

# 자영업 선택과 가구 소비

금 재 호\* \*\*

한국은 경제수준에 자영업의 비중이 매우 높고, 이들의 상당수는 저학력, 저기능, 저자본의 영세업자로 빈곤의 위험성에 노출되어 있다. 2000년 이후에는 산업구조의 변화로 인해 전통적 자영업이 설자리는 점차 줄어들고 있으며, 자영업 내에서도 대형화·전문화 추세와 더불어 임금근로와 자영업 중간형태의 새로운 일자리들이 증가하고 있다. 자영업 노동시장을 이해하기 위한 노력의 일환으로 이 논문에서 우리는 자영업에 진출하는 개인들이 이질적으로 가장 능력 있는 개인이 자발적 선택에 의해 고용주로 취업하고, 그 다음으로 정규직을 선택하며, 능력이 처지는 개인들이 자영자 또는 비정규직으로 취업한다는 가설의 검증을 시도하였다.

가구주의 고용형태 결정이 가구 소비와 밀접한 내생성을 지닌다는 가정 아래 다변량로짓 추정방법과 편의수정모형 추정을 통해 가설을 검증한 결과, 다양한 측면에 가설의 적합성이 관찰되었다. 가구 소비함수의 추정과정에서 임금근로 가구와 자영업 가구 사이에 소비행태의 차이가 있으며, 특히 자영업 가구는 가구 자산이 많을수록 소비성향이 높지만 임금근로 가구는 가구소비가 독립적이라는 실증분석 결과를 발견할 수 있었다. 자영업 종사자들이 이질적 집단으로 구성되어 있다는 분석결과는 고용주와 자영자에 대한 독립적이고 특화된 정책개발의 필요성을 제기한다.

## 1. 자영업 선택의 이론적 배경

많은 개발도상국가들과 마찬가지로 한국은 자영업의 비중이 매우 높고, 그 특성이 매우 다양하다. 비농림어업 부문의 자영업주 숫자는 1963년의 899천명에서 2007년 4,986천명으로 크게 증가하였는데, 1963년 이후 이와 같이 많은 개인들이 자영업에 참여하게 된 결정요인이 무엇인지를 한국 노동패널조사의 데이터를 활용하여 이 장에서 분석하기로 한다. 추정방법으로는 다변량로짓(multi-nomial logit) 회귀분석을 이용한 자기선택모형을 활용하며, 먼저 자영업 선택에 관련된 기존의 연구를 정리한다.

자영업의 선택에 대해 크게 기대효용론(expected utility theory)과 비금전적 이득론(non-pecuniary benefits theory)의 둘이 있다. 기대효용론은 자기사업을 할 경우 임금근로보다 기대소득이 높기 때문에 자영업을 자발적으로 선택한다는 주장이다(Rees and Shaw, 1986).

---

\* 한국노동연구원 선임연구위원, 02-782-7186, [keum@kli.re.kr](mailto:keum@kli.re.kr)

\*\* 논문 작성과정에 많은 도움을 준 서강대학교 이인실 교수에게 감사드린다.

반면 비금전적 이득론은 자기사업의 기대소득이 임금근로보다 낮을지라도 자기사업에서 얻을 수 있는 자유나 소유주로서 가지는 비금전적 이득 때문에 자영업을 선택한다는 이론이다(Hamilton, 2000). Evans and Leighton(1989)도 조직에 억매이기 싫어하는 독립적 개인들이 자기사업을 할 가능성이 높다는 점을 지적하고 있고, Blanchflower and Oswald(1998)는 자영업자들의 직업만족도가 임금근로자에 비해 상당히 높다는 사실을 보였다. 자영업 선택에 대한 이러한 이론들은 상당한 설득력을 가지지만 자영업자들의 특성이 매우 다양하다는 사실을 제대로 반영하고 있지 못한 약점을 지닌다.

Murphy et al.(1991)은 기대효용론의 입장에서 자신의 재능을 가장 잘 발휘할 수 있는 직업을 사람들이 선택한다는 주장과 더불어 가장 능력 있는 개인이 자기사업을 선택할 때 경제가 가장 빨리 성장한다는 것을 보였다. 이들은 자신이 참여한 분야의 기술 발전을 촉진하고, 그 결과 생산성과 수익성을 제고한다. 더 나아가 Banerjee & Neuman(1993)은 직업선택의 동학과 경제발전이 연결되어 있다는 점을 보였다. 개인의 부(wealth)는 새로운 사업의 시작 여부에 매우 중요한 영향을 미친다. 소유한 부(wealth)가 클수록 자신의 사업을 시작할 가능성이 높다.

최근에 발표된 논문들에서는 어떤 개인이 자기사업을 할 것인지, 아니면 임금근로자로 취직할 것인지를 결정은 자발적 선택의 결과이며 생산성이 높은 개인일수록 자기사업을 할 가능성이 높다는 주장을 하고 있다. 예를 들어, Dabla-Norris et al.(2008)은 시장균형 상태에서 생산성이 가장 낮은 개인은 임금근로자로 취업을 하는 반면 중간정도의 생산성이 있는 개인은 비공식(informal) 부문의 자영업주가 되고, 생산성이 가장 높은 개인은 공식적(formal) 부문에서 자기사업을 하게 된다는 모형을 제시하였다.

그러나 이러한 설명은 개발도상국의 경우에 적용되기 어렵다. 개발도상국에서는 흔히 임금근로자로의 취업이 힘든 개인들이 어쩔 수 없이 비공식 부문의 자영업에 종사하는 경우(pushed out)가 일반적이며, 자영업주의 상당수는 빈곤과 도산의 위협에 노출되어 있다. 개발도상국의 노동시장에 관련된 대부분의 연구들은 자영업을 사회·경제적 취약계층들이 선택하는 직업으로 간주하여 왔지만, 최근에는 취약계층뿐만이 아니라 높은 경쟁력을 지닌 개인들도 자발적으로 자영업을 영위(pulled in)한다는 연구들이 활발하다(Gindling, 1991; Magnac, 1991; Maloney, 2004, Fields, 2005 등). 즉 개발도상국의 경우에도 자영업 종사자들은 동일한(homogeneous) 집단이 아니라 고생산성과 저생산성 개인들이 혼재하여 있다는 것이다.

우리나라에서도 금재호·조준모(2000)는 한국노동패널조사의 데이터를 사용하여, 자영업주는 높은 생산성과 인적자본을 많이 축적하고 있어 자영업을 통해 자신의 역량을 최대한 발휘하고 소득을 극대화하기 위해 자발적으로 자영업을 시작하는 고생산성 계층과 정규직 임금근로자로의 취업이 어려워 어쩔 수 없이 자영업에 종사하는 저생산성 계층이 혼재되어 있다는 점을 실증적으로 증명하였다.

여기에서는 먼저 다변량로지트모형을 이용해 자영업의 선택요인을 분석함과 동시에 가장 능력이 있는 개인이 고용주로 자기사업을 시작하며, 정규직 임금근로는 그 다음의 선택이라는 가설과 능력이 낮은 개인들은 근로자가 없는 자영자가 되거나 또는 비정규직이 된다는 가설의 실증분석을

시도한다.

또 하나의 관심 있는 주제는 가구주의 고용형태와 가구 후생과의 관계이다. 가구 후생(welfare)은 흔히 가구 소비로 대표되는데, 가구 소비와 가구주의 고용형태는 상호 독립적이 아닌 것이 일반적이다. 즉 가구주의 고용형태 결정과 가구소비가 거의 동시에 이루어지는 내생성을 지닌다. 따라서 가구 소비함수의 단순 회귀분석모형은 편의(bias)를 발생하고 추정결과는 일치성(consistency)의 문제에 부딪힌다. 여기에서는 자기선택에 근거한 편의수정모형을 추정함으로써 내생성에 의한 편의를 수정하고 가구 소비와 가구주 고용형태 사이의 관계를 살펴본다. 이러한 과정에서 추정된 편의수정항의 부호를 살펴봄에 따라 근로자의 능력에 따라 어떤 고용형태를 선택하는지 자연스럽게 파악할 수 있다. 만약 편의수정모형의 결과와 다변량로짓모형의 결과가 일치한다면 자영업주가 능력이 있는 고용주와 능력이 부족한 자영자의 둘로 구성되며 고용주와 자영자의 선택이 자기선택 과정이라는 가설을 입증할 수 있을 것이다.

## II. 가구 소비와 자영업 선택의 분석방법론

자영업 선택과 가구 효용의 결정요인을 이해하기 위해 자영업과 임금근로의 결정이 자기 선택(self selection)의 결과물이라는 가정 아래 다변량로짓모형을 활용한 자기선택모형을 추정한다. 모형 및 추정방법은 아래와 같으며(Bourguignon et al., 2007 참조), 다른 근로자를 고용하고 있는 고용주와 독자 또는 무급가족종사자와 일하는 자영자는 생산성과 소득에 있어 차별된다는 가정에서 출발한다.<sup>1)</sup>

$$\begin{aligned} y_1 &= x\beta_1 + u_1 \\ y_j^* &= z\gamma_j + \eta_j, \text{ for } j = 1, \dots, M \end{aligned} \quad (1)$$

여기에서  $u_i$ 는 평균을 0, 분산을  $\sigma^2$ 로 하는 오차항이고,  $j$ 는  $M$ 개의 가능한 대안 중  $j$ 번째를 선택하였을 경우 그 효용은  $y_j$ 이라는 것을 보여주는 범주 변수(categorical variable)이다. 종속변수  $y_1$ 은 첫 번째 대안이 선택되었을 때에만 관찰되며  $y_1^* > \max(y_j^*)$  for all  $j \neq 1$ 일 경우에 첫 번째 대안이 선택된다.  $\epsilon_1$ 을 다음과 같이 정의하면 항상  $\epsilon_1 < 0$ 이 된다.

$$\epsilon_1 = \max(y_j^* - y_1^*) = \max(z\gamma_j + \eta_j - z\gamma_1 - \eta_1) \quad (2)$$

만약 IIA 가설이 성립된다면,  $\eta_j$ 는 i.i.d. Gumbel 분포를 가진다. 이 때 누적함수(cumulative function)는  $G(\eta) = \exp(-e^{-\eta})$ 이고, 밀도함수(density function)는  $g(\eta) = \exp(-\eta - e^{-\eta})$ 이다. 이

1) '고용주'와 '자영업자'는 통계청에서 공식적으로 사용하고 있는 정의이다.

를 정리하면 다음의 조건부 확률분포를 가지는 다변량로짓모형이 된다.

$$P(\epsilon_1 < 0|z) = \frac{\exp(z\gamma_1)}{\sum_j \exp(z\gamma_j)} \quad (3)$$

다음으로 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 이용하여 식 (1)을 추정하면  $\gamma$ 의 일치추정량(consistent estimates)이 구해진다. 여기에서 만약  $u_1$ 이  $\eta_j$ 와 독립적이 아니라면  $\beta_1$ 의 추정 결과는 자기선택의 문제를 발생시킨다. 자기선택의 편의를 수정하기 위해  $u_1$ 에 대해 식(4)와 같은 조건부 평균(conditional mean)을 설정한다.

$$E(u_1|\epsilon_1 < 0, \Gamma) = \int \int_{-\infty}^0 \frac{u_1 f(u_1, \epsilon_1|\Gamma)}{P(\epsilon_1 < 0|\Gamma)} d\epsilon_1 du_1 = \lambda(\Gamma) \quad (4)$$

여기에서  $\int (u_1|\epsilon_1, \Gamma)$ 는 조건부 밀도함수이고  $\Gamma = (z\gamma_1, z\gamma_2, \dots, z\gamma_M)$ 이다.

$P_k$ 를 대안  $k$ 를 선택할 확률이라고 정의하면 다음과 같다.

$$P_k = \frac{\exp(z\gamma_k)}{\sum \exp(z\gamma_j)}, \quad (5)$$

$E(u_1|\epsilon < 0, \Gamma) = \mu(P_1, P_2, \dots, P_M) = \lambda(\Gamma)$ 와 같은 유일한(unique) 함수가 존재하고 식(6)으로부터  $\beta_1$ 의 일치 추정량을 추정할 수 있다.

$$y_1 = x_1\beta_1 + \mu(P_1 + P_2, \dots, P_M) + \omega_1 \quad (6)$$

추정방법으로 Bouruignon et al.(2007)의 추정방식을 사용한다. Bouruignon et al.(2007)은 Dubin and McFadden(1984)의 모형을 발전시켜 모든 상관계수의 합이 0(零)이라는 제약을 완화한 선형성 가정을 도입하였다. 선형성(linearity) 가정 아래에서  $u_1$ 의 조건부 분포는 다음과 같다.

$$E(u_1|\eta_1 \dots \eta_M) = \sigma \frac{\sqrt{6}}{\pi} \sum_{j=1 \dots M} r_j (\eta_j - E(\eta_j))$$

여기에서  $r_j$ 는  $u_1$ 과  $\eta_j$  사이의 상관계수이다. 선택편의의 항은 아래와 같으며, 첫 번째 대안 ( $j=1$ )이 선택되었을 때의 수정된  $y_1$  함수식은 식(7)과 같다.

$$\begin{aligned}
E(\eta_1 - E(\eta_1)|y_1^* > \max(y_s^*), \Gamma) &= -\ln(P_1) \\
E(\eta_j - E(\eta_j)|y_1^* > \max(y_s^*), \Gamma) &= \frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j}, \quad \forall j > 1 \\
y_1 &= x_1 \beta_1 + \sigma \frac{\sqrt{6}}{\pi} \left[ \sum_{j=2 \dots M} r_j \left( \frac{P_j \ln(P_j)}{1 - P_j} \right) - r_1 \ln(P_1) \right] + w_1 \quad (7)
\end{aligned}$$

이들은 자기들의 BFG(Buruignon, Fournier, Gurgand) 추정방식이 Dubin and McFadden(1984)의 추정방식만큼 효율성이 높을 뿐만 아니라, Dubin and McFadden 모형의 경우 모형이 잘못 설정되어 있으면 모형의 제약이 추정 편의를 발생시키는 하나의 원인이 된다는 점을 밝혔다.

식(7)의 추정결과에서 선택항(selection term)  $\ln(P_1)$ 의 계수 값이 양(+)이면, 대안  $j$ 는 상향편기(upward bias)를 발생시키고 있다. 이는 여기에서 능력이 낮은 개인들이 대안  $j$ 를 선택하고, 능력이 높은 개인들은 대안 1을 선택한다는 것을 의미한다. 반대로  $\ln(P_1)$ 의 계수 값이 음(-)이면, 이는 대안  $j$ 가 하향편기(downward bias)를 발생시키며, 이는 능력이 높은 개인들이 다른 대안  $j$ 를 선택하고, 능력이 낮은 개인들이 대안 1을 선택한다는 것을 뜻한다.

### III. 자료의 성격과 내용

한국노동패널조사는 매년 직장이력에 대해 질문하고 있다. 1998년의 제1차에서 2007년 제10차까지의 자료를 통합·정리하면 새로 취업한 사례가 1997년 7월 이후 모두 19,489건이 발견된다.<sup>2)</sup> 이들의 18.7%(3,648건)은 응답자의 첫 번째 일자리이고, 나머지 81.3%가 취업경험이 있는 표본으로 나타났다. 취업경험이 있는 표본들 중에서도 68.2%인 10,809건에 대해서는 바로 이전 직장의 정보들을 수집하고 있다.

취업경험 유무와 이전 직장의 성격은 이후의 취업에 심대한 영향을 미치며, 이전 직장 정보를 포함할 경우 계량분석의 내용과 질이 일반적으로 개선된다. 따라서 여기에서는 분석대상을 이전 직장에 대한 정보가 있는 표본과 처음으로 일자리를 시작한 14,457개 표본으로 한정한다.<sup>3)</sup>

1998년 이후 새로 취업한 개인의 특성은 <표 1>에 나타나 있다. 고용형태가 확인 가능한 11,596 사례의 분포를 보면 고용주 4.9%, 자영자 13.5%, 무급가족종사 5.2%로 자영업(비임금) 부문 취업자가 전체의 23.6%를 차지하고 있는 반면 정규직 취업이 51.4%, 그리고 비정규직이 25.0%를 점유한다. 성별로 자영업 부문에 취업하는 비율은 별 차이가 없으나 남성은 고용주 및 자영자로 취업한 경우가 상대적으로 많고, 여성은 무급가족종사자의 비중이 높다. 연령대별로는 나이가 많을수록 임

2) 1차년도에 조사된 자료에는 1997년 6월 이전에 시작한 일자리도 있으나 취업 당시의 가구 및 개인의 특성을 알 수 없기 때문에 분석대상에서 제외한다.

3) 1차년도에는 첫 번째 조사년도이기 때문에 직장을 그만 둔 표본이 거의 없다. 따라서 직장을 이직한 표본은 2차년도부터 시작한다.

금근로보다는 자영업 부문에서 새로운 기회를 찾는 사례가 늘어나고 있어 [그림 1]과 같이 20대 7.8%이었던 자영업 부문 취업이 50대에는 39.0%로 늘어나고 60대 이후는 전체 취업자의 절반 가까이 자영업 부문에 취업하였다. 특히 60세 이후에는 고용주보다는 무급가족종사 또는 자영자로 취업하는 비중이 급격히 높아진다. [그림 1]에서 알 수 있는 또 다른 특징은 20대 이후 정규직 취업의 비중이 지속적으로 하락하며, 비정규직 취업 비율은 30대의 17.5%를 저점으로 하는 U자형을 그린다는 점이다.

<표 1> 개인 및 가구 특성과 (재)취업 일자리의 고용형태

(단위: %)

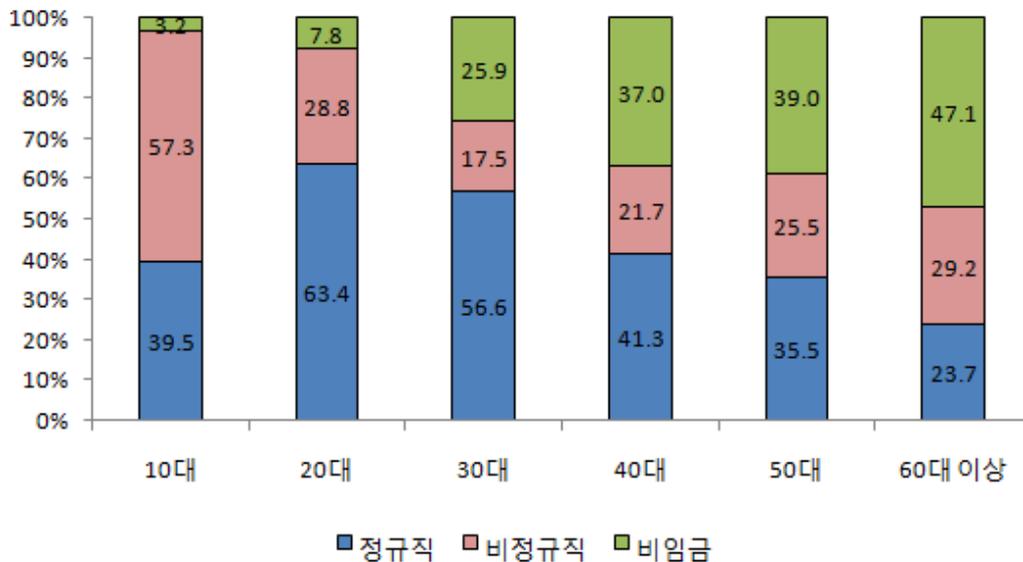
분 류		자영업 부문			임금근로자		계
		고용주	자영자	무급 종사	정규	비정규	
전 체		4.9	13.5	5.2	51.4	25.0	100.0
성별	남 성	6.7	15.7	2.0	55.4	20.3	100.0
	여 성	2.9	10.9	8.8	47.0	30.3	100.0
연 령	15~19세	0.0	1.0	2.2	39.5	57.3	100.0
	20~29세	1.1	4.9	1.9	63.4	28.8	100.0
	30~39세	6.6	14.8	4.6	56.6	17.5	100.0
	40~49세	8.8	20.2	8.0	41.3	21.7	100.0
	50~59세	8.0	21.9	9.1	35.5	25.5	100.0
	60세 이상	3.5	29.5	14.2	23.7	29.2	100.0
교육 수준	초등졸 이하	2.7	24.8	15.9	26.4	30.2	100.0
	중졸	4.4	17.1	7.8	42.3	28.4	100.0
	고졸	4.8	13.6	4.8	48.6	28.2	100.0
	전문대졸	3.2	9.1	2.3	62.6	22.8	100.0
	대졸 이상	7.4	9.4	1.8	65.7	15.7	100.0
이전 직장	고용주	31.2	19.9	5.1	31.5	12.4	100.0
	자영자	9.7	36.9	5.2	30.6	17.5	100.0
	무급가족종사자	6.4	12.4	34.6	26.7	20.0	100.0
	정규직	5.2	10.7	2.0	67.8	14.3	100.0
	비정규직	2.5	8.3	2.9	39.4	46.9	100.0
	직장경험 없음	1.2	11.0	7.3	51.4	29.2	100.0
가구 자산	~ 2,000만원	2.7	11.7	2.2	51.4	32.1	100.0
	~ 5,000만원	3.3	12.3	3.1	54.6	26.8	100.0
	~ 1억원	5.2	12.1	4.1	54.6	24.1	100.0
	~ 5억원	7.0	12.1	4.9	50.9	25.0	100.0
	5억원 초과	5.7	19.2	11.2	46.1	17.9	100.0

주: 가구자산은 2000년을 100으로 하는 GDP 디플레이터로 조정된 값  
 자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998~2007년

학력에 따라서는 고학력일수록 임금근로자로 재취업하는 사례가 늘어나고 있고, 자영업 부문에 종사하더라도 고용주로 일하는 비중이 높아진다. 초등졸 이하 저학력자의 40.7%가 자영자 또는 무급가족종사자로 취업하고 비정규직도 30.2%에 달해 취업의 질이 매우 낮다. 반면 4년제 대졸 이상 학력자의 2/3는 정규직으로 취업을 하며 비정규직 취업 비율은 15.7%에 불과하다.

이전 직장의 고용형태와 새로운 직장의 고용형태가 일치하는 사례가 예상처럼 많이 발견된다. 그러나 자영업 부문에서 임금근로로 이동하는 사례들도 상당수에 달한다. 임금근로에서 자영업 부문으로 이동하는 비율은 16.6%<sup>4)</sup>이나 자영업 부문에서 임금근로로 이동하는 비율은 46.8%로 거의 과반수에 달한다. 임금근로로 이동한 사례 중에서도 36.0%는 비정규직으로 취업을 하여 정규직이 비정규직으로 이동한 사례보다 그 비율이 높다.

[그림 1] 연령대별 신규 취업자의 고용형태



[그림 2]에서 전 직장에서 고용주로 일하던 개인의 31.5%는 정규직으로 재취업하고 12.4%는 비정규직 일자리에 취업하고 있다. 그러나 자영자의 경우에는 정규직 30.6%, 비정규직 17.5%로 임금근로자로 이동하는 비율이 높을 뿐만 아니라 비정규직에 재취업하는 비율도 늘어난다.

재취업 당시의 가구자산 규모에 따라서는 흥미로운 점이 나타나고 있다. 가구자산 규모가 작을수록 자영업보다는 임금근로, 그 중에서도 비정규직에 취업할 확률이 높다. [그림 3]과 <표 1>에서 가구자산이 2,000만 원 이하인 경우 32.1%가 비정규직으로 취업하고 있으나 가구자산이 5억 원을 초과하면 그 비중이 17.9%로 감소한다. 반면 가구자산이 늘어날수록 자영업 부문에 (재)취업하는 비율이 늘어나고 있는데, 이러한 현상에 대해 세 가지의 설명이 가능하다.

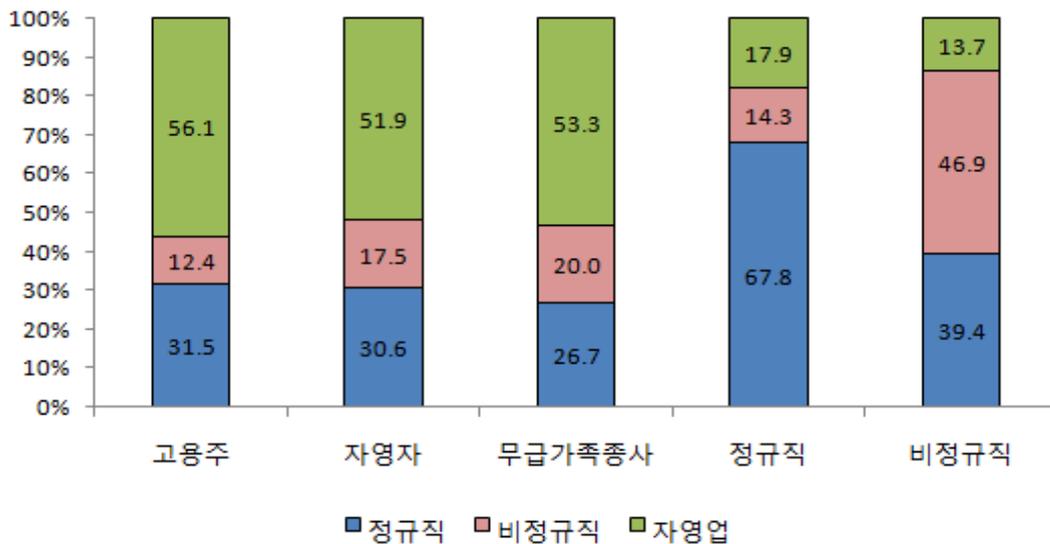
첫 번째는 제3장에서도 설명되었던 것처럼 자영업 종사자의 자산규모가 임금근로자에 비해 많고,

4) 정규직 임금근로자가 임금근로 내에서 비정규직으로 이동한 비중은 17.4%이다.

자영업 종사자들이 다시 자영업에 종사할 확률이 높기 때문에 이러한 현상이 나타난다는 것이다. 그러나 이는 직장경험이 없는 노동시장 신규 진입자와 이전 직장이 임금근로자인 경우에도 가구 자산규모가 클수록 자영업 진출 비율이 늘어난다는 사실을 설명하지 못하는 문제가 있다.

두 번째는 자영업에 진입하기 위해 일정 규모 이상의 자금이 필요하기 때문에 자산규모가 클수록 자영업 진입이 늘어난다는 주장이다. 일종의 문지방(threshold) 이론으로 한국의 경우, 자영업주가 집중되어 있는 서비스 부문의 전문화·대형화와 자영업 내부의 양극화로 인해 자영업 진입에 필요한 자금규모가 점차 커지고 있다는 주장이 제기되고 있다. 그러나 이러한 주장도 모든 것을 설명하는 것은 아니다. 한국의 경우 서비스업 내에서도 사업서비스, 보건 및 복지, 교육서비스, 금융 및 보험 등 지식기반서비스업의 비중이 급격히 높아지고 있는데, 이들 산업의 많은 부분에서는 투자 자금보다는 개인의 인적자본이 진입여부에 중요한 요인으로 작용한다. 특히 특수형태근로종사자와 같이 전통적인 자영업과 임금근로의 경계선에 있는 새로운 자영업자의 대두는 자금규모가 자영업의 진입장벽인가에 대한 새로운 의문을 던진다.<sup>5)</sup>

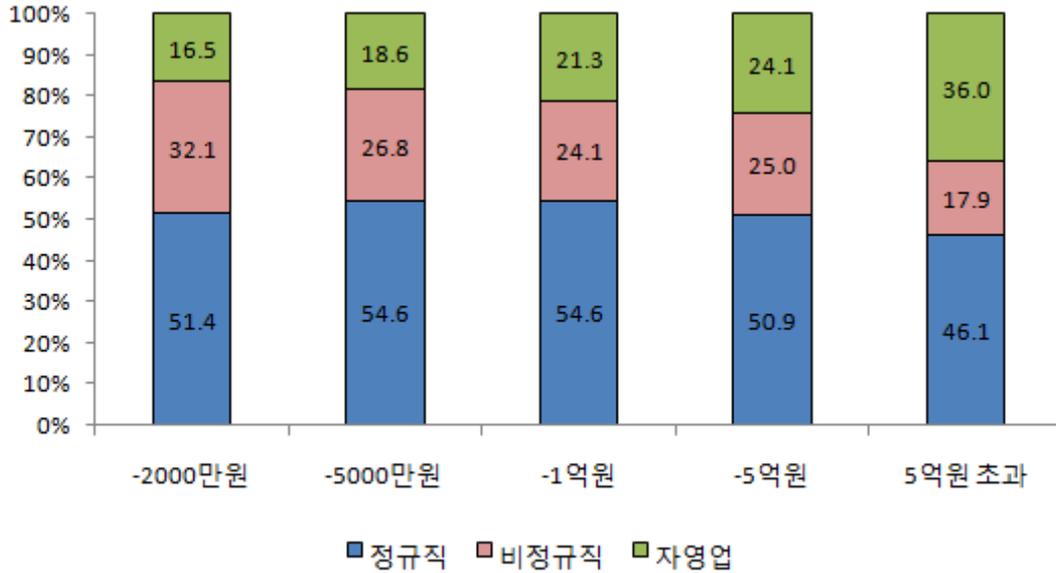
[그림 2] 고용형태의 변화 비율(이전 직장 → 새 직장)



세 번째는 임금근로자, 특히 정규직으로의 (재)취업이 어렵기 때문에 자의반타의반으로 자영업에 진출하게 되고, 가구의 자산규모가 클수록 그 가능성이 높다는 주장이다. 즉 비정규직으로 취업하기보다 차라리 자기사업을 시작한다는 것이다. 이는 [그림 3]에서 가구 자산이 많을수록 비정규직 진출의 비중이 낮아지는 반면, 자영업 종사의 비중이 높아지는 것과 일치한다. 그러나 한국의 경우 이에 대한 실증적 증거는 아직 충분치 않은 상황이다.<sup>6)</sup>

5) 자영업과 임금근로의 경계선에 있는 대표적인 직업으로 프리랜서를 들 수 있다. 자금규모가 자영업의 진입장벽으로 작용하는지의 여부는 산업별로 다를 것이며, 제조업, 도소매 및 판매업, 음식숙박업 등의 경우에는 자금조달 방법 및 그 규모가 진입결정에 중요한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 따라서 자금이 자영업 진입에 미치는 영향을 파악하기 위해서는 산업을 포함한 분석이 요구된다.

[그림 3] 가구 자산규모와 일자리의 고용형태



<표 2> 가구주 관계 및 혼인상태와 (재)취업 일자리의 고용형태

(단위: %)

분 류		자영업 부문			임금근로자		계
		고용주	자영자	무급 종사	정규	비정규	
가구주 관계	가구주	8.3	20.5	1.5	51.8	17.9	100.0
	배우자	4.3	13.4	15.9	39.8	26.7	100.0
	자녀 등	1.4	5.6	2.0	58.4	31.9	100.0
혼인상태	미혼	1.5	5.3	1.8	59.9	31.5	100.0
	기혼	7.3	18.2	8.0	47.0	19.5	100.0
	이혼/별거/사별	5.6	21.9	2.2	38.8	31.5	100.0

주: 가구자산은 2000년을 100으로 하는 GDP 디플레이터로 조정된 값  
 자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1998 ~ 2007년

가구주와의 관계와 혼인상태에 따라서도 일자리 고용형태가 달라질 수 있다. 이는 <표 2>에 나타나 있는데, 가구주와의 관계에 있어 가구주의 30.3%가 자영업 부문에 취업을 하였는데, 주로 고

6) 개발도상국에서의 자영업 진출에 관한 연구에서 능력이 있는 개인은 자기선택과정을 통해 고용주 또는 정규직으로 취업하는 반면, 능력이 부족한 개인은 자영자 또는 비정규직으로 취업한다는 연구결과들이 상당수 있다. 가장 최근의 연구로 인도의 사례를 분석한 Tamvada(2008)가 있는데, 인도에서도 능력이 있는 개인은 고용주로, 능력이 부족한 개인은 자영자로 취업함을 보였다.

용주 또는 자영자로 일을 시작하였다. 배우자는 33.5%가 자영업에 취업하였으며 무급가족종사자와 비정규직 비중이 높은, 일반적으로 잘 알려진 특징을 보인다. 자녀는 90%정도가 임금근로로 (재)취업을 하였고, 임금근로로 취업하였더라도 그 중 1/3이상은 비정규직이다.<sup>7)</sup> 혼인상태에 따라서도 미혼자는 대부분 임금근로로 (재)취업을 한 반면, 기혼자는 그 비중이 2/3 정도로 낮아진다.

## IV. 실증분석의 결과

### 1. 자영업 선택의 결정요인 - 다변량로짓모형

이전 직장을 그만 둔 근로자와 노동시장 신규 진입자들은 만약 취업한다면 다섯 가지 대안을 가진다. 그것은 정규직 임금근로, 비정규직 임금근로, 고용주, 자영자 및 무급가족종사로 새로운 일자리를 구하는 근로자는 이들 다섯 가지 고용형태 중 하나를 선택하게 될 것이다. 이러한 선택과정을 여기에서는 다변량로짓모형(multi-nomial logit model)을 이용하여 추정하였다.

설명변수로 개인의 성, 연령, 연령의 제곱, 교육기간, 가구주 관계, 혼인여부 등 인구변수들과 이전 직장의 고용형태, 그 직장의 근속기간, 그리고 (재)취업 당시 가구자산의 자연대수를 사용하고 있다. 앞에서도 언급하였듯이 가구자산은 자영업 부문의 취업여부에 상당히 중요한 영향을 주고 있다. 가구자산의 추정식 포함여부는 표본 숫자를 감소시킨다. 이는 1998년의 제1차 조사에서 응답자 부담을 줄이기 위해 가구자산을 질문하지 않았기 때문에 발생하는 것으로 가구자산을 설명변수로 포함시키면 1998년도 데이터는 추정에서 제외된다.<sup>8)</sup> 또한 관찰 연도별로 고용형태에 어떤 변화가 있는지를 살펴보기 위해 연도 가변수를 설명변수에 포함시켰다.

추정결과는 <표 3-1> ~ <표 4-2>에 나타나 있으며, 기초분석결과의 거의 모두를 확인시켜주고 있다. 여기에서 <표 3-1>과 <표 3-2>는 정규직 임금근로를 기준으로 다변량로짓추정을 한 결과이고, <표 4-1>과 <표 4-2>는 고용주를 기준으로 추정을 실시한 결과이다. 따라서 두 가지 추정결과는 동일한 내용이며, 단지 비교 기준이 정규직인지 아니면 고용주인지의 차이만 있을 뿐이다.<sup>9)</sup>

추정결과를 살펴보면 다음과 같이 정리될 수 있다.

① 성별로 남성은 고용주를 선택할 확률이 가장 높고, 그 다음이 정규직과 자영자이며, 정규직과 자영자를 선택할 확률은 서로 거의 비슷하다. 비정규직과 무급가족종사자는 남성이 선택할 확률이 가장 낮으며, 선택 확률이 상호 비슷하다.

7) 가구주의 부모, 형제자매 등은 표본수가 적고 고용형태 분포가 자녀와 유사하여 자녀와 통합하였다.

8) 임금근로자의 고용형태를 정규, 비정규로 구분하는 것도 2000년에는 정규·비정규 여부를 질문하지 않았기 때문에 표본수가 줄어든다. 따라서 추정에는 1999년, 2001 ~ 2007년에 (재)취업한 표본만 포함된다.

9) <표 3-1>과 <표 3-2>는 정규직과 비정규직의 차이를 이해하는데 편리하며, <표 4-1>과 <표 4-2>는 고용주와 자영자의 차이를 이해하는데 유리하다.

<표 3-1> (재)취업 고용형태의 결정요인 - 다변량로지추정(정규직 기준)

설명변수	정규직 기준	
	비정규직	고용주
상수항	2.63857(0.000)	-13.45783(0.000)
성별(0: 여성, 1: 남성)	-0.21794(0.001)	0.35104(0.062)
연령	-0.12192(0.000)	0.32676(0.000)
연령의 제곱	0.00168(0.000)	-0.00336(0.000)
교육기간(년)	-0.05741(0.000)	0.04763(0.019)
가구주 관계(가구주 기준)		
배우자	0.51144(0.000)	-0.17884(0.417)
자녀 등	0.28259(0.008)	-0.62050(0.013)
혼인상태(미혼 기준)		
기혼	-0.18063(0.119)	-0.02865(0.906)
이혼/별거/사별	0.11589(0.444)	0.35140(0.243)
이전직장 고용형태(없음 기준)		
정규직	-0.90542(0.000)	-0.06584(0.683)
비정규직	0.60189(0.000)	0.23081(0.280)
고용주	-0.04279(0.821)	1.78011(0.000)
자영자	0.05907(0.640)	0.93858(0.000)
무급가족종사자	0.19176(0.313)	0.83254(0.013)
근속기간(년)	-0.02445(0.006)	0.02388(0.029)
가구자산의 자연대수	-0.04607(0.001)	0.35741(0.000)
Year 효과(2004년 기준)		
1999년	0.25764(0.015)	-29.26476(1.000)
2001년	-0.53393(0.000)	-0.47186(0.022)
2002년	-0.36068(0.001)	-0.12713(0.503)
2003년	-0.34996(0.001)	-0.09594(0.596)
2005년	0.16985(0.084)	-0.27867(0.146)
2006년	-0.02595(0.784)	-0.66954(0.001)
2007년	0.08150(0.401)	-0.44981(0.017)
표본수	9,350	
Pseudo R2	0.1474	
LR $\chi^2$	3310.29	
Log likelihood	-9576.7583	

주: 괄호 안의 값은  $P > |z|$

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1999, 2001 ~ 2007년

<표 3-2> (재)취업 고용형태의 결정요인 - 다변량로지추정(정규직 기준)

설명변수	정규직 기준	
	자영자	무급가족종사자
상수항	-4.57520(0.000)	-5.46587(0.000)
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.00626(0.955)	-0.22739(0.290)
연령	0.10588(0.000)	0.00123(0.977)
연령의 제곱	-0.00089(0.002)	0.00032(0.504)
교육기간(년)	-0.04165(0.002)	-0.08461(0.000)
가구주 관계(가구주 기준)		
배우자	-0.24113(0.080)	1.53619(0.000)
자녀 등	-0.21143(0.165)	1.05742(0.001)
혼인상태(미혼 기준)		
기혼	0.30787(0.047)	0.84349(0.019)
이혼/별거/사별	0.36498(0.064)	0.09217(0.860)
이전직장 고용형태(없음 기준)		
정규직	-0.40395(0.000)	-1.10150(0.000)
비정규직	-0.02539(0.839)	-0.36235(0.081)
고용주	0.61834(0.001)	0.61170(0.053)
자영자	1.30371(0.000)	0.57851(0.013)
무급가족종사자	0.31449(0.190)	1.83786(0.000)
근속기간(년)	0.03678(0.000)	0.01970(0.121)
가구자산의 자연대수	0.07061(0.001)	0.26070(0.000)
Year 효과(2004년 기준)		
1999년	0.36498(0.020)	0.41609(0.070)
2001년	-0.30955(0.047)	-0.53734(0.028)
2002년	0.06595(0.648)	-0.14672(0.505)
2003년	0.30997(0.023)	-0.15833(0.463)
2005년	0.46068(0.001)	-0.45385(0.060)
2006년	0.00139(0.992)	-0.72109(0.002)
2007년	0.15246(0.272)	-0.97907(0.000)
표본수	9,350	
Pseudo R2	0.1474	
LR $\chi^2$	3310.29	
Log likelihood	-9576.7583	

주: 괄호 안의 값은  $P > |z|$

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1999, 2001 ~ 2007년

<표 4-1> (재)취업 고용형태의 결정요인 - 다변량로지트추정(고용주 기준)

설명변수	고용주 기준	
	정규직	비정규직
상수항	13.45783(0.000)	16.09640(0.000)
성별(0: 여성, 1: 남성)	-0.35104(0.062)	-0.56897(0.003)
연령	-0.32676(0.000)	-0.44868(0.000)
연령의 제곱	0.00336(0.000)	0.00504(0.000)
교육기간(년)	-0.04763(0.019)	-0.10505(0.000)
가구주 관계(가구주 기준)		
배우자	0.17884(0.417)	0.69028(0.003)
자녀 등	0.62050(0.013)	0.90309(0.000)
혼인상태(미혼 기준)		
기혼	0.02865(0.906)	-0.15198(0.553)
이혼/별거/사별	-0.35140(0.243)	-0.23551(0.456)
이전직장 고용형태(없음 기준)		
정규직	0.06584(0.683)	-0.83959(0.000)
비정규직	-0.23081(0.280)	0.37108(0.085)
고용주	-1.78011(0.000)	-1.82290(0.000)
자영자	-0.93858(0.000)	-0.87950(0.000)
무급가족종사자	-0.83254(0.013)	-0.64078(0.064)
근속기간(년)	-0.02388(0.029)	-0.04832(0.000)
가구자산의 자연대수	-0.35741(0.000)	-0.40348(0.000)
Year 효과(2004년 기준)		
1999년	21.26476(1.000)	21.52241(0.000)
2001년	0.47186(0.022)	-0.06207(0.779)
2002년	0.12713(0.503)	-0.23355(0.253)
2003년	0.09594(0.596)	-0.25403(0.194)
2005년	0.27867(0.146)	0.44851(0.026)
2006년	0.66954(0.001)	0.64360(0.002)
2007년	0.44981(0.017)	0.53131(0.007)
표본수	9,350	
Pseudo R2	0.1474	
LR $\chi^2$	3310.29	
Log likelihood	-9576.7583	

주: 괄호 안의 값은  $P > |z|$

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1999, 2001 ~ 2007년

<표 4-2> (재)취업 고용형태의 결정요인 - 다변량로지트추정(고용주 기준)

설명변수	고용주 기준	
	자영자	무급가족종사자
상수항	8.88264(0.000)	7.99197(0.000)
성별(0: 여성, 1: 남성)	-0.34477(0.097)	-0.57843(0.038)
연령	-0.22088(0.000)	-0.32553(0.000)
연령의 제곱	0.00247(0.000)	0.00368(0.000)
교육기간(년)	-0.08928(0.000)	-0.13224(0.000)
가구주 관계(가구주 기준)		
배우자	-0.06229(0.798)	1.71502(0.000)
자녀 등	0.40907(0.138)	1.67792(0.000)
혼인상태(미혼 기준)		
기혼	0.33653(0.215)	0.87214(0.039)
이혼/별거/사별	0.01358(0.967)	-0.25923(0.660)
이전직장 고용형태(없음 기준)		
정규직	-0.33811(0.058)	-1.03566(0.000)
비정규직	-0.25620(0.276)	-0.59316(0.040)
고용주	-1.16177(0.000)	-1.16841(0.001)
자영자	0.36514(0.088)	-0.36007(0.216)
무급가족종사자	-0.51805(0.161)	1.00532(0.005)
근속기간(년)	0.01290(0.256)	-0.00418(0.786)
가구자산의 자연대수	-0.28680(0.000)	-0.09672(0.148)
Year 효과(2004년 기준)		
1999년	21.62975(0.000)	21.68086(0.000)
2001년	0.16231(0.495)	-0.06547(0.830)
2002년	0.19308(0.373)	-0.01959(0.943)
2003년	0.40591(0.048)	-0.06239(0.815)
2005년	0.73935(0.001)	-0.1751820.551)
2006년	0.67093(0.002)	-0.05155(0.861)
2007년	0.60227(0.005)	-0.52926(0.091)
표본수	9,350	
Pseudo R2	0.1474	
LR $\chi^2$	3310.29	
Log likelihood	-9576.7583	

주: 괄호 안의 값은  $P > |z|$   
 자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1999, 2001 ~ 2007년

② 연령에 따라서는 정규직으로 기준으로 나이가 많을수록 비정규직의 확률이 낮아지는 반면 자영업 종사의 가능성은 높아진다. 그러나 여기에는 변곡점이 있다. 비정규직은 36.3세를 기준으로 이후 비정규 확률이 높아지는 역전현상이 발생하며, 고용주와 자영자는 각각 48.6세와 59.5세를 기준으로 그 확률이 반전된다. 고용주를 기준으로 추정된 <표 4-2>를 보면 44.7세까지는 자영자보다 고용주로 취업할 확률이 높지만 이후에는 확률이 역전된다. 무급가족종사자도 44.2세까지는 고용주의 확률이 높으나 이후 무급가족종사자가 될 확률이 점차 높아진다. 이는 40대 중반의 젊은 나이까지는 자영업부문에 취업하더라도 고용주로 사업을 시작할 가능성이 높지만 이후에는 자영자 또는 무급가족종사자로 취업할 가능성이 더 높다는 것이다.

③ 교육수준이 높을수록 고용주를 선호할 가능성이 높아진다. <표 4-1>과 <표 4-2>에서 교육기간에 대한 추정계수 값은 모두 마이너스(-)이고 적어도 5% 수준에서 유의하다. 추정계수 값을 비교하면 교육수준에 따라 '무급가족종사 → 비정규직 → 자영자 → 정규직 → 고용주'의 순으로 취업확률이 높아진다.

④ 가구주와의 관계에 있어 고용주인 가구주를 기준으로 자녀는 임금근로, 특히 비정규직에 종사할 가능성이 높고 배우자는 비정규직에 취업할 확률이 높다. 그리고 배우자나 자녀가 무급가족종사자로 가구주를 도와줄 가능성도 매우 높은 것으로 나타나고 있다.

⑤ 직장경험 유무와 전 직장의 고용형태는 (재)취업 직장의 고용형태에 상당한 영향을 주고 있다. 자영업 종사자는 자영업 종사자로 재취업할 확률이 높다. 세부적으로 고용주 경험자는 다시 고용주가 될 확률이 가장 높으며, 그 다음이 자영자 및 무급가족종사자이다. 임금근로자가 될 확률은 낮은 편이지만 만약 임금근로자로 전환한다면 비정규직보다 정규직 취업 가능성이 훨씬 높다. 반면 정규직은 비정규직으로 이동하는 것보다 자영업을 선택할 확률이 높는데, 특히 고용주가 될 가능성이 가장 높다. 이는 정규직과 고용주가 상호 보완적 일자리이며, 비정규직과 자영자는 선호도가 낮다는 점을 시사하고 있다.

⑥ 근속기간에 대한 추정결과는 약간 혼란스러운 결과를 보여준다. 정규직을 기준으로 근속기간이 오를수록 비정규직보다는 자영업 부문으로 이동할 확률이 높아지는데, 자영업 중에서도 고용주보다 자영자로 재취업할 가능성이 높은 것으로 추정되었다. 이는 자영업 진출과 관련된 pushed out 이론을 간접적으로 지지하는 결과로 임금부문에서 축적된 인적자본이 자영업에서도 활용되는가의 의문을 제기한다.<sup>10)</sup>

⑦ 가구자산이 많을수록 임금근로보다 자영업, 특히 고용주로 (재)취업한다. <표 4-1>과 <표 4-2>에서 가구자산에 따라 '비정규직 → 정규직 → 자영자 → 고용주'의 순으로 (재)취업할 확률이 높아진다. 무급가족종사자가 될 확률은 고용주 확률과 거의 비슷하지만 무급가족종사자 가구의

10) 만약 임금 부문의 경력을 통해 축적된 인적자본의 자영업 이동이 가능하다면 근속기간에 따라 자영자보다는 고용주로 재취업할 확률이 높아야 할 것이다. 그러나 이에 대한 반론도 있다. 사업서비스, 보건 및 복지 등의 지식기반서비스업의 경우에는 프리랜서 등 독자적으로 활동하는 자영업주가 증가하고 있다. 이들의 고용형태는 자영자이지만 전 직장의 임금근로 경력이 자영업 시작의 가장 커다란 자산이 된다. 임금근로의 인적자본이 자영업 부문으로 이전되는가의 여부를 보다 정확하게 파악하기 위해서는 고용형태 뿐만이 아니라 소득 및 임금의 변화도 함께 분석하여야 할 것이다.

자산은 무급가족종사자가 아니라 아버지 또는 남편 등 가구주의 소유일 가능성이 매우 높기 때문에 추정결과가 별 다른 의미를 지니지 못한다.

⑧ 연도 효과에 대해서는 해가 갈수록 무급가족종사자로 취업할 가능성이 낮아지고 있으며, 2005년 이후에는 고용주보다는 임금근로자나 자영자가 될 확률이 높아진 것을 발견할 수 있다.<sup>11)</sup> 이는 경제활동인구조사의 분석결과와 일치한다. 또 하나의 특징은 2001년 이후 2004년까지 비정규직으로 (재)취업할 가능성이 점점 높아져 왔다는 점이다.<sup>12)</sup>

이상의 분석결과를 종합하면, 가장 능력이 있는 개인이 고용주가 되고 정규직 임금근로는 그 다음의 선택이며, 능력이 낮은 개인들은 근로자가 없는 자영자가 되거나 또는 비정규직이 된다는 가설을 지지하는 것으로 판단된다. 개인의 능력을 측정하는 변수로 여기에서는 교육기간, 이전 직장의 고용형태와 근속기간을 들 수 있다. 가구자산도 개인의 능력을 직접적으로 반영하는 것은 아니지만 개인이 선택할 수 있는 대안의 폭을 넓힌다는 의미에서 개인의 능력변수로 간주할 수 있다. 가구자산과 근속기간에 대해서는 다소 다른 결과가 나타나고 있지만 전반적으로 가장 능력이 있는 개인이 고용주 또는 정규직으로 취업하고, 그 다음으로 자영자나 비정규직으로 취업한다는 점을 추정결과는 확인하고 있다.

## 2. 가구 소비와 자영업 선택 - 편의수정모형

취업 시 개인은 자신의 능력과 상황에 가장 적합한 고용형태를 선택할 것이다. 그리고 어떤 고용형태를 선택하는가에 따라 가구의 후생(welfare)도 변하게 된다. 이런 의미에서 (재)취업 시 고용형태의 결정은 가구의 후생과 직접적으로 연결된다. 고용형태의 결정과 가구 후생과의 관계는 가구주의 경우에 특히 중요하다. 많은 가구에서 배우자나 자녀 등이 경제활동에 참여 하지만 아직도 가구주의 취업과 소득은 가구의 후생을 결정하는 가장 중요한 요소이다.

가구의 후생과 고용형태의 선택과정을 이해하기 위한 다음 단계로 분석의 대상을 가구주로 한정한다. 가구주가 무급가족종사자로 일하는 경우는 상당히 드물다.<sup>13)</sup> 무급가족종사자를 포함시켰을 경우에는 표본부족의 문제가 발생하기 때문에 이 또한 분석대상에서 제외한다. 가구주가 미취업인 경우도 제외하였다.

구체적 분석방법으로 먼저 가구주의 고용형태와 상관없이 가구 소비함수의 계수들이 동일한지 chow test를 실시하였고, 그 결과는 가구 소비함수의 계수들이 동일하다는 귀무가설을 거절(reject)하였다.<sup>14)</sup> 이는 가구의 소비결정에 있어 가구주의 관찰되지 않은 특성들(unobserved

11) 이 부문에 대해서는 표본수가 적기 때문에 쉽사리 결론을 내리기 어렵다. 보다 정확한 상황 파악을 위해서는 표본 수의 확충이나 시계열의 확장이 필요하다.

12) 이 결과는 외환위기 이후 비정규직이 증가하였다는 사실과 일치한다. 그러나 명확한 결론을 내리기 위해서는 보다 상세한 분석과 증거가 요구된다.

13) 실제로 가구주의 경우 새로 취업한 고용형태가 무급가족종사자인 경우는 70사례, 그리고 이전 직장이 무급가족종사자인 경우는 67사례에 불과하다.

14) 고용형태별로 소비함수의 계수들이 동일하다는 가설은 모두 1%의 유의수준에서 거절당하였다.

characteristics)이 가구소비에 영향을 준다는 것을 의미한다. 이를 파악하고 보다 정확하게 가구소비 함수를 추정하기 위해 앞에서 논의한 BFG의 편의수정추정방법(bias collection estimation method)을 적용하였다. 먼저 고용형태의 결정에 관한 다변량로짓추정을 실시한 다음 그 결과를 이용하여 가구주의 고용형태별로 가구의 소비함수를 각각 추정한다.

<표 5> 가구주 고용형태의 결정요인 - 다변량로짓추정

설명변수	정규직 기준		
	비정규직	고용주	자영자
상수항	-0.98309(0.138)	-14.63015(0.000)	-4.52352(0.000)
성별(0: 여성, 1: 남성)	-0.66157(0.000)	0.07398(0.786)	-0.23606(0.165)
연령	0.06227(0.037)	0.39015(0.000)	0.13026(0.000)
연령의 제곱	-0.00016(0.617)	-0.00406(0.000)	-0.00117(0.002)
교육기간(년)	-0.06332(0.000)	0.03952(0.107)	-0.04321(0.010)
혼인상태(미혼 기준)			
기혼	-0.46741(0.002)	0.03061(0.919)	0.11339(0.537)
이혼/별거/사별	-0.57495(0.003)	0.17811(0.625)	0.05389(0.814)
전 직장 고용(없음 기준)			
정규직	-0.77464(0.000)	0.05031(0.816)	-0.43287(0.001)
비정규직	0.94593(0.000)	0.59232(0.040)	0.05339(0.771)
고용주	0.02954(0.902)	1.71937(0.000)	0.61504(0.004)
자영자	0.09472(0.596)	0.02268(0.000)	1.29707(0.000)
근속기간(년)	-0.00756(0.465)	0.02546(0.038)	0.03873(0.000)
가구자산의 자연대수	-0.07394(0.000)	0.36459(0.000)	0.06660(0.012)
Year 효과(2004년 기준)			
1999년	0.47328(0.017)	-31.96141(1.000)	0.51099(0.010)
2001년	-0.29773(0.137)	-0.44220(0.078)	-0.32711(0.099)
2002년	-0.11460(0.556)	-0.11859(0.610)	0.04990(0.789)
2003년	-0.19918(0.306)	-0.31857(0.168)	0.14984(0.402)
2005년	0.42344(0.018)	-0.29224(0.216)	0.26991(0.135)
2006년	0.09798(0.570)	-0.76651(0.002)	-0.20862(0.250)
2007년	0.12436(0.479)	-0.42276(0.065)	-0.04324(0.812)
표본수		3,818	
Pseudo R2		0.1434	
LR $\chi^2$		1260.62	
Log likelihood		-3766.6064	

주: 괄호 안의 값은  $P > |z|$

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1999, 2001 ~ 2007년

추정결과는 <표 5> ~ <표 6-2>에 나타나 있다. <표 5>는 가구주의 고용형태 결정에 대한 다변량로짓추정의 결과이고, <표 6-1>과 <표 6-2>는 각각의 고용형태에 대한 가구 소비함수를 추정한 결과이다. <표 3>과 <표 5>를 비교하면 설명변수의 모두에 대해 동일한 해석이 가능하다. 단지 연령이 정규·비정규의 결정에 미치는 효과가 변화한 점이 특징적이거나 이는 표본의 변화에 따른 당연한 결과이다. 모든 표본을 대상으로 추정하였을 경우에서 36.3세까지 나이가 들수록 비정규직으로 취업할 확률이 낮아지다 이후 그 확률이 높아지는 U자형을 보이는 반면 가구주만을 대상으로 추정하면 나이가 들수록 비정규 확률이 높아지는 단조 증가(monotonic increase)의 형태를 보인다. 이러한 차이는 가구주 평균 연령이 42.1세이라는 것으로 설명 가능하다.

소비함수의 추정에는 종속변수로 '가구균등화지수'로 조정된 소비의 자연대수를 사용하였다. 가구소비는 가구원의 수에 따라 변화한다. 그러나 가구원 수가 증가한다고 해서 소비도 동일한 비율로 증가하는 것은 아니다. 이런 문제를 조정하기 위해 '가구균등화지수'로 소비를 조정하는데 통상 가구원 수의 square root 값을 '가구균등화지수'로 사용한다.

<표 6-1> 가구 소비함수의 추정결과 - OLS

설명변수	가구 소비함수 추정	
	정규직	비정규직
상수항	3.15855(0.000)	3.19785(0.000)
성별(0: 여성, 1: 남성)	-0.07646(0.030)	0.00373(0.939)
연령	-0.00050(0.957)	0.00952(0.402)
연령의 제곱	0.00004(0.715)	-0.00007(0.566)
교육기간(년)	0.02136(0.000)	0.02261(0.000)
혼인상태(미혼 기준)		
기혼	-0.15361(0.000)	-0.22158(0.000)
이혼/별거/사별	-0.19964(0.000)	-0.22844(0.000)
가구자산의 자연대수	-0.00722(0.229)	0.00251(0.748)
가구소득	0.00107(0.000)	0.00142(0.000)
편의수정항		
정규직	0.01348(0.719)	-0.27182(0.143)
비정규직	-0.66594(0.002)	0.21294(0.003)
고용주	-0.41040(0.015)	-0.50043(0.014)
자영자	-1.33315(0.000)	-1.15153(0.000)
표본수	2,070	740
Adjusted R2	0.2838	0.3892
F 값	69.33	40.24

주: 괄호 안의 값은  $P > |t|$

자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1999, 2001 ~ 2007년

설명변수로써는 가구주의 성, 연령, 학력, 혼인상태가 사용되었고, 가구의 경제수준을 나타내는 변수로 가구자산과 가구소득을 사용하였다. 가구자산은 명확하게 외생변수로 간주할 수 있으나 가구소득은 논란의 여지가 있다. 그것은 가구주의 경제활동 상태는 가구소득에 직접적 영향을 끼치고 이는 다시 가구 소비에 영향을 주기 때문이다. 가구주의 고용형태와 가구소득이 독립적인가의 의문이 제기된다. 그럼에도 불구하고 가구소득을 포함시킨 것은 첫째 가구소득에는 가구주의 근로소득 이외에도 다른 가구원의 근로소득과 금융, 부동산, 이전소득 등이 포함되기 때문이다. 실제 가구주 소득과 가구소득과의 상관관계는 자영업자인 경우에는 0.3194, 임금근로는 0.2535에 불과하다. 둘째 분석의 목적이 가구 소비함수의 정확한 추정보다 가구소득으로 관찰되지 않는 가구 특성이 존재하는지 그 여부의 파악이기 때문이다. 만약 임금근로를 선택한 가구주와 자영업을 선택한 가구주 사이에 소득으로 파악되지 않는 어떤 특성의 차이가 있다면 이는 고용형태의 결정과 더불어 가구 소비에도 영향을 줄 것이라는 가정에 바탕을 두고 있다.

<표 6-2> 가구 소비함수의 추정결과 - OLS

설명변수	가구 소비함수 추정	
	고용주	자영자
상수항	1.10101(0.091)	3.28381(0.591)
성별(0: 여성, 1: 남성)	0.12391(0.295)	-0.03317(0.000)
연령	0.05392(0.040)	0.04274(0.000)
연령의 제곱	-0.00057(0.044)	-0.00046(0.000)
교육기간(년)	0.03640(0.000)	0.02429(0.000)
혼인상태(미혼 기준)		
기혼	-0.27492(0.018)	-0.21832(0.002)
이혼/별거/사별	0.01955(0.877)	-0.28106(0.000)
가구자산의 자연대수	0.06450(0.001)	0.04381(0.000)
가구소득	0.00058(0.000)	0.00060(0.000)
편의수정항		
정규직	-0.72057(0.041)	0.17419(0.451)
비정규직	-1.29217(0.005)	0.37890(0.142)
고용주	0.18000(0.009)	0.20200(0.334)
자영자	-1.17183(0.002)	0.01303(0.000)
표본수	308	668
Adjusted R2	0.4215	0.3450
F 값	19.52	30.27

주: 괄호 안의 값은  $P > |t|$   
 자료: 한국노동연구원, 『한국노동패널조사』, 1999, 2001 ~ 2007년

소비함수의 추정결과는 전반적으로 일반적 상식과 일치하지만 몇 가지 특징적 사실을 보인다.

① 가구주가 고용주와 비정규직인 경우에는 가구소비성향의 성별 차이가 없지만 정규직과 자영자인 경우에는 여성 가구주의 소비성향이 더 높다.

② 임금근로 가구는 가구주 나이에 따라 가구소비성향이 변화하지 않지만 자영업 가구는 처음에는 높아지다가 46~48세를 기점으로 낮아지는 역U자형을 그린다.

③ 가구자산과 관련되어 자영업 가구는 자산이 많을수록 소비수준도 높아지지만 임금근로 가구는 자산과 소비와의 관련성이 매우 낮은 것으로 추정되고 있다.

편의수정항은 고용주, 자영자, 정규직, 비정규직 모두에 대해 가설과 일치하는 결과를 보이고 있다. 즉 <표 6-2>에서 고용주의 경우 고용주에 대한 편의수정항이 0.18000으로 정(+)의 값을 지니며 1% 수준에서 유의하다. 이는 고용주를 선택한 개인의 경우 고용주가 되었을 때 가구 소비수준이 높아지는 관찰되지 않은 능력(unobserved ability)을 지니고 있으며, 이러한 능력은 소비함수의 상향편의(upward bias)를 이끈다는 의미이다. 반대로 고용주의 경우 정규직에 대한 편의수정항은 -0.72057로 5% 수준에서 유의하다. 이러한 하향편의(downward bias)는 정규직을 선택한 개인이 만약 고용주를 선택하였다면 가구 소비수준이 하락하였을 것이라는 점을 말하고 있다.

정규직을 제외한 모든 소비함수의 추정식에 대해 각기 해당되는 고용형태의 편의수정계수는 정(+)의 값을 보이고 있으며, 이는 1% 수준에서 유의하다. 이는 앞에서 말한 것처럼 비정규직, 고용주, 자영자의 경우 해당 직업을 선택함으로써 가구 소비, 즉 가구 후생(welfare)이 향상되는 가구주의 관찰되지 않은 능력이 존재하고 이러한 능력에 따라 (재)취업 직장의 고용형태를 선택하는 자기선택과정이 있다는 것을 보여준다. 정규직 가구의 소비함수에서는 정규직에 대한 편의수정항이 통계적으로 유의하지 않지만 다른 고용형태에 대한 편의수정항들은 모두 마이너스(-)로 적어도 5% 수준에서 유의하다. 따라서 고용주 등 다른 고용형태를 가진 경우와 거의 동일한 결론을 내릴 수 있다. 즉 정규직에 취업한 가구주의 경우 정규직에 특화된 관찰되지 않은 능력은 없지만 다른 직업에 취업한 가구주가 정규직으로 취업하였을 때에는 가구의 소비수준이 줄어드는 하향편의가 있다는 것이다.

자영자를 제외하고는 다른 고용형태에 대한 편의수정항은 모두 부(-)의 값을 지니고 있으며, 통계적으로 상당히 유의하다. 앞에서 언급한 것처럼 이러한 결과는 다른 고용형태를 선택한 개인이 만약 해당되는 고용형태를 선택하였을 경우 가구소비가 위축된다는 점을 말한다. 자영자의 소비함수는 예외적으로 다른 고용형태에 대한 편의수정항이 모두 통계적으로 유의하지 않아 다른 고용형태를 선택한 개인이 자영업을 선택하더라도 소비수준은 별다른 변화가 없을 것임을 시사한다.

흥미로운 점은 하향편의(downward bias)의 크기이다. 각각의 고용형태에 대해 하향편의의 값을 합산하면 고용주에 대한 하향편의의 절대값이 가장 크고, 그 다음으로 정규직, 비정규직, 자영자의 순서이다. 이러한 결과는 역으로 고용주로 (재)취업한 개인의 관찰되지 않은 능력이 가장 크다는 점을 시사한다. 이러한 분석결과는 우리가 증명하고자 하는 가설을 입증한다.

## V. 결론 및 과제

이 논문에서는 자영업에 종사하는 개인들이 동질적이 아니며, 가장 능력 있는 개인들이 자발적 선택에 의해 고용주로 취업하고, 그 다음으로 정규직을 선택하며, 마지막으로 능력이 가장 처지는 이들이 자영자 또는 비정규직으로 취업한다는 가설에 대해 한국노동패널조사의 데이터를 사용하여 검증을 시도하였다. 가설의 검증을 위하여 고용형태 결정에 일반적으로 사용되는 다변량로짓모형 뿐만 아니라 가구주 고용형태의 결정이 가구소비(후생)와 밀접한 관련성이 있다는 전제 아래 편의 수정모형을 사용하여 가구주 고용형태별로 각각의 소비함수를 추정하였다. 한국노동패널데이터의 기초분석, 다변량로짓모형, 그리고 가구소비의 편의수정모형 모두 우리가 검증하고자 하는 가설이 설득력을 가지고 있다는 점을 다양한 측면에서 보여주고 있다. 소비함수의 추정과정에서 가구주 연령과 가구자산과 관련되어 자영업 가구와 임금근로 가구 사이에 소비행태의 차이가 있음을 발견하였다. 이러한 현상의 원인에 대한 추가적 연구가 필요하다. 분석결과는 자영업 종사자들이 동질적 집단이 아니며, 특히 고용주와 자영자를 분리하고 각각의 계층에 대한 특화된 정책개발이 필요함을 시사한다.

## 참고문헌

- 금재호·조준모(2000), 「자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석」, 『노동경제논집』, 23(S), pp.81 ~ 107.
- 한국노동연구원(각년도), 『한국노동패널조사』.
- Banerjee, Abhijit V. and Andrew F. Neuman(1993), "Occupational Choice and the Process of Economic Development," *Journal of Political Economy*, 101, pp.274 ~ 298.
- Blanchflower, David G. and Andrew Oswald(1998), "What Makes an Entrepreneur?," *Journal of Labor Economics*, 16(1), pp.26 ~ 60.
- Bourguignon, Francois, Martin Fournier, and Marc Gurgand(2007), "Selection Bias Corrections Based on the Multinomial Logit Model: Monte Carlo Comparisons," *Journal of Economic Surveys*, 21(1), pp.174 ~ 205.
- Dabla-Norris, Era, Mark Gradstein, and Gabriela Inchauste(2008), "What Causes Firms to Hide Output? The Determinants of Informality," *Journal of Development Economics*, 85, pp.1 ~ 27.
- Dubin, Jeffrey A. and Daniel L. McFadden(1984), "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption," *Econometrica*, 52(2), pp.34 ~ 362.
- Evans, David S. and Linda S. Leighton(1989), "Some Empirical Aspects of Entrepreneurship," *American Economic Review*, 79(3), pp.519 ~ 535.
- Fields, Gary S.(2005), "A Guide to Multisector Labor Market Models," *Social Protection Discussion Paper Series No. 0505*, World Bank 2005.
- Gindling, T. H.(1991), "Labor Market Segmentation and the Determination of Wages in the Public, Private-Formal and Informal Sectors in San-Jose, Costa-Rica," *Economic Development and Cultural Change*, 39, pp.585 ~ 605.
- Hamilton, Barton H., "Does Entrepreneurship Pay? An Empirical Analysis of the Returns of Self-Employment," *Journal of Political Economy*, 2000, 108(3), pp.604 ~ 631.
- Magnac, Th.(1991), "Segmented or Competitive Labor Markets," *Econometrica*, 59, pp.165 ~ 187.
- Maloney, William F.(2004), "Informality Revisited," *World Development*, 2004, 32(7), pp.1159 ~ 1178.
- Murphy, Kevin M., Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny(1991), "The Allocation of Talent: Implications for Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 106(2), pp.503 ~ 530.

Rees, H. and Anup Shaw(1986), "An Empirical Analysis of Self-Employment in UK",  
*Journal of Applied Econometrics*, 1, pp.95 ~ 108.

Tamvada, Jagannadha Pawan(2008), "Entrepreneurship and Welfare", *Third IZA/World  
Bank Conference*, Rabat