

勞 動 經 濟 論 集
 第26卷(3), 2003.12, pp. 149~179
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

자영업 선택의 결정 요인에 관한 연구

전 병 유*

본 연구는 외환위기 이후 우리나라에서 자영업 선택에 영향을 미치는 요인들을 미시적이고 거시적인 차원에서 종합적으로 검토하였다. 특히, 금전적인 제약과 실업률로 대표되는 경기적 요인이 자영업 선택에 미치는 요인에 대해서 검토하였다. 한국노동연구원의 「한국노동패널」 1~4차년도 자료와 통계청의 『경제활동인구조사』를 사용하여 분석한 결과, 학력이나 직업 경험과 같은 인적자본은 남성의 자영업 선택에 정(+)의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 여성의 경우에는 직업 경험이 자영업 선택에 부(-)의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 부동산 자산 소유는 고용주 선택에서만 유의한 것으로 나타난 반면, 금융 자산 소유에 따른 소득은 자영업 선택에 오히려 부(-)의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 기업가적인 문화와 환경 조건을 반영하는 자영업 경험 여부 또는 부모가 자영업인가의 여부는 남녀 모두 유의하게 자영업의 선택 확률을 높이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다.

한편, 본 연구에서 가장 관심있게 검토한 실업률과 자영업 선택 간의 관계는, 우선 미시적인 분석에서 선택편의와 예상소득기회의 차이를 통제된 구조 모형에서 실업률은 유의하게 정(+)의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 또한, 거시 분석에서도, 경기변동과 노동시장의 조건을 반영하는 실업률과 자영업 선택 간의 관계는 외환위기 이후 대체로 정(+)의 관계를 나타내는 것으로 나타나고 있어, 자영업은 실업에 대한 하나의 대안이라는 ‘떨어내기 가설’을 지지하는 것으로 나타났다. 이는 경기변동에 대응하는 자영업 선택에 관한 개인의 의사결정에서 자영업 선택에 따른 소득기회와 관련된 여러 가지 불확실성과 개인적 특성의 차이 등이 중요하게 작용하고 있음을 시사한다.

— 주제어: 자영업, 실업률, 기업가, 선택편의, 소득기회

* 한국노동연구원 연구위원(bycheon@kli.re.kr)

I. 문제 제기

우리나라에서 전체 취업자 중 자영업에 종사하는 취업자의 비중은 다른 국가들과 비교해서도 크게 높은 수준에 있고 1990년 이후 자영업 비중의 축소 추세도 반전하여 오히려 증가하는 추세를 나타내고 있다. 특히, 1997년 외환위기를 거치면서 자영업 비중은 더 높은 수준으로 확대되었다. 이러한 현상을 반영하여 자영업에 대한 노동시장 관점에서의 연구도 최근 본격화되고 있다.

우리나라에서 자영업을 노동시장의 관점에서 본격적으로 연구하기 시작한 것은 류재우·최호영(1999, 2000) 등이라고 할 수 있다. 이들은 주로 자영업의 기본 특징을 분석하고 1990년대 들어 자영업 비중 축소 경향이 역전된 것의 원인을 찾는 데 집중하였다. 이러한 기초적 연구가 이루어지는 가운데, 김우영(2000, 2001), 금재호·조준모(2000), 안주엽(2000), 성지미(2002) 등은 자영업 선택에 관해서 좀 더 엄밀한 경제학적인 분석 틀과 자료를 사용한 연구들을 제출하고 있다.

류재우·최호영(1999)의 경우, 우리나라 자영업 부문을 노동시장의 관점에서 분석한 최초의 실증 연구라고 할 수 있다. 통계청의 『경제활동인구조사』 원자료(1985~98년)를 분석한 결과 우리나라의 경우 여타 국가와 비교해서 자영업 비중이 매우 높고 구성도 매우 이질적이라는 사실을 보여주고 있다. 우리나라 비농가 남자 취업자의 30% 가량이 자영업인데, 이는 선진국에 비해서는 물론이거니와 우리와 같은 발전 단계에 있는 나라들과 비교해서도 매우 높은 수준이라고 분석하였고, 그 이유로 우리나라의 경우 역사적, 사회적, 제도적, 경제적인 요인들에 의해 자영업을 하려는 성향이 높기 때문인 것으로 설명하고 있다. 또한, 1990년까지 감소하던 자영업 비율은 이후 반전하여 1998년까지 상승 추세를 보이고 있는데, 이는 1990년대에 도소매 및 음식숙박업에서의 취업자 비중 및 순수 자영업 비율이 증가했다는 사실뿐만 아니라 자영업을 하려는 취업자들의 성향도 증대하였다는 점을 들고 있다. 그러나 이 연구에서는 1990년대의 자영업 성향 증대가 임금근로 기회의 축소에 기인하는 것인지 아니면 자영업 기회의 확대에 기인하는지를 분석하지는 않았다. 이 주제는 류재우·최호영(2000)에서 분석되었다. 여기서는 『경제활동인구조사』를 패널화한 자료를 분석한 결과, 1990년대 이후 취업자 중 자영업 비율이 증

가한 것은 자영업에 종사한 경험이 있는 사람의 비율이 증가하였고, 자영업을 장기간 지속하는 확률이 증가하였다는 사실과 관련이 있다는 점을 확인하였다. 즉 자영업을 좀 더 적극적으로 선택하고 이를 장기간 지속하는 경향이 외환위기 이전 자영업 비율 증가의 한 요인이라고 분석하고 있다.

한편, 김우영(2000), 금재호·조준모(2000) 등은 자영업의 선택, 즉 자영업의 결정 요인들에 대해 미시적으로 분석한 최초의 연구라고 판단된다. 이들은 모두 한국노동연구원의 「한국노동패널(KLIPS)」 1차년도 자료를 활용하여 분석하였다. 김우영(2000)의 경우, 자영업 선택에서 연령이나 혼인 등 개인적인 특성, 본인의 과거 취업 경험 및 부모의 취업 경험, 재산상의 제약요인 등이 미치는 효과를 분석하였다. 특히, 취업 형태에서의 비교우위 효과를 분석하였는데, 고용주를 제외하고는 자영업에 비교우위가 있는 사람이 대체로 자영업을 선택하는 것으로 분석하였다. 고용주의 경우 역선택이 발생하는 것은 임금근로에서 자영업으로 이동하는 비용이 높기 때문인 것으로 분석하였다.

이렇게 자영업 선택에서 역선택의 문제가 발생하는 사실은 자영업이 내부적으로 매우 이질적인 구성으로 이루어져 있다는 점을 시사한다고 생각된다. 금재호·조준모(2000)는 이러한 자영업에서의 이질적 구성의 문제를 검토하고 있다. 이들은 우리나라에서 자영업자가 저능력자군과 고능력자군의 둘로 구성된 분단노동시장적 구조를 가지고 있다는 이론적 가설을 설정하고 KLIPS 자료를 통해 검증하고 있다. 분석 결과의 핵심은 직장 경험이 없는 신규취업자의 경우 교육수준이 낮고 연령이 높아 정규직 임금근로자로의 취업이 어려운 경우 자영업을 선택하는 반면, 자발적으로 이직한 개인들의 경우 일반적 인적자본(생애취업기간)에 대한 한계수익률이 높고 상대적으로 임금수준이 높은 이들이 자발적으로 자영업자가 된다는 사실을 확인하였다. 이는 자영업 노동시장이 저능력자군과 고능력자군으로 이원화되어 있다는 가설을 증명하는 것으로 판단하고 있다.

본 연구는 이러한 연구 흐름하에서, 우리나라에서 어떠한 사람들이 어떠한 이유에서 자영업을 선택하는가를 종합적으로 검토하고자 한다. 또한, 기존의 연구들에서 자료상의 한계로 검토하지 못한 요인들, 예를 들어 자본 제약 요인이나 경기변동을 나타내는 실업률 지표 등이 자영업 선택에 어떠한 영향을 주는지를 검토하고자 한다. 자영업 선택에는 매우 다양한 요인들이 작용할 것이다. 본 연구에서는 우선 기존의 연구에서 많이 검토되었던 요인들을 종합적으로 검토할 것이다. 즉 자영업 운영 능력을 나타내는 인적자본(human capital), 기업 운영과 관련된 문화나 경험을 나타내는 기업가적 자본(entrepreneurial capital), 자영업이라는 하나의 사업을 창업하고 운영하는 데 필요한 비용과 관련한 제

약(자본 제약, capital constraint) 등이 자영업 선택에 미치는 효과를 검토할 것이다.

다음으로 노동시장이나 경기변동의 여건이 자영업 선택에 미치는 영향을 미시적인 차원뿐만 아니라 거시적인 차원에서도 분석할 것이다. 노동시장 여건이 좋지 않을 때 자영업이 실업의 대안으로 어쩔 수 없이 선택하는 경제활동인지, 아니면 기업가적인 특성을 가진 능력이 있는 사람들이 자영업을 적극적으로 선택하여 들어가는 것인지를 밝히는 것도 본 연구의 중요한 주제이다. 이러한 자영업의 선택 요인은 남성과 여성으로 구분해서 검토할 것이다. 분석 대상은 자료의 한계로 인해서 주로 1998년 외환위기 이후의 시점을 대상으로 하였다. 사용된 자료는 통계청의 『경제활동인구조사』 자료와 한국노동연구원의 한국노동패널(KLIPS)의 4개년도 조사 자료이다.

II. 자영업 선택의 요인과 분석 방법론

1. 자영업 선택의 가설과 결정 요인

자영업 선택에 영향을 미치는 요인들은 크게 개인의 행동에 영향을 미치는 미시적 요인들과, 경기변동과 같은 거시적 변동으로 구분해 볼 수 있을 것이다. Henley(1999)에 따라, 자영업 선택에 영향을 미치는 미시적인 요인들은 기업가적 자본(entrepreneurial capital), 금융자본(financial capital), 인적자본(human capital) 등으로 분류해 볼 수 있다. 또한 거시적 변수로는 경기변동이나 노동시장의 조건 등을 반영하는 (지역)실업률 등의 변수가 고려될 수 있을 것이다.

우선 개인의 자영업 선택에 영향을 미치는 미시적인 요인들을 검토해 보자. 첫째, 자영업을 사업(business)의 가장 최소 단위로 간주한다면, 자영업의 선택에는 당연히 '기업가적 자본(entrepreneurial capital)'이 영향을 미칠 수 있다. 기업가적 자본은 사업체를 운영하는 방법이나 문화에 노출된 정도 또는 사업을 함에 따라 발생할 것으로 예상되는 위험에 대한 태도 등으로 파악할 수 있을 것이다. 이러한 기업가적 자본을 나타내는 대용변수로는 주로 부모가 자영업을 하였는가와 같은 부모의 배경에 관한 변수로 파악되거나, 위험에 대한 개인의 태도에 관한 설문 등으로 파악될 수 있을 것이다. Taylor(1996)는 부모가 자영업주일 경우 자영업주가 될 확률이 높은 것으로 분석하였다. Blanchflower

and Oswald(1998)의 경우도 부모가 다른 사람을 관리하는 위치에 있거나 자기 사업을 하는 경우 자영업을 선택할 확률이 높다는 점을 발견하였다. 반면, 위험에 대한 태도에 있어서는 미약한 상관관계만을 발견하였다. 우리나라에서도 김우영(2001)은 부모가 자영업주인지 여부가 자영업 선택에 유의한 영향을 미치는 것으로 분석하고 있다.

다음으로 자영업 선택에 영향을 미치는 요인으로 금융자본(financial capital)의 활용 가능성에 주목할 수 있다. 이는 자영업 선택에서 자본 제약(capital constraint)이 존재한다는 가설을 검증하는 것이다. 창업자금이나 운영자금은 주로 개인의 부동산 자산을 담보로 한 차입이나 금융 자산 또는 상속 자산 등으로 조달하게 된다. 특히, 소규모 사업자들은 상업은행으로부터 차입을 하는 경우가 많기 때문에 담보 자산의 가치가 중요하다. Evans and Javanovic(1989)은 미국에서 유동성 자산(liquid assets)은 자영업을 선택할 확률과 정(+)의 상관관계를 가지고 있다고 분석하였고, Cowling and Mitchell(1997)도 영국 자료를 활용하여 부동산 시장 상황 및 부동산 소유 여부와 자영업 진입간의 높은 상관관계를 밝혀냈다. 반면, 김우영(2000)의 경우, 우리나라에서 자영업 선택에서의 자본 제약을 발견하기 어려웠는데 이는 주로 자본 제약과 관련한 적절한 변수가 미흡했기 때문인 것으로 분석하고 있다.

세 번째로는 자영업 선택에 영향을 미치는 변수들로 연구가 많이 된 것은 인적자본(human capital)이다. 많은 연구들이 다양한 교육수준과 자영업 지위 간의 상관관계를 분석하였다. 특히, Cressy(1996)는 자영업 선택과 금융 자산의 관계가 실은 자영업 선택과 인적자본의 관계를 반영하는 것일 수 있다는 점을 지적하고 있다. 왜냐하면, 금융 자산은 인적자본에 의해 축적될 수 있는 것이기 때문이라는 것이다(물론, 교육비용이 사적으로 충당되는 현실에서, 그 역도 성립한다). Cressy는 경험이나 교육 등 인적자본 변수가 들어갈 경우, 금융관련 변수들의 통계적 유의성이 줄어든다는 사실을 발견하였다.

그러나 결국 자영업 선택에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 예상되는 변수는 역시 가격 변수일 것이다. 즉 임금근로를 선택했을 때 받을 수 있는 소득 대비 자영업을 선택했을 때의 소득의 비율이 자영업 선택에 영향을 줄 것이다. 경제적 인센티브에 따라 경제 활동을 선택할 것이라는 예측이다. 많은 연구들이 소득비율(임금근로 대비 자영업 소득의 비율)과 자영업 확률간의 양의 관계를 확인하고 있다(Rees and Shah, 1986; Taylor, 1996). 물론, 자영업주와 임금근로자의 서로 다른 인구학적인 구성과 개인적인 특성들이 소득 차이의 추정치를 편의(bias)시킬 수는 있다. 이 때문에 대부분의 연구들은 선택편의를 수정한 모델을 사용하고 있다.

한편, 이러한 개인의 선택이라는 장기적인 행동 패턴을 결정하는 미시적 요인들 이외에 경기적 요인에 의해 자영업에 들어오고 나갈 수가 있다. 우선, 노동시장 조건이 임금근로 일자리 제안을 받아들이는 확률에 영향을 미쳐서 자영업 선택에 영향을 줄 수 있다. 예를 들어, 경기호황은 자영업주들이 공급하는 재화와 서비스에 대한 수요를 증가시키지만, 다른 한편으로는 임금근로에 따른 수익(임금)도 증가시킴으로써 자영업 선택에서 상반된 효과를 줄 수 있다. 경기변동 또는 노동시장 조건이 자영업 선택에 영향을 미치는 가설에는 '밀어내기 가설(unemployment push hypothesis)'과 '끌어들이기 가설(prosperity hypothesis)'이 있다.

우선 '밀어내기 가설'에 따르면, 자영업은 대개 기회주의적인 선택이며, 자영업주들은 임금근로자들과 구분되는 특별한 능력을 가지지 않는다. 단지 특정한 지점에서 특정한 시기에 자신들이 처해 있는 환경적인 조건에 대한 반응의 한 형태일 뿐이라고 가정한다. 이는 적절한 임금근로의 기회를 발견할 수 없었기 때문에 자신의 사업을 하는 방향으로 밀려들어가게 되었다는 것을 의미한다.

이러한 가설을 지지하는 경험적인 연구는 거시적인 수준에서나 미시적인 수준에서나 대단히 많다. 높은 실업률은 임금근로 일자리를 줄이고 이는 미취업보다는 자영업을 선택하도록 하는 효과를 가지게 된다(Taylor, 1996). Dennis(1996)도 자영업은 다른 모든 것이 가능하지 않을 때 유일한 선택이 될 수 있고 자영업이 실업에 대한 대안(중간적인 위치의 대안)이라면, 자영업 선택은 불황기에 오히려 증가할 것이라고 보았다. OECD 국가들을 비교분석한 Acs, Audretsch and Evans(1994)는 자영업 비율이 실업률과 동시에 증가하는 것으로(동일 시점 비교나 5년 시차를 둔 변수로 비교한 경우에도) 분석하고 있다. 스페인과 미국에서 자영업 진입요인을 분석한 Alba-Ramirez(1994)도 실업 지속기간의 증가가 자영업 진입확률을 높이는 것으로 분석하였다. Evans and Leighton(1989) 역시 실업자가 임금근로자보다 자영업주가 될 확률이 높다고 분석하였다. 결국, 이 가설에 따르면, 자영업은 경기가 좋지 않을 때 증가하며, 자영업은 반경기적(counter-cyclical) 근로자의 선택이다.

반면에 '끌어들이기 가설'(prosperity hypothesis)은 경기가 좋을 때 자영업이 증가한다는 가설이다. 실업률이 낮을 때, 임금근로 일자리는 증가하고 자영업 실패 확률도 낮아진다. 따라서, 자영업에서 실패하더라도 임금근로자로 쉽게 재취업할 수 있다는 사실을 감안하고 자영업을 적극적으로 선택할 수 있다는 것이다.

'끌어들이기 가설'에 의하면 기업가(entrepreneur)들은 특별한 능력을 가진 개인이고,

이러한 특별한 능력은 위험감수형 사업을 추구하도록 한다고 가정한다. 자영업은 기업가의 가장 단순한 형태로 간주되며, 자영업 비율과 실업률 사이에는 상관관계가 없거나 또는 역(-)의 상관관계가 있다고 주장한다. 즉 높은 실업률은 자영업으로의 진입 인센티브를 감소시킨다는 것이다. 실업률이 높고 거시경제적 조건이 좋지 않다면, 사업의 실패 확률이 높고, 사업이 실패할 경우 임금근로자로 취업하기가 어렵다고 판단하기 때문에 경기가 불황일 때 자영업의 비율이 감소할 것으로 보고 있다. Blanchflower and Oswald (1998)는 지역실업률이 자영업 확률에 부(-)의 영향을 미친다고 분석하였고, Taylor (1996)도 사업이 실패했을 경우 임금근로자로서의 재취업이라는 안전망(safety net)이 있을 경우 자영업은 더 매력적인 것이 되고, 따라서 자영업은 높은 실업률에 대한 대응이 아니라고 보았다. Blau(1987)도 자영업 결정에서 중요한 요인은 기술, 산업구조, 조세, 은퇴 후 사회적 안전망과 같은 비경기적인 요인이라고 주장하고 있다.

경험적으로 실업률과 자영업 선택 간의 관계는 이러한 다양한 요인들이 복합적으로 작용한 결과로 해석해야 될 것이다. Parker(1996)는 실업률과 자영업 비율 사이에 양(+) 또는 음(-)의 상관관계가 존재할 수 있다고 분석하였다. 높은 실업률은 자영업을 선택하는 것의 대안적인 기회비용을 줄이는 측면이 있지만, 반대로 높은 실업률은 자영업에 따른 소득을 줄일 가능성도 있다. 따라서, 궁극적으로 실업률과 자영업 비율과의 관계는 두 효과 중에서 어느 것이 큰가에 따라 결정된다는 것이다.

2. 자영업 선택의 모형

본 연구에서는 위에서 제시한 가설에 따라 자영업의 선택 요인을 분석하기 위해 자영업의 선택과 자영업의 소득이 동시에 결정되는 자영업 분석의 전형적인 접근법을 취하고자 한다. 자영업 선택에 관한 전통적인 선택모델은 3단계로 이루어진다. 1단계에서는 자영업 선택에 관한 축약형 프로빗 모형(reduced probit model)을 추정한다. 2단계에는 자영업과 임금근로자의 소득함수를 추정한다. 2단계의 소득함수 추정에서 임금근로와 자영업 선택에 따른 선택편의(selection bias)가 존재할 가능성이 있다. 그래서 일반적으로 1단계에서 구해진 선택에 관한 편의향을 2단계 소득함수 추정에서 사용하게 된다. 이러한 선택편의 교정을 통해 자영업과 임금근로 두 그룹이 각각의 부문에서 가지고 있는 소득 기준의 비교우위를 통제할 수 있게 된다. 3단계에서는 2단계에서 얻어진 자영업과 임금근로의 선택에 따른 소득 기회의 차이를 자영업 선택의 구조모형 추정에 포함시킨다.

본 연구에서는 개인의 선택이 임금근로와 자영업 간의 선택뿐만 아니라 임금근로, 자영업, 비경제활동인구 등 세 가지의 선택 가능성이 있다는 점을 고려하여, Simpson and Sproule(1998)과 같이 1단계에서 개인의 선택이 두 단계를 걸쳐 이루어지는 모형을 사용하고자 한다. 즉 개인은 노동시장에 참여할 것인지 아닌지를 먼저 결정하고 난 이후 다시 임금근로와 자영업 간의 선택을 결정하게 된다. 개인은 노동의 한계생산물가치가 여가에 대한 보상(의중임금)보다 크면 경제활동에 참가하게 된다. 여기서 개인의 의중임금은 개인 및 가구의 특성과 지역노동시장의 상황에 따라서 결정된다. 만일 의중임금이 노동에 대한 보수보다 작다면 취업을 선택하게 된다. 일단 경제활동에 참가하기로 결정하게 되면, 그 다음 단계로 노동에 대한 보상이 가장 높은 고용 형태를 선택하게 된다. 임금근로에 대한 한계보상보다 자영업의 한계보상이 클 경우 개인은 자영업을 선택하게 된다. 이 때, 경제적 선택이 한계적이지 않을 경우, 의사결정은 이항선택모형이 될 것이다. 여기에서 문제는 자영업과 임금근로를 선택하는 두 번째의 의사결정이 경제활동참가 여부를 결정하는 첫 번째의 의사결정과 독립적이지 않다는 점이다. 여가의 효용보다 근로를 통해 더 높은 효용(또는 소득)을 얻을 수 있는 사람들은 자발적으로 경제활동에 참여하게 되고, 임금과 자영업 소득 간의 상대적 비교우위에 기초해서 임금근로와 자영업 중에 하나를 선택하게 되는 것이지만, 이들은 임의로 분포되는 것이 아니다. 따라서 경제활동참가 확률의 방정식은 자영업의 확률을 결정하는 두 번째 방정식에 사용된다. 이를 Simpson and Sproule(1998)의 모델에 기초해서 검토해 보자.

개인 i 는 자신의 기대효용함수(expected utility function)에 기초해서 두 가지의 경제활동에 대한 옵션($j=1, 2$) 가운데서 아래의 식 (1)과 같은 방정식에 따라 하나를 선택하게 된다. 여기서 I_i^* 는 각 선택에 따른 기대수익의 차이 $E[Y_{1i}] - E[Y_{2i}]$ 와 개인 및 사회적 특성 X_i 에 의존하는 잠재적인 선택결정 변수(decision variable)이다.

$$\begin{aligned}
 I_i &= 1(j=1) \text{ if } I_i^* = \gamma + \alpha(E[Y_{1i}] - E[Y_{2i}]) + \delta X_i + \nu_i > 0 \\
 &= 0(j=2) \text{ if } I_i^* \leq 0
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

여기서, 선택한 각각의 경제활동에서 예상되는 기대수익은 개인마다 다르기 때문에 다음 식 (2)와 같이 정리할 수 있다. Z_{ji} 는 예상기대소득을 결정하는 j 상태에서 개인 i 에 대한 특성 벡터이고 ε_{ji} 는 평균이 0, 분산 σ_j^2 의 정규분포를 하는 오차항(error term)이다.

$$Y_j = E[Y_{ji}] + \epsilon_{ji} = \beta_j Z_{ji} + \epsilon_{ji}, \quad j=1,2 \quad (2)$$

식 (2)에서 기대수익이 주어졌기 때문에 개인 i 는 식 (1)의 잠재선택결정변수에 기초하여 노동시장에의 참가와 비참가를 결정하고, 참가를 결정한다면 자영업주와 임금근로의 선택을 결정하게 된다. 식 (2)에 따라, 임금노동에서 얻을 수 있는 소득, 자영업에서 얻을 수 있는 소득, 그리고 비임금근로에서 얻을 수 있는 잠재소득(shadows earnings)을 아래의 식 (3)과 같이 규정할 수 있다. 식 (2)에서 W 는 임금근로를, S 는 자영업, 그리고 N 은 미취업을 의미한다. Y_{ji} 는 모든 소득의 자연대수값이고, Z_{ji} 는 각각의 경우의 소득결정 요인들이다. 오차항들은 정규분포를 하는 것으로 가정한다.

$$\begin{cases} Y_W = Z_i^W \beta^W + \xi_i^W \\ Y_S = Z_i^S \beta^S + \xi_i^S \\ Y_N = Z_i^N \beta^N + \xi_i^N \end{cases} \quad (3)$$

다음으로 경제활동의 참가와 비참가 선택, 자영업과 임금근로의 선택을 규정하는 방정식은 식 (4)와 같이 정의된다. 여기에서 P_i^* 와 S_i^* 는 각각 경제활동참가와 비참가의 선택, 자영업과 임금근로 간의 선택을 결정하는 관찰되지 않는 잠재(latent) 변수이다. 여기에서, Y_i 는 개인이 경제활동에 참가하여($P_i^* > 0$), 자영업을 하거나($S_i^* > 0$) 임금근로를 할 때($S_i^* \leq 0$) 얻을 수 있는 기대소득의 자연대수 값을 의미한다.

$$\begin{aligned} P_i^* &= \gamma_P + \alpha_P (\max\{E(Y_W), E(Y_S)\} - E(Y_N)) + \delta_P X_i^P + \zeta_i^P \\ &= V_i^P \pi_P + \zeta_i^P \\ S_i^* &= \gamma_S + \alpha_S ([E(Y_S)] - E(Y_W)) + \delta_S X_i^S + \zeta_i^S \\ &= V_i^S \pi_S + \zeta_i^S \end{aligned} \quad (4)$$

$$Y_i = \begin{cases} Y_{Si} & \text{if } P_i^* > 0 \text{ and } S_i^* > 0 \\ Y_W & \text{if } P_i^* > 0 \text{ and } S_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

따라서 자영업 선택 모형을 추정하기 위해서는, 첫 번째 단계로 식 (4)에서 축약형 프로빗 추정방법 모형(reduced probit estimation model)을 사용하여 경제활동참가와 자영업 선택의 추정치를 얻고, Heckman(1979)의 2단계 추정방법에 따라 이들 추정치에서 경제활동참가와 자영업 선택에 대한 inverse Mills ratio terms(λ_P 와 λ_S)를 계산할 수 있다.

한편, 이러한 자영업 선택에 관한 축약형 프로빗 모형 추정에서는 관찰되지 않는 개

인의 이질성(unmeasurable individual-specific heterogeneity)이 자영업 선택에 영향을 미칠 수 있다. 이러한 관찰되지 않는 개인의 이질성을 통제하기 위해 패널 자료의 장점을 활용하고자 한다. 위의 모델에서는 편의상 시간 변수를 제외하였지만, 엄밀하게 식 (4)의 방정식에서 에러텀 ζ_i^S 는 ζ_{it}^S 와 같이 표현되어야 한다. 그리고, 에러텀 $\zeta_{it}^S = \varepsilon_i + \mu_i$ 와 같이 정의될 수 있다. 여기서 ε_i 는 개인특수적인 관찰되지 않는 효과라고 볼 수 있고, μ_i 는 에러항으로 간주될 수 있다. 따라서, 방정식 (4)에서 자영업 선택의 추정치는 $\mu_i \sim IN(0, \sigma_u^2)$ 라고 가정하고 random effects probit estimation으로 가능하다. 이 경우, 자영업 선택에 영향을 주는 관찰되지 않는 개인의 이질성을 통제할 수 있다.

다음으로, 두 번째 단계에서는 자영업과 임금근로에 대한 소득방정식 (3)의 Y_{Si} 와 Y_{Wi} 를 추정한다. 여기에는 경제활동참가와 자영업 선택과 관련되어 임의적이지 않은 의사결정으로부터 발생하는 표본선택을 교정하기 위해서 1단계에서 얻어진 inverse Mills ratio들을 포함하여 추정하게 된다. 따라서 소득의 추정방정식은 식 (6)과 같이 표현된다. 여기서 나타나고 있는 계수들은 λ_P 와 λ_S 의 계산에 사용된 식 (4)의 계수들이다.

$$\begin{aligned}
 Y_{Si} &= Z_i^S \beta^S + \lambda_{P_i}(P_i^* > 0) + \lambda_{S_i}(S_i^* > 0) + \zeta_i^S \\
 Y_{Wi} &= Z_i^W \beta^W + \lambda_{P_i}(P_i^* > 0) + \lambda_{S_i}(S_i^* \leq 0) + \zeta_i^W, \\
 \text{where } \lambda_{P_i}(P_i^* > 0) &= \frac{\phi(V_i^P \pi_P / \sigma_P)}{\Phi(V_i^P \pi_P / \sigma_P)}, \\
 \lambda_{S_i}(S_i^* > 0) &= \frac{\phi(V_i^S \pi_S / \sigma_S)}{\Phi(V_i^S \pi_S / \sigma_S)}, \\
 \text{and } \lambda_{S_i}(S_i^* \leq 0) &= \frac{-\phi(V_i^S \pi_S / \sigma_S)}{1 - \Phi(V_i^S \pi_S / \sigma_S)}
 \end{aligned} \tag{6}$$

마지막으로 세 번째 단계에서는, 소득방정식 추정으로 얻은 피용자와 자영업자의 기대 수익의 차이(ΔE_{earn})를 변수로 포함하는 자영업 선택에 관한 구조모형을 추정하게 된다.

물론, 이 모델은 한계점을 가지고 있다. 소득의 이질성을 포함하는 구조형 모델에 관찰되지 않는 개인의 이질성을 자영업 선택식과 그에 따른 임금소득식에서 모델화하는 것은 매우 복잡한 문제를 야기할 수 있다. 소득의 이질성과 관찰되지 않는 이질성 간의 상관관계가 존재할 수 있기 때문이다. 그러나, 일단 본 연구에서는 개인의 이질성과 소득의 이질성 간의 상관관계가 존재하지 않는다는 매우 강한 가정을 전제로 한 상태에서 위의 모델을 사용하기로 한다.²⁾

이러한 자영업 선택에 관한 구조 모형을 통해서 자영업 선택에 관한 다양한 측면을 검토하고자 한다. 우선, 앞의 모델에서 검토한 대로 경제활동 선택에 따른 경제적 인센티브의 구조가 자영업 선택에 어떠한 영향을 미치는가를 분석할 수 있다. 즉 임금근로와 자영업을 선택할 때의 개인의 소득기회의 차이가 임금근로와 자영업 선택에 어떠한 영향을 미치는가를 파악할 수 있을 것이다. 경제이론에 따르면, 임금근로보다 자영업을 선택할 때 더 많은 소득을 받을 것으로 예상되는 사람들은 자영업을 선택할 것이라는 예상($as > 0$)은 아주 당연하다.

한편, 우리는 앞에서 검토한 자영업의 선택에 영향을 미치는 요인들에 대해서도 분석을 시도한다. 즉 개인의 선택에 영향을 미치는 이른바 '자본' 변수들이 자영업 선택에 유의하게 영향을 미치는가를 검증하게 될 것이다. 마지막으로 이러한 노동시장의 미시적인 요인들뿐만 아니라 거시적인 노동시장의 환경 변화가 자영업 선택에 어떤 영향을 미치는지를 분석한다. 즉 자영업 선택이 지역의 실업 조건에 얼마나 민감하게 반응하는가를 보고자 한다. 이러한 분석 과정에서 경제활동참가와 자영업 선택에서 발생하는 표본의 선택편의(selection bias)를 조정하는 것이 얼마나 중요한가도 본 연구의 관심 대상이다.

Ⅲ. 사용된 자료의 기초분석

본 연구에서 사용된 자료는 한국노동연구원 한국노동패널연구(KLIPS)의 1~4차년도(1998~2001년) 자료이다. 분석 대상은 15세 이상 65세 이하의 개인으로 농가는 분석에서 제외하였다. 또한, 자영업과 임금근로 간의 선택을 분석할 경우에는 주당 노동시간이 35시간 미만인 단시간 근로자나 무급가족종사자 그리고 일자리가 불규칙한 경우 등은 배제하였다.

2) 이 점은 본 논문의 심사자가 매우 중요하게 논평한 것이었다. Heckman의 2SLS은 횡단면 자료 분석을 기본으로 하고 있는데, 패널로 추정할 경우, 여러가지 문제가 발생한다는 점을 지적하였다. 필자도 이 점에 대해서는 충분히 동의하고 있고, 최근 이러한 문제에 관해서 계량적으로 많은 연구가 이루어지고 있는 것으로 알고 있다. 이 부분에 관해서는 추후의 연구 과제로 남겨 두고자 한다.

한편, 자영업 분석에서 문제가 될 수 있는 부분이 적자사업주 문제이다. 류재우(2003)의 지적대로, 적자사업주들을 표본에서 제외할 경우 표본선택의 문제가 발생하고, 이들의 소득을 0으로 간주할 경우(KLIPS에는 적자 액수가 조사되지 않고 있다), 잠재변수와 관련된 선택편의의 문제가 있다. 본 연구에서는 적자사업주를 제외하고 분석하고자 한다. 그러나, 자영업에서 소득이 조사되지 않았거나 적자사업주인 경우의 비중은 남자가 약 15%, 여성이 20%에 달하는 적지 않은 비중이다. 따라서, 본 연구에서는 분석 중에 적자사업주를 포함시킨 경우에 대한 분석 결과와 비교해서 설명하기로 한다.

먼저 지난 1주일간의 활동을 기준으로 분석 대상 개인들을 임금노동자, 자영업주, 비경제활동인구로 구분하였다. 경제활동참가 여부를 분석할 때는 이러한 세 가지의 분류 기준에 따라 표본을 구성했지만, 임금근로와 자영업 사이의 선택을 분석할 경우에는 단시간 근로자와 무급가족종사자를 제외하였다. 그러나 자영업주를 고용주와 자영자로 구분하거나 임금근로자를 종사상 지위에 따라 상용·임시·일용으로 구분하지는 않았다.

자영업자를 자영자와 고용주로 구분하는 것은 매우 중요하지만 분석이 복잡해지기 때문에 일단 이를 제외하였고, <부표>에서 고용주를 제외한 경우에 한정하여 동일한 방식으로 추정된 결과를 첨부하였고, 분석 결과를 해석하면서 참조하기로 하였다.

본 연구에서 사용될 주요 변수들의 기초 통계는 <표 1>과 같다. KLIPS가 우리나라 전체 노동력 인구를 정확하게 대표한다고 볼 수는 없지만, 표본이 전국의 도시 지역을 지역별, 성별로 층화추출하여 조사한 자료이기 때문에 우리나라의 비농 지역 노동력 분포를 어느 정도 잘 반영한다고 볼 수 있다.

표본에서 자영업의 비율은 남성이 약 24.4%이고, 여성이 17.1%로 남성의 자영업 비율이 높다. 우리나라의 비농가 자영업 비율이 약 25~30%에 달한다는 점에서 표본에서 자영업의 비율이 낮은 것으로 보이지만, 본 연구에서 무급가족종사자나 업무가 불규칙한 경우를 제외하였다는 점을 고려하면 모집단의 자영업 비율이 거의 반영한다고 할 수 있다.

가구의 특징을 살펴보면 자영업의 경우 임금근로에 비해 남녀 모두 기혼 비율이 높다. 남성은 배우자가 임금근로, 자영업주, 가족종사자 등 취업자인 경우가 31.8%이고, 여성은 배우자가 취업자인 경우가 43.6%이다. 임금근로보다 자영업에서 맞벌이의 비율이 높은 것으로 나타나고 있다. 남성을 중심으로 해서 볼 때, 부인이 취업자인 비중은 남성 임금근로자의 경우 26.0%인 데 비해, 남성 자영업주의 경우에는 49.9%에 달한다. 물론 맞벌이의 형태는 자영업주의 경우 배우자가 무급가족종사자인 경우가 대부분이다.

다음으로 인적자본적 특징을 살펴보자. 우선 교육수준의 경우, 남녀 모두 임금근로가 자영업에 비해서 교육수준이 높은 것으로 나타났다. 남자의 경우, 초대졸 이상 비중이 임금근로에서는 36.5%인 데 반하여 자영업은 26.3%에 불과하다. 여성도 그 비중이 각각 31.1%와 14.1%로 여성 임금근로자가 여성 자영업주에 비해서 학력수준이 높은 것으로 나타나고 있다. 노동시장에서 교육이 숙련을 높이는 수단이라기보다 선별(screening)하는 수단이라면, 선별되지 않는 집단인 자영업에서는 학력수준이 상대적으로 낮게 나타날 것이라는 예측과 일치하는 결과라고 할 수 있다. 반면, 생애취업경력(연령-교육연수-6)의 경우에는 자영업주가 임금근로에 비해서 경력이 긴 것으로 나타나고 있다. 이는 자영업을 선택하기 위한 인적자본으로서 교육 기간보다는 경력이 더 중요하게 작용하는 것으로 일단 생각해 볼 수 있다.

다음으로 금전적 제약(financial constraint)과 관련된 변수들을 보자. 금전적 제약과 관련된 변수는 부동산 자산이나 금융 자산 소유 정도를 나타내는 지표를 활용해야 할 것이다. 그러나 KLIPS에서는 금융 자산의 현황이 정확하게 파악되어 있지 않기 때문에 금융소득으로 대체하기로 하였다. 부동산을 자기 집뿐만 아니라 5천만 원 이상 가치를 가지는 부동산을 추가로 가진 경우의 비중은 임금근로보다는 자영업주가 좀더 큰 것으로 나타나고 있고, 매월 100만 원 이상의 부동산 자산 소득을 가지고 있는 경우도 임금근로자들보다는 자영업주들의 경우 더 높은 비중으로 나타났다. 반면, 매월 100만 원 이상의 금융 자산 소득을 가진 경우의 비율은 자영업보다는 임금근로에서 더 높게 나타나고 있다. 즉 자영업의 경우 주로 사업을 위한 담보 가치로서 부동산을 더 많이 소유하고 있는 것으로 판단된다.

기업가적 환경과 관련된 변수로 KLIPS에서는 사업의 위험에 대한 태도와 같은 변수가 없기 때문에 주로 부모의 비농가 부문에서의 자영업 여부(PSELF)를 대리 변수로 검토하고자 한다. 즉 '기업가적 자본'에 영향을 미칠 수 있는 변수로는 이전에 직업을 경험해 본 적이 있는가 여부(PJOB) 등을 검토할 수 있다. <표 1>에서 볼 때 남성의 경우, 자영업의 경우 임금근로에 비해 부모가 비농 자영업인 경우의 비율이 더 높지만, 여성의 경우 반대로 나타났고, 과거 직업을 경험해 본 비율도 남성의 경우에는 자영업에서, 여성에서는 임금근로자에게서 더 높은 것으로 나타났다. 소득과 취업시간의 차이를 보면, 임금근로에 비해 자영업의 소득수준이 높고 근로시간도 긴 것으로 나타나고 있다. 자영업에서는 소득 분포의 편차도 크고 고소득자군이 많아 소득수준이 높은 것으로 판단된다. 남성의 경우, 임금근로의 평균 임금이 134만 3,000원이고, 자영업주의 평균임금이 185

만 4,000원인데, 임금근로의 표준편차가 69만 1,000원인 반면, 자영업주의 표준편차는 221만 2,000원인 것으로 나타났다.

〈표 1〉 사용된 자료의 기초통계

변수	변수명	남 성			여 성		
		전체	임금	자영업	전체	임금	자영업
mar	기혼 여부	80.9	76.6	94.1	67.1	61.0	94.8
spouse1	배우자가 임금근로	17.9	20.1	11.0	30.3	30.7	28.5
spouse2	배우자가 자영업주	5.8	5.4	7.3	11.6	9.4	21.5
spouse3	배우자가 가족종사자	8.1	0.5	31.6	1.7	0.1	8.9
age	연령(년)	39.2	37.9	43.3	36.1	34.5	43.5
e3	고졸	44.4	42.9	48.9	39.5	40.6	34.3
e4	전문대졸	12.1	13.2	8.7	13.0	14.6	5.6
e5	대졸	21.0	22.5	16.3	14.1	15.4	8.0
e6	대학원졸	3.4	4.1	1.3	1.0	1.1	0.5
exp	경력(년)	20.6	19.0	25.3	18.8	16.9	27.5
house	5천 만이상 부동산 자산 소유	2.7	2.3	3.9	2.5	2.3	3.2
fcc	금융 소득 100만원 이상 여부	6.3	6.7	5.0	5.2	5.4	4.2
pjob	과거 자영업 경험 여부	50.1	46.9	59.7	38.0	38.7	34.8
pself	부모가 비농 자영업	20.4	19.6	22.9	22.9	23.5	20.3
umrate	지역 비농가 실업률	5.53	5.54	5.51	5.49	5.48	5.57
earning	월평균 소득	147.1	134.3	185.4	85.4	81.8	105.2
hour	주당 근로시간	59.4	57.2	66.1	56.0	52.9	70.3
y1998	1998년도 표본 비율	27.2	27.7	25.5	25.6	25.1	28.3
y1999	1999년도 표본 비율	24.7	24.4	25.9	24.9	25.0	24.3
y2000	2000년도 표본 비율	24.4	24.1	25.5	24.1	24.6	21.5
y2001	2001년도 표본 비율	23.7	23.8	23.1	25.4	25.3	25.9
표본수		10,285	7,776	2,509	5,728	4,749	979

자료: 한국노동연구원, 「한국노동패널」, 1998~2001년간의 4개년도 자료

IV. 자영업 선택 모형의 추정 결과

이 장에서는 앞 장에서 검토한 바와 같이 3단계의 추정방법에 따라 추정한 결과들을 검토·해석해 보고자 한다. 1단계에서는 노동시장 참가와 자영업 선택에 관한 축약 모델을 추정하였다. 그 결과는 <표 2>와 <표 3>에 제시되어 있다. 이 추정 결과에서 계산된

경제활동참가와 자영업 선택에 대한 inverse Mills ratio terms(λ_p 와 λ_s)가 다음 단계의 소득에 관한 추정식에 사용되었다. inverse Mills ratio terms는 잠재적인 표본 선택편의를 통제하기 위한 것으로서, 1단계의 선택방정식에서 파악되지 않는 취업자와 비취업자 간의 관찰되지 않는 차이가 있는지, 자영업을 선택한 사람과 임금근로를 선택한 사람들 간에 차이가 있는지를 나타내는 생략된 변수로서 기능한다. 소득방정식에서 이 변수들이 유의하지 않다면, 이는 두 집단간의 차이가 방정식에 있는 변수들로 적절하게 파악되고 있다는 사실을 나타낸다.

따라서 1단계 추정에서는 주로 개인적인 특성이 경제활동 참가와 자영업 선택에 어떠한 영향을 미치는가를 보여준다. 즉, 선택편의와 이에 따른 자영업과 임금근로 간의 소득기회의 차이를 고려하지 않은 상태에서 경제활동참가와 자영업 선택에 관한 축약형 프로빗 모형 추정이라고 할 수 있다.

우선 경제활동참가 확률 결정모델 추정 결과인 <표 2>를 살펴보자. 남성의 경우 일정한 연령 수준까지는 경제활동참가가 꾸준히 높아지고, 기혼일수록, 그리고 가구주일수록 경제활동참가의 확률이 높아진다. 반면, 여성의 경우 기혼일수록 오히려 경제활동참가 확률이 낮은 것으로 나타나고 있다. 이는 결혼과 가정의 역할에 따른 가정경제에서의 책임성이 남성의 경우 더 높기 때문인 것으로 설명될 수 있을 것이다. 한편, 남성의 경우 교육기간이 길수록 경제활동참가 확률이 높은 것으로 나타나고 있지만, 여성의 경우에는 교육기간이 마이너스의 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이는 남녀간 교육수익률의 차이가 존재하기 때문에, 교육이 경제활동참가 확률에 미치는 영향이 여성보다는 남성에게서 크게 나타난다고 설명하기도 한다. 그러나 뒤의 <표 3>의 소득함수 추정에서 볼 때, 임금근로의 경우 남성이 여성보다 교육에 대한 수익이 오히려 더 낮은 것으로 나타나고 있고, 자영업의 경우에도 여성의 경우 대졸 학력에 대한 소득 프리미엄이 더 큰 것으로 나타나고 있다. 따라서 여성의 경제활동참가 확률이 교육수준에 영향을 받지 않는 것은 반드시 교육에 대한 경제적 수익률의 차이보다는 다른 사회적 조건에 영향을 크게 받기 때문인 것으로 판단된다.

한편, 6세 미만의 유아가 있을 경우 여성의 경제활동참가율이 낮아지고, 배우자가 취업자일수록 전반적으로 경제활동참가 확률이 높아지지만, 남성의 경제활동참가는 여성의 임금근로 취업 여부에는 유의한 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 또한, 금융소득과 같은 비근로소득이 있을 경우 경제활동참가 확률이 낮은 것으로 나타나고 있으며, 과거 취업 경험이 있는 경우 경제활동참가 확률이 높아진다.

〈표 2〉 경제활동참가에 관한 프로빗 모형의 추정 결과

	남성	여성	
Constant	-3.320 (0.170)***	-1.883 (0.141)***	연령
AGE	0.223 (0.007)***	0.139 (0.007)***	연령
AGESQ	-0.003 (0.000)***	-0.002 (0.000)***	연령제곱
EDY	0.023 (0.004)***	-0.007 (0.003)**	교육연수
SCH	-1.394 (0.044)***	-1.537 (0.044)***	재학 여부
MAR	0.277 (0.057)***	-1.013 (0.048)***	기혼 여부
HEAD	0.449 (0.049)***	0.511 (0.038)***	가구수 여부
HNUM	-0.050 (0.010)***	0.043 (0.008)***	가족수
CHILD_1	0.215 (0.038)***	-0.433 (0.027)***	만 6세 미만 유아
SPOUSE1	-0.053 (0.045)	0.138 (0.028)***	배우자가 임금근로자
SPOUSE2	0.583 (0.061)***	0.522 (0.036)***	배우자가 임금 또는 자영자
SPOUSE3	0.461 (0.058)***	0.369 (0.074)***	배우자가 가족종사자
HOUSE	0.040 (0.065)	0.016 (0.055)	부동산 자산 소유
FCC	-0.324 (0.044)***	-0.324 (0.038)***	금융소득 100만원 이상
PJOB	0.329 (0.026)***	0.526 (0.022)***	과거 일자리 경험 여부
RG0	-0.015 (0.012)	-0.027 (0.009)***	광역시 더미
RG1	-0.033 (0.033)	0.027 (0.026)	수도권 더미
RG2	-0.118 (0.039)***	0.074 (0.031)**	영남권 더미
RG3	-0.077 (0.047)	0.120 (0.036)***	전라권 더미
RG4	-0.150 (0.041)***	-0.088 (0.029)***	충청권 더미
Y1999	-0.027 (0.044)	-0.048 (0.036)	1999년 더미
Y2000	-0.020 (0.057)	-0.017 (0.046)	2000년 더미
Y2001	0.000 (0.000)***	0.000 (0.000)	2001년 더미
log likelihood 값	-7155.2	-12537.3	
관찰치 수	21,640	22,218	

주: ***, **, * 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.1 등을 의미함.

다음으로 <표 3>은 자영업 선택에 관한 축약형 프로빗 모형의 추정 결과이다. 여기에서는 4개년도 자료를 합쳐서 단순 프로빗 모형을 추정한 결과와 패널자료의 성격을 활용하여 random effects를 고려한 프로빗 모형을 추정한 결과를 함께 제시하였다. 자영업 선택에 관해서는 선택편의와 소득기회 차이까지 고려한 구조모형에서 더 자세하게 검토될 것이지만, 비교를 위해서 일단 이러한 요인들을 고려하지 않은 축약형 자영업 선택 모형의 추정 결과를 보자.

전반적으로 볼 때, 단순 프로빗 모형 추정이나 개인적인 이질성을 통제한 random effects 프로빗 모형 추정이나 결과에서 커다란 차이를 보여주지는 않는 것으로 판단된다. 한편, 보고된 추정 결과표에 제시된 Rho 값은 $\sigma_v^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ 을 나타낸다. 앞의 방정

식 (4)에서 에러텀 $\xi_{it} = \epsilon_{it} + \mu_{it}$ 와 같이 정의되었기 때문에, Rho 값은 전체 분산 중에서 관찰되지 않는 개인의 이질성에 따른 분석이 차지하는 비율을 나타낸다고 할 수 있다. 결과를 보면, Rho 값이 남자의 경우 90%, 여성의 경우 95%나 되는 것으로 나타나고 있다는 점은 자영업 선택에서 일반적으로 설정하는 경제사회적 변수 이외의 요인들에 의해서 큰 영향을 받는다는 점을 보여주고 있다.

우선 기본적인 인적 특성들이 자영업 선택에 미치는 영향을 보자. 혼인 여부, 배우자가 가족종사자로 도와주는가 여부 등은 남녀 모두 자영업 선택에 매우 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다. 연령이 높아질수록 자영업 선택의 확률이 높아진다. 이는 자영업의 경우 정년의 제약 없이 임금근로보다 더 늦은 나이까지 경제활동을 할 수 있기 때문인 것으로 판단된다. 한편, 학력이 자영업 선택에 미치는 영향은 대졸 이하보다 대졸자의 경우 자영업을 선택할 확률이 전반적으로 높은 것으로 판단되며, 단지 대학원 졸업과 같은 고학력자의 자영업 선택 확률이 낮은 것으로 나타났다. 이전의 직업 경력의 경우에는 남성에게서만 자영업 선택 확률을 크게 높여주는 것으로 나타났고 여성의 경우 자영업 선택 확률을 오히려 크게 낮추는 것으로 작용하고 있는 것으로 나타났다. 즉 여성의 경우 직업 경력이 있는 경우 자영업보다 임금근로를 선택하는 경향이 있는 것으로 판단된다.

즉 학력이나 과거 직업 경험 등과 같은 인적자본적 특성은, 대학원 졸업과 같이 높은 학력수준은 자영업 선택에 영향을 미치지 못하고 직업 경험도 여성의 경우에는 자영업 선택에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다는 점에서, 제한적으로만 자영업 선택에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 판단된다.

한편, 금융 제약을 보여줄 수 있는 부동산 자산 소유 여부나 금융소득 여부 등의 변수는 축약형 프로빗 모형 추정에서는 자영업 선택 확률에 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 이는 <부표 1>에서 고용주를 제외한 경우에도 비슷하게 결과가 나타나고 있다. 단지 결과를 제시하지는 않았지만, 임금근로와 고용주 간의 선택 모형에서는 부동산 자산 소유 여부(HOUSE)의 추정값이 0.633(표준편차 0.115)로 매우 유의한 결과를 보여주었다. 즉 고용주의 경우에는 부동산을 소유하여 이를 기초로 담보를 확보하는 것이 사업에 매우 중요하다는 우리나라의 현실을 반영하는 것으로 판단된다. 임금근로-고용주의 선택에서도 금융소득 변수는 유의한 영향을 가지지 않는 것으로 나타났다.

한편, 기업가적 환경이 미치는 요인은 여성보다는 남성에게서 강하게 나타나는 것으

〈표 3〉 자영업 선택에 관한 프로빗 모형의 추정 결과

	남 성		여 성		
	Data Pooling	Random Effects	Data Pooling	Random Effects	
Constant	-5.516(0.348)***	-16.083(1.329)***	-5.271(0.454)***	-29.309(3.677)***	
MAR	0.231(0.065)***	0.526(0.233)**	0.610(0.118)***	1.274(0.473)***	기혼 여부
SPOUSE1	-0.331(0.047)***	-0.510(0.144)***	-0.097(0.064)	-0.699(0.281)**	배우자가 임금근로자
SPOUSE2	0.065(0.068)	0.888(0.212)***	0.099(0.079)	0.695(0.287)**	배우자가 자영업자
SPOUSE3	2.119(0.093)***	5.664(0.321)***	2.239(0.265)***	5.510(0.458)***	배우자가 가족종사자
AGE	0.184(0.016)***	0.540(0.060)***	0.129(0.022)***	0.955(0.148)***	연령
AGESQ	-0.002(0.000)***	-0.005(0.001)***	-0.001(0.000)***	-0.009(0.002)***	연령제곱
E3	0.152(0.048)***	0.481(0.192)**	0.043(0.066)	1.135(0.324)***	고졸
E4	0.135(0.071)*	0.486(0.265)*	0.296(0.120)**	2.308(0.740)***	전문대졸
E5	0.157(0.064)**	0.733(0.238)***	0.535(0.127)***	3.334(0.801)***	대졸
E6	-0.060(0.126)	-1.042(0.516)**	0.115(0.278)	-0.454(2.575)	대학원졸
PJOB	0.149(0.036)***	0.420(0.106)***	-0.270(0.053)***	-1.117(0.215)***	과거 직업 경험
house	0.280(0.102)***	0.319(0.319)	0.184(0.163)	0.070(0.881)	부동산 자산 소유 여부
FCC	-0.180(0.074)**	-0.090(0.246)	-0.002(0.114)	-0.358(0.601)	금융소득 100만원 이상
pself	0.145(0.042)***	0.472(0.175)***	0.054(0.064)	0.708(0.365)*	부모가 비농 자영업
UMRATE	0.007(0.008)	-0.011(0.020)	0.003(0.012)	0.099(0.053)*	지역 비농가 실업률
RG1	0.108(0.127)	-0.177(0.491)	0.025(0.174)	-0.725(0.790)	수도권 더미
RG2	0.003(0.129)	-0.426(0.497)	0.256(0.175)	0.244(0.801)	영남권 더미
RG3	-0.013(0.140)	-0.351(0.533)	0.190(0.187)	0.212(0.890)	전라권 더미
RG4	-0.185(0.142)	-0.973(0.563)*	0.007(0.193)	-0.495(0.893)	충청권 더미
OCP1	0.897(0.097)***	1.869(0.272)***	0.917(0.383)**	2.707(1.945)	관리직
OCP2	0.110(0.057)*	0.286(0.151)*	0.521(0.134)***	1.439(0.670)**	전문기술직
OCP3	-0.906(0.098)***	-1.694(0.196)***	-0.462(0.180)**	-4.634(1.354)***	사무직
OCP4	1.009(0.053)***	2.674(0.124)***	1.431(0.092)***	3.770(0.331)***	판매서비스직
OCP6	0.392(0.052)***	0.832(0.146)***	0.449(0.136)***	2.849(0.490)***	생산직
IND1	-0.481(0.062)***	-0.851(0.155)***	-0.296(0.115)**	-3.091(0.479)***	경공업
IND2	-0.687(0.054)***	-1.310(0.169)***	-1.368(0.255)***	-8.405(1.824)***	중화학공업
IND4	-0.538(0.068)***	-1.141(0.217)***	-0.446(0.312)	-3.563(1.752)**	건설업
IND5	-0.433(0.110)***	-0.951(0.317)***	-0.723(0.183)***	-5.068(1.062)***	금융업
IND6	-0.553(0.067)***	-0.759(0.176)***	-0.045(0.136)	-1.127(0.708)	사업서비스업
IND7	-1.688(0.102)***	-4.241(0.342)***	-0.511(0.106)***	-2.811(0.556)***	공공사회서비스업
Rho		0.9080.007***		0.9590.007***	
로그합수값	-3458.5	-2448.3	-1607.4	-1087.5	
관찰치수	10,285	10,285	5,728	5,728	

주: ***, **, * 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.1 등을 의미함.

로 보인다. 즉 부모가 자영업인 경우 남성에게서는 유의하게 자영업 선택 확률을 높이지 만, 여성의 경우에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다.

따라서 선택편의나 소득기회를 고려하지 않을 경우, 남성의 자영업 선택에서는 직업 경험이나 기업가적 문화와 환경이 중요하게 작용하는 것으로 판단되고, 반면 여성의 경 우 기업가적 문화나 환경보다는 학력과 같은 인적자본이 중요하게 작용하는 것으로 판

단된다. 한편, 금전적 제약을 반영하는 요인들은 자영업 선택에서 중요하게 작용하지 않는 것으로 나타났지만, 고용주의 경우 부동산 자산 소유 여부가 중요하게 작용하는 것으로 나타났다. 그러나 아직 우리나라의 자산 소유 현황에 대한 자료 조사가 불완전하기 때문에 금전적 제약이 자영업 선택에 미치는 영향을 체계적이고 정확하게 파악하기는 어렵다고 생각된다.

마지막으로 지역 단위의 실업률의 효과를 보면, 거의 유의한 효과를 나타내지 않고 있다. 그러나 본 표본에서 제외하고 있는 적자사업체를 포함시킬 경우 가장 크게 달라지는 부분은 실업률의 회귀값이다. 적자사업체를 포함시킬 경우, 실업률의 회귀값은 0.03047(표준편차 0.007)로 매우 유의하게 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타나고 있다. 이는 실업률이 높아질수록 영세자영업이 실업에 대한 대안으로 선택될 가능성이 높다는 것을 의미한다.

또한, 예상소득기회와 선택편의 등을 교정한 모형에서는 좀더 다른 결과가 나타나고 있다. 따라서 실업률의 효과에 대해서는 뒤에서 더 자세히 검토하기로 하자.

〈표 4〉 소득함수 추정결과

	남성		여성		
	임금근로	자영업	임금근로	자영업	
Constant	-1.618(0.054)***	-2.360(0.161)***	-1.777(0.065)***	-1.580(0.286)***	
EXP	0.064(0.002)***	0.058(0.007)***	0.036(0.002)***	0.026(0.012)**	경력연수
EXPSQ	-0.001(0.000)***	-0.001(0.000)***	-0.001(0.000)***	-0.001(0.000)***	경력연수의 제곱
MAR	0.152(0.017)***	0.380(0.068)***	-0.098(0.027)***	0.074(0.122)	기혼 여부
E3	0.234(0.016)***	0.276(0.038)***	0.380(0.020)***	0.121(0.062)*	고졸
E4	0.431(0.020)***	0.399(0.059)***	0.640(0.026)***	0.293(0.119)**	전문대졸
E5	0.676(0.018)***	0.669(0.049)***	0.946(0.025)***	0.778(0.105)***	대졸
E6	0.968(0.029)***	1.166(0.123)***	1.230(0.060)***	0.456(0.319)	대학원졸
UMRATE	-0.030(0.005)***	0.013(0.014)	-0.020(0.006)***	-0.013(0.022)	지역비농가실업률
RG1	0.109(0.037)***	0.218(0.099)**	0.129(0.045)***	0.172(0.161)	수도권 더미
RG2	0.073(0.038)**	0.255(0.101)**	0.064(0.045)	-0.050(0.160)	영남권 더미
RG3	0.086(0.040)**	0.106(0.108)	0.100(0.048)**	0.029(0.168)	전라권 더미
RG4	0.098(0.039)***	0.039(0.107)	0.064(0.048)***	0.130(0.172)	충청권더미
Y1999	-0.122(0.020)***	0.005(0.054)	-0.103(0.025)***	-0.013(0.084)	1999년도 더미
Y2000	-0.117(0.026)***	0.137(0.071)*	-0.089(0.033)***	0.052(0.109)	2000년도 더미
Y2001	-0.043(0.028)	0.309(0.076)***	-0.003(0.035)	0.203(0.115)*	2001년도 더미
lamda_p	0.087(0.024)***	0.349(0.096)***	0.119(0.020)***	-0.197(0.080)**	
lamda_s	0.018(0.015)	0.033(0.011)***	0.112(0.021)***	0.029(0.012)**	
R-Square	0.3800	0.1897	0.3423	0.1807	
관찰치 수	7776	2508	4749	977	

주: ***, **, * 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.1 등을 의미함.

두 번째 단계에서는 첫 번째 단계의 추정 결과에서 얻어진 선택편의 교정항(λp 와 λs)을 포함한 소득방정식을 추정하였다. 그 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 이 표에서 각 개인이 임금근로 또는 자영업에 취업하였을 때 얻을 수 있는 소득을 예측할 수 있다. 즉 서로 다른 특징을 가지고 있는 남성과 여성들이 임금근로 또는 자영업을 선택하였을 경우 소득기회가 어떻게 달라질 것이냐에 관한 지표를 만들 수 있다.

한편, 소득함수와 자영업 선택방정식 간의 구조모형을 추정하는 과정에서 발생할 수 있는 식별(Identification)의 문제를 고려하여, 소득함수에서는 자영업 선택함수에 포함되어 있는 주요 변수들을 제외하였고, 경력연수 등의 변수를 추가하였다.

우선, 소득방정식에서 먼저 교육수준의 효과를 보면, 남성의 경우 교육에 대한 프리미엄이 임금근로보다는 자영업에서 더 높은 경향이 있고, 반면에 여성의 경우에는 교육에 대한 프리미엄이 자영업보다는 임금근로에서 더 높게 나타난다. 이는 자영업보다 임금근로의 경우 교육이 선별의 수단으로 기능하는 측면이 크다고 볼 때, 남성의 경우 교육은 상대적으로 선별하기 위한 수단이라기보다는 생산성을 반영하는 측면이 크고, 여성의 경우 교육이 생산성보다는 선별하기 위한 수단이라는 측면이 강하다는 점을 시사한다.

한편, 경력의 경우에 있어서는 자영업보다는 임금근로에서 더 가치가 있는 것으로 나타나고 있다. 혼인 여부가 소득기회에 미치는 영향은 남성의 경우 모두 유의한 정(+)^{의 효과를 가지나, 자영업의 경우 그 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 반면 여성의 경우 결혼은 임금근로자에게서 소득을 낮추는 효과를 가지는 것으로 나타나고 있다.}

한편, 실업률의 경우 남녀 모두 높은 실업률은 임금근로의 소득을 유의하게 낮춘다. 반면, 자영업의 경우 지역실업률의 회귀계수는 남녀 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 즉 임금은 자영업 소득보다도 경기나 노동시장의 상황과 여건에 직접적으로 영향을 받는다고 볼 수 있다.

선택편의 교정항으로 포함된 λp 와 λs 도 소득함수의 식에서 남성 임금근로를 제외하고는 모두 유의한 것으로 나타났다. 이는 이러한 선택편의 교정항을 포함하지 않는 OLS 추정치가 편의될 가능성이 있음을 시사하는 것이다. 남성의 경우, 이 두 항 모두 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. 즉 경제활동에 참가하도록 하는 특성을 가진 사람의 경우 그렇지 않은 사람들에 비해서 더 높은 소득을 올리게 되고, 임금근로를 선택하도록 하는 특성들을 가진 경우 임금근로를 선택할 때 더 많은 임금을 받으며, 자영업을 선택하도록 하는 특성들을 가진 경우 자영업을 선택할 때 더 많은 소득을 올리는 것을 의미한다. 여성 자영업의 경우에는 자영업을 선택하도록 하는 특성을 가진 사람들이 자영업

을 선택할 때 더 높은 소득을 얻는 것은 아닌 것으로 나타났다.

전체적으로 볼 때, R-square가 자영업일 경우 크게 낮다. 이는 추정치의 분산이 자영업주에게서 더 크다는 것을 의미하고, 결국 자영업 선택이 임금근로보다 더 위험도가 큰 선택이라는 점을 시사한다.

〈표 5〉 자영업 선택에 관한 프로빗모형의 추정결과

	남 성		여 성		
	Data Pooling	Random Effects	Data Pooling	Random Effects	
Constant	-7.223(0.373)***	-19.844(1.361)***	-7.321(0.514)***	-30.800(3.367)***	
ΔEARN	0.261(0.213)***	6.472(0.587)***	3.003(0.268)***	8.796(1.079)***	예상 소득격차
MAR	-0.307(0.076)***	-0.644(0.248)***	-0.616(0.163)***	-1.878(0.600)***	기혼 여부
SPOUSE1	-0.382(0.048)***	-0.627(0.146)***	-0.167(0.066)***	-0.866(0.288)***	배우자가 임금근로자
SPOUSE2	0.100(0.069)	0.846(0.209)***	0.185(0.081)**	0.907(0.329)***	배우자가 자영업자
SPOUSE3	2.294(0.096)***	5.871(0.340)***	2.475(0.268)***	6.519(0.554)***	배우자가 가족종사자
AGE	0.321(0.019)***	0.843(0.063)***	0.281(0.027)***	1.200(0.147)***	연령
AGESQ	-0.004(0.000)***	-0.009(0.001)***	-0.003(0.000)***	-0.013(0.002)***	연령제곱
E3	0.092(0.049)*	0.339(0.192)*	-0.085(0.068)	-0.029(0.306)	고졸
E4	0.295(0.073)***	0.546(0.260)**	0.300(0.123)***	1.370(0.691)***	전문대졸
E5	0.269(0.065)***	0.825(0.238)***	0.511(0.131)***	2.842(0.724)***	대졸
E6	-0.612(0.133)***	-2.190(0.519)***	-0.508(0.289)***	-2.278(2.016)	대학원졸
PJOB	0.206(0.037)***	0.483(0.108)***	-0.070(0.057)	-0.644(0.229)***	과거 직업 경험
HOUSE	0.170(0.104)	-0.075(0.311)	0.142(0.167)	-0.099(0.702)	부동산 자산 소유 여부
FCC	-0.240(0.075)***	-0.233(0.253)	-0.170(0.118)	-0.774(0.513)	금융소득 100만원 이상
PSELF	0.150(0.043)***	0.537(0.174)***	0.072(0.065)	0.807(0.346)**	부모가 비농 자영업
UMRATE	0.052(0.009)***	0.108(0.023)***	0.048(0.013)***	0.271(0.060)***	지역 비농가 실업률
RG1	-0.667(0.138)***	-1.836(0.521)***	-0.705(0.189)***	-3.159(1.042)***	수도권 더미
RG2	-1.046(0.149)***	-2.544(0.539)***	-0.671(0.197)***	-2.526(1.045)**	영남권 더미
RG3	-0.469(0.145)***	-1.295(0.552)**	-0.166(0.193)	-1.328(1.088)	전라권 더미
RG4	-0.275(0.145)**	-1.067(0.571)*	-0.012(0.196)	-0.997(1.114)	충청권 더미
OCP1	0.934(0.099)***	1.941(0.266)***	1.042(0.397)***	3.237(2.007)	관리직
OCP2	0.129(0.058)***	0.390(0.159)**	0.549(0.140)***	2.030(0.700)***	전문기술직
OCP3	-0.920(0.101)***	-1.860(0.220)***	-0.537(0.193)***	-3.661(1.402)***	사무직
OCP4	1.077(0.054)***	2.800(0.129)***	1.519(0.095)***	4.849(0.411)***	판매서비스직
OCP6	0.418(0.053)***	0.922(0.147)***	0.505(0.142)***	4.008(0.510)***	생산직
IND1	-0.475(0.064)***	-0.909(0.160)***	-0.399(0.120)***	-3.043(0.486)***	경공업
IND2	-0.685(0.056)***	-1.397(0.169)***	-1.459(0.278)***	-7.082(1.617)***	중화학공업
IND4	-0.548(0.069)***	-1.250(0.210)***	-0.495(0.328)	-1.625(1.428)	건설업
IND5	-0.455(0.112)***	-0.994(0.335)***	-0.784(0.193)***	-4.358(0.951)***	금융업
IND6	-0.573(0.068)***	-0.899(0.175)***	-0.101(0.140)***	-0.852(0.804)	사업서비스업
IND7	-1.732(0.106)***	-4.241(0.341)***	-0.516(0.110)***	-2.555(0.545)***	공공사회서비스업
Rho		0.901(0.007)***		0.948(0.007)***	
로그합수값	-3337.2	-2386.2	-1541.4	-1051.5	
관찰치수	10,285	10,285	5728	5728	

주: ***, **, * 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.1 등을 의미함.

마지막으로, 세 번째 단계에서는 앞의 방정식 (4)에 해당하는 자영업 선택에 관한 구조 모델을 추정하였다. 즉 임금근로와 자영업 간의 예상소득의 로그값의 차이를 나타내는 변수 $\Delta EARN$ 가 포함된 구조 모델을 추정한 결과가 <표 5>이다.

$\Delta EARN$ 의 추정계수는 방정식 (4)의 α_6 를 나타내며, 이는 자영업 선택을 결정하는 잠재지표인 S_i^* 에 예상소득 차이가 미치는 효과를 나타낸다. 분석 결과를 보면, $\Delta EARN$ 의 계수는 경제논리대로 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 자영업을 선택함으로써 더 많은 소득을 얻을 것으로 예상되는 특성을 가진 사람들이, 즉 자영업을 선택함으로써 소득을 더 높일 수 있는 특성(이 방정식에 포함되어 있는 변수들을 제외한 특성)을 가진 사람들이 자영업을 선택한다는 것을 보여준다.

다른 변수들의 경우에 있어서도, 자영업과 임금근로 간의 소득기회 창출의 차이를 포함하는 구조화된 자영업 선택 모델의 추정 결과에서는 앞에서 검토한 축약형 자영업 선택모델의 추정 결과와 거의 비슷한 결과를 보여주고 있다. 그러나 실업률 변수의 경우 큰 변화가 나타나고 있다. 축약형 모형에서는 실업률이 유의하지 못하였지만, 예상소득 기회의 차이라는 선택편의를 통제하는 구조 모형에서는 유의한 정(+)의 값으로 변했다. 이는 일단 다음과 같이 해석될 수 있다.

자영업에 비교우위를 가지는 집단과 그렇지 않은 집단 사이에 이분산성이 존재하여, 이들을 같이 놓고 분석할 경우, 실업률의 효과가 정확하게 파악이 되지 않았기 때문이라고 해석할 수 있다. 따라서 이들간의 차이를 통제할 경우, 자영업 선택에서는 실업률이 양의 효과를 미치는 것으로 판단된다.

이러한 결과는 자영업이라는 집단은 매우 이질적이고 그에 따른 자영업의 선택성(selectivity)이 존재한다는 사실을 보여주는 것으로 판단된다.

다음으로, 실업률과 자영업 선택을 거시 지표를 통해서 거시적인 수준에서 검토해 보자. [그림 1]은 거시적 지표 수준에서 비농가 부문의 월별 실업률과 자영업 비율의 상관관계를 보여주고 있다. 이 그림에서 볼 수 있듯이, 적어도 1980년대에는 실업률과 자영업 비율 간에는 유의한 양의 상관관계가 존재하였으나 1990년대 들어와 양자의 상관관계는 거의 사라졌다. 그러나 외환위기 이후 상관관계가 다시 나타나는 모습을 보여주고 있다. 그대로 해석하자면, 1980년대의 경우 '밀어내기 가설'이, 1990년대에는 '끌어들이기 가설'이 양자의 관계를 설명하였다고 볼 수 있고 외환위기 이후 다시 '밀어내기 가설'이 설득력을 가지는 것으로 나타나고 있다. 즉 자영업 선택이 실업에 대한 하나의 대안의 성격에서 적극적인 선택의 대상으로 바뀌고 있지만, 외환위기를 겪으면서 이러한 변화

가 다시 역전되는 모습도 다시 나타나고 있는 것으로 판단된다.

이를 좀더 체계적으로 보기 위해 월별 비농가 실업률과 경제활동참가율을 독립변수로 하고 월별 자영업 비율을 종속변수로 하는 아래와 같은 회귀분석 모델을 분석해 보고자 한다. 즉 지역별·월별 자영업주 비율을 지역별·월별 비농가 실업률과 경제활동참가율에 회귀시키는 모델이다. 자료는 통계청이 제공하는 『경제활동인구조사』를 활용하였다. 그러나 통계청에서 제공하는 자료의 제약으로 지역별, 성별 실업률 자료를 확보할 수 없었기 때문에 남녀 구분해서 검토하지 못했고, 또 1998년 이후부터 2001년 11월까지의 자료만이 활용 가능하였다. 이 자료는 월별, 지역별 자료이기 때문에 횡단면적으로 이분산성을 가지고 시계열적으로 자기상관성을 가지는 특성(full pooling)이 있다. 따라서 횡단면적인 이분산성 및 상관관계 그리고 시계열적인 자기상관(cross-sectional correlation and time-wise autoregression)을 교정한 모델(Full Pooling GLS Regression Results)을 검토하였다. 또한 횡단면적으로 독립적이라고 가정한 모델(Partial Pooling)도 비교를 위해 같이 검토해보았다.

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\text{SERATE}_{it}) &= v_0 + v_1 \text{Ln}(\text{MRATE}_{it}) + v_2 \text{Ln}(\text{ACTRATE}_{it}) \\ &+ v_3 \text{REGION}_{it} + v_4 \text{YEAR} + v_5 \text{MONTH} + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

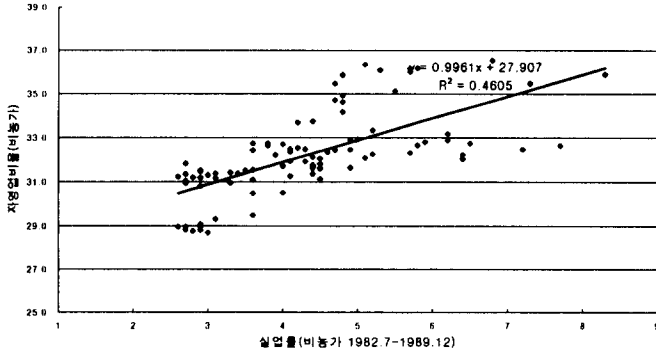
Ln(SERATE) = 월별, 지역별 자영업 비율의 로그값, Ln(UMRATE) = 월별, 지역별 실업률의 로그값

Ln(ACTRATE) = 월별, 지역별 경제활동참가율의 로그값, REGION = 5개 시도별 지역 더미,

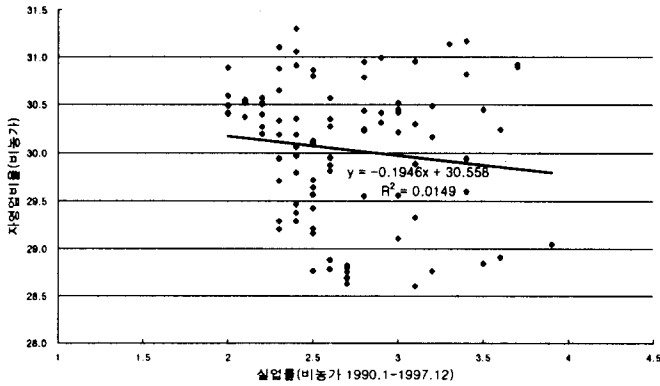
YEAR = 1999년, 2000년, 2001년, 2002년 연도 더미. MONTH = 2월부터 11월까지의 월 더미

<표 7>에 제시된 이러한 분석 결과를 보더라도 외환위기 이후 높은 실업률은 자영업의 비율을 높이는 것으로 나타나고 있다. 이는 일반적인 OLS로 추정하나 결과는 거의 비슷하게 나오고 있다. 이러한 거시적 분석 결과는 앞에서 검토한 선택성을 통제한 미시적 분석 결과와도 부합한다고 판단된다. 즉 외환위기 이후 높아진 실업률은 생계형 자영업 창업을 확대하는 경향이 있었다고 판단되고, 이는 자영업 선택에서의 ‘밀어내기 가설’의 설명력을 높이는 것이었다고 판단된다.

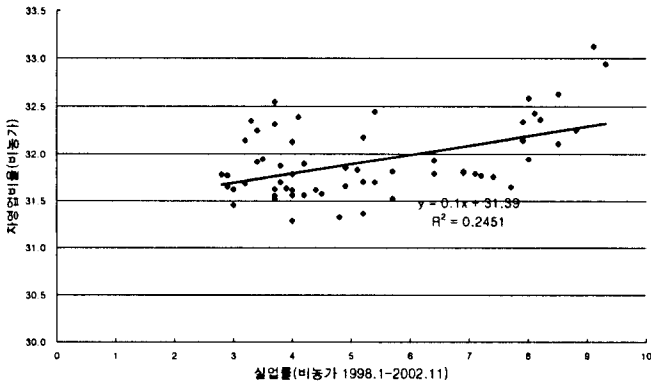
(그림 1) 비농가 실업률과 비농 자영업 비율 간의 상관관계: 월별자료
(1980년대)



(1990년대)



(외환위기 이후)



자료: 통계청, 『경제활동인구조사』, 월별 자료.

〈표 7〉 자영업 비율 결정모델 추정 결과

	추정 결과 (()은 표준편차)
OLS 추정 결과	$3.8274 + 0.0281 \times \text{Ln}(\text{UMRATE}) - 0.1134 \text{Ln}(\text{ACTRATE})$ (0.2714 (0.0067) (0.0658))
Parital Pooling GLS 추정	$4.6294 + 0.0235 \times \text{Ln}(\text{UMRATE}) - 0.3056 \text{Ln}(\text{ACTRATE})$ (0.2576) (0.0057) (0.06253)
Full Pooling GLS 추정	$4.8244 + 0.0248 \times \text{Ln}(\text{UMRATE}) - 0.3541 \text{Ln}(\text{ACTRATE})$ (0.2167) (0.0054) (0.05271)

V. 맺음말

본 연구에서는 주로 외환위기 이후의 미시적인 가구조사 자료와 거시자료를 활용하여 경제활동에서 임금근로와 자영업이라는 두 가지 선택지가 있을 때 어떤 요인들이 자영업을 선택하도록 하는지에 대해서 검토하였다. 자영업을 선택하도록 하는 주요 요인으로는 인적자본의 축적 정도, 금전적 제약 여부, 기업가적 환경과 문화 요인 등을 중심으로 검토하였고, 자영업이나 임금근로를 선택할 때의 예상소득의 차이가 자영업 선택에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴보았다. 또한 이 장에서는 실업률로 대표되는 경기변동이나 노동시장 조건 등에 관한 변수가 자영업 선택에 어떻게 영향을 미치는가를 미시적인 수준과 거시적인 수준에서 동시에 검토하였다.

분석에 사용한 자료는 한국노동연구원의 가구조사 자료인 한국노동패널(KLIPS) 1998~2001년간의 미시자료와 1998년 이후 통계청의 『경제활동인구조사』에서 실업률 및 경제활동참가율, 자영업 비율 등과 같은 거시자료를 활용하여 추정하였다. 분석 결과를 요약해보면 다음과 같다.

첫째, 학력이나 직업 경험과 같은 인적자본의 경우, 남성에게서는 전반적으로 자영업 선택에 긍정적인 영향을 미치지만, 여성의 경우에는 직업 경험이 자영업 선택에 부(-)의 영향을 주는 것으로 나타났다.

둘째, 금전적 제약이 자영업 선택에 모두 유의하게 영향을 미치는 것은 임금근로-고용주 선택에서 부동산 자산이 담보 가치로서 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 일반 자영업 선택에서는 부동산 자산 소유가 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 특

이한 것은 남성의 경우, 금융 자산 보유에 따른 소득이 큰 경우 오히려 자영업 선택에 부(-)의 효과를 가지는 것으로 나타났다.

셋째, 기업가적인 문화와 환경 조건을 반영하는 자영업 경험 여부 또는 부모가 자영업인가의 여부는 남녀 모두 유의하게 자영업의 선택 확률을 높이는 방향으로 작용하는 것으로 나타났다.

넷째, 경기변동과 노동시장의 조건을 반영하는 실업률과 자영업 선택 간의 관계는 거시 변수를 기초로 해서 분석해 볼 때 외환위기 이후 대체로 정(+)의 관계를 나타내는 것으로 나타나고 있어, 자영업은 실업에 대한 하나의 대안이라는 '밀어내기 가설'이 더 설득력이 있는 것으로 판단된다. 이는 미시적 분석에서 자영업 선택에 관한 구조적 모형의 추정 결과, 실업률의 회귀계수가 정(+)으로 나타난 것과 부합한다고 판단된다.

그러나 본 연구에서는 자영업이 가지는 매우 이질적이고 다양한 특징들을 더 체계적으로 고려하지 못했다는 점이 여전히 한계로 남는다. 즉 적자자영업 문제, 고용주와 자영자의 구분의 문제, 자영업 선택에 영향을 줄 수 있는 변수의 선택 문제 등에 대해서 좀 더 좋은 자료와 방법론을 가지고 접근함으로써 자영업 선택에 관한 체계적 연구가 있어야 할 것이다.

<부표 1> 자영업 선택에 관한 프로빗모형의 추정결과(고용주 제외 표본 분석 결과)

	ΔEARN이 없는 경우		ΔEARN이 있는 경우		
	Data Pooling	Random Effects	Data Pooling	Random Effects	
Constant	-5.166(0.386)***	-16.719(1.603)***	-6.492(0.424)***	-19.325(1.697)***	
ΔEARN			1.596(0.195)***	3.444(0.648)***	소득격차
MAR	0.224(0.073)***	0.704(0.263)***	-0.131(0.086)	-0.045(0.300)	기혼 여부
SPOUSE1	-0.296(0.053)***	-0.526(0.168)***	-0.319(0.053)***	-0.634(0.171)***	배우자가 임금근로자
SPOUSE2	0.104(0.075)	0.821(0.251)***	0.098(0.075)	0.718(0.234)***	배우자가 자영자
SPOUSE3	2.115(0.099)***	6.575(0.472)***	2.145(0.099)***	6.419(0.462)***	배우자가 가족종사자
AGE	0.162(0.018)***	0.537(0.068)***	0.251(0.021)***	0.716(0.076)***	연령
AGESQ	-0.002(0.000)***	-0.005(0.001)***	-0.003(0.000)***	-0.007(0.001)***	연령제곱
E3	0.072(0.052)	0.371(0.216)*	0.173(0.054)***	0.625(0.219)***	고졸
E4	-0.004(0.079)	-0.191(0.330)	0.323(0.090)***	0.584(0.344)***	전문대졸
E5	-0.033(0.073)	0.204(0.282)	0.305(0.084)***	0.940(0.307)***	대졸
E6	-0.374(0.165)**	-1.005(0.657)	-0.064(0.171)	-0.389(0.663)	대학원졸
PJOB	0.138(0.041)***	0.264(0.127)**	0.143(0.041)***	0.248(0.128)**	부동산 자산 소유 여부
HOUSE	-0.106(0.137)	-0.715(0.445)	-0.069(0.138)	-0.620(0.456)	금융소득 100만원 이상
FCC	-0.178(0.085)**	-0.214(0.294)	-0.206(0.086)**	-0.247(0.291)	과거 직업 경험
PSELFF	0.116(0.048)**	0.437(0.209)**	0.106(0.049)**	0.412(0.204)**	부모가 비농 자영업
UMRATE	0.007(0.009)	-0.016(0.026)	0.039(0.010)***	0.073(0.031)**	지역 비농가 실업률
RG1	0.212(0.147)	0.336(0.719)	-0.122(0.154)	-0.381(0.734)	수도권 더미
RG2	0.044(0.150)	-0.003(0.732)	-0.421(0.162)***	-0.980(0.753)	영남권 더미
RG3	0.106(0.161)	0.114(0.757)	0.014(0.163)	-0.068(0.761)	전라권 더미
RG4	-0.046(0.163)	-0.351(0.776)	-0.078(0.165)	-0.342(0.776)	충청권 더미
OCP1	0.721(0.114)***	2.001(0.368)***	0.713(0.116)***	2.003(0.377)***	관리직
OCP2	-0.046(0.067)	-0.018(0.190)	-0.042(0.067)	-0.026(0.190)	전문기술직
OCP3	-0.939(0.115)***	-1.736(0.265)***	-0.935(0.116)***	-1.746(0.271)***	사무직
OCP4	0.963(0.057)***	2.889(0.140)***	0.960(0.058)***	2.815(0.143)***	판매서비스직
OCP6	0.338(0.058)***	1.032(0.172)***	0.339(0.058)***	0.984(0.171)***	생산직
IND1	-0.487(0.069)***	-1.291(0.202)***	-0.489(0.070)***	-1.244(0.200)***	경공업
IND2	-0.741(0.062)***	-1.621(0.198)***	-0.752(0.063)***	-1.663(0.197)***	중화학공업
IND4	-0.663(0.079)***	-1.686(0.271)***	-0.672(0.080)***	-1.724(0.269)***	건설업
IND5	-0.364(0.126)***	-1.180(0.437)***	-0.362(0.127)***	-1.219(0.472)***	금융업
IND6	-0.575(0.076)***	-1.021(0.204)***	-0.602(0.076)***	-1.10(0.207)***	사업서비스업
IND7	-1.727(0.130)***	-5.292(0.582)***	-1.742(0.132)***	-5.071(0.547)***	공공사회서비스업
Rho		0.919(0.008)***		0.915(0.008)***	
로그합수값	-2691.5	-2004.68	-2657.2	-1982.96	
관찰치수	9544	9544	9544	9544	

주: ***,**,*는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.1 등을 의미함.

〈부표 2〉 소득함수 추정 결과(고용주 제외 표본분석 결과)

	임금근로자	자영업(고용주제외)	
Constant	-1.621(0.055)***	-2.246(0.182)***	
EXP	0.064(0.002)***	0.040(0.007)***	경력연수
EXPSQ	-0.001(0.004)***	-0.001(0.000)***	경력연수의 제곱
MAR	0.150(0.016)***	0.403(0.076)***	기혼 여부
E3	0.234(0.015)***	0.191(0.041)***	고졸
E4	0.432(0.020)***	0.223(0.068)***	전문대졸
E5	0.676(0.018)***	0.450(0.059)***	대졸
E6	0.967(0.028)***	0.743(0.171)***	대학원졸
UMRATE	-0.029(0.005)***	0.016(0.016)	지역 비농가 실업률
RG1	0.115(0.037)**	0.197(0.112)*	수도권 더미
RG2	0.078(0.037)**	0.231(0.114)**	영남권 더미
RG3	0.091(0.039)**	0.032(0.121)	전라권 더미
RG4	0.106(0.039)*	0.055(0.120)	충청권더미
Y1999	-0.124(0.019)***	0.237(0.060)***	1999년도 더미
Y2000	-0.115(0.026)***	0.193(0.082)**	2000년도 더미
Y2001	-0.043(0.027)	0.387(0.087)***	2001년도 더미
lamda_p	0.082(0.023)***	0.192(0.089)**	
lamda_s	0.018(0.014)	0.024(0.011)**	
R-Square 값	0.3799	0.1465	
관찰치 수	7757	1750	

주: ***, **, * 는 각각 유의수준 0.01, 0.05, 0.1 등을 의미함.

참고문헌

- 김재호·조준모. 「자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석」. 『노동경제논집』 23권 (2000. 2.): 81-108.
- 김우영. 「취업형태의 비교우위와 자영업주의 결정요인에 대한 분석」. 『노동경제논집』 23권 (2000. 2.): 55-80. (a)
- _____. 「남녀간 자영업 비중의 격차 분석」. 『노동경제논집』 24권 2호 (2001. 6.): 1-34. (b)
- 류재우·최호영. 「우리나라의 자영업 부문에 관한 연구」. 『노동경제논집』 22권 (1999. 6.): 109-140.
- 류재우·최호영. 「자영업을 중심으로 한 노동력의 유동」. 『노동경제논집』 23권 (2000. 6.): 137-65.
- 류재우. 「자영업 부문의 소득기회와 선택성」. 미발표논문, 2003.
- 성지미. 「여성의 자영업 결정요인과 경력단절 가능성」. 『노동경제논집』 25권 1호 (2002. 3.): 161-82.
- 안주엽. 「경기변동과 일자리 탐색기간: 임금근로와 자영업의 선택」. 『노동경제논집』 23권 특별호(2000. 3.): 109-132.
- Acs, Z. D. Audretsch, and D. Evans. "Why does the Self-employment Rate Vary Across Countries and Over Time?" Center for Economic Policy Research, Discussion Paper No. 871, 1994.
- Alba-Ramirez, Alfonso. "Self-employment in the Midst of Unemployment: The Case of Spain and the United States." *Applied Economics, London* 26 (3) (Mar 1994): 189-201.
- Blau, David. "A Time Series Analysis of Self-Employment." *Journal of Political Economy* 95 (June 1987): 445-467.
- Blanchflower, David, and Andrew, J. Oswald. "What Makes an Entrepreneur?" *Journal of Labor Economics* 16 (January 1998): 26-60.

- Cowling, M., and Mitchell, P. "The Evolution of UK Self-employment: A Study of Government Policy and the Role of the Macroeconomy." *The Manchester School* 65 (4) (1997): 427-442.
- Cressy, R. "Are Business Start-ups Debt-Rationed." *Economic Journal* 104 (438) (1996): 1253-1270.
- Dennis, W., "Self-employment: When Nothing Else is Available?" *Journal of Labor Research* 17(4) (1996): 645-661.
- Evans, David S., and Leighton, Linda. "Some Empirical Aspect of Entrepreneurship." *American Economic Review* 79 (June 1989): 519-535.
- Evans, David S., and Boyan Jovanovic. "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints." *Journal of Political Economy* 97 (August 1989): 808-827.
- Henley, Andrew. "Being Your Own Boss: Entrepreneurial Choice, Earnings and Employment Creation in 1990s Britain." Working Paper, University of Wales, 1999.
- Rees, H., and A. Shah. "An Empirical Analysis of Self-employment in the UK" *Journal of Applied Econometrics* 1 (1986): 95-108.
- Simpson, Wayne, and Robert Sproule. "Econometric Analysis of Canadian Self-Employment Using SLID." The Income and Labour Dynamics Working Paper Series, No. 75F0002M. Statistics Canada, 1998.
- Taylor, M. "Earnings, Independence or Unemployment: Why become Self-employed." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58 (2) (1996): 253-265.

abstract

A Study of Selection of Self-employment in Korea

Byung-you Cheon

This study is analysing the factors determining individuals' behavior of selecting self-employment not only at the micro-level but also at the macro-level to put a particular emphasis on the financial constraint and unemployment rate representing business cycle. The data used in this study are 『Korean Labor and Income Panel Study』 of the Korea Labor Institute and 『Economically Active Population Survey』 of National Statistical Office. The main findings are as follows.

First, human capital such as educational attainment and job experience has positive effects on male's selection of self-employment. The effects of job experience, however, changed negative for female's selection of self-employment. Second, real estate is significantly enhancing the selection probabilities of employer selection while the income from financial assets has negative effects. Third, entrepreneurial culture and environment are also raising the self-employment selection probability.

Lastly, the regional unemployment rate representing the business cycle has positive effects on the self-employment selection after the financial crisis in 1997 both at the micro and macro level. Moreover, the coefficient of regional unemployment rate has changed positive in the structural model of self-employment selection controlling for selection bias and income opportunities, which means that individual's behavior of self-employment selection is rather complex when accounting for the uncertainties of income opportunities and diverse characteristics of self-employment workforce.

Key Words: self-employment, unemployment, entrepreneur, selection bias, earnings opportunity