

노동정책연구  
2011. 제11권 제3호 pp.53-80  
© 한국노동연구원

연구논문

## 자영업 선택과 성과 간의 관계 : 경력 초기 자영업 선택의 장기효과\*

성 지 미\*\*

지난 8년 동안(2002~2010년) 진행된 소위 ‘자영업 구조조정’으로 자영업자가 105만 명 줄어들었지만 자영업 비중은 28.8%로 OECD 회원국과 비교할 때 여전히 높은 수준이다. 자영업은 미취업에 대한 대안과 빈곤으로부터의 탈출 기제로서의 역할을 수행하지만 낮은 취업가능성, 즉 저조한 인적자본을 드러내는 낙인효과도 갖는다. 한국노동패널 조사 제1~11차년도 자료와 직업력 자료에 따르면, 생애노동 초기(20대) 자영업 경험자의 이후 자영업 선택 비중이 높고, 미경험자에서는 연령이 높아질수록 상승하며, 30~55세에 걸쳐 자영업소득이 임금소득보다 높다. 초기 자영업 경험 남성의 근로소득은 40대 중후반까지 미경험 남성과 유사하지만 그 이후 더 낮은 반면, 여성에서는 50대 초반까지 경험자에서 높게 나타난다. 본 연구는 임의확률모형과 통합회귀모형을 이용하여 생애노동 초기의 자영업 경험이 생애근로소득에 미치는 장기효과를 분석한다. 모형의 추정 결과, 초기 자영업 경험은 남성의 생애근로소득에 부정적 효과를 미치는 반면, 여성의 40대 중반까지의 근로소득에는 긍정적 효과를, 그 이후 근로소득에는 부정적 효과를 미치는 것으로 나타난다. 또한 초기 자영업 경험은 남성의 임금소득에 통계적으로 유의하게 부정적 효과를 가지는 한편, 여성의 자영업소득에는 통계적 유의수준이 다소 저조하지만, 긍정적 효과를 미치는 것으로 나타난다. 이로부터 생애노동

논문접수일: 2011년 9월 23일, 심사의뢰일: 2011년 9월 23일, 심사완료일: 2011년 9월 28일

\* 본 연구는 한국기술교육대학교의 연구연간제의 지원을 받아 수행되었다.

\*\* 한국기술교육대학교 산업경영학부 부교수(jsung13@kut.ac.kr)

초기에 임금근로 일자리를 얻지 못한 청년이 미취업이나 무급가족종사보다는 자영업을 선택하는 것이 바람직하나 이를 통한 자영업 특유 인적자본(self-employment-specific human capital) 축적은 임금근로 특유 인적자본 축적 기회의 상실을 대가로 이루어진다는 결론을 얻을 수 있다. 단순한 자영업 창업지원에서 더 나아가 자영업의 지속을 목표로 하는 실질적 정책지원이 필요하다.

핵심 용어 : 자영업 소득, 자영업 경험, 생애근로소득, 임의효과모형

## I. 서론

자영업이 노동시장에서 차지하는 비중은 1990년 39.5%에서 2010년 28.8%로 하락하였지만, 다른 OECD 국가와 비교해 여전히 높은 편이다. 2002년부터 2010년까지 105만 명에 이르는 비임금근로의 감소는 공급과잉에 따른 시장 내의 자체적인 구조조정과 경기변동에 따른 것으로 평가되고 있다.

자영업은 빈곤으로부터의 탈출이나 실업의 대안적 고용형태라는 특성을 가지기 때문에 미국과 영국을 비롯한 대부분 OECD 국가에서 이에 대한 지원정책을 시행하고 있다.<sup>1)</sup> 정부는 노동시장의 구조개선과 고용촉진을 위해 영세자영업 지원과 축소 방안을 함께 마련하였고, 청년층을 위해서는 벤처창업(기술창업)을 장려하고 있다.

자영업 선택이 노동시장 성과에 미치는 효과에 대한 관심이 높아지면서 패널 자료를 이용하여 자영업을 경험하고 임금근로로 전환한 근로자의 소득이나 수익에 대한 실증분석이 진행되었다. NLSY 자료를 이용하여 자영업 경험과 임금근로 경험이 소득에 미치는 효과를 분석한 Evans and Leighton(1989)은 임금근

1) 자영업 선택에 관한 연구는 자영업자가 실업을 경험한 비중이 높고(Evans & Leighton, 1989), 실업률이 높아지면 창업이 증가하는(Evans & Leighton, 1990) 한편, 실업 상승은 기업 활동을 저해하므로 높은 실업률은 창업을 줄인다(Audretsch & Fritsch, 1994)는 다양하고 상반된 결과를 보이고 있다.

로 경험의 자영업소득에 대한 효과는 임금근로소득에 대한 효과보다는 작고, 자영업 경험의 임금근로소득에 대한 효과는 임금근로 경험의 임금근로소득에 대한 효과보다는 크다고 밝히고 있다. 청년층 근로소득을 분석한 Ferber and Waldfogel(1998)는 법인 형태의 자영업 경험이 비법인 형태의 자영업과 임금근로 소득의 근로소득에 미치는 긍정적 효과를, Williams(2000)는 자영업 경험이 여성의 임금근로소득에 부정적 효과를 미치는 것을 밝히고 있다.

PSID 자료를 이용한 Bruce and Schuetze(2004)는 자영업 경험이 임금근로자의 시간당 임금을 증가시키지 않음을 밝히고 있으며, Fairlie(2004)는 저학력자의 자영업 경험은, 초기 몇 년을 제외하면, 임금근로소득보다 더 빨리 상승함을 보이고 있다.

자영업 경험과 근로소득에 관한 기존 연구로부터 두 가지 가설을 구축할 수 있다. 하나는 생애노동 초기의 자영업 경험이 이후의 생애근로소득에 부정적 효과를 미친다는 가설이다. 이는 청년기에 임금근로 일자리를 얻지 못하여 자영업을 선택하는 것이, 인적자본 축적의 측면에서 미취업상태보다는 낮지만, 낮은 인적자본 수준을 알리는 낙인효과를 가지며, 결국 임금근로 경험자와 비교할 때 중장년기에 근로소득(임금소득과 자영업소득을 불문)이 낮아진다는 것이다.

또 다른 하나는 청년기의 자영업 경험이 중장년기의 임금근로소득에는 부정적 효과를 미치지만 자영업소득에는 긍정적 효과를 미친다는 가설이다. 이는 청년기의 자영업 경험이 자영업에 특유한 인적자본의 축적에 기여하는 한편, 이러한 기여는 임금근로에 특유한 인적자본 축적의 기회를 상실하는 비용을 치르게 된다는 것을 의미한다.

본 연구의 목적은 「한국노동패널조사」 제11차년도 직업력 자료로부터 생애노동의 초기에 해당하는 20대에 자영업을 경험한 개인 표본을 변별한 후 이를 제1~11차년도 본 자료에서 포착된 일자리로부터의 근로소득 및 주요 정보와 매칭한 데이터를 임의확률모형(random effect model)과 통합회귀모형(pooled regression model)에 적용하여 언급한 두 가설의 진위를 파악하여 청년기의 자영업 경험이 중장년기의 근로소득에 미치는 장기효과를 분석하는 것이다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 자영업 선택 및 성과와 관련된 국

내외 주요 선행연구를 소개한다. 제III장에서는 실증분석에 사용되는 자료와 표본선택과정을 소개하고 자영업 경험과 생애근로소득에 대한 기초분석을 실시한다. 제IV장에서는 자영업 경험이 생애근로소득에 미치는 효과와 자영업 경험이 임금근로소득과 자영업소득 각각에 미치는 효과를 임의확률모형을 이용하여 실증분석한다. 마지막 장에서는 연구 결과를 요약하고 간략한 정책방향을 제시한다.

## II. 주요 자영업소득 관련 선행연구

### 1. 해외 자영업 연구

자영업에 대한 연구는 자영업 선택과 자영업 성과로 구분할 수 있는데, 자영업 선택에서는 가족 배경, 세대 간 이전, 개인 특성, 재정적 제약에, 자영업 성과에서는 자영업소득, 생존에 초점이 주어져 왔다.<sup>2)</sup> 자영업 성과를 다룬 연구는 자영업소득, 지속기간, 만족도의 성과지표를 제시하고 있으며, 특히 자영업소득의 결정요인 및 소득불평등에 초점을 맞추고 있다.<sup>3)</sup> 임금근로와 비교하면 자영업에서 소득 편차가 더 크고 소득불평등도가 높으며, 특히 저소득 자영업자의 소득 변동이 저소득 임금근로자보다 심한 것으로 보고되고 있다(Parker, 1997a; Holz-Eakin, Rosen & Weathers, 2000).

NLSY자료를 이용해 자영업과 임금근로의 근로소득 변동을 분석한 Fairlie (2004)는 청년기에 자영업을 시작한 자의 근로소득이 일정한 기간을 경과하면 임금근로자 근로소득보다 높아진다는 것을 보이는 한편, 고정효과모형의 추정을 통하여 남성 임금근로자와 비교할 때 자영업자의 근로소득 증가율이 더 높으며 이의 편차 역시 크다는 것을 밝히고 있다.

Hamilton(2000)은 Fairlie와 달리, 자영업소득이 임금근로소득보다 낮는데 이

2) 자영업 선택과 관련된 선행연구는 지면상 생략한다.

3) Blanchflower and Oswald(1992)와 Bradley and Roberts(2004)는 임금근로자와 비교한 자영업자의 만족수준이 높다고 보고하고 있다.

는 자영업자가 소득보다는 비금전적 측면에 가치를 두기 때문이다. Parker (1999; 2003)는 자영업소득이 임금근로소득보다 높다는 결론보다는 자영업과 임금근로 모두 직종별 소득불평등이 크다는 사실을 밝히고 있다.

Burke et al.(2000)은 대학졸업의 고학력은 자영업 선택에 부정적 효과를 가지지만 자영업소득에는 긍정적 효과가 있으며, 유동자산도 소득수준에 영향력 갖는다고 보고하고 있다. Falter(2007a; 2007b)는 경험, 근속기간, 교육수준, 연령 등 특성의 불평등은 자영업보다 임금근로에서 크고, 자영업에서의 불평등은 자영업 선택자의 이질성에서 비롯됨을 밝히고 있다.

Evans and Leighton(1989)은 임금근로와 비교한 자영업 경험으로부터의 수익(return)이 낮지만, 임금근로 경험을 쌓다가 나이 들어 자영업을 시작하면 소득이 낮을 확률이 높고 절반 정도가 6년 이내에 퇴장한다고 보고하고 있다.4) Rissman (2006)은 개인적 특성보다는 실업률이나 경제성장률 등 지역노동시장의 환경이 청년층의 자영업 지속에 중요하게 작용하며, 자영업에서 1년을 버티면 지속기간이 길어진다고 밝히고 있다.

## 2. 국내 자영업 연구

국내 자영업 관련 연구 역시 자영업 비중, 자영업 선택, 자영업 성과로 구분할 수 있는데 자영업의 성과에 대한 연구는 적은 편이며, 주로 소득분포 또는 소득결정요인에 초점을 두고 있다.5)

매출액과 소득 및 만족수준을 자영업 성과의 지표로 설정하고 이의 결정요인을 분석한 성지미·안주엽(2002)은 이전의 경험은 자영업소득에, 자영업의 중장기 목표는 자영업소득과 연간 매출액에 영향을 미침을 밝히고 있다.

근로소득의 분포 및 결정요인을 분석한 최강식 등(2005)은 자영업소득의 편

4) 영국 자료를 분석한 Taylor(1999)는 창업 이후 1년간 90% 정도 생존하지만 5년 생존 비중은 58%라 밝히고, 자영업에서 퇴장하면 자발적으로 다른 고용형태로 전환하는 경우가 많으며, 자영업 생존자는 실업 경험이 없고 일자리 경험이 있으며, 어느 정도 초기 자본을 가지고 자영업을 시작하였을 경향이 높다고 보고하고 있다.

5) 자영업 비중에 관한 주요 연구로는 류재우·최호영(1999)과 류재우·최호영(2000), 김우영(2001)을, 자영업 선택에 관한 주요 연구로는 김우영(2000), 금재호·조준모(2000), 안주엽(2000), 성지미(2002), 전병유(2003)를 들 수 있다.

차가 더 크고, 남성 자영업자에서는 소득수준이 높을수록 교육수익률이 높으며, 경기회복 후 자영업소득과 관리직이나 전문직의 임금소득의 차이가 상당히 작다고 보고하고 있다. 류재우(2004)는 경제위기 이후 상대적 소득기회 및 선택성의 변화로 자영업이 증가함에 따라 양극화가 커졌다고 제시하였다.

소득격차를 분해하는 최강식·정진화(2007)는 소득격차가 산업 및 직업에 의한 것이며, 관찰되지 않는 특성(생산성 차이 및 차별)에 의한 부분도 있음을 지적하였다.

### Ⅲ. 분석자료 및 기초분석

#### 1. 자료 및 표본

가. 자료: 「한국노동패널조사」

「한국노동패널조사」(Korean Labor and Income Panel Study)는 “가구와 개인의 경제활동, 노동시장 이동 및 성과를 장기간 추적조사하여 횡단면 자료로는 분석 불가능한 현상을 동태적으로 파악함으로써 실효성 있는 정책 수립을 위한 기초자료를 제공”하는 것을 목적으로 한국노동연구원이 1998년부터 제주도를 제외한 전국에서 추출한 5,000개 원 가구표본과 이에 속하는 15세 이상 생산가능인구 13,738명의 원 개인표본(혼인, 분가, 합가 등으로 인한 신규 가구와 신규 표본을 포함)을 대상으로 매년 조사를 실시하고 있다.

「한국노동패널조사」의 직업력 자료(work history data)는 개인 표본의 모든 일자리에 대한 정보가 담긴 자료로 이에 제1차년도 조사(또는 신규 표본에 대해서는 최초 조사) 이전에 가졌던 일자리에 대한 정보(회고적 정보) 및 각 조사시점 당시 가지고 있는 또는 조사시점 사이에 가진 적이 있는 일자리에 대한 정보가 포함된다. 이에 일자리의 일련번호, 일자리 순서, 일자리 정보가 파악된 조사 차수, 일자리 형태(임금/비임금근로) 등 일자리 변별과 관련된 정보와 일자리의 시작 및 종료 시기 및 다양한 일자리 특성에 대한 정보를 제공한다.<sup>6)</sup>

나. 표 본

1) 초기 자영업 경험

분석에서 핵심이 되는 변수 중 하나는 생애노동경력의 초기 단계(20~29세)에서 자영업에 종사한 경험(이하에서는 ‘초기 자영업 경험’) 여부다. 이를 변별하기 위하여 ① 제1~11차 조사에 포함된 개인 표본별 출생 시점을 파악, ② 이를 직업력 자료와 통합하여 일자리 개시 시점과 종료 시점(또는 조사 시점) 사이에 개인 표본의 연령이 20~29세가 되는 일자리를 포착, ③ 이러한 일자리의 종사상지위(상용직, 임시직, 일용직으로 세분된 임금근로, 고용주/자영업자, 가족종사자)를 파악, ④ 20~29세에 가졌던 (복수의) 일자리 중 하나 이상의 일자리의 종사상지위가 고용주/자영업자에 해당하면 초기 자영업 경험 표본으로 구분한다.

이러한 과정을 거쳐 변별된 개인 표본(14,440명) 중 20대에 일자리 경험이 있는 표본은 11,583명(80.2%), 임금근로 경험이 있는 표본은 9,901명(68.6%), 고용주/자영업자 일자리 경험이 있는 표본은 2,157명(14.9%), 무급가족종사자 경험이 있는 표본은 958명(6.6%)으로 나타난다.

이 중 고용주/자영업자 일자리 경험이 있는 표본을 ‘초기 자영업 경험’ 표본으로 정의한 후, 임금근로 경험이 있는 표본을 ‘초기 자영업 미경험’ 표본으로 정의한다.<sup>8)</sup>

2) 분석대상 표본

표본 선택을 위해 먼저 제1~11차년도 조사에서 파악된 일자리 중 초기 자영업 경험 여부가 변별되고, 근로소득(임금소득이나 자영업소득)에 대한 정보<sup>9)</sup>와 교육수준, 혼인상태(미혼 또는 기혼), 사업장의 소재지, 주된 설명변수에 대한 적절한 정보를 제공하는 (개인 표본의) 일자리만 포함한다.<sup>10)</sup>

6) 직업력 자료에는 총 10만 3,664개의 관측치가 포함되어 있는데, 이에는 회고적 일자리가 18,624개, 비임금 일자리가 30,998개, 주된 일자리가 68,074개 포함되어 있다.  
 7) 제1~11차년도 조사에서 파악된 관측치는 128,707개(17,989 개인 표본)이다. 직업력 자료의 103,664개 관측치 중 종사상지위, 일자리 개시 시점 및 종료 시점에 대한 정보가 불충분한 관측치를 제외하면 101,390개(14,440 개인 표본)가 유효하다.  
 8) 그 외 무급가족종사자 경험이 있는 표본은 분석에서 제외한다.  
 9) 주된 일자리에 대해서만 자세한 정보가 제공되며, 이 중 종사상지위가 임금근로 또는 고용주/자영업자에 대해서만 근로소득에 대한 정보가 제공된다.

이 중 경력 초기 자영업 경험이 장기에 걸친 근로소득(임금소득 또는 자영업 소득)에 미치는 효과를 분석하는 본 연구에서 사용하는 표본은 조사 당시 개인 표본의 만 나이가 30~55세에 해당하는 25,684개 일자리(개인 표본은 5,664명으로 평균 패널횟수는 4.5회)이다.

<표 1>에서 표본 분포를 보면, 72.5%에 해당하는 18,632개 관측치가 남성 표본의 일자리로 상대적으로 많은 것으로 나타난다.<sup>11)</sup> 표본 중 자영업 일자리가 차지하는 비중은 27.7%(7,116개)이며, 이러한 비중은 남성(29.9%)에서 여성(21.9%)보다 높게 나타난다.<sup>12)</sup> 표본 중 초기 자영업 경험 표본의 일자리가 차

<표 1> 표본 유형별 근로소득

(단위: 개, 만 원)

		관측치	평균	중위값	표준편차
전체	전 체	25,684	205.3	172.8	210.8
	자영업 경험 유무				
	자영업 경험자	5,332	208.8	169.8	231.7
	미경험자	20,352	204.3	175.6	205
	임금/자영업 근로				
	임금근로	18,568	190.6	169.8	127.8
자영업	7,116	243.4	190.8	340.3	
남성	전 체	18,632	229.7	195.7	233
	자영업 경험 유무				
	자영업 경험자	4,360	219.8	182.3	244.9
	미경험자	14,272	232.7	200	229.2
	임금/자영업 근로				
	임금근로	13,060	215.4	191.6	133.8
자영업	5,572	263	205.5	371.6	
여성	전 체	7,052	140.7	106.4	112.4
	자영업 경험 유무				
	자영업 경험자	972	159.2	110.2	150.1
	미경험자	6,080	137.8	106.4	104.9
	임금/자영업 근로				
	임금근로	5,508	131.8	102.8	87.6
자영업	1,544	172.5	123.3	170.6	

주: 근로소득(임금 및 자영업 소득)은 2005년 기준 실질소득.

자료: 한국노동패널조사(본 조사 및 제11차년도 직업력 자료).

10) 사업장 소재지에 대한 정보는 제4차년도 조사부터 제공되고 있다.

11) 이는 상대적으로 여성의 취업 비중이 낮은 것을 의미한다.

12) 이는 부부가 함께 자영업을 운영하는 경우 여성은 상대적으로 무급가족종사자로 분류될 가능성이 높다는 것을 의미한다.

지하는 비중은 20.8%(5,332개)로 나타나는데 이러한 비중은 남성에서 29.9%, 여성에서 13.8%로 남성에서 상대적으로 상당히 높게 나타난다.

## 2. 기초분석 : 초기 자영업 경험과 근로소득

### 가. 자영업 종사 비중

[그림 1]은 본 분석의 관심대상인 30~55세 연령별 표본의 자영업 종사 비중을 보여주고 있다. 먼저 첫 번째 그림에서 보듯, 자영업 종사 비중은 30세에 10%를 약간 상회하는 수준에서, 50대에는 40%에 이르는 높은 수준을 보여, 연령이 높아질수록 자영업 종사 비중이 상승함을 알 수 있다. 이를 성별로 보면, 30대 중반까지는 자영업 종사 비중에서 남녀 간 차이가 거의 없으나 그 이후 남성의 상승세가 여성에 비해 급하게 나타나 전반적으로 남성이 여성에 비해 자영업에 종사하는 비중이 높은 것으로 나타난다.

자영업 종사 비중을 초기 자영업 경험 유무별로 보면, 경험자의 자영업 종사 비중은 전체 연령에 걸쳐, 다소간의 변동을 보이기는 하지만 60% 정도의 높은 수준을 보이고 있다. 반면, 초기 자영업 미경험자의 자영업 종사 비중은 30세에 거의 전무하다가 연령이 증가함에 따라 상승하여 40세에는 20%, 46세에는 30%에 이르고 그 이후에는 이 수준을 유지하는 것으로 나타난다.

### 나. 근로소득<sup>13)</sup>

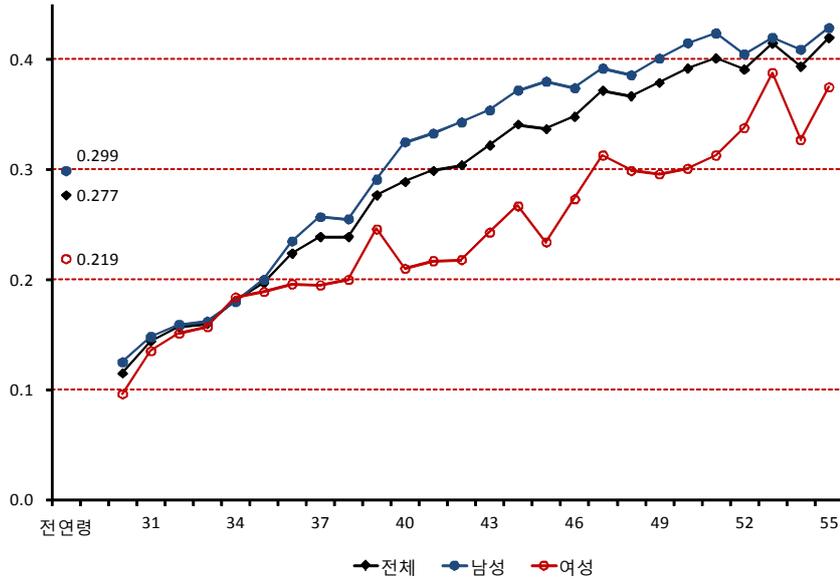
<표 1>에서 근로소득을 보면, 전체적으로 평균값은 205만 원으로 나타나는 반면, 중위값은 173만 원으로 어느 정도 편중된 분포를 보이고 있음을 알 수 있다.<sup>14)</sup> 이를 성별로 보면, 남성의 근로소득은 230만 원에 이르는 반면, 여성의

13) 근로소득함수(earnings function)를 추정하는 본 연구에서는 인적자본에 대한 단위당 보수를 측정하는 시간당 임금보다는 월평균 임금을 종속변수로 사용한다. 또한 자영업의 근로시간과 임금근로자의 근로시간을 동일 수준에서 측정하는 것이 오히려 실제를 반영하지 못할 가능성이 있기 때문이다. 시간당 임금을 사용할 때 다소간 결과가 변할 수 있을 것이나 근본적인 차이는 없을 것으로 보인다.

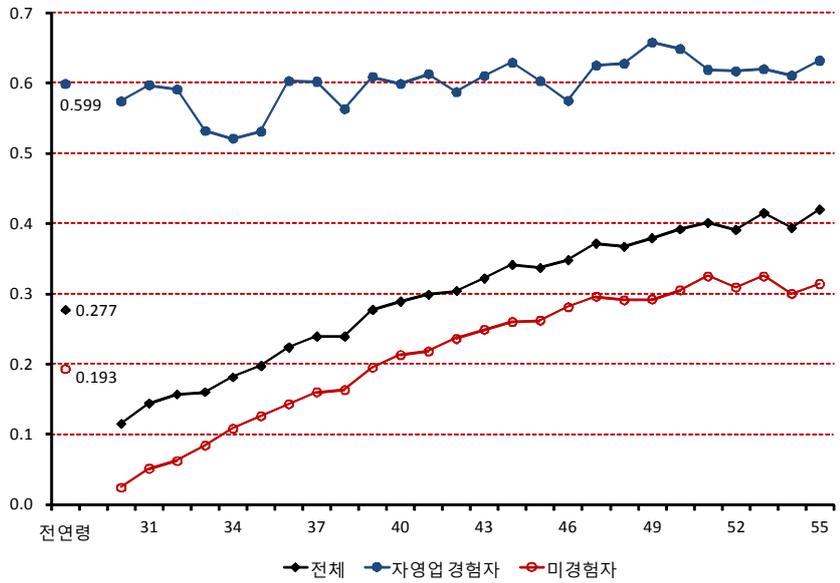
14) 각 조사 시점에서 파악된 (명목)근로소득을 2005년 기준 소비자물가지수로 조정한 실질 근로소득이다. ‘적자를 보고 있다’고 응답(영업이익<0을 의미)한 자영업자의 근로소득은 0으로 처리하였다.

(그림 1) 자영업 종사 비중

(a) 성별



(b) 자영업 경험 유무별



근로소득은 남성의 61.3%에 해당하는 141만 원 정도이다.

임금 - 자영업 근로소득을 보면, 자영업소득이 243만 원으로 임금근로소득 (191만 원)보다 27.7% 높게 나타나며, 이러한 경향은 남성(22.1%)에서보다는 여성(30.9%)에서 크게 나타난다.

초기 자영업 경험 유무별 근로소득을 비교하면, 전반적으로 경험자(209만 원)와 미경험자(204만 원) 간 약 2% 정도의 차이만 있는 것으로 나타난다. 그러나 미경험자와 비교할 때 경험자의 중위값과 평균의 차이가 더 크게 나타나 근로소득의 분포가 더 편중되어 있고 표준편차가 큰 것을 알 수 있다. 이를 성별로 보면, 남성에서는 미경험자의 근로소득이 약 5% 정도 높은 반면 여성에서는 경험자의 근로소득이 약 16% 높은 것으로 나타나 상당한 대조를 보이고 있다.

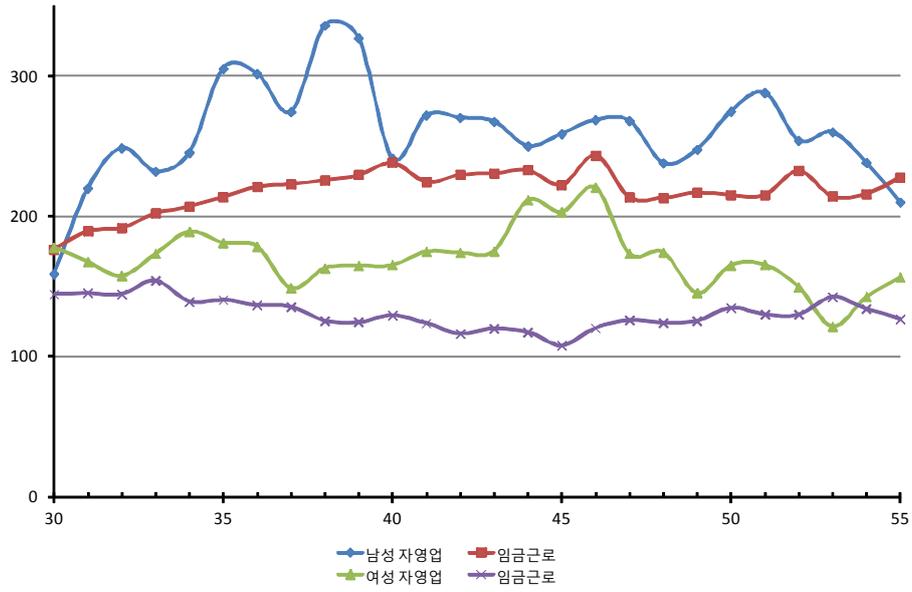
[그림 2]는 표본 유형별로 연령-근로소득 곡선을 보여주고 있다. 먼저 임금-자영업별 연령-근로소득 곡선을 보면, 남성과 여성 모두에서 대부분 연령에서 자영업소득이 근로소득을 상회하는 것으로 나타나며, 50대에서는 비슷한 수준으로 접근하고 있다. 특히 남성에서는 30대 후반이, 여성에서는 40대 중반이 자영업소득이 임금근로소득을 크게 상회하는 시기임을 알 수 있다.

한편 초기 자영업 경험 유무별로 보면, 남성에서는 45세 정도까지는 경험자와 미경험자의 근로소득이 모두 일정한 상승추세를 보이며 두 집단 간 근로소득의 차이가 거의 없는 것으로 나타나는 반면, 그 이후에는 경험자의 근로소득은 하락추세를 강하게 보이는 반면, 미경험자의 근로소득은 어느 정도 상승추세를 유지하여 양 집단 간 근로소득의 격차가 발생하는 것을 알 수 있다. 여성에서는 50대 초반까지 경험자의 근로소득이 미경험자의 근로소득을 뚜렷하게 상회하는 한편, 53세에 이러한 현상이 역전되어 미경험자의 근로소득이 높게 나타난다. 미경험자 대비 경험자의 근로소득은 45세 전후 40대에서 가장 뚜렷하게 나타나고 있다.

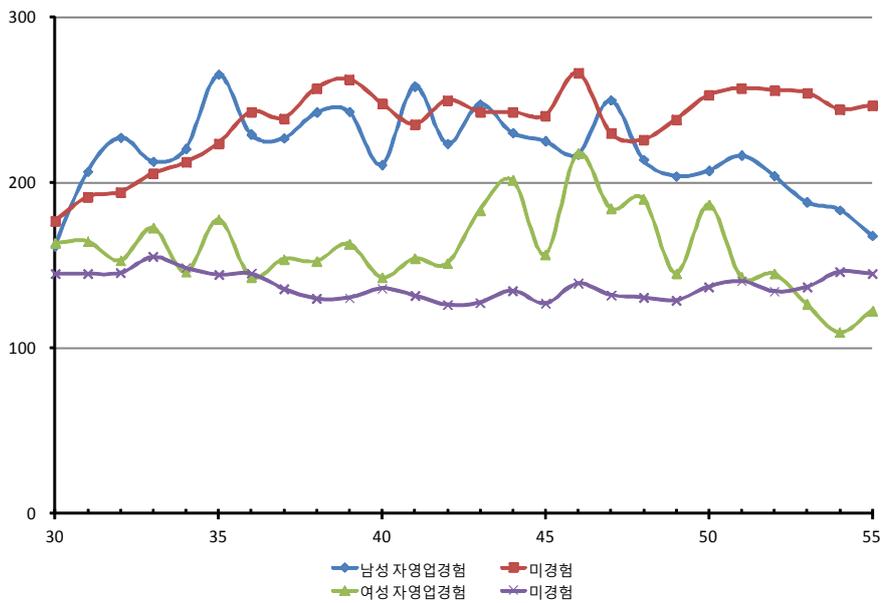
(그림 2) 표본 유형별 연령-근로소득 곡선

(단위: 만 원)

(a) 성·임금-자영업별



(b) 성·자영업 경험 유무별



## IV. 초기 자영업 경험의 효과

### 1. 분석모형

본 연구의 목적 중 하나는 경력 초기(20대)의 자영업 경험이 중장기에 걸쳐 근로소득에 미치는 긍정적 또는 부정적 효과의 존재를 밝히는 것으로, 20대에 자영업을 경험한 집단과 자영업을 경험하지는 않았지만 일자리를 경험한 집단의 두 집단을 대상으로 실증분석을 실시한다. 자영업 경험의 중장기 근로소득 효과를 분석하기 위한 분석모형은

$$y_{it} = X_{it}\beta + [\gamma_1^S A_{it} + \gamma_2^S A_{it}^2]I_i + [\gamma_1^W A_{it} + \gamma_2^W A_{it}^2](1 - I_i) + u_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

으로 일반적인 임의효과모형이다.<sup>15)</sup>

여기에서  $y_{it}$ 는 실질근로소득의 로그값,  $A_{it}$ 와  $A_{it}^2$ 은 연령과 이의 제곱,  $I_i$ 는 초기 자영업 경험의 가변수 (자영업 경험자에 대해서는  $I_i = 1$ , 미경험자에 대해서는  $I_i = 0$ ),  $X_{it}$ 는 그의 근로소득을 결정하는 설명변수,  $u_i$ 는 개별적 이질성을 포착하는 임의효과,  $\epsilon_{it}$ 는 오차항이며,  $\beta$ ,  $\gamma_j^k, j = 1, 2, k = S(\text{자영업 경험자}), W(\text{미경험자})$ 는 이와 관련된 추정될 계수이다.<sup>16)</sup>

자영업과 임금근로의 근로소득을 설명하기 위해 공통적으로 사용되는 변수로는 미혼, 사업장 소재지(서울과 그 외 지역), 교육수준(교육받은 횟수), 현재 일자리에서의 근속기간과 이의 제곱이 포함된다.<sup>17)</sup>

15) 임의효과모형과 고정효과모형의 추정 결과 모두 유사한 결론을 보여주며, 다만 고정효과 모형에서는 전반적(overall)  $R^2$ 가 낮게 나타난다.

16) 패널분석모형(고정효과모형이나 임의효과모형)에 대한 설명은 생략한다.

17) 모형의 설명력을 높이고자 자영업과 임금근로의 근로소득에 영향을 미치는 결정요인들을 추가하여도 단순한 모형의 추정을 통하여 얻은 결론에 변함은 없다. 임금근로와 자영업의 근로소득의 결정요인을 분석하기보다는 초기 자영업 경험의 효과에 초점을 맞추는 본

<표 2>는 설명변수의 기초통계량을 보여주고 있다. 평균 연령은 40.8세로 여성보다 남성, 임금근로보다 자영업, 자영업 미경험자보다 경험자에서 다소 높다. 표본 중 11.5%가 미혼이며, 이러한 비중은 여성보다는 남성에서, 자영업보다는 임금근로에서, 남성 자영업 경험자보다는 미경험자에서 다소 높게 나타나 여성에서는 경험자에서 높게 나타난다. 서울 소재 사업장이 차지하는 비중은 약 25%로 여성, 임금근로, 자영업 미경험자에서 높게 나타난다.

<표 2> 표본 특성

(a) 성별

	전 체		남 성		여 성	
	관측치	표준편차	관측치	표준편차	관측치	표준편차
관측치	25684		18632		7052	
연령(세)	40.8	(7.1)	41.2	(7.2)	39.8	(6.8)
연령제곱	1718	(596)	1750	(607)	1634	(557)
미혼	0.1145	(0.318)	0.1176	(0.322)	0.1062	(0.308)
서울	0.249	(0.432)	0.2443	(0.430)	0.2616	(0.440)
교육연한(연)	12.7	(3.0)	12.8	(3.0)	12.3	(3.1)
근속기간(연)	7.0	(7.3)	7.6	(7.5)	5.3	(6.4)
근속제곱	102.5	(198.8)	114.91	(209.9)	69.7	(161.6)

(b) 성 · 임금/자영업 근로별

	남 성				여 성			
	자영업		임금근로		자영업		임금근로	
관측치	5572		13060		1544		5508	
연령(세)	43.5	(6.8)	40.2	(7.2)	41.8	(6.8)	39.3	(6.7)
연령제곱	1940	(587)	1669	(598)	1794	(576)	1589	(544)
미혼	0.0639	(0.245)	0.1406	(0.348)	0.0848	(0.279)	0.1122	(0.316)
서울	0.2358	(0.425)	0.2479	(0.432)	0.2073	(0.405)	0.2769	(0.447)
교육연한(연)	12.2	(2.9)	13.1	(3.0)	11.9	(3.3)	12.5	(3.0)
근속기간(연)	7.9	(7.8)	7.5	(7.4)	6.1	(7.0)	5.1	(6.2)
근속제곱	122.84	(244.8)	111.53	(193.0)	87.075	(193.8)	64.83	(151.0)

고에서는 가능한 적은 수의 설명변수만을 활용한다.

(c) 성 · 자영업 경험유무별

	남 성				여 성			
	경험자		미경험		경험자		미경험	
관측치	4360		14272		972		6080	
연령(세)	42.4	(7.3)	40.8	(7.2)	40.7	(7.5)	39.7	(6.6)
연령제곱	1851	(620)	1720	(600)	1710	(631)	1622	(544)
미혼	0.075	(0.263)	0.1307	(0.337)	0.1121	(0.316)	0.1053	(0.307)
서울	0.214	(0.410)	0.2535	(0.435)	0.2294	(0.421)	0.2668	(0.442)
교육연한(연)	11.8	(2.8)	13.1	(3.0)	11.9	(3.7)	12.4	(3.0)
근속기간(연)	8.0	(8.2)	7.5	(7.3)	6.5	(7.8)	5.1	(6.2)
근속제곱	131.48	(227.2)	109.85	(204.0)	102.76	(213.2)	64.416	(151.1)

주: ( )안의 숫자는 표준편차.

자료: 한국노동패널조사(본 자료 및 제11차년도 직업력 자료).

평균 교육연한은 12.7년으로 남성이 여성보다 길게 나타나며, 자영업보다는 임금근로자가 보다 많은 교육을 받았으며, 교육수준이 낮은 개인 표본이 경력 초기에 자영업을 경험하는 비중이 높았음을 보여준다. 조사 당시 일자리에서의 근속기간은 7.0년으로 여성(5.3년)보다는 남성(7.6년)에서 훨씬 긴 것으로 나타났다. 임금근로보다는 자영업에서, 자영업 미경험자보다는 경험자에서 긴 것으로 나타난다.

## 2. 자영업 경험의 장기추세효과

먼저 개인의 특성이나 일자리 특성을 제외하고 순수하게 연령별 효과만을 보여주는 연령-근로소득 곡선(그림 2b)의 추세 분석을 위해 식(1)에서 설명변수를 제외한 단순모형

$$y_{it} = \alpha + [\gamma_1^S A_{it} + \gamma_2^S A_{it}^2] I_i + [\gamma_1^W A_{it} + \gamma_2^W A_{it}^2] (1 - I_i) + u_i + \epsilon_{it} \quad (1')$$

을 추정한다. <표 3>은 단순모형의 추정 결과를 보여주고 있다.18)

18) 고정효과모형의 추정치를 이용한 30~55세 근로소득의 시뮬레이션은 현실적이지 않은 값을 제공한다. 따라서 이후에는 고정효과모형의 추정치는 보고하지 않는다.

표에서 보듯, 통합회귀모형과 임의효과모형 모두에서 연령에 대한 추정치가 자영업 비경험자보다는 경험자에서 크게 나타나 경력 초기인 20대의 자영업 경험이 그 이후 근로소득에 긍정적인 효과를 가지는 것을 알 수 있다.

이를 성별로 보면, 남성에서는 통합회귀모형의 추정치에서는 경험자의 연령에 대한 추정치가 다소 큰 반면, 임의효과모형에서는 미경험자에서 다소 크게 나타나 정반대의 결과를 보여준다. 여성에 대한 통합회귀모형의 추정에서는 자영업 경험자에서 연령에 대한 추정치가 크게 나타나는 반면 임의효과모형에서는 모든 계수가 유의하지 않은 것으로 나타난다.

〈표 3〉 자영업 경험의 장기추세효과 추정

	전 체			남 자			여 자		
표본수	25,684			18,632			7,052		
통합회귀모형									
연령(경험자)	0.0283	(.0102)	***	0.0808	(.0119)	***	-0.0713	(.0183)	***
연령제곱(경험자)	-0.0005	(.0001)	***	-0.0011	(.0001)	***	0.0008	(.0002)	***
연령(미경험자)	0.0216	(.0103)	***	0.0774	(.0119)	***	-0.0709	(.0182)	***
연령제곱(미경험자)	-0.0003	(.0001)	***	-0.0009	(.0001)	***	0.0007	(.0002)	***
상수	4.6154	(.2091)	***	3.6437	(.2439)	***	6.2922	(.3661)	***
Adjusted R <sup>2</sup>	0.0032			0.0125			0.0076		
모형적합도(F-통계량)	21.73 ***			60.08 ***			14.45 ***		
임의효과모형									
연령(경험자)	0.0516	(.0120)	***	0.0843	(.0140)	***	0.0059	(.0211)	
연령제곱(경험자)	-0.0006	(.0001)	***	-0.0010	(.0002)	***	0.0000	(.0003)	
연령(미경험자)	0.0477	(.0120)	***	0.0846	(.0140)	***	0.0003	(.0208)	
연령제곱(미경험자)	-0.0004	(.0001)	***	-0.0009	(.0002)	***	0.0001	(.0003)	
상수	3.8142	(.2433)	***	3.3053	(.2859)	***	4.4744	(.4150)	***
Overall R <sup>2</sup>	0.0003			0.0125			0.0076		
모형적합도( $\chi^2$ 통계량)	94.19 ***			60.08 ***			14.45 ***		
고정효과모형									
연령(경험자)	0.1159	(.0337)	***	0.1393	(.0389)	***	-0.0177	(.0692)	
연령제곱(경험자)	-0.0007	(.0004)	*	-0.0010	(.0005)	**	0.0009	(.0008)	
연령(미경험자)	0.1155	(.0176)	***	0.1142	(.0217)	***	0.1243	(.0281)	***
연령제곱(미경험자)	-0.0008	(.0002)	***	-0.0007	(.0003)	***	-0.0009	(.0003)	***
상수	1.6005	(.3248)	***	1.6022	(.3960)	***	1.5820	(.5325)	***
Overall R <sup>2</sup>	0.0005			0.0040			0.0010		
모형적합도( $\chi^2$ 통계량)	143.71 ***			99.84 ***			50.40 ***		

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 유의함을 의미.

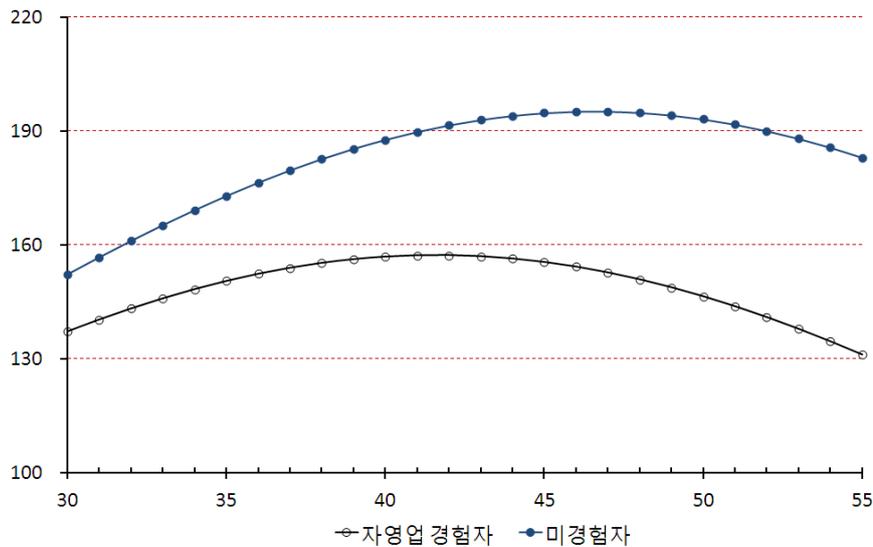
( ) 안의 숫자는 표본오차.

[그림 3]은 임의효과모형의 추정치를 이용한 남성과 여성의 자영업 경험 여부별 근로소득의 장기추세 시뮬레이션 결과를 보여주고 있다. 그림에서 보듯, 남성 자영업 경험자의 근로소득은 42세에서 정점에 이른 후 하락하는 반면, 미경험자의 근로소득은 47세까지 상승하다가 이후에 하락하는 양상을 보여, 전 연령에 걸쳐 자영업 미경험자의 근로소득이 경험자의 근로소득보다 높게 나타나고 있다. 이러한 양상은 남성에 있어 초기의 자영업 경험이 임금근로 일자리를 구하지 못하여 대안으로서 자영업을 선택한 확률이 높았음을 시사하는 것으로 파악된다. 19)

[그림 3] 연령-근로소득 곡선 시뮬레이션

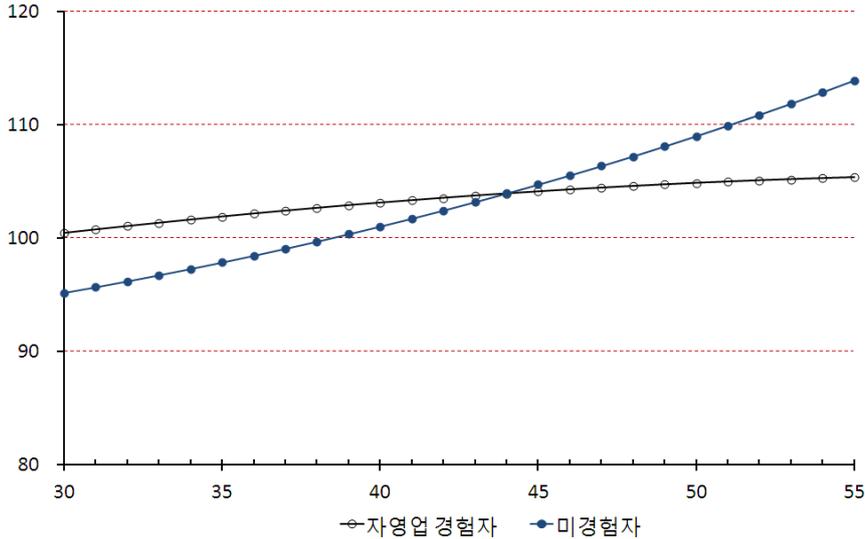
(단위: 만 원)

(a) 남성



19) 이러한 결과를 생애노동의 초기에 임금근로 일자리를 구하지 못할 때 하나의 대안인 자영업을 택하지는 말아야 한다고, 즉 미취업상태로 남아야 한다고 해석하여서는 아니 된다. 20대에 일자리를 가지지 않았던 집단과 무급가족종사자 경험이 있는 집단을 추가한 자료를 분석한 결과는 이들 추가된 두 집단보다는 자영업 경험 집단의 이후 근로소득이 높게 나타난다. 즉, 생애노동 초기에 임금근로 일자리를 구하지 못할 때, 미취업상태로 남아 있거나 무급가족종사자로 일하는 것보다는 자영업 일자리를 선택하는 것이 생애소득 측면에서 더 나은 선택이다. 이러한 결론은 여성에게도 마찬가지로 적용된다.

(b) 여성



자료: <표 3>의 임의효과모형의 추정치로부터 구성.

여성에서는 30세에서 43세까지는 자영업 경험자의 근로소득이 미경험자의 근로소득보다 높지만 그 차이가 줄어들어 44세에는 거의 동일한 수준에 이르고 그 이후에는 경험자의 근로소득은 매우 완만하게 상승하지만 미경험자의 근로소득은 급속하게 상승하는 양상을 보여 차이가 늘어난다.

### 3. 자영업 경험의 장기효과

<표 4>는 자영업 경험의 장기추세를 분석하기 위한 근로소득 결정모형의 추정 결과를 보여주고 있다. 먼저 추가된 설명변수의 효과를 보면, 남성에서는 미혼자의 근로소득이 기혼자에 비해 25% 정도 낮은 반면, 여성에서는 미혼자에서 21% 높게 나타나 기존 실증분석 결과와 동일하다.<sup>20)</sup> 또한 서울에 소재하는 사업장에서의 근로소득이 그 외 지역 대비 11% 정도 높은 것으로 나타나며, 이러한 현상은 남성(10%)에서보다 여성(14%)에서 크게 나타난다.

20) 결혼은 근로소득, 즉 인적자본의 축적 및 활용의 측면에서 남성에게는 긍정적으로 작용하지만 여성에게는 부정적으로 작용하는 경향이 있다.

〈표 4〉 근로소득 추정 : 자영업 경험의 장기효과

	전 체			남 자			여 자		
표본수	25,684			18,632			7,052		
	통합회귀모형								
연령(경험자)	0.0068	(.0104)		0.0380	(.0120)	***	-0.0487	(.0187)	***
연령제곱(경험자)	-0.0002	(.0001)	*	-0.0006	(.0001)	***	0.0005	(.0002)	**
연령(미경험자)	0.0004	(.0105)		0.0362	(.0121)	***	-0.0491	(.0186)	***
연령제곱(미경험자)	0.0000	(.0001)		-0.0005	(.0001)	***	0.0005	(.0002)	**
미혼	-0.2085	(.0197)	***	-0.3759	(.0226)	***	0.1211	(.0352)	***
서울소재 사업장	0.1270	(.0135)	***	0.1167	(.0157)	***	0.1517	(.0233)	***
상수	5.0953	(.2150)	***	4.6191	(.2495)	***	5.7630	(.3773)	***
Adjusted R <sup>2</sup>	0.0104			0.0291			0.0159		
모형적합도(F-통계량)	45.87 ***			94.19 ***			19.94 ***		
	임의효과모형								
연령(경험자)	0.0451	(.0123)	***	0.0582	(.0142)	***	0.0256	(.0214)	
연령제곱(경험자)	-0.0005	(.0002)	***	-0.0007	(.0002)	***	-0.0003	(.0003)	
연령(미경험자)	0.0412	(.0122)	***	0.0595	(.0143)	***	0.0192	(.0211)	
연령제곱(미경험자)	-0.0004	(.0001)	**	-0.0007	(.0002)	***	-0.0001	(.0003)	
미혼	-0.0806	(.0275)	***	-0.2568	(.0306)	***	0.2139	(.0513)	***
서울소재 사업장	0.1062	(.0185)	***	0.1006	(.0209)	***	0.1386	(.0340)	***
상수	3.9498	(.2508)	***	3.9132	(.2936)	***	3.9869	(.4249)	***
Overall R <sup>2</sup>	0.0033			0.0234			0.0032		
모형적합도( $\chi^2$ 통계량)	132.92 ***			211.04 ***			46.67 ***		

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 유의함을 의미.

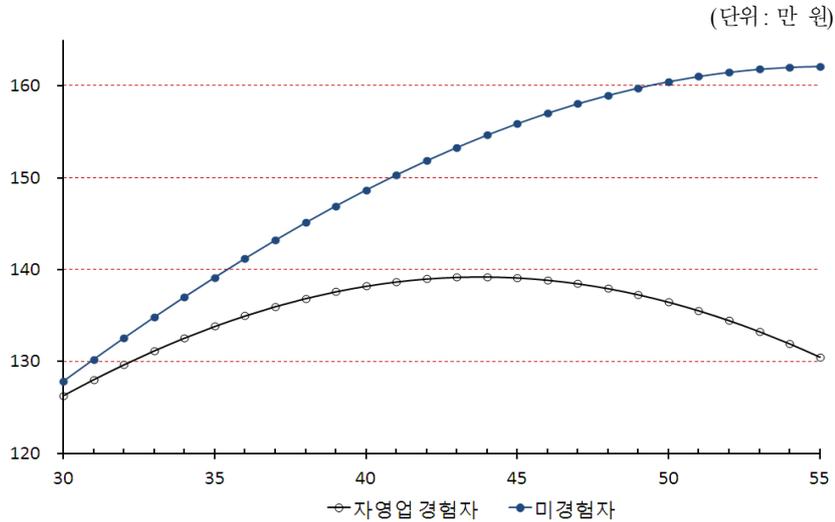
( ) 안의 숫자는 표본오차.

자료: 한국노동패널조사(본 자료 및 제11차년도 직업력 자료).

연령과 연령제곱의 임의효과모형 추정치를 이용하여 전체 표본의 연령-근로소득 곡선을 시뮬레이션한 [그림 4]를 보면, 30세 이후 모든 연령에서 자영업 미경험자의 근로소득이 경험자의 근로소득보다 높게 나타난다.<sup>21)</sup> 경험자의 근로소득은 43세에, 미경험자의 근로소득은 55세에서 정점에 이르는 것을 알 수 있다. 남성과 여성 각각에 대해 연령-근로소득 곡선을 시뮬레이션하면 [그림 3]과

21) 계수의 추정치만으로는 자영업 경험자와 미경험자의 연령-근로소득 곡선을 비교하는 것이 불가능하며 시뮬레이션이 필요하다.

(그림 4) 임금-근로소득 곡선 시뮬레이션 : 전체 표본



자료: <표 4>의 임의효과모형의 추정치로부터 구성.

거의 유사한 것으로 나타나 설명변수의 추가에 그리 영향을 받지 않는 것을 알 수 있다.

#### 4. 자영업 경험의 종사상지위별 효과

[그림 1(b)]에서 보았듯, 초기 자영업 경험 표본은 이후에도 자영업 일자리를 선택하는 비중이 매우 높게 나타나는 반면, 미경험 표본에서는 30대 초반에는 자영업 일자리를 선택하는 비중이 매우 낮지만 연령이 높아지면서 점차 높아지는 경향을 보이고 있다. 그러면 초기 자영업 경험은 임금근로 일자리에서의 근로소득에는 초기에 자영업에 머무른 기간만큼 부정적 영향을 미치지만 자영업 일자리에서의 근로소득에는 긍정적 영향을 미칠 것이라는 추론을 할 수 있다. 여기에서는 이러한 추론을 실증분석을 통하여 확인한다.

이를 위한 실증분석 모형은

$$y_{it}^j = \gamma^j I_i + X_{it}^j \beta^j + u_i + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$j=1$ (자영업 일자리),  $2$ (임금근로 일자리)

이다. <표 5>는 식 (2)의 추정 결과를 보여주고 있다.

표에서 보듯, 초기 자영업 경험은 남성의 임금근로 일자리에서의 근로소득에는 통계적으로 유의하게 부정적 효과(6.8%)를 보이는 반면, 자영업 일자리에서의 근로소득에는 통계적으로 유의한 부정적 효과를 보이지는 않고 있다. 즉, 초기에 임금근로 일자리를 구하지 못해 자영업을 선택한 남성이, 그 이후 자영업을 선택하면, 근로소득 측면에서 미경험자와 차이가 없지만 그 이후 임금근로를 선택하면 근로소득이 낮게 된다.<sup>22)</sup>

한편, 여성에서는 초기 자영업 경험이 이후 임금근로나 자영업 일자리에서의 근로소득에, 유의수준이 낮기는 하지만 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다.<sup>23)</sup> 이는 남성과는 달리 여성에게 있어 초기 자영업 경험은 이후 임금근로를 선택하든 자영업을 선택하든 근로소득 측면에서 부정적 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다.<sup>24)</sup>

설명변수가 근로소득에 미치는 효과를 보면, 미혼 남성의 근로소득이 임금근로와 자영업 모두에서 통계적으로 유의미하게 낮은 반면, 미혼 여성의 근로소득은 기혼 남성과 통계적으로 유의한 차이를 보이지는 않는다. 서울에 소재한 사업장에서 임금근로의 근로소득이 그 외 지역에서보다 남성과 여성 모두에서 통계적으로 유의하게 높게 나타나는 반면, 자영업의 근로소득에는 남녀 모두 통계적으로 유의한 효과를 보이지 않는다.

교육연한은 남녀 모두의 근로소득에 통계적으로 유의한 긍정적 효과(7.1~10.2%)를 가지는데 남성보다는 여성, 임금근로보다는 자영업에서 다소 크게 나타난다. 근속기간 역시 긍정적 효과(1년당 2.7~9.8%)를 미치는데 교육연한의 효과와 마찬가지로 남성보다는 여성에서, 임금근로보다는 자영업에서 높게 나타난다.

22) 이는 자영업에 종사하는 기간 중 임금근로에 특유한 기업 특유 인적자본(firm-specific human capital)의 축적이 이루어지지 않기 때문으로 보인다.

23) 특히 초기 자영업 경험자가 이후 자영업을 선택하면, 근로소득은 미경험자와 비교할 때, 16%나 높은 것으로 나타나 자영업 특유의 인적자본이 형성될 개연성이 높은 것으로 보인다.

24) 이러한 초기 자영업 경험이 이후 남성과 여성의 임금근로-자영업 선택에 따른 근로소득에 미치는 효과는 임금근로 또는 자영업 각각에 특유한 설명변수를 추가하여도 거의 변화가 없는 것으로 나타난다.

〈표 5〉 임금근로-자영업 근로소득의 임의효과모형 추정

	임금근로			자영업		
	남 성					
자영업 경험	-0.0678	(.0208)	***	-0.0019	(.0685)	
미혼	-0.2086	(.0154)	***	-0.4172	(.1163)	***
서울소재 사업장	0.0509	(.0112)	***	0.0590	(.0670)	
교육연한(연)	0.0706	(.0024)	***	0.0845	(.0115)	***
현재 일자리 기간(연)	0.0273	(.0019)	***	0.0610	(.0082)	***
일자리 기간의 제곱	-0.0001	(.0001)		-0.0013	(.0003)	*
상수	4.1356	(.0334)	***	3.6085	(.1593)	***
표본 수	13,060			5,572		
Overall R <sup>2</sup>	0.3310			0.0409		
모형적합도( $\chi^2$ 통계량)	2357.6	***		125.74	***	
	여 성					
자영업 경험	0.0162	(.0454)		0.1640	(.1233)	
미혼	0.0109	(.0342)		0.1565	(.1834)	
서울소재 사업장	0.1193	(.0238)	***	0.0478	(.1155)	
교육연한(연)	0.0715	(.0042)	***	0.1015	(.0192)	***
현재 일자리 기간(연)	0.0501	(.0037)	***	0.0984	(.0166)	***
일자리 기간의 제곱	-0.0003	(.0002)	*	-0.0031	(.0006)	***
상수	3.4985	(.0539)	***	2.9079	(.2444)	
표본 수	5,508			1,544		
Overall R <sup>2</sup>	0.3648			0.0695		
모형적합도( $\chi^2$ 통계량)	1096.82	***		79.73	***	

주: \*\*\*, \*\*, \*는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.10에서 유의함을 의미.

( ) 안의 숫자는 표본오차

자료: 한국노동패널조사(본 자료 및 제11차년도 직업력 자료).

## V. 나가는 글

비임금근로자는, 통계청의 경제활동인구조사에 따르면, 2002년 정점(7,988천 명)에 이른 이후 지속적으로 줄어들어 2010년에는 6,858천 명으로 2002년 대비 1,055천 명(자영업자 459천 명, 무급가족종사자 597천 명) 줄어들었는데, 동일 기간 임금근로자 수가 3,312천 명 늘어난 것과는 상당한 대조를 이룬다. 자영업자의 감소를 고용원 여부별로 보면, ‘고용원이 없는 자영업자’(자영자)가 404천

명 감소한 반면, ‘고용원이 있는 자영업자’(고용주)는 55천 명에 불과하여 소위 ‘자영업 구조조정’이 임금근로자로 전환하기 어려운 생계형 영세 자영업자를 중심으로 진행된 것을 알 수 있다.

자영업 비중은 28.8%로 다른 OECD회원국에 비하여 여전히 높은 수준을 보이고 있는데, 이는 재취업시장이 제한적인 한편 조기퇴직이 빈번하지만 은퇴 후 소득은 보장되지 않는 우리 노동시장에서 자영업이 실업이나 미취업의 대안적 고용형태(last resort) 또는 빈곤으로부터의 탈출 기제로서의 역할을 수행하기 때문으로 보인다. 이러한 이유로 자영업 선택이 임금근로로 취업하지 못하는 인적자본의 수준을 나타내는 낙인효과를 갖는 경향이 있는 것도 사실이다.

본 연구는 생애노동 초기(20~29세)의 자영업 경험이 그 이후 30~55세에 걸친 생애근로소득에 미치는 효과와 이후 임금근로 또는 자영업 일자리를 선택할 때 각각의 근로소득에 미치는 효과를 「한국노동패널조사」 제1~11차년도 조사 자료와 직업력 자료를 이용하여 분석하였다.

본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 생애노동의 초기에 자영업을 경험하면 그 이후에도 자영업을 선택하는 비중이 상당히 높은 반면, 초기에 자영업을 전혀 경험하지 않은 자의 자영업 선택 비중은 직후 매우 낮은 수준을 보이고, 연령이 많아짐에 따라 지속적으로 상승하는 추세를 보인다. 전자는 자영업에 특화된 인적자본을 축적하는 반면 후자는 임금근로에서 퇴장하면서 대안으로서 자영업을 선택하는 것으로 임금근로에서 축적한 인적자본을 자영업에서 활용하는 정도에 따라 근로소득이 결정될 것이다.

둘째, 남성과 여성 모두 임금근로보다 자영업으로부터의 근로소득이 대부분 연령에서 높게 나타나는 반면, 생애노동 초기 자영업 경험자와 미경험자의 근로소득을 비교하면, 남성에서는 40대 중후반까지 유사한 수준을 보이다가 50대에 들어서면서 미경험자의 근로소득이 높게 나타나고, 여성에서는 50대 초반까지 경험자의 근로소득이 높게 나타나 성별 대조를 보이고 있다.

셋째, 초기 자영업 경험의 근로소득에 미치는 장기효과를 분석하는 패널모형과 통합회귀모형의 추정치를 이용한 연령-근로소득 곡선의 시뮬레이션은 남성에서는 자영업 경험자의 근로소득이 미경험자에 비해 모든 연령에서 낮게 나타

나는 반면, 여성에서는 40대 중반까지는 자영업 미경험자 대비 경험자의 근로소득이 높지만 그 이후에는 역전되는 것으로 나타난다. 이는 초기의 자영업 경험이 남성의 생애근로소득에는 부정적 효과를 미치고 여성의 생애근로소득에는 연령에 따라 긍정적 효과와 부정적 효과를 미치는 것을 의미한다. 추정식에 근로소득을 결정하는 주요 요인들을 추가하여도 이러한 경향은 거의 변하지 않는 것으로 나타난다.

넷째, 초기 자영업 경험이 임금근로와 자영업 일자리에에서의 근로소득에 미치는 효과를 구분하여 분석하는 패널모형의 추정치를 보면, 남성에서는 임금근로 일자리의 근로소득에 통계적으로 유의한 부정적 효과를 미치지만 자영업 일자리의 근로소득에는 통계적으로 유의한 효과를 미치지 않으며, 여성에서는 특히 자영업 일자리의 근로소득에 긍정적 효과를 미치지만 통계적 유의수준이 다소 낮게 나타난다.

연구 결과를 종합하면, 생애노동의 초기에 임금근로를 구하지 못한 청년의 자영업 선택은 남성에서는 중장년기에 임금근로 일자리로부터의 근로소득에 부정적 영향을 미치지만 자영업 일자리로부터의 근로소득에는 영향을 미치지 않으며, 여성에서는 중장년기에 자영업 일자리로부터의 근로소득에는 어느 정도 긍정적 효과를 미치지만 임금근로 일자리로부터의 근로소득에는 영향을 미치지 않는다는 결론에 이른다. 이러한 결론은 임금근로와 자영업 일자리 각각에서 고유한 인적자본이 축적되는데 이러한 인적자본의 효과가 성별로 차이를 보이는 한편, 초기 자영업 경험이 임금근로 특유의 인적자본 축적 기회를 잃는 결과를 가져오기 때문으로 보인다. 향후 종사상지위에 따른 인적자본 축적과 이의 성과에 대한 엄밀한 연구가 필요하다.

## 참고문헌

- 김재호·조준모, 「자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석」, 『노동경제논집』 23(특별호)(2000): 81~108.

- 김우영. 「남녀간 자영업 비중의 격차 분석」. 『노동경제논집』 24 (2) (2001): 1~34.
- 김우영. 「취업형태의 비교우위와 자영업주의 결정요인에 대한 분석」. 『노동경제논집』 23 (특별호) (2000): 55~80.
- 류재우. 「자영업 부문의 소득기회와 선택성」. 『경제학연구』 52 (2) (2004): 5~32.
- 류재우 · 최호영. 「우리나라 자영업 부문에 관한 연구」. 『노동경제논집』 22 (1) (1999): 109~140.
- 류재우 · 최호영. 「자영업 부문을 중심으로 한 노동력 유동」. 『노동경제논집』 23 (1) (2000): 137~164.
- 성지미. 「여성의 자영업 결정요인과 경력단절 가능성」. 『노동경제논집』 25 (1) (2002): 161~182.
- 성지미 · 안주엽. 「자영업의 경제적 성과 및 주관적 평가의 결정요인」. 『노동정책연구』 2 (3) (2002): 101~136.
- 안주엽. 「경기변동과 일자리 탐색기간 임금근로와 자영업의 선택」. 『노동경제논집』 23 (특별호) (2000): 109~132.
- 전병유. 「자영업 선택의 결정요인에 관한 연구」. 『노동경제논집』 26 (3) (2003): 149~179.
- 최강식 · 정진욱 · 정진화. 「자영업 부문의 소득분포 및 소득결정요인: 분위회귀분석」. 『노동경제논집』 28 (1) (2005): 135~156.
- 최강식 · 정진화. 「성별 소득격차의 분해: 자영업과 임금근로의 비교」. 『경제학연구』 55 (4) (2007): 217~241.
- Audretsch, D.B., and M. Fritsch. "The Geography of Firm Births in Germany." *Regional Studies* 29 (4) (1994): 359~365.
- Blanchflower, D.G., and A. J. Oswald. "Entrepreneurship, Happiness, and Supernormal Returns: Evidence from Britain and the United States." Working Paper, no.4228, 1992.
- Bradley, D.E., and J. A. Robert. "Self-Employment and Job Satisfaction: Investigating the Role of Self-Efficacy, Depression, and Seniority." *Journal of Small Business Management* 42 (1) (2004): 37~58.
- Bruce, D., and H.J. Schuetze. "The Labor Market Consequences of Experience in

- Self-Employment.” *Labour Economics* 11 (2004): 575~598.
- Burke, A. E., FitzRoy, F., and M.A. Nolan. “The Less is More: Distinguishing between Entrepreneurial Choice and Performance.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 62 (5) (2000a): 565~587.
- Evans, D. S. and L. S. Leighton. “Some Empirical Aspects of Entrepreneurship.” *American Economic Review* 79 (3) (1989): 519~535.
- \_\_\_\_\_. “Small Business Formation by Unemployed and Employed Workers.” *Small Business Economics* 2 (4) (1990): 319~330.
- Fairlie, R. W. “Earnings Growth Among Young Less-educated Business Owners.” *Industrial Relations* 43 (3) (2004): 634~659.
- Falter, J. “Self-Employment and Earning Inequality.” *Journal of Income Distribution* 16 (2) (2007a): 106~127.
- \_\_\_\_\_. “Entrepreneurship and Intergenerational Links in Switzerland.” *Labour* 21 (1) (2007b): 121~134.
- Ferber, M.A., and J. Waldfogel. “The Long-Term Consequences of Nontraditional Employment.” *Monthly Labor Review* 121 (1998): 3~12.
- Hamilton, B. H. “Does Entrepreneurship Pay? An Empirical Analysis of the Returns of Self-Employment.” *Journal of Political Economy* 108 (3) (2000): 604~631.
- Holtz-Eakin, D., Rosen, H. S., and R. W. Weathers. “Horatio Alger Meets the Mobility Tables.” *Small Business Economics* 14 (2000): 243~274.
- Parker, S. C. “The Distribution of Self-Employment Income in the U.K., 1976~1991.” *Economic Journal* 107 (1997a): 455~466.
- \_\_\_\_\_. “The inequality of Self-Employment and Employment Income: A Decomposition Analysis for the UK.” *Review of Income and Wealth* 45 (1999): 263~274.
- \_\_\_\_\_. “Does Tax Evasion Affect Occupational Choice.” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65 (2003): 379~394.
- Rissman, E. R. “The Self-Employment Duration of Younger Men over the Business Cycle.” *Economic Perspective*. 3Q, (2006): 14~27.

Taylor, M. P. "Survival of the Fittest? An Analysis of Self-Employment Duration in Britain." *The Economic Journal* 109 (1999): C140-C155.

Williams, D. R. "Consequences of Self Employment for Women and Men in the United States." *Labour Economics* 7 (2000): 665~687.

## Choice and Performance of Self-employment: the Earnings Effect of Self-employment during Early Work Life

Jaimie Sung

Compared with other OECD countries, the share of the self-employed out of workers is still high even its continuous decrease over the last decade. Self-employment plays a role of an alternative to the wages and salaried work or a last resort for not being poverty. Self-employment often indicates lower employability/human capital. By applying the random effect model to the data from the Korea Labor and Income Panel Study, this study analyzes the effect of being self-employed in the early years of work life(the control group) on earnings profile. The estimates shows that, for men, earnings of the control group are lower than that of the base group (those who worked but never self-employed in their 20s) over ages of 30~55 while, for women, the control group's are higher than the base group's before mid-40s but the opposite is true after that. Another estimates imply that the experience of self-employment has a significantly negative effect on earnings of wages and salaried men while a positive effect for self-employed women at the slightly low significance level, but not any effect for the others. It can be concluded that self-employment during early years is a good alternative to being employed and better than no work and that the specific human capital is accumulated through self-employment at the cost of that for wages and salaried work. More specific policy supports are required for self-employment to be a better alternative at the later work life.

Keywords : self-employment, earnings, random effect, specific human capital