

勞 動 經 濟 論 集
 第24卷 (2), 2001. 6, pp. 1~34
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

남녀간 자영업 비중의 격차 분석*

김 우 영**

본 연구는 우리나라에 있어 남녀간 자영업 비중의 격차를 분석한다. 대부분의 국가에서 남성의 자영업 비중이 여성의 자영업 비중을 초과하고 있다. 본 논문은 이러한 격차가 왜 생기는지를 설명하려 한다. 또한 창업이 취업정책의 한 중요한 수단인 현 경제상황에서 여성의 자영업 비중이 왜 남성보다 낮은지에 대한 이해는 여성 취업정책을 수립하는 데도 도움이 될 수 있을 것이다. 본 연구는 크게 두 부문으로 구성되어 있는데, 첫번째 부문은 남성과 여성의 자영업 비중을 추정하는 것이다. 추정방법으로 본 연구는 Markov모형을 도입한다. 두번째 부문은 남녀간 자영업 비중의 격차를 분해하는 것인데, 여기서는 자영업 비중의 분해가 임금격차의 분해와는 달리 비선형함수의 분해라는 점에서 Even and Macpherson(1993)이 개발한 분해방법을 확장하여 사용한다. 본 연구는 ① 남성이 여성보다 자영업 비중이 높은 이유는 남성이 여성보다 자영업주가 되는 사람이 상대적으로 많을 뿐 아니라 일단 자영업주가 되면 자영업에서 이직하는 사람도 상대적으로 적기 때문이며, ② 이행확률함수를 추정한 결과 계수의 차이는 남성의 자영업 입직을 높이고 속성의 차이는 남성의 자영업 이직을 낮추며, ③ 가구주, 연령, 농가부문의 차이는 남녀 자영업 비중 격차를 확대하는 요인으로, 비자영업 형태의 차이는 남녀 자영업 비중 격차를 축소하는 요인으로 작용하며, ④ 자영업주의 범주에 무급가족종사자를 포함시킬 경우 남녀간 자영업 비중의 격차는 줄어들어 그 격차의 분해결과는 질적인 차이를 보이지 않음을 밝힌다.

—주제어: 자영업 비중, Markov모형, 이행확률, 격차분해

투고일: 2001년 3월 13일, 심사일: 3월 28일, 심사완료일: 6월 1일

* 본 연구는 학술진흥재단 신진교수연구프로젝트 KRF-99-003-C00206에서 연구비를 지원받아 수행되었다. 이 논문의 초고(영문본)는 2000년 7월에 University of British Columbia 경제학과 노동경제 세미나에서 발표되었다. 세미나에 참석하여 귀중한 제언을 해주신 David Green, Nicole Fortin 그리고 Thomas Lemieux 교수에게 감사한다. 또한 본 논문에 대해 건설적인 비평을 해주신 많은 분들과 익명의 논평자들에게도 감사를 표한다.

** 공주대학교 경제통상학부(kwy@kongju.ac.kr)

I. 서론

1999년 우리나라에서 자영업에 종사하는 남성은 4,178천명이고 여성은 1,663천명이며 15세 이상 인구 중 자영업주¹⁾가 차지하는 비중은 남성의 경우 24.1%, 여성의 경우 9.0%를 나타내고 있다. 즉 남성이 여성에 비하여 자영업주의 수에 있어서나 비중에 있어서 월등히 우세하다는 것을 알 수 있다. 자영업에 있어서 남성의 우위는 우리나라에서만 아니라 많은 다른 나라에서도 나타나고 있다.²⁾

자영업에 있어서 남성의 비중이 여성의 비중을 능가하는 이유는 무엇일까? 남성이 여성보다 자영업에 적합한 속성을 가지고 있기 때문인가, 아니면 남성이 여성보다 자영업 성향이 강해서일까, 또는 사회·제도적 제한으로 여성의 창업이 상대적으로 어렵기 때문일까? 자영업부문에 있어 많은 나라에서 남성의 우위현상이 두드러짐에도 불구하고 왜 이러한 현상이 나타나는지를 설명한 연구는 아직 활발히 진행되고 있지 않다. 그 이유는 자영업에 대한 연구 역사가 상대적으로 짧기 때문인 것과 그나마 자영업에 관한 대부분의 연구가 남성 자영업주에 초점을 맞추어 왔기 때문이다. 국내에서도 최근 류재우·최호영(2000, 1999), 김우영(1999), 금재호·조준모(1999), 안주엽(1999) 등이 자영업주의 노동유동, 자영업주의 직업선택, 실업자의 자영업으로의 탈출에 관한 연구를 발표하였으나 이들 연구 역시 남녀간 자영업 비중의 격차를 설명하지는 않고 있다.

지금까지 남녀간 자영업 비중의 격차에 대한 연구가 미진한 이유는 창업은 일반적으로 남성이 한다는 사회적 통념에 기인하는 것 같다. Aronson(1991)은 창업에 있어 성, 인종, 문화, 차별 등을 중요한 요소로 꼽고 있는데, 여성의 사회적 참여가 제약받고 임금근로자로서의 경제활동참가조차도 저조한 상황에서 여성의 자영업 결정요인을 밝히는 것은 그리 큰 관심을 끌지 못했으며 결과적으로 남녀간 자영업 비중의 격차도 큰 의미

-
- 1) 자영업주의 정의는 우리나라 통계청의 정의를 따른다. 즉 자영업주는 피고용인을 두고 사업을 운영하는 고용주와 유급 고용인 없이 자기 혼자 사업하는 자영업자를 포함한다.
 - 2) Employment Observatory(1998)는 15개의 유럽연합 국가들에 있어서 자영업 비율을 자세히 보고하고 있는데, 거의 모든 나라에서 자영업주 중 남성의 비율이 60%를 넘고 있는 것으로 나타나고 있다.

를 갖지 못하였을 것이다. 이러한 이유로 미국이나 유럽의 선진국에서조차 여성의 자영업 결정 또는 남녀간 자영업 비중의 격차를 분석하는 연구가 미진해 왔던 것이 사실이다. 하지만 지난 30년간 여성의 경제활동참가율이 급속히 증가하고 여성이 가사에서 점차 해방되어 오면서 여성의 창업도 증가하고 있다. Aronson(1991)은 1980~85년 사이 미국에서 남성의 창업은 31% 증가한 데 반하여 여성의 창업은 47% 증가한 것으로 보고하고 있다. 우리나라의 경우도 1960년대에는 남녀간 자영업 비중 격차가 20%대를 보다가 1980년대에 들어서면서 15% 이내로 감소하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 이제는 여성의 자영업 결정도 중요한 연구과제이며 또한 왜 아직도 대부분의 나라에서 남성의 자영업 비중이 여성의 자영업 비중을 능가하고 있는가에 대한 분석도 필요한 시점이라 할 것이다. 본 연구는 남성과 여성을 분리하여 자영업 결정요인을 분석하며 이를 통하여 남녀간 자영업 격차가 왜 발생하는지를 설명할 것이다.

남녀간 자영업 비중의 격차가 왜 발생하는지를 파악하는 것이 중요한 또 다른 이유는 여성 창업을 활성화하는 데 필요한 정보를 제공할 수 있다는 점이다. 실업이 심각한 사회적 문제인 유럽국가들은 실업자를 구제하고 더 나아가 경제를 활성화하는 수단으로 자영업을 장려하고 있다(Bendick and Egan, 1987). 또한 경제위기 이후 우리나라에서도 취업정책으로 창업지원이 한 축을 형성하고 있다. 하지만 창업에는 많은 걸림돌이 존재하며 이러한 장애는 특히 여성에게 크게 존재하고 있다. 최근 우리나라 여성경제인협회는 한 조사를 통하여 여성 기업인들이 남성에 비해 창업에 필요한 외부지원을 받기 어렵다고 보고하고 있다(한국경제신문, 2001년 1월 31일). 본 연구에서는 남녀간 자영업 비중의 격차가 자영업으로의 입직의 차이 때문이지 아니면 자영업으로부터의 이직의 차이 때문인지를 구분하여 살펴보며 또한 개인적 특성이 같은 경우에도 남녀간 입직확률과 이직확률에서 차이를 보이는지를 분석할 것이다. 따라서 여기서 얻어지는 결과는 여성이 어떤 요인으로 남성보다 자영업 비중이 낮은지를 제시하며 이는 여성의 자영업 비중을 제고하기 위한 정책을 수립할 때 많은 참고가 되리라 생각된다.

연구방법론 측면에서 본 연구는 크게 두 단계로 이루어진다. 첫번째 단계는 남성과 여성의 자영업 비중을 추정하는 것이다. 이를 위한 방법으로 본 연구는 Boskin and Nold(1975)의 Markov모형을 도입한다. 자영업에 대한 지금까지의 연구들은 크게 두 가지로 구분해 볼 수 있는데, 한 부류는 자영업으로의 입직(entry)을 다룬 연구로 Evans and Leighton(1989), Evans and Jovanovic(1989) 등이 여기에 속하며, 다른 부류는 자영업으로부터 이직(exit)을 다룬 연구로 Holtz-Eakin, Joulfaian and Rosen(1994) 등이 여

기에 속한다. 이들 연구의 한계는 자영업으로의 입직과 자영업으로부터의 이직을 분리하여 분석하고 있다는 것이다. 본 연구는 입직과 이직을 통합하는 장점을 가진다.

두번째 단계는 남녀간 자영업 비중의 격차를 분해하는 것이다. 남녀간 임금격차의 분해와 같이 남녀간 자영업 비중의 격차도 이행확률함수의 추정을 통하여 남녀간 속성의 차이(difference in characteristics)와 남녀간 계수의 차이(difference in coefficients)로 분해할 수 있다.³⁾ 다만 자영업 비중의 분해는 임금격차의 분해와는 달리 비선형함수의 분해라는 점에서 차이를 보인다. 따라서 Oaxaca(1973)식의 분해는 불가능하며 다른 방법론이 필요하다. 본 연구에서는 남녀간 노동조합 조직률의 차이를 분해하기 위하여 Even and Macpherson(1993)이 개발한 분해방법을 확장하여 사용할 것이다.

Markov모형을 이용하기 위해서는 이행확률(transition probability)을 알아야 하며 따라서 패널자료(panel data)가 필수적이다. 본 연구에 사용된 자료는 1999년 1~12월까지의 통계청 경제활동인구조사 월별 자료이다. 경제활동인구조사는 원칙적으로 횡단면 자료(cross-sectional data)의 제공을 목적으로 하고 있으나 관찰 단위인 개인의 고유조사번호만 알면 패널의 구축도 가능하다.⁴⁾ 통계청에서는 1998년 6월부터 개인의 고유조사번호를 자료 이용자에게 공개하고 있다. 따라서 본 연구의 분석기간인 1999년 1~12월까지의 개인의 고유조사번호를 이용한 패널 구축이 가능하다.

자영업의 비중을 분석하는 데 있어 대표성이나 표본수로 볼 때 경제활동인구조사가 적절한 자료임에는 틀림없으나 일정한 한계를 갖는 것도 사실이다. 특히 자영업의 결정요인으로 많이 지적되고 있는 금융제약(liquidity constraint)을 검증하기 위해서는 개인 혹은 가족의 재산에 관한 정보가 필요한데 경제활동인구조사는 이러한 정보를 제공하지 않고 있다.⁵⁾ 따라서 이 연구로서는 우리나라 자영업주들이 금융제약을 갖는지 여부를

3) Even and Macpherson(1993)은 계수의 차이를 설명되지 않는 차이(unexplained gap)로 해석하는데, 여기서도 그러한 해석을 따르고자 한다. 계수의 차이는 Kihlstrom and Laffont(1979)이 지적하는 위험선호의 차이, Borjas and Bronars(1989)가 제시하는 소비자 차별, 창업에 대한 정부정책의 성별 차이, 여성의 가사부담, 여성의 사회·경제적 참여의 제약 등 폭 넓은 요인에 의하여 발생할 수 있다.

4) 개인의 고유조사번호가 제공되지 않는다고 경제활동인구조사를 패널화하는 것이 불가능하지는 않다. 류재우·최호영(2000), 신동균(1999), 김대일(1999), 안주엽(1999) 등은 생년월일, 성별 등의 정보를 이용하여 개인의 고유조사번호 없이 경제활동인구조사를 패널화하여 사용하였다.

5) 이러한 문제를 해결하기 위해서 경제활동인구조사와 도시가계조사를 결합하는 것을 고려하였으나 도시가계조사는 원칙적으로 도시에 거주하는 임금근로자를 조사대상으로 하고

직접적으로 검증하기 어려우며 이는 본 연구의 한계임을 지적한다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 자영업 비중이 어떻게 구해지는지, 자영업으로의 입직률과 자영업으로부터의 이직률은 어떻게 추정되는지, 남녀간 자영업 비중의 격차는 어떻게 분해되는지에 관한 모형을 제시한다. 제III장에서는 추정에 사용된 자료를 설명하며 패널 및 변수의 구축방법, 변수의 정의, 표본평균 등 기초통계를 제시한다. 제IV장에서는 Markov모형을 통하여 추정된 이행확률을 제시하며, 제V장에서는 남녀 자영업 비중의 추정결과와 격차분해 내용을 제시한다. 제VI장에서는 무급가족종사자를 자영업주에 포함시킬 경우 자영업 비중 격차에 어떤 영향을 미치는지를 살펴본다. 끝으로 제VII장에서는 주요 연구결과와 요약, 정책제언, 향후 연구방향 등을 포함한다.

II. 모 형

1. 자영업 비중의 정의 및 추정방법

본 연구에 사용되는 계량모형은 Boskin and Nold(1975)의 모형과 유사하다. Boskin and Nold(1975)는 미국의 저소득층이 얼마나 정부보조금에 의존하고 있는가를 분석하기 위하여 정부보조를 받고 있는 상태와 정부보조로부터 독립하는 두 상태(two state)를 설정하고 이들 사이의 이행확률을 추정하고 있다. 이 연구에서는 노동시장에서 한 개인은 자영업, 비자영업 중 하나의 상태(state)에 속하며 이들 사이에 이행확률이 존재한다고 가정한다.⁶⁾ 만일 s , n 이 각각 자영업, 비자영업을 나타내고 하고 이들 두 상태 사이의

있어 여전히 자영업주에 대한 소득, 재산 파악 문제가 남게 된다.

- 6) 좀더 일반적인 경우는 비자영업 형태를 세분화하는 것이다. 예를 들어 자영업(s), 임금근로(p), 비취업(n)의 3상태 모형을 생각할 수 있다. 만일 P_{kj} 를 현재 k 의 노동시장상태에서 다음 기간에 j 의 노동시장상태로 이행할 확률이라고 하면 자영업 비중은

$$\phi_s = \frac{P_{ss}P_{ns} + P_{pn}P_{ns} + P_{np}P_{ps}}{(P_{ps}P_{ns} + P_{pn}P_{ns} + P_{np}P_{ps}) + (P_{sp}P_{nd} + P_{sn}P_{nd} + P_{no}P_{sp}) + (P_{pm}P_{sn} + P_{po}P_{sn} + P_{sp}P_{pn})}$$

이다. 이 경우 남녀간 자영업 비중의 격차를 분석하는 것은 상당히 복잡해진다. 또한 한 심사위원이 지적한 바와 같이 자영업에서도 고용주와 자영업자는 행태상의 차이를 보일 수 있기 때문에 이들을 분리하는 것도 생각할 수 있다. 하지만 이 경우 분석은 더 더욱 복잡해진다. 본 연구는 자영업의 격차를 분석하는 데 초점을 맞추고 있기 때문에 2부분 모형을

이행이 Markov Process에 의하여 통제된다고 가정하면 이행확률행렬은 다음과 같이 표현될 수 있을 것이다.

$$P^i = \begin{pmatrix} P_{nn}^i & P_{sn}^i \\ P_{ns}^i & P_{ss}^i \end{pmatrix} \dots\dots\dots (1)$$

위에서 P_{kj}^i 는 현재 k 의 노동시장상태에 있는 개인 i 가 다음 기간에 j 의 노동시장상태로 이행할 확률이고 행렬의 각 열(column)의 합은 1이 된다. 또한 이행확률 P_{kj}^i 가 시간에 따라 변하지 않을 때 다음 식을 만족하는 균형상태(steady-state)의 ϕ_s^i, ϕ_n^i 가 존재하는 것으로 알려져 있다.⁷⁾ 즉,

$$\begin{pmatrix} P_{nn}^i & P_{sn}^i \\ P_{ns}^i & P_{ss}^i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_n^i \\ \phi_s^i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_n^i \\ \phi_s^i \end{pmatrix} \dots\dots\dots (2)$$

위에서 (ϕ_s^i, ϕ_n^i) 는 P^i 의 Eigenvector이며 $\phi_s^i + \phi_n^i = 1$ 의 특성을 갖는다. 또한, ϕ_s^i 는 개인 i 가 자영업주가 될 확률이며, ϕ_n^i 는 개인 i 가 비자영업주가 될 확률이다. 식 (2)로부터 ϕ_s^i 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\phi_s^i = \frac{P_{ns}^i}{P_{sn}^i + P_{ns}^i} \dots\dots\dots (3)$$

식 (3)에서 개인 i 가 자영업주가 될 확률은 자영업으로의 이직률(P_{ns}^i)이 클수록, 자영업으로부터의 이직률(P_{sn}^i)이 작을수록 증가하는 것을 알 수 있다. 만일 모든 근로자가 동질적이라면, 즉 $P_{ns}^i = P_{ns}, P_{sn}^i = P_{sn} \forall i$, 라면 전체 근로자 중 자영업주의 비중은 $\phi_s = \frac{P_{ns}}{P_{sn} + P_{ns}}$ 이 될 것이다. 하지만 개인은 연령, 교육, 산업, 직종 등에 있어서 이질적이며 따라서 이 경우 전체 근로자 중 자영업주의 비중은 다음과 같이 정의될 수 있다.

선택한다. 하지만 자영업 형태와 비자영업 형태의 이질성을 전혀 고려하지 않는 것은 아니다. 논문에서는 다양한 자영업 형태와 비자영업 형태에 별도의 이행확률을 정의하는 대신 이들을 이행확률에 영향을 미치는 변수로 포함시키고 있다. 즉 이행확률은 자영업, 비자영업 형태에 따라 변한다. 따라서 자영업 형태와 비자영업 형태의 차이에 따라 발생하는 이질성은 일부 고려되고 있는 것이다. 자세한 내용은 제III장의 변수정의를 참조하기 바란다.
 7) 만일 이행확률이 시간에 따라 변하면 일반적으로 균형상태의 비중들(ϕ_s, ϕ_n)이 존재하지 않는다(Bartholomew, 1967).

$$\phi_s = \frac{\overline{P_{ns}}}{\overline{P_{sn}} + \overline{P_{ns}}} \dots\dots\dots (4)$$

위에서 $\overline{P_{ns}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_{ns}^i$, $\overline{P_{sn}} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N P_{sn}^i$ 을 나타내며 이는 각각 자영업으로의 평균
입직률, 자영업으로부터의 평균이직률을 나타낸다. 만일 남성의 자영업 비중을 알고 싶
다면 남성의 평균을, 여성의 자영업 비중을 알고 싶다면 여성의 평균을 식 (4)에 대입하
면 된다.

자영업 비중은 이행확률의 함수이며 따라서 자영업 비중을 추정하는 문제는 이행확률
을 추정하는 것으로 귀착된다. Boskin and Nold(1975)는 이들 이행확률이 로지스틱 분
포(logistic distribution)를 갖는 것으로 가정하였다. Boskin and Nold(1975)의 모형을 따
라 P_{ns}^i 와 P_{sn}^i 이 로지스틱 분포를 갖는 것으로 가정하면 이행확률을 다음과 같이 나타
낼 수 있다.

$$P_{ns}^i = F(X_i, \theta) = \frac{\exp(X_i \theta)}{1 + \exp(X_i \theta)} \dots\dots\dots (5)$$

$$P_{sn}^i = F(Z_i, \Gamma) = \frac{\exp(Z_i \Gamma)}{1 + \exp(Z_i \Gamma)} \dots\dots\dots (6)$$

또한 식 (5)~(6)을 이용하여 로그우도함수(Log-Likelihood Function)를 구하면 아래
와 같다.

$$\sum_{i=1}^N \{ T_{ns}^i \ln[1 - F(X_i, \theta)] + T_{ns}^i \ln F(X_i, \theta) + T_{sn}^i \ln[1 - F(Z_i, \Gamma)] + T_{sn}^i \ln F(Z_i, \Gamma) \} \dots (7)$$

위에서 T_{kj}^i 는 개인 i 가 표본기간 동안에 노동력상태 k 에서 노동력상태 j 로 이동한
횟수를 나타낸다($k, j = n, s$). 또한 X_i 와 Z_i 가 시간에 무관하다는 것이 중요하다. Boskin
and Nold(1975: 478-479)는 로그우도함수 (7)이 θ , Γ 에 대해서 전반적 오목함수
(globally concave function)이며 따라서 Maximum Likelihood로 쉽게 추정될 수 있음을
보이고 있다. 본 연구에서는 식 (7)의 파라미터(θ , Γ)들을 Newton-Raphson방법을 이
용하여 추정하며 이들의 표준오차는 1차 미분값의 외부곱(outer product)으로 구해진다
(Judge et al. 1985: 177-180).

2. 남녀간 자영업 비중 격차의 분해

식 (7)의 극대화를 통하여 통제변수의 모수값(θ, Γ)이 얻어지게 되면 남녀의 자영업 비중을 추정할 수 있고 따라서 격차의 분해도 가능해진다. 여기서는 Even and Macpherson(1993)의 방법을 기초로 남녀간 자영업 비중의 격차를 분해하는 방법을 제시한다. 만일 남자를 m , 여자를 f 로 표시하면 남녀의 평균 추정 자영업 비중(average estimated proportion of the self-employment)은 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$\phi_s^j = \frac{\overline{P_{ns}(X_j, \hat{\theta}_j)}}{\overline{P_{ns}(X_j, \hat{\theta}_j) + P_{sn}(Z_j, \hat{\Gamma}_j)}}, \quad j = m, f \dots\dots\dots (8)$$

남녀의 자영업 비중의 격차를 남녀간 속성의 차이(difference in characteristics)와 남녀간 계수의 차이(difference in coefficients)로 분해하기 위해서는 가상의 자영업 비중을 구축하는 것이 필요하며 이를 위하여 다음을 정의하기로 한다.

$$\phi_s^o = \frac{\overline{P_{ns}(X_f, \hat{\theta}_m)}}{\overline{P_{ns}(X_f, \hat{\theta}_m) + P_{sn}(Z_f, \hat{\Gamma}_m)}} \dots\dots\dots (9)$$

식 (9)는 만일 여성이 남성의 자영업 결정계수를 가졌을 경우 나타나는 평균 자영업 비중의 추정치이다. 식 (9)가 정의되면 남녀간 자영업 비중의 격차는 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$\phi_s^m - \phi_s^f = (\phi_s^m - \phi_s^o) + (\phi_s^o - \phi_s^f) \dots\dots\dots (10)$$

식 (10)의 우변에 나타난 첫번째 항은 남녀간 속성의 차이에 따른 자영업 비중의 격차를 의미하며, 두번째 항은 남녀간 계수의 차이에 따른 자영업 비중의 격차를 의미한다. 후자의 경우는 통제변수의 차이로 설명되지 않는 부분이며 따라서 설명되지 않는 격차를 의미한다. 서론에서 지적하였듯이 이 격차는 개인적 성향의 차이뿐 아니라 소비자의 차별, 여성의 창업에 대한 사회적 제약요인에 의하여 영향을 받을 수 있다.

속성의 차이와 계수의 차이는 다시 X 와 Z 에 포함되는 변수들에 의하여 분해될 수 있는데, 여기서는 다음과 같은 방법을 사용하기로 한다.

우선 계수의 차이를 변수에 의하여 분해하는 방법부터 살펴보기로 하자. X 와 Z 에 포

함되는 변수 y (예를 들면, 연령)가 계수의 차이에 공헌하는 정도는 다음과 같이 계산될 수 있다.

변수 y 의 계수의 차이에 대한 공헌도:

$$(\phi_s^o - \phi_s^j) \left\{ \frac{\bar{y}_j (\hat{\Theta}_m^y - \hat{\Theta}_j^y)}{X_j (\hat{\Theta}_m - \hat{\Theta}_j)} \cdot (1 - \phi_s^j) + \frac{\bar{y}_j (\hat{\Gamma}_j^y - \hat{\Gamma}_m^y)}{Z_j (\hat{\Gamma}_j - \hat{\Gamma}_m)} \cdot \phi_s^j \right\} \dots\dots\dots (11)$$

위 식에서 $\hat{\Theta}_j^y$ 와 $\hat{\Gamma}_j^y$ 는 각각 변수 y 에 대응하는 계수를 의미한다. 식 (11)의 괄호 안의 첫번째 항은 변수 y 가 자영업으로의 이직률에 미치는 영향을 나타내며, 두번째 항은 변수 y 가 자영업으로부터의 이직률에 미치는 영향을 나타낸다. 두번째 항에서 $\hat{\Gamma}_m - \hat{\Gamma}_j$ 대신 $\hat{\Gamma}_j - \hat{\Gamma}_m$ 이 사용된 것은 남성의 이직률이 낮을수록 계수의 차이에 대한 공헌도가 커지기 때문이다. $(1 - \phi_s^j)$ 와 ϕ_s^j 는 변수 y 가 자영업으로의 이직률과 자영업으로부터의 이직률에 미치는 영향에 대한 가중치이며 이는 이직률과 이직률이 여성 자영업 비중에 미치는 영향이다(즉, $\frac{P_{ns}}{P_{sm} + P_{ns}}$ 을 P_{ns} 와 P_{sm} 으로 미분한 값을 1로 정규화(normalization)한 것임).⁸⁾ 결국 식 (11)은 전체 계수의 차이($\phi_s^o - \phi_s^j$)에서 변수 y 가 차지하는 비중을 나타내고 있다.

위와 유사한 방법으로 속성의 차이도 변수에 의하여 분해될 수 있는데, 변수 y 가 속성의 차이에 공헌하는 정도는 다음과 같이 계산될 수 있다.

변수 y 의 속성의 차이에 대한 공헌도:

$$(\phi_s^m - \phi_s^o) \left\{ \frac{(\bar{y}_m - \bar{y}_j) \hat{\Theta}_m^y}{(X_m - X_j) \hat{\Theta}_m} \cdot (1 - \phi_s^m) + \frac{(\bar{y}_j - \bar{y}_m) \hat{\Gamma}_m^y}{(Z_j - Z_m) \hat{\Gamma}_m} \cdot \phi_s^m \right\} \dots\dots\dots (12)$$

식 (12)의 해석은 식 (11)과 유사하다. 다만 식 (12)에서 $(1 - \phi_s^m)$ 와 ϕ_s^m 을 변수 y 가 이직률과 이직률에 미치는 영향에 대한 가중치로 사용한 것은 속성의 차이의 계산이 남성을 기준으로 하기 때문이다. 식 (12)는 전체 속성의 차이($\phi_s^m - \phi_s^o$)에서 변수 y 가 차지하는 비중을 나타내고 있다.

식 (11)~(12)의 정의에 따라 변수들의 계수의 차이와 속성의 차이에 대한 공헌도의

8) 여성 자영업 비중을 사용한 이유는 식 (11)이 여성을 기준으로 계수의 차이를 계산하고 있기 때문이다. 또한 $\frac{P_{ns}}{P_{sm} + P_{ns}}$ 을 P_{sm} 으로 미분한 값은 음수이나 이를 이직률의 감소로 환원하면 양수가 된다.

합은 각각 $(\phi_s^m - \phi_s^o)$, $(\phi_s^o - \phi_s^f)$ 가 됨을 알 수 있다.

Ⅲ. 자 료

1. 표본구축

본 연구에 사용된 자료는 1999년 1~12월까지의 통계청 경제활동인구조사 월별 자료를 패널화한 것이다.⁹⁾ 분석에 사용된 표본은 연령이 20세 이상 64세 이하인 사람으로 제한되었다. 연령의 하한선을 20세로 정한 이유는 20세 미만일 경우 현실적으로 자영업 선택하는 것이 어렵기 때문이며, 연령의 상한선을 64세로 정한 것은 고령으로 인한 표본탈락을 줄이기 위해서이다. 1999년 12개월간의 패널은 통계청에서 제공한 개인의 고유조사번호를 이용하여 구축되었다. 12개월의 패널을 구축한 결과 표본손실률이 남성의 경우 25.6~27.0%, 여성의 경우 22.5~23.6%로 나타났다.¹⁰⁾ 월별 표본손실률은 <부표

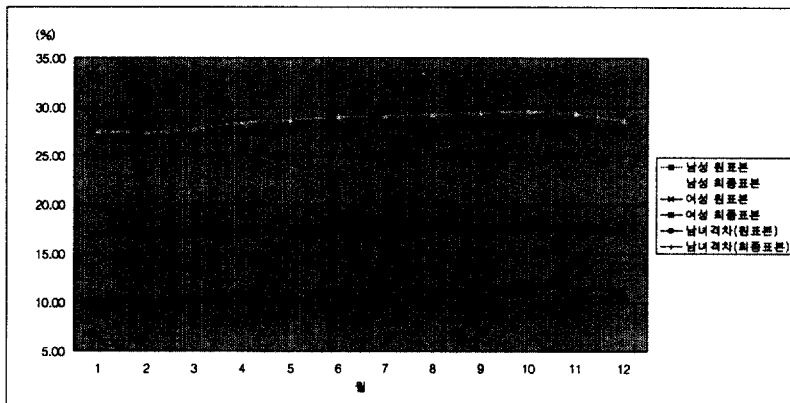
9) 한 심사위원은 경제위기 후 경기가 급속히 회복되는 1999년을 분석기간으로 정한 것에 대해 여기서 얻어진 결과가 우리나라 상황을 일반화할 수 있는가 하는 지적을 하였다. 심사위원은 1995년에 비해 1999년에 자발적 이직률이 20%에서 16%로 감소하고 있기 때문에 자영업으로의 입직이나 자영업에서의 이직 형태가 매우 달라질 수 있을 것이라는 것이다. 이 연구에서 1999년을 분석기간으로 정한 것은 통계청에서 1998년 6월부터 공식적으로 개인의 고유조사번호를 제공하고 있어 패널 구축이 비교적 정확하기 때문이며 1999년 1년을 정한 이유는 1년 이상의 자료를 패널화할 경우 표본탈락률이 너무 크기 때문이다. 물론 심사위원의 지적대로 경제상황이 변하면 결과도 변할 가능성은 있다. 하지만 15세 이상 인구를 대상으로 할 때 1995년 남성의 자영업 비중은 25.1%, 여성의 자영업 비중은 9.3%로 남녀간 자영업 비중의 격차는 15.8%포인트로 나타나고 있으며, 1999년에는 서론에서 언급한 대로 남성의 자영업 비중은 24.1%, 여성의 자영업 비중은 9.0%로 남녀간 자영업 비중의 격차는 15.1%포인트로 나타난다. 따라서 자영업 비중의 격차는 다소 감소하였지만 그 크기는 자발적 이직률의 차이만큼 크게 나타나고 있지는 않다. 1996년에도 남녀간 자영업 비중의 격차는 15.3%포인트, 1997년에는 15.0%포인트, 1998년에는 15.7%포인트로 나타나 15%포인트 선에서 움직임을 알 수 있다. 특히 실업률이 7.8%이었던 1998년과 2.2%의 실업률을 보인 1995년을 비교할 때 남녀간 자영업 비중의 격차는 거의 같게 나타나는데, 이를 통하여 실업이 자영업부분의 입직과 이직에 있어 남녀에게 같은 방향으로 영향을 미치고 있음을 간접적으로 추론할 수 있다. 따라서 경기회복기인 1999년을 대상으로 남녀간 자영업 비중의 격차를 분석하는 것이 최근 우리나라 남녀간 자영업 비중 격차의 분해를 크게 왜곡시키지는 않을 것으로 판단된다.

1>에 자세히 제시된다.

상대적으로 표본손실률이 작은 여성의 경우 최종표본과 원표본에 나타난 자영업주의 비중이 큰 차이를 보이지 않으나, 남성의 경우 최종표본에 나타난 자영업주의 비중이 원표본에 나타난 자영업주의 비중보다 약 2~3%포인트 높게 나타남을 발견하였다.¹¹⁾ 따라서 여성의 경우 최종표본을 그대로 분석에 사용하였고 남성의 경우는 김대일(1999), 류재우·최호영(2000) 등이 사용한 방법을 이용하여 가중치를 계산하고 이를 분석에 사용하였다.¹²⁾ [그림 1]은 1999년 1~12월까지 최종표본과 원표본에서 나타나는 자영업주의 비중을 보여주고 있다.

[그림 1]을 보면 가중치를 고려한 남성의 경우 자영업주의 비율이 최종표본에서 아직도 약간 높게 나타나고 있음을 알 수 있다. 하지만 여성의 경우도 그 크기는 작지만 최종표본에서 자영업주의 비중이 약간 높게 나타나고 있어, 결과적으로 남녀의 자영업 비중의 격차는 원표본과 최종표본에서 큰 차이를 보이고 있지 않다.

[그림 1] 남녀 자영업 비중(1999)



- 10) 표본탈락률의 정의는 $(1 - \text{최종표본수} / \text{원표본수}) \times 100$ 으로 달(月)에 따라 차이가 있다.
- 11) 여기서 원표본은 1999년 1~12월 동안 매월 경찰조사에 나타난 표본을, 최종표본은 12개월간 계속적으로 남아 있는 표본을 말한다.
- 12) 가중치는 1999년 1월을 기준으로 남녀를 구분하고 연령을 5세 단위로 9가지 유형으로 구분하고 학력을 5가지 유형으로 구분하여 j 의 유형이 원표본에서 추출될 확률과 최종표본에서 추출될 확률을 구하고 이들 확률의 비율로 결정했다. 김대일(1999), 류재우·최호영(2000)은 가중치를 계산함에 있어 경제활동상태에 따른 구분도 포함시켰는데 12개월간 한 개인의 경제활동상태는 변하기 때문에 여기서는 1999년 12개월 동안 변하지 않는 성, 연령, 학력으로만 가중치를 계산하였다.

[그림 1]을 보면 남녀간 자영업 비중의 격차가 약 17%포인트로 나타나고 있음을 알 수 있다. 또한 약간의 변동은 있으나 남녀간 자영업 비중의 격차는 1999년 12개월 동안 일정한 수준을 유지하는 것으로 보인다. 따라서 균제상태를 가정하고 남녀간 자영업 비중을 분해하는 데 큰 무리가 없을 것으로 판단된다. 남녀의 자영업 비중과 그 격차에 대한 정확한 수치는 <부표 2>에 제시된다.

2. 변수 및 기초통계

자영업으로의 입직[$P_m(X_i; \Theta)$]과 자영업으로부터의 이직[$P_m(Z_i; \Gamma)$]을 추정하기 위하여 사용된 변수들은 다음과 같다. 우선 개인의 연령, 교육, 혼인 여부 등 개인적 속성에 관한 변수들은 X_i 와 Z_i 에 모두 포함된다.

자영업으로의 입직확률은 비자영업의 형태에 따라 다를 수 있다. 따라서 입직확률이 비자영업 형태에 따라 변하도록 정의하는 것이 바람직할 것이다. 이 경우 X_i 에는 비자영업의 형태를 나타내는 변수를 포함한다. 비자영업의 형태는 상용직 임금근로, 임시·일용직 임금근로, 무급가족종사자(주 18시간 이상 근로), 실업, 비경제활동의 5가지로 구분될 수 있다. 하지만 이들 변수를 더미로 포함시키는 데는 문제가 있다. 그 이유는 한 개인이 비자영업에서 자영업으로 이동하는 형태가 시간에 따라 다르게 나타날 수 있기 때문이다.

1965~70년까지의 기간을 분석한 Boskin and Nold(1975)도 임금을 변수에 포함시키면서 이와 유사한 문제에 직면했는데, 이 문제를 해결하기 위해서 평균임금을 사용하였다. 하지만 여기서는 비자영업 형태가 더미변수이기 때문에 평균을 낸다는 것은 적합하지 않다. 따라서 다음과 같은 방법으로 비자영업 형태를 구분하는 변수를 구축한다.

$$x_i = \frac{\text{개인 } i\text{가 1999년 동안 비자영업 중 } x\text{의 상태에 있었던 기간}}{\text{개인 } i\text{가 1999년 동안 비자영업상태에 있었던 총기간}} \dots\dots (13)$$

위에서 x_i 는 개인 i 가 상용직 임금근로, 임시·일용직 임금근로, 무급가족종사자, 실업, 비경제활동으로 보낸 기간의 비중을 각각 나타낸다. 다시 말하면 x_i 는 개인 i 가 평균적으로 어떠한 비자영업 형태에서 주로 시간을 보내는가를 말해 주고 있다. 만일 어떤 사람이 1999년 중 10개월 동안 실업에 있고 2개월간 자영업 상태에 있었다면 이 사람의 실업 비중은 1이 되며 이 경우 더미변수와 같게 된다. 또한 식 (13)으로부터 비자영업변

수들의 합이 1이 됨을 알 수 있다. 따라서 추정에서는 비자영업 중 상용직 임금근로의 비중을 제외시킨다.

자영업으로부터의 이직 역시 자영업의 형태에 따라 다를 수 있다. 따라서 Z_i 에 자영업의 형태를 통제하는 변수를 포함시키는 것이 바람직하다. 앞서 설명한 방법과 같이 $P_{sn}(Z_i; I)$ 의 추정에서는 총 자영업 기간 중 자영업자로서 보낸 기간의 비중을 포함시킨다(생략된 변수는 총 자영업 기간 중 고용주로서 보낸 기간의 비중이다).¹³⁾

끝으로 모형의 추정에 있어 지역을 통제하는 것이 바람직하겠으나 통계청이 지역변수를 공개하지 않는 이유로 구체적 지역을 통제하는 대신에 농가/비농가, 시부/군부를 통제하는 것으로 대신한다. 이들 변수 역시 노동력 상태가 변함에 따라 변할 수 있다. 따라서 각 개인에 대하여 1999년 12개월 동안 농가부문에서 보낸 기간의 비중, 도시에서 보낸 기간의 비중을 변수로 구축하고 이들을 추정에 사용하기로 한다.¹⁴⁾ 변수의 정의와 이들 변수의 기초통계량은 <부표 3>과 <부표 4>에 각각 제시된다.

<부표 4>를 보면 남성이 여성보다 상대적으로 가구주가 많고 고학력이며 미혼이라는 것을 알 수 있다. 반면에 여성이 남성보다 비자영업 기간 중 비경제활동, 임시·일용직 임금근로, 무급가족종사자로 보낸 기간이 길며 실업으로 보낸 기간은 짧다는 것을 알 수 있다. 자영업 기간 중 자영업자로 보낸 기간의 비중은 남성이 여성보다 높게 나타나고 있으며 농가나 도시 거주 비중은 남녀에 있어 큰 차이를 보이지 않고 있다.

지금까지 언급한 변수들 이외에 식 (7)의 모델을 추정하기 위해서는 개인 i 가 표본기간 동안에 노동력 상태 k 에서 노동력 상태 j 로 이동한 횟수를 나타내는 T_{kj}^i 에 대한 정보가 필요하다. <표 1>은 T_{kj}^i 의 분포를 나타내고 있다. 표를 보면 전체 근로자의 90% 이상은 1999년 동안 자영업으로의 입직(T_{ns})이나 자영업으로부터의 이직(T_{sn})을 경험하지 않고 있는 것으로 나타나고 있다. 또한 자영업으로의 입직이나 자영업으로부터의 이직을 경험한 사람의 경우 그 횟수는 한 번이 가장 많이 나타나며 T_{ns} 의 최대값보다는 T_{sn} 의 최대값이 크게 나타나고 있어, 자영업으로의 입직보다는 자영업으로부터의 이직

13) 좀더 일반적인 모형은 자영업 형태를 고용주와 자영업자로 구분하여 각각 이행확률함수를 정의하는 것이다. 하지만 앞의 각주 6에서도 지적하였듯이 이 경우 분석이 너무 복잡해진다. 따라서 여기서는 이행확률함수에 자영업 형태를 통제변수로 포함시키기로 한다. 이 경우 이행확률함수의 절편의 이동을 통하여 이행확률에 영향을 미치게 된다.

14) 실제로 각 개인의 시부/군부가 변한 경우는 없었다. 따라서 1999년 12개월 중 시부에서 보낸 기간의 비중은 시부의 더미변수와 같다.

이 더 빈번한 것으로 여겨진다. 남성과 여성을 비교할 경우 자영업으로의 입직이나 자영업으로부터의 이직을 경험한 사람들의 비중이 남성이 더 높게 나타나고 있어, 남성이 여성보다 노동이동이 더 활발하다는 것을 알 수 있다.

〈표 1〉 자영업으로 입직과 자영업으로부터 이직 횟수의 분포 (단위 :%)

	T_{ns}				T_{sn}				
	0	1	2	3	0	1	2	3	4
남 성	92.11	7.03	0.80	0.07	90.93	8.28	0.74	0.05	0.01
여 성	93.51	5.86	0.58	0.02	92.69	6.63	0.63	0.04	0.01

주: 횟수의 분포의 합은 100%가 됨. 단 반올림의 오차가 발생할 수 있음.

IV. 이행확률의 추정결과

이행확률의 추정은 제II장에 제시된 식 (7)의 로그우도함수를 Newton-Raphson을 통하여 극대화함으로써 이루어졌다. 식 (7)은 전반적 오목함수(globally concave function)이므로 초기값(initial values)에 좌우되지는 않지만 반복(iteration)을 줄이기 위해서 1999년 1월과 2월 사이의 이동을 단순로짓으로 추정한 후 그 값을 초기값으로 사용하였다. 파라미터(θ , Γ)들의 표준오차는 1차 미분값의 외부곱(outer product)을 이용하여 구해졌다. <표 2>는 이행확률의 추정결과를 나타내고 있다.

우선 자영업으로의 입직확률(P_{ms})의 추정결과를 살펴보자. 남녀간 공통적으로 나타나는 현상은 가구주(Head), 농가부문(Agsecpro)에 있는 사람이 그렇지 않은 사람보다 자영업으로의 입직확률이 높고, 도시거주자(Citypro)가 농촌거주자보다 자영업으로의 입직확률이 낮으며, 연령이 증가할수록 자영업으로의 입직확률이 높아지나 그 증가폭이 체감한다는 것이다. 연령의 한계효과를 계산한 결과 남성은 41살, 여성은 47살에서 각각 정점에 이르고 그 후 자영업으로의 입직확률이 감소하기 시작하는 것으로 나타나고 있다.

또한 비자영업의 형태가 자영업으로의 입직에 미치는 영향도 남녀간 큰 차이를 보이고 있지 않다. 즉 남녀 모두 비자영업으로 보낸 총 기간 중 실업(Unempro), 비경활(Outpro), 임시직 임금근로(Irregpro), 무급가족종사자(Fampro)로 보낸 기간의 비중이 높

〈표 2〉 이행확률모형의 추정치

	남 성		여 성	
	P_{ns}	P_{sn}	P_{ns}	P_{sn}
Head	1.197(0.074)*	-0.848(0.090)*	0.560(0.083)*	-0.589(0.082)*
Age/100	14.248(1.951)*	-16.394(2.057)*	9.999(2.089)*	-13.835(2.194)*
(Age/100)2	-17.286(2.169)*	17.159(2.229)*	-10.689(2.277)*	14.828(2.393)*
Element	-0.049(0.074)	0.246(0.074)*	0.302(0.080)*	0.302(0.087)*
Mid	-0.139(0.071)	0.066(0.069)	-0.109(0.079)	0.011(0.082)
Tech	0.070(0.101)	-0.272(0.116)*	-0.052(0.148)	0.036(0.143)
Univpost	-0.012(0.069)	-0.179(0.076)*	0.274(0.105)*	-0.095(0.105)
Single	-0.834(0.092)*	0.117(0.107)	-0.256(0.140)	-0.049(0.140)
Othmar	-0.455(0.123)*	0.606(0.125)*	0.359(0.093)*	-0.256(0.093)*
Unempro	3.221(0.092)*	-	3.057(0.227)*	-
Outpro	2.417(0.084)*	-	1.441(0.170)*	-
Irregpro	1.469(0.082)*	-	1.365(0.175)*	-
Fampro	1.826(0.134)*	-	1.588(0.175)*	-
OAselfpro	-	0.235(0.064)*	-	0.425(0.093)*
Agsecpro	2.358(0.075)*	-0.035(0.075)	0.619(0.075)*	0.761(0.075)*
Citypro	-0.315(0.064)*	0.103(0.065)	-0.466(0.064)*	-0.017(0.501)
Constant	-9.356(0.429)*	0.635(0.459)	-8.384(0.490)*	-0.136(0.066)*
표본수	19,485		21,935	
log-likelihood	-17,100.82		-15,510.46	

주: 교육, 혼인 여부, 비자영업 형태, 자영업 형태의 기준변수는 각각 고등학교, 기혼, 상용직 임금근로자, 고용주임.

*는 95% 신뢰수준에서 유의성을 나타냄.

을수록 자영업으로의 입직확률이 증가함을 보여주고 있다.¹⁵⁾ 이러한 결과는 남성 자영업주만을 분석한 류재우·최호영(2000)의 연구결과와도 일치하며 여성에 있어서도 자영업주가 되는 사람이 주로 한계근로자라는 추가적인 정보를 제공하고 있다.

자영업으로의 입직확률에 있어 남녀간 차이를 보이는 요인은 학력과 혼인상태이다. 학력은 남성에 있어서는 통계적으로 유의하게 나타나지 않으나 여성에 있어서는 일부 변수에서 중요성을 보이고 있다. 즉 고등학교 교육을 받은 여성과 비교하여 초등학교 교육(Element)이나 대학 이상의 교육(Univpost)을 받은 여성이 자영업주가 될 가능성이 더 높게 나타나고 있다. 이는 여성 자영업주 집단이 남성보다 상대적으로 이질적일 수 있다는 것을 의미한다.

15) 이는 비자영업 중 상용직 임금근로로 보낸 비중이 높을수록 자영업으로의 이행확률이 감소함을 의미한다.

혼인 여부가 자영업으로의 입직확률에 미치는 영향에 있어서도 남녀간 차이를 보이는 데 남성의 경우 미혼자(Single)나 기타 혼인상태(Othmar), 즉 이혼자 혹은 사별자가 기혼자보다 자영업주가 될 확률이 낮게 나타나나 여성의 경우 기타 혼인상태에 있는 사람이 기혼자보다 자영업주가 될 확률이 높은 것으로 나타나고 있다. 이는 이혼한 혹은 사별한 여성에게 생계를 유지하기 위하여 자영업이 현실적인 대안이 될 수 있다는 가능성을 제시한다.

다음으로 자영업에서 비자영업으로의 이행확률(P_{sm})의 추정결과를 보면 가구주일수록 자영업에서 이탈할 확률이 낮게 나타나고, 학력이 낮을수록, 총 자영업 기간 중 자영업자로서 보낸 기간(OAselfpro)이 길수록 자영업에서 이탈할 확률이 높게 나타나는 점은 남녀 모두 공통적이나 혼인 여부가 이탈확률에 미치는 영향에서 다시 한번 질적인 차이를 보이고 있다. 즉 남성의 경우 이혼이나 사별한 사람일수록 자영업에서 이직할 확률이 높게 나타나는 반면, 여성의 경우 이혼이나 사별한 사람일수록 자영업에서 이직할 확률이 낮게 나타나고 있다.

연령이 높을수록 자영업으로부터 이탈할 확률은 감소하나 그 감소폭은 점점 줄어드는 것으로 나타나는데, 연령의 한계효과를 계산한 결과 남성은 48세, 여성은 47세까지 자영업으로부터 이직할 확률이 감소하나 그 후 증가하는 것으로 나타나고 있다. 앞서 언급한 연령이 자영업으로의 입직확률에 미치는 결과와 종합하여 보면 남녀 모두 40세 초반까지는 자영업으로 이행할 확률은 높고 자영업으로부터 이탈할 확률은 낮아 자영업주의 비중이 증가하며, 그 이후에는 자영업으로 이행할 확률은 낮고 자영업으로부터 이탈할 확률은 높아 자영업주의 비중은 감소하는 것으로 판단된다. 물론 이 결과는 다른 변수를 통제한 후에 얻어지는 순수한 연령효과임에 주의해야 한다.

끝으로 <표 2>의 결과로부터 중요한 사실을 발견할 수 있는데, 그것은 한 변수가 자영업으로의 입직과 자영업으로부터의 이직에 미치는 효과는 반드시 대칭적이 아니라는 것이다. 이 점은 중요한 함의를 가지고 있다. 만일 대칭적이라면, 즉 가구주의 계수에서 나타나는 것과 같이 가구주이면 자영업으로 이행할 확률이 높고 자영업으로부터 이탈할 확률이 낮다면 자영업으로 입직할 확률이나 자영업으로부터 이직할 확률 중 하나만 알면 자영업주가 될 확률을 파악할 수 있다. 하지만 <표 2>의 결과를 보면 어떤 변수는 자영업으로의 입직확률에만 중요하며 자영업으로부터의 이직확률에서는 중요하지 않는 경우도 있으며, 특히 두 이행확률함수에서 같은 부호를 갖는 경우도 나타나고 있다. 예를 들면 여성의 경우 초등학교 교육(Element)을 받은 사람은 자영업으로 이행할 확률도

높고 자영업으로부터 이탈할 확률도 높다.¹⁶⁾ 이 경우 초등학교 교육을 받은 사람이 자영업주가 될 확률이 높은지 낮은지를 알기 위해서는 자영업으로의 입직확률과 자영업으로부터의 이직확률을 동시에 고려해야만 한다. Evans and Leighton(1989), Evans and Jovanovic(1989) 등은 자영업으로의 입직(entry)만을, Holtz-Eakin, Joulfaian and Rosen (1994) 등은 자영업으로부터의 이직(exit)만을 분리하여 분석하고 있고, 따라서 이들의 연구방법은 자영업주가 될 확률 혹은 자영업 비중을 파악하는 데는 한계를 갖고 있는 것이다.

V. 남녀 자영업 비중의 추정결과와 격차분해

1. 남녀 자영업 비중의 추정결과

이행확률함수가 추정되면 이를 이용하여 각 개인의 이행확률들을 구하고 이들의 평균을 이용하여 제Ⅲ장의 식 (8)과 같이 남녀 자영업 비중을 구할 수 있다. <표 3>은 평균 추정 이행확률과 평균추정 자영업 비중을 나타내고 있다.

우선 평균추정자영업 비중(ϕ_s)을 보면 남성이 31.05%, 여성이 13.39%로 나타남을 알 수 있다. 이는 1999년 12개월의 단순평균 자영업 비중보다 남녀 모두 약 2%포인트 높게 나타나는데, 이러한 격차는 규제상태의 가정에 기인할 수도 있고 비선형함수로 인한 추정오차일 수도 있다. 하지만 남녀 각각의 자영업 비중이 약간 과대추정되었음에도 불구하고

<표 3> 평균추정 이행확률과 평균추정 자영업 비중

	\overline{P}_{nm}	\overline{P}_{ns}	\overline{P}_{ss}	\overline{P}_{sm}	ϕ_s	표본평균 자영업 비중
남 성	0.9832	0.0168	0.9627	0.0373	0.3105	0.2866
여 성	0.9919	0.0081	0.9476	0.0524	0.1339	0.1104
차 이	-0.0087	0.0087	0.0151	-0.0151	0.1766	0.1762

주: ϕ_s 는 식 (8)에 의해서 구해졌으며, 표본평균 자영업 비중은 1999년 12개월의 평균임.

16) 이러한 현상은 농가부문에 속한 여성이 경우에도 나타나고 있다. 즉 농가부문에 있는 여성은 자영업으로 진입할 확률이 높은 동시에 자영업에서 이탈할 확률도 높게 나타나고 있다.

하고 남녀 자영업 비중의 격차는 평균추정 자영업 비중과 단순평균 자영업 비중 사이에서 매우 유사하게 나타나고 있다. 따라서 자영업 비중의 과대추정은 남녀 자영업 비중의 격차분해에는 큰 영향을 미치지 않는다고 볼 수 있다. 남성과 여성의 자영업 비중의 격차는 약 17.66%로 추정되고 있다.

끝으로 평균추정 이행확률을 보면 남성이 여성보다 비자영업에서 자영업으로 이행할 확률이 높으며, 반대로 자영업에서 비자영업으로 이행할 확률은 낮게 나타남을 알 수 있다. 특히 자영업으로의 입직확률은 남성이 여성의 2배 이상 되고 있는데, 이러한 현상은 왜 우리나라 남성이 여성보다 높은 자영업 비중을 가지는지를 설명하고 있다. 즉 우리나라 남성이 여성보다 자영업 비중이 높은 이유는 자영업주가 되는 사람이 상대적으로 많을 뿐 아니라 일단 자영업주가 되면 자영업에서 이직하는 사람도 상대적으로 적기 때문이다.

2. 남녀 자영업 비중 격차분해결과

남녀 자영업 비중의 격차를 분해하기 위해서는 우선 ϕ_s^o (여성이 남성의 자영업계수를 가질 경우의 자영업 비중)을 추정하는 것이 선행되어야 한다. ϕ_s^o 이 추정되면 제Ⅲ장의 식 (10)~(12)에 의해서 분해가 가능하게 된다. 또한 $\overline{P_{ns}^o}$, $\overline{P_{sn}^o}$ 를 각각 여성이 남성의 이행 확률함수의 계수를 가질 경우의 평균이행확률로 정의하면 남녀의 평균이행확률의 격차도 유사한 방법으로 분해될 수 있다. <표 4>는 남녀 이행확률과 자영업 비중의 격차를 속성의 차이(difference in characteristics)와 계수의 차이(difference in coefficients)로 분해한 결과를 나타내고 있다.

<표 4>를 보면 남녀간 자영업 비중의 격차는 17.66%포인트인데 이 중 58%는 속성의 차이, 42%는 계수의 차이에 기인하는 것으로 밝혀지고 있다. 따라서 우리나라 남성의 자영업 비중이 여성의 자영업 비중보다 높은 이유는 남성이 여성보다 자영업에 적합한 속성과 계수를 모두 가졌기 때문으로 판단된다. 속성의 차이가 약간 더 중요한 요인으로 작용한다 볼 수도 있을 것이다.¹⁷⁾

17) 한 익명의 논평자는 여성이 남성의 계수를 가졌을 때뿐 아니라 남성이 여성의 계수를 가졌을 때를 기준으로 분해할 것을 제시하였다. 일반적으로 남녀 임금격차를 분해할 때 여성이 남성의 계수값을 가졌을 때를 기준으로 하는데 그 이유는 차별을 확인하기 위한 것이다. 익명의 논평자의 제안대로 남성이 여성의 계수를 가졌을 때의 자영업 비중을 추정할 결과

<표 4> 남녀 이행확률 및 자영업 비중의 분해결과

		속성의 차이[(1)~(2)]	계수의 차이[(2)~(3)]	총 격차[(1)~(3)]
(1) $\overline{P_{ns}^m}$	0.0168	0.0014 (16.1%)	0.0073 (83.9%)	0.0087 (100%)
(2) $\overline{P_{ns}^o}$	0.0154			
(3) $\overline{P_{ns}^j}$	0.0081			
(1) $\overline{P_{sn}^m}$	0.0373	-0.0214 (141.7%)	0.0063 (-41.7%)	-0.0151 (100%)
(2) $\overline{P_{sn}^o}$	0.0587			
(3) $\overline{P_{sn}^j}$	0.0524			
(1) ϕ_s^m	0.3105	0.1028 (58.2%)	0.0738 (41.8%)	0.1766 (100%)
(2) ϕ_s^o	0.2077			
(3) ϕ_s^j	0.1339			

주: 자영업 비중은 이행확률의 비선형합수이기 때문에 이행확률의 격차의 합이 자영업 비중의 격차와 같지 않음.

남성의 자영업 비중이 여성보다 높은 이유는 남성이 여성보다 자영업으로의 입직확률이 높고, 자영업으로부터의 이직확률이 낮기 때문임은 이미 지적하였다. <표 4>를 보면 이러한 이행확률의 차이가 무엇 때문에 발생하는지를 알 수 있다. 우선 자영업으로의 입직확률의 차이를 분해한 결과를 보면 16%가 속성의 차이, 84%가 계수의 차이로 나타나고 있다. 즉 남성이 여성보다 자영업으로의 이행확률이 높은 주된 이유는 남성이 여성보다 창업에 적합한 속성을 가졌기 때문이기보다는 상당부분 설명되지 않는 요인에 의존하고 있다. 이러한 설명되지 않는 요인에는 성향의 차이, 위험선호의 차이, 소비자의 차별 등을 포함한 사회적 차별, 정부의 창업지원에 있어 성차별이 포함될 수 있을 것이다. 최근 한국경제신문(2001년 1월 31일)은 “한국 여성들은 남성에 비하여 창업 욕구가 강한 데도 불구하고 창업에 따르는 금융지원을 제대로 받지 못한 것으로 나타난다”고 보도하고 있다. 이것이 사실이라면 여기서 나타나는 계수의 차이(설명되지 않는 차이)는 개인적 성향이나 위험선호의 차이보다는 정부의 창업지원정책이 여성에게 홍보가 부족하거나 여성 차별적이기 때문에 발생한다고 해석될 수 있을 것이다. 이는 앞으로 정부의 창업지원정책이 좀더 남녀에 형평적이 되어야 할 것이라는 점을 시사한다.

반면에 남성이 여성보다 자영업으로부터의 이탈확률이 낮는데, 그 주된 이유는 남성이 자영업에 적합한 속성을 가졌기 때문으로 나타나고 있다. <표 4>를 보면 속성의 차

23.2%로 나타났다. 이 경우 속성의 차이는 9.8%(=23.2-13.4), 계수의 차이는 7.9%(=31.1-23.2)로 결과에 있어 질적인 변화는 없는 것으로 나타난다.

이가 142%, 계수의 차이가 -42%로 나타나, 남성이 자영업으로부터 이탈하려는 경향은 여성보다 오히려 높으나 남성이 여성보다 자영업에 적합한 속성을 가졌기 때문에 결과적으로 남성이 여성보다 자영업으로부터의 이탈확률이 낮게 나타나고 있음을 알 수 있다. 속성의 차이는 통제가 상대적으로 어렵다고 한다면 결국 남성이 여성보다 자영업에서 이탈하려는 경향이 크게 나타난다는 결과는 남성의 경우 정부는 기업의 유지, 성장을 돕는 지원정책이 창업정책보다는 상대적으로 더 중요할 수 있다고 할 수 있을 것이다.

앞서 남녀 자영업 비중의 격차를 속성의 차이와 계수의 차이로 분해하였고 격차의 58%는 속성의 차이, 42%는 계수의 차이 때문에 발생한다는 것을 밝혔다. 여기서는 속성의 차이와 계수의 차이를 주요 요인별로 좀더 세분화시켜 분해한 결과를 제시한다. <표 5>는 주요 요인별 남녀 자영업 비중의 격차분해결과를 나타내고 있다. <표 5>의 근거가 되는 것은 변수별 분해인데 이는 <부표 5>에 제시한다.

<표 5>에서 비자영업 형태와 자영업자의 두 요인을 제외한 나머지 요인들은 자영업으로의 입직확률과 자영업으로부터의 이직확률에 모두 영향을 미친다. 따라서 이들 요인에 관한 위 표의 결과는 입직과 이직확률에 미치는 효과를 합한 순효과라고 볼 수 있다.

<표 5>를 보면 남녀 자영업 비중 격차를 증가시키는 요인이 가구주, 연령, 농가부문, 도시거주임을 알 수 있다. 즉 남성이 여성보다 가구주가 많고 가구주일수록 자영업으로의 입직률은 높고 자영업으로부터의 이직률은 낮기 때문에 남녀 자영업 비중을 확대하

<표 5> 주요 요인별 남녀 자영업 비중의 격차분해결과

	속성의 차이	계수의 차이	총 격차	%
가구주	0.3828	0.0356	0.4184	236.90
연령	0.1022	0.1768	0.2790	157.98
교육	0.0074	-0.0494	-0.0420	-23.80
혼인 여부	-0.0046	-0.0624	-0.0670	-37.93
비자영업 형태	-0.3807	0.1969	-0.1838	-104.08
자영업자	-0.0013	0.0001	-0.0012	-0.68
농가부문	-0.0023	0.0861	0.0838	47.47
도시 거주	-0.0006	0.0496	0.0490	27.75
상수항	0.0000	-0.3596	-0.3596	-203.62
전체	0.1028	0.0738	0.1766	100.00

주: 연령은 Age/100, (Age/100)²의 합이며, 교육은 Element, Mid, Tech, Univpost의 합이고, 혼인 여부는 Single, Othmar의 합이며, 비자영업형태는 Unempro, Outpro, Irregpro, Fampro의 합임.

는 결과를 가져오며, 연령은 남성이 여성보다 평균에서는 약간 작게 나타나나 연령의 제곱의 효과로 연령이 남녀 자영업 비중의 격차를 확대하는 효과를 가져오고 있다. 농가부문과 도시거주 역시 남녀 자영업 비중을 확대하는 역할을 하는데, 이는 <표 2>의 이행확률 추정결과와도 일관성을 가진다.

다음으로 남녀 자영업 비중의 격차를 감소시키는 요인으로는 비자영업 형태, 혼인 형태, 교육, 자영업자 등이 발견되었다. 비자영업 형태는 자영업으로의 입직확률에만 영향을 미치며 자영업으로부터의 이직확률에는 영향을 미치지 못한다. <표 5>에서 비자영업 형태가 남녀 자영업 비중 격차를 줄이는 것으로 나타나는데 이는 주로 속성의 차이 때문임을 알 수 있다. 즉 여성이 남성보다 비경제활동인구, 임시직 및 일용직 임금근로자, 무급가족종사자의 비중이 높고 이들은 자영업으로의 입직률이 높기 때문에 결과적으로 남녀 자영업 비중을 줄이게 된다.

혼인 형태 역시 남녀 자영업 비중을 줄이는 역할을 하는데 이는 주로 이혼 혹은 사별한 여성이 남성보다 많으며 이들이 자영업으로 이행할 확률은 높고 자영업으로부터 이탈할 확률은 낮기 때문인 것에 기인한다. 이러한 결과는 앞서 이행확률의 추정결과와도 일관성을 가진다. 교육의 경우는 남성이 여성보다 자영업에 적합한 교육속성을 가지나 반대로 약한 자영업 경향을 가지기 때문에 남녀간 자영업 비중의 격차를 줄이는 것으로 나타나며, 자영업자 변수 역시 남녀 자영업 비중의 격차를 줄이는 방향으로 작용하고 있으나 그 효과는 미미한 것으로 보이고 있다.

VI. 무급가족종사자가 남녀간 자영업 비중 격차에 미치는 영향

앞에서 언급한 바와 같이 가구주 여부가 남녀 자영업 비중의 격차를 확대하는 데 중요한 요인으로 작용하는데, 이에 대해서는 좀더 설명이 필요할 것 같다. 문제는 부부가 같이 자영업을 할 경우 남편이 자영업자로 부인은 무급가족종사자로 나타나지 않겠느냐 하는 점이다. 이러한 경우 남성의 자영업 비중이 여성보다 높게 나타나는 이유는 단지가장이라는 지위 때문이고 이는 표시(label)의 문제에 불과할 수 있다. 이 문제를 해결하기 위해서 자영업주에 무급가족종사자를 포함하여 지금까지의 과정을 반복하였다.¹⁸⁾ <부

표 6>은 자영업주에 무급가족종사자를 포함시킨 경우 이행확률의 추정치를 보여준다. 여기서 우리가 관심을 갖는 것은 가구주의 계수이다. 예상한 대로 가구주 계수의 크기는 무급가족종사자를 포함시키지 않은 경우보다 작아짐을 알 수 있다. 하지만 크기의 변화는 있어도 가구주일수록 입직확률은 증가하고 이직확률은 감소한다는 결과에는 변화가 없는 것으로 나타나고 있다. <표 6>은 무급가족종사자를 자영업주에 포함시킬 경우 남녀간 자영업 비중과 격차의 추정치를 보여준다.

<표 6> 평균추정 이행확률과 평균추정 자영업(무급가족종사자 포함) 비중

	\overline{P}_{nn}	\overline{P}_{ns}	\overline{P}_{ss}	\overline{P}_{sn}	ϕ_s	표본평균 자영업 비중
남 성	0.9811	0.0189	0.9647	0.0353	0.3479	0.3198
여 성	0.9838	0.0162	0.9586	0.0414	0.2813	0.2418
차 이	-0.0027	0.0027	0.0061	-0.0061	0.0666	0.0780

주: ϕ_s 는 식 (8)에 의해서 구해졌으며, 표본평균 자영업 비중은 1999년 12개월의 평균임.

무급가족종사자를 포함시킬 경우 남녀간 자영업 비중의 격차는 6.7%포인트로 무급가족종사자를 제외시킬 경우(17.7%포인트)보다 그 격차가 크게 줄어들음을 알 수 있다. 이렇게 격차가 줄어드는 이유는 무급가족종사자를 포함시킬 경우 여성의 자영업 비중이 크게 증가하기 때문이다. 특히 <표 3>과 비교할 때 여성이 자영업으로 이행할 확률이 약 2배 증가함을 알 수 있다(8.1%에서 16.2%). 하지만 여기서도 남성의 자영업 비중이 여성보다 높은 이유는 남성이 여성보다 자영업으로의 입직확률이 높고, 자영업으로부터의 이직확률이 낮다는 기존 결과에는 변함이 없다.

다음으로 남녀간 자영업 비중의 격차를 속성의 차이와 계수의 차이로 분해한 결과를 살펴보자.

<표 7>을 보면 속성의 차이가 전체 격차의 88%를 차지하는 것으로 나타나고 있고 상대적으로 계수의 차이는 12%로 낮게 나타나고 있다. 이러한 결과는 무급가족종사자를 자영업주에 포함시키지 않을 경우보다 속성의 차이를 강화하고 있는 것이다. 자영업 격차에서 속성의 차이의 중요성은 자영업에서 비자영업으로 이탈할 확률에서 크게 나타나

18) Blanchflower(2000)는 나라마다 자영업주의 개념이 다르다는 이유로 무급가족종사자를 자영업주의 범주에 포함하여 OECD 국가들의 자영업 비율을 비교하고 있다.

<표 7> 남녀 이행확률 및 자영업(무급가족종사자포함) 비중의 분해결과

		속성의 차이[(1)~(2)]	계수의 차이[(2)~(3)]	총 격차[(1)~(3)]
(1) $\overline{P_{ns}^m}$	0.0189	-0.0045 (-166.7%)	0.0072 (266.7%)	0.0027 (100%)
(2) $\overline{P_{ns}^o}$	0.0234			
(3) $\overline{P_{ns}^f}$	0.0162			
(1) $\overline{P_{sm}^m}$	0.0353	-0.0224 (367.2%)	0.0163 (-267.2%)	-0.0061 (100%)
(2) $\overline{P_{sm}^o}$	0.0577			
(3) $\overline{P_{sm}^f}$	0.0414			
(1) ϕ_s^m	0.3479	0.0589 (88.4%)	0.0077 (11.6%)	0.0666 (100%)
(2) ϕ_s^o	0.2890			
(3) ϕ_s^f	0.2813			

주: 자영업 비중은 이행확률의 비선형합수이기 때문에 이행확률의 격차의 합이 자영업 비중의 격차와 같지 않음.

고 있다. 즉 남성이 여성보다 자영업으로부터의 이탈확률이 낮은데, 그 주된 이유는 남성이 자영업에 적합한 속성을 가졌기 때문으로 나타나고 있다. <표 7>을 정리하면 계수의 차이는 남성의 자영업 입직을 높이며 속성의 차이는 남성의 자영업 이직을 낮춘다고 할 수 있는데, 이 결과 역시 무급가족종사자를 자영업주에 포함하지 않을 때와 유사하다.

마지막으로 속성의 차이와 계수의 차이를 주요 요인별로 세분화한 결과를 <표 8>에 제시한다. 표를 보면 가구주의 역할이 상당히 감소하고 있음을 알 수 있다. 무급가족종사자를 자영업주에 포함시키지 않았을 경우 가구주가 전체 격차에서 차지하는 비중이 약 237%였으나 <표 8>에서는 73%로 크게 감소하고 있다. 이러한 결과는 부부가 같이 자영업을 할 경우 남편이 자영업자로 부인은 무급가족종사자로 나타날 수 있는 가능성을 보여준다 하겠다. 하지만 크기는 감소했어도 전체 격차를 설명하는 데 가구주의 역할이 아직도 매우 중요하게 나타나고 있다는 점도 간과해서는 안 될 것이다.

남편이 자영업주일 경우 부인이 무급가족종사자로 나타나는 가능성을 살펴보기 위하여 1999년 1월 자료를 가지고 가구코드를 이용하여 남편-부인의 자료를 만들어 보았다. 경제활동상태를 비근로, 임금근로, 자영업, 무급가족근로로 나누어 남편이 자영업을 할 경우 부인이 어떤 경제활동상태에 있는지를 계산하여 보았다(즉 조건부 확률). <표 9>는 그 결과를 제시하고 있다.

〈표 8〉 주요 요인별 남녀 자영업(무급가족종사자 포함) 비중의 격차분해결과

	속성의 차이	계수의 차이	총 격차	%
가구주	0.04836	0.00044	0.0488	73.27
연령	0.01799	0.01391	0.0319	47.90
교육	0.03513	-0.00318	0.0320	48.05
혼인 여부	0.01545	-0.00051	0.0149	22.37
비자영업형태	-0.07943	0.00394	-0.0755	-113.36
자영업형태	0.00458	0.00010	0.0047	7.06
농가부문	0.00801	0.00006	0.0081	12.16
도시 거주	0.00870	0.00273	0.0114	17.12
상수항	0.00000	-0.00982	-0.0098	-14.71
전 체	0.05890	0.00770	0.0666	100.00

주: 연령은 Age/100, (Age/100)²의 합, 교육은 Element, Mid, Tech, Univpost의 합, 혼인여부는 Single, Othmar의 합, 비자영업형태는 Unempro, Outpro, Irregpro의 합, 자영업형태는 OAselfpro, Fampro의 합임.

〈표 9〉 남편의 직업에 따른 부인의 경제활동상태(조건부 확률, %)

		부인의 경제활동 상태				전 체
		비근로	임금근로	자영업	무급가족근로	
남편의 직업	자영업	52.65	21.49	10.53	15.33	100
	임금근로	55.57	22.85	9.64	11.94	100

자료: 1999년 1월 경활자료를 가구코드를 이용하여 남편-부인 파일로 만든 자료.

위 결과를 보면 남편이 자영업을 할 경우, 부인이 자영업을 한다고 할 확률보다는 무급가족종사자라고 할 확률이 더 높게 나타나고 있음을 알 수 있다. 하지만 남편이 자영업을 할 경우라도 부인의 21%는 임금근로의 상태에 있어 남편의 직업과 부인의 직업 사이에 어느 정도의 독립성이 존재하는 것으로 보인다. 즉 자영업주가 단순히 남편과 부인 사이의 표시(label) 문제는 아닌 것이다.

자영업의 결정요인으로 금융제약(liquidity constraint)이 많이 지적되고 있다. 즉 자영업을 하기 위해서는 일정한 재산이 필요하다는 것이다. 만일 가구주가 가정의 재산권을 갖는다면 가구주가 남녀 자영업 비중의 격차를 확대한다는 것은 자영업주의 금융제약을 간접적으로 확인한다고 볼 수도 있을 것이다. 하지만 이러한 주장은 현재로서 가능성에 머무르고 있다. 앞으로 이 부분에 대해서는 재검토가 필요할 것이다.

VII. 요약 및 결론

본 연구는 우리나라 남성과 여성의 자영업 결정요인을 파악하고 이를 통하여 남녀간 자영업 비중의 격차를 설명하려 하였다. 본 연구의 주요 결과를 정리하여 요약하면 다음과 같다.

1) 1999년 1년간 자영업으로의 입직과 이직 횟수를 살펴본 결과 자영업으로의 입직보다는 자영업으로부터의 이직이 더 빈번한 것으로 나타나며, 자영업으로의 이동 횟수를 남성과 여성을 비교할 경우 남성이 여성보다 자영업부문의 이동이 더 활발하다는 것을 발견하였다.

2) 자영업으로의 입직확률을 추정한 결과 남녀 모두 비자영업으로 보낸 총 기간 중 실업, 비경활, 임시직 임금근로, 무급가족종사자로 보낸 기간의 비중이 높을수록 자영업으로의 입직확률이 증가하는 것은 자영업주가 되는 사람이 주로 한계근로자라는 류재우·최호영(2000)의 연구결과와도 일치한다.

3) 자영업으로의 평균입직확률과 자영업으로부터의 평균이탈확률을 계산한 결과, 남성이 여성보다 자영업으로 이행할 확률이 높으며 또한 자영업에서 이탈할 확률은 낮은 것으로 발견되었다. 즉 우리나라 남성이 여성보다 자영업 비중이 높은 이유는 자영업주가 되는 사람이 상대적으로 많을 뿐 아니라 일단 자영업주가 되면 자영업에서 이직하는 사람도 상대적으로 적기 때문이다.

4) 자영업부문의 이행확률함수를 분해한 결과 남성이 여성보다 입직확률이 높은 이유는 속성의 차이보다는 계수의 차이(설명되지 않는 차이)에 기인하며, 남성이 여성보다 이직확률이 낮은 이유는 남성이 여성보다 상대적으로 자영업에 적합한 속성을 가졌기 때문으로 나타났다.

5) 남녀간 자영업 비중의 격차를 확대시키는 요인으로는 가구주, 연령, 농가부문, 도시거주가, 그 격차를 축소시키는 요인으로는 비자영업 형태, 혼인 형태, 교육, 자영업 형태가 발견되었다. 특히 가구주는 자영업 비중의 격차를 확대시키는 데, 비자영업 형태는 그 격차를 축소시키는 데 매우 중요한 요인으로 발견되었다.

6) 자영업주의 범주에 무급가족종사자를 포함시킬 경우 남녀간 자영업 비중의 격차는 상당히 줄어들지만 그 격차의 분해결과는 질적으로 변하지 않고 있다. 가구주가 남녀간 자영업 비중의 격차에 공헌하는 정도는 크게 줄어드나 여전히 다른 변수보다는 중요한 요인으로 작용하고 있다.

또한 지면관계상 보고를 생략하였지만 직종과 산업이 남녀간 자영업 비중의 격차에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 취업자만을 대상으로 본문의 분석을 반복하였는데 주요 결론은 크게 변하지 않는다. 다만 직종은 남녀간 자영업 비중의 격차를 확대시키는 요인으로, 산업은 그 격차를 축소시키는 요인으로 작용하고 있고, 직종과 산업을 종합한 효과는 남녀간 자영업 비중을 축소하는 것으로 나타나고 있음을 밝힌다.¹⁹⁾

본 연구는 위의 결과 이외에도 한 변수가 자영업으로의 입직확률과 자영업으로부터의 이직확률에 미치는 효과는 반드시 대칭적이 아니라는 중요한 사실을 밝혔다. 이러한 결과는 자영업으로의 입직과 자영업으로부터의 이직을 분리하여 분석하고 있는 기존 연구가 자영업주가 될 확률 혹은 자영업 비중을 파악하는 데 한계를 갖는다는 것을 보여준다.

본 연구는 여성의 자영업 결정이 남성과 어떤 차이를 가지며 남녀간 자영업 비중의 격차가 왜 발생하는지를 설명하였다. 이제 결과에 대한 정책적 함의를 크게 두 가지로 요약하기로 한다. 첫째, 여성의 자영업 결정이 남성과 가장 큰 차이를 보이는 부분은 혼인형태이다. 즉 여성의 경우 남성과 비교할 때 상대적으로 이혼자나 사별자가 기혼자보다 자영업으로의 입직확률이 높으며 자영업부문으로부터의 이직확률은 낮게 나타나고 있다(표 2 참조). 이는 여성의 경우 이혼 혹은 사별하였을 경우 생계유지를 위하여 자영업이 현실적인 대안이 될 수 있다는 것이다. 여성가장은 가계의 소득을 책임져야 할 뿐 아니라 가사일도 부담해야 한다. 따라서 비교적 근무시간이 자유로우며 일의 개인적 통제가 수월한 자영업이 이들에게는 중요한 취업수단이 되는 것이 아닌가 판단된다. 따라서 여성가장의 실업문제를 해결하기 위해서는 임금근로자로의 취업보다는 이들의 창업을 돕는 정부정책이 강조되어야 할 것이다. 최근 노동부는 정규 직업훈련을 받기 어려운 여성가장 실업자를 대상으로 2001년 상반기 여성가장 실업자 취업훈련을 계획·실시하고 있다. 그 내용은 여성 창업이 용이한 텔레마케터, 컴퓨터 방문교사, 양재, 출장요리, 피부관리사, 미용, 가정도우미 부문에 훈련을 실시한다는 것이다. 본 연구결과에 비추어

19) 자세한 추정결과는 요청에 따라 제공될 수 있다.

불 때 이러한 노동부 정책은 시의적절하다고 판단된다. 하지만 2000년에 6,832명의 여성가장이 훈련에 참여하여 그 중 237명만이 자영업을 창업하였다는 결과는 그리 고무적이지는 않다. 앞으로 여성가장의 창업을 돕는 정부프로그램이 지속적이고 효과적으로 이루어져야 할 것이다.

둘째, 남녀간 자영업 비중의 격차를 분해한 결과 남녀간 개인적 특성들이 같을 경우 여성이 남성보다 자영업으로의 입직확률이 낮고 동시에 자영업으로부터의 이직확률도 낮은 것으로 나타나고 있다(표 4의 계수의 차이 참조). 즉 동일한 조건이라면 여성이 남성보다 자영업 비중이 떨어지는 이유는 이직확률이 높기 때문이 아니라 입직확률이 낮기 때문인 것이다. 이러한 입직확률의 차이는 앞서 지적한 대로 개인적 성향 및 위험선호도의 차이, 소비자의 차별, 창업에 대한 정부정책의 성별차이, 여성의 가사부담, 여성의 사회·경제적 참여의 제약 등 폭 넓은 요인에 의하여 발생할 수 있다. 하지만 최근 여성경제인협회는 우리나라 여성은 남성보다 창업 욕구가 강한 데도 불구하고 창업에 따르는 지원들을 제대로 받지 못한다고 주장하고 있으며, 또한 미국 중소기업 CEO 중 40%가 여성인 반면 한국의 경우 CEO 중 2.9%만이 여성이라는 조사결과도 있다.²⁰⁾ 이러한 사실을 고려한다면 남녀간 자영업부문으로의 입직확률의 차이는 단순히 개인의 성향 혹은 위험선호의 차이로 귀착시킬 수는 없다고 판단된다. 또한 Borjas and Bronars(1989)가 주장하는 소비자의 차별에 의한 부분도 있을 수 있지만 이들은 백인과 흑인의 자영업 비중의 차이를 설명하고 있어, 이러한 인종차별이 우리나라에서 소비자의 성차별로 나타날 가능성은 그리 크기 않을 것으로 판단된다.

만일 동일한 조건에서 여성이 남성보다 자영업으로의 입직확률이 낮고 이러한 차이가 개인적 성향 혹은 소비자의 차별에 의한 것이 아니라면 정부가 관여할 여지가 존재한다고 하겠다. 박종협(2001)은 KDI 경제정보센터에서 발간하는 『나라경제』 2001년 4월호에서 우리나라에서 5인 이상 기업 중 여성기업이 차지하는 비중이 앞서 지적한 대로 2.9%에 불과할 뿐 아니라 이들이 주로 숙박 및 음식업에 편중되어 있다고 밝히고 있다. 또한 여성기업인에게는 단기대출 및 고금리를 적용하는 차별적 금융관행이 있어 여성의 창업이나 기업경영을 어렵게 만들고 있다고 지적하고 있다. 이러한 차별적 관행들은 동일한 조건에서 왜 여성이 남성보다 자영업으로의 입직이 낮은지를 설명하는 데 중요한 역할을 할 것이다. 정부는 여성의 자영업을 활성화하기 위해서 기존의 여성에 대한 제도적

20) 『한국경제신문』, 2001년 1월 31일, 2월 2일 기사에서 발췌한 것이다.

차별을 철폐하고 여성이 남성과 동일하게 자신의 능력을 발휘할 수 있도록 기업경영환경을 개선하는 노력을 보여야 할 것이다. 특히 여성계에서는 여성이 남성보다 더 잘할 수 있는 분야로 인터넷 비즈니스 산업부문을 꼽고 있다. 이 부문에 대한 여성의 진출을 활성화하는 정책도 앞으로 적극 장려되어야 할 것으로 본다.

이제 본 연구의 향후 연구방향에 대해서 몇 가지 더 언급하기로 한다. 첫째, 본 연구에서는 자영업/비자영업의 두 상태(two states)를 상정하여 분석하고 있다. 자영업에는 고용주, 자영업자가 포함되며, 비자영업에는 비취업자, 임금근로자, 무급가족종사자가 포함된다. 그리고 이들은 자영업으로의 입직, 자영업으로부터의 이직에서 서로 다른 행태를 보일 수 있다. 본 연구에서는 이들의 이질성을 통제하기 위해서 1999년 12개월 동안 주로 어떤 상태에 있었는가를 나타내는 변수를 구축하고 이들을 이행확률함수에 포함시키고 있다. 이는 마치 임금함수를 추정할 때 여성더미변수를 포함하는 것과 같다. 좀더 일반적인 모형은 남성과 여성을 구별하여 임금함수를 추정하는 것이며 이러한 논리는 본 연구에도 적용될 수 있다. 하지만 본 연구의 목적이 자영업 비중을 추정하는 것이며, 또한 제II장에서도 언급한 바와 같이 자영업, 비자영업의 개별 형태별로 독립적인 이행확률함수를 정의할 경우 자영업 비중이 매우 복잡한 형태를 띠며 그 격차의 분해는 상당히 어려워진다. 앞으로 자영업부문 내 또는 비자영업부문 내의 이질성에 대해서는 자영업부문과 비자영업부문을 분리하여 분석하는 연구가 별도로 필요하리라 본다.

둘째, 자료상의 이유로 본 연구에서는 자영업의 결정요인으로 많이 지적되고 있는 금융제약(liquidity constraint)에 대해 검증하지 못하고 있다. 본 연구에서 가구주는 자영업으로 진입할 확률이 높고 자영업으로부터 이직할 확률은 낮는데, 만일 가구주가 가정의 재산권을 갖는다면 이러한 결과는 자영업주의 금융제약을 간접적으로 확인한다고 볼 수도 있다. 하지만 이 부분에 대해서는 개인 혹은 가족의 재산에 관한 정보가 있는 패널자료로 검증되어야 할 것이다.

마지막으로, 자영업의 결정에 있어 가구구조(family structure)가 중요할 수 있다. 최근에 외국에서는 가구의 구조, 자영업의 세대간 이전에 대한 연구가 일부 진행되고 있는 것으로 알고 있다. 앞으로 자료가 허용되는 한 본 연구도 이러한 측면을 고려하여 확장되어야 할 것으로 생각된다.

참고문헌

- 금재호·조준모. 「자영업의 선택에 관한 이론 및 실증분석」. 『노동경제론집』 23권 특별호 (2000. 2): 81-108.
- 김대일. 「최근의 경제위기에 따른 실업기간의 변화」. 김대일 외, 『경제위기와 실업구조변화』, pp. 1-35. 서울: 한국노동연구원, 1999.
- 김동욱. 「여성이 경쟁력이다 (1)」. 『한국경제신문』 (2001. 1. 31), p. 1.
- 김우영. 「취업형태의 비교우위와 자영업주의 결정요인에 대한 분석」. 『노동경제론집』 23권 특별호 (2000. 2): 55-80.
- 류재우·최호영. 「우리나라 자영업부문에 관한 연구」. 『노동경제론집』 22권 1호 (1999. 6): 109-140.
- _____. 「자영업 부문을 중심으로 한 노동력의 유동」. 『노동경제론집』 23권 1호 (2000.6): 137-164.
- 박종협. 「여성을 경제활동의 주체로 인정해야」. 『나라경제』, pp. 53-55. 서울: KDI 경제정보센터, 2001. 4.
- 신동균. 『1998년 노동력 이동동향』. 서울: 한국노동연구원, 1999.
- 안주엽. 「최근의 경제위기와 노동시장의 비정규화: IMF실직자의 재취업형태」. 『경제위기와 실업구조 변화』, pp. 37-69. 서울: 한국노동연구원, 1999.
- _____. 「경기변동과 일자리 탐색기간: 임금근로와 자영업의 선택」. 『노동경제론집』 23권 특별호 (2000. 2): 109-132.
- 조재길. 「여성이 경쟁력이다 (3)」. 『한국경제신문』 (2001. 2. 2), p. 1.
- Amemiya, T. *Advanced Econometrics*. Cambridge: Harvard University Press, 1985.
- Aronson, R. *Self-Employment*. New York: ILR Press, 1991.
- Bartholomew, D. *Stochastic Models for Social Processes*. New York: Wiley, 1967.
- Bendick, M., and Egan, M. "Transfer Payment Diversion for Small Business Development: British and French Experience." *Industrial and Labor Relations Review* 40 (July 1987): 528-542.

- Blanchflower, D. "Self-employment in OECD Countries." Working paper no. 7486. Cambridge: NBER, 2000.
- Borjas, G., and Bronars S. "Consumer Discrimination and Self-Employment." *Journal of Political Economy* 97 (3) (June 1989): 581-605.
- Boskin, M., and Nold, F. "A Markov Model of Turnover in Aid to Families with Dependent Children." *Journal of Human Resources* 10 (1975): 476-481.
- Employment Observatory. "Self-employment in Europe." Report no. 31. Berlin: Institute for Applied Socio-Economics, 1998.
- Evans, D., and Leighton, L. "Some Empirical Aspects of Entrepreneurship." *American Economic Review* 79 (3)(June 1989): 519-535.
- Evans, D., and Jovanovic, B. "An Estimated Model of Entrepreneurial Choice under Liquidity Constraints." *Journal of Political Economy* 97 (4) (August 1989): 808-827.
- Even, W., and Macpherson, D. "The Decline of Private-Sector Unionism and the Gender Wage Gap." *Journal of Human Resources* 29 (1993): 279-296.
- Holtz-Eakin, D., Joulfaian, D., and Rosen, S. "Entrepreneurial Decisions and Liquidity Constraints." *Journal of Political Economy* 102 (1) (February 1994): 53-75.
- Kihlstrom, R., and Laffont, J. "A General Equilibrium Entrepreneurial Theory of Firm Formation Based on Risk Aversion." *Journal of Political Economy* 87 (4) (August 1979): 719-848.
- Oaxaca, R., "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Market." *International Economic Review* 14 (3) (October 1973): 693-709.
- Judge, G., Griffiths, W., Hill, R., Luthepohl, H., and Lee, T-C. *The Theory and Practice of Econometrics*. New York: Wiley, 1985.

부 록

〈부표 1〉 월별 표본 손실률

남성:

	1999. 1	1999. 2	1999. 3	1999. 4	1999. 5	1999. 6
원자료 표본수	26,564	26,575	26,592	26,706	26,643	26,676
최종 표본수	19,485	19,485	19,485	19,485	19,485	19,485
표본 손실률	26.6	26.7	26.7	27.0	26.9	27.0
	1999. 7	1999. 9	1999. 9	1999. 10	1999. 11	1999. 12
원자료 표본수	26,640	26,664	26,509	26,318	26,213	26,176
최종 표본수	19,485	19,485	19,485	19,485	19,485	19,485
표본 손실률	26.9	26.9	26.5	26.0	25.7	25.6

여성:

	1999. 1	1999. 2	1999. 3	1999. 4	1999. 5	1999. 6
원자료 표본수	28,698	28,675	28,650	28,705	28,692	28,719
최종 표본수	21,935	21,935	21,935	21,935	21,935	21,935
표본 손실률	23.6	23.5	23.4	23.6	23.6	23.6
	1999. 7	1999. 9	1999. 9	1999. 10	1999. 11	1999. 12
원자료 표본수	28,648	28,636	28,538	28,402	28,369	28,311
최종 표본수	21,935	21,935	21,935	21,935	21,935	21,935
표본 손실률	23.4	23.4	23.1	22.8	22.7	22.5

* 위의 표본수는 연령을 20~64세로 제한한 결과임.

〈부표 2〉 남녀 자영업 비중 및 격차

(단위: %)

	1999. 1		1999. 2		1999. 3		1999. 4		1999. 5		1999. 6	
	원 표본	최종 표본	원 표본	최종 표본	원 표본	최종 표본	원 표본	최종 표본	원 표본	최종 표본	원 표본	최종 표본
남 성	26.95	27.49	26.66	27.37	26.91	27.74	27.44	28.42	27.49	28.65	27.86	29.00
여 성	10.15	10.34	9.91	10.22	9.98	10.41	10.27	10.83	10.37	11.00	10.59	11.21
격 차	16.80	17.15	16.75	17.15	16.93	17.33	17.17	17.59	17.12	17.65	17.27	17.79
	1999. 7		1999. 9		1999. 9		1999. 10		1999. 11		1999. 12	
	원 표본	최종 표본	원 표본	최종 표본	원 표본	최종 표본	원 표본	최종 표본	원 표본	최종 표본	원 표본	최종 표본
남 성	27.83	29.12	27.91	29.24	28.16	29.37	28.41	29.54	28.25	29.33	27.48	28.61
여 성	10.56	11.28	10.53	11.26	10.77	11.51	10.93	11.68	10.74	11.52	10.52	11.23
격 차	17.27	17.84	17.38	17.98	17.39	17.86	17.48	17.86	17.51	17.81	16.96	17.38

* 위의 남성의 경우 최종표본에 나타난 자영업 비중은 가중치를 부여한 수치임.

〈부표 3〉 변수의 정의

〈부표 4〉 변수의 기초통계

변수명	정 의	남성		여성	
		평균	표준편차	평균	표준편차
Head	가구주이면 1, 아니면 0	0.775	0.417	0.140	0.347
Age	연령	39.89	11.53	40.52	11.89
Element	초등학교 이하이면 1, 아니면 0	0.110	0.313	0.256	0.433
Mid	중학교이면 1, 아니면 0	0.130	0.336	0.179	0.384
Tech	전문대학이면 1, 아니면 0	0.079	0.271	0.066	0.248
Univpost	대학 이상이면 1, 아니면 0	0.250	0.433	0.122	0.328
Single	미혼이면 1, 아니면 0	0.230	0.420	0.143	0.350
Othmar	이혼, 사별이면 1, 아니면 0	0.023	0.151	0.087	0.282
Self	자영업주이면 1, 아니면 0	0.064	0.180	0.025	0.099
Unempro	비자영업기간 중 실업으로 보낸 기간의 비중	0.156	0.325	0.446	0.444
Outpro	비자영업기간 중 비경제활동으로 보낸 기간의 비중	0.196	0.349	0.219	0.359
Irregpro	비자영업기간 중 임시직, 일용직으로 보낸 기간의 비중	0.018	0.122	0.140	0.324
Fampro	비자영업기간 중 무급가족종사자(주 18시간 이상 근로)로 보낸 기간의 비중	0.258	0.431	0.141	0.346
OAselfpro	자영업기간 중 자영업자로 보낸 기간의 비중	0.115	0.313	0.122	0.320
Agsecpro	총 기간 중 농가부문에서 보낸 시간의 비중	0.782	0.412	0.778	0.415
Citypro	총 기간 중 도시에서 보낸 시간의 비중	0.287	0.452	0.110	0.313
N		19,485		21,935	

〈부표 5〉 남녀 자영업 비중의 변수별 분해결과

변수	속성의 차이	계수의 차이	총 격차	%
Head	0.3828	0.0356	0.4184	236.90
Age/100	-0.0738	0.6660	0.5922	335.33
(Age/100)2	0.1760	-0.4892	-0.3132	-177.35
Element	0.0042	-0.0360	-0.0318	-18.01
Mid	0.0026	-0.0021	0.0006	0.34
Tech	0.0003	0.0032	0.0035	1.98
Univpost	0.0002	-0.0145	-0.0144	-8.15
Single	-0.0194	-0.0335	-0.0529	-29.95
Othmar	0.0148	-0.0289	-0.0141	-7.98
Unempro	0.0672	0.0014	0.0686	38.84
Outpro	-0.3254	0.1747	-0.1507	-85.33
Irregpro	-0.0187	0.0081	-0.0106	-6.00
Fampro	-0.1038	0.0128	-0.0911	-51.59
OAselfpro	-0.0013	0.0001	-0.0012	-0.68
Agsecpro	-0.0023	0.0861	0.0838	47.47
Citypro	-0.0006	0.0496	0.0490	27.75
Constant	0.0000	-0.3596	-0.3596	-203.62
전체	0.1028	0.0738	0.1766	100.00

〈부표 6〉 무급종사자를 포함한 자영업주 이행확률모형의 추정치

	남성		여성	
	P_{ns}	P_{sn}	P_{ns}	P_{sn}
Head	0.655(0.064)*	-0.704(0.085)*	0.304(0.079)*	-0.329(0.082)*
Age/100	14.217(1.733)*	-16.387(1.790)*	8.294(1.512)*	-13.976(1.617)*
(Age/100)2	-17.286(1.934)*	17.181(1.961)*	-10.526(1.686)*	14.764(1.773)*
Element	-0.123(0.069)	0.298(0.069)*	0.572(0.064)*	0.153(0.068)*
Mid	-0.178(0.067)*	0.081(0.066)	0.157(0.061)*	-0.066(0.064)
Tech	0.054(0.089)	-0.191(0.100)	-0.114(0.115)	0.025(0.122)
Univpost	-0.042(0.064)	-0.103(0.069)	0.118(0.084)	-0.027(0.088)
Single	-0.665(0.083)*	-0.021(0.093)	-0.345(0.099)*	0.125(0.109)
Othmar	-0.444(0.113)*	0.583(0.117)*	-0.415(0.088)*	-0.068(0.090)
Unempro	3.312(0.087)*	-	3.036(0.188)*	-
Outpro	2.534(0.079)*	-	2.090(0.137)*	-
Irregpro	1.609(0.078)*	-	1.331(0.142)*	-
OAselfpro	-	0.157(0.064)*	-	0.440(0.103)*
Fampro	-	0.544(0.097)*	-	0.193(0.108)
Agsecpro	2.459(0.065)*	-0.056(0.067)	2.236(0.056)*	0.501(0.061)*
Citypro	-0.334(0.057)*	0.122(0.061)*	-0.524(0.053)*	-0.075(0.054)
Constant	-8.859(0.381)*	0.498(0.399)	-7.848(0.356)*	-0.389(0.375)
표본수	19,485		21,935	
log-likelihood	-18,413.32		-23,996.89	

주: 교육, 혼인 여부, 비자영업형태, 자영업형태의 기준변수는 각각 고등학교, 기혼, 상용직 임금근로자, 고용주임.

*는 95% 신뢰수준에서 유의성을 나타냄.

abstract

Gender Difference in Self-Employment Rates in Korea*

Woo-Yung Kim**

This study analyzes the male-female difference in self-employment rates in Korea using panel data constructed from the Economically Active Population Survey in 1999. Given that most studies on self-employment have focused on male self-employment and have not examined why self-employment rate is usually higher among males than females, this study certainly extends the existing literature on this subject. This study consists of two parts. The first part deals with estimating self-employment rates for males and female within a Markov framework. The second part presents decomposition results of the male-female differential in self-employment rates. Major findings of the study are (1) self-employment rate is higher for males than females because entry into self-employment is larger but exit from self-employment is smaller for males than female, (2) higher entry probability for males is due to differences in coefficients of transition probability functions while lower exit probability for males is due to differences in characteristics, (3) a large part of male-female gap in self-employment rates results from differences in being a head of family, marital status and age between males and females.

Key words: self-employment, transition probability, Markov model

* This study was supported by the Korea Research Fund, KRF-99-003-C00206.

** Department of Economics, Kongju National University, Korea, kwy@kongju.ac.kr