문에 분석에서 제외하는 것이 불필요한 노이즈를 제거할 수 있다.

자영업주의 연령별로 매출액을 살펴보면 조사 당시의 나이로 40대까지 매출이 증가하다 그 이후에는 감소하는 경향이 발견된다. 이를 모형에 반영하기 위

비해 과다한 규모인 자영업에 더 큰 충격을 주었다. 또한 소득증가로 인한 소비자 선호의 고급화·차별화에 따라 자영업의 경쟁구도도 변화하였다. 특히, 도·소매, 음식숙박업, 개인서비스업 등을 중심으로 전문화·대형화되지 않으면 살아남기 어려운 상황이 되었다. 산업구조의 변화도 자영업의 경영난에 기여하였다. 예를 들어, 인터넷시장의 확대로 자영업이 주로 활동하는 각종 대여점 및 판매점 등이 타격을 입었는데, 특히 영세자영업자가 희생되었다. 영세자영업자의 대부분은 나이가 많고 저소득·저기능이므로 환경변화에 대한 적응력이 취약할 뿐만 아니라 다른 업종·직업으로의 전환도 쉽지 않은 상태이다. 자영업의 위기가 불거진 시점이 2003년이다. 1998년의 외환위기 이후 많은 실직자들이 IT, 벤처붐에 편승하여 창업을 하였고 정부도 당시 이를 적극 권장하였다. 그렇지만 치열한 경쟁으로 영세자영업주를 중심으로 경영난이 점차 심화되었다. 또한 경기활성화를 위한 신용카드 남발 등 팽창적 금융정책이 자영업의 위기를 부추인 측면이 강하며 2003년의 신용대란을 통해 자영업의 위기가 가시화되었다.

19) 2007년 소득은 경상소득이며, 1998~2007년 소득은 2005년을 100으로 하는 소비자물가지수로 조정된 실질소득이다.

20) 2001~2007년 사이 매출액이 없다고 보고한 경우가 1.3%(132개) 있다. 매출액을 영(零)으로 보고한 사유가 불명확하여 회귀분석에서 제외한다.

해 연령의 제곱을 설명변수에 포함시킨다. 교육은 일반적으로 적용되는 범주형 가변수 대신 교육기간(년)을 사용하고, 산업은 제조업, 건설업 등 11개 범주로 구분하였다. 표본수가 적은 금융 및 보험업, 통신업, 가사서비스업 등은 모두 '여타 산업'으로 통합하였다.²¹⁾ 횡단면 자료에서는 사업기간이 장기간일수록 매출액이 증가하는 것이 일반적이다. 사업기간과 매출액 사이의 관계를 조정하기 위해 사업기간의 자연대수값 및 이의 제곱을 설명변수에 포함시켰다.

물가상승효과를 제어하기 위해 소비자물가지수와 GDP 디플레이터를 반영하는 두 가지 방법을 고려해 보았다. GDP 디플레이터를 적용하는 것이 통상적인 방법이지만 GDP 디플레이터는 수출과 수입의 교역조건에 크게 좌우된다. 자영업의 매출이 주로 내수에 영향을 받기 때문에 GDP 디플레이터의 적합성이 낮을 수 있다. 한편, 소비자물가지수에는 자영업주가 생산하는 재화와 서비스의 가격이 많이 반영되어 실제 자영업주의 경상매출액에 영향을 준다. 또한 이 논문의 목적 중 하나는 자영업주의 실질구매력 변화를 살펴보는 것이다. 실질구매력은 GDP 디플레이터보다는 소비자물가지수에 의해 더욱 영향을 받을 것이므로 소비자물가지수로 연도별 매출액을 제어하였다.

추정방법으로는 통상적인 OLS와 임의효과모형(random effect model)의 두 가지를 사용하였다. OLS는 변수들 사이의 상관관계를 종합적으로 살펴보는데 매우 유용하다. 사용된 데이터가 2001년 이후의 패널자료이기 때문에 OLS를 사용하여 추정하는 것은 일반적으로 모형설정 오류문제를 일으킨다. OLS모형의 적합성을 검정하기 위해 Breusch and Pagan(1980)이 제시한 Lagrange 승수 검정을 실시하였고, 그 결과는 모든 개인에 대해 모형의 기울기가 동일하다는 귀무가설(즉, $y_{it} = \beta_1 + \mu_i + \sum_{k=1}^K \beta_k x_{kit} + e_{it}$ 에서 $\mu_i = 0, \forall i, i = 1, 2, \dots, N$)을 기각하였다. 다음 단계로 고정효과(fixed effect)와 임의효과 중 어떤 것이 정확한 모형인가를 파악하기 위해 Hausman 검정을 실시하여야 하나 데이터의 한계로 인해 Hausman 검정을 실시할 수 없었고,²²⁾ 따라서 임의효과모형이 정확한 모형이라는 가정을 도입하여 추정을 실시하였다.

21) 여타 산업에는 '전기, 가스 및 수도', '통신업', '금융 및 보험', '보건 및 사회복지', '가사서비스', '공공행정, 국방 및 사회보장행정' 및 '국제 및 외국기관'이 포함된다.

22) 표본 중 상당수는 1~2개 연도만 매출액을 보고하고 있고, 따라서 고정효과모형의 추정시 모형이 잘못 설정되는 문제가 발생한다. 이에 대한 논의는 소득의 결정함수 추정에서 보다 상세히 다루도록 한다.

2. 매출의 추정결과

자영업 매출액을 추정한 결과는 <표 4>에 나타나 있으며, 임의효과모형을 중심으로 추정결과를 해석한다. 가구주와의 관계변수 및 일부 산업을 제외하고 모든 설명변수들이 통계적으로 유의하며, R^2 값이 0.316에 달한다.

단순 도수분석 결과와 일치하게 남성의 성별 효과와 교육기간 효과 모두 양(+)의 값을 보인다. 남성의 매출액은 여성보다 2.1배 많은 것으로 예측되었고, 4년제 대졸 자영업자의 매출은 고등학교 졸업생의 1.29배에 달할 것으로 기대된다. 연령에 대해서도 매출액은 43.9세까지 증가하다 이후 줄어드는 역U자 형태를 보인다. 사업체 규모에 대한 추정결과도 규모에 따라 매출액이 증가하는데, 종업원이 없는 자영업자의 매출과 비교하여 1~4인 업체는 2.29배, 5~9인은 4.90배, 그리고 10인 이상 사업체는 8.21배 많을 것으로 추정되었다. 그리고 사업기간이 장기간일수록 매출이 증가하다가 일정 기간 이후에는 줄어드는 역U자를 보인다.

산업에 따라서는 흥미로운 점들이 발견된다. 첫 번째는 건설업과 운수업, 그리고 기타 공공/개인서비스업을 제외하고는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의하며, 산업에 따른 매출액의 변동폭이 상당하다는 점이다. 다른 조건이 동일하다고 할 때 산업을 매출액 규모의 순서에 따라 분류하면 ① 음식숙박업, 도소매 및 판매업 ② 제조업, 건설업, 운수업, 기타 공공/개인서비스업, ③ 오락·방송 및 공연사업, ④ 사업서비스, 교육서비스, 여타 산업, ⑤ 부동산 및 임대업의 5개 산업 군으로 나누어질 수 있다. 두 번째는 성, 연령, 학력, 사업기간, 사업체 규모 등을 제어하였을 경우 음식숙박업과 도소매 및 판매업의 매출이 가장 많다. 이는 <표 1>의 단순 도수분포와는 사뭇 다른 결과로 이들 산업에 여성 또는 저학력자가 집중되었고 사업체 규모가 소규모일 가능성을 제기한다.²³⁾ 세 번째는 다른 변수를 통제된 뒤의 사업서비스 매출액이 그룹 ④에 속한다는 것이다. 이는 이들 산업에 종사하는 자영업주의 학력수준이 높고 남성이 대다수이며 규모가 크다는 점을 반영한다.

그리고 연도효과에 대해서는 2001년에 비해 2002년 이후 매출액이 연도에 따라 증가하지만 매출액의 증가폭은 크지 않은 것으로 추정되었다. 특히, 2004년과 2007년에는 실질가격 기준 매출액이 전년도에 비해 줄어들었다. 이는 임의

23) 운수업과 기타 공공·개인서비스업의 경우에도 마찬가지로 사업규모가 적거나 저학력자가 집중되어 있다.

〈표 4〉 매출액 결정요인의 추정결과-임의효과 추정 및 OLS

설명변수	임의효과모형	OLS
상수항	3.47071(0.000)	4.03905(0.000)
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.35568(0.000)	0.29162(0.000)
연령	0.13602(0.000)	0.11024(0.000)
연령의 제곱	-0.00155(0.000)	-0.00129(0.000)
교육기간(년)	0.06928(0.000)	0.06071(0.000)
가구주 관계(가구주 기준)		
배우자	-0.11610(0.190)	-0.04359(0.496)
자녀 및 기타	-0.12255(0.157)	-0.09395(0.120)
혼인상태(0: 기혼, 1: 미혼 등)	-0.15775(0.023)	-0.14105(0.006)
산업(제조업 기준)		
건설업	0.12080(0.247)	0.05903(0.385)
도소매 및 판매업	0.29713(0.000)	0.31058(0.000)
음식숙박업	0.31882(0.000)	0.12868(0.025)
운수업	-0.06254(0.517)	-0.09584(0.125)
부동산 및 임대업	-0.67447(0.000)	-0.69818(0.000)
사업서비스업	-0.44725(0.001)	-0.43796(0.000)
교육서비스업	-0.48029(0.000)	-0.66109(0.000)
오락, 방송 및 공연사업	-0.21187(0.071)	-0.32996(0.000)
기타 공공/개인서비스업	-0.10958(0.271)	-0.27622(0.000)
여타 산업	-0.49102(0.000)	-0.52918(0.000)
사업기간 자연대수값(년)	0.47441(0.000)	0.49581(0.000)
사업기간의 자연대수값의 제곱	-0.11721(0.000)	-0.10787(0.000)
사업체 규모(자영자 기준)		
1~4인	0.58996(0.000)	0.92011(0.000)
5~9인	1.21328(0.000)	1.78374(0.000)
10인 이상	1.71838(0.000)	2.25083(0.000)
Year 효과(2001년 기준)		
2002년	0.17438(0.000)	0.19882(0.000)
2003년	0.19520(0.000)	0.28469(0.000)
2004년	0.16176(0.000)	0.23683(0.000)
2005년	0.25857(0.000)	0.32515(0.000)
2006년	0.31102(0.000)	0.41763(0.000)
2007년	0.28198(0.000)	0.38966(0.000)
표본수	9,811	9,811
Adjusted R^2	-	0.3265
overall R^2	0.3160	-
F-값 또는 Wald	2,322.42	170.85

주: 괄호 안의 값은 $P > |t|$ 또는 $P > |z|$.

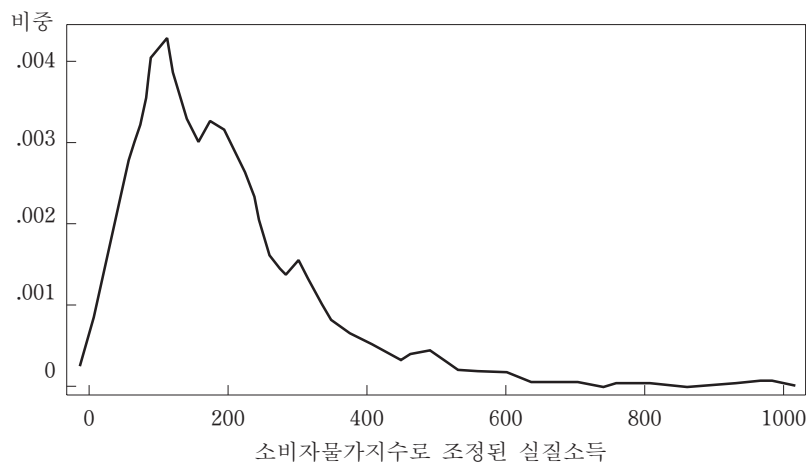
자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 2001~2007년.

효과모형이나 OLS모형 모두에게서 공통적으로 발견된다.²⁴⁾

3. 소득 결정요인의 분석방법

다음으로 자영업주의 소득에 영향을 미치는 요인과 영향의 정도를 종합적으로 파악하기 위해 계량분석을 시도한다. 특히, 연도에 따라 자영업주의 소득이 어떤 변화를 보이는지를 알아본다. 소득과 관련된 계량분석에는 다음 세 가지 점을 고려해야 한다.

첫 번째는 자영업주의 소득분포가 정규분포가 아닌 한쪽으로 치우친 편중분포(skewed distribution)라는 점이다. 소득에 대한 <그림 5>의 커널(kernel)분포도를 보여주고 있다.²⁵⁾ 이는 자영업주가 서로 이질적이며 소수의 고소득자가 평균임금을 좌우하는 문제점을 발생시킨다. 이 문제를 다루기 위해 여기에서는 OLS 대신 분위회귀분석을 사용한다. OLS가 평균값을 중심으로 오차항 제곱의 합계($\sum_{i=1}^n (y - X\beta)^2$)를 최소화하는 추정방법이라면, 분위회귀분석은 τ -quantile 을 중심으로 오차항 절대치의 합계($\sum_{i=1}^n |y - X\beta|$)를 최소화하는 가중(weighted)



<그림 5> 자영업주 월평균 실질소득의 분포: 1998~2007

24) 추정결과의 시뮬레이션에 따르면 2001년 이후 실질매출액의 증가속도가 완만하지만 자영업 내부에서 종업원수가 많아 규모가 큰 자영업은 실질매출액의 증가율이 상대적으로 높았다. 시뮬레이션의 결과는 지면상 생략한다.

25) 2005년 소비자물가지수로 조정된 자영업주의 평균소득은 198만 2,000원이지만 중위값은 149만 1,000원과 150만 원 사이에 위치한다.

추정방식이다. 구체적으로 오차항의 값이 양(+)이라면 분위 τ 의 가중치를 음(-)이면 $1-\tau$ 의 가중치를 오차항의 절대치에 부여하며, 식 (1)을 최소화하는 $\hat{\beta}$ 을 구하는 것이다.

$$\sum_{y_i \geq \beta' X_i} \tau |y_i - \beta' X_i| + \sum_{y_i < \beta' X_i} (1-\tau) |y_i - \beta' X_i| \quad (1)$$

두 번째는 ‘적자를 보고 있다’라고 응답한 자영업주의 문제이다. 회귀분석의 대상이 되는 14,825개의 표본 중 11.9%인 1,763개에서 소득이 ‘적자’라고 응답을 하고 있다. 한국노동패널조사에서는 적자규모를 조사하지 않음에 따라 이들을 제외하였을 경우 자영업주 소득이 과대추정되며, 상당수의 표본들이 추정에서 제외됨에 따라 정보손실로 인한 추정결과 신뢰성 하락의 문제가 제기된다. 이를 다루기 위해 여기에서는 소득 제로(0)를 기준으로 하는 토빗회귀분석을 적용하기로 한다.

세 번째는 사용된 데이터가 1998~2007년의 10년에 걸친 패널데이터라는 점과 관련된다. 패널데이터의 경우 통상적인 추정모형은 모형설정 오류의 위험이 있고, 이에 따라 모형에 대한 모형설정 검정이 필요하다. 간단한 형태의 패널모형을 식 (2)와 같이 설정한다.

$$y_{it} = \bar{\beta}_1 + \mu_i + \sum_{k=2}^K \beta_k x_{kit} + e_{it}, \quad i=1, 2, \dots, N, \quad t=1, 2, \dots, T \quad (2)$$

이때 모든 μ_i 가 영(零)이라는 가설을 검정하기 위해 Lagrange 승수 통계치 (Breusch and Pagan, 1980)를 사용한다. 가설이 옳바르다는 전제 아래 다음의 통계량을 이용할 수 있다.

$$\lambda_{LM} = \frac{NT}{2(T-1)} \left[\frac{\bar{e}'(I_N \otimes j_T j_T') \bar{e}}{\bar{e}' \bar{e}} - 1 \right]^2 \quad (3)$$

이 통계량은 점근적 $\chi^2_{(1)}$ 분포를 하며, 여기에서 $\bar{e}' \bar{e}$ 는 설명변수 X 에 대한 y 의 OLS 추정의 잔차제곱합계(sum of squares of residuals)이고 $\bar{e}'(I_N \otimes j_T j_T') \bar{e} = \sum_{j=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \bar{e}_{it} \right)^2$ 이다. 검정결과 $\chi^2_{(1)}$ 의 값은 10,085.137로 1%의 유의수준에서 μ_i 가 영(零)이라는 귀무가설이 기각되었다.

다음 단계로 고정효과모형과 임의효과모형 중 어떤 것이 적합한지를 판단하기 위해 Hausman(1978)의 모형설정 검정을 실시하여야 하나, 고정효과모형을 적용하는 데 어려움에 부딪혔다. 그것은 상당수의 표본들이 1~3번 정도만이 관찰되고 있다는 점이다.²⁶⁾ 따라서 임의효과모형이 올바른 모형설정이라는 가정을 도입하였다.

지금까지 논의한 세 가지 문제를 동시에 해결하는 추정방법은 아직 없는 것으로 보인다. 이의 가장 큰 원인은 분위회귀분석이 weighted least absolute deviation estimation method 그룹에 속하는 반면 토빗회귀분석은 기본적으로 최우추정법의 하나이기 때문이다. 따라서 여기에서는 분위회귀분석과 더불어 임의효과모형과 토빗회귀분석을 결합한 임의효과 토빗회귀추정의 두 가지 추정방법을 사용하고 있다. 두 가지 추정방법 모두 장단점을 가지고 있다. 분위회귀추정은 자영업 내부의 이질성을 잘 파악할 수 있고 오차항의 분포가 편중(skewed)되어 있다는 점을 회귀분석에 반영할 수 있는 장점이 있으나 ‘적자를 보고 있다’는 표본이 분석에서 제외되는 단점이 있다.²⁷⁾ 반면 임의효과 토빗회귀추정은 ‘적자를 보고 있다’는 표본을 포함하여 추정의 효율성이 높아지지만 오차항의 분포를 평균을 영(0)으로 하고 분산을 σ^2 로 하는 정규분포로 가정함에 따라 추정결과의 일치성이 붕괴될 위험성이 있다.

4. 소득결정요인 분석모형의 추정결과

(1) 매출을 제외한 추정결과

추정에는 종속변수로 소득의 로그값을 사용하며 설명변수로는 위의 매출액 추정과 동일하게 인구학적 변수로 성, 연령, 학력, 가구주와의 관계, 혼인상태, 그리고 경제적 변수로는 산업, 사업기간, 종업원 유무 및 규모 등을 포함시켰다. 또한 지금까지의 논의와 일관되게 농림수산업은 분석대상에서 제외한다. 연

26) 구체적으로 14,825개 표본에는 3,248명의 비농 자영업주가 포함되어 있고, 이들 중 18.6%는 1회, 16.6%는 2회, 12.8%는 3회만이 응답하였다. 이들의 대부분은 사업을 그만 둔 것으로 여겨진다. 따라서 전체 자영업주의 절반에 가까운 1,561명(48.1%)에 대해서는 1~10차까지의 10년 동안 최대 3회까지만 소득을 알 수 있다.

27) 최강식·정진욱·정진화(2005)에서는 ‘적자를 보고 있다’는 표본이 제외(censoring)되는 문제점을 완화하기 위해 양(+)의 소득일 때 1, 그렇지 않을 때 영(0)의 값을 가지는 종속변수를 사용한 프로빗추정을 실시한 후 그 절삭 편의(censoring bias)의 추정치인 IMR(Inverse Mill's Ratio)를 분위회귀분석에 설명변수로 포함시켰다. 이러한 방법론이 문제의 완화에 도움을 줄 수는 있지만 표본의 일부가 추정에서 제외된다는 문제를 근본적으로 해결하지는 못한다.

령과 관련되어 조사 당시의 나이로 40대까지 소득이 증가하다 그 이후에는 감소하는 경향이 발견된다. 이를 모형에 반영하기 위해 연령의 제곱을 설명변수에 포함시켰다. 교육은 일반적으로 적용되는 범주형 가변수 대신 교육기간(년)을 사용하고, 산업은 제조업, 건설업 등 11개 범주로 구분하였다. 물가상승효과를 제어하는 방법으로는 앞의 매출액 분석모형과 마찬가지로 소비자물가지수를 사용하여 연도별 소득을 조정하였다.

분위추정의 경우 0.10, 0.25, 0.50, 0.75의 네 분위에 대한 연립방정식을 추정하였고, 그 결과는 <표 5>에 나타나 있다. 또한 소득분위 변화에 따른 추정계수의 변화 및 그 유의성을 살펴보기 위해 소득 0.50분위와 소득 0.10 사이의 차이($y_{0.5} - y_{0.1}$)를 종속변수로 하는 분위 간(interquantile) 추정과, 소득 0.75분위와 소득 0.25분위 사이의 차이($y_{0.75} - y_{0.25}$)를 종속변수로 하는 분위 간 추정의 두 가지를 추가적으로 수행하였다. 분위 간 소득에 대한 추정결과는 <표 6>에 나타나 있으며, 마지막으로 임의모형 토빗회귀분석의 결과는 <표 7>에 있다. <표 5>~<표 7>의 내용을 종합적으로 분석하면 다음과 같이 정리된다.

① 자영업주의 성별이 소득에 미치는 영향은 분위회귀분석과 임의모형 토빗회귀분석 모두 남성의 소득이 여성에 비해 높은 것으로 추정된다. 예측치를 사용하여 분석한 남녀 소득비율(=남성소득/여성소득)의 경우 소득분위가 높아질수록 그 비율이 낮아진다.²⁸⁾ 즉, 자영업의 소득에 있어 남성이 지니는 이점은 소득분위가 높을수록 감소한다는 것이다. 또한 0.5~0.1과 0.75~0.25의 분위 간 추정결과에 따르면 ‘분위 간 소득격차가 응답자의 성별과 상관없이 일정하다’는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다.

② 추정결과의 모두에서 일정 나이까지는 연령에 따라 소득이 증가하다가 이후 줄어드는 역U자 형태를 보인다. 그러나 소득이 줄어들기 시작하는 변곡점의 연령은 소득분위가 높아질수록 올라가는 것으로 나타나고 있다.²⁹⁾ 임의모형 토빗추정에서는 변곡점의 연령이 35.9세로 매우 낮는데, 이는 35.9세 이후 연령효과가 음(-)이라는 사실보다 30대 후반 이후 적자를 볼 위험성이 높다는 점을 반영하는 것이 아닌가 하는 판단이다. 소득분위 간 추정결과는 30대 후반까지는 나이가 많을수록 분위 간(예, 중위소득과 하위 10% 소득) 소득편차가 감소

28) 분위추정에서 예측치의 평균값으로 살펴본 여성 대비 남성의 소득수준은 0.1분위에서 1.75, 0.25분위 1.73, 0.5분위 1.66, 0.75분위 1.57로 나타났다. 또한 임의효과 토빗모형에서는 성별 소득비가 1.70이다.

29) 구체적으로 0.10분위에서는 39.8세, 0.25분위 41.6세, 0.5분위 41.7세, 0.75분위 42.3분위로 나타났다.

〈표 5〉 자영업 소득 결정요인의 추정결과—분위회귀분석

설명변수	10th 분위	25th 분위	50th 분위	75th 분위
상수항	1.34132(0.000)	1.84791(0.000)	2.45042(0.000)	3.15396(0.000)
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.21344(0.000)	0.27937(0.000)	0.27011(0.000)	0.25592(0.000)
연령	0.10357(0.000)	0.09725(0.000)	0.08500(0.000)	0.06768(0.000)
연령의 제곱	-0.00130(0.000)	-0.00117(0.000)	-0.00102(0.000)	-0.00080(0.000)
교육기간(년)	0.03885(0.000)	0.03718(0.000)	0.03907(0.000)	0.04084(0.000)
가구주 관계(가구주 기준)				
배우자	-0.26374(0.000)	-0.16528(0.000)	-0.11807(0.000)	-0.05959(0.082)
자녀 및 기타	-0.21965(0.000)	-0.14116(0.001)	-0.05321(0.064)	-0.04362(0.104)
혼인상태(0: 기혼, 1: 미혼 외)	-0.21131(0.000)	-0.15410(0.000)	-0.17237(0.000)	-0.15105(0.000)
산업(제조업 기준)				
건설업	-0.00954(0.832)	-0.01699(0.640)	0.00403(0.870)	0.00547(0.871)
도소매 및 판매업	0.04161(0.248)	0.05195(0.032)	0.04083(0.053)	0.03944(0.145)
음식숙박업	0.15461(0.001)	0.12840(0.000)	0.09294(0.001)	0.01263(0.699)
운수업	0.27898(0.000)	0.16129(0.000)	0.08132(0.006)	-0.02135(0.460)
부동산 및 임대업	-0.05560(0.488)	-0.12784(0.012)	-0.07640(0.064)	-0.11381(0.025)
사업서비스업	-0.13705(0.197)	-0.04832(0.356)	-0.01638(0.706)	0.02792(0.626)
교육서비스업	-0.13033(0.044)	-0.14796(0.001)	-0.19100(0.000)	-0.27944(0.000)
오락, 방송 및 공연사업	0.04683(0.526)	0.02115(0.540)	0.01471(0.741)	-0.00003(0.999)
기타 공공/개인서비스업	0.00607(0.899)	-0.06864(0.041)	-0.10494(0.000)	-0.12187(0.001)
여타 산업	-0.10949(0.115)	0.02242(0.635)	0.14172(0.003)	0.18412(0.000)
사업기간의 자연대수값(년)	0.09653(0.000)	0.07345(0.000)	0.06620(0.000)	0.04688(0.000)
사업체 규모(자영자 기준)				
1~4인	0.51053(0.000)	0.48120(0.000)	0.42038(0.000)	0.40824(0.000)
5~9인	0.72262(0.000)	0.70690(0.000)	0.65179(0.000)	0.67471(0.000)
10인 이상	0.70573(0.000)	0.79350(0.000)	0.81239(0.000)	0.74180(0.000)
연도효과(1998년 기준)				
1999년	-0.01351(0.814)	-0.10374(0.013)	-0.08995(0.004)	-0.09744(0.006)
2000년	-0.04320(0.457)	-0.06643(0.074)	-0.02593(0.342)	-0.02089(0.525)
2001년	0.04024(0.459)	-0.02655(0.537)	0.05618(0.110)	0.08453(0.012)
2002년	0.25797(0.000)	0.15963(0.000)	0.17321(0.000)	0.18842(0.000)
2003년	0.25084(0.000)	0.14155(0.000)	0.18350(0.000)	0.17275(0.000)
2004년	0.16746(0.001)	0.08595(0.024)	0.13570(0.000)	0.21032(0.000)
2005년	0.09935(0.056)	0.03763(0.318)	0.11058(0.000)	0.14684(0.000)
2006년	0.19873(0.000)	0.08371(0.042)	0.15470(0.000)	0.17488(0.000)
2007년	0.21931(0.000)	0.15598(0.000)	0.19789(0.000)	0.21016(0.000)
표본수	13,062			
0.10 pseudo R ²	0.2226			
0.25 pseudo R ²	0.2104			
0.50 pseudo R ²	0.2117			
0.75 pseudo R ²	0.2016			

주: 괄호 안의 값은 P>|t|.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007년.

〈표 6〉 자영업 소득 결정요인의 추정결과-분위 간 회귀분석

설명변수	.50~.10 분위 간 회귀분석			.75~.25 분위 간 회귀분석		
	추정계수값	t-value	P> t	추정계수값	t-value	P> t
상수항	1.109101	4.53	0.000	1.306047	6.13	0.000
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.056678	1.26	0.209	-0.023451	-0.60	0.547
연령	-0.018571	-1.97	0.049	-0.029567	-3.93	0.000
연령의 제곱	0.000273	2.75	0.006	0.000370	4.93	0.000
교육기간(년)	0.000223	0.05	0.956	0.003657	1.06	0.290
가구주 관계(가구주 기준)						
배우자	0.145670	2.91	0.004	0.105683	2.45	0.014
자녀 및 기타	0.166446	3.42	0.001	0.097549	2.41	0.016
혼인상태(0: 기혼, 1: 미혼 등)	0.038936	1.34	0.179	0.003057	0.12	0.905
산업(제조업 기준)						
건설업	0.013573	0.25	0.801	0.022443	0.67	0.500
도소매 및 판매업	-0.000783	-0.02	0.983	-0.012514	-0.64	0.522
음식숙박업	-0.061662	-0.98	0.329	-0.115770	-3.84	0.000
운수업	-0.197661	-4.86	0.000	-0.182634	-6.54	0.000
부동산 및 임대업	-0.020794	-0.29	0.772	0.014026	0.23	0.821
사업서비스업	0.120671	1.27	0.203	0.076247	1.13	0.261
교육서비스업	-0.060667	-0.62	0.537	-0.131484	-2.09	0.037
오락, 방송 및 공연사업	-0.032123	-0.39	0.697	-0.021181	-0.42	0.675
기타 공공/개인서비스업	-0.111014	-1.98	0.048	-0.053235	-1.45	0.146
여타 산업	0.251211	3.34	0.001	0.161696	4.18	0.000
사업기간의 자연대수값(년)	-0.030331	-2.51	0.012	-0.026568	-4.18	0.000
사업체 규모(자영자 기준)						
1~4인	-0.090148	-3.70	0.000	-0.072959	-4.17	0.000
5~9인	-0.070828	-1.22	0.221	-0.032190	-0.79	0.429
10인 이상	0.106657	1.41	0.159	-0.051700	-0.80	0.422
연도효과(1998년 기준)						
1999년	-0.076437	-1.77	0.076	0.006304	0.18	0.857
2000년	0.017267	0.30	0.766	0.045540	1.05	0.296
2001년	0.015944	0.31	0.758	0.111075	3.29	0.001
2002년	-0.084759	-1.77	0.077	0.028790	0.81	0.419
2003년	-0.067342	-1.86	0.063	0.031201	0.64	0.525
2004년	-0.031761	-0.57	0.569	0.124366	2.97	0.003
2005년	0.011228	0.22	0.827	0.109212	3.19	0.001
2006년	-0.044021	-0.92	0.360	0.091169	1.79	0.073
2007년	-0.021412	-0.40	0.692	0.054175	1.17	0.244
표본수	13,062			13,062		
0.50 또는 0.75 pseudo R ²	0.2117			0.2016		
0.10 또는 0.25 pseudo R ²	0.2226			0.2104		

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007년.

〈표 7〉 자영업 소득 결정요인의 추정결과—임의효과 토빗회귀분석

설명변수	추정계수값	z-value	p> z
상수항	1.889752	4.72	0.000
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.204512	2.27	0.023
연령	0.059233	3.77	0.000
연령의 제곱	-0.000825	-5.07	0.000
교육기간(년)	0.023270	2.82	0.005
가구주 관계(가구주 기준)			
배우자	-0.282333	-2.94	0.003
자녀 및 기타	-0.387506	-4.25	0.000
혼인상태(0: 기혼, 1: 미혼 등)	-0.099902	-1.31	0.189
산업(제조업 기준)			
건설업	0.009576	0.09	0.929
도소매 및 판매업	0.245803	3.26	0.001
음식숙박업	0.122244	1.38	0.169
운수업	0.609113	5.83	0.000
부동산 및 임대업	-0.246455	-1.85	0.065
사업서비스업	-0.042002	-0.29	0.771
교육서비스업	0.362259	2.73	0.006
오락, 방송 및 공연사업	0.166092	1.32	0.186
기타 공공/개인서비스업	0.288478	2.73	0.006
여타 산업	0.548657	4.67	0.000
사업기간의 자연대수값(년)	0.177957	11.25	0.000
사업체 규모(자영자 기준)			
1~4인	0.207162	4.86	0.000
5~9인	0.557961	6.56	0.000
10인 이상	0.553280	5.12	0.000
연도효과(1998년 기준)			
1999년	0.302453	4.46	0.000
2000년	0.439276	6.49	0.000
2001년	0.435986	6.31	0.000
2002년	0.743361	10.71	0.000
2003년	0.733584	10.64	0.000
2004년	0.653951	9.44	0.000
2005년	0.837712	12.22	0.000
2006년	0.869889	12.56	0.000
2007년	0.996028	14.17	0.000
표본수		14,825	
Wald χ^2		831.85	
Log likelihood		-29,180.775	

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007년.

하다가, 즉 소득분포가 개선되다가 이후 다시 악화되는 양상을 보인다. 이는 다른 말로 소득의 측면에서 40대 이후 자영업주 간 이질성이 심화되는 것을 의미한다.

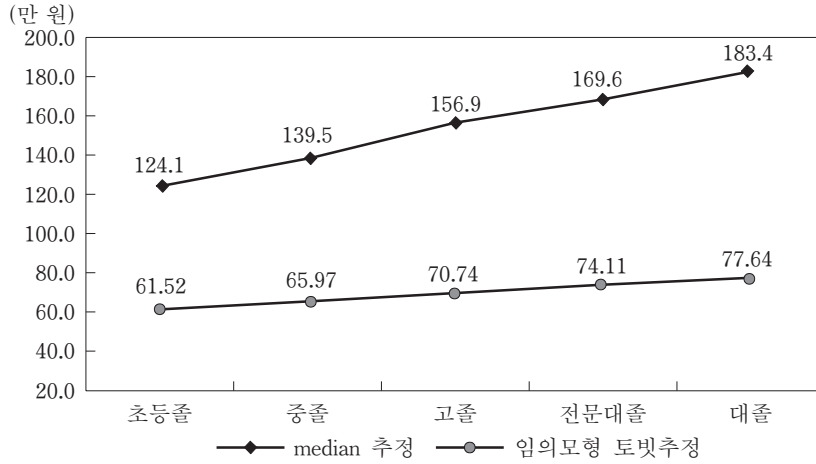
③ 교육수준이 높을수록 소득이 증가하는 것으로 나타나고 있으며, 분위 간 추정결과 학력은 소득분포에 영향을 미치지 않는 것으로 여겨진다. 각 설명변수의 평균값을 기준으로 계산한 소득 기대치는 추정방법에 따라 커다란 차이를 보인다. 다음의 <그림 7>과 같이 ‘적자 또는 소득 없음’을 포함한 임의효과 토빗추정에서 초등졸 학력 자영업자의 월평균 기대소득이 61만 5,200원으로 나왔지만 양(+의 소득만을 추정에 포함시킨 중위(median)추정(=0.50분위 추정)에서는 초등졸의 월평균 기대소득이 124만 1,000원으로 나타났다. 또한 학력수준 향상에 따른 소득의 증가폭도 토빗모형보다 중위추정의 경우 더욱 높는데, 중위추정(0.50분위 추정)에서 대졸 자영업주의 소득은 초등졸 자영업주의 1.48배에 달하는 것으로 추정되었다.³⁰⁾

④ 사용된 모든 모형에서 가구주의 경우 소득이 통계적으로 유의하게 증가하는 것으로 판단되며, 혼인상태에 따라서는 현재 배우자가 있는 기혼자의 소득이 미혼이나 별거·이혼·사별 상태에 있는 자영업주의 소득보다 많을 것으로 기대된다. 분위별로 살펴보면 모든 소득분위에서 비가구주의 소득이 가구주 소득보다 낮지만 그 격차는 소득분위가 높아질수록 줄어드는 것을 발견할 수 있다. 이는 비가구주의 경우 상호간 이질성이 높고, 소득편차가 크다는 점을 나타낸다.

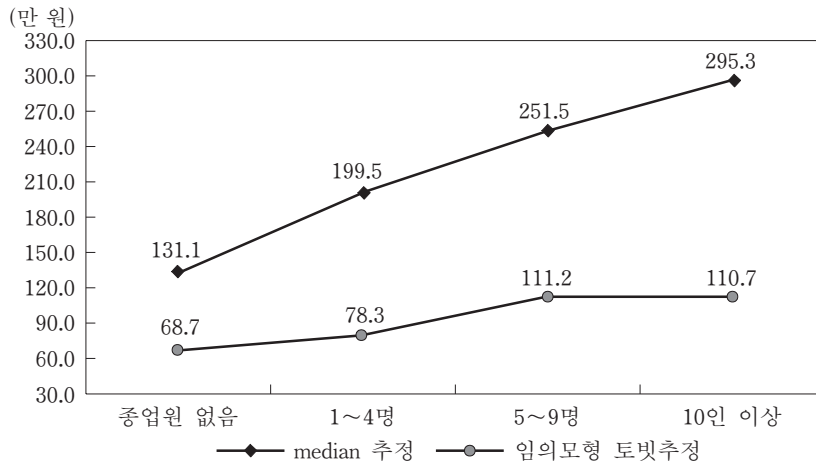
⑤ 분위추정 및 분위 간 추정결과를 산업별로 살펴보면 몇 가지의 특징을 발견할 수 있다. 첫째, 보건 및 사회복지, 전기·가스·수도, 통신업, 금융 및 보험 등이 속한 ‘여타 산업’은 전반적 소득수준이 제조업보다 높지만 산업 내 소득편차가 가장 심한 산업으로 나타나고 있다. 둘째, 제조업도 건설업, 사업서비스업과 더불어 산업 내 소득편차, 즉 이질성이 심한 산업군에 속한다. 셋째, 운수업과 기타 공공/개인서비스업은 산업 내 소득편차가 가장 작은 편이다.

⑥ 예상과 같이 사업기간이 소득에 미치는 효과는 분위추정과 임의효과 토빗추정 모두 양(+)으로 나타나고 있다. 그러나 <표 5>과 <표 6>에서 소득분위가 높을수록 사업기간의 소득효과는 감소하고 있음을 알 수 있다. 즉, 사업기간이 길수록 소득편차가 줄어든다는 것이다.

30) 이러한 추정결과는 자영업보다 임금근로 부문에서 학력의 소득효과가 높다는 최강식·정진욱·정진화(2005)의 연구결과를 간접적으로 뒷받침하고 있다.

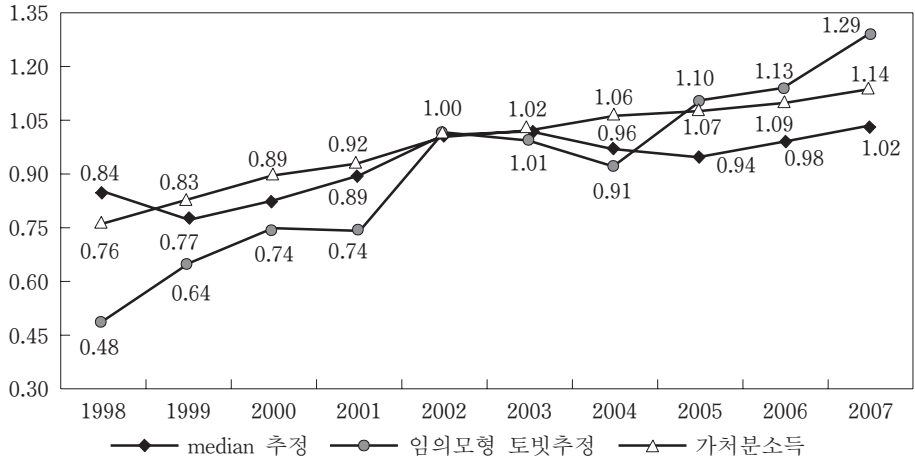


〈그림 6〉 학력별 기대소득의 분포



〈그림 7〉 사업체 규모별 기대소득의 분포

⑦ 사업체 규모에 따라서도 사업체 규모와 소득이 양(+)의 관계에 있는 것으로 추정되었으며, 종업원이 없는 자영업자들 사이의 소득편차가 1~4인 고용주 사이의 소득편차보다 크다. 다른 조건이 동일하다고 할 때 사업체 규모에 따른 소득변화는 〈그림 7〉과 같다. 중위(median)추정에서 종업원이 없는 자영업자의 소득은 131만 1,000원으로 10인 이상 사업체 고용주의 소득 295만 3,000원의 44.4%로 기대된다. 한편, ‘적자를 보고 있다’는 표본까지를 포함한 임의효과 토빗추정에서는 10인 이상의 규모 있는 고용주라도 기대소득은 110만 7,000



〈그림 8〉 추정된 실질소득지수의 추이(2002=1.0)

원에 불과한 것으로 나타나고 있다.

⑧ 연도효과와 관련하여 다소 흥미로운 점이 발견된다. 분위추정에서는 모든 소득분위에 대해 2002년 이후 소득의 정체현상이 나타나고 있지만, 임의효과 토빗추정에서는 2002년을 기점으로 소득이 하락하였다가 2005년 이후 상당한 정도의 증가세로 돌아섰다. 이러한 점은 〈그림 8〉에서 보다 명확히 나타난다. 중위추정 결과에 의하면 다른 조건이 동일하다고 할 때, 2002년 이후의 자영업 소득은 2005년을 저점으로 하는 U자 형태를 그리고 있으며, 2007년에도 실질소득은 2002년과 별 차이가 없다. 국민총처분가능소득(Gross National Disposable Income)의 증가율과 비교하면 2002년 이후 격차가 확대되어 자영업주 상대소득 하락과 경영의 어려움이 명확하게 드러나고 있다.³¹⁾

중위추정의 결과와 반대로 임의모형 토빗추정은 2004년부터 자영업주의 소득이 국민총처분가능소득보다 더 빠른 속도로 증가하였음을 보인다. 그러나 이러한 결과는 2004년 이후 ‘적자를 보고 있다’는 자영업주의 비중이 급격히 줄어든 사실과 밀접한 관련이 있다. 적자상태인 자영업주의 비중이 감소하였기 때문에 소득의 증가속도가 빠른 것으로 나타난 것이지 전반적 소득수준이 증가하였기 때문에 이런 현상이 나타난 것은 아니다. 따라서 중위추정 결과를 중심으로 연도효과를 해석하는 것이 보다 적합하다.

31) 국민처분가능소득의 증가율은 경상소득을 소비자물가지수로 조정한 값의 증가율이다.

(2) 매출을 포함한 추정결과

이때까지의 분석에는 자영업 소득에 중요한 영향을 미치는 매출액에 대한 고려가 없었다. 매출액을 제외한 핵심적 이유는 제3차 연도(2000년)까지는 범주로 매출액을 조사하여 정확한 매출액 규모를 파악할 수 없었기 때문이다. 1998~2000년의 3년간 소득자료를 제외하는 것은 상당한 정보의 상실로 자영업주 소득의 변화 추이를 정확하게 파악하기 어려운 문제점을 수반한다.

이러한 문제점에도 불구하고 다음 수순으로 소득에 미치는 매출의 영향력을 분석하기로 한다. 매출액은 소득에 중요한 영향을 주지만 동시에 내생변수이다. 변수의 내생성 문제를 해결하기 위해 여기에서는 연립방정식 추정과 같이 2단계 추정방법을 채택한다. 구체적으로 먼저 임의효과모형을 사용하여 매출액을 추정하고, 추정된 계수로 산정된 매출액 예측치를 대리변수로 하여 자영업 소득의 추정방정식에 포함시키는 것이다.

1단계 매출액의 추정에는 성, 연령, 연령의 제곱, 교육기간, 혼인상태 등 인구변수와 산업, 사업기간의 자연대수값과 이의 제곱, 사업체 규모를 설명변수로 사용하였다. 다음의 2단계 소득 추정에는 매출액 추정에서 사용된 사업체 규모를 설명변수에서 제외하고 대신 연도 가변수 및 가구주와의 관계를 나타내는 가변수를 포함시켰다. 소득 추정에 사업체 규모를 제외한 이유는 식별문제를 해결하기 위한 것도 있지만 사업체 규모가 소득보다는 매출에 더욱 영향을 준다는 판단에 기인한다. 매출액에 대한 1단계 추정결과는 <부표 1>에 나타나 있으며 그 결과는 <표 4>의 매출액에 대한 임의효과 추정결과와 동일하다. 소득에 대한 2단계 추정은 임의효과 토빗회귀분석과 임의효과 회귀분석의 두 가지를 실시하였고, <표 8>에 추정결과가 정리되어 있다.

매출액의 대리변수가 설명변수로 사용된 임의효과 토빗회귀분석에서 성, 연령, 교육기간, 가구주 관계 및 혼인상태와 같은 인구변수들은 거의 모두 통계적 유의성을 상실하고 있다. 이는 ‘적자를 보고 있다’는 표본이 제외된 임의효과모형의 추정결과와 극명하게 대비된다. 이러한 현상의 원인은 명확하지 않다. 단지 적자의 경우에는 ‘0’, 소득이 있는 경우에는 ‘1’의 값을 가지는 질적 변수를 종속변수로 하고 동일한 설명변수를 사용하여 로짓추정을 한 결과, 남성이고 나이가 많으며 학력수준이 높은 자영업주가 적자를 볼 가능성이 높은 것으로 나타난 추정결과와 연관이 있어 보인다.³²⁾

32) 로짓추정 결과는 <부표 2>에 나타나 있다.

〈표 8〉 매출을 감안한 소득 결정요인의 추정결과-2단계 추정

설명변수	임의효과 토빗모형	임의효과모형
상수항	0.74927(0.108)	0.68870(0.001)
성별(0: 여성, 1: 남성)	-0.05664(0.565)	0.14225(0.000)
연령	0.00664(0.726)	0.05694(0.000)
연령의 제곱	-0.00019(0.333)	-0.00069(0.000)
교육기간(년)	-0.00318(0.765)	0.01624(0.000)
가구주 관계(가구주 기준)		
배우자	-0.19187(0.063)	-0.12869(0.003)
자녀 및 기타	-0.28187(0.005)	-0.07244(0.100)
혼인상태(0: 기혼, 1: 미혼 등)	-0.12576(0.126)	-0.11453(0.001)
산업(제조업 기준)		
건설업	-0.05874(0.620)	0.08444(0.109)
도소매 및 판매업	0.01338(0.870)	-0.03467(0.342)
음식숙박업	-0.11496(0.241)	0.09049(0.035)
운수업	0.50565(0.000)	0.08565(0.073)
부동산 및 임대업	-0.22742(0.132)	0.09032(0.169)
사업서비스업	0.02297(0.880)	0.05831(0.389)
교육서비스업	0.40042(0.005)	0.11412(0.068)
오락, 방송 및 공연사업	0.13999(0.309)	0.21700(0.000)
기타 공공/개인서비스업	0.25535(0.023)	0.01759(0.726)
여타 산업	0.45515(0.001)	0.16162(0.005)
사업기간 자연대수값(년)	0.00046(0.989)	-0.14695(0.000)
사업기간 자연대수값의 제곱	0.02559(0.028)	0.05272(0.000)
연도효과(2001년 기준)		
2002년	0.29065(0.000)	0.10611(0.000)
2003년	0.26486(0.000)	0.07926(0.000)
2004년	0.21766(0.000)	0.06733(0.001)
2005년	0.32493(0.000)	0.00861(0.676)
2006년	0.36182(0.000)	0.05289(0.010)
2007년	0.47775(0.000)	0.08903(0.000)
매출액의 대리변수(예측치)	0.43986(0.000)	0.36368(0.000)
표본수	9,716	8,853
overall R^2		0.3327
Wald χ^2	483.82	1,749.02
log likelihood	-18,341.996	-

주: 괄호 안의 값은 $P > |z|$.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 1998~2007년.

즉, 청·장년 남성으로 학력수준이 높은 자영업주의 경우 고소득을 올릴 확률도 높지만 동시에 적자의 위험성도 높다는 추론이 가능하다. 이러한 설명은 <그림 6>과 같이 교육수준 향상에 따른 소득증가폭이 분위추정보다 임의효과 토빗추정에서 작다는 결과에 의해서도 뒷받침된다. 또한 <부표 2>에서 매출액과 적자를 볼 위험성은 관련이 매우 약하며, 단지 사업기간이 오랜 경우 적자의 위험성이 낮은 것으로 나타나고 있다.

산업별로는 제조업을 기준으로 운수업, 교육서비스업, 기타 공공/개인서비스업 및 여타 산업의 소득이 제조업에 비해 높은 것으로 추정되었다. 사업기간도 소득에 영향을 주지 못하며, 연도효과는 <표 7>의 추정결과와 유사한 패턴을 보인다. 마지막으로 매출은 소득과 밀접한 관련성이 있는 것으로 여겨진다. 매출액에 대한 추정계수값은 0.43986으로 나타나고 있으며, 1% 수준에서 통계적으로 유의하다.

IV. 자영업주의 소득 정체

1. 소득 정체의 기초 분석

앞의 제II절에서 자영업주 소득을 살펴본 결과, 2002년 이후 소비자물가지수로 조정된 자영업주의 소득이 정체되었음을 알 수 있었다. 이 절에서는 2002년과 2005년, 2006년, 2007년 사이의 소득 차이를 분석함으로써 소득정체 현상이 어디에서 발생하였는지를 살펴본다.³³⁾

경기상황을 보아 판단해 보면 2002년은 1997년 말 발생한 외환위기의 충격에서 벗어나 어느 정도 경기가 정상적인 상황에 접어든 것으로 판단되는 시점이다.³⁴⁾ 또한 2002년을 정점으로 자영업자의 수가 줄어들기 시작하며 자영업자의 비중도 전체 취업자의 36.0%에서 2007년 31.8%까지 감소하는 모습을 보이고

33) 여기에서는 연도 간 소득차이를 분석하기 때문에 경상소득을 사용하여도 이전의 분석결과와 다르지 않다. 단지 연도효과의 크기가 달라질 것이다.

34) 2002년의 실질경제성장률은 7.2%로 2001년의 4.0%에 비해 외환위기에 따른 경기침체 현상에서 완전히 벗어나 호황상태를 보였으며, 신용대란이 발생해 실질성장률이 2.8%로 하락한 2003년의 전년도이기 때문에 경기상황으로 보아 2002년을 기준으로 삼는 것이 적절하다고 판단하였다. 2004~2007년 사이에는 경제성장률이 다소 안정적이었다. 2004년 4.6%, 2005년 4.0%, 2006년 5.2%, 2007년 5.1%의 실질성장을 기록하여 경제가 안정적으로 성장한 시기이지만 자영업의 소득은 상대적으로 정체되었다.

〈표 9〉 연령대별·학력별 소득변화

(단위: 만 원)

20대	30대	40대	50대	60대 이상
67.7	46.7	40.1	-14.6	7.3
초졸 이하	중졸	고졸	전문대졸	대졸 이상
-4.6	19.2	26.0	14.5	55.4

있다. 〈그림 4〉에서도 자영업주의 실질소득은 2002년을 기점으로 그 증가세가 크게 꺾인 점을 알 수 있다. 따라서 외환위기 이후의 자영업 소득의 정체와 양극화 현상을 실증적으로 설명하기 위해 2002년을 비교시점으로 하였다. 또 다른 비교시점을 2005~2007년의 3년으로 한 것은 분석에 충분한 정도의 표본을 확보하기 위함이다.

2002년과 2005~2007년의 소득 차이는 경상가격 기준으로 24만 7,000원으로 나타나고 있다.³⁵⁾ 3년간 조사를 통합한 2,712개의 표본 중 2002년에 비해 소득이 줄어든 개인이 36.4%이고, 소득이 증가한 개인이 50.9%이다. 12.7%는 소득변동이 없다고 응답하였다. 자영업자의 특성별로 소득변화를 살펴보면 남성이 26만 4,000원 증가한 것에 비해 여성은 19만 2,000원으로 남성의 증가폭이 높다. 연령대별로는 20대와 30대에서 소득의 증가폭이 크고, 학력별로는 고학력일 경우 소득이 크게 증가하였다. 특히, 초졸 이하의 저학력자와 50대 이상의 중·고령자의 경우 2002년에 비해 2005~2007년 사이의 소득은 경상기준으로도 감소하거나 정체상태를 보이고 있다.

산업별로는 사업서비스업이 93만 4,000원이나 증가한 반면, 오락, 방송 및 공연사업, 건설업 등은 평균소득이 감소하는 등 산업 간 희비가 교차한다(〈표 10〉 참조). 또한 연도별로 2002년과 비교하여 2005년 8만 3,000원이 증가하였고, 2006년 22만 4,000원, 그리고 2007년 47만 1,000원이 늘었다. 사업체 규모별로도 자영업자가 21만 7,000원, 1~4인이 17만 1,000원, 5~9인이 34만 원, 10인 이상 119만 4,000원이 증가하였다.

따라서 사업서비스업이나 제조업에 종사하는 남성 자영업주로 사업체 규모가 크고 나이가 젊으며 대졸 이상의 고학력을 가진 경우 소득 증가폭이 클 것으로 기대된다. 이에 대해 50대 이상의 중·고령자로 학력수준이 낮고 사업체 규모가

35) -1,000만 원 미만과 1,000만 원 초과, 그리고 농림수산업은 제외하였다. 또한 연령, 학력, 산업, 사업체 규모, 사업기간 등은 2002년도의 값을 기준으로 하고 있다.

〈표 10〉 산업별 소득변화

(단위: 만 원)

제조업	건설업	도·소매업	음식숙박업	운수업
48.3	-3.9	17.9	30.5	16.7
부동산 임대업	사업서비스업	교육서비스업	오락, 방송 및 공연사업	기타 공공/개인수리업
26.9	93.4	3.7	-27.1	22.7

작으며 건설업이나 오락, 방송 및 공연사업, 운수업, 도·소매업 등에 종사할 경우 소득이 정체되거나 심지어 하락할 위험성에 노출되어 있다. 이러한 분석결과는 2002년 이후 자영업 부문 내 양극화가 진행되고 있으며, 저학력·고연령·소규모의 영세자영업주의 위치가 흔들리고 있다는 주장을 입증하고 있다.

2. 소득변화의 계량분석

소득변화에 영향을 미치는 인구·경제적 요인을 종합적으로 파악하기 위한 노력으로 2002년과 2005~2007년 사이에 소득이 증가하였으면 '1'의 값을, 감소하였으면 '0'의 값을 갖는 질적 변수를 정의하고 로짓회귀분석으로 이를 추정하였다. 설명변수로는 성, 연령, 연령의 제곱, 학력 등 인구변수와 산업, 사업기간, 사업체 규모 및 매출액을 사용하며, 2002년도 값을 기준으로 한다. 〈표 8〉에서는 매출액이 내생변수이기 때문에 2단계 추정방법을 사용하였지만, 여기에서 2002년도 매출액은 사전적으로 결정된 외생변수로 간주된다. 따라서 내생성에 대한 우려 없이 단순 로짓모형의 적용이 가능하다.

추정결과는 〈표 11〉에 나타나 있으며, 매출액의 설명변수 포함 여부에 따라 달라진다. 매출액을 제외하였을 경우 성과 학력은 소득변화에 영향을 미치지 못하지만 연령은 음(-)의 효과를 보이고 있다. 즉, 나이가 많은 자영업주의 경우 소득이 줄어들 위험성이 높아진다. 반면 매출액이 포함되었을 경우 성, 연령, 학력 등 인구변수들은 통계적으로 무의미하게 나타나고 있다. 산업에 따라서는 제조업을 기준으로 운수업, 교육서비스, 오락, 방송 및 공연사업은 소득감소의 확률이 높고, 반대로 사업서비스업 종사자들의 소득상승 확률이 늘어난다.

매출을 포함한 분석결과에 의하면 〈표 11〉에서 보듯이 2002년도 매출의 추정 계수값은 -0.28119로 마이너스 값이다. 이는 2002년도 매출이 클수록 2005~

〈표 11〉 소득변화의 결정요인 추정-로짓모형

설명변수	2002년 매출액 제외	2002년 매출액 포함
상수항	2.99633(0.004)	4.01645(0.000)
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.17941(0.191)	0.16834(0.243)
연령	-0.10166(0.012)	-0.05880(0.181)
연령의 제곱	0.00072(0.084)	0.00024(0.598)
교육기간(년)	-0.00135(0.937)	0.02350(0.197)
산업(제조업 기준)		
건설업	-0.35446(0.102)	-0.32317(0.154)
도소매 및 판매업	-0.00260(0.986)	0.06405(0.687)
음식숙박업	0.02986(0.880)	-0.16893(0.413)
운수업	-0.32635(0.097)	-0.44954(0.029)
부동산 및 임대업	0.04109(0.892)	-0.27499(0.410)
사업서비스업	0.68647(0.056)	0.62199(0.118)
교육서비스업	-0.90139(0.011)	-1.21300(0.001)
오락, 방송 및 공연사업	-0.97035(0.003)	-1.26530(0.000)
기타 공공/개인서비스업	0.16588(0.405)	-0.08615(0.678)
여타 산업	-0.16500(0.591)	-0.19994(0.533)
사업기간(년)	-0.00001(0.982)	0.00032(0.593)
사업체 규모(자영자 기준)		
1~4인	0.07808(0.510)	0.39776(0.002)
5~9인	0.21172(0.362)	0.57536(0.024)
10인 이상	0.47805(0.061)	0.90106(0.002)
연도효과(2005년 기준)		
2006년	0.21866(0.057)	0.23039(0.055)
2007년	0.45287(0.000)	0.48527(0.000)
2002년 매출액		-0.28119(0.000)
표본수	1,858	1,742
Pseudo R^2	0.0346	0.0575
LR χ^2	87.87	137.28
log likelihood	-1,225.9603	-1,125.1451

주: 괄호 안의 값은 $P > |z|$.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 2002, 2005~2007년.

2007년간 소득이 줄어들 확률이 높아진다는 것으로 이 기간 동안 매출이 클수록 매출에 대한 수익률이 하락하였다는 것을 의미한다. 그러나 2002년도 매출의 추정계수값과 사업체 규모에 대한 추정계수값을 합산하면 흥미로운 결과를 도출할 수 있다. 종업원이 없는 자영자는 합산한 값이 -0.28119로 마이너스가 되며 이는 2002년 대비 소득이 하락하였을 가능성이 높다는 것을 의미한다. 그

러나 1~4인을 고용하고 있는 고용주의 경우에는 그 합산한 값이 0.11657로 양의 값을 가지며, 5~9인 고용주는 0.29417, 10인 이상 고용주는 0.61987로 고용주의 경우에는 종업원수가 많아 사업규모가 클수록 소득이 증가하였을 확률이 높아진다. 이러한 추정결과는 2002년 이후 자영업 노동시장에서 ‘빈익빈 부익부’ 현상이 진행되어 왔음을 시사한다.

이러한 분석결과, 자영업 특히 영세자영업자에 대한 정부의 적극적 지원이 요구된다. 한국은 다른 국가들에 비해 자영업 비중이 높지만 이들의 대부분은 영세성을 면치 못하고 있으며 경제적 환경변화에 매우 취약하다. 먼저 자영업의 다양성이 감안된 선별적 맞춤형 지원 대책이 중요하다. 저학력·저기능·고연령의 영세자영업주에 대해서는 자금지원과 더불어 경영진단을 통해 미래의 방향을 제시해 주고, 필요한 경우 사회보장 차원의 소득지원을 제공하여야 한다. 반면 신성장산업에 진출한 고학력·고기능의 자영업주에게는 경영진단이나 소득지원보다 사업정보 제공, 규제완화, 직업훈련, 경영환경 개선 등이 더욱 필요할 것이다.

자영업주의 상당수는 비공식 부문에 속하고 있어 사업자등록증이 없고, 이들의 매출과 소득, 근로여건, 일자리 이력 등의 자료를 파악하기 매우 어려운 실정이다. 이들을 위한 지원책을 수립하고 집행하기 위해 관련 규제의 적정화와 정보시스템의 확충이 필요하다. 매출과 소득이 매우 낮더라도 국세청 등 관련 기관에 이를 보고하도록 하며 사업자등록증을 가지는 것이 유리하도록 관련 법규를 개정하고 인센티브를 부여하여야 한다. 또한 자영업 종사자의 대부분은 사회보험에서 배제되어 있다. 보험료 납부제도의 유연화, 영세자영업주에 대한 보험료 유예 또는 지원, 가입동기를 촉진시키는 사회보험제도의 구축을 통해 이들의 가입을 확대하여야 할 것이다.

V. 결 론

이 논문에서는 최근 자영업자수의 감소 추이와 더불어 일반적으로 지적되고 있는 영세자영업 퇴조와 경영악화 현상을 실증적 입증하려는 시도를 하였다. 이를 위해 한국노동패널조사의 제1~10차 자료를 활용하여 자영업주의 매출과 소득의 변화 및 그 결정요인을 분석하였다. 분석결과 2000년 이후 자영업 내부에 소득의 양극화 현상이 진행되고 있으며 2002년 이후에는 실질소득이 정체되

는 현상이 나타나고 있었다. 분위회귀분석 및 임의모형 토빗회귀분석을 사용하여 자영업 매출 및 소득의 결정요인을 추정한 결과 자영업 내에서 ‘빈익빈 부익부’ 현상이 진행되고 있었으며, 2002년 이후 소비자물가지수로 조정된 자영업주의 실질소득이 정체된 것을 실증적으로 보여주고 있다.

또한 임금근로자의 근로소득에 비교하여 자영업주의 상대소득이 하락하고 있었다. 한국노동패널조사 문항에서 ‘적자를 보고 있다’고 답한 표본을 분석에 포함시켰을 경우 자영업의 기대소득이 큰 폭으로 떨어진다. 적자의 위험성과 투자한 자본의 기회비용, 그리고 2002년 이후 정체된 실질소득을 감안할 때 자영업의 위기는 매우 심각한 문제이다. 2002년 이후 소비자물가로 조정된 실질소득의 정체를 정리하면 남성보다는 여성인 경우, 젊은 층보다는 중·고령자, 고학력보다는 저학력일 때 자영업주의 실질소득 증가폭이 더 낮았다. 특히, 초졸 이하의 저학력자와 50대 이상 중·고령자의 경우 2002년에 비해 2005~2007년 소득이 경상기준으로 감소하거나 정체되었다는 점은 사회적 약자인 이들의 빈곤 위험성을 시사한다.

소득의 변화요인을 파악하기 위해 로짓추정을 실시한 결과 나이가 많을수록 소득감소의 위험성이 높고, 2002년도 매출이 클수록 2005~2007년에 소득이 줄어들 확률이 높아진다. 그러나 종업원수를 사업체 규모로 간주하고 매출액과 사업체 규모의 소득효과를 합산하여 살펴보면 사업체 규모가 클수록 소득이 상승할 가능성이 높아 자영업에 있어 ‘규모의 경제’가 강화되었음을 알 수 있다. 사업규모가 큰 자영업은 더욱 번성하고, 소규모 영세자영업은 더욱 위축되어 존폐의 위기에 부딪치게 될 위험성이 높아지는 양극화 현상이 관찰된다.³⁶⁾

그 동안 감소하고 있던 자영업 종사자의 비중은 2005년부터 절대 숫자(비농 기준)도 줄어들고 있다. 자영업 종사자들의 대부분은 사회안전망에서 배제되어 있고, 폐업·도산과 그로 인한 빈곤 및 신용불량의 문제는 문제가 발생하였을 경우에만 정부의 정책대상이 되는 문제점이 있다. 본 논문은 한국노동패널조사라는 자료의 한계상 외환위기 이후 10년간의 자영업자의 소득과 매출액의 결정요인을 실증적으로 설명하는 데 그쳤다. 향후 좀더 분야별 계층별로 세분화된 자영업 현상 및 그 원인을 실증적으로 설명하는 연구결과가 나와야 급변하는 경제상황에 맞추어 자영업 관련 종합적 대책을 세우는 데 도움이 될 것이다.

36) 이 논문은 자영업의 소득과 매출액의 정체와 양극화 현상을 보여주고는 있지만 그 원인에 대한 설명이 부족하다는 검토자의 의견처럼 원인에 대한 설명이 미흡한 한계가 있으며, 이는 추후 관심을 가지고 연구하여야 할 과제로 여겨진다.

〈부표 1〉 자영업 매출액 결정요인의 추정결과-임의효과모형

설명변수	추정계수값	z-value	P> z
상수항	3.155451	8.56	0.000
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.417228	7.29	0.000
연령	0.142648	9.81	0.000
연령의 제곱	-0.001554	-10.28	0.000
교육기간(년)	0.079891	9.81	0.000
혼인상태(0: 기혼, 1: 미혼 등)	-0.112106	-1.99	0.047
산업(제조업 기준)			
건설업	0.136168	1.29	0.197
도소매 및 판매업	0.297960	4.08	0.000
음식숙박업	0.338920	3.98	0.000
운수업	-0.038305	-0.39	0.695
부동산 및 임대업	-0.674479	-5.36	0.000
사업서비스업	-0.436511	-3.26	0.001
교육서비스업	-0.443968	-3.54	0.000
오락, 방송 및 공연사업	-0.198338	-1.67	0.095
기타 공공/개인서비스업	-0.088785	-0.88	0.379
여타 산업	-0.449715	-3.97	0.000
사업기간 자연대수값(년)	0.480076	26.56	0.000
사업기간 자연대수값의 제곱	-0.115332	-14.38	0.000
사업체 규모(자영자 기준)			
1~4인	0.571170	15.61	0.000
5~9인	1.193003	16.46	0.000
10인 이상	1.685733	17.43	0.000
표본수		9,811	
overall R ²		0.3103	
within R ²		0.0840	
between R ²		0.3753	
F 값 또는 Wald		2,209.25	

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 2001~2007년.

〈부표 2〉 적자 여부에 대한 로짓추정의 결과(종속변수 0: 적자 또는 없음 1: 양(+))의 소득

설명변수	추정계수값	z-value	P> z
상수항	2.780320	3.71	0.000
성별(0: 여성, 1: 남성)	-0.287119	-1.82	0.069
연령	-0.050813	-1.68	0.094
연령의 제곱	0.000408	1.30	0.193
교육기간(년)	-0.027762	-1.68	0.094
가구주 관계(가구주 기준)			
배우자	-0.106085	-0.64	0.528
자녀 및 기타	-0.307059	-2.07	0.039
혼인상태(0: 기혼, 1: 미혼 등)	-0.065276	-0.49	0.623
산업(제조업 기준)			
건설업	0.075722	0.45	0.654
도소매 및 판매업	0.177847	1.50	0.133
음식숙박업	-0.152702	-1.09	0.274
운수업	1.486207	6.40	0.000
부동산 및 임대업	-0.518522	-2.67	0.008
사업서비스업	0.137309	0.62	0.532
교육서비스업	0.723258	2.81	0.005
오락, 방송 및 공연사업	-0.156277	-0.82	0.410
기타 공공/개인서비스업	0.815584	4.17	0.000
여타 산업	0.677268	2.74	0.006
사업기간 자연대수값(년)	0.332869	5.61	0.000
사업기간 자연대수값의 제곱	-0.030083	-1.56	0.120
연도효과(2001년 기준)			
2002년	0.360618	2.90	0.004
2003년	0.350192	2.84	0.004
2004년	0.347743	2.83	0.005
2005년	0.789937	5.69	0.000
2006년	0.799131	5.95	0.000
2007년	1.124540	7.57	0.000
매출액의 대리변수(예측치)	0.069542	0.73	0.463
표본수		9,716	
Pseudo R ²		0.0616	
LR χ^2		358.63	
log likelihood		-2,733.5897	

주: 종속변수는 '적자 또는 소득 없음'의 경우 0, '양(+)'의 소득'의 경우 1의 값을 지는 질적 변수.

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 2001~2007년.

참 고 문 헌

- 고용노동부, 『사업체노동력조사』, 각호.
- 금재호·윤미례, “자영업 고용구조의 변화와 추이,” 『노동리뷰』 1, 한국노동연구원, 2005, 15~30.
- 금재호·김기승·조동훈·조준모, 『자영업 노동시장의 구조와 변화』, 한국노동연구원 연구보고서, 2008.
- 김기승, “마코프(Markov)모형에 기초한 취업률 및 고용형태 변화분석,” 『한국경제연구』 제14권, 2005. 6, 167~194.
- 김재호, “근로빈곤층의 동태적 분석 및 탈출요인,” 『제10회 한국노동패널 학술대회 논문집』, 한국노동연구원, 2009.
- 성지미·안주엽, “자영업의 경제적 성과 및 주관적 평가의 결정요인,” 『한국노동패널연구』 2003-01, 2003.
- _____, “자영업과 가교일자리,” 『노동경제논집』 제27권(2), 2004, 1~27.
- 안주엽·성지미, “자영업 지속기간의 결정요인,” 『노동경제논집』 제26권(2), 2003, 1~30.
- 이승렬·최강식, “자영업 부문에 관한 한·일 비교연구,” 『노동정책연구』 제7권 제42호, 2007, 59~85.
- 최강식·정진욱·정진화, “자영업부문의 소득분포 및 소득결정요인: 분위회귀분석,” 『노동경제논집』 제28권(1), 2005, 135~156.
- 최경수, 『저소득층 노동시장의 변화와 정책방향』, KDI, 2009.
- 최효미, “자영업자의 근로소득 분석,” 『노동리뷰』 1(2), 한국노동연구원, 2005. 한국노동연구원, 「한국노동패널조사」, 각 연도.
- Breusch, T. S. and A. R. Pagan, “The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics,” *Review of Economic Studies*, 47, 1980, 239~253.
- Hausman, J. A., “Specification Tests in Econometrics,” *Econometrica*, 46, 1978, 1251~1272.

[Abstracts]

An Analysis on Sales and Income of Self-employment

Jaeho Keum* · Insill Yi**

We analyse the factors determining changes in sales and income of self-employer, using Korean Labor & Income Panel Study(KLIPS) data for ten years after Korean financial crisis. The ‘rich-get-richer and poor-get-poorer’ phenomena have been underway within the self-employed business area. The real income of self-employed business owner has been stagnated since 2002. The income of self-employer has decreased relatively, being compared to that of the wage worker, and has decreased further, when we include the samples answering ‘showing a loss’. As a result of econometric analysis of determining factors of changes in income and sales, it is found that the net profit of self employed business has decreased, as the bigger the sales in 2002 is, the bigger the probability of income downscale between 2005 and 2007 is. When we include the size of employees in our econometric analysis, the economy of scale phenomena have been strengthened, as the bigger the size of employee is, the bigger the probability of income upscale is. As the bigger sized self-employers do good businesses and the smaller sized self-employers gets worse, the polarization of self-employed business has proceeded. There is a high possibility that the self-employers being low educated and aged and female are reduced to poverty level. For them, the financial provision, management consulting support, and social safety network are needed.

Keywords: labor market, self-employment, self-employment sales, self-employment income, polarization

JEL Classification: J21, J40

* First Author, Senior Fellow, Korea Labor Institute, Tel: +82-2-3775-5553, E-mail: keum@kli.re.kr

** Corresponding Author, Professor, Graduate School of Economics, Sogang University, Tel: +82-2-705-8503, E-mail: insill723@sogang.ac.kr