

勞 動 經 濟 論 集
 第23卷(1), 2000. 6. pp.137~165
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

自營業部門을 中心으로 한 勞動力의 流動*

류재우** · 최호영***

◀ 抄 錄 ▶

본 연구는 자영업부문을 중심으로 한 노동력의 유동 패턴을 분석하였는데, 실업 및 비경제활동을 경유하는 노동력 유동이 중요한 비중을 차지하기는 하지만 그것은 일부의 한계적 노동자에게 집중된 현상인 것임을 보였다. 그러나 자영업주 중에서의 이들 한계적인 노동자의 비중은 적어도 외환위기 전까지는 지속적으로 축소됨으로 해서 자영업주의 평균적인 질과 취업 안정성은 높아져 온 것으로 나타난다. 한편 자영업에 종사한 경험이 있는 자의 비율, 자영업을 장기간 지속할 확률 등은 1990년을 기점으로 감소세에서 증가세로 반전된 것으로 나타난다. 이는 취업자 중의 자영업주 비중의 시계열적인 변화와 일치하는 것으로서 이들 자영업 경험을 및 지속기간의 변화가 자영업주 비중의 시계열상의 변화를 일정부분 설명할 수 있음을 보여준다.

I. 序 論

우리 나라에서 비농업부문 자영업 취업자 비중은 거의 30%에 이를 정도로 높다. 그 뿐 아니라 자영업부문은 활발한 내부 동학으로 인해 산업과 고용 변화에 있어서 하나의 중요한 부분을 차지한다. 외환위기가 발생하기 직전인 1997년 10월을 기준으로 하여 1년 사이에 남자의 경우 취업자수가 67만명이 감소하였으나 유급종업원 없이 단독 사업을 경영하는 자영업자의 수는 오히려 11.6만명이 증가한 것이 하나의 예라 하겠

* 패널자료 구축과정에서 도움을 주신 신동균 박사, 유익한 조언을 해주신 한국노동경제학회 월례발표회 참석자들, 박경숙 박사, 그리고 익명의 두 심사자에게 감사한다.

** 국민대학교 경제학부 교수, *** 삼척대학교 경제학과 강사

다. 또한 이러한 예는 불황기에 있어서 자영업부문이 어느 정도 실업의 완충 역할을 하고 있음을 제시하는 것이다. 한편 자영업은 본래 소득위험이 크고 사업 실패로 인한 퇴출의 가능성이 크므로 이 부문 종사자는 여타 부문 종사자에 비해 더 자주 노동력 상태간을 유동(flow)할 가능성이 있다.

이처럼 자영업부문은 고용, 실업의 흡수, 노동력의 유동 등과 관련하여 우리 노동시장에서 매우 중요한 위치를 차지하고 있다. 그럼에도 이 부문에 대한 연구는 거의 존재하지 않아 왔으며 관련 지식도 거의 축적되어 있지 못한 상태이다. 자영업부문은 최근에 이르러서야 얼마간의 조명을 받기 시작하였는데, 류재우·최호영(1999)은 자영업에 관한 기본 사실들을 정리한 최초의 작업이었다. 그 후의 연구들(예컨대 김우영(2000))은 주로 자영업 부문 선택과 관련한 표본선택성에 초점을 맞추고 있다.

본 연구는 횡단면 분석에 한정되었던 류재우·최호영(1999)의 후속연구의 성격을 띠는 것으로서, 패널데이터를 이용하여 자영업부문의 내부 동학을 조명하는 것을 목적으로 한다. 보다 구체적으로 본 논문은 다음의 것들을 분석하는 것을 목적으로 하고 있다. 첫째는 자영업을 중심으로 한 노동력 유동의 패턴을 분석하는 것이다. 이와 관련해서는 노동자가 서로 다른 노동력 상태간을 유동할 확률은 어떤 시계열적인 모습을 띠고 변화해 왔으며 그것은 자영업 비중의 변화와 어떻게 관련되는가, 자영업부문은 실업과 비경제활동상태에 있는 자들이 일자리를 갖고자 할 때 얼마나 중요한 취업 대안으로 존재하는가, 자영업을 중심으로 하는 노동력의 유동에서 한계적인 취업자의 비중은 얼마만큼 큰가, 연령에 따라 자영업주 비율이 증가하는 것은 유량 측면에서 어떻게 설명되는가 등에 대해 관심을 갖는다.

다른 한편으로, 취업자 중에서 자영업주가 차지하는 비중은 1990년을 기점으로 감소에서 증가 추세로 반전되었는데, 논문의 두 번째 목적은 이같은 추세변화에 대해 유량 측면에서 분석하는 것이다. 이와 관련하여서는 자영업에 종사한 경험이 있는 자의 비중은 어떻게 변해 왔는가, 자영업을 일단 시작하게 되면 얼마나 오랜 기간 종사하리라 기대되는가, 이러한 자영업 경험을 및 지속기간에 있어서의 변화는 자영업주 비중의 변화를 얼마만큼 설명할 수 있는가 등에 대해 관심을 갖는다. 최근에 벤처를 포함하는 소기업 창업에 의한 고용창출이 중요한 사회적 관심사로 대두되어 있는 현실에서, 이러한 분석은 이들 벤처 등의 소기업을 포괄하는 범주로서의 자영업의 생성과 소멸 과정에 대해 의미있는 정보를 제공할 수 있을 것이다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제II장에서는 유량 분석의 기초가 되는 패널자료의 구축방법 및 한계에 대해 기술한다. 제III장은 자영업부문을 둘러싼 진입 및 퇴출 행태의 특성을 이행확률 모형과 로짓을 이용하여 분석하며, 제IV장에서는 취업자 중의 자영

업부문 종사자수의 비중의 변화요인을 이행확률, 자영업 빈도, 자영업 지속기간 등의 변화와 관련하여 분석한다. 요약 및 결론은 마지막 장에 제시된다.

II. 資 料

노동력 유동에 관한 유량 분석을 위해서는 패널데이터의 활용이 필요한데 현시점에서 대표성이 있는 패널데이터를 얻기가 곤란하다. 따라서 본 연구에서는 통계청에서 실시한 경제활동인구조사의 원자료(이하 '경활' 원자료라 부름) 중에서 1985년 1월부터 1999년 12월까지의 것을 기초로 하여 김대일(1997), 신동균(1999) 등에서의와 비슷한 방법으로 패널데이터를 구축하여 사용하였다. 즉, '경활' 원자료에서 조사가구 단위별로 식별을 한 다음 가구주의 생년월일과 각 가구원의 가구원 번호, 성, 생년월일을 합하여 개인별 식별번호(ID)를 만들고 이 개인 ID를 가지고 상이한 월별 자료에서 동일한 개인들을 식별하여 대응(match)시킴으로써 패널자료를 구축한 것이다.

본 연구에 있어서는 계산상의 편의를 고려한 위에 각 분석 목적에 따라 세 가지의 패널데이터를 따로 만들어 사용하였다. 첫째로 '연간 패널'은 이웃하는 두 개 연도의 10월 자료를 연결하여 만들었다. 기준월을 10월로 잡은 것은 비교적 계절적 편차가 작다는 점, 그리고 같은 기준월을 선택한 류재우·최호영(1999)에서의 분석을 준거로 사용할 수 있다는 점을 고려해서이다.¹⁾ 둘째, '월간 패널'은 이웃하는 2개월의 자료를 연결시켜 만든 것이다. 계산의 편의상 각년도에서 3~4월, 4~5월, 9~10월, 10~11월 자료를 연결한 4개의 패널자료를 만들고 이들로부터 구한 값들을 산술평균하여 얻은 '연평균' 값을 분석에 사용하였다. 셋째는 '7개월 연속 패널'인데, 이것은 각년도 4월부터 10월까지의 연속되는 기간에 걸친 패널자료이다.

본 연구에서 사용된 자료와 관련하여서는 몇 가지 점들이 지적되어야 할 것이다. 첫째는 분석에 포함되는 대상과 관련된다. 우선 본 연구의 분석대상은 대부분의 경우 남자에게로 한정하였다. 이는 류재우·최호영(1999)에서 보인 바와 같이 여성의 경우 자영업주와 무급가족종사자간의 구별이 어렵다는 점을 감안한 것이다. 다른 한편으로, 우리의 주된 관심은 근대부문-비농업부문에서의 고용구조의 변화에 있으며, 이와 관련해서는 비농업부문 종사자만을 분석 대상으로 하는 것이 바람직할 것이다. 그러나 노동력

1) 1988년 7월, 1993년 1월, 1998년 1월 등의 시점에는 표본의 교체가 일어났는데, 이들 시점을 사이에 둔 연간 패널은 작성이 불가능하였다.

유동의 분석에서는 취업자 내의 종사상지위간의 유동뿐만 아니라 취업과 실업 및 비경제활동간의 유동도 그 대상으로 포함되어야 되는바, 이들 비취업자를 농업-비농업으로 분류하는 것은 불가능하다. 따라서 본 연구에서는 다소의 무리는 있기는 하나 분석 대상을 비농가에 한정하기로 하였다.²⁾

셋째는 데이터 구축 과정에서 대응이 이루어지지 않은 자료들이 제외됨으로 해서 일어나는 표본탈락과 관련된 문제이다. 세 가지 패널자료의 구축 과정에서의 표본탈락 비율을 보면, 월간 패널의 경우 1986~88년에는 평균 15%, 1989~97년의 경우 7% 이내, 그리고 1998~99년의 경우 0.8~3.9%였다. '연간 패널'의 경우 그같은 탈락률은 1987년 이전에는 66~72%에 이르렀지만 그 이후에는 28~32%였으며, '7개월 연속 패널'의 경우에는 1986~87년에는 62~63%, 1989~90년에는 24~29%, 1992~96년에는 21%, 그 이후는 14~17%였다. 이와 같은 표본탈락은 가구(주)의 이사, 가구주의 사망, 표본교체 등 때문에 일어나며, 거기에는 노동이동성이 상대적으로 강한 사람들이 보다 많이 포함되어 있을 가능성이 크다. 이러한 의미에서 우리의 패널자료는 표본선택의 문제에 노출되어 있으며, 이는 자료의 대표성과 관련한 문제를 일으킨다.

이를 보정하기 위한 노력으로는 다음과 같은 방법을 사용하였다. 먼저 '경활' 원자료로부터 8개 범주의 노동력 상태(고용주, 자영업자, 무급가족종사자, 상용직, 임시직, 일용직, 실업, 비경제활동), 2개의 성별 범주, 6개의 학력 범주(무학, 국졸이하, 중졸, 고졸, 전문대졸, 대졸이상), 5세 단위로 구분된 11개의 연령 범주 등으로 나뉘어진 총 1,056개의 인구집단 각각에 대하여 가중치-즉 추출률의 역수-의 평균을 구하였다. 그 다음, 원자료와 패널자료에서의 각각의 집단에 속한 사람들의 수가 일치하게끔 패널자료의 가중치를 새로 부여하였다. 이처럼 세분된 인구집단간의 노동력 분포가 원자료와 같도록 조정하였음에도 불구하고 노동력의 이동성이 과소 평가되는 방향으로 표본선택이 일어났을 가능성은 여전히 존재한다.

셋째는 계절적 편차와 관련된 문제이다. 패널자료는 3~5월, 그리고 9~11월의 자료에 기초하고 있는데 이 시기에는 경제활동 수준이 연평균보다 약간 높으며, 이에 따라 패널자료에 있어서 자영업주의 비중이 약간 낮게 나타난다.³⁾ 그러나 이러한 계절성은 우리의 분석에서 중요한 장애가 되지 않을 것이다. 우선 우리의 패널자료는 계절적으로

2) 그에 따라 우리의 패널자료는 어떤 개인이 비농업부문에 종사함에도 불구하고 그가 속한 가구의 가구주가 농업부문에 종사하기 때문에 표본에서 탈락한 경우와, 반대로 농업부문에 종사하지만 가구주가 비농업부문에 종사하기 때문에 표본에 포함된 경우가 모두가 존재하는 문제를 갖고 있다.

3) 패널자료로부터 구한 자영업주의 비중은 원자료의 각년도 10월치에서 구한 수치보다 최대 0.70% 낮았다. 이와 같은 차이의 대부분은 계절적인 요인에 의한 것일 것이다. 표본선택에 의한 비율 차이는 새로운 가중치의 적용 과정에서 이미 대부분 보정되었기 때문이다.

경제활동이 증가하기 시작하는 시기와 감소하는 시기를 거의 대칭적으로 포함하고 있기 때문에 경제활동의 계절적 변동으로 인한 편차가 비교적 작다. 더욱이 본 연구는 노동력 유동 성향의 시계열적 변화의 분석을 주목적으로 하고 있는바, 설사 계절적 편의가 존재한다고 하더라도 시계열상으로 일관되기만 하다면 분석에 큰 문제를 야기하지는 않을 것이다.

Ⅲ. 自營業部門을 둘러싼 進入 및 退出 行態의 特性

1. 종사상지위별 진입 및 퇴출에 관한 이행확률 분석

여기서는 이행확률 모형을 원용하여 자영업부문을 중심으로 한 노동력의 유동(flow)이 어떤 패턴을 갖고 변화해 왔는지를 분석한다. 먼저 노동력의 상태를 상용직, 임시직, 일용직, 자영업주, 무급가족종사자, 실업, 비경제활동(이하 '비경활'로 약칭)의 7가지로 구분하자. 자영업주는 다시 1인 이상의 유급종사자를 둔 '고용주'와 그렇지 않은 '순수자영업자'로 나눌 수 있다. 이제 시점 $t-1$ 에서 t 사이에 예컨대 상용직에서 자영업으로 옮겨간 사람의 수를 시점 $t-1$ 의 상용직 종사자의 수로 나누자. 그러면 이 유량-저량 비율은 상용직에 있는 노동자가 단위기간 사이에 자영업으로 옮겨갈 확률, 즉 이행확률(transition probability)로 해석할 수 있다. 서로 다른 노동력 상태간의 유동에 대하여서도 마찬가지로 이행확률을 정의할 수 있다.

<표 1>에는 '월간 패널'로부터 계산된 자영업부문을 중심으로 한 진입측 및 퇴출측 이행확률들이 나타나 있다. 각 노동력 상태에서 자영업부문으로 진입할 확률에 있어서는 전직(前職)실업자의 경우가 가장 높는데, 이는 전직실업자의 다수가 자영업 경험자라는 사실과도 관련이 있다. 또한 이들의 진입률은 상대적으로 젊은 신규 실업자의 경우의 두 배에 이르는데, 이는 상당수의 실업자에 있어 자영업은 그들이 기댈 수 있는 마지막 의지수단 역할을 하고 있을 가능성을 시사한다.

임금근로자 집단 중에서는 1990년대 초반까지만 해도 일용직 노동자들이 자영업주가 될 확률은 임시직의 경우보다 1.5~2배 높았으나 근래에는 양자간의 격차가 거의 사라지게 되었다. 이는 주로 일용직으로부터의 진입률이 줄어든 데 기인하는데, 그것은 다시 일용직과 행상직 등의 사이를 오가는 도시 비공식부문 종사자의 비중이 축소되어 온 점을 반영하는 것으로 보인다. 자영업으로의 진입률에 있어서 비경활이 상용직보다 더 높는데, 이 경우에 양자간의 격차는 주로 비경활로부터의 진입률의 축소에

〈표 1〉 자영업부문을 중심으로 한 노동력의 이행(비농가, 남자)

(단위: %)

	자영업으로의 진입확률								자영업으로부터의 퇴출확률							
	무급가족	상용	임시	일용	신규실업	전직실업	비경활	진입률(I) ¹⁾	진입률(II) ²⁾	무급가족	상용	임시	일용	실업	비경활	퇴출률계
1986	3.15	0.41	0.87	1.82	0.71	7.03	0.91	1.04	4.59	0.17	0.40	0.51	0.66	0.74	0.95	3.44
1988	3.21	0.43	1.21	2.41	2.58	7.96	0.90	1.04	4.61	0.16	0.54	0.58	0.74	0.41	1.03	3.47
1990	1.97	0.36	0.97	1.50	2.70	9.61	0.55	0.80	3.61	0.10	0.49	0.45	0.57	0.51	0.63	2.75
1992	2.41	0.40	0.86	1.32	2.07	7.57	0.49	0.72	2.84	0.08	0.61	0.35	0.38	0.32	0.46	2.20
1994	1.50	0.31	0.88	0.99	2.01	4.95	0.54	0.62	2.48	0.06	0.44	0.40	0.27	0.29	0.48	1.95
1997	2.56	0.29	0.76	1.01	3.09	6.29	0.48	0.63	2.44	0.07	0.35	0.41	0.35	0.29	0.58	2.04
1998	3.21	0.49	1.45	1.54	1.87	3.64	0.71	1.02	4.08	0.11	0.59	0.66	0.44	1.02	0.88	3.70
1999	3.88	0.32	1.01	1.57	1.12	3.51	0.78	0.91	3.65	0.08	0.24	0.45	0.43	0.63	0.84	2.66
	자영업 진입 전의 상태별 비중 ³⁾								자영업 퇴출 후의 상태별 비중 ³⁾							
1999	4.0	12.7	16.7	14.6	1.7	22.2	28.2			3.1	9.2	16.9	16.0	23.5	31.4	100
'85-99 평균	2.9	20.8	16.0	14.5	3.1	17.8	24.8			3.6	17.6	16.9	17.8	18.2	25.9	100
	자영업 진입자 중 고용주로의 진입비중 ⁴⁾								퇴출자 중 고용주로부터의 퇴출 비중 ⁴⁾							
1999	5.5	35.2	27.0	11.4	16.3	27.8	17.3			42.9	60.0	32.1	29.1	47.9	39.5	41.0
'85-99 평균	17.7	42.9	27.6	27.8	34.4	35.5	18.7			26.5	58.6	36.1	34.6	50.9	33.4	41.8

주 : 1) 진입률(I) = 자영업으로의 신규 진입자수/(생산가능인구수-자영업주수).

2) 진입률(II) = 자영업 신규 진입자/자영업주

3) 행(row)의 합계가 100임.

4) 예컨대 상용직 열의 경우, 상용직으로부터의 고용주 진입자수를 상용직으로부터의 자영업주 진입자 전체수로 나누어 계산됨.

자료 : '경활' 원자료에 기초한 '월간 패널'.

의해 축소되어 왔다.

한편 1999년의 경우 자영업부문으로의 신규 진입자들의 반 이상은 비경활과 실업으로부터 유입되었다.⁴⁾ 상용직으로부터의 비중도 상당한 수준에 이른다. 시계열상으로 보면, 1990년 이전까지는 자영업으로의 신규 진입자 중 비경활로부터의 비중이 25%를 상회하였었고 상용직으로부터의 비중은 15%를 약간 넘는 수준이었다. 그러나 그 이후로는 비경활로부터의 비중은 20%를 약간 넘는 수준으로 내려가고 대신 상용직으로부터의 비중이 25% 수준으로 증가하였다.

4) 여자의 경우, 비경제활동으로부터의 진입자가 압도적으로 큰 비중을 차지하고 있다. 자영업 진입자 전체의 반 이상이 이 범주에서 온 것으로 나타난다.

노동력이 얼마만큼 자주 자영업부문에 진입하는가를 나타내는 지표인 진입률은 두 가지로 정의하였는데, 하나는 자영업주를 제외한 15세 이상자들 중에서 1개월 후에 자영업에 있는 자들의 비율(진입률(I))이고, 다른 하나는 각월의 자영업주 저량 대비 자영업 신규 진입자의 비율(진입률(II))이다. 전자는 자영업주 이외의 노동력 상태에 있는 자가 1개월 안에 자영업으로 진입할 확률을 나타내며, 후자는 현재 자영업주 중에서 신규 진입자의 비중이 얼마나 큰가를 나타내는 지표가 된다. 표에서 보면 어느 지표를 쓰던 간에 자영업으로의 진입률은 적어도 1990년대 중반까지는 꾸준히 감소하여 온 것으로 나타난다. 이같은 감소는 이미 언급한 대로 주로 비경활 및 임시·일용직으로부터의 진입확률들이 줄어든 결과이다.

퇴출측 이행확률을 보면 1999년의 경우 자영업으로부터의 퇴출자 중 비경활로 빠져나간 자의 비중은 31%이며 실업으로 퇴출된 자까지 합하면 그 비율은 55%에 달한다. 이처럼 자영업주의 퇴출경로로서 비취업이 중요하다는 사실은 자영업부문을 둘러싼 노동력 유동의 상당 부분이 비취업과 취업간의 경계지대에 있는 한계노동자들에 의한 것임을 시사한다. 임시직 및 일고 등의 다른 불안정적인 취업형태로의 퇴출확률도 높은 편이지만 이들 비중은 꾸준히 감소되어 왔는데, 자영업으로부터의 퇴출률이 경제위기 전까지 지속적으로 하락한 것은 이에 힘입은 바 크다.

한 노동력 상태에 있는 자가 다음 달에도 동일한 상태에 머무를 확률, 즉 1에서 퇴출률을 뺀 것을 월간 '생존율'(survival rate)로 정의하자. 1999년의 경우 자영업주의 '생존율'은 97.3%로서 상용직의 98.2%에 이어 두 번째로 높다. 또한 임시 및 일용직과 비교해서는 4~5% 정도 높은데, 이는 자영업주의 취업이 평균적으로 보아 이들 범주의 노동자의 것보다 보다 안정적임을 보여준다. 자영업주 중에서는 고용주의 생존율이 순수 자영업자의 경우보다 약간 높게 나타난다.

<표 1>과 관련하여 몇 가지 더 언급하기로 하자. 첫째는 자영업주 수의 변화에 관한 것이다. 이미 보았듯이 외환위기 전까지는 진입률과 퇴출률 모두 감소하여 왔으나 후자보다는 전자가 더 빨리 감소하여 왔다. 이에 따라 자영업으로의 '순진입률'이 전기간에 걸쳐 양의 값을 유지하기는 하였지만 최근까지도 감소세를 유지하여 왔다. 이같은 점은 자영업주 수의 증가가 진입측 확률의 변화보다는 자영업을 계속할 확률에 있어서의 증가와 보다 중요하게 관련되어 있음을 보여준다.

둘째는 자영업부문의 취업 안정성과 관련된 것이다. 분석기간 전체 평균을 보면 자영업 신규 진입자의 46%가 실업 및 비경활에서 왔고 자영업으로부터 퇴출자의 44%가 이들 두 범주로 빠져나갔다. 1999년의 경우 그같은 수치는 각각 52%와 55%에 이른다. 또한 가장 불안정적인 취업형태인 일용직까지 합할 경우 그 비율은 70% 정도에 이른다.⁵⁾

즉 자영업을 중심으로 한 유동 노동력의 3분의 2 가량은 취업과 비취업간의 경계선상에서 유동하고 있다. 그러나 시계열상으로 보면 외환위기 전까지는 자영업 생존율이 지속적으로 높아져 왔는데⁵⁾ 이는 이 부문 종사자의 취업 안정성이 증가해 온 증거로 볼 수 있을 것이다.

셋째는 노동력 유동과 관련한 자영업부문 내에서의 차이이다. 표의 하단 패널 좌측에는 각 노동력 상태로부터 자영업으로 진입한 자 중에서 고용주로 진입한 자의 비중이 나타나 있는데, 예상대로 상용직에서 자영업으로 진입한 자들이 고용주가 되는 비율이 높다. 전직실업자의 경우도 그 비율이 높는데 이는 아마도 자영업 준비를 하는 자들이 실업으로 집계된다는 점과 관련이 있을 것이다. 자영업으로부터의 퇴출자를 보아도 상용직으로 이행하는 자 중에서 고용주였던 자의 비중이 가장 높다.

넷째, 자영업 진입자의 원천(source)별 비중 변화를 보면 비경활 및 실업으로부터 진입하는 자의 비중이 축소되고 대신 상용직으로부터의 진입자 비중이 증가해 왔다. 이는 자영업부문 종사자들의 평균적인 숙련 수준으로 측정된 질이 지속적으로 높아져 왔을 가능성을 시사한다. 다만, 경제위기 이후 상용직으로부터의 진입 비중이 줄어들고 대신 전직실업으로부터의 비중이 늘어난 것으로 나타나는데, 이는 이 시기에 상용직에서 실직한 자들이 실업을 거쳐 자영업으로 들어오는 경향이 두드러졌음을 반영하고 있는 것으로 보인다.

다섯째는 경제위기 기간 동안의 자영업부문 역할에 관한 것이다. 외환위기 기간인 1998년에는 자영업으로의 진입률이 크게 높아졌는데, 특히 임금근로자, 비경활로부터의 진입률이 크게 증가하였다. 실업으로부터의 진입률은 오히려 감소하였으나 이것은 실업자수의 급증으로 인한 것이며, 실업으로부터의 진입자수는 늘어났다. 이에 따라 상용직으로부터의 진입자 비중은 줄고 대신 실업과 비경활로부터의 진입자 비중이 크게 증가하였다. 퇴출 측면에서 보아도 상용직으로의 퇴출 비중은 준 대신 실업 및 비경활로의 퇴출 비중이 급증하였다. 이렇듯 외환위기 과정에서 자영업을 둘러싼 진입률과 퇴출률이 모두 급상승하여 자영업의 이동률(異動率: turnover rate)이 증가한 것은 이 기간 중에 자영업부문에서 보다 비공식적(informal)이고 임시잡업적(casual)인 사업들이 많이 생성되었고 동시에 소멸되었음을 보여준다.

5) 약간 다른 각도에서, 1999년의 경우 1개월 사이에 전직(轉職)을 한 자영업주의 36%는 일용직으로 옮겨간 것이 된다.

6) 이와는 대조적으로, 상용근로자의 경우에는 월간 생존율이 1987년 이후 정체상태에 있었으며 1991~94년 기간 동안에 약간 증가를 한 다음 다시 정체 또는 감소하는 모습을 보이고 있다. 이에 따라 1987년에는 5% 정도였던 양자간의 생존율 격차가 1996년에는 2% 이내로 좁아졌다.

2. 취업-비취업간 노동력 유동과 자영업

앞의 이행확률 분석에서는 자영업부문을 중심으로 한 노동력 유동의 대부분이 실업 및 비경활, 그리고 (임시 및) 일용직 사이를 오가는 한계적인 노동자에 의한 것일 가능성을 보았다. 이같은 점은 노동시장에서 상대적으로 열위에 있는 취업 불안정적인 자들의 최후의 피난처로서 자영업이 역할하고 있을 가능성을 제시한다. 그것은 또한 자영업부문이 그만큼 실업 및 비경활인구를 흡수하는 역할을 하고 있는 것을 보여준다.

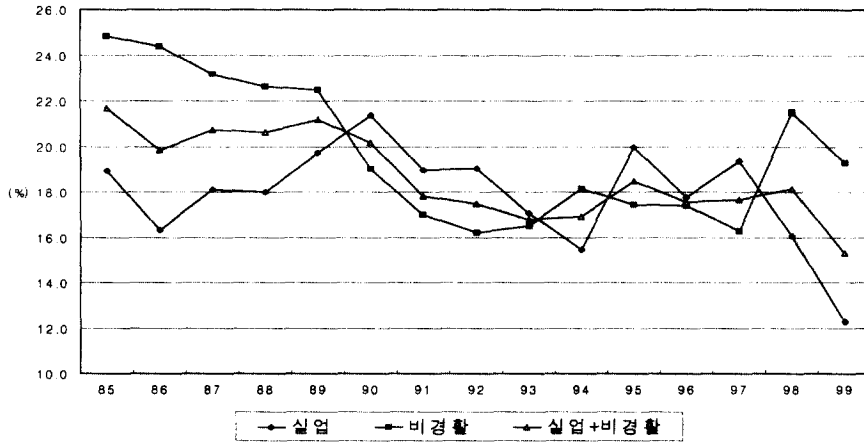
그러면 자영업을 중심으로 한 노동력의 유동에 있어서 이들 한계적 노동자들은 얼마만큼 중요한가? [그림 1]은 <표 1>에 기초하여 작성한 것으로서 실업 또는 비경활에 있다가 취업한 자들 중 자영업으로 진입한 자의 비중추이를 보여준다. 실업으로부터 취업된 자들의 경우 1990년까지는 자영업으로 진입한 자의 비중이 상승하였으나 그 이후로는 감소하였고, 특히 외환위기 이후 급격히 감소하였다. 그러나 비경활로부터 취업으로 이행한 자들의 경우에는 자영업 진입비율이 1992년까지 지속적으로 감소하였으며 외환위기 이후에는 오히려 급상승하고 있다. 그리하여 자영업부문 전체로 볼 때 취업조건부 진입률은 1990년대 초반까지의 감소, 그 이후의 정체, 최근 2년간의 상승으로 요약된다.

이로부터 다음과 같은 점들을 주목할 수 있겠다. 우선 비취업자들에게 있어서 자영업부문이 다른 부문보다 취업과 관련한 대안으로 보다 더 '자주' 고려되고 있지 않다는 점이다. 1999년의 경우 비농가 남자 취업자 중의 자영업주 비율은 29%였는데 이 범주로의 취업조건부 진입률은 비경활의 경우 19%, 실업의 경우 12% 정도밖에 되지 않는다. 즉 자영업은 평균적으로 따질 때 실업 및 비경활 상태에 있는 노동력의 유동에 있어서 비례 이하의 비중을 차지하고 있다. 이는 자영업과 비취업간의 노동력 유동이 자영업주 중의 일부 집단에 집중되어 있음을 보여주는 증거라 하겠다. 둘째, 실업 및 비경활 상태에 있던 자들의 취업조건부 자영업 진입률이 하락하여 왔는데, <표 1>에서 보듯이 이들의 자영업 진입확률도 떨어져 왔다는 점과 함께 고려해 보면, 이는 자영업부문 취업자의 질이 개선되고 있음을 나타내는 증거로 해석할 수가 있을 것이다.⁷⁾

취업과 비취업간의 노동력 유동에서 자영업이 차지하는 위치를 평가하기 위해 이제 각도를 약간 달리하여 자영업을 경험하는 사람들 중의 얼마가 실업 또는 비경활도 함께 경험하는가에 관하여 살펴보기로 하자. <표 2>는 1999년도 '7개월 연속 패널'을 이용하여 임금근로자에서 실업과 비경활을 경유한 노동력의 유동에 대한 몇 가지 지표를 제시하고 있다.

7) 그러나 외환위기 이후에 실업으로부터의 취업조건부 자영업 진입확률이 크게 떨어진 것에 대해서는 다른 해석이 가능하다. 즉 이같은 현상은 익명의 심사자가 지적한 것처럼 이 시기에 한계적인 자영업주의 기대수익률이 급락하면서 실업자들이 임시 및 일용직을 보다 중요한 취업 대안으로 고려하게 된 상황을 반영하는 것일 수가 있다.

(그림 1) 비취업자의 취업조건부 자영업 진입확률(비농가, 남자)



자료 : '경찰' 원자료로부터 구축된 '월간 패널'.

<표 2> 자영업부문의 비경활과 실업을 경유한 진입(비농가, 남자: 1999. 4.~1999. 10.)
(단위:천명,%)

임금노동(W)의 구분	자영업주			고용주			자영자		
	상용	임시, 일용	계	상용	임시, 일용	계	상용	임시, 일용	계
W_4 였으면서 S_{10} 인 자	(1) 66	137	203	23	31	54	44	105	149
①/ W_4	(2) 1.6	5.2	3.0	0.5	1.2	0.8	1.1	4.0	2.2
① 중에서 중간에 N, U 경험	(3) 15	28	43	3	5	8	12	23	34
③/ W_4	(4) 0.4	1.1	0.6	0.1	0.2	0.1	0.3	0.9	0.5
③/①	(5) 22.4	20.4	21.0	13.5	17.2	15.7	27.0	21.3	23.0
W_4 였으면서 N_5, U_5 인 자	(6) 85	182	268	85	182	268	85	182	268
⑥ 중에서 10월까지 S 경험	(7) 5	12	17	2	2	4	4	7	11
⑦/⑥	(8) 6.3	6.6	6.5	2.3	1.0	1.4	4.8	4.0	4.2
N_9 또는 U_9 이면서 S_{10} 인 자	(9) -	-	38	-	-	6	-	-	31
⑨ 중에서 4월 이후 W 경험	(10) 3	15	18	0	2	2	3	13	16
⑩/⑨	(11) -	-	47.4	-	-	29.7	-	-	51.8
4월에서 10월 사이 S 경험	(12) -	-	3,321	-	-	1,261	-	-	2,281
⑫ 중 N, U 경험자	(13) -	-	516	-	-	147	-	-	400
⑬/⑫	(14) -	-	15.5	-	-	11.7	-	-	17.5

주 : W, N, U, S 는 각각 임금, 비경활, 실업, 자영업을 나타내며, 하첨자는 해당 월(月)을 가리킴. 표에서 소수점 한자리까지 표시된 것은 퍼센트 단위이며 그 외는 1,000명 단위임.

자료 : '경찰' 원자료로부터 구축된 '7개월 연속 패널'.

먼저 처음 두 행을 보면 4월 조사시점에 임금근로자(W)였던 자 중에서 6개월 후인 10월에 자영업주(S)가 된 자의 비율은 3%이며 숫자로는 20만명에 이른다. 이들 중 3분의 2는 임시·일용직으로부터 온 것인데, 이같은 비율은 <표 1>에서 제시된 수치와 거의 비슷하다. 3~5행에서 보면 이들 임금부문에서 자영업부문으로 이행한 자들 중 중간에 비경제활동(N)이나 실업(U) 상태를 경험한 자의 비중은 약 21%이다. 6~8행은 4월에 임금부문에 있다가 5월에 실업 또는 비경활로 이행한 자들 중에서 그 후 5개월 동안 자영업을 경험하는 자의 비율을 보여주는데, 6%를 약간 상회한다. 9~11행에서는 앞에서와는 반대로 9월에 실업 또는 비경활이었다가 10월에 자영업으로 진입한 자들 중에서 4월에서 8월 사이에 임금노동을 경험한 자의 비중을 보여주고 있는데, 실업 및 비경활로부터 자영업으로 이행하는 자의 반 정도는 그 전 5개월 사이에 임금노동에 종사했으며 이들 중 80%가 넘는 자들은 임시 및 일용직에 종사했던 것으로 나타난다. 마지막 3개의 행에서는 4월부터 10월까지의 7개의 조사시점 중에서 자영업과 실업 또는 비경활을 함께 경험한 자의 비율이 15.5%임을 보여준다. 이같은 사실들과 이행확률 모형의 분석결과를 종합할 때, 자영업을 중심한 노동력의 유동에서 실업 및 비경활을 경유한 유동이 중요하기는 하지만, 이들 유동의 대부분은 임시·일용직과 비경활, 자영업을 오가는 한계취업자들에 의한 것이라는 결론을 내릴 수 있겠다.⁸⁾

3. 연령과 자영업 진입 및 퇴출 행동

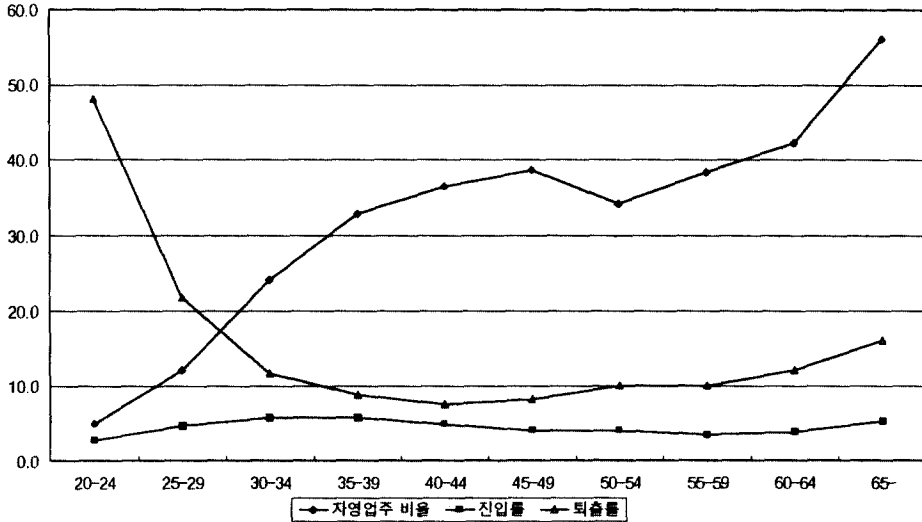
[그림 2]에는 임금노동자가 1년 후에 자영업부문에 있게 되는 비율(진입률)과 자영업주가 1년 후에 비자영업주가 되어 있는 비율(퇴출률)이 나타나 있다. 진입률은 30대 후반에 최고점에 도달한 다음 55세 부근까지 감소하다가 다시 상승하는 모습을 보인다. 퇴출률의 경우 25세 전에는 50%에 이르지만 40대 후반에는 7.5%까지 떨어지고 그 다음에는 완만하게 상승을 계속하여 65세 이후의 경우 16%에 이르게 된다.⁹⁾ 결국, Quinn(1980)이 관찰한 것처럼, (적어도 50세 이상의 경우에 있어서) 연령이 증가함에 따라 자영업주 비율이 증가하는 현상은 연령에 따라 진입률이 증가하기 때문이 아니라 자영업주로 이미 일하고 있던 사람들이 임금노동자들보다 더 천천히 노동력으로부터 퇴장하기 때문이다. 연령에 따른 자영업주 비율 증가현상은 근래에 많이 약화되었는데, 이는 연령별 진입률에 있어서

8) 익명의 심사자는 이같은 사실이 자영업주에게만 국한된 것이 아니고 임금근로자에 대해서도 성립할 것이라고 지적하고, 그 근거로 1999년의 경우에 전직실업자의 3분의 2 가량이 임시 및 일용직 근로자였다는 점을 들고 있다.

9) 이와 같은 패턴은 <표 3>의 첫 번째 열에서와 같은 회귀식에 연령을 연속변수로 넣는 대신 연령더미를 써서 그 계수를 추정해 보아도 거의 동일하게 나타난다. 다만, 자영업 진입확률을 모든 비자영업주의 경우로 확대시킬 경우 연령별 진입확률은 30대 후반이 정점인 강오목함수의 모습을 보여준다.

는 별다른 변화가 없었던 것과 동시에 젊은층의 퇴출률은 감소하고 장·노년층의 퇴출률은 증가하여 왔기 때문이다.

(그림 2) 연령과 자영업 진입률 및 퇴출률(비농가, 남자)



주 : 진입률은 임금노동자가 1년 사이에 자영업으로 진입할 확률이며, 퇴출률은 같은 기간 동안 자영업에서 퇴출할 확률로서 1985~87년, 1990~92년, 1995~97년 기간의 '연간 패널'로부터 구한 평균임. 자영업주 비율은 1985년, 1990년, 1995년도 10월의 연령별 자영업주 비율의 단순평균으로 '경황' 원자료에서 구하였음.

[그림 2]에서 나타나는 패턴을 미국의 백인 남자의 경우(Evans and Leighton(1989))와 비교해 보면 몇 가지 특징이 나타난다. 우선 미국의 경우 임금근로자가 자영업부문으로 진입할 확률은 27~60세의 연령에서 2.3~2.9%로서 연령과 무관한 데 비해, 우리의 경우는 30대 초반의 5.8%까지 증가하다가 50대 초반의 3.4%로까지 하락한 다음 다시 상승하는 패턴을 보여준다. 퇴출률에 있어서는 미국의 경우 연령에 따라 단조 감소하는 데 비해 우리의 경우는 30대 후반의 7.5%를 저점으로 하여 다시 상승하는 모양을 보인다.

연령에 따른 자영업주 비율의 상승에 있어서는 우리의 것은 미국의 것에 비해 큰 편이지만 상승패턴 자체는 비슷하다. 즉 자영업주 비율은 40대 초반까지 증가한 다음 정체상태에 있다가 60세 이후에야 다시 높아진다. 그러나 우리의 자영업주 비율은 정점에서 11~12%에 불과한 미국에 비해 훨씬 높는데, 이는 우리의 경우 진입률은 높고 퇴출률은 낮은 것과 관련이 있다. 진입률의 경우 미국의 거의 두 배에 달하기는 하지만 이는 우리의 자영업주 비율이 높다는 것의 반영일 수 있으므로 별개로 하자. 그리하여 대신 1년 사이에 자영업에서 퇴출한 자를 자영업주 수로 나누어서 얻은 퇴출률을 보면 미국의 경우

30~54세의 경우 18~24% 정도인 데 반해 우리의 경우에는 7.5~11.6%로서 절반도 되지 않는다. 이는 우리의 경우 자영업주의 이동률(異動率)이 미국에 비해 현저히 낮다는 것을 보여준다. 노동시장이 보다 유연한 것으로 알려진 미국에 비해 우리의 자영업주의 이동성이 작은 것이 우리의 경우 자영업부문에서의 탈세 가능성이 큰(배진한(1998)) 때문인지 아니면 임금부문에서의 인력 충원에 있어서의 경직성으로 인해 임금부문(특히 상용직)과 자영업부문간의 노동력 이동이 일방통행식이기 때문인가를 밝히는 것은 매우 흥미로운 연구주제라 할 것이나 이는 추후의 연구과제로 남겨 둔다.

4. 자영업 진입 성향 : 로짓 분석

앞의 이행확률 모형은 각 노동력 상태를 이행할 확률이 노동자집단들간에 균등할 때에 보다 큰 의미를 가질 수 있다. 그러나 노동력간을 이행할 확률—보다 일반적으로 말하여 이동성(mobility)—은 인구집단간에 차이가 있을 수 있다. <표 1>은 현재의 노동력 상태별로 이행확률을 보여주고 있기는 하지만 이행확률은 그같은 노동력 상태 외에도 학력, 연령, 가족관계 등의 여러 특성에 따라 다를 수 있다. 여기서는 현재의 노동력 상태 및 여타의 인구학적 특성들이 자영업 진입확률에 어떻게 다르게 관련되어 있는가를 함께 분석한다.

<표 3>은 1999년도 3~4월과 9~10월의 '월간 패널' 자료를 이용하여 비농가 남자의 자영업부문 진입결정식을 추정한 결과를 요약하고 있다. 표의 왼쪽에서는 상용, 임시, 일용직 등의 임금노동 상태에 있는 자가 1개월 사이에 '자영업' 또는 '실업 및 비경황'로 진입할 확률의 결정식에 대해 다항로짓 모형으로 추정한 결과 중에서 자영업으로 진입할 확률식의 결과를 보여주고 있다.¹⁰⁾ 먼저 첫 번째 열에서 임금노동자가 (임금노동자로 계속 남아 있거나 실업 또는 비경황로 이행하지 않고) 자영업주로 진입할 확률식을 추정한 것을 보면 대체로 각 계수의 추정치가 예상대로의 부호를 갖고 있다. 즉 임금근로자 중에서도 가구주, 유배우자, 군부 거주자가 그렇지 않은 사람들보다 자영업주가 될 확률이 크다. 연령은 3차식의 형태로 포함시켜 보기도 하였으나 유의한 결과가 나오지 않아 2차식의 형태로 포함시켰지만 자영업 진입확률과의 관계는 분명하게 나타나지 않는다. 학력도 자영업주가 될 확률과는 무관한 것으로 나타난다. 임금노동의 형태와 관련해서는 일용직의 경우가 자영업으로 이행할 확률이 가장 크고 그 다음이 임시직이며, 모두 상용직의 경우보다 높다. 마지막으로 산업더미의 경우 도소매 및 음식·숙박업, 건설업, 서비스업 종사자일수록 자영업부문으로 진입할 확률이 더 큰 것으로 나타난다.

10) 전월에 임금근로자였던 자 중에서 현월에 임금근로 또는 자영업의 두 가지 상태에 있는 자만을 대상으로 하여 자영업으로 이행할 확률을 추정해 보기도 하였는데 결과는 거의 동일하였다.

〈표 3〉 자영업부문의로의 진입 결정식 추정(비농가, 남자 : 1999년)

진입 경로	임금노동 → 자영업			비자영업 전체 → 자영업		
	다항로짓 ¹⁾	다항로짓 ²⁾		다항로짓 ¹⁾	다항로짓 ²⁾	
종속변수	자영업주=1	고용주=1	자영자=1	자영업주=1	고용주=1	자영자=1
상수	-5.878 (-4.95)	-5.565 (-1.84)	-6.81 (-5.22)	2.219 (1.07)	7.383 (1.03)	1.090 (0.51)
가구주	0.615 (1.95)	-0.014 (-0.02)	0.752 (2.15)	0.378 (2.49)	0.526 (1.45)	0.349 (2.11)
유배우자	0.451 (1.71)	0.952 (1.29)	0.362 (1.28)	0.265 (1.69)	0.172 (0.49)	0.276 (1.60)
나이	0.047 (0.90)	0.152 (1.13)	0.028 (0.50)	0.343 (4.22)	0.680 (2.41)	0.299 (3.58)
나이의 제곱	-0.00039 (-0.69)	-0.00153 (-1.02)	-0.0002 (-0.32)	-0.00641 (-3.79)	-0.012 (-2.00)	-0.0057 (-3.29)
나이의 세제곱	-	-	-	0.000038 (3.41)	0.000065 (1.60)	0.000035 (3.05)
학력 (고졸=0) :	-0.094 (-0.47)	-0.798 (-1.45)	0.027 (0.12)	-0.248 (-2.03)	-1.225 (-3.77)	-0.067 (-0.51)
중졸이하	-0.375 (-0.86)	-30.03 (-)	-0.053 (-0.12)	-0.058 (-0.23)	-0.432 (-0.72)	-0.043 (-0.15)
전문대졸	-0.093 (0.34)	0.192 (0.41)	-0.298 (-0.87)	-0.132 (-0.80)	0.158 (0.56)	-0.278 (-1.37)
대졸	-0.562 (-2.96)	0.833 (1.14)	-0.776 (-3.85)	-0.467 (-3.72)	0.357 (0.95)	-0.601 (-4.51)
시부	-	-	-	3.099 (10.25)	1.877 (1.79)	3.295 (10.09)
노동력상태(상용 직=0) : 무급	1.365 (5.97)	1.565 (3.32)	1.298 (4.97)	1.440 (7.13)	1.427 (3.67)	1.478 (6.25)
임시	2.269 (8.60)	1.235 (1.87)	2.442 (8.51)	2.099 (10.51)	1.406 (2.96)	2.260 (9.92)
일용	-	-	-	3.965 (21.49)	4.031 (12.02)	3.963 (18.19)
실업	-	-	-	4.948 (26.04)	4.770 (13.18)	5.024 (22.79)
비경활	-0.136 (-1.75)	0.036 (0.21)	-0.178 (-2.04)	-0.204 (-3.97)	-0.118 (-1.08)	-0.225 (-3.93)
9월 더미	Y	Y	Y	N	N	N
산업더미	Y	Y	Y	N	N	N
직종더미	Y	Y	Y	N	N	N
N	25,632	25,632		44,567	44,567	
R ²	0.154	0.158		0.713	0.709	
χ ²	χ ² (46) = 1,474	χ ² (69) = 1,544		χ ² (30) = 45,984	χ ² (45) = 46,036	
Log Likelihood	-4,059	-4,110		-9,238	-9,431	

주 : 1) 전월의 임금근로자가 현월에 각각 임금근로자, 자영업, 실업 및 비경활로 이행할 확률의 추정식에서 자영업주로 이행할 확률의 추정결과만을 보인 것임.

2) 전월의 임금근로자가 현월에 각각 임금근로자, 고용주, 순수자영업, 실업 및 비경활로 이행할 확률의 추정식에서 고용주 및 순수자영업자로 이행할 확률의 추정결과만을 보인 것임.

3) 괄호 안은 t값

자료 : '경활' 원자료로부터 구축된 '월간 패널'.

그러나 이같은 추정식은 자영업주가 고용주와 자영자라는 서로 이질적인 집단으로 구성되어 있다는 점을 고려하지 않은 것이다. 표의 2~3열에는 각 인구학적인 특성을 가진 사람이 고용주, 자영자, 임금노동, 실업 및 비경활이라는 네 개의 노동력 상태 중에서 하나를 선택하는 식을 추정한 결과가 나타나 있다. 추정결과는 임금노동 형태별로 고용주가 될 확률의 크기에 있어서의 순서가 바뀌는 것과 연령변수의 계수가 유의하지 않다는 것을 빼고는 첫 번째 열의 그것과 별로 다르지 않다.

다음으로 표의 오른쪽에는 임금노동자를 포함하는 모든 생산가능인구를 대상으로 하여 1개월 사이에 '자영업' 또는 '실업 및 비경활'로 진입할 확률의 결정식에 대해 추정한 결과 중에서 자영업으로 진입할 확률식의 추정결과가 나타나 있다.¹¹⁾ 먼저 4번째 열에서 비자영업주로부터 자영업주가 된 자에 대한 다항로짓 모형 추정결과를 보면 계수의 부호는 1열에서와 거의 동일하나 유의도는 크게 높아져서 거의 모든 계수가 1% 수준에서 유의하게 나타난다. 연령변수의 경우에는 3차식의 형태로 포함시켰는데, 자영업으로 진입할 확률은 [그림 2]에서처럼 나이에 따라 증가하여 40대 중반에 정점에 이른 다음 다시 69세 정도까지 하락하는 것으로 나타난다. 학력별로 보면 고졸자와 비교할 때 중졸 이하 자의 자영업 진입확률은 낮게 나타나나 전문대졸 이상 자의 경우는 별 차이가 없는 것으로 나타난다. 무급가족종사자 범주를 별도로 하고 노동력 상태와 자영업 진입확률과의 관계를 보면, 비경활에 있는 자가 자영업으로 진입할 확률이 가장 크고 그 다음이 실업, 일고, 임시고의 순이며 모두 상용직에 비해 자영업주가 될 확률이 높다. 이는 자영업의 선택과 관련하여 음(陰)의 선택성(negative selectivity)이 존재하고 있을 가능성을 제시한다.

이제 자영업주를 고용주와 순수자영자로 나누어 추정하여 보면, 잠재적인 노동자가 고용주가 될 확률은 학력이 낮을수록 낮아지는 반면, 순수자영자가 될 확률은 학력이 높아질수록 낮아지는 것으로 나타난다. 이는 횡단면 자료를 사용한 다항로짓식의 결과(류재우·최호영(1999), 표 10)와 일관되는 결과이기는 하지만 유의성은 높지 않다. 노동력 상태와 관련하여 자영업부문으로의 진입확률을 보면 대체적으로 자영업의 형태가 고용주인가 순수자영자인가에 관계없이 비경활, 실업, 일용직, 임시직의 순으로 진입확률이 높다. 마지막으로, 9월과 10월의 자료에 기초한 패널자료를 가리키는 더미변수의 계수가 자영자의 경우와는 달리 고용주의 경우에는 유의하지 않은데, 이는 자영업 진입의 계절변동이 대부분 순수자영자의 유동에 의한 것임을 시사한다.

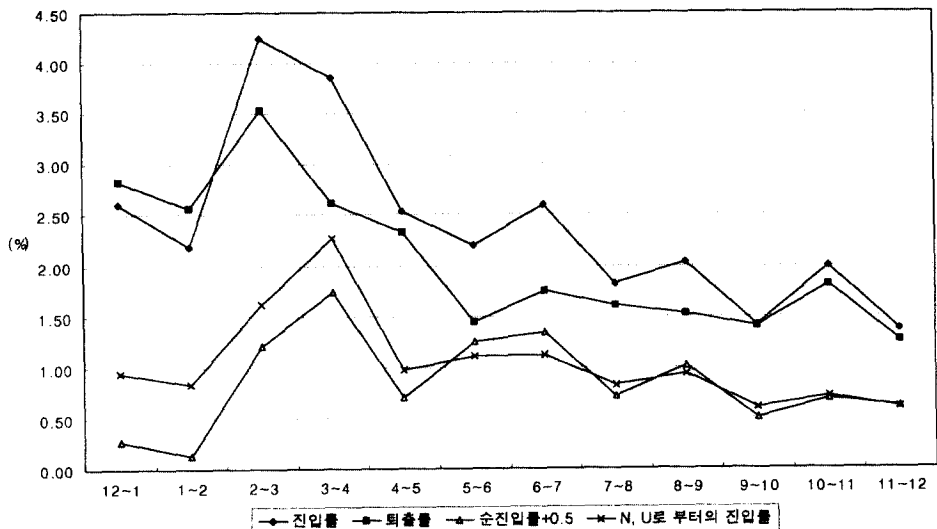
11) 전월에 비자영업주였던 자 중에서 현월에 임금근로 또는 자영업의 두 가지 상태에 있는 자만을 대상으로 하여 자영업으로 이행할 확률을 추정해 보기도 하였지만 그 결과는 표에 제시된 것과 거의 동일하였다.

5. 진입 및 퇴출 행태의 계절적 특성

여타의 부문에서와 마찬가지로 자영업부문도 고용에 있어 계절적 변화를 겪으나 그 변동의 주기와 변동폭에 있어서 서로 다른 특성을 가지고 있다. 우선 1997년 비농가 남자를 대상으로 하여 그 변동의 주기를 보면 취업자 수나 자영업주 수나 가장 작은 달은 모두 2월로 같으나, 가장 많은 월은 취업자 전체의 경우 7월인 데 비해 자영업주의 경우는 9월로 다소 늦다. 변동의 크기를 보면 취업자의 경우 가장 컸던 월은 가장 작았던 월에 비해 3.32% 더 컸으나 자영업의 경우 그같은 차이는 2.59%로 자영업부문에서의 계절변동은 여타 부문에서보다 오히려 더 작은 것으로 나타난다(통계청, 『경제활동인구연보』, 1999). 자영업주들의 산업으로는 절반 이상이 도소매 및 음식·숙박업에 종사하고 있고, 직업으로는 60% 이상이 판매직이나 서비스직 종사자인바, 이들 산업 및 직종이 계절변동이 상대적으로 큰 점에 비추어 그같은 변동폭은 예상보다 낮은 수준이다.

[그림 3]에는 1997년도의 월별 진입률과 퇴출률이 나타나 있는데, 몇 가지 특징을 요약하면 다음과 같다. 우선 자영업으로의 신규 진입은 2월에서 4월 사이에 가장 활발하게 일어난다. 그러나 이는 신규 졸업자의 유입에 의한 것은 아니다. 자영업 신규 진입자 중에서 26세 이하의 고졸자나 30세 이상의 대졸자가 차지하는 비중을 보면 다른 달보다 3~4월이 오히려 더 낮게 나타나는 것이다. 둘째, 자영업으로의 진입이 활발하게 일어나는 시기에 자영업으로의 퇴출도 활발히 일어난다. 이처럼 퇴출 및 진입 변동의 계절적인

(그림 3) 진입 및 퇴출률의 계절변동(비농가, 남자: 1997년)



주: 진입률과 퇴출률은 주어진 기간의 진입자 수 또는 퇴출자 수를 두 달간의 자영업주 수의 평균으로 나누어서 구한 것임.

모습이 비슷한 것은 2~4월간에 업종전환 등이 활발하게 일어나는 결과인 것으로 보인다. 셋째, 월별 순진입률은 진입률의 움직임과 긴밀하게 함께 움직인다. 그 중에서도 특히 실업 및 비경활로부터의 진입에 의해 지배된다. 순진입률과 실업 및 비경활로부터의 진입률간의 상관관계는 0.77에 이른다. 결국 자영업을 중심으로 노동력의 계절적 유동의 대부분은 실업 및 비경활과의 유동에 의한 것이다.

IV. 自營業 比重變化에 대한 流量側面에서의 分析

비농 전산업 남자 취업자 중의 자영업주의 비중 — 즉 자영업주 비율 — 은 각년도 10월 기준으로 1985년에는 29%였던 것이 지속적으로 감소하여 1990년에는 25%로 저점에 도달하였으나 그 이후에는 다시 지속적으로 증가하여 1999년에는 29%에 이르고 있다. 우리의 자영업 비율이 다른 나라에 비해 이미 상당히 높은 수준인데도 불구하고 근래에 들어 다시 증가하고 있는 현상은 우리 노동시장에서 중요한 의미를 지니는 것으로서 그 요인을 밝히는 것은 학문적으로 매우 흥미있는 과제가 될 것이다. 이와 관련하여 류재우·최호영(1999)은 횡단면 자료의 분석을 통해 자영업주 비율변화의 상당 부분은 산업별 취업자 구성의 변화에 기인하지만 근래의 비율 상승에는 노동력의 자영업 선택경향의 증대도 일조를 하였음을 보인 바 있다. 여기서는 패널자료를 이용하여 자영업부문을 중심으로 한 노동력의 유동측면에서 자영업 비중의 변화요인을 재조명해 보도록 하자.

이를 위해 여기서는 먼저 자영업주 수의 변화를 분석한다. 자영업주 비율의 변화는 자영업부문으로의 연평균 순진입자 수가 1985~90년 기간에는 6.9만명이었던 데 비하여 1990~97년 기간에 12.8만명으로 크게 증가한 것과 궤를 같이한다. 이러한 순진입자 수의 변화가 자영업부문을 둘러싼 노동력 유동 성향의 변화에 의한 것인가를 분석하는 것은 자영업주 비율의 변화에 대한 단서를 제공할 수 있을 것인바, 이와 관련하여서는 이행확률 모형을 사용한다. 둘째는 자영업 빈도(frequency)와 지속기간(duration)의 변화 양태를 분석한다. 자영업주 비율을 s , 자영업 빈도를 f , 자영업 지속기간을 D 라 하면 자영업을 중심으로 한 진입자의 수와 퇴출자의 수가 일치하는 균제상태(steady state)에서는

$$s = f \cdot D$$

의 관계가 성립하므로(류재우·배무기(1984)), 자영업 빈도와 지속기간의 변화에 대한 분석을 통해 자영업 비율의 변화요인에 대한 추론을 할 수가 있다.

1. 이행확률 변화의 효과

먼저 자영업부문 종사자 수의 변화 중 얼마만큼이 자영업부문을 둘러싼 이행확률의 변화에 의한 것인지를 살펴보자. 우선 인구를 임금근로자(W), 자영업주(S), 실업자(U), 비경활(N)의 네 상태로 구분하고, 노동력이 예컨대 W 에서 단위기간 사이에 S 로 이행하는 비율 — 즉 이행확률 — 을 ws 로 쓰자. 이제 각 범주의 인구가 실제대로 변화하였지만 각 이행확률들의 일부 또는 전부가 초기의 값으로 고정되었더라면 있었을 자영업주 수의 가상적인 변화분을 계산하여 보자.

먼저 단위기간 사이의 S 의 변화는 그 기간 동안의 자영부문으로의 진입자 수에서 자영부문으로부터의 퇴출자 수를 뺀 것으로 정의되므로 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$S_{t+1} - S_t = W_t \cdot ws_t + N_t \cdot ns_t + U_t \cdot us_t + S_t \cdot (sw_t + sn_t + su_t)$$

그러면 시점 0과 시점 T 간의 자영업주 수의 실제 변화분 ΔS 는

$$\Delta S \equiv S_T - S_0 = \sum_{t=0}^{T-1} W_t \cdot ws_t + \sum_{t=0}^{T-1} N_t \cdot ns_t + \sum_{t=0}^{T-1} U_t \cdot us_t + \sum_{t=0}^{T-1} S_t \cdot (sw_t + sn_t + su_t)$$

가 된다. 이제 W, S, N, U 는 실제대로 변화하였지만 자영업부문을 둘러싼 모든 이행확률은 $t=0$ 의 그것에서 불변인 상태로 있는 경우를 가정해 보자. 그와 같은 상황에서의 자영업주 수의 변화분을 ΔS^F 라 하면

$$\Delta S^F = \sum_{t=0}^{T-1} W_t \cdot ws_0 + \sum_{t=0}^{T-1} N_t \cdot ns_0 + \sum_{t=0}^{T-1} U_t \cdot us_0 + \sum_{t=0}^{T-1} S_t \cdot (sw_0 + sn_0 + su_0)$$

한편 여타의 이행확률들은 $t=0$ 의 그것에서 불변인 채로 있고 ws 만 실제대로 변화했다면 변화했을 자영업주 수($\Delta S^F(ws)$)는

$$\Delta S^F(ws) = \sum_{t=0}^{T-1} W_t \cdot ws_t + \sum_{t=0}^{T-1} N_t \cdot ns_0 + \sum_{t=0}^{T-1} U_t \cdot us_0 + \sum_{t=0}^{T-1} S_t \cdot (sw_0 + sn_0 + su_0)$$

이 된다. ns, us 가 각각 실제대로 변화하였지만 여타의 이행확률들이 초기의 것으로 고정되어 있었을 경우의 자영업주 수의 변화분 $\Delta S^F(ns)$ 와 $\Delta S^F(us)$ 도 같은 방식으로 나타낼 수 있다. 마찬가지로 타부문으로부터 자영업부문으로의 이행확률들 모두가 동시에 실제대로 변화했지만 퇴출측 이행확률이 불변인 상태에 있었을 경우의 자영업주 수의 변화분 $\Delta S^F(entry)$ 에 대해서도 동일하게 정의할 수 있다.

이제 각각의 이행확률의 변화가 자영업주 수의 변화에 어느 정도 기여했는지를 보자. 먼저 다른 모든 이행확률들은 불변인데도 ws 가 변화하였기 때문에 변화한 자영업주 수를

$\sum_{t=0}^{T-1} W_t \cdot ws_t - \sum_{t=0}^{T-1} W_t \cdot ws_0$ 로 쓰자. 이는 곧 $\Delta S^F(ws) - \Delta S^F$ 이다. 여타의 진입측 이행확률에 대해서도 동일한 관계가 성립하므로

$$\Delta S^F(entry) - \Delta S^F = (\Delta S^F(ws) - \Delta S^F) + (\Delta S^F(ns) - \Delta S^F) + (\Delta S^F(us) - \Delta S^F)$$

이 된다. 여기서 좌변은 여타의 이행확률들은 불변인 상태에서 진입측 이행확률만 변화했다라면 변화했을 자영업주 수의 크기를 나타낸다. 그것은 우변에서 각각 임금부문, 비경활, 실업으로부터의 이행확률의 변화에 의한 기여분으로 분해된다.

반대로 진입측 이행확률에 변화가 없었고 단지 자영업부문으로부터 다른 부문으로의 이행확률에 있어서만 변화가 일어났을 경우 그것이 자영업주 수의 변화에 기여한 크기는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\Delta S^F(exit) - \Delta S^F = (\Delta S^F(sw) - \Delta S^F) + (\Delta S^F(sn) - \Delta S^F) + (\Delta S^F(su) - \Delta S^F)$$

위 식에서 우변은 자영업으로부터 각각 임금부문, 비경활, 실업으로 퇴출될 확률의 변화가 자영업주 수의 변화에 기여한 크기이다. 마지막으로, $\Delta S - \Delta S^F = (\Delta S^F(entry) - \Delta S^F) + (\Delta S^F(exit) - \Delta S^F)$ 가 성립하는데, 이는 이행확률의 변화에 의한 자영업주 수의 변화가 진입측 이행확률의 변화에 의한 기여분과 퇴출측 이행확률의 변화에 의한 기여분으로 나누어지는 것을 나타낸다.

<표 4> 자영업주 수의 변화에 있어서의 이행확률 변화의 효과(비농가, 남자)

(단위: 천명, %)

기간	실제변화	총효과	진입측 이행확률의 변화 효과				퇴출측 이행확률의 변화 효과			
			ΔS - ΔS^F	$\Delta S^F(ws)$ - ΔS^F	$\Delta S^F(ns)$ - ΔS^F	$\Delta S^F(us)$ - ΔS^F	계	$\Delta S^F(sw)$ - ΔS^F	$\Delta S^F(sn)$ - ΔS^F	$\Delta S^F(su)$ - ΔS^F
1986 ~98	1,144.3	324.2 (100.0%)	-1,337.3 (-412.5)	-660.6 (-203.8)	-64.9 (-20.0)	-2,062.8 (-636.3)	1,231.1 (379.7)	497.9 (153.6)	658.0 (203.0)	2,387.0 (736.3)
1986 ~90	323.3	-12.8 (-100.0%)	-191.3 (-1,497.1)	-51.5 (-403.0)	-0.1 (-0.7)	-242.9 (-1,900.9)	146.3 (1,145.4)	-1.1 (-8.8)	84.9 (664.3)	230.1 (1,800.9)
1990 ~98	821.1	210.0 (100.0%)	-64.2 (-30.6)	-23.1 (-11.0)	-174.8 (-83.2)	-262.0 (-124.8)	213.0 (101.4)	113.9 (54.2)	145.2 (69.2)	472.1 (224.8)

자료: '경활' 원자료로부터 구축된 '월간 패널'.

이와 같은 방식으로 자영업주 수의 변화 요인을 분해한 결과¹²⁾는 <표 4>에 제시되어 있는데, 표를 해석함에 있어서는 기점을 어디로 잡느냐에 따라 각 효과의 크기가 달라질 수 있다는 점을 염두에 두어야 할 것이다. 먼저 표의 첫 번째 줄을 보면 1986년 10월부터 1998년 10월까지의 기간 동안 자영업주 수의 변화분(ΔS)은 114.4만명이었다. 만일 자영업부문을 둘러싼 모든 이행확률들이 1986년 수준으로 고정되어 있었다라면 변화했을 크기(ΔS^F)는 82.0만명이므로 양자간의 차이인 32.4만명이 이행확률 변화에 의한 자영업주 수의 변화분이 된다. 즉 자영업주 변화의 28%가 이행확률의 변화에 의한 것이며 나머지는 경활인구를 포함하는 생산가능인구의 증가에 의한 것이다. 이 중 진입측 이행확률 변화 효과는 -206.3만명이고, 퇴출측 이행확률의 변화 효과는 238.7만명으로, 이 기간 중의 자영업주 수의 증가는 진입측 이행확률의 감소로 인한 자영업주 감소 효과를 퇴출측 이행확률의 감소로 인한 증가 효과가 압도하였기 때문이었던 것으로 나타난다. 진입측 효과는 대부분이 임금부문으로부터의 이행확률 감소에 의한 것이며, 퇴출측 효과도 반 정도가 임금부문으로의 퇴출확률이 줄어든 데에 기인한다.

다음, 1990년을 기점으로 두 기간으로 나누어 요인분해를 한 결과를 전기간을 통틀은 경우와 비교해 보면, 진입과 퇴출 이행확률의 변화 효과의 절대적인 크기는 다르나 효과의 방향이나 상대적인 크기는 거의 동일하다. 다만, 1990년 이전의 경우 퇴출률 감소에 의한 자영업주 수의 증가 효과가 진입확률의 감소에 의한 감소 효과에 의해 거의 상쇄되기 때문에 전체적으로는 이행확률의 변화가 자영업주의 변화와 거의 관련이 없는 것으로 나타난다는 점이 약간 다르다.

요약하면 비자영업주가 자영업으로 진입하려는 성향은 감소를 해왔는바 이는 자영업주 수를 감소시키는 방향으로 작용하여 왔고, 반대로 일단 자영업에 종사하고 있는 자가 계속해서 자영업에 종사할 확률은 증대되어 왔는바, 이는 자영업주의 수를 증가시키는 방향으로 작용해 왔다. 그간 자영업주의 수가 증가해 온 것은 앞의 효과가 뒤의 것보다 더 컸기 때문이다. 자영업주 수의 증가에 있어서 이같은 이행확률의 변화에 의한 총효과는 30%를 약간 밑도는 것으로 나타난다. 이미 언급한 바와 같이 1990년을 기점으로 한 자영업주 비율의 변화는 같은 시점을 기점으로 한 자영업주 수의 연간 순증가 규모의 변화와 연관되고 있는데, 이상의 분석은 이같은 변화가 퇴출측 이행확률의 감소— 즉 자영업을 계속할 확률의 증가—에 일정부분 기인하고 있음을 보여준다.

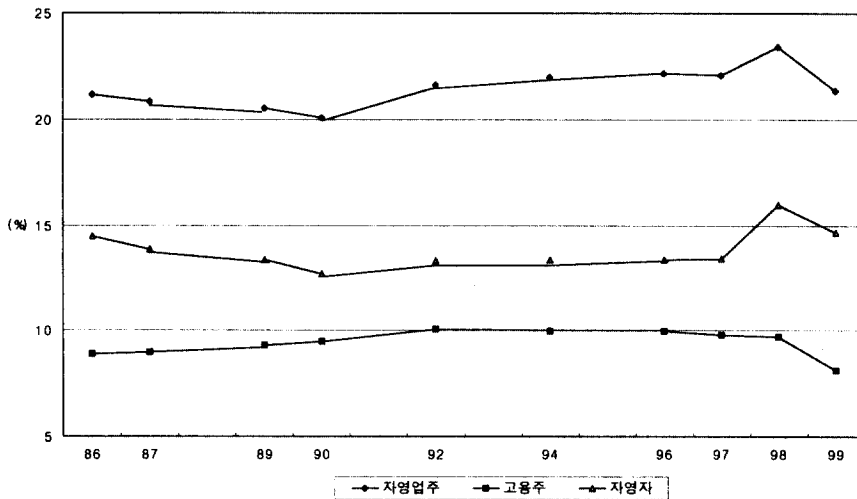
12) 월간 패널자료로부터 계산된 각 상태별 노동자 수의 변화분으로부터 연간 변화분을 구하기 위해, 자영업주의 연간 순진입자 수를 비영업주의 월평균 순진입자 수로 나눈 값을 각월의 각 상태별 노동자수 변화분에 곱하는 방법을 사용하였다.

2. 자영업 빈도 및 지속기간

가. 자영업 경험자의 비율

앞에서 언급하였듯이 자영업주 비율의 변화는 자영업 빈도의 변화와 자영업 지속기간의 변화로 분해할 수가 있는데 여기서는 먼저 앞의 것을 분석하여 보자. 잠재적인 자영업 주들이 얼마만큼 자주 자영업이라는 상태를 경험하는가 하는 '자영업 빈도'의 척도로는 두 가지를 생각할 수가 있다. 그 하나는 경찰인구 또는 생산가능인구가 자영업에 종사하게 될 확률을 나타내는 지표로서의 '자영업으로의 진입률'인데, 이는 이미 <표 1>에서 살펴 보았다. 따라서 여기서는 다른 하나의 지표, 즉 자영업에 종사한 경험이 있는 자의 비율을 살펴 보자.

(그림 4) 자영업 경험자의 비율(비농가, 남자)



자료 : '경찰' 원자료로부터 구축된 '7개월 연속 패널'.

(그림 4)는 '7개월 연속 패널'의 7개의 조사시점 중에서 자영업에 종사한 경험이 있는 사람들의 수를 생산가능인구로 나누어서 얻은 '자영업 경험자의 비율'을 도시하고 있다.¹³⁾ 먼저 고용주가 되어 본 경험이 있는 자의 비율을 보면 1992년까지 꾸준히 증가하여 11.5%에 이른 다음 거의 불변인 채로 정체되어 있었다. 그러던 것이 1999년에 와서는

13) '자영업 경험자 비율'을 약간 달리 정의하여 자영업 경험자의 수를 4월의 취업자 수로 나눈 값으로 하여 보면 그 패턴은 [그림 2]와 같으나 변동폭은 증폭되어 나타난다.

10%로 급락하였는데, 이는 정보통신업종을 중심으로 한 최근의 벤처 창업 붐에 견주어볼 때 의외의 결과라 하겠다.

순수자영업에 종사한 경험이 있는 자의 비중은 1990년까지는 하락하다가 그 이후에는 상승하고 있다. 특히 1998년의 증가폭은 매우 커서 취업자 중의 자영업자 비율에 있어서의 증가폭을 훨씬 넘는다. 이는 앞에서 언급한 것처럼 이 시기에 규모가 영세한 임시잡업적인 자영업 참가자가 크게 늘었고 이에 따라 자영업의 이동률(異動率)이 크게 증가한 때문으로 보인다. 고용주와 자영업자를 통틀은 자영업 경험자 비율의 변화는 이같은 순수자영업 경험자 비율의 변화에 의해 지배되어 왔다. 또한 1990년을 기점으로 한 우리나라 자영업주 비율의 증감은 생산가능인구 중의 자영업 종사경험자 비율의 변화와 그 방향성을 같이 하여 왔다. 이는 또 다른 자영업 빈도의 척도인 진입률(I)의 경우 1990년대 중반에 저점에 도달했었다는 점과는 대조적인 것이다. 자영업 빈도의 두 지표에 있어서의 상이한 움직임은 1990년대 전반에 있어서 진입률보다는 퇴출률의 감소 속도가 더 빨랐었다는 점에 의해 설명이 될 수 있을 것이다.

나. 자영업 경험의 횟수 및 지속기간

이제 '7개월 연속 패널' 자료를 가지고 주어진 기간 동안 자영업 참가자들이 얼마만큼 자주 진입·퇴출을 반복하는가, 그리고 일단 자영업을 시작하면 얼마동안 지속하는가를 보자. <표 5>의 (1)에는 4월부터 10월까지의 7개 관측시점 중 한 번이라도 자영업으로 분류된 사람들—즉 [그림 4]에서의 자영업 종사경험자—을 대상으로 자영업 경험의 지속성 여부에 관계없이 자영업으로 잡힌 시점들을 합한 수치가 나타나 있다. 자영업에 2개월 이하 종사한 자의 비율은 외환위기 전까지는 계속 감소하였고 반대로 7개월 모두를 자영업에 종사한 자의 비율은 계속 증가하여 왔음이 확인된다.¹⁴⁾ 즉 임시적·단기적인 자영업 경험자의 비율은 감소하고, 항구적·장기적으로 자영업에 종사하는 자의 비율은 증가해 온 것이다. 1998년 외환위기 기간에는 이들 지속적인 자영업 종사자의 비중이 크게 감소하고 대신 단기적으로 자영업을 경험한 자의 비중이 급증하였다. 이는 이 시기에 자영업의 장기적인 생존확률이 낮아진 것과 동시에 임시잡업적인 형태의 자영업이 급증하여 자영업의 이동률이 높아진 것을 반영한다.

(2)에 나타나 있는 것은 자영업 중간에 비자영업이 끼여 있음으로 해서 7개의 조사시점 중에서 자영업 상태가 복수로 관찰된 자(multiple spell)의 비중이다. 이것은 자영업부문에

14) 물론 7개월 연속 자영업 종사자로 분류되었다는 것이 7개월 동안 연속하여 동일한 사업을 경영하였다는 점을 반드시 의미하지는 않는다.

임시적인 일자리를 가지게 되는 한계적인 취업자의 비중의 지표가 될 수 있는데, (1)에서와는 달리 1990년대 중반을 중심으로 추세 반전이 이루어지고 있다. (3)의 첫 줄에는 자영업 상태로 잘리지 않은 관측치들(uncensored observations)의 비중이 나타나 있다. 이 또한 (2)와 마찬가지로 단기적인 자영업 경험자의 비중을 나타내는 지표가 될 수 있는데 그 시계열적인 변화는 역시 (2)에서와 비슷하다.

(4)에는 자영업 최장 연속 종사기간의 분포가 나타나 있는데 (1)에서와의 결과는 비슷하다. 마지막으로 (5)는 4월에 자영업에 있던 자들만을 대상으로 하여 몇 개월 이후에 자영업에서 최초로 퇴출되는가를 본 것인데 전기간을 통틀어 85%가 넘는 사람들이 적어도 7개월을 계속해서 자영업에 종사하고 있다. 기간별 분포의 시계열적인 변화 모습도 (1) 및 (4)에서와 동일하다.

<표 5> 자영업 경험의 횟수 및 지속기간 : 4~10월(비농가, 남자)

(단위 : %)

구 분		1986	1990	1994	1997	1998	1999		
		자영 업주	자영 업주	자영 업주	자영 업주	자영 업주	자영 업주 ¹⁾	고용주	자영자
(1) 자영업 경험월수 합계 ²⁾	1~2	9.6	8.4	6.0	5.4	12.3	9.5	9.9	12.3
	3~4	7.1	6.3	6.0	5.2	8.0	7.2	7.0	8.4
	5~6	9.7	9.1	7.4	5.7	8.9	9.1	7.6	10.1
	7	73.5	76.2	80.6	83.8	70.8	74.2	79.7	71.6
(2) 2회 이상 자영업을 경험한 자의 비중 ³⁾		6.2	4.6	1.8	2.0	3.8	3.4	3.4	4.1
(3) 완결 자영업 비중 ⁴⁾		5.0	4.2	1.9	2.1	4.6	3.9	2.7	4.3
(4) 자영업 최장 연속 기간	1~2	7.3	6.4	5.4	4.3	10.3	8.2	6.6	8.5
	3~4	7.4	7.0	5.8	5.4	7.8	6.5	5.3	7.6
	5~6	7.9	6.9	6.6	4.8	7.7	8.1	6.2	9.1
	7	77.4	79.6	82.1	85.5	74.2	77.2	81.9	74.8
(5) 4월 자영업주의 자 영업 최장 연속 기 간	1~2	4.9	3.6	3.5	2.8	5.0	4.7	4.2	4.6
	3~4	5.3	4.7	3.5	2.9	5.2	3.8	3.1	4.5
	5~6	4.2	3.4	2.2	1.9	4.9	3.2	2.6	3.5
	7	85.6	88.3	90.9	92.4	84.9	88.4	90.1	87.3

주 : 1) 고용주(자영자)는 4월부터 10월까지의 7개의 관측시점 중 한 번이라도 고용주(자영자)로 분류되었던 자임.

2) 7개의 관측시점 중에서 자영업주로 잡힌 시점의 합계.

3) 7개의 관측시점 중에서 자영업 중간에 비자영업주로 한 번 이상 분류된 자의 비중.

4) 자영업 상태 지속기간이 잘리지 않은(uncensored) 채 관찰된 관측치의 비중.

자료 : '경찰' 원자료로부터 구축된 '7개월 연속 패널'.

이상의 논의를 종합하여 보면, 먼저 임시잡업적인 성격의 사업을 경영하는 취업 불안정적인 자영업주의 비중은 일부 지표상으로는 1990년대 중반 이후 정체 또는 미소한 증가를 보이고 있기는 하지만 대체적으로 보아 외환위기 전까지는 추세적으로 감소해 오고 있었다. 반면 장기적으로 자영업에 종사하는 자의 비중은 적어도 외환위기 전까지는 계속해서 증가하여 왔다. 이같은 점들은 자영업부문 '취업의 안정성'이 평균적으로는 높아져 왔음을 제시한다. 그러나 이같은 추세는 외환위기 과정에서 꺾였으며 1999년 현재까지 아직 외환위기 전의 상황으로 회복되지 못한 수준에 있다. 표에서는 또한 1990년대 중반경을 기점으로 하여 자영업주의 구성에 있어 취업 안정성과 관련한 이질성이 증대되어 왔을 가능성도 함께 제시되고 있다.

이제 <표 5>에서 논의된 점들을 계량모형을 사용하여 확인해 보자. 먼저 생존율과 해저드율(hazard rate)을 준모수적인 방법으로 추정함에 있어서는 콕스(Cox)의 비례적 해저드(proportional hazard) 모형을 이용하였다. 이 모형에서는 시간을 t 로 표시할 때 각 개인들에 대한 해저드 함수를

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(-\beta'x_i)$$

로 설정하고 추정하는데, 여기서 해저드율 $h_i(t)$ 는 개인 i 의 t 기까지의 생존 조건부 이탈률이며 $h_0(t)$ 는 기본선 해저드(baseline hazard)이다. 실제의 추정에서는 좌측 및 우측이 잘린(left or right censored) 관측치의 존재를 감안한 우도함수¹⁵⁾를 설정한 위에 인적 특성을 나타내는 설명변수 벡터(x_i)에는 가구주, 유배우자, 학력, 산업, 직종 등을 나타내는 더미와 연령 및 연령의 제곱 등을 포함시켰다.

추정 결과, 연도간에 차이가 있기는 하지만 연령, 고용주 여부 더미와 몇 개의 산업 더미들의 계수들이 통계적으로 유의하였다. 이러한 비례적 해저드 모형의 추정 결과로부터 기본선 해저드 및 생존율을 계산할 수가 있는데(Kalbfleisch and Prentice(1980), p85),¹⁶⁾ <표 6>의 상단 패널은 그같은 계산결과를 보여주고 있다. 표에서 생존함수를 보면 1990년대 중반 이후의 경우 일단 자영업에 시작한 사람이 5개월 이후에도 계속 자영업에 남아 있을 확률은 94%가 넘는다. 시계열상으로 보면 생존율은 지속기간에 관계없이 1990년까

15) 콕스의 부분로그우도함수(partial log-likelihood)는 $L = \sum_{i \in D_i} (\beta'x_i - d_i \ln[\sum_{k \in R_i} \exp(\beta'x_k)])$ 로 주어진다. 단, 여기서 t_i ($=1, 2, \dots, n$)는 i 번째 기간, D_i 는 완결기간이 t_i 인 관측치의 집합, d_i 는 t_i 만에 끝나는 기간의 수, R_i 는 t_i 에 끝날 수도 있는(at risk at time t_i) 관측치의 집합이다. 우도함수에서 좌측이 잘린 관측치는 우측이 잘린 관측치와 동일하게 취급하였다.

16) 기본선 해저드 계산의 기초가 되는 전체 회귀식은 0.005% 수준에서 유의하였다.

지의 감소, 1990년대 중반까지의 증가 후 정체, 외환위기 과정에서의 감소로 특징지워지며 해저드율은 그와 반대의 움직임을 보이고 있다. 이러한 모습은 <표 5>에서와 일치하는 것이다.

기본선 해저드의 추정치는 기간이 증가함에 따라 단조 감소하는 것으로 나타난다. 이러한 점은 미국에서도 마찬가지로 확인이 된다(Evans and Leighton(1989)). 그것은 자영업에 오래 종사할수록 사업을 경영하는 능력이 향상되고 그에 따라 자영업을 계속 영위할 확률이 증대된다는 점 — 즉 자영업부문 해저드율에 있어서의 음(陰)의 지속기간 의존성(duration dependence)이 존재한다는 것 — 에 의한 것일 수가 있다. 그러나 그같은 현상은 자영업주 집단이 퇴출확률이 높은 집단과 그렇지 않은 집단으로 구성되어 있는 경우에도 나타날 수가 있다. 이 경우, 시간이 지남에 따라 전자(前者)가 후자보다 더 빨리 빠져나감으로 인해 잔류자 중에서 후자의 비중이 더 커지게 되어 자영업주 전체로서의 해저드율이 감소할 수가 있게 된다.

여기서는 지속기간에 따른 해저드율의 감소가 자영업 퇴출 성향과 관련한 이같은 이질성 때문에 나타나는지 아니면 음의 지속기간 의존성이 존재하기 때문인지 확인하는 것은 불가능하다. 다만, 모수적 방법으로 자영업 기대지속기간(expected duration)을 추정함에 있어서는 그같은 해저드율의 감소 경향이 존재한다는 사실을 감안하여 와이불(Weibull) 모형을 사용하였다. 이 경우 해저드 함수는

$$h_i(t) = \lambda t^{\beta-1} \exp(-\beta x_i)$$

로 설정되며, 여기서 추정된 파라미터 값을 이용하여 기대지속기간(expected duration)이 추정될 수 있다.

표의 하단 패널에서, 와이불 모형에 기초한 기대지속기간은 비농가의 40세 남자 고졸 가장으로서 배우자가 있는 자가 자영업을 시작할 경우에 기대되는 지속기간의 추정치이다. 비교적 짧은 기간의 자료를 가지고 추정하였다는 한계를 염두에 두면서 표를 보면, 자영업 지속기간은 대체적으로 보아 1990년까지의 감소, 1990년대 중반까지의 증가 후 정체, 외환위기 과정에서의 감소로 특징지워진다. 1999년에 있어서의 감소는 특이한 현상인데, 이를 제외하고 보면 이같은 모습은 콕스 모형에서의 추정결과와 일관되는 것이며 또한 자영업주 비율의 시계열적 변화와도 대략적으로 일치한다.

기대지속기간은 이행확률을 이용하여서도 구할 수가 있다. 즉 자영업에 있는 자가 1개월 이후에도 자영업에 계속 있을 확률(ss)이 각 개인에게 동일하다면 계속하여 자영업에 종사하리라고 기대되는 기간은 자영업부문의 진입자와 퇴출자의 수가 같은 균제 상태에서는 $1/(1-ss)$ 가 된다. 표에는 이렇게 추정된 기대지속기간도 함께 나타나 있는

데, 앞서와는 대조적으로 외환위기 전까지는 대체적으로 상승추세를 보이고 있다. 이같은 차이의 원인에 대해서는 보다 자세히 살펴보아야 하겠지만, 와이불 모형에 의한 추정에 있어서 자영업주의 단기적인 유동이 상대적으로 크게 반영되고 있는 결과인 것으로 보인다.

<표 6> 자영업주의 생존함수, 해저드율 및 기대기간(비농가, 남자)

(단위: %, 월)

		1986	1987	1989	1990	1992	1994	1996	1997	1998	1999
생존함수 (기본선 해저드) ¹⁾	1 개월	97.1 (2.9)	95.4 (4.6)	96.1 (3.9)	93.2 (6.8)	96.1 (3.9)	99.2 (0.8)	98.2 (1.8)	99.1 (0.9)	97.7 (2.3)	97.9 (2.1)
	2 개월	95.5 (1.7)	93.6 (2.0)	94.0 (2.1)	90.1 (3.3)	94.6 (1.6)	98.6 (0.6)	97.1 (1.1)	98.4 (0.9)	96.3 (1.4)	96.7 (1.5)
	3 개월	93.8 (1.7)	91.4 (2.3)	92.0 (2.2)	87.8 (2.6)	92.6 (2.1)	98.2 (0.4)	95.8 (1.3)	97.8 (0.5)	95.3 (1.0)	95.2 (1.3)
	4 개월	93.4 (0.4)	88.1 (3.6)	91.4 (0.7)	85.7 (2.4)	91.9 (0.7)	97.9 (0.3)	95.4 (0.5)	97.6 (0.2)	94.8 (0.6)	94.5 (0.8)
	5 개월	-	87.7 (0.5)	91.1 (0.3)	85.2 (0.6)	91.6 (0.4)	97.8 (0.1)	95.1 (0.3)	97.5 (0.1)	94.4 (0.4)	94.2 (0.3)
기대지속기간 ²⁾	Weibull 모형	59.2	45.3	23.2	9.2	23.4	59.0	45.1	43.4	41.1	34.3
	이행확률모형	29.1	25.8	29.5	36.4	45.5	51.3	55.9	49.0	27.0	37.6

주 : 1) 생존율과 기본선 해저드는 콕스의 비례적 해저드 모형으로 추정된 것임. 예컨대 '1개월'에서의 '생존율'은 어느 달에 자영업을 시작한 자가 1개월 이후에도 자영업에 있을 확률임.

2) 기대지속기간을 구하는 방법은 본문 참조.

자료 : '경활' 원자료로부터 구축된 '월간 패널' 및 '7개월 연속 패널'.

V. 要約 및 結論

본 연구에서는 노동시장에서의 노동력 유동의 중요한 부분을 차지하고 있는 자영업부문을 중심으로 한 노동력의 유동 패턴을 분석하였다. 그 결과 자영업을 중심으로 한 노동력의 진입과 퇴출에 있어 실업 및 비경제활동상태와의 유동이 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다. 아울러 그같은 유동은 일부의 한계적 노동자에게 집중된 현상이 나타나고 있다. 즉 대부분의 자영업주는 상당히 오랜기간 자영업을 지속하며, 자영업을 중심으로 한 노동력 유동의 대부분은 자영업과 임시 및 일고 형태의 불안정적인 취업 사이를 오가면서 실업과 비경활을 경유하는 일부의 사람들에 의한 것으로 나타나는 것이다. 자영업 종사자 중에서의 이들 한계적 노동자의 비중은 적어도 외환위기 전까지는 지속적으로 감소하여 왔으며, 그러한 의미에서 자영업부문 종사자의 평균적인 질이 향상되어 왔다. 한편 취업

자 중의 자영업주 비율은 연령에 따라 역 S자 모양을 그리며 증가하는데, 30대 후반 이후에 관하여 말하자면 이같은 패턴은 연령에 따라 자영업으로의 진입률이 증가하기 때문이 아니라 자영업주로 이미 일하고 있던 사람들이 임금노동자들보다 더 천천히 노동력으로 부터 퇴장하기 때문에 나타나는 것이다.

본 연구에서는 취업자 중에서의 자영업주 비중의 변화 요인에 대한 유량측면에서의 분석도 행하였다. 이와 관련하여서는 자영업을 시작한 이후에 얼마큼 거기에 지속적으로 머무를 것인지를 추정해 보았다. 자영업주를 기업가(entrepreneur)로 해석할 경우 이들 자영업주의 '생존기간'은 — 비록 영세 '사업체'의 가중치가 높게 부여된 척도이며, 또한 자영업주의 생존기간과 사업체의 생존기간이 상이할 수 있다는 한계를 갖고 있기는 하지만 — 바로 사업체 또는 기업의 생존기간의 척도가 될 수 있는데, 대략 3~4년인 것으로 추정되었다. 한 번 자영업을 시작한 뒤 5개월 이후까지도 계속적으로 자영업에 잔류하고 있을 확률은 1992년 이후의 경우 92~98%에 이르고 있다.

이와 같은 지속적으로 자영업에 종사하리라 기대되는 기간 및 자영업을 장기간 지속할 확률 등은 자영업 경험자의 비율과 마찬가지로 자영업주 비율의 시계열적인 변화와 비슷한 변화를 보여왔다. 이는 자영업 경험률 또는 지속기간의 변화가 자영업주 비율의 변화에 어느 정도 기여하고 있음을 보여주는 것이다. 그러나 임시잡업적인 성격의 자영업에 종사하는 자의 비율, 그리고 자영업을 지속적으로 영위하리라 기대되는 기간의 시간상의 변화에는 자영업 비율의 시간상의 변화와는 일관되지 않은 부분이 있다. 이는 취업 안정성과 관련한 자영업부문 내의 이질성이 심화되고 있음을 나타내는 것일 가능성이 있다.

자영업을 장기간 지속하는 자의 비율 등이 적어도 외환위기 전까지는 지속적으로 증가한 반면, 자영업으로부터의 퇴출률은 낮아졌고, 단기적인 자영업 종사자의 비율은 감소하였으며 아울러 실업 및 비경활과의 노동력 유동의 비중도 작아진 점들은 모두 자영업부문 종사자의 '취업 안정성'이 높아져 왔음을 제시한다. 이같은 현상들은 한편으로는 저기능-저학력자와 관련하여서는 임금부문에 비하여 자영업부문에서의 소득기회가 상대적으로 축소된 반면, 고기능-고학력자의 경우에는 소득기회가 증가하였고 그와 동시에 다른 한편으로는 (특히 저기능-저학력자의 경우) 이 부문과 임금부문간의 단절이 심화되어 왔기 때문에 나타날 수도 있다. 자영업 종사자간 이들 가능성이 실제로 얼마큼 중요한가 하는 것은 매우 흥미로운 질문으로서 이에 관한 연구는 자영업 창업을 장려함으로써 고용확대와 소득분배 균등화를 꾀하고자 하는 정책이 얼마큼 효율적일 수 있을지에 대한 유효한 판단 기준을 제시할 수 있을 것이나 이는 추후의 과제로 남겨 둔다.

參 考 文 獻

- 김대일. 「실업 장기화의 효과분석」. 『KDI 정책연구』. 1997.
- 김우영. 「취업형태의 비교우위와 자영업주의 결정요인에 대한 분석」. 『勞動經濟論集』 제23권 특별호. 2000 : 55-77.
- 류재우·최호영. 「우리나라의 자영업부문에 관한 연구」. 『勞動經濟論集』 제22권 제1호. 1999 : 109-140.
- 류재우·배무기. 「韓國의 勞動市場 플로우와 失業」. 『勞動經濟論集』 제7권. 1984 : 55-75.
- 배진한. 「製造業과 서비스業間의 賃金隔差 發生原因」. 『經濟學研究』 제46집 제3호. 1998.
- 신동균. 「1998년 노동력 이동동향」. 한국노동연구원, 1999.
- Evans, David S., and Leighton, Linda. "Some Empirical Aspect of Entrepreneurship." *American Economic Review* 79 (June 1989): 519-35.
- Kalbfleisch, John D., and Prentice, Ross L. *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York : Wiley, 1980.
- Quinn, Joseph F. "Labor-Force Participation Pattern of Older Self-Employed Workers." *Social Security Bulletin* 43 (April 1980) : 17-28.

abstract

Labor Market Dynamics in the Self-employed Sector in Korea

Jaewoo Ryoo and Hoyoung Choi

This paper empirically analyzes the behavioral patterns of the labor flows surrounding self-employment. One of the findings is that, while a substantial portion of the labor flows into (and from) the self-employment sector is a movement from (and into) the non-employment, such flows are largely confined to a relatively small group of marginal workers. Still, the share of those marginal workers among the self-employed has declined steadily at least until the outburst of the financial crisis in 1997, evidencing that the job stability has been increased in this sector. On the other hand, the expected duration of self-employment has shown a downward trend up until 1990 but has increased since then. Such a trend reversal is also observed in the proportion of the labor force self-employed, indicating that the former is at least partly responsible for the latter.