

국내 청년실업의 단·장기 변동구조 추정*

김태호¹⁾

요약

통계청 고용통계 자료에서 실업률의 변동추이를 보면 국내 실업률은 청년층 실업률과 거의 동일한 변동성향을 보이는 것으로 나타나 청년층의 실업이 전체 실업에 지배적 영향을 미치며, 따라서 바로 국가의 실업문제라는 것을 알 수 있다. 본 연구에서는 국내 실업을 청년실업과 중년실업으로 구분하여 동태방정식 통계모형체계를 이용, 이들의 단기적 변동구조와 장기적 적응과정을 추정하고 비교·분석하였다. 분석결과는 청년층이 외환위기 발생 이후 지난 10년 간 취업환경 악화의 영향을 더 받았으며, 노동시장에의 진입장벽이 더 높았음을 시사한다. 또한 청년과 중년실업은 외생적 영향이 오래 지속되는 장기변동 성향을 가진 것으로 판별되어 실업률이 감소하지 않고 있는 현실을 그대로 반영하지만 청년실업이 상대적으로 긴 적응과정을 가진 것으로 나타났다.

주요용어: 청년실업, 시간진로, 점근적 안정성, 3단계최소제곱 추정.

1. 서론

외환위기 직전까지 외국인 노동력의 수입과 기혼여성들의 유휴 노동력 개발이 주요 정책과제로 부각된 적이 있었으나 외환위기가 발생하면서 중소기업의 대량 도산과 대기업의 구조조정이 이어지게 되었고, 이후 높은 실업률이 지속되면서 고용안정이 정치·경제·사회적 문제로 대두하게 되었다. 장기적 경기 하강에 대응해 기업들이 구조조정의 틀 안에서 조직구조 재편, 고용형태의 변화, 또 채용패턴의 변화를 추진하게 되면서 기존 인력의 조정보다 신규 채용의 감축이 보다 효율적이라는 판단 아래 신규 취업자의 노동시장 진입이 억제되고, 따라서 심각한 청년실업문제가 발생하게 되었다.

15세 이상 인구 중 조사주간 일주일 동안 전혀 일을 하지 못했으나 적극적으로 구직활동을 한 사람을 실업자로 정의한다. 반면 청년실업은 큰 사회적 문제로 대두되면서 해결책은 시급하지만 그 개념에 대한 정의는 분명치 못하다. 청년실업자동맹에서는 청년실업자를 단기적 실업자나 직장에서의 해고로 실업자가 된 경우와는 달리 고용시장에 진입하지 못해 일할 기회 자체를 구조적으로 박탈당한 신규 실업자로 정의하며, 대졸 미취업자를 청년실업자의 주 대상으로 보고 있다. OECD가 최근 공개한 ‘한국의 청년 고용’에 관한 보고서에 따르면 청년실업률은 외환위기 이전에는 6~8%에 그쳤으나 꾸준히 증가, 2006년에는 10%를 상회하게 되면서 청년실업 문제가 본격적인 사회문제로 대두하게 되었다.

* 이 논문은 2006년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음.

1) (361-763) 충북 청주시 흥덕구 개신동 12, 충북대학교 정보통계학과, 교수.

E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

실업의 원인은 일반적으로 크게 경기적 요인, 구조적 요인 및 마찰적 요인에 의해서 설명한다. 경기적 측면에서 살펴보면 외환위기로 인해 영세·중소기업들의 도산이 증가했고, 대기업들의 대규모 정리해고 및 신규채용 기피 등 고용조정이 단행되면서 실업, 특히 청년 실업이 급증하게 되었다. 실업의 구조적 원인은 신규 대졸자들의 기술이 부적절하여 노동 시장의 요구를 채울 수 없을 때 발생한다. 대학의 인력양성 내용과 기업 요구의 불일치, 정보기술의 급진전으로 인한 일자리 감소, 인력수급 불균형으로 인한 대졸 인력의 공급 과잉, 경력자 중심의 채용 경향, 정규직 위주의 경직된 인사제도로 인한 노동시장 내부자 보호 관행 등이 그 예이다. 한편 실업의 마찰적 원인은 청년 실업자들의 취업 탐색과 고용주들의 근로자 탐색 사이에 연계가 부족하고, 교육시장과 노동시장의 정보전산망 인프라나 DB 구축과 같은 적극적인 취업 지원에 대한 기능이 미약함에 있다.

UN과 OECD는 청년실업을 15세 이상 25세 미만의 연령을 기준으로 정의하지만 우리의 경우 군복무로 인해 27세 정도에 사회에 진출하는데 근거해 일반적으로 15세 이상 29세 미만의 연령을 기준으로 청년실업을 정의하고 있다. 그러나 최근 이슈가 되고 있는 청년실업의 대상은 대부분 20대에서 30대 초반의 대졸 및 고학력 미취업자들이며, 15~19세는 대부분 학생 신분으로 사회적 제약이 많은 연령층이므로 이들을 청년층에 포함시켜 동일한 분석을 적용시키는 것은 현실적으로 타당하지 않은 것으로 사료된다. 따라서 국내 청년실업 변동의 실상을 반영하기 위해 청년층을 20~34세로 정의하기로 한다. 청년실업은 그간 사회적 관심의 대상이었으나 학문적 관점에서 구체적으로 분석한 논문은 거의 존재하지 않는다. 본 연구에서는 국내실업을 청년실업과 중년실업으로 구분, 변동관계가 동시에 발생하는 현실을 고려한 동적 통계모형을 설정하여 청년실업만이 가지는 장단기 변동의 구조적 특징을 분석해 보고자 한다.

2. 청년실업의 문제점

외환위기 발생 직전인 1997년 10월까지만 해도 전체 실업률은 2.1%, 청년층과 중년층의 실업률은 각각 3.5%와 1.1%에 불과했다. IMF체제에 접어들면서 내수의 급격한 침체, 생산 및 설비투자의 감소, 고금리, 또 구조조정 등 경기하락으로 인해 1997년 12월 이후 실업률은 급상승하기 시작하여 1999년 2월 사상 최고의 실업률을 기록하게 되었다. 최저치를 기록했던 1997년 10월에 비해 전체 실업률은 6.7%포인트, 중년 및 청년층의 실업률은 각각 5.8%포인트, 7.9%포인트 증가해 청년층 실업률이 가장 큰 폭으로 상승했으며, 전체 실업률과 청년 실업률의 차이도 같은 기간 1.4%에서 2.5%로 증가한 것으로 확인되어 청년층이 외환위기에 가장 큰 타격을 입은 것을 알 수 있다.

2006년 비경제활동인구에 포함되어 있는 취업준비자를 포함한 우리나라의 체감 청년실업률은 15.4%이고, 구직포기자까지 포함하면 청년실업률은 19.5%에 달한다. 문제는 25세에서 30세 청년기에 직업을 갖지 않으면 직업을 가진 사람보다 평생 동안 7억3천만원에서 8억원 정도의 소득 손실이 발생한다는 연구결과이다. 이 시기의 실업 경험자는 노동시장 초기의 인적자본축적에 필요한 기능을 익히지 못해 개인의 생산성이 크게 떨어진다는 것이다. 청년층 노동력 특히 고학력층은 특성상 유휴화 될 경우 자신의 능력 개발을 위해 교

육과정에서 지불한 많은 직접비용과 기회비용을 실업·비정규직·비경제활동인구 상태에서는 회수할 수가 없다. 따라서 개인 및 사회적 부담은 매우 크고 교육투자 수익률은 떨어지므로 부작용이 심각하고 장기화 될 가능성이 높다. 학교에서 배운 기초적이고 일반적인 지식은 경제활동을 하면 실용적 능력으로 개발 축적되는 반면 사용하지 않으면 소멸되는 특성을 가지고 있어서 실업기간이 장기화되면 새로운 능력을 개발할 기초지식마저 상실하게 되어 실용적 능력의 개발을 어렵게 한다.

외환위기 이전인 1997년 대졸 이상 청년실업자는 10만 7천명으로 고졸 실업자 21만명의 절반이었으나 2000년대에 들어 그 비율이 증가하여 고급 인력이 효율적으로 활용되지 못하고 있다. 또한 높은 청년실업률이 장기적으로 지속될 경우 지식정보사회에서 가장 중요한 인적자원의 축적과 활용이 미흡하게 되어 국가경쟁력을 약화시킨다. 청년실업의 문제는 경기 부진에 따른 일시적 현상이 아니라 경영구조가 고용없는 성장으로 변하면서 장기화·구조화되어 있지만 뚜렷한 대책이 보이지 않는 형국이다. 여기에 실업에 포함되지 않은 구직 포기자까지 합하면 고용상황은 더욱 심각하다. 청년들은 우리 사회에 급속히 진행되고 있는 고령화의 짐을 떠맡아야 할 계층이며, 이러한 인력의 유휴화는 성장 잠재력의 훼손이자 사회불안의 주요 원인이다. 통계청의 고용통계 자료에서 실업률의 변동 추이를 보면 전체 실업률과 청년층 실업률은 장단기적으로 거의 동일한 변동 양상을 보이는 것으로 나타나 청년층 실업률의 변동 성향이 전체 실업률의 변동 성향에 지배적 영향을 미치며, 따라서 청년층 실업문제가 바로 국가의 실업문제라는 것을 알 수 있다.

3. 통계모형의 설정

3.1. 모형의 추정

실업률의 월간 변동은 외환위기 발생 이후 상대적으로 증가했으며, 청년층 실업률의 월간 변동이 중년층 실업률의 월간 변동을 초과하여 전체 실업률의 변동을 높이고 있음을 알 수 있다. 이는 실업에 영향을 주는 변수들의 변동에 청년층 실업이 더 민감한 반응을 보인다는 점을 시사한다. 따라서 국내 실업률의 변동구조를 설명하는 통계모형을 설정하여 이러한 관계를 구체적으로 검정해 보고자 한다. 실업에 관한 국내외 연구는 대부분 실업과 미시적 요인과의 관계를 분석했을 뿐 실업을 거시적 관점에서 경기 침체와 연관시켜 분석한 연구는 김대일 (2000), 김유배 (1997)가 있으며, 청년실업에 관한 연구로는 장창원 등 (2002), 채창균 (2002) 그리고 삼성경제연구소 (2003), Beeson과 Montgomery (1993), Light와 McGarry (1998), Bazen과 Marimoutou (2002) 등이 있다. 그러나 주요 거시변수들의 변화에 따른 청년실업의 장단기적 변동구조의 특징을 구체적으로 도출한 연구는 아직 없다. 현실상황의 역학관계를 파악하기 위해 충분한 정보가 반영되도록 각 관련 현상을 설명하는 회귀모형들로 연립방정식 모형체계를 구성한다. 각 방정식이 따로 추정되는 경우 현실에서 존재하는 동시성으로 인해 불편 및 일치추정값을 얻지 못하며, 방정식들의 오차 항간에 상관관계의 존재 가능성을 고려하지 않으므로 효율적 추정값을 얻지 못하게 된다. 청년층 실업과 중년층 실업은 서로 독립적으로 변동하지 않으므로 각각의 변동을 설명하는 두 개의 회귀방정식을 설정, 하나의 연립방정식체계를 구축하여 동시에 추정한다.

Dunlevy (1980), Haynes와 Stone (1983)은 국제교역에서 수출과 공급행위에 대한 분석에, Geraci와 Prewo (1982), Thurman (1986)은 수급관계의 분석에, Viscusi (1991)는 흡연 결정과 위험 인식의 연령에 따른 변이에 대해, Nelson 등 (1992)는 상표의 가격과 광고간 관계를 분석했고 Zegeye (1994)는 예금과 성장함수 추정에 각각 연립방정식 모형을 사용한 바 있다. 연립방정식 회귀모형체계의 추정은 청년과 중년 실업률간 동시적 변동관계가 측정된다는 장점이 있으나 주요 거시변수들의 변화가 두 계층의 실업률에 미치는 장기적 동시 파급효과까지 파악되어야 기존 회귀모형의 한계를 극복하게 된다. 따라서 두 실업률에 공통적으로 유의한 영향을 미치는 주요 거시변수들로 모형체계를 구성하여 이들의 변화에 따른 각 실업률의 단기적 변동구조와 장기적 적응과정을 비교·분석해 보기로 한다.

3.2. 추정결과

실업에 관한 기존의 여러 연구에서 고려되었거나 또는 실업률의 변동과 상관관계가 높은 변수들을 실물부문·금융부문·해외부문으로 구분하여, 외환위기가 발생한 1997년 11월부터 10년 동안의 통계청 고용통계와 월간산업동향, 한국은행 경제통계, 또 전경련의 월별 또는 월평균 자료를 이용하여 추정한다. 실물부문의 변수로는 경기동행 및 선행지수, 산업생산지수, 기업경기전망지수, 재고지수, 가동률지수, 수입단가지수, 무역수지, 또 금융부문에서는 통화량, 금리, 주가 그리고 해외부문 변수로는 국내경기의 대미의존도를 감안하여 미국 경기선행지수, 미국 산업생산지수, 원·달러 환율, 엔·달러 환율이 고려된다.

연립방정식 모형체계는 두 개 이상의 회귀방정식이 한 체계로 구성되므로 체계를 구성하는 각 방정식과 모형체계 전체가 통계적으로, 현실적으로 합당한 추정결과를 동시에 얻어야 한다는 난점이 있다. 체계 내 모수들의 불편·일치추정값을 구하기 위해 3단계 최소제곱추정법을 적용하여 반복 추정한 결과 실업률 변동체계의 설명에 최상인 변수들의 조합은 아래와 같이 결정된다. 모형체계를 식별한 결과 필요조건인 위수조건과 필요충분조건인 계수조건에서 모두 과도식별됨(over-identified)에 따라 최적모형으로 선정한다. 최적모형에서 실물부문의 변수로는 소득 및 기업동향을 나타내는 변수로 산업생산지수(X_1), 기업의 기대심리가 반영되는 지표로서 기업활동의 실적·계획·경기동향을 나타내는 변수로 기업경기전망지수(X_2), 수출입 관련 변수로 무역수지(X_3), 수입단가지수(X_4)가 선정되었으며, 각 지수값은 2000년을 100으로 통일하였다. 금융부문 변수들은 통계적·현실적 관점에서 추정결과의 향상에 기여하지 않는 것으로 나타나 반복 추정과정에서 제외되었으며, 해외부문의 변수로는 원·달러 환율변수(X_5)만이 타당한 것으로 나타났다. 청년실업률(Z_1)과 중년실업률(Z_2)의 변동을 설명하는 각 방정식에는 각 변수들의 동태적 행위를 포착할 수 있도록 매기간 적응과정을 나타내는 시차내생변수를 포함시켰으며, ()안은 t 값이다.

표 3.1의 추정결과를 보면 청년실업모형에서는 수입단가, 또 중년실업모형에서는 기업경기전망만이 10% 유의수준에서, 그 외는 모든 변수들이 5% 내의 유의수준에서 각 실업률의 변동에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 각 방정식은 적합도가 높고 자기상관이 존재하지 않으며, system R^2 의 값은 모형체계의 높은 설명력을 보여준다. 추정기간 동안 청년실업모형과 중년실업모형의 표준오차는 각각 0.0639와 0.0395로 실제 평균값의 0.97%와 0.8%에 불과하다. 실업률의 실제값과 모형을 이용한 추정값 간의 낮은 오차

표 3.1: 모형체계의 추정결과

	Z_1	Z_2
상수	-1.2834(-1.0821)	-1.0584(-1.3344)
X_1	-0.3683(-3.5202)	-0.2065(-3.0173)
X_2	-0.0385(-2.3823)	-0.0180(-1.8571)
X_3	-0.2806(-2.0951)	0.2267(2.5910)
X_4	0.2779(1.8614)	0.2683(2.9042)
X_5	0.3069(2.9380)	0.1490(2.1667)
Z_{1t-1}	0.8577(3.1123)	
Z_{2t-1}		0.8513(3.1818)
system R^2		0.9993
R^2	0.9452	0.9858
\bar{R}^2	0.9401	0.9843
D-W	1.8134	2.2391
RMSE	0.0639	0.0395

는 모형체계가 실제 실업률을 거의 정확히 재생함을 뜻한다.

표 3.1의 계수값을 비교하면 각 독립변수의 변화에 청년실업의 반응이 상대적으로 큰 것으로 추정되며, 따라서 국내 상황이 악화될수록 청년실업에 더 큰 타격이 가해진다. 수입단가는 원자재나 자본재 등의 수입시 지불해야 하는 비용이므로 이 비용이 상승하면 기업의 부담이 커진다. 지수가 1포인트 상승하는 경우 청년실업률과 중년실업률은 동시에 0.27~0.28% 상승하게 된다. 현재 경기를 나타내는 산업생산지수가 1포인트 상승하면 청년과 중년실업은 각각 0.37%, 0.21% 동시에 감소하며, 경기전망이 낙관적일 때도 두 실업은 각각 0.04%, 0.02% 동시에 감소한다. 따라서 연립방정식모형의 추정결과가 현실동향과 일치한다. 환율과 무역수지의 변화가 국내 실업에 어떤 영향을 미치는가는 논란의 여지가 많고 그때그때 상황에 따라 다르다. 그러나 수입단가가 하락하거나 현재와 미래 경기상황이 호전될수록 국내 두 계층의 실업이 일률적으로 감소한다는 것은 일관성이 있기 때문이다.

그러나 두 계층 실업률의 상대적 반응을 비교하면 현재의 경기상황이나 미래의 경기전망이 어두울 때 청년실업률이 중년실업률보다 더 민감한 반응을 보여 청년층의 노동시장 신규 진입이 지속적으로 어렵다는 점을 그대로 시사한다. 특히 환율과 경기전망의 변화에 청년실업은 중년실업의 배 이상의 반응을 보이는 것으로 나타난다. 청년실업을 낮추기 위해서는 현재의 경기상황이 좋거나, 미래의 경기전망이 낙관적이거나, 또는 무역수지가 호전되어야 하는 한편 환율, 수입가격이 하락해야 함을 추정결과는 보여준다. 현실적으로 위의 변수들이 동시에 유리한 방향으로 변화할 수는 없으므로 추정계수값이 보여주듯이 단위당 변화가 합해서 더 큰 영향을 미치는 쪽으로 청년실업은 변하게 된다.

4. 실업률의 장기 변동 추정

현실적으로 실업에 미치는 외생적 영향은 같은 기간 내에 끝나는 것이 아니라 이후 여러 기간에 걸쳐 여파가 지속된다. 외생적 변화가 발생하면 실업률은 장기균형에 즉각 조정

되어 가는 것이 아니므로 변화의 여파가 진척되는 과정을 알 수 있다면 실업률이 장기적으로 적용해 가는 시간진로가 밝혀지게 된다. 그 결과 외생적 변화가 실업률에 미치는 장·단기적 영향을 계산할 수 있으며 비로소 현실적 추정결과가 구해지게 되고, 실업률 변동의 동태적 구조가 구체적으로 파악된다.

외생적 변화의 장기적 영향을 계산하기 위해서는 모형체계의 안정성 검정이 우선해야 한다. 연립방정식 모형체계에서 안정성이 구조적으로 유지되지 않으면 외생적 영향의 여파가 장기균형으로 수렴되지 않고 확산되므로 추정결과에 따른 통계적 추론은 의미가 없다. 각 방정식들의 통계적 적합도가 높아도 이들이 결합되면 모형체계 내로 도입되는 구조적 불안정성으로 인해 모의실험 결과가 현실을 반영하지 못할 수 있다. 추정결과를 보면 각 방정식은 우변이 선결변수로 구성되어 있으므로 유도형이라 할 수 있다. 행렬식으로 놓으면 시차변수의 계수행렬은 랭크 2가 되어 두개의 특성값 0.8577, 0.8513이 구해지고, 모두 절대값 1보다 작으므로 모형체계는 점근적 안정성(asymptotic stability)을 유지함을 알 수 있다. 특성값은 외생적 변동의 여파가 길고 장기균형으로의 수렴속도가 느리지만 청년실업의 적용과정이 상대적으로 길다는 점을 시사한다.

유도형 방정식은 우변의 외생 및 시차내생변수 한 단위 변화당 좌변의 현 내생변수에 미치는 즉각적 효과를 측정해 주며, 따라서 현 내생변수값과 차기 외생변수값을 사용하여 차기 내생변수값을 예측할 수 있어서 주로 단기예측에 유용하게 쓰인다. 그러나 어느 시점 한 외생변수의 변화가 내생변수에 미치는 영향은 여러 기간에 걸쳐 이어지므로 유도형 모형으로는 구할 수 없으며, 이를 해결하기 위해서는 외생력만의 변화에 의한 내생변수의 시간에 따른 진로를 결정해야 한다. 외생변수들의 영향은 현 내생변수 자체의 과거값과 외생변수들의 합수로 표현되는 방정식에서 내생변수의 모든 시차값을 제거하여 줌으로써 결정될 수 있다. 이에 따라 현 내생변수는 외생변수들의 현재와 과거값들의 합수로 표현되도록 식을 전환시켜 주어야 하며, 이는 연속적 대입을 통해 이루어진다.

청년실업률 방정식을 일반형으로 표현하면 아래와 같다.

$$Z_{1t} = \phi_0 + \phi_1 X_{1t} + \phi_2 X_{2t} + \phi_3 X_{3t} + \phi_4 X_{4t} + \phi_5 X_{5t} + \phi_6 Z_{1t-1}, \quad (4.1)$$

Z_1 은 $t = 1$ 때 아래와 같이 표현된다.

$$Z_{11} = \phi_0 + \phi_1 X_{11} + \phi_2 X_{21} + \phi_3 X_{31} + \phi_4 X_{41} + \phi_5 X_{51} + \phi_6 Z_{10}, \quad (4.2)$$

Z_{10} 의 값은 초기조건으로 동태분석의 목적을 위해 주어졌다고 가정한다. 식 (4.1)에서 Z_1 은 $t = 2$ 때 아래와 같이 표현된다.

$$Z_{12} = \phi_0 + \phi_1 X_{12} + \phi_2 X_{22} + \phi_3 X_{32} + \phi_4 X_{42} + \phi_5 X_{52} + \phi_6 Z_{11}. \quad (4.3)$$

식 (4.3)의 Z_{11} 에 식 (4.2)를 대입하여 Z_{11} 을 제거하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} Z_{12} &= \phi_0 + \phi_1 X_{12} + \phi_2 X_{22} + \phi_3 X_{32} + \phi_4 X_{42} + \phi_5 X_{52} \\ &\quad + \phi_6(\phi_0 + \phi_1 X_{11} + \phi_2 X_{21} + \phi_3 X_{31} + \phi_4 X_{41} + \phi_5 X_{51} + \phi_6 Z_{10}) \\ &= \mu_1 + \phi_1 \phi_6 X_{11} + \phi_1 X_{12} + \phi_2 \phi_6 X_{21} + \phi_2 X_{22} + \phi_3 \phi_6 X_{31} \\ &\quad + \phi_3 X_{32} + \phi_4 \phi_6 X_{41} + \phi_4 X_{42} + \phi_5 \phi_6 X_{51} + \phi_5 X_{52} + \phi_6^2 Z_{10}, \end{aligned} \quad (4.4)$$

이때 $\mu_1 = \phi_0 + \phi_6\phi_0$ 이다. $t = 3$ 때 식 (4.1)에서 Z_1 은 아래와 같이 나타난다.

$$Z_{13} = \phi_0 + \phi_1X_{13} + \phi_2X_{23} + \phi_3X_{33} + \phi_4X_{43} + \phi_5X_{53} + \phi_6Z_{12}. \quad (4.5)$$

식 (4.5)의 시차내생변수에 식 (4.4)를 대입한다.

$$\begin{aligned} Z_{13} &= \phi_0 + \phi_1X_{13} + \phi_2X_{23} + \phi_3X_{33} + \phi_4X_{43} + \phi_5X_{53} + \phi_6(\mu_1 + \phi_1\phi_6X_{11} + \phi_1X_{12} \\ &\quad + \phi_2\phi_6X_{21} + \phi_2X_{22} + \phi_3\phi_6X_{31} + \phi_3X_{32} + \phi_4\phi_6X_{41} + \phi_4X_{42} + \phi_5\phi_6X_{51} \\ &\quad + \phi_5X_{52} + \phi_6^2Z_{10}) \\ &= \mu_2 + \phi_1\phi_6^2X_{11} + \phi_1\phi_6X_{12} + \phi_1X_{13} + \phi_2\phi_6^2X_{21} + \phi_2\phi_6X_{22} + \phi_2X_{23} + \phi_3\phi_6^2X_{31} \\ &\quad + \phi_3\phi_6X_{32} + \phi_3X_{33} + \phi_4\phi_6^2X_{41} + \phi_4\phi_6X_{42} + \phi_4X_{43} + \phi_5\phi_6^2X_{51} + \phi_5\phi_6X_{52} \\ &\quad + \phi_5X_{53} + \phi_6^3Z_{10}, \end{aligned} \quad (4.6)$$

이때 $\mu_2 = \phi_0 + \phi_6\mu_1$ 이다. 식 (4.4), (4.6)과 같이 연속적으로 대입하면 Z_{14}, Z_{15}, \dots 등이 구해지고, Z_{1t} 에 대한 일반형은 아래와 같이 나타난다.

$$\begin{aligned} Z_{1t} &= \mu_{t-1} + \alpha_0X_{1t} + \alpha_1X_{1t-1} + \alpha_2X_{1t-2} + \cdots + \alpha_{t-1}X_{11} + \beta_0X_{2t} + \beta_1X_{2t-1} \\ &\quad + \beta_2X_{2t-2} + \cdots + \beta_{t-1}X_{21} + \gamma_0X_{3t} + \gamma_1X_{3t-1} + \gamma_2X_{3t-2} + \cdots + \gamma_{t-1}X_{31} \\ &\quad + \zeta_0X_{4t} + \zeta_1X_{4t-1} + \zeta_2X_{4t-2} + \cdots + \zeta_{t-1}X_{41} + \xi_0X_{5t} + \xi_1X_{5t-1} + \xi_2X_{5t-2} \\ &\quad + \cdots + \xi_{t-1}X_{51} + \phi_6^tZ_{10}. \end{aligned} \quad (4.7)$$

따라서 주어진 초기여건에 대해 식 (4.7)은 현재와 시차외생변수들로만 표현된다. 중년 실업률에 대해서도 같은 방식으로 식 (4.7)과 같은 형의 함수가 유도될 수 있다. 최종적으로 유도된 함수는 외생변수들의 시간진로가 어떻게 내생변수의 시간진로를 결정하는가를 보여준다. 식 (4.7)과 같은 방정식은 과거 (현재)의 정책이 현재 (미래) 내생변수값에 미친 영향에 관한 질문에 답하는데 사용될 수 있다.

표 4.1과 4.2는 각 외생변수 단위당 변화에 대해 첫 12기간 동안 청년실업률과 중년실업률의 장기적 적응과정을 보여준다. 각 외생변수의 변화가 실업률에 미치는 영향은 앞서 예상한 바와 같이 장기간 지속되며 시간이 흐르면서 서서히 약화되어 간다. 예를 들어 산업생산지수가 한 포인트 상승하면 청년실업은 곧 0.37% 하락하고, 다음 기간에는 0.32%, 이어 0.27%, … 식으로 하락세가 지속되며, 동시에 중년실업은 곧 0.21% 하락하고, 다음 기간에는 0.18%, 이어서 0.15%, … 등의 하락 여파가 이어진다. 반대로 산업생산이 하락하면 동시에 두 실업률에 앞과 동일한 크기의 상승효과가 이어진다. 따라서 외생적 변화의 영향을 통상적 방식대로 해석하면 장기간의 변동과정이나 누적효과가 고려되지 않아 실제 상황이 과소평가 되고 현실을 오도하게 된다.

청년실업과 중년실업이 외생변수의 변동 후 장기균형으로 수렴해 가는 시간진로를 비교하면 서로 비슷한 동태적 변동구조를 가지는 것으로 판별된다. 외생적 변화 후 5개월이 지나면 청년실업률에 미친 영향은 54.11%, 동시에 중년실업률에 미친 영향은 52.54% 잔존하며, 1년이 지나면 전자에 미친 영향은 18.19%, 동시에 후자에 미친 영향은 17% 정도로 잔

표 4.1: 청년실업률 변동의 장기적 수렴과정

기간	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
0	-0.3683	-0.0385	-0.2806	0.2779	0.3069
1	-0.3159	-0.0330	-0.2407	0.2384	0.2632
2	-0.2709	-0.0283	-0.2064	0.2044	0.2258
3	-0.2324	-0.0243	-0.1770	0.1753	0.1936
4	-0.1993	-0.0208	-0.1519	0.1504	0.1661
5	-0.1710	-0.0179	-0.1302	0.1290	0.1425
6	-0.1466	-0.0153	-0.1117	0.1106	0.1222
7	-0.1258	-0.0131	-0.0958	0.0949	0.1048
8	-0.1079	-0.0113	-0.0822	0.0814	0.0899
9	-0.0925	-0.0097	-0.0705	0.0698	0.0711
10	-0.0794	-0.0083	-0.0605	0.0599	0.0661
11	-0.0681	-0.0071	-0.0519	0.0514	0.0567

표 4.2: 중년실업률 변동의 장기적 수렴과정

기간	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
0	-0.2065	-0.0180	0.2267	0.2683	0.1490
1	-0.1758	-0.0153	0.1930	0.2284	0.1268
2	-0.1497	-0.0130	0.1643	0.1944	0.1080
3	-0.1274	-0.0111	0.1399	0.1655	0.0919
4	-0.1085	-0.0095	0.1191	0.1409	0.0783
5	-0.0923	-0.0080	0.1014	0.1200	0.0666
6	-0.0786	-0.0069	0.0863	0.1021	0.0567
7	-0.0669	-0.0058	0.0735	0.0869	0.0483
8	-0.0570	-0.0050	0.0625	0.0740	0.0411
9	-0.0485	-0.0042	0.0532	0.0630	0.0350
10	-0.0413	-0.0036	0.0453	0.0536	0.0298
11	-0.0351	-0.0031	0.0386	0.0457	0.0254

존하는 것으로 나타난다. 앞서 예상한 그대로 청년실업률의 장기적 적응과정이 상대적으로 긴 것으로 판명되었으며, 장기균형으로의 회귀가 중년실업에 비해 상대적으로 어렵다는 점을 보여준다. 분석결과는 외환위기 이후 주요 거시변수들의 변화가 실업률에 미치는 영향은 오래 지속되는 구조적 성향을 가진다는 점을 보여주고 있으며, 누적효과가 증가하면서 실업률이 감소하지 않고 이어지고 있는 현실적 근거를 잘 대변하고 있다.

5. 결론

본 연구는 외환위기 이후 10년 동안 경영·경제 환경의 변화에 따른 국내실업의 장단기적 변동구조를 파악하기 위해 국내실업을 청년실업과 중년실업으로 구분, 연립방정식 등태모형체계를 구축하여 분석해 보았다. 통계청, 한국은행, 전경련 등의 자료를 이용하여 국내실업의 월간 변동관계를 분석한 결과 청년실업이 상대적으로 민감한 반응을 보였으며, 따

라서 취업환경 악화의 영향을 더 받은 것으로 나타났다. 직접적인 교역 관련 변수들의 변화에 두 실업률의 반응은 큰 차이를 보이지 않았으나 경기 관련 변수들의 변화에 청년실업은 중년실업의 두 배 정도 영향을 받는 것으로 나타나 최근까지 청년실업의 노동시장 진입 장벽이 더 높은 현실을 반영하고 있다. 현실적으로 실업에 미치는 외생적 영향은 여러 기간에 걸쳐 파급효과가 지속되므로 추가로 청년과 중년실업률의 장기적 시간진로를 추정한 결과 두 실업률은 외생적 영향이 오래 지속되는 비슷한 장기 변동구조를 가졌으나 청년실업률의 적응과정이 상대적으로 긴 것으로 판명되었다.

참고문헌

- 김대일 (2000). 경기위기와 실업의 동태적 변화, <경제학연구>, 48, 57–85.
- 김유배 (1997). 경제 성장률의 저하와 고용·임금 변동, <경제학 연구>, 45, 239–256.
- 삼성경제연구소 (2003). <청년실업 증가의 문제점과 대응방안>, 삼성경제연구소.
- 장창원, 나현미, 김상호, 김승연 (2002). <청년실업의 원인과 정책과제>, 한국직업능력개발원.
- 채창균 (2001). <청년실업의 실태 및 원인 분석>, 한국직업능력개발원.
- Bazen, S. and Marimoutou, V. (2002). Looking for a needle in a haystack? A re-examination of the time series relationship between teenage employment and minimum wages in the United States, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64, 699–725.
- Beeson, P. and Montgomery, E. B. (1993). The effects of colleges and universities on local labor markets, *The Review of Economics and Statistics*, 75, 753–761.
- Dunlevy, J. A. (1980). A test of the capacity pressure hypothesis within a simultaneous equations model of export performance, *The Review of Economics and Statistics*, 62, 131–135.
- Geraci, V. J. and Prewo, W. (1982). An empirical demand and supply model of multilateral trade, *The Review of Economics and Statistics*, 64, 432–441.
- Haynes, S. E. and Stone, J. A. (1983). Specification of supply behavior in international trade, *The Review of Economics and Statistics*, 65, 626–632.
- Light, A. and McGarry, K. (1998). Job change patterns and the wages of young men, *The Review of Economics and Statistics*, 80, 276–286.
- Nelson, P., Siegfried, J. and Howell, J. (1992). A simultaneous equations model of coffee brand pricing and advertising, *The Review of Economics and Statistics*, 74, 54–63.
- Thurman, W. N. (1986). Endogeneity testing in a supply and demand framework, *The Review of Economics and Statistics*, 68, 638–646.
- Viscusi, W. K. (1991). Age variations in risk perceptions and smoking decisions, *The Review of Economics and Statistics*, 73, 577–588.
- Zegeye, A. A. (1994). Estimating savings and growth functions in developing economies: A simultaneous equations approach, *International Economic Journal*, 8, 89–105.

[2008년 1월 접수, 2008년 3월 채택]

Estimating the Structure of the Short and the Long Run Variations in the Domestic Youth Unemployment*

Tae Ho Kim¹⁾

ABSTRACT

The government employment statistics show the close comovement of the whole domestic unemployment rate with the youth unemployment rate for the past 10 years, implying the dominant influence of the unemployment of the youth age. This study investigates the structure of the short-run variation and the process of the long-run adjustment in the unemployment rates of the youth and middle ages by formulating the dynamic equation system. The estimation result consistently reflects the vulnerability of the youth class in the aggravation of the employment condition. The effect of exogenous changes is found to be persistent in the unemployment rates of both ages, which appear to have similar structures of the long-run time path. However, the youth unemployment rate turns out to have a relatively long adjustment process to the long-run equilibrium.

Keywords: Youth unemployment, time path, asymptotic stability, three stage least squares estimation.

* This work was supported by Chungbuk National University Grant in 2006.

1) Professor, Dept. of Information Statistics, Chungbuk National University, 12 Gaesin-Dong, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea.
E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr