

勞 動 經 濟 論 集
第17卷(2), 1994. 12. pp.31 ~ 54
© 韓國勞動經濟學會

大學生의 進路決定과 職業選擇

元 昌 喜*

< 目 次 >

- | | |
|------------------|-----------|
| I. 序 論 | IV. 實證分析 |
| II. 大學生의 進路選擇 趨勢 | V. 結論의 所見 |
| III. 大學 進路選擇의 模型 | |

I. 序 論

우리나라에서 대학교육의 수요는 산업체의 勞動需要에서 파생된 부분과 地緣이나 學緣에 의존한 독특한 雇傭慣行과 같은 사회적 수요에서 연유하는 부분을 포함하고 있다. 교육의 사회적 수요의 중요성으로 인해 대졸과 고졸간 임금격차는 勞動市場의 요인으로부터 발생할 수 있는 대학교육의 投資收益率을 상회한다고 보여진다. 따라서 직업과 직장내 지위를 결정하는 데에 결정적인 역할을 하는 대학교에 대한 교육열은 대단히 높다.

大學에 진학한다면 우선 專攻을 결정해야 한다. 한 사람이 직업을 선택하기 위해서는 그 직업이 요구하는 기본적인 기술과 전문성을 갖추고 있어야 한다. 직업에 필요한 기술은 1차적으로 교육기관을 통해 습득되고 2차적으로 社內 또는 社外 職業訓練이나 군복무에 의해서 습득된다. 특히 우리나라에서는 대학입학과 더불어 졸업이 보장되고 직장이 예정될 뿐 아니라 직업간 轉業이 흔치 않기 때문에 大學의 專攻選擇은 거의 職業選擇과 직결되

* 韓國國防研究院 研究委員

고 있다. 따라서 大學의 專攻選擇에 대한 연구는 대졸인력의 職業選擇과 勞動供給의 기초 연구로서 중요하다.

專攻選擇의 연구가 성공하려면 大學의 學科別 志願, 入學定員, 졸업후 就業現況과 賃金水準 등의 자료가 연도별로 可用하거나 개인의 學科選擇과 졸업후의 취업관련 응답자료와 같은 패널데이터(panel data)가 필요하다. 그러나 불행하게도 교육관련 통계에서는 각 학과별 자료나 개인별 자료는 없으며 다만 系列別로 지원, 입학 및 취업에 관한 정보만 可用하다. 그러므로 본 연구는 職業選擇의 基盤으로서 大學系列의 選擇을 進路選擇으로 간주하여 이의 經濟的 分析에 초점을 맞추기로 한다.

다음 장에서는 職業選擇과 大學系列選擇의 관계를 알아보고 系列別 志願者의 구성비 추세를 관찰할 것이다. 또 실제 大學에 입학하여 등록한 학생의 系列別 비율에 대해서도 조사할 것이다. 제3장에서는 大學을 진학하고자 하는 高卒者들이 진로를 어떻게 선택하여 지원하는지에 대한 간단한 模型을 설정하려 한다. 이 모형을 검증하기 위해 제4장에서 回歸方程式을 설정하고 기존의 교육부와 노동부의 時系列 자료를 이용하여 그 回歸方程式을 推定할 것이다. 마지막 장은 본 연구의 결과를 요약하고 대학인력의 공급에 관한 정책을 간단히 언급하려 한다.

II. 大學生의 進路選擇 趨勢

職業選擇은 한 사람에게 노동의 대가로 평생동안 제공하게 될 소득의 수준을 결정해 줄 뿐 아니라 附加給與, 직무의 특성, 작업장의 환경, 근무지 위치 및 가정생활 유형 등 실로 생활의 상당한 부분을 결정하는 중요한 일이다. 하나의 직업을 선택하려면 그 직업의 기본적인 기술과 전문성을 먼저 습득해야 한다. 그 專門性의 開發은 개인의 타고난 재능, 교육과 훈련에 드는 投資費用을 감당할 금전적 여유, 教育投資의 收益性, 재능을 발굴하여 훈련을 받으려는 의지와 노력 등에 의해 결정될 것이다.¹⁾

결과적으로 職業의 專門性 획득은 교육수준과 專攻分野에 의해 결정되므로 직업의 선택도 바로 이 교육수준과 專攻分野의 결정에 의해 좌우된다. 예를 들어 생산직에는 주로 중

1) 개인의 교육수준 결정이론을 이용하여 직업전문성 개발을 설명할 수 있다. 즉, 교육투자의 수익성, 개인의 능력, 가족의 재산과 배경이 교육수준의 중요한 결정요인이다. Becker and Chiswick(1966), Fleisher and Kniesner(1984, pp.304~12), Freeman(1986) 참조.

졸자나 고졸자들이 종사하고, 전문기술직에는 理工系 大卒者들이 주로 종사하고 있다. 또 행정관리직과 사무직은 대부분 人文社會系 大卒者들로 구성되어 있다. 본 연구는 대졸학력자의 職業選擇에 관한 理論과 經驗分析을 시도하려 한다.

大卒者의 職業選擇은 졸업후 취업되면서 최종적으로 완성되나 실질적으로는 大學학과를 지망하여 입학하면서 1차적으로 진로가 결정된다. 그것은 大學이 취업을 위한 일종의 訓練過程이기 때문이다.²⁾ <표 1>은 大學卒業者의 職業別 구성비를 보여주고 있다. 남자의 경우 人文系와 社會系 卒業者는 사무직에 집중되어 있고 전문기술직과 행정관리직에 그 다음으로 분포되어 있다. 나머지 系列은 절대 다수가 전문기술직에 집중되어 있고 일부는 사무직에 취업된다. 여자의 경우도 남자의 경우와 유사한 취업분포를 보이고 있는데 다만 그 차이는 여자가 남자보다 사무직과 전문기술직에의 집중도가 높다는 것이다. 따라서 행정관리직과 사무직에 종사하고 싶다면 人文系나 社會系를 선택해야 하고 교직, 예술, 의료부문에 종사하고 싶으면 師範系, 藝體系 및 醫藥系를 각각 선택해야 할 것이다.

<표 1> 大學卒業者의 系列別·職業別 취업분포(1992)

직업	(단위 : %)						
	인문계	사회계	자연계	예체계	의약계	사범계	총 계
남 자							
전문기술직	21.1	17.4	59.7	63.3	93.3	64.9	43.9
행정관리직	17.5	13.9	7.8	4.0	0.2	5.8	10.3
사무직	37.3	48.2	15.3	15.5	0.4	20.2	28.0
판매직	12.2	10.9	5.1	4.5	0.0	3.7	7.4
서비스직	8.1	6.4	3.3	9.4	0.1	4.6	4.9
농림수산직	1.0	0.6	2.0	0.6	0.0	0.4	1.2
생산운수직	2.7	2.5	6.7	2.7	0.3	0.3	4.3
(취업률)	(53.5)	(59.8)	(64.4)	(59.6)	(89.1)	(47.0)	(61.6)
여 자							
전문기술직	22.6	22.4	41.8	73.4	96.2	75.2	48.8
행정관리직	11.7	10.1	9.8	3.4	0.3	3.2	7.4
사무직	44.1	52.9	28.8	11.0	3.1	16.8	28.8
판매직	8.4	6.9	6.7	2.6	0.2	2.0	5.2
서비스직	11.4	11.6	7.9	7.8	0.1	2.4	7.5
농림수산직	0.2	0.3	1.2	0.1	0.0	0.1	0.5
생산운수직	1.5	1.0	3.8	1.7	0.1	0.3	1.7
(취업률)	(35.2)	(37.2)	(37.2)	(41.6)	(79.4)	(42.8)	(39.9)

자료 : 교육부, 『교육통계연보』, 1992.

2) Freeman(1971, pp.16~17)은 교육과 훈련이 특정직업에 필요한 기간으로 보고 훈련시차(training lags)라고 표현하고 있다.

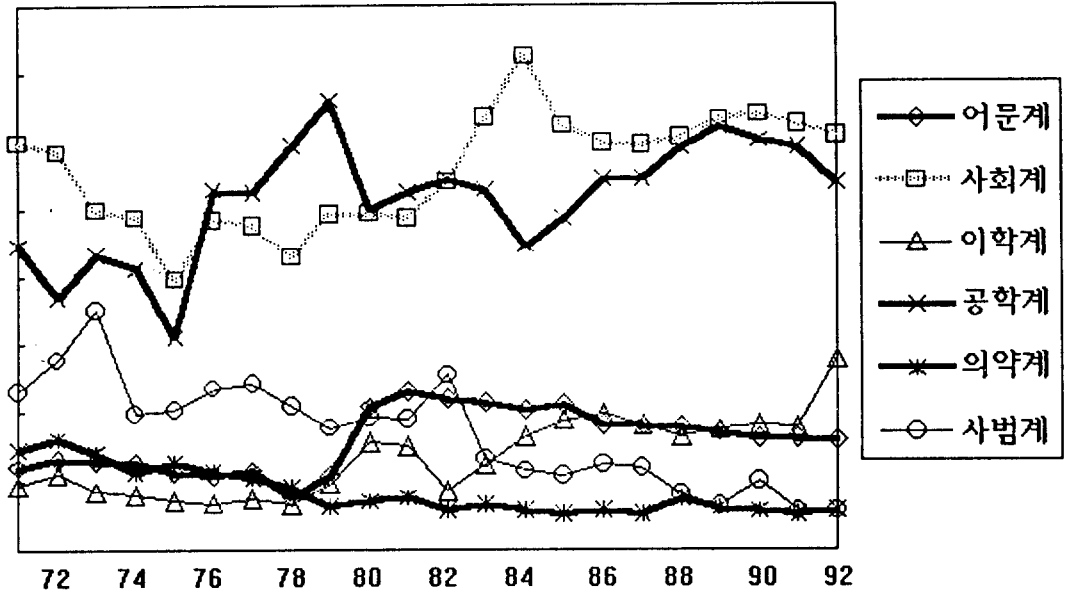
이제 職業選擇의 1차단계인 大學校의 系列選擇을 알아 보자. 고등학교를 졸업하면 취업을 할 것인가 大學을 진학할 것인가를 선택해야 하고 大學을 진학할 경우 어떤 전공을 택할 것인가를 결정하여 지원해야 한다. [그림 1]과 [그림 2]는 각각 남자와 여자의 系列別 志願者 구성비율을 보여준다. 大學의 系列 중 人文系의 인문학계, 자연계의 농림학계, 수산해양학계, 가정학계 및 예체계는 그 志願者 구성비율이 별로 변하지 않았기 때문에 제외하고 변동이 심한 계열만을 포함시켰다. 즉 語文學系, 社會系, 理學系, 工學系, 醫藥系 및 師範系의 비율변화를 보고자 한다. [그림 1]에서 보면 남자의 경우 社會系, 理學系 및 工學系의 志願者 구성비는 기간별로 등락이 다소 있으나 70년대부터 계속 상승해 온 반면 醫藥系와 師範系의 志願者 構成比는 감소해 왔다. 어문학계의 志願者 구성비는 80년대를 전후하여 급격히 상승했다가 이후 비슷한 수준을 유지하고 있다.

[그림 2]가 보여주듯이 여자의 경우도 남자의 경우와 유사한 변화패턴을 보이고 있으나 몇 가지 점에서 차이를 보인다. 理學系와 工學系의 구성비는 소폭으로 상승해 왔으나 語文系와 社會系의 구성비가 두드러지게 상승하였다. 따라서 여자의 경우에는 語文系의 구성비가 급격히 상승한 점이 다르다. 한편 醫藥系와 師範系의 구성비는 하락해 왔지만 특히 師範系의 구성비는 남자의 경우보다 훨씬 더 급격히 하락해 온 점이 다르다. 그러므로 남자와 비교해 볼 때 여자의 경우 語文系의 구성비는 훨씬 급격하게 상승하였고 師範系의 구성비는 훨씬 급격하게 하락해 왔다는 것을 알 수 있다.

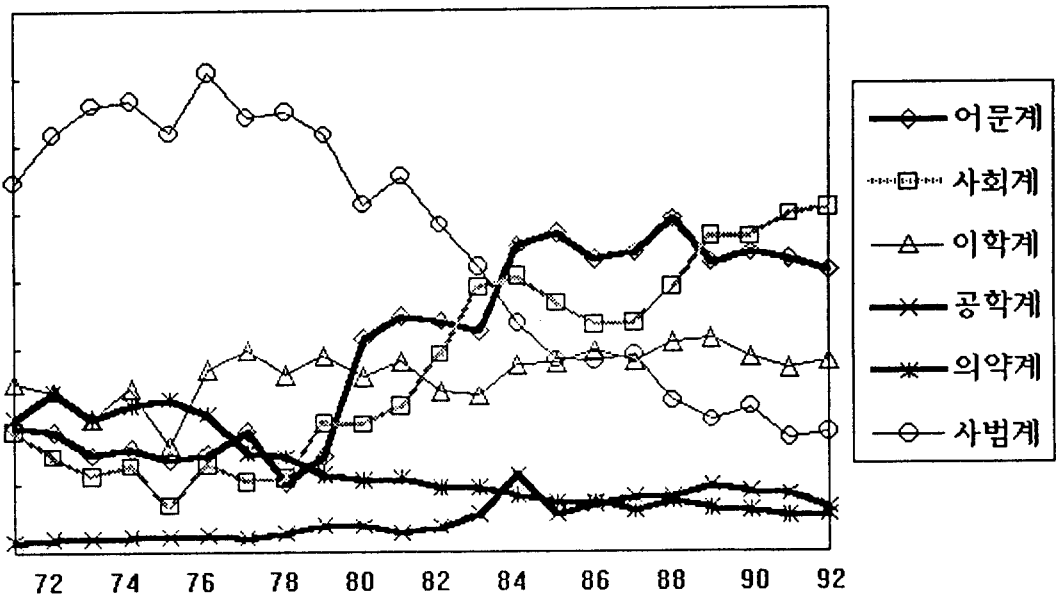
고등학교 졸업생은 大學의 계열을 선택하고 지원할 때 系列別 入學定員의 규모와 상대적 비율을 고려할 것이다. 따라서 직업의 1차적 선택인 系列別 新入生の 등록 추세를 볼 필요가 있다. 大學系列의 志願現況은 進路에 대한 희망을 나타내고 있는 반면 大學에 입학하여 1학년으로 등록할 때 진로가 실질적으로 결정된다. [그림 3]에서 보면 社會系와 工學系의 남자 입학생 구성비는 최근 20년간 대체로 상승해 왔으나 醫藥系와 師範系의 그 구성비는 하락해 왔다. 理學系의 구성비는 상승추세에 있고 語文系의 구성비는 1980년을 기점으로 크게 상승하였다가 이후 소폭 하락하고 있다.

[그림 4]는 여자 入學生의 構成比를 보여준다. 여자 新入生 중 語文系와 社會系의 구성비는 70년대에 하락하다가 80년대에는 대폭 상승하였고 理學系의 구성비도 70년대 중반에 크게 하락했다가 이후 매우 큰 폭으로 상승하고 있다. 工學系의 구성비는 매우 낮지만 80년대에 들어서서 꾸준히 상승하고 있다. 반면 70년대에 여학생의 절대적인 비중을 차지했던 師範系의 구성비는 1976년을 정점으로 상승세에서 급격한 하락세로 돌아 섰으며 80년대 초에 다소 상승했으나 그 이후 하락해 왔다. 또 醫藥系의 구성비는 1981년까지는 상당히 하락하다가 그 이후 소폭 상승해 왔다.

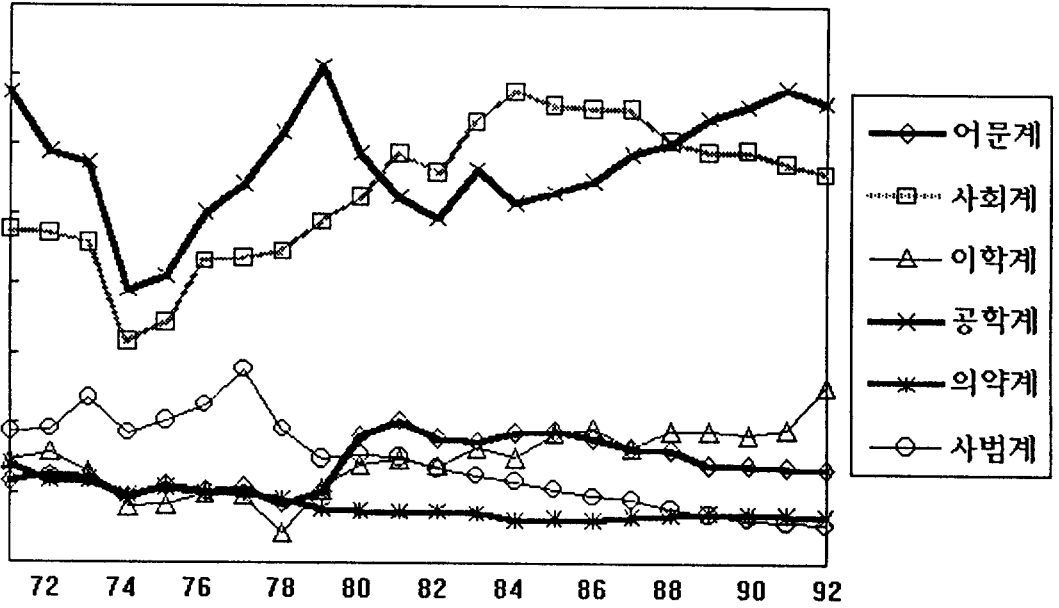
[그림 1] 남자의 대학 계열별 지원자 구성비 추이



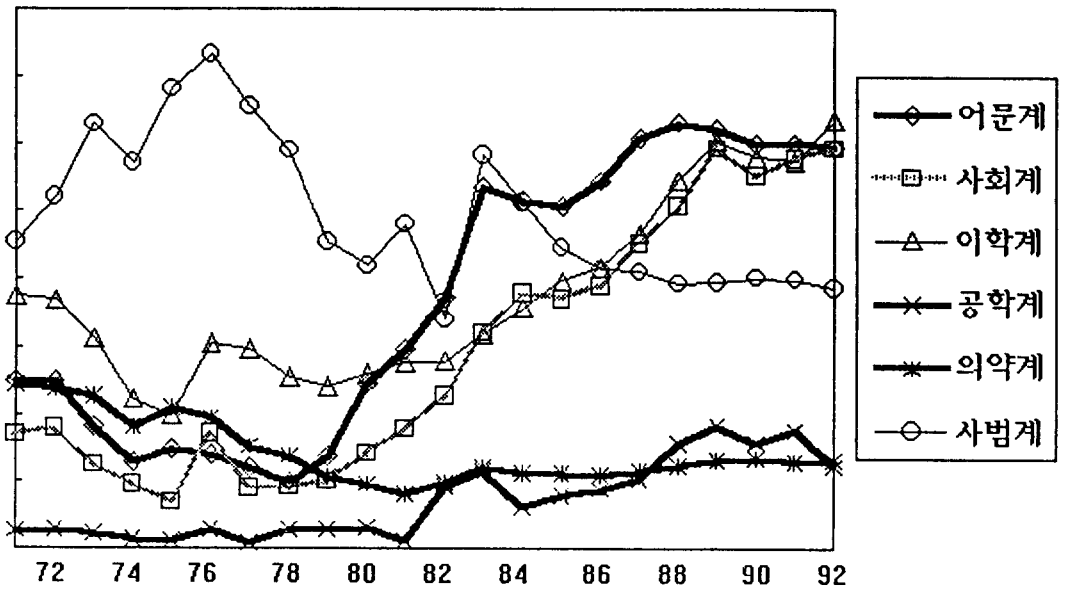
[그림 2] 여자의 대학 계열별 지원자 구성비 추이



[그림 3] 남자의 대학 계열별 신입생 구성비 추이



[그림 4] 여자의 대학 계열별 신입생 구성비 추이



[그림 3]과 [그림 4]를 요약하면 남학생이나 여학생의 社會系, 理學系, 工學系의 新入生 비중은 높아졌으나 師範系와 醫藥系의 비중은 낮아졌다. 語文系의 경우 전체 남학생중의 그 구성비는 80년대 초에 상승한 후 계속 하락하고 있으나 여학생중의 그 구성비는 가장 급상승해 왔으며 최근에는 계열중에서 가장 높다.

이러한 大學의 系列別 志願者와 新入生 구성비의 추세를 관찰할 때 우리는 적어도 두 가지의 문제를 제기할 수 있다. 첫째, 大學을 지망하는 高卒者의 지원 또는 입학 추세가 무엇 때문에 系列別로 크게 차이가 나는가? 또는 보다 근본적인 문제로서 大學의 전공이나 계열을 지원하고 선택하는 기준은 무엇인가? 둘째, 왜 여자는 남자에 비해 語文系의 志願者 구성비는 보다 급격하게 상승하나 師範系의 志願者 구성비는 보다 급격하게 하락해 왔느냐? 다음의 장들에서는 職業選擇의 이론과 실증분석을 통해 이들 문제를 포함해서 進路決定의 계열간 및 남녀간 차이를 규명하고자 한다.

III. 大學 進路選擇의 模型

앞 장에서 논의한 바와 같이 大學의 進路選擇 또는 系列選擇은 職業選擇의 1차단계로서 이해될 수 있다. 職業選擇理論에 의하면 일반적으로 어떤 사람에게 있어서 한 직업이 다른 모든 직업보다 높은 生涯賃金 또는 보상의 效用價値를 제공할 것으로 기대되면 그 직업을 선택하게 될 것이다.³⁾ 大學에서 구체적인 專攻分野의 선택도 供給意思決定과 勞動市場 進入 사이의 訓練時差(training lags)가 존재하기는 하나 이러한 職業選擇과 동일한 이론을 적용할 수 있다. Freeman(1986, p.370)은 大學에서 한 분야를 전공하려는 결정은 졸업하기 전 알려진 임금과 시장조건에 의존한다고 주장하였다. 본 연구에서 大學의 進路選擇은 專攻選擇이 아니라 系列選擇으로 규정하므로 한 계열에 의해 결정될 가능성이 높은 職業群의 선택이라 할 수 있다. 따라서 富의 極大化 決定(wealth-maximizing decision)에 의한 職業選擇理論을 적용하면 大學의 進路選擇은 그 진로가 장래 가져다 줄 혜택 또는 그 진로에 의해 결정이 불가피한 직업군의 평균 생애임금에 의해 결정된다는 假說이 도출된다. 다시 말하자면 다른 모든 조건이 동일하다면 大學의 한 진로가 보장하는 期待 生涯賃금이 다른 어떤 진로의 그것보다 높을 때 개인은 그 진로를 선택할 것이다.

앞의 논의를 보다 공식화하기 위해 의사결정관계를 설정하면

3) Fisher(1969), Freeman(1971, pp.1~15), Fleisher and Kniesner(1984, pp.288~300) 참조.

$$y_i = 1 \quad \text{if } E(V_i) - E(V_a) > 0 \quad \dots\dots\dots (1)$$

$$0 \quad \text{otherwise}$$

여기서 y_i 는 진로 i 가 선택될 때 '1'이고 그렇지 않으면 '0'이 되는 二分變數(dichotomous variable)이고 V_i 와 V_a 는 각각 진로 i 와 그 代替進路 a 의 生涯賃金を 나타낸다. 그리고 E 는 기대치를 의미한다. 生涯賃金은 생애에 걸쳐 벌 수 있는 임금의 현재가치이므로 다음과 같이 구체화할 수 있다.

$$V_i = PV(W_i) = \sum_t (1+r)^{-t} W_{it} \quad \dots\dots\dots (2)$$

$$V_a = PV(W_a) = \sum_t (1+r)^{-t} W_{at} \quad \dots\dots\dots (3)$$

여기서 PV 는 現在價値의 표기이고 r 은 현재가치로 환산하기 위한 割引率을 말한다. 또 W_{it} 와 W_{at} 는 각각 진로 i 와 a 가 t 년에 얻을 수 있는 임금을 나타내고 있다. 大學校의 입학 시점에서 졸업후의 생애임금을 예측해야 하는데 문제의 단순화를 위해 현재의 생애임금을 그대로 사용한다. 그러면 식 (2)와 (3)을 식 (1)에 대입할 수 있다.

$$y_i = 1 \quad \text{if } \sum_t (1+r)^{-t} (W_{it} - W_{at}) > 0 \quad \dots\dots\dots (4)$$

$$0 \quad \text{otherwise}$$

임금이 근속연수에 따라 單純增加(monotonically increasing)한다면 현재가치화하는 할인 과정은 무시하고 초기연도의 임금만을 비교해도 될 것이다. 그러면 식 (4)는 다음과 같이 단순화된다.

$$y_i = 1 \quad \text{if } W_i - W_a > 0 \quad \dots\dots\dots (5)$$

$$0 \quad \text{otherwise}$$

이러한 개인의 進路選擇에 대한 의사결정과정으로부터 進路選擇의 함수관계를 도출할 수 있다. 진로 i 를 선택하는 사람의 임금인 W_i 는 상대적으로 고정되어 있는 반면 그 代替賃金 W_a 는 다양하게 분포를 이루고 있다. 임금의 일반적인 분포는 代數正規分布(lognormal)를 이루고 있는 것으로 알려져 있는데⁴⁾ 여기서는 大卒者들의 임금만을 포함하고 있을 뿐 아니라 각 진로의 平均賃金を 기준으로 하기 때문에 正規分布를 이룬다고 가

정한다.⁵⁾ 그렇다면 大學入學生 중 진로 i를 선택하는 사람의 비율(ENT_i/ENT)은 代替賃金(W_a)의 정규분포상에서 진로 i의 임금(W_i) 좌측에 있는 면적으로 표현된다. 또는 進路選擇比率은 W_i에서 측정되는 W_a의 累積分布函數의 값으로 주어진다. 즉

$$\begin{aligned} \frac{ENT_i}{ENT} &= \int_0^{W_i} (2\pi\sigma^2)^{-2} \text{EXP} [-(W_a - \mu)^2/2\sigma^2] dW_a \dots\dots\dots(6) \\ &= \int_0^{W_i} f(W_a) dW_a \\ &= F(W_i) \end{aligned}$$

여기서 μ 와 σ 는 각각 W_a의 평균과 표준편차이다. 또 f(·)와 F(·)는 각각 W_a의 確率密度函數(probability density function)와 累積分布函數(cumulative distribution function)이다.

표준편차가 기간별로 크게 변하지 않는다는 가정하에 進路選擇比率을 W_i와 $\mu (= \bar{W}_a)$ 의 함수로 나타낼 수 있다. 大學入學生 중 진로 i를 선택하는 사람의 비율은 W_i와 \bar{W}_a 의 절대적 크기보다 그 상대적 크기에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 즉

$$\frac{ENT_i}{ENT} = g \left(\frac{W_i}{\bar{W}_a} \right) \dots\dots\dots(7)$$

지금까지 우리는 진로를 선택할 때 임금의 수준이나 상대적 크기만 고려하였는데 현실적으로는 한 진로의 취업전망도 중요한 고려요소임을 인식하게 된다. 이론적으로도 임금이 결정되는 賃金市場과 雇傭량이 결정되는 雇傭市場이 별개로 기능할 수 있다.⁶⁾ 즉 외부변화에 의해 노동수요와 공급이 변하면 임금변화 없이 고용량만 먼저 변하고 그 다음 임금수준이 변하여 적응하게 된다. 따라서 현재 각 진로의 취업구조가 임금구조를 선행한다면 就業率이 賃金率보다 현재의 노동시장을 더 잘 반영할 것으로 판단된다. 그래서 각 진로의

4) Fisher(1969)는 기존의 임금분포연구를 인용하면서 민간부문의 20세전후 근로자 임금이 대수정규분포를 이루는 것으로 가정하였다.
 5) 1991년 노동부의 「직종별 임금실태조사보고서」에서 계산해 보면 전체 남자 대졸자의 임금은 평균이 약 120만원이고 최빈치는 약 90만원으로 대수정규분포를 이루는 듯하나 25~30세의 남자 대졸자의 임금은 70만원을 기준으로 정규분포를 이루는 듯하다. 또 전체 남자 대졸자의 임금이라도 각 진로별 임금을 보면 117만원을 중심으로 정규분포에 가깝다.
 6) 박세일(1982)은 고용시장이 임금시장과 분리하여 기능하는 과정을 상세히 서술하고 있다. 거시경제적 측면에서 Keynes(1973)는 유효수요 증가가 고용량을 증가시키고 이것은 다시 화폐수요의 증대를 통해 임금시장에서 명목임금을 인상한다고 주장한다(pp.248~49).

賃金率의 비율뿐 아니라 就業率의 비율도 說明變數로 포함시켜 그 효과를 관찰해 볼 필요가 있다.⁷⁾ P_i 와 P_a 를 각각 진로 i 와 a 를 선택할 때 취업할 確率의 평균이라고 하면 식 (7)은 다음과 같은 함수모양이 된다.

$$\frac{ENT_i}{ENT} = g \left(\frac{W_i}{W_a}, \frac{P_i}{P_a} \right) \dots\dots\dots(8)$$

진로를 선택하는 학생들이 임금과 취업할 확률을 독립적으로 고려할지 아니면 두 가지의 곱을 기대임금으로 고려할지는 경험분석에 의해 알 수 있다.

新入生の 登錄者數 比率 대신 大學校 志願者數의 比率을 이용하여 학생들의 진로희망경향을 알아볼 수도 있다. 大學의 系列別 지원비율은 향후 예측되는 생애임금과 취업전망뿐만 아니라 系列別로 할당되어 있는 入學定員에 의해 크게 영향받을 것이다. 즉 진로 i 를 선택하고자 희망하는 학생의 비율은 다음과 같이 그 진로의 定員 비율, 임금 및 취업전망의 상대적 수준의 함수관계로 표현할 수 있다.

$$\frac{APP_i}{APP} = h \left(\frac{N_i}{N}, \frac{W_i}{W_a}, \frac{P_i}{P_a} \right) \dots\dots\dots(8)$$

여기서 APP_i 와 APP 는 계열 i 와 全體系列의 志願者數를 말하고 N_i 와 N 은 계열 i 와 전체 계열의 入學定員을 나타낸다.

IV. 實證分析

실증분석을 위해 사용한 자료는 두 가지인데 1971년부터 1992년까지 교육부에서 매년 발간한 『교육통계연보』와 노동부에서 발간한 『직종별임금실태조사보고서』이다. 『교육통계연보』를 이용한 자료는 一般大學의 系列別·性別 統計로서 志願者數, 入學生數, 卒業者의

7) 미국의 지원병제도를 연구한 Fisher(1969), Altman(1969), Ash, Udis, and McNown(1983)은 실업률을 분석에 포함하였으나 Freeman(1971, 1989)은 취업전망을 직업선택의 요소로서 고려하지 않았다. 우리나라 문헌 중 박세일(1992)은 수익측면에서 교육수요의 결정요인으로서 학력별 생애소득의 차와 고소득부문의 취업률을 들고 있고 김재원(1993)도 향후 전망되는 임금수준과 취업기회를 전공선택의 고려사항으로 보고 있다(pp.45~54).

就業率 및 卒業者의 職業別 就業者數이다. 계열은 語文系, 人文系, 社會系, 理學系, 工學系, 農林學系, 水産·海洋學系, 藝術系, 體育系, 醫藥系 및 師範系의 11개 계열이다. 다만 卒業者의 職業別 취업자수는 1984년까지는 이 11개의 系列別 자료이나 1985년부터는 人文系(어문학, 인문학), 社會系, 自然系(이학, 공학, 농림학, 수산·해양학), 藝體系(예술학, 체육학), 醫藥系 및 師範系 등 6개의 통합된 系列別 자료이다. 여기서 연도를 1971년 이후로 한 것은 大學教育制度가 70년대부터 정착되기 시작했고 노동부의 자료와 결합할 필요성 때문이다.

『직종별임금실태조사보고서』를 이용한 자료는 남녀 大卒者의 職種別 平均賃金이다. 이 자료는 1974년부터 1991년까지 可用하다. 大卒者의 초임으로는 25~29세의 남녀 大卒者의 職種別 賃金이 적절하나 1980년부터 가용할 뿐 아니라 각 셀(shell)의 표본숫자의 計가 부족하여 유의한 통계를 제공하지 못하기 때문에 사용하지 않았다. 系列別 大卒賃金を 구하기 위해 교육부의 系列別 職業別 대졸 취업자수 자료와 노동부의 職種別 大卒 平均賃金 자료를 결합하였다. 실증분석에서 사용할 변수들을 설명하면 <표 2>와 같다.

우선 進路의 決定模型과 희망경향인 식 (8)과 (9)를 推定하기 위해 대체진로를 규정해야 하는데 여기서는 남녀별 진로전체 또는 진로들의 평균으로 정하였다.⁸⁾ 또 각 系列別 남녀 大學生의 精確한 入學定員은 구할 수가 없어서 代理變數로서 입학생수를 사용하였다. 왜냐하면 入學定員 자체가 남녀별로 구분되어 있지 않고 1985년부터는 몇 개의 계열은 통합된 定員이 설정되어 있기 때문이다. 더욱이 1981년부터 1987년까지 卒業定員制가 실시되어 入學定員이 없는 연도도 있어서 자료가 可用하지 못하다.

<표 2> 변수의 표기와 정의

변수	표기 ¹⁾	정 의
大學志願者 구성비	APPR _k	一般大學 志願者 중 k계열 志願者의 구성비
大學新入生 구성비	ENTR _k	一般大學 新入生 중 k계열 新入生의 구성비
大卒賃金 상대비	WAGER _k	一般大學 k계열 卒業者 월 平均賃金の 전체 大卒平均賃金 대비 비율
大卒就業率 상대비	EMPR _k	一般大學 k계열 就業率의 전체 就業率 대비 비율
1차 自動相關係數	AR(1)	一般大學 k계열 就業率의 전체 就業率 대비 비율
大卒就業率 상대비	D2~D6	계열을 표시하는 더미변수 (2=社會系, 3=理學系, 4=工學系, 5=醫藥系, 6=師範系)

주 : 1) k는 大學의 系列로서 다음과 같다.

1 = 語文系, 2 = 社會系, 3 = 理學系, 4 = 工學系, 5 = 醫藥系, 6 = 師範系

8) 한 진로의 최상 대체(best alternative) 진로는 그 진로를 선택할 수 없을 때 선택할 수 있는 가장 좋은 대안이다. 그러나 각 진로의 구체적인 대체진로는 정하기 어렵고 그 진로를 제외한 나머지 모든 진로가 될 수 있으나 변수의 계산과 해석의 편의상 여기서는 모든 진로의 평균으로 정하였다.

앞에서 설정한 進路模型인 식 (8)을 선형관계로 가정하여 다음과 같이 각 系列別 회귀 方程式을 설정할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{ENTR}_{kt} &= a_{k1} + a_{k2} \text{WAGER}_{kt} + a_{k3} \text{EMPR}_{kt} + u_{kt} \dots\dots\dots (10) \\ k &= 1, \dots, n; t = 1, \dots, m \end{aligned}$$

k = 1, ..., n 은 大學의 계열을 나타내고 t = 1, ..., m 은 時系列의 연도를 나타낸다. 각 계열을 명기하여 쉬운 형태로 식 (10)을 풀어 쓰면

$$\begin{aligned} \text{ENTR}_{1t} &= a_{11} + a_{12} \text{WAGER}_{1t} + a_{13} \text{EMPR}_{1t} + u_{1t} \\ \text{ENTR}_{2t} &= a_{21} + a_{22} \text{WAGER}_{2t} + a_{23} \text{EMPR}_{2t} + u_{2t} \dots\dots\dots (11) \\ &\dots\dots\dots \\ \text{ENTR}_{nt} &= a_{n1} + a_{n2} \text{WAGER}_{nt} + a_{n3} \text{EMPR}_{nt} + u_{nt} \\ t &= 1, \dots, m \end{aligned}$$

이 일련의 方程式(sets of equations)을 時系列의 표시를 생략한 채 축약된 모양으로 행렬로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & & & \\ & X_2 & & \\ & & \cdot & \\ & & & \cdot \\ & & & & X_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ a_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \cdot \\ \cdot \\ u_n \end{bmatrix} \dots\dots\dots(12)$$

또는 $Y = X\alpha + u \dots\dots\dots(13)$

여기서 $Y_k = \text{ENTR}_k$; $X_k = (1 \text{ WAGER}_k \text{ EMPR}_k)$; $\alpha_k = (a_{k1} \ a_{k2} \ a_{k3})'$, $k = 1, \dots, n$
 식 (12)를 推定하는 方法으로서 普通最小自乘法(OLS)을 적용하면 잔차항이 homoscedastic이지 못하고 잔차항의 variance의 off-diagonal항들이 "0"이 아니기 때문에 적절한 方法이 못된다.⁹⁾ 대신 一般最小自乘法(GLS)을 적용함으로써 효율성을 제고할 수 있다.¹⁰⁾

9) Johnston(1984), p.332 참조.
 10) 이렇게 추정된 추정자(estimator)는 Zellner가 처음 명명한 대로 SURE(seemingly unrelated

TSP의 SURE방법에 의해 식 (11)을 推定한 결과는 <표 3>과 <표 4>에 요약되어 있다.¹¹⁾ <표 3>에서 보듯이 남자 입학생의 구성비에 각 說明變數가 영향을 미치는 정도는 系列別로 상당히 차이를 나타내고 있다. 理學系와 工學系의 경우 임금비율과 就業率비율이 유의도는 낮으나 陽의 係數를 보이는 반면 語文系는 모두 陰의 係數를 보이고 있다. 나머지 社會系, 醫藥系 및 師範系는 임금비율이 陰의 係數, 就業率비율이 陽의 係數를 가진다.

동일한 방법으로 여학생의 경우에 적용하여 식 (12)를 推定하면 <표 4>와 같이 요약된다. 남학생의 경우와 다르게 여학생의 경우 모든 계열에 있어서 賃金率은 입학생 비율에 역효과를 보이고 있으나 就業率은 社會系와 醫藥系를 제외하고는 陽의 효과를 보이고 있다. 醫藥系의 就業率의 推定係數는 有意度가 너무 낮아서 就業率의 陰의 효과는 실제로 社會系에서만 발견된다.

<표 3> 남자 系列別 大學入學生 구성비의 回歸分析¹⁾ (1974~91)

說明變數 ²⁾	어문계	사회계	이학계	공학계	의약계	사범계
상수	0.143 (5.215)	0.082 (0.444)	-0.173 (-1.011)	-0.753 (-3.653)	0.130 (9.541)	0.193 (2.358)
WAGER	-0.009 (-1.009)	-0.424 (-4.584)	0.196 (1.224)	0.538 (2.438)	-0.106 (-7.170)	-0.154 (-1.939)
EMPR	-0.065 (-2.402)	0.612 (4.620)	0.055 (1.444)	0.484 (1.734)	0.014 (3.953)	0.037 (2.429)
AR(1) ³⁾	0.684 (6.065)	-0.149 (-0.809)	0.296 (2.310)			
R ²	0.928	0.947	0.823	0.552	0.690	0.575
D-W ⁴⁾	1.692	1.476	2.046	1.657	0.857	0.837

주 : 1) 종속변수는 ENTR이고 ()안의 수치는 t통계치를 나타내며 1% 유의수준은 2.977이고, 5% 유의수준은 2.145임.

2) 변수의 정의는 <표 2> 참조.

3) 工學系, 醫藥系, 師範系의 경우 누락시킨 이유는 singular matrix 문제를 피하기 위함.

4) Durbin-Watson 통계치를 나타내며, 검정의 upper bound는 1.432이고 lower bound는 0.672임.

자료 : 교육부, 『교육통계연보』, 1974~91.

노동부, 『직종별 임금실태조사보고서』, 1974~91.

regression equations) 추정자라 한다. 이 이름은 Johnston(1984)이 지적한 바와 같이 잘못 붙여진 것인데 왜냐하면 대부분의 관련 방정식들은 이론적으로 밀접한 관련이 있기 때문이다 (p.338).

11) 임금률과 취업률만 대수(log)를 취하여 추정했지만 <표 3>과 <표 4>의 결과를 증진시키지 못하였다. 따라서 대졸 평균임금이 대수정규분포를 이루고 있다는 가설은 지지받지 못한다.

<표 4> 여자 系列別 大學入學生 구성비의 回歸分析¹⁾ (1974~91)

說明變數 ²⁾	어문계	사회계	이학계	공학계	의약계	사범계
상수	0.217 (2.592)	0.252 (8.314)	0.219 (4.899)	0.015 (0.915)	0.039 (2.446)	0.441 (3.295)
WAGER	-0.191 (-4.999)	-0.112 (-13.153)	-0.148 (-7.572)	-0.036 (-2.013)	-0.013 (-0.758)	-0.372 (-2.952)
EMPR	0.126 (12.993)	-0.030 (-9.550)	0.045 (3.946)	0.031 (14.075)	-0.000 (-0.051)	0.040 (1.906)
AR(1) ³⁾	0.935 (20.373)	0.902 (25.725)	0.907 (13.340)	0.384 (4.857)	0.593 (11.441)	
R ²	0.928	0.947	0.823	0.552	0.690	0.575
D-W ⁴⁾	1.692	1.476	2.046	1.657	0.857	0.837

주 : 1) 종속변수는 ENTR이고 ()안의 수치는 t통계치를 나타내며 1% 유의수준은 2.977이고, 5% 유의수준은 2.145임.

2) 변수의 정의는 <표 2> 참조.

3) 師範系의 경우 누락시킨 이유는 singular matrix 문제를 피하기 위함.

4) Durbin-Watson 통계치를 나타내며, 검정의 upper bound는 1.432이고 lower bound는 0.672임.

자료 : 교육부, 『교육통계연보』, 1974~91.

노동부, 『직종별 임금실태조사보고서』, 1974~91.

就業率과 賃金率 효과를 남녀간 비교해 보자. 大學入學生 구성비에 대한 就業率효과는 남자의 경우 語文系가 陰의 효과를 보이나 여자의 경우에는 社會系가 陰의 효과를 보이고 있다. 이것은 남자의 語文系 卒業者와 여자의 社會系 卒業者의 就業率이 하락함에도 불구하고 이들 계열의 入學定員을 증원해 왔기 때문이다.¹²⁾ 賃金率은 그 해 졸업자 중 취업한 자들의 職種間 加重平均賃金을 말한다. 남자의 이공계를 제외하고 남녀 모든 계열에서 賃金率 係數가 陰의 부호를 가지는 것은 大學定員은 대폭 증원해 왔는 반면 취업자 중 자신의 專攻分野에 취업하는 비율이 80년대에 계속 하락한 때문인 듯하다. 이러한 경향은 여자에게서 더욱 뚜렷하게 나타나고 있다.¹³⁾

12) 이효수(1991)는 이러한 현상을 대학정원조정의 하방경직성이라고 지칭했다. 정부는 대학정원 조정시 노동시장의 수요를 예측하지 않고 일단 증원된 정원은 취업률이 하락해도 신축적으로 감축시키는 것이 아니라 유지시키거나 오히려 계속 증가시켜 왔다고 그는 주장한다(pp.78~79, 96~98). 또 박세일(1983)도 입학정원의 비탄력적 운용으로 인한 대졸자의 수급불균형을 지적하였다.

13) 이효수(1991)도 신규 대학졸업자가 자신의 전공과 일치하는 직종에 취업한 자의 비율이 남자의 자연계와 사회계를 제외하고 남녀 모든 계열에서 80년대에 하락해 왔다고 지적했다(pp.72~74). 따라서 본 연구와 이효수의 결과는 남자의 사회계만 제외하고 일치한다.

系列別 推定係數가 동일할지 서로 다를지를 보기 위해서는 <표 3>과 <표 4>의 결과를 이용하여 係數의 동일성을 검증해야 한다. 歸無假說은 계열간 係數가 동일하다는 가설이다.

$$H_0 : a_{12} = a_{22} = a_{32} = a_{42} = a_{52} = a_{62} , \dots\dots\dots(13)$$

$$a_{13} = a_{23} = a_{33} = a_{43} = a_{53} = a_{63}$$

<표 3>과 <표 4>를 보면 推定係數가 계열간에 큰 차이가 있거나 부호가 다르기 때문에 歸無假說이 기각될 가능성이 높다. Wald검증을 위해 남자의 경우 실제로 계산한 χ^2 값이 7.294인데 이것은 5% 수준의 $\chi^2 = 5.991$ 보다 크고 2% 수준의 $\chi^2 = 7.824$ 보다 작은 수치이다.¹⁴⁾ 다시 말해서 SURE에 의해 推定한 係數가 동일하다는 가설은 2% 수준에서는 기각할 수 있으나 5% 수준에서는 기각할 수 없다고 해석된다. 여자의 경우 χ^2 값은 73.5269이므로 1% 수준에서도 歸無假說을 기각할 수 있다.

系列別 推定係數가 동일하다는 제약하에 回歸分析을 해보자. 우선 WAGER(賃金率비율)과 EMPR(就業率비율)의 係數가 계열과 관계없이 동일하고 상수항만 서로 다르다는 제약하에 식 (12)를 SURE에 의해 推定하면 다음과 같다.

$$\text{남자 : } ENTR_k = \hat{a}_{ki} - 0.026 \text{ WAGER}_k + 0.002 \text{ EMPR}_k + AR(1) \dots\dots\dots (14)$$

(-1.954) (0.973)

$$\text{여자 : } ENTR_k = \hat{a}_{ki} - 0.016 \text{ WAGER}_k + 0.007 \text{ EMPR}_k + AR(1) \dots\dots\dots (15)$$

(-2.419) (1.398)

여기서 k는 6개의 계열을 나타내고 \hat{a}_{ki} 은 系列別로 상이한 상수항의 推定係數이며 AR(1)은 時系列자료의 自動相關關係를 최소화하기 위해 Cochrane-Orcutt반복과정을 이용하여 推定한 1차 自動回歸係數를 말한다. 식 (14)와 (15)에서 보면 WAGER과 EMPR의 係數가 系列別로 동일하다고 제약했을 때 남자나 여자나 WAGER과 EMPR의 효과는 별로

14) $W = \frac{(e'e - e'e)}{e'e/(n - k)} ; F = \frac{(e'e - e'e)/q}{e'e/(n - k)} \Rightarrow W/q = F$ 또는 $W = qF$

여기서 W는 Wald 통계치이고 F는 F 통계치이다. 또 e는 계수를 제약했을 때 잔차, e는 제약이 없을 때 잔차, q는 계수제약의 수, n 표본수, k 계수의 수를 각각 나타낸다. 따라서 W에 q를 나누면 F 통계치가 되므로 F 검증도 쉽게 할 수 있다. Johnston(1984), pp.181~85, Judge et al.(1985), pp.475~76, Hall et al.(1990), pp.15~16, 15~17 참조.

유의하지는 못하나 다만 ENTR에 대해 WAGER은 역효과가 있고 EMPR은 正의 효과가 있는 것으로 나타났다.

SURE의 방법 대신 6개 時系列자료를 결합하여(pooling) 回歸分析을 할 수 있다. 한 계열의 표본수가 18개이므로 전체 계열을 합할 때 표본은 108개이다. 系列別 절편이 다르다는 가정하에 Fixed Effect 모형을 一般最小自乘(GLS)으로 回歸係數를 推定하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{남자 : ENTR} &= 0.366 + 0.083 D2 - 0.166 D3 - 0.068 D4 - 0.359 D5 - 0.302 D6 \\ &\quad (3.090) \quad (4.475) \quad (-6.673) \quad (-2.221) \quad (-10.037) \quad (-7.465) \\ &+ 0.010 WAGER + 0.001 EMPR + 0.975 AR(1) \dots\dots\dots (16) \\ &\quad (0.214) \quad (0.051) \quad (67.242) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.977; \quad DW = 1.750$$

$$\begin{aligned} \text{여자 : ENTR} &= 0.344 - 0.139 D2 - 0.197 D3 - 0.370 D4 - 0.328 D5 - 0.058 D6 \\ &\quad (4.769) \quad (-6.907) \quad (-5.566) \quad (-9.074) \quad (-7.157) \quad (-1.137) \\ &+ 0.000 WAGER - 0.009 EMPR + 0.975 AR(1) \dots\dots\dots (17) \\ &\quad (0.058) \quad (-0.735) \quad (47.530) \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.948; \quad DW = 2.107$$

식 (16)에서 보면 남자의 경우 D2-D6의 係數가 대부분 1% 수준에서 유의하므로 系列別 절편의 차이가 명백히 존재함을 알 수 있다. 社會系의 절편이 가장 크며 醫藥系의 절편이 가장 작다. 반면 WAGER과 EMPR의 係數는 전혀 유의하지 못하기 때문에 절편의 차이를 두는 한 賃金率과 就業率 변화는 별 영향이 없는 듯하다. 식 (17)에서는 여자의 경우를 보여주는데 남자의 경우와 별 차이가 없다. 다만 語文系의 절편이 가장 크고 工學系의 절편이 가장 작다.

大學校에 입학하여 등록하는 것이 定員에 의해 크게 제약을 받고 있으므로 자율적인 職業選擇의 경향이 약간 왜곡되었을 수도 있다. 그래서 식 (9)의 함수관계에서 보듯이 職業選擇을 희망하는 의사표현이라고 볼 수 있는 大學 系列別 지원구성비의 回歸分析을 시도해 보고자 한다. 진로희망 경향인 식 (9)를 선형관계로 가정하여 행렬을 이용하여 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Z_1 & & & \\ & Z_2 & & \\ & & \ddots & \\ & & & Z_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ \vdots \\ v_n \end{bmatrix} \dots\dots\dots (18)$$

또는 $Y = Z\beta + v \dots\dots\dots (19)$

여기서 $Y_k = APPR_k$; $Z_k = (1 \text{ ENTR}_k \text{ WAGER}_k \text{ EMPR}_k)$; $\beta_k = (b_{k1} \ b_{k2} \ b_{k3} \ b_{k4})'$, $k = 1, \dots, n$. 식 (18)을 SURE방법에 의해 推定한 결과는 <표 5>와 <표 6>에 요약되어 있다. 남학생의 경우 <표 5>에서 보듯이 系列別 志願者의 구성비 변화는 新入生 構成比(ENTR) 변화에 크게 의존하고 있다. 志願者 構成比의 新入生 構成比에 대한 반응도 또는 彈力性은 系列別로 다소 차이가 있다. 醫藥系의 彈力性은 1.124로서 가장 크고, 師範系의 彈力性은 0.547로서 가장 작으며 나머지는 0.9~1.0 정도이다. 따라서 입학모집정원의 구성비가 10% 상승하면 志願者 構成比는 醫藥系에서 11%, 師範系에서 5%, 나머지는 9~10% 상승할 것

<표 5> 남자 系列別 大學志願者 構成比의 回歸分析¹⁾ (1974~91)

說明變數 ²⁾	어문계	사회계	이학계	공학계	의약계	사범계
상수	-0.004 (-0.276)	-0.465 (-3.253)	-0.235 (-6.342)	-0.053 (-1.174)	0.040 (1.658)	-0.093 (-1.122)
ENTR	1.045 (12.292)	1.006 (8.755)	0.820 (21.211)	0.905 (23.184)	1.078 (6.736)	0.619 (4.488)
WAGER	0.013 (4.116)	0.190 (1.853)	0.225 (5.898)	0.265 (7.754)	-0.042 (-1.775)	0.072 (0.911)
EMPR	0.002 (0.130)	0.269 (3.314)	0.019 (2.122)	-0.191 (-3.619)	-0.002 (-0.479)	0.059 (2.940)
AR(1) ³⁾	0.738 (4.937)	0.283 (2.635)	-0.417 (-7.365)	-0.739 (-10.224)	0.185 (1.096)	
R ²	0.928	0.785	0.755	0.681	0.855	0.808
D-W ⁴⁾	2.159	1.240	1.364	1.266	2.123	2.247
ENTR의 彈力性	0.926	0.987	0.869	0.960	1.124	0.547

주 : 1) 종속변수는 APPR이고 ()안의 수치는 t통계치를 나타내며 1% 유의수준은 2.977이고, 5% 유의수준은 2.145임.

2) 변수의 정의는 <표 2> 참조.

3) 師範系의 경우 누락시킨 이유는 singular matrix 문제를 피하기 위함.

4) Durbin-Watson 통계치를 나타내며, 검정의 upper bound는 1.432이고 lower bound는 0.672임.

자료 : 교육부, 『교육통계연보』, 1974~91.

노동부, 『직종별 임금실태조사보고서』, 1974~91.

<표 6> 여자 系列別 大學志願者 구성비의 回歸分析¹⁾ (1974~91)

說明變數 ²⁾	어문계	사회계	이학계	공학계	의약계	사범계
상수	-0.991 (-1.840)	0.353 (4.905)	-0.107 (-1.565)	0.021 (1.018)	0.381 (15.439)	0.950 (5.422)
ENTR	1.969 (9.578)	1.655 (12.834)	0.510 (4.526)	0.638 (9.787)	1.872 (12.501)	2.159 (10.357)
WAGER	0.801 (10.424)	-0.217 (-3.977)	0.204 (3.190)	-0.041 (-1.975)	-0.357 (-14.704)	-1.288 (-6.843)
EMPR	0.188 (7.971)	-0.106 (-4.521)	0.009 (0.511)	0.032 (10.678)	0.000 (0.020)	0.357 (8.853)
AR(1)	0.977 (10.972)	0.558 (9.022)	0.031 (0.281)	-0.245 (-5.122)	0.115 (3.665)	0.698 (7.856)
D-W ³⁾	0.760	0.914	0.272	0.465	0.770	0.737
ENTR의 탄력성	2.415	1.425	1.299	2.121	1.534	1.885
	0.936	0.693	0.278	0.354	0.882	0.975

주 : 1) 종속변수는 ENTR이고 ()안의 수치는 t통계치를 나타내며 1% 유의수준은 2.977이고, 5% 유의수준은 2.145임.

2) 변수의 정의는 <표 2> 참조.

3) Durbin-Watson 통계치를 나타내며, 검정의 upper bound는 1.432이고 lower bound는 0.672임.

자료 : 교육부, 『교육통계연보』, 1974~91.

노동부, 『직종별 임금실태조사보고서』, 1974~91.

으로 예측된다. 임금비율은 대체로 陽의 효과를 보이는데 語文系, 理學系 및 工學系에서만 1% 수준에서 유의하다. 醫藥系의 임금효과가 陰의 부호를 가지는 것은 入學定員의 제약으로 공급이 제한됨으로써 賃金率은 상승세에 있으나 志願者 구성비는 하락해 왔기 때문이다. 就業率 비율의 효과는 社會系, 理學系 및 師範系에서 나타나고 있으며 工學系의 경우에는 陰의 효과로 나타났다.

여자의 系列別 志願者 구성비에 대한 新入生 구성비의 영향도 <표 6>에서 보는 바와 같이 매우 크다. 그 彈力性은 師範系가 0.975로서 가장 높고 語文系, 醫藥系 및 社會系가 그 다음으로 높으며 理學系와 工學系는 0.3 정도로 아주 낮다. 賃金率 비율의 系列別 지원에 대한 효과는 語文系와 理學系에서만 陽의 효과이고 나머지는 陰의 효과로 나타났다. 나머지 계열에서 陰의 효과가 나타난 것은 醫藥系와 師範系의 임금이 상대적으로 높아 왔으나 志願者 비중은 入學定員 비율의 하락에 따라 낮아졌고 社會系와 工學系의 경우는 그 반대이기 때문에 풀이된다. 就業率 비율은 社會系에서만 陰의 효과를 가지고 語文系, 工學系 및 師範系에서 강한 陽의 효과를 가진다. 社會系에서의 陰의 효과는 就業率이 상대적

으로 하락해 왔으나 지원율은 상승해 왔기 때문이다.

<표 5>와 <표 6>의 결과를 이용하여 系列別 推定係數의 동일성을 검증하기 위해 설정할 歸無假說은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 H_0 : b_{12} = b_{22} = b_{32} = b_{42} = b_{52} = b_{62} , \dots\dots\dots (20) \\
 b_{13} = b_{23} = b_{33} = b_{43} = b_{53} = b_{63} , \\
 b_{14} = b_{24} = b_{34} = b_{44} = b_{54} = b_{64}
 \end{aligned}$$

남자의 경우 Wald검증에 의한 x^2 값이 161.306인데 이것은 1% 수준의 $x^2 = 11.341$ 보다 훨씬 크므로 歸無假說을 기각할 수 있다. 다만 歸無假說의 세번째 제약만을 검증하면 x^2 값이 0.017이므로 5% 수준에서도 歸無假說을 기각할 수 없게 된다. 여자의 경우 검증의 결과는 남자와 유사하다.

이러한 검증의 결과에도 불구하고 系列別 推定係數가 동일하다는 제약하에 SURE방법에 의해 回歸分析을 하여 일반적인 효과를 비교해 보자. 推定 결과는 다음의 식 (21)과 (22)에 요약되어 있다.

$$\text{남자 : APPR}_k = \hat{\delta}_{k1} + 0.993 \text{ ENTR}_k + 0.010 \text{ WAGER}_k + 0.000 \text{ EMPR}_k + \text{AR}(1) \dots\dots(21)$$

(38.184)
(2.441)
(0.059)

$$\text{여자 : APPR}_k = \hat{\delta}_{k1} + 1.027 \text{ ENTR}_k - 0.034 \text{ WAGER}_k + 0.006 \text{ EMPR}_k + \text{AR}(1) \dots\dots(22)$$

(9.546)
(-1.261)
(1.510)

여기서 $\hat{\delta}_{k1}$ 은 系列別로 상이한 상수항의 推定係數이며 AR(1)은 1차 자동회귀 係數를 말한다. 식 (21)과 (22)에서 보면 ENTR의 효과가 예상대로 APPR변화에 결정적인 역할을 하고 있다. WAGER과 EMPR의 係數는 별로 유의하지 못하며 다만 남자의 경우 WAGER이 5% 수준에서 유의할 뿐이다.

SURE의 방법 대신 6개 時系列資料를 결합하여 Fixed Effect 모형을 推定하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \text{남자 : APPR} = 0.001 + 0.038 \text{ D2} - 0.013 \text{ D3} + 0.017 \text{ D4} - 0.018 \text{ D5} - 0.000 \text{ D6} \\
 \quad (0.026) \quad (2.867) \quad (-1.815) \quad (1.278) \quad (-1.946) \quad (-0.056) \\
 + 0.798 \text{ ENTR} + 0.018 \text{ WAGER} + 0.004 \text{ EMPR} + 0.216 \text{ AR}(1) \dots\dots\dots(23) \\
 \quad (13.688) \quad (0.416) \quad (0.238) \quad (2.117)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.977; \quad DW = 1.948$$

$$\begin{aligned}
 \text{여자 : APPR} &= 0.000 + 0.016 D2 - 0.029 D3 - 0.001 D4 - 0.002 D5 - 0.019 D6 \\
 &\quad (0.005) \quad (1.800) \quad (-3.234) \quad (-0.088) \quad (-0.173) \quad (-2.086) \\
 &+ 1.051 \text{ ENTR} + 0.003 \text{ WAGER} - 0.005 \text{ EMPR} + 0.321 \text{ AR}(1) \dots\dots\dots (24) \\
 &\quad (21.893) \quad (1.645) \quad (-0.546) \quad (3.255)
 \end{aligned}$$

$$R^2 = 0.961; \text{ DW} = 1.858$$

식 (23)과 (24)에서 나타난 결과를 보면 APPR의 Fixed Effect모형은 ENTR의 Fixed Effect모형과 달리 절편의 係數들이 별로 유의적이지 못하며 ENTR에만 크게 의존하고 있음을 알 수 있다.

앞에서 실증분석한 결과 몇 가지의 발견점을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 大學 入學生 구성비나 志願者 구성비의 변화를 설명하는 변수들의 推定係數는 대체로 系列別로 크게 차이를 보이고 있어서 說明變數들의 효과는 系列別로 일정하지가 않고 상이하다.

둘째, 入學生 구성비의 변화는 賃金率의 변화보다 就業率의 변화에 더 의존하고 있는데 이는 就業率이 賃金率보다 더 중요한 영향요소임을 의미한다.

셋째, 大學 志願者 비율의 변화는 入學定員 비율의 변화에 절대적으로 의존하고 있으며 그 외에 남자의 경우에는 상대적으로 賃金率 변화에, 여자의 경우에는 상대적으로 就業率 변화에 의해 더 영향을 받고 있는 듯하다.

넷째, 志願者 비율의 定員 비율에 대한 彈力性은 대부분 0.9~1에 있으며 남자의 경우 師範系가, 여자의 경우 理學系와 工學系가 아주 낮은 彈力性을 갖는다. 제II장에서 제기한 문제와 관련해서 보면 語文系와 師範系의 경우 남자의 彈力性보다 여자의 彈力性이 상대적으로 높기 때문에 여자의 志願者 구성비의 변화율이 남자의 그것보다 급격한 듯하다.

다섯째, 일부 계열의 就業率의 효과가 陰의 효과를 보이는 이유는 勞動需給不均衡을 고려하지 않고 入學定員을 증원했기 때문이고 또 賃金率이 역효과를 가지는 것은 취업이 여의치 못하여 자신의 專攻分野가 아닌 직장에 취업하는 현상을 반영하고 있다.

여섯째, 다만 醫藥系와 師範系에서 임금비율이 陰의 효과를 가지는 이유는 賃金率이 상대적으로 상승했는데도 불구하고 入學定員의 제약으로 인한 志願者와 入學生의 비율이 하락한 때문이거나 공급의 제약으로 임금이 상대적으로 상승한 때문일 것으로 풀이된다.¹⁵⁾

15) 김수곤(1992)은 의사협회에 의한 대졸인력공급의 제약을 지적했고(p.235) 김영화 외(1990)는 교원의 적체현상을 해소하기 위해 정원을 대폭 축소했다고 보고 있다(pp.206~209).

V. 結論的 所見

본 연구는 우리나라 大卒者의 進路選擇에 관해 자료를 조사하고 모형을 설정하여 실증 분석을 시도하였다. 大卒者의 職業選擇은 졸업후 취업되면서 최종적으로 완성되나 실질적으로는 교육과 훈련기간이 소요되므로 職業選擇의 1차적 결정은 大學學科를 지망하여 입학하는 시점에서 이루어진다. 따라서 職業選擇의 예비단계로서 大學의 系列 選擇은 이론적이고 실증적으로 분석될 필요가 있다.

우리나라에서 大學의 進路決定이나 系列選擇은 大學의 學科別 또는 系列別 入學定員에 의해 크게 제약되고 있다. 大學志願者數의 변화는 대부분 定員變化에 의존하고 있으며 입학생수도 定員變化에 따라 변하고 있기 때문에 얼핏 다른 說明變數가 없는 듯 보인다. 그러나 定員決定의 政策이 일관성이 없었고 실제 입학생수가 定員과 상당한 차이를 보이는 시기와 계열도 상당부분 되므로 大學系列의 지원과 입학은 교육부의 定員決定 외에 직업시장의 경제적 요소에 의해 설명되는 부분이 있음에 틀림이 없다.

進路選擇에 대한 직업시장의 영향요인은 기존의 이론에 따라 졸업후 취업될 확률과 그 직업이 생애기간 동안 제공할 期待賃金인 것으로 나타났다. 本 研究가 사용한 자료가 개인별 정보가 아니라 大學의 系列別 통계를 이용함으로써 각 系列選擇에 따른 期待就業率과 期待賃金は 測定誤差(measurement errors)를 내포할 가능성도 있다. 이러한 단점은 개인자료를 이용하지 않는 한 해소하기 어렵다.

집단자료의 결합에 의한 賃金率의 測定誤差는 進路決定이 賃金率과 就業率에 의해 어떻게 영향을 받는지를 명확하게 분석하는 데 어려움을 더하고 있다. 이론적으로는 한 직장에 취업될 확률이 賃金率 期待值 산출로 작용하는 것으로 알려졌으나 就業率로 가중평균한 期待賃金率을 포함했을 때 별 유의한 결과를 얻지 못했다. 다만 賃金率과 就業率을 개별적으로 포함했을 때 就業率의 효과가 더 크게 나타났다.

우리나라의 大學 入學定員 政策이 노동시장구조를 반영하여 이루어지지 않았던 점이 또한 職業選擇의 한 지표가 될 수 있는 大學入學生 추세의 경제적 분석을 어렵게 하고 있다. 新入生の 數는 절대적으로 大學定員에 의해 결정되고 大學定員은 정부의 일관되지 못한 定員政策에 의해 결정되므로 賃金率과 就業率의 효과는 예상된 부호를 갖지 못하고 있다. 그리하여 Freeman의 거미집이론이 우리나라의 노동시장에 적용되기 힘들다.¹⁶⁾

進路決定과 職業選擇에 대한 연구가 개선되기 위해서 앞으로 몇 가지 研究課題가 요구

된다. 무엇보다 적합한 자료의 발굴이나 개발이 필요하다. 어떤 전공의 한 大學生이 어떤 직업을 선택하여 얼마의 임금을 받고 있는지를 알 수 있는 패널자료나 횡단면 자료가 연구를 증진시킬 것이다. 다음 大學志願에 의한 進路決定과 大學卒業時 선택된 직업의 일치 여부와 노동시장과의 관계를 규명하는 것이다. 한 大學生이 입학하면서 전공을 결정하나 졸업하면서 전공과 일치하는 직업을 선택하는지의 여부가 어떻게 賃金率과 就業率 등 노동시장조건과 관련을 갖는지를 조사할 필요가 있다.

參 考 文 獻

- 김수곤, 『한국노사관계론 : 총체적 인력자원관리를 위한 학제적 접근』, 경문사, 1992
- 김영화·박인종, 『한국경제 및 노동시장 구조 변화에 대한 학교 교육체제의 대응 : 한국 산업화 과정을 중심으로』, 한국교육개발원, 1990.
- 김재원, 『학교·학과의 선택은 이렇게 하라』, 한양대학교 출판원, 1993.
- 이효수, 『고학력화 현상과 고용』, 한국노동연구원, 1991.
- 박세일, 「고등교육확대가 노동시장에 미치는 영향(I)」, 『한국개발연구』, 제4권 제4호, 1982. 12.
- 박세일, 「고등교육확대가 노동시장에 미치는 영향(II)」, 『한국개발연구』, 제5권 제1호, 1983. 3.
- Altman, S.H., "Earnings, Unemployment, and the Supply of Enlisted Volunteers," *The Journal of Human Resources*, Vol.4 No.1(Winter 1969), pp.38~59.
- Ash, C., B. Udis, and R.F. McNown, "Enlistments in the All-Volunteer Force : A Military Personnel Supply Model and Its Forecasts," *The American Economic Review*, Vol.73 No.1(March 1983), pp.145~55.
- Becker, Gary S. and Barry R. Chiswick, "Education and the Distribution of Earnings," *The American Economic Review*, Vol.56 (May 1966), pp.358~69.

16) 김수곤(1992)은 정부의 경직된 정원정책으로 인해 주기적으로 과잉공급과 초과수요가 발생하지는 않기 때문에 거미집이론이 적용되지 않는다고 밝혔다(pp.231~32). 이효수(1991)도 우리나라는 속인적 직무구조와 학과정원의 하방경직성으로 거미집모형이 적합하지 않다고 보고 있다(pp.9~10).

- Fisher, Anthony C., "The Cost of the Draft and the Cost of Ending the Draft," *The American Economic Review*, Vol.59 No.3(June 1969), pp.239~54.
- Fleisher, Belton M. and Thomas J. Kniesner, *Labor Economics : Theory, Evidence, and Policy*, 3rd., Englewood Cliffs, NJ : Prentice-Hall Inc., 1984.
- Freeman, Richard B., "Demand for Education," in O. Ashenfelter and R. Layard, eds., *Handbook of Labor Economics* (v.1), Amsterdam : Elsevier Science Publishers BV, 1986, pp.357~86.
- Freeman, Richard B., *The Market for College-Trained Manpower : A Study in the Economics of Career Choice*, Cambridge, MA : Harvard University Press, 1971.
- Hall, Robert E., Jack Johnston, and David M. Lilien, *MicroTSP User's Manual*, Version 7.0, Irvine, California : Quantitative Micro Software, 1990
- Johnston, John, *Econometric Methods*, 3rd ed., New York, NY : McGraw-Hill Bok Company, 1983.
- Judge, George G., W. E. Griffiths, R. Carter Hill, Helmut Lütkepohl, and Tsoung-Chao Lee, *The Theory and Practice of Econometrics*, 2nd ed., New York, NY : John Wiley and Sons, 1985.
- Keynes, John M., *The General Theory of Employment Interest and Money*, Cambridge, MA : The MaCmillan Press, 1973.