

# 여성경제활동참가가 성장과 불평등에 미치는 영향

장형수

한양대학교

김태완

한국보건사회연구원

경제성장을 설명하는 추정방정식에는 항상 종속변수의 시차변수(lagged dependent variable)가 설명 변수의 하나로 포함되는 문제가 발생한다. 따라서 기존의 패널분석기법을 사용하여 경제성장을 설명하는 모형을 추정하는 경우에는 추정 편의가 발생하게 되는 약점이 있다. 본 논문은 기존 연구와 차별되는 GMM-차분 추정방법을 사용한 동태적 패널모형을 이용하여 국가간 여성의 경제활동참가, 성장과 불평등과의 관계에 관한 실증분석모형을 추정하였다. 동태적 패널모형의 분석결과 여성의 경제활동참가가 경제성장에 직접적으로 미치는 영향은 통계적인 유의성이 없었으나, 여성의 경제활동참가가 불평등을 감소시키는 것으로 나타났다. 또한 본 연구는 불평등의 감소는 경제성장을 촉진시키는 것으로 분석되었다. 즉 여성경제 활동 참여는 불평등의 해소를 통하여 경제성장에 긍정적인 영향을 간접적으로 미치는 것으로 분석되었다.

**주요용어** 여성경제활동참가, 경제성장, 불평등, GMM 추정방법, 동태적 패널모형

## I. 들어가며

1990년대 들어 우리나라에서 여성의 사회참여는 지난 시기에 비해 크게 증가하고 있다. 남성들만의 세계라 할 수 있었던 육·해·공군사관학교에 여성들이 입학한 것이 이미 10여 년 전이며, 참여정부에서는 처음으로 국무총리에 임명되기도 하였으며, 기타 사회분야에서의 여성의 역할은 계속적으로 증대되고 있다. 이와 같이 증대되는 여성의 사회참여는 사회경제적으로 미칠 수 있는 영향이 많으며, 중요한 요인임에도 그에 대한 분석은 단편적으로 이루어졌다고 할 수 있다. 기존의 연구들은 거시적으로는 여성의 사회참여를 통한 경제성장예의 영향, 여성의 사회참여에 영향을 줄 수 있는 요인들(교육 및 출산율 등), 미시적으로는 여성의 사회참여에 따른 남녀간 임금격차 등이 있다. 본 연구는 기존의 성장 및 불평등에 관한 실증분석방법을 이용하여 여성의 사회참여증대가 경제발전과 불평등에 어떠한 영향을 미쳤는지를 파악하고자 한다.

본 연구의 실증분석은 기존 연구와는 차별되는 동태적 패널분석(Dynamic Panel Analysis) 기법으로서 GMM-차분(GMM-difference) 분석기법을 도입하였다. 경제성장을 설명하는 추정방정식에는 항상 종속변수의 시차변수(lagged dependent variable)가 설명변수의 하나로 포함되는 문제가 발생한다. 따라서 기존의 패널분석기법을 사용하여 경제성장을 설명하는 모형을 추정하는 경우에는 추정 편의가 발생하게 되는 약점이 있다. 본 논문에서는 GMM-차분 추정방법을 사용한 동태적 패널모형을 이용하여 여성의 경제활동참가, 성장과 불평등과의 관계에 관한 실증분석모형을 추정하였다.

## II. 이론적 고찰

Kuznets(1955)는 경제발전 초기단계에서는 불평등도가 심화되나 어느 정도 발전단계를 지나면, 노동의 초과공급이 해소되면서부터 불평등도는 개선된다는 가설(쿠즈네츠 역U자 가설)을 주장하였다. 쿠즈네츠 가설은 경제발전의 초기단계에서 성장과 분배가 필연적으로 상충적인 관계가 있다는 것으로 해석됨으로써 이후 성장위주의 경제발전을 추구하는 데 이론적인 기초가 되었다 할 수 있다(이준구, 2003). 쿠즈네츠가 역U자 가설을 발표한 이후, 여러 학자들에 의해 동 가설에 대한 증명도 시도되었는데, 쿠즈네츠 가설에 대한 실증분석 결과는 많은 논쟁을 불러왔다.<sup>1)</sup> 그런데 1990년대 중반 이후에는 과거에 비해 보다 넓은 범위의 불평등에 대한 자료들이 구축되고 패널자료

1) 윤기중(1986), 이정우(1995), 이준구(2003), 안종범(2003)의 자료 참조.

분석기법들이 발전됨에 따라 더 정교한 방법에 의해 쿠츠네츠의 가설을 검증할 수 있게 되었다. 이중 대표적인 연구인 Deininger & Squire(1998)는 세계은행 자료를 이용하여 108개국에 대한 자료중 682개(지니계수와 5분위분배율)의 ‘높은 질(high-quality)’의 자료를 이용하여 역 U자 가설에 대한 분석을 시도하였다. Deininger & Squire(1998)의 국가간 분석에 따르면 불평등이나 소득분배 수준사이에서 역U자 가설을 입증하는 결과가 도출되지 않았으며, 국가별 분석에 있어서도 분석 국가 중 90%가 역U자 가설의 존재를 입증하지 못하였다.

경제발전에 관여하는 학자들이 쿠츠네츠의 가설과 관련해 관심을 가지는 것은 경제가 성장함에 따라 나타나는 분배의 개선이 아니라, 성장초기에 심화되는 불평등이 향후 장기적인 성장에 어떠한 영향을 미치는가이다(이준구, 2003). Benabou(1996)는 초기불평등과 성장에 관한 실증연구들을 정리·분석하였는데, 기존 연구들을 통해 살펴볼 경우, 초기불평등은 성장에 음의 효과를 보인다는 결론을 도출하였다. 초기 불평등과 성장간의 관계를 실증분석한 13개의 연구 중 12개의 연구에서 초기불평등과 성장간 부의 상관관계를 가지는 것으로 나타났으며, 그 중 10개의 연구는 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다.

초기불평등과 경제성장간의 음의 상관관계를 설명하고 있는 이론들로는 첫째 정치적 경제구조, 둘째 자본시장 불완전성, 셋째 사회정치적 불안정(혹은 대립), 넷째 인구학적 요인으로 나누어 살펴볼 수 있다.

정치경제학적 경로이론 혹은 내생적 재정정책이론을 설명하는 가장 중요한 이론으로는 “중위투표자이론(Median Voter Theorem)”을 들 수 있다. 불평등은 세율을 통해 경제성장에 영향을 미치게 되는데, 정치적 메커니즘에서는 소득분배가 투표과정에서 중위투표자의 분배세율 선택에 영향을 주게 된다. 즉, 소득분배가 불평등할수록 중위투표자는 평균소득 투표자보다 소득수준이 더 낮아지게 되며 이는 균형세율을 증가시키게 된다. 이에 따라 정부는 중위투표자의 표를 의식하여 정부지출을 증가시키게 되고 따라서 세율도 높아지게 된다는 것이다. 정부지출은 자본소득세를 부과하여 조달되는데, 정부지출을 증가시키기 위해 세율을 올리면 자본의 세후 한계생산성이 감소하게 되며 이러한 자본의 한계생산성의 감소는 자본축적률의 감소를 통해 성장을 둔화시키는 결과를 가져오게 된다. 결론적으로 소득분배가 불평등할수록 더 높은 재분배적인 세금(redistributive taxation)을 요구하게 되고 이것은 성장을 지연시키게 된다는 것이다. 정치경제학적 경로에 관한 연구로는 Persson & Tabellini(1994), Alesina & Rodrik(1994), Perotti(1996) 등의 연구가 있다.

둘째, 일반적으로 가난한 사람들은 부자인 사람들에 비해 사회적 기회가 적게 주어지게 된다. 이러한 이유는 부자들에 비해 가난한 사람들은 교육 혹은 사업을 위한 투자, 자원마련, 사회적 위험에 대비한 보험에의 접근 등이 용이하지 않기 때문이다. 저소득층의 낮은 사회참여의 기회는 정태적으로는 자신들의 충분한 생산성을 발휘할 수 있는 능력이나 기회를 낮추게 되며, 동태적으로는

사회적인 성장을 낮추는 요인이 된다는 것이다. 위와 같은 모형들이 가진 기본적인 특징은 자본시장이 적어도 불완전(Imperfect)하거나 혹은 결핍되어 있다. Galor & Zeira(1993)는 자본시장의 불완전성으로 인해 교육투자에 차입계약이 존재하고 교육투자에 고정비용이 드는 경우 불평등한 소득분배는 저소득층의 교육투자를 어렵게 한다고 보았다. 즉, 소득분배가 불평등할수록 총 교육투자 수준은 더 낮아지게 되고 낮은 교육투자는 성장을 지연시키게 되며, 따라서 불평등한 소득분배는 성장을 지연시키게 된다는 것이다.

셋째, 사회정치적 불안정과 관련해 Alesina & Perotti(1996)는 불평등이 성장을 지연시키는 원인으로 두 가지를 지적하였다. 첫째로 불평등한 소득분배는 사회적, 정치적 불안을 증가시키고, 둘째, 불안정한 정치적·사회적 환경은 경제성장에 필요한 투자를 감소시키기 때문에 이러한 불평등이 경제성장을 지연시키게 된다고 주장하였다. 이들은 불평등한 소득분배와 사회정치적 불안정지수(socio-political instability index)<sup>2)</sup>는 강한 양의 상관관계를 보이며 사회정치적 불안정지수와 투자율은 음의 관계에 있음을 실증적으로 제시하고 있다.

마지막으로 Galor & Zang(1997)은 기존 연구들과 달리 경제성장에 가구규모와 소득분배가 중요한 역할을 하고 있다고 하였다. Galor & Zang(1997)은 주어진 소득분배 하에서 가구규모가 클수록 그리고 주어진 가구규모 하에서 소득이 더 평등하게 분배될수록 성장률이 높아짐을 보였으며, 또한 신고전파 경제이론에서 제안된 경제성장과 인구증가율 간의 부의 관계는 비유의적이지만, 가구규모와 성장률간의 부의 관계가 유의적임을 보여주고 있다. Crox & Doepke(2003)는 소득분위에 따른 출산율의 차이는 가구에 따른 교육수준의 차이를 유발하고 이는 성장률을 낮추게 된다고 분석하고 있다. 즉, 소득이 낮은 부모들은 많은 자녀를 갖기를 원하며, 자녀교육에 대한 투자를 낮추게 되어, 국가적인 교육수준의 저하를 유발하게 된다. 이는 국가 인적자본의 저하로 이어지게 되어 결국 경제성장률을 낮추게 된다는 것이다. 따라서 분석에 있어 출산율이 불평등과 성장에 미치는 영향을 고려할 필요성이 있다는 것이다.

한편 1996년 이후 개발, 개선된 국가별·시기별 불평등 관련 통계들과 새로운 패널분석기법을 이용하여 Li & Zou(1998), Forbes(2000)는 기존 연구와는 달리 불평등의 증가는 오히려 지속적인 경제성장과 양의 관계를 가진다고 주장하였다. 특히 Forbes(2000)는 45개국(1960~1990: 5년간격)의 불평등 지표 및 기타변수(1인당 실질GNP, 남녀교육수준, 국제물가(PPPI))들간의 패널데이터를 이용하여 패널추정방식(고정효과모형, 임의효과모형)과 Arellano & Bond(1991)의 추정방식을 사용하여 경제성장과 불평등간에 양의 관계가 있음을 보였다.

Li & Zou(1998)와 Forbes(2000)의 연구에 의해 기존 성장과 불평등간에 음의 관계가 존재한다는

2) 사회정치적 불안정지수는 정치적 암살, 인구당 폭력에 의한 사망자수, 성공한 쿠데타 및 실패한 쿠데타, 민주주의 지수 등 사회정치적 불안정을 측정하는 다양한 척도로 구성된다.

것에 대해 의문이 제기된 이후, Galor(2000)와 Galor & Moav(2004)는 기존 성장과 불평등간의 관계를 모두 포괄하는 통합모형(Unified model)을 가지고 양자 간의 관계를 설명하고자 하였다. 즉, 경제발전의 단계에 따라 성장과 불평등간의 관계는 변하게 된다는 것이다. 경제발전의 초기에는 성장과 불평등간에 양의 관계가 존재하지만, 경제가 일정수준에 도달하면 성장과 불평등은 음의 관계를 가진다고 설명하고 있다. 이들에 의하면, 산업화 초기에는 물질 자본 즉 노동력이 성장의 원동력이 되며, 근로자들을 통해 경제성장을 유도하게 된다. 산업화 초기에 빈곤층이 벌어들이는 소득은 작으므로 가구생계를 위해 모두 소비하게 됨으로써, 저축, 자본축적 혹은 자식들을 위한 세대간 이전을 할 수 없는 단계로, 부자들에게 의한 투자에 의존하는 시기로 불평등이 성장을 유도하게 된다. 다음 단계는 산업화를 벗어나 인적자본 축적이 일어나는 시기로서, 일정한 조건 하에서는 자본시장에 대한 불완전성이 제거되고 인적자본에 대한 투자가 보편적으로 이루어지게 되는 단계에 도달하면 불평등보다는 평등성이 경제발전을 유도하는 시기이다. 그러나 여전히 초기불평등과 경제성장간의 관계에 대한 분석이 완전히 정착되었다고 할 수는 없으며, 아직 많은 학자들에 의해 연구가 계속되고 있다.

여성의 사회참여와 경제성장과 관련하여 Goldin(1994)은 경제발전과 기혼여성의 경제활동참가와 U자 관계를 가진다고 주장하였다. 경제발전 초기에 기혼여성의 경제활동참가율이 낮은 이유는 여성들의 교육수준이 낮은 상태에서는 주로 가구내 생산과 자영업위주의 저임금 노동시장에 참여하기 때문이다. 그러나 경제성장이 지속되면 여성의 교육수준의 증가와 화이트칼라 시장 진입이 가능하게 되면서 여성의 경제활동참가가 증가하게 된다고 하였다. Maxwell(1990)은 여성노동력 참가의 증가는 남성이가주 가구와 부부가구들과의 분배차이를 줄이는 것으로 나타났으며, 특히 시기적으로 1970년 이전에는 낮은 소득을 가지는 부부의 여성노동력 참가에 의한 분배 균등화현상이 있었으나, 1970년 이후에는 높은 소득을 가진 남편을 지닌 여성들의 경제활동에의 참여가 증가했으며, 이는 부부가 함께 소득에 종사하는 가구들의 불평등을 증가시키는 결과를 가져왔다고 분석하였다. 또한 Pampel & Tanaka(1986)는 여성경제활동참가에 영향을 주는 요소로는 가구규모, 여성의 교육, 남녀간 성비, 경제적 의존성 및 노동공급 증가를 지적하고 있으며, Psacharopoulos & Tzannatgos (1989)는 소득, 연령 및 출산율, 종교, 여성교육수준 등을 들고 있다. Szulga(2004)는 여성 경제활동참가와 경제성장이 U자 관계를 가지며, 종교, 농촌거주 여성의 비율 및 가족내 생산수준이 여성의 경제활동참가에 영향을 준다고 주장하고 있다.

### Ⅲ. 모형설정 및 분석자료

여성경제활동참가와 성장 및 불평등간의 관계를 분석하기 위한 모형으로서 본 연구는

Islam(1995), Deininger & Squire(1998), Forbes(2000), Lopez(2004), Barro & Sala-i-martin(2004) 등의 성장모형에서 많이 사용되었던 추정모형을 기본으로 분석하고자 한다. 성장과 불평등에 관한 선행 연구들 중 1990년대 초반의 연구들은 1960년대 초의 불평등지표(지니계수, 분위별 불평등도 등)와 장기적인 1인당 평균 GDP 성장률(보편적으로 1960년대부터 1990년 초반의 약 20~30년간)을 기준으로 자기회귀분석추정방법(이하 OLS) 혹은 도구변수법에 의한 국가별 횡단면 분석을 시도하였다. 그 결과는 초기불평등이 장기적인 경제성장과 음(-)의 효과를 갖는 것으로 보고되었다. 즉 경제성장의 초반에 불평등수준이 높거나, 분배수준이 악화되는 경우 장기적으로는 경제성장을 감소하게 되는 원인이 된다는 점이다. 기존분석 모형들 및 분석자료와 관련되어 지적하고 있는 내용들은 자료에 있어서는 측정오차와 동태적인 변화를 반영할 수 없다는 점과 분석모형에서는 제외된 변수(omitted variables)에 대한 문제들이었다(Forbes, 2000). 그러나 1990년대 중반이후 세계은행에서 각 국가별 불평등에 대한 자료를 구축함으로써 측정오차에 대한 문제를 어느 정도 완화시킬 수 있었으며, 또한 시계열로 불평등지수를 구축하는 것이 가능하게 됨에 따라 불평등지수들의 동태적 변화도 함께 분석하는 것이 가능하게 되었다.

제외된 변수와 관련해서는 패널추정방법을 통해 시간에 따라 변하지 않는 국가고유효과와 기간효과 등에 대한 통제가 가능하게 되었으며, 이를 통해 성장과 분배간의 관계를 비교적 정확하게 분석할 수 있게 되었다. 즉 패널추정방법을 통해 기존 연구들의 분석방법인 회귀분석에서 간과한 국가내 개별효과(country specific effects), 불평등지수에 대한 측정오차 및 동태적 변화 등에 대한 문제를 보정함으로써 좀 더 발전적인 분석이 가능하게 된 것이다(Forbes, 2000).

국가별 패널자료를 분석하기 위한 경제성장모형은 실질 GDP성장률을 종속변수로 일반적으로 두 그룹의 설명변수들을 사용하게 된다. 첫째는 성장 초기의 상태변수(state variables)로 물적 자본 및 교육수준, 건강과 관련된 인적자본 변수가 포함된다. 두 번째는 정부나 개인들에 의해 선택되는 제어변수(control variables)로서 GDP대비 정부지출, GDP대비 국내투자, 개방도, 교역조건, 출산율, 민주주의 정도 등의 설명변수가 포함된다. 여기서 인적자본변수와 달리 물적 자본의 수준은 정확히 측정되기가 어려워 실제적인 분석에서는 발전초기의 실질 GDP 수준을 대체변수로 사용한다. 위와 같은 가정 하에 성장모형을 패널의 형태로 구성하면 아래와 같다.

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta_1 y_{it-1} + \omega x_{it} + \nu_i + \tau_t + v_{it} \dots\dots\dots (1)$$

위 식에서  $y_{it}$ 는 로그치환된 i국가의 t년도 1인당 실질 GDP 수준을 의미하며, 는 각각  $x_{it}$ 국가의 t년도 독립변수들을 의미한다.  $\nu_i$ 는 각 국가의 보이지 않는 개별적 특성,  $\tau_t$ 는 시간효과,  $v_{it}$ 는 오차항( $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ )을 각각 의미한다. 본 연구에서는 성장방정식에서 상정하고 있는 초기

상태변수(state variables)로 초기 1인당 실질 GDP( $y_{i,t-1}$ )와 인적자본의 대리변수로서 중등학교 교육년수를 사용하며, 추가적인 통제변수(control variables)로는 투자율, 여성경제활동참가율, 불평등지수(=지니계수), 출산율(또는 인구증가율)을 부가한다.

식 (1)에서 좌변의  $y_{i,t-1}$ 을 우변으로 이동하면 식 (1)은 우변에 종속변수의 시차변수(lagged variable)가 포함된 모형으로 변하게 된다.

$$y_{it} = (\beta_1 + 1)y_{it-1} + \omega x_{it} + \nu_i + \tau_t + v_{it} \dots\dots\dots (2)$$

위 식을 다시 고쳐 쓰면,

$$y_{it} = \gamma y_{it-1} + X'_{it}B + \nu_i + \tau_t + v_{it}, \text{ (단 } \gamma = \beta_1 + 1) \dots\dots\dots (3)$$

위와 같이 식 (1)과 (3)은 종속변수의 레그(lagged)된 값이 포함된 방정식으로서 이를 패널추정방법인 고정효과분석(Fixed effect model, 이하 고정효과)이나 확률효과분석(Random effect model, 이하 확률효과)으로 분석할 경우 국가 고유효과(Country Specific effect)와 불평등지수 및 일부 독립변수와 오차항(Error term)간에 시계열 상관관계를 갖게 되는 문제점을 지니게 된다. 이러한 문제점을 개선하기 위한 분석방법으로 Arellano & Bond(1991)는 동태적 패널분석방법(Dynamic Panel Analysis)을 제안하였다<sup>3)</sup>. 동태적 패널모형은 회귀식의 오른쪽에 종속변수의 시차변수(lagged variable) 값이 독립변수로 포함된 모형으로 독립변수에 시차변수 값이 포함될 경우, 종속변수의 시차변수 값( $y_{i,t-1}$ )은 오차항과 상관관계를 가지게 되어 추정값은 편의(bias)를 가지게 된다. 이는 확률효과 모형 하에서는 모든 시기(t)에  $\nu_i$ (개별집단의 고유효과)가 존재하게 되며, 고정효과 모형 하에서는  $\Delta y_{i,t-1}$ 와 오차항의 평균( $v_i$ )과 상관관계를 지니게 된다. 따라서 고정효과 및 확률효과 모형 모두가 편의(Bias)를 가지게 된다. 또한  $y_{i,t-1}$ 과  $x_{it}$ 가 상관관계-이 경우는  $x_{it}$ 와  $\nu_i$ 가 상관관계를 가지기 때문에 발생함-를 가질 경우는 추정된 계수들은 편의를 가지게 된다. 이 경우 독립변수의 내생성을 통제하고 일치추정량을 얻기 위해서 도구변수를 이용하여 추정하는 방법으로는 일반화 적률법(General Method of Moment: GMM)이 있으며, Arellano & Bond(1991)는 수준 회귀식의 차분을 취하는 방법을 제시하였는데, 이를 GMM-차분(GMM

3) 본 내용은 Baltagi(1995), 조삼용 외(2004), 구재운 외(2004)를 참조하였다. 동태적 패널모형을 처음 제안한 연구자는 Anderson & Hsiao(1982)로 동연구자들은 도구변수를 갖는 1차 차분된 2SLS모형을 제안하였다. 그러나 Ahn & Schmidt(1995)는 위 도구변수 추정방법이 적률조건을 충분히 사용하지 않으므로 효율적인 추정방법이 아님을 지적하였다. 반면에 Arellano & Bond(1991)의 모형은 2SLS에 비해 더 효율적인 추정방법이라고 알려져 있어 본 연구에서는 Arellano & Bond(1991)의 모형을 적용하고자 한다.

-difference) 추정방법이라고 한다. 이때 사용하는 도구변수는 t-2기 이전의 수준 설명변수이다.<sup>4)</sup> 이를 수식으로 표현하면 아래와 같다.

$$y_{it} - y_{it-1} = \gamma(y_{it-1} - y_{it-2}) + (X'_{it} - X'_{it-1})B + (v_{it} - v_{it-1}) \dots\dots\dots (4)$$

성장에 관한 실증분석에는 기본적으로 포함되어야 하는 독립변수(설명변수)인 1인당 실질 GDP, 교육수준지표(25세 이상 인구의 중등학교 평균교육년수)와 투자율, 출산율(또는 인구증가율)을 통제할 때, 불평등과 여성경제활동참가율이 경제성장에 어떠한 영향을 주고 있는지를 파악한다. 즉 분석방법으로는 먼저 패널추정기법인 고정효과 모형을 사용하여 분석한다. 동시에 패널추정기법이 지니고 있는 문제점을 해결하기 위해 GMM-차분 추정방식을 사용하여 (4)에 기초한 모형을 추정하여 불평등과 여성의 경제활동이 경제성장에 미치는 영향을 비교해보고자 한다.

한편 본 연구는 불평등에 관한 추정방정식으로서 Lopez(2004)가 세계은행에서 불평등에 대해 분석한 추정모형을 활용하여 여성경제활동참가와 성장과 불평등에 대한 분석을 하고자 한다. Lopez(2004)는 경제성장과 독립변수들 간의 관계를 분석하기 위해 위 식 (1)에서 불평등지수를 제외한 독립변수와 경제성장간의 관계를 분석하고 있으며, 두 번째로 식 (1)을 기초로 좌변의 1인당 소득을 불평등지수(=지니계수)로 전환한 식 (5)를 통해 주요 거시경제변수나 정부정책 등이 불평등에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였다.<sup>5)</sup>

$$g_{it} - g_{it-1} = \alpha g_{it-1} + \beta x_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (5)$$

여기서  $g_{it}$ 는 i국가, t기의 로그치환된 지니계수,  $\mu_i(=\nu_i)$ ,  $\eta_t(=\tau_t)$ ,  $\varepsilon_{it}(=v_{it})$ 는 앞의 식 (1)에서 설명한 것과 동일하다. 식 (5)는 앞의 과정과 동일하게 전개시 식 (6)과 같이 독립변수에 종속변수의 시차변수( $g_{it-1}$ )가 포함된 회귀식으로 변경될 수 있다. 본 연구에서는 Lopez (2004)의 분석방정식 (5)를 변형한 (6)식을 기초로 여성 경제활동참가가 불평등에 미치는 영향을 파악하고자 한다.

4) 이러한 GMM-차분모형이 타당하기 위해서는 Sargan 검정통계량이 통계적으로 유의하지 않아야 하며, 오차항의 2계 계열상관검정이 기각되지 않아야 한다.

5) 식(5)는 Benabou(1996), Ravallion(2003), Lopez(2004) 등에 의해서도 불평등의 수렴 정도를 분석하기 위해 사용되었다. 즉 연구자들은 1990년대 이후 나타난 각종 분배정책들이 불평등이 높은 국가와 낮은 국가사이에서 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석하고자 하였다. 분석결과 국가별로 불평등에 대한 수렴현상이 있었으며, 1980년대 이후 수렴속도가 낮게 나타나는 것으로 분석되었다. 또한 불평등 수준이 높은 국가는 불평등이 낮아지는 것으로, 불평등이 낮은 국가들은 불평등이 높아지는 것으로 분석되었다. 이와 비슷한 연구로 Banerjee & Duflo (2000)는 동 식을 통해 불평등 변화율과 과거 불평등과의 관계를 분석하였다. 그 결과 불평등 변화는 과거 불평등과 강한 음의 관계를 지니고 있다고 주장하였다. Lopez의 경우에는 동태적 패널분석방법을 통해 불평등의 수렴현상이 존재함을 추정하였다.



$$g_{it} = (\alpha + 1)g_{it-1} + \beta x_{it} + \mu_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (6)$$

위와 같이 식 (5)를 식 (6)으로 바꾸어 분석하는 이유는 식 (5)는 변화율을 기초로 분석됨에 따라 일부 국가의 불평등지수에 대한 자료가 부족해지는 자료의 한계로 모형분석을 위한 자료를 유지하는 어려움이 있어 식 (6)을 기초로 분석하고자 한다.

본 연구의 불평등 지표인 지니계수는 2005년에 구축된 세계은행의 World Income Inequality Database(이하 WIID로 사용)의 자료를 기초로 계산하였다. 분석 대상기간은 1961~2000년의 40년을 5년 단위로 평균하여 8개 기간 데이터를 구성하였다. 본 연구가 사용한 데이터(WIID 자료)는 1996년 Deininger & Squire가 구축한 자료를 기초로 하여 2005년에 새롭게 확장하여 수정·보완된 자료로 기존 Deininger & Squire 자료가 지니고 있던 문제점들(소득 및 지출의 정의 및 범위, 불평등지수의 국가내 포괄범위, 측정단위 등)을 개선한 통계자료이다<sup>6)</sup>. 지니계수 계산시 소득은 가치분소득을 사용하였으며, 지니계수가 계산되는 국가는 총 44개 국가, 170개 관측치로 결정되었다<sup>7)</sup>. 기타자료들은 세계은행의 WDI(World development indicator)와 PENN world table을 이용

표 1. 분석 자료에 대한 기초통계량

변수	평균	표준편차	최소값	최대값
1인당 실질GDP 성장률	2.79	2.78	-6.91	13.94
1인당 실질GDP	9,914.0	6,308.7	833.9	29,193.9
지니계수	36.62	9.93	19.70	58.60
여성경제활동참가율	34.92	8.10	16.40	53.87
25세 이상 인구 중 중등학교 평균교육년수	1.94	1.22	0.09	5.09
출산율	2.99	1.50	1.05	7.02
투자율	20.97	7.62	3.64	49.95
인구증가율	1.37	1.01	-0.41	4.04
개방도	54.19	43.72	0.00	324.09

주: 1) 분석자료에 대한 기간은 1961~2000년까지임.  
 자료: 세계은행, World Development Indicator, 2005.  
 Barro & Lee, Center for International Development at Havard University, 국제교육통계(<http://www.cid.harvard.edu/ciddata/ciddata.html>).  
 미국 펜실베이니아대학 국제비교센터, 인터넷홈페이지(<http://pwt.econ.upenn.edu/>).

6) Deininger & Squire의 2차 자료 사용에 따른 문제점들이 제기 됨에 따라 기존 자료 중 자료에 대한 설명이 불충분하거나 명확하지 않은 것을 제외하는 형태로 자료를 새롭게 구성하였다(Atkinson & Brandolini, 2001). 그중의 하나로 소득 및 지출에 대한 정확한 정의가 1996년 자료에 비해 추가되었다. 즉 1996년 D&S 자료의 경우 단순 소득 혹은 지출이라는 형태로 불평등지수에 대한 원천을 밝히고 있는 반면에 2005년 자료에서는 소득과 지출을 좀 더 세분하여 경상소득, 가치분소득 혹은 가계지출, 소비지출 등으로 세분화해서 자료를 구분하고 있다(WIID User Guide 2005 참조).

7) 44개 국가에 대해 살펴보면 아시아국가로는 방글라데시, 중국, 홍콩, 이스라엘, 일본, 한국, 말레이시아, 싱가포르, 스리랑카, 태국이며, 유럽은 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 헝가리, 아일랜드, 이태리, 네덜란드, 노르웨이, 폴란드, 포르투갈, 스페인, 스웨덴, 터키, 영국, 오스트리아이다. 아프리카는 보츠와나이며, 북미는 미국, 캐나다, 멕시코, 남미는 아르헨티나, 칠레, 코스타리카, 에콰도르, 엘살바도르, 파나마, 페루, 우루과이, 베네수엘라, 트리니다드 토바고이며 마지막 오세아니아는 호주와 뉴질랜드를 포함하고 있다.

하였다. 본 분석에서 구성한 패널자료의 형태는 자료형성이 가장 어려운 불평등지수인 지니계수를 중심으로 자료를 구성하고 분석을 시도함에 따라 불균형패널자료(Unbalanced Panel Data)의 형태를 취하고 있다. 분석은 STATA9.0 프로그램을 이용하였다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 여성 경제활동참여가 성장에 미치는 영향

여성 경제활동참여가 성장에 미치는 영향을 분석하기 위해서 1인당 실질GDP 성장률을 로그치환된 중등학교 교육년수, 투자율, 여성경제활동참가율, 지니계수로 설명하는 모형을 패널추정과 GMM-차분 추정기법을 사용하여 각각 분석하였다(표 2 참조). 패널추정방법 중 고정효과 및 확률효과모형의 상대적 적합성에 관한 Hausman 검정 결과, 고정효과모형이 더 적합한 것으로 나타나 본 연구에서는 고정효과모형의 결과만 보고하기로 한다. 앞서도 설명하였듯이 경제성장애 관한 실증분석은 기존의 패널추정방법으로서는 소득의 내생성과 시계열상관의 문제를 해결할 수 없다. 따라서 본 연구에서 패널추정 결과는 단지 기존 연구와의 비교를 위한 참조용으로 보고할 것이며, GMM 추정기법으로 나온 결과가 본 연구의 주요 공헌으로서 결론을 도출하는데 사용될 것이다.

고정효과 모형의 분석결과를 살펴보면, 1인당 실질 GDP는 경제성장과 음의 방향을 가지는 것으로 나타났다. 경제성장이론에서 널리 알려진 조건부수렴(conditional convergence) 현상을 지지하는 결과이다. 중등학교 평균교육년수의 경우에는 경제성장률과 양의 관계를 가지는 것으로 나타났지만, 통계적인 유의성은 없는 것으로 나타난 반면, 투자율의 경우에는 1인당 실질 GDP와 양의 관계를 가지며 통계적인 유의성도 있는 것으로 나타났다. 본 논문의 주요 분석대상인 여성경제활동참가율의 경우 성장에 미치는 직접적인 영향이 없는 것으로 나타나고 있다. 비록 성장과 양의 관계를 가지지만 통계적인 유의성을 없는 것으로 나타났다. 불평등을 나타내는 지니계수 역시 고정효과 패널추정모형에서는 성장을 설명하는데 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다.

GMM-차분 추정모형(이후 GMM 추정모형)의 결과를 살펴보면, 도구변수로 1차 차분된 값을 사용하여 모형 추정시 Sargan's 검정값은 16.29(p-값은 0.698)로 귀무가설을 받아들임으로 도구변수 사용이 유의한 것으로 분석되었다. 각 변수별 결과를 살펴보면 1인당 실질GDP의 경우는 성장과 음의 관계를 가지며, 통계적으로 유의한 것으로 분석되어, 역시 조건부 수렴현상이 존재하는 것을 확인할 수 있다. 1인당 실질GDP의 계수값의 크기는 수렴현상을 패널추정모형을 이용해 추정한 Islam(1995)의 추정결과와 비슷한 수준이었다.

여성경제활동참가율이 경제성장에 미치는 효과는 GMM 추정모형으로도 통계적인 유의성을 찾아볼 수가 없었다. 패널추정의 결과와 크게 차이를 보이는 변수는 중등학교 평균교육연수이다. 이는 고정효과 패널모형에서는 의미가 없는 것으로 나타났지만, GMM 추정모형에서는 통계적인 유의성도 있고 성장과 음의 관계를 가지는 것으로 나타났다. Lundberg & Squire(2003)의 분석에서도 성장과 교육변수가 통계적으로 유의적인 음의 관계를 가지는 것으로 나타났는데, 연구자들은 이에 대해 교육의 성장에 대한 내생성(endogeneity)을 이유로 들고 있다. 그러나 위의 결과는 기존연구(Barro, 2001; Barro & Sala-i-martin, 2004)들과 배치되는 것으로 본 연구에서도 그 방향성을 해석함에 있어 신중하고자 한다. 본 연구의 경우 분석대상국가가 44개국으로 기존 경제성장모형 추정 연구에 비해 비교대상국가가 적음으로 인해 60~70년대 저소득국가이면서 교육수준이 낮은 국가 중 성장속도가 빠른 국가(한국, 중국, 홍콩, 싱가포르)들이 일정 부분 계수값에 영향을 미친 것으로 보인다<sup>8)</sup>. 두 번째는 단순히 중등교육 평균 교육연수만을 가지고 인적자본을 대리하는데서 나온 문제일 수도 있다. 즉 인적자본을 구성함에 있어 교육연수뿐 아니라, 학생 및 교사의 수준, 교육환경, 교육인프라

표 2. 실증분석결과: 종속변수(1인당 실질GDP 성장률)

변 수	고정효과	GMM	고정효과	GMM	고정효과	GMM
로그 1인당GDP	-0.0462 (-4.31)*	-0.0692 (-7.35)*	-0.0406 (-4.11)*	-0.0676 (-8.01)*	-0.0464 (-4.30)*	-0.0692 (-6.93)*
로그중등학교 교육연수	0.0069 (0.74)	-0.0229 (-5.20)*	0.0096 (1.06)	-0.0236 (-5.77)*	0.0053 (0.49)	-0.0243 (-6.14)*
투자율	0.0017 (3.56)*	0.0028 (8.12)*	0.0017 (3.56)*	0.0027 (8.53)*	0.0017 (3.35)*	0.0028 (9.14)*
여성경제 활동참가율	0.0008 (1.32)	0.0004 (0.51)		0.0008	0.0005 (1.25)	(0.74)
지니계수	0.00001 (0.12)	-0.0015 (-5.39)*	0.0001 (0.26)	-0.0015 (-5.21)**	0.0001 (0.15)	-0.0014 (-5.11)*
출산율					-0.0012 (-0.26)	-0.0010 (-0.25)
R <sup>2</sup>	0.255		0.244		0.255	
Sargan's 검정		16.29 (0.698)		18.23 (0.571)		15.67 (0.737)
관측치수	166	104	166	104	166	104
대상국가	44	44	44	44	44	44

주: 1) ( )은 t-value를 의미함. 단 GMM 추정모형은 z-value를 의미함.

2) \*\*는 1%, \*는 5% 유의수준임.

8) Barro & Lee(1994), Barro(2001)는 교육변수를 남녀로 구분하여 성장에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 남성의 교육은 성장과 양의 관계를 가지며, 통계적인 유의성도 지닌 반면에 여성의 교육은 성장과 음의 관계를 가지며, 통계적으로 비유의하다고 분석하였다. 이에 대해 Lorgelly & Owen(1999)은 여성교육수준이 성장과 음의 관계를 가지게 되는 것은 특정 국가 혹은 지역이 포함됨에 따른 영향이라고 주장하였다. Barro모형에 포함된 한국, 싱가포르, 홍콩, 대만의 경우 성장은 매우 빠르게 변화하고 있지만 대체적으로 여성의 교육수준이 낮은 국가들이라 할 수 있다. 따라서 이들 국가의 포함여부에 따라 교육과 성장간의 관계가 변할 수 있다.

등 다양한 요소들을 고려해야 함에도 자료의 한계로 이들 변수들이 제외됨으로써 인적자본이 성장에 미치는 영향을 과소추정하고 이론과 방향성을 다르게 나타나게 한 요인으로 판단된다(Islam, 1995).

불평등지수인 지니계수의 경우에는 기존의 연구들과 같이 성장과 음의 관계를 가지는 것으로 나타났으며, 통계적으로도 유의미한 것으로 분석되었다. 본 연구가 2005년에 작성된 새로운 불평등지표와 GMM 추정기법을 사용하였음에도 기존 연구의 분석결과와 대부분 비슷한 결과를 얻었다. 한편 이 결과는 성장과 불평등간에 양의 관계를 가진다는 Li & Zou(1998) 및 Forbes(2000)의 결과와는 정반대이다. 그러나 이는 Li & Zou(1998) 및 Forbes(2000)가 사용한 고정효과 및 확률효과 패널모형이 독립변수에 시차변수가 포함됨으로 생기는 추정 편의를 극복하지 못하기 때문에 나온 결과일 가능성이 크다고 본 연구는 판단하고 있다. 출산율은 Barro(2001)에서처럼 경제성장과의 관계를 가지는 것으로 나타났지만 통계적으로 비유의적인 것으로 분석되었다.

앞에서는 전체 국가를 대상으로 하여 분석을 시도해 보았다. 그런데 여성경제활동참가율은 1인당 GDP나 국가의 발전정도에 따라 차이를 보일 수 있다는 점이다. 즉, 선진국처럼 남녀 간의 차별이 거의 없는 국가들은 여성들이 자유롭게 사회활동에 참여할 수 있는 반면에 이슬람국가나 아프리카 국가들은 여성들의 많은 사회활동참여를 기대할 수 없을 것이다. 따라서 이들 국가들의 특성에 따라 여성경제활동참가율이 성장에 미칠 수 있는 영향은 다르게 나타날 수 있어 대상국가들은 선진국가라 할 수 있는 OECD국가와 비 OECD국가로 구분하여 여성경제활동참가율이 성장에 미칠 수 있는 영향을 분석해 보았다. OECD국가의 선정은 1970년 초까지 OECD에 가입한 국가만을 대상으로 하였다.<sup>9)</sup>

전체적으로 OECD와 비OECD 국가들의 경우를 살펴보면 앞에서의 분석과 큰 차이를 보이고 있지 않았다. 단 OECD국가의 경우 고정효과모형에서 성장과 양의 관계를 가지고 통계적인 유의성을 확보할 수 있었지만 이미 동 모형은 오차항과의 시계열 상관성으로 인해 통계적인 편의를 지닌 모형이라 할 수 있다. 따라서 OECD와 비OECD 국가로 구분한 분석에서도 여성의 경제활동참가율이 성장에 미치는 영향력을 찾아 볼 수 없었다. 단지 비 OECD국가와 비교할 경우 계수의 부호가 반대로 나타나는 것은 확인할 수 있다. 즉, OECD국가는 여성경제활동참가율이 성장과 양의 관계를 가지는 반면에 비 OECD국가들은 성장과 음의 관계를 가짐으로써 국가간 발전의 차이에 따라 성장에 미치는 영향이 다름을 확인할 수 있으나 통계적인 유의성은 찾아볼 수 없었다.

9) 이슬람국가와 비이슬람국가 혹은 유럽, 아시아, 아프리카 등으로 구분하여 더미분석을 할 수 있으나, 분석대상국가중 실제 이슬람권국가(Malaysia, Turkey 등)와 아프리카 국가(Botswana) 등 대상국가가 매우 적어 의미 있는 결과를 얻기가 어려웠다.

표 3. 종속변수(1인당 실질GDP 성장률): OECD국가 vs. 비 OECD국가

변 수	OECD국가		비 OECD국가	
	고정효과	GMM	고정효과	GMM
로그 1인당 GDP	-5.7305 (-4.43)**	-15.693 (-14.27)**	-3.3134 (-1.79)	-3.8512 (-2.97)*
로그중등학교 교육년수	2.2720 (1.94)	1.2152 (1.96)	0.6813 (0.43)	-1.9951 (-1.98)
투자율	0.1729 (2.76)**	0.2655 (17.11)**	0.2190 (2.84)*	0.3483 (7.82)**
여성경제 활동참가율	0.1158 (2.06)*	0.0488 (1.41)	-0.2311 (-1.18)	-0.1683 (-0.62)
지니계수	0.0441 (0.84)	-0.0400 (-1.50)	-0.0109 (-0.11)	-0.0769 (-1.08)
R <sup>2</sup>	0.330		0.294	
Sargan's 검정		11.94(0.918)		13.24(0.867)
관측치수	91	62	75	42
대상국가	20	20	24	24

주: 1) ( )은 t-value를 의미함. 단 GMM 추정모형은 z-value를 의미함.

- 2) \*\*는 1%, \*는 5% 유의수준임.
- 3) two step 분석을 의미함.
- 4) 분석프로그램은 stata를 이용함.

## 2. 여성 경제활동참가 불평등에 미치는 영향

여성경제활동참가율이 불평등에 미치는 영향은 불평등 수렴 현상에 대한 분석방법을 이용하고자 한다(표 4). 불평등 수렴(inequality convergence)은 Benabou(1996), Ravallion (2003), Lopez(2004) 등에 의해 분석된 바가 있다. 본 연구에서는 지니계수를 종속변수로 로그 1인당 실질 GDP와 더불어 여성경제활동참가율, 로그 중등학교교육년수, 개방도 및 출산율을 설명변수로 하는 고정효과 패널추정모형과 GMM 추정모형을 사용하였다.<sup>10)</sup>

모형내에서는 불평등 수렴을 측정하기 위한 종속변수의 시차변수인 지니계수의 값이 양으로 나타나며, 유의성도 지니고 있는 것으로 분석되었다. 불평등도가 수렴하기 위해서는 식 (5)의  $\alpha$  값이 음의 값을 가져야 한다. 본 분석에서는 식 (5)를 변형한 식 (6)을 통해 분석함으로  $\alpha$  값이 아닌  $(\alpha + 1)$ 의 값을 가지므로 실증분석 결과에서 추정된 값이 음의 값을 가지면 불평등수렴현상이 있음을 증명하게 된다. 고정효과모형의 지니계수의 시차변수값은 0.4637이며 1을 빼게 되면 -0.5363으로 음의 값을 가짐으로 불평등수렴 현상이 나타남을 알 수 있다. 즉 불평등이 높은 국가는 불평등이 낮아지고,

10) GMM 추정방법은 Sargan's 검정을 통해 별 경우 귀무가설을 기각하는 값 16.08(p-값이 0.712)을 가짐으로써 도구변수의 선택이 올바르다는 점을 확인할 수가 있다.

불평등이 낮은 국가는 불평등이 높아진다는 불평등 수렴현상이 있는 것으로 나타났다.

여성경제활동참가율의 경우, GMM 추정모형에서는 불평등과 음의 관계를 가지고, 통계적 유의성도 높은 것으로 분석되어, 여성의 경제활동참가율이 늘어날수록 불평등에 대한 개선효과가 있음을 볼 수 있다.

표 4. 실증분석결과: 종속변수(지니계수)

변수	고정효과	GMM	고정효과	GMM
지니계수-1	0.4637 (4.84)**	0.4928 (15.52)**	0.4565 (4.64)**	0.4791 (17.12)**
로그1인당 GDP	-1.7745 (-0.64)	-0.7902 (-0.48)	-1.0749 (-0.39)	-3.2642 (-2.51)**
로그중등학교 교육년수	4.1496 (1.58)	-3.3100 (-13.96)**	2.3339 (1.08)	-5.1147 (-9.38)**
여성경제 활동참가율	-0.0857 (-0.65)	-0.3148 (-4.27)**	-0.1298 (-0.99)	-0.3710 (-4.88)**
개방도	0.0581 (2.77)**	-0.0016 (-0.10)	0.0608 (2.83)**	0.0067 (0.47)
출산율	1.2479 (1.37)	1.9809 (5.84)**		
인구증가율			0.6907 (0.69)	0.6929 (1.19)
R <sup>2</sup>	0.414		0.402	
Sargan's 검정		16.08(0.712)		15.04(0.774)
관측치수	118	68	118	68
대상국가	44	29	44	29

주: 1) ( ) 은 t-value를 의미함, 단 GMM 추정모형은 z-value를 의미함.

2) \*\*는 1%, \*는 5% 유의수준임.

두 추정모형에서 모두 중등학교 교육년수의 증가도 불평등을 감소시키는 것으로 나타나고 있다. 고정효과 모형에 비해 GMM 추정모형에서 더 높은 통계적인 유의성을 지니는 것으로 나타나고 있다. 교육이 불평등에 미칠 수 있는 영향을 살펴보면, 교육수준이 높을 경우, 즉 인적자본의 축적을 통해 새로운 기술을 습득하거나, 더 나은 근로조건하에서 일을 할 수 있게 됨으로써 가구 혹은 국가의 불평등 수준을 낮추는데 큰 기여를 하는 것으로 보인다. 한편 개방도는 고정효과모형에서는 통계적으로 유의하였지만 GMM 추정모형에서는 의미가 없는 것으로 나타났다.<sup>11)</sup> 출산율의 증가는 GMM 추정모형에서 불평등을 증가시키는 것으로 나타났다. 출산율을 인구증가율로 바꾸어 분석시, GMM 추정모형에서는 불평등에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 25세

11) Lundberg & Squire(2003), Lopez(2004)의 연구에서는 불평등과 개방도간에는 양의 관계를 가지는 것으로 분석되고 있다. 개방화가 증가되면 새로운 기술, 인력 등이 국내로 유입됨에 따라 기술습득이 늦거나, 외국 노동자와의 경쟁에 제대로 대처하고 적응하지 못하는 노동자들은 현재의 지위보다 더 낮은 저임금이나 비정규직 근로로 지위가 하락함에 따라 불평등을 증가시킨다는 것이다.

이상 인구의 중등학교 교육년수의 경우 여성경제활동참가율과 같이 고정효과모형에서는 비유의성을 가지는 반면에 GMM 추정모형에서는 모두 통계적인 유의성을 지니고, 불평등을 감소시키는 것으로 나타났다.

다음은 불평등 추정방정식에 로그 1인당 실질 GDP의 제곱을 추가하여 분석하였다(표 5 참조). 동 변수 추가의 의미는 쿠츠네츠 역 U자 가설을 검증하기 위해서이다. 표 5에서 보듯이 본 연구가 사용한 자료에서는 쿠츠네츠 역 U자 가설이 성립하고 있음을 알 수 있다. 이는 GMM 추정모형에서 로그 1인당 실질 GDP는 양의 값을 가지고, GDP를 제곱한 값은 음의 값을 가지는 것을 통해 확인할 수 있다. 본 연구의 추정결과는 Barro(2000)의 경우와 동일한 것으로 그는 세계은행의 불평등 자료를 가지고 국가별 패널자료화 하여 3SLS를 사용하여 분석한 결과 쿠츠네츠 가설이 존재하는 것을 확인하였다.<sup>12)</sup>

여성경제활동참가율은 앞의 분석과 동일하게 GMM 추정모형에서만 통계적인 유의성을 지닌 것으로 나타났다. 출산율은 분석결과 불평등을 높이는 것으로 나타났으며, GMM 추정모형에서는 통계적인 유의성을 지니고 있었다. 출산율은 여성들에게 있어 자녀 양육이라는 부담을 지워 여성들이 경제활동에 참여하는 것을 억제함으로써 여성경제활동참가율을 낮추는 것으로 알려져 있다. 또한 경제성장과의 관계에서 설명하였듯이 출산율은 소득수준과 음의 상관관계를 가지는 것으로 알려져 있다. 즉 소득수준이 높아질수록 개별가구는 자녀수를 줄이고, 줄어든 자녀들에 대한 양육에 집중하게 된다는 것이다. 이를 통해 교육을 받은 자녀는 다음 기에 높은 소득수준을 유지할 수 있다는 점이다. 이와 같은 측면에서 1인당 실질 GDP값의 비선형성을 제어할 경우, 출산율이 포함된 GMM 추정모형에서 여성경제활동참가율의 계수값이 다른 모형에 비해 감소하고 있음을 살펴볼 수 있다. 이는 장기적인 관점에서 불평등에 대한 출산율의 영향력이 증대하면서 일정부분 여성의 경제활동참가율에도 영향을 미친 것으로 보인다<sup>13)</sup>. 기타 인구증가율, 중등학교 평균교육년수와 개방도도 표 4의 경우와 유사하였다. 즉 개방도는 GMM 추정모형에서 비유의성을 지님으로써 불평등에 미치는 직접적인 영향을 확인할 수가 없었다. 반면에 교육의 경우 고정효과모형보다 GMM 추정모형에서 통계적인 유의성을 지니고 불평등과 관계에서 음의 값을 가짐으로써 불평등을 낮추는 데 기여하는 것으로 나타났다.

12) 반면에 Deininger & Squire(1998)는 1996년 WDI의 자료를 이용하여 분석시 대부분 국가의 자료에서 쿠츠네츠 역 U자 가설이 성립하고 있지 않다고 주장하였다.

13) 여성경제활동참가, 출산율(혹은 자녀양육), 불평등의 경우 국가별 복지지원제도에 따라 상이하게 나타날 수 있다. 즉, 국가가 자녀양육에 많은 지원을 할 경우 여성의 사회참여는 증가할 수 있으며, 소득증가를 통해 불평등을 완화할 수도 있다는 점이다. 또한 다양한 복지지원제도를 운영하는 국가들의 경우 제도적으로 불평등도를 완화시킬 수도 있다. 구체적으로는 복지국가 유형별로 분석할 필요성도 제기될 수 있다. 그러나 본 연구의 경우 분석국가가 많지 않으므로 복지국가 유형별로 분석하는 것은 한계를 지니고 있다 할 수 있다. 복지국가 유형별 분석은 향후 자료가 추가적으로 확보될 경우 분석할 수 있을 것이다.

표 5. 실증분석결과: 종속변수(지니계수)

변수	고정효과	GMM	고정효과	GMM
지니계수-1	0.4338 (4.37)**	0.3887 (10.74)**	0.4471 (4.39)**	0.4210 (19.47)**
로그1인당 GDP	23.166 (1.04)	71.271 (6.40)**	6.7285 (0.33)	61.006 (5.02)**
로그1인당 GDP 제곱	-1.3897 (-1.13)	-4.1634 (-6.67)**	-0.4299 (-0.39)	-3.5742 (-5.41)**
로그 중등학교 교육년수	4.2224 (1.61)	-5.1235 (-15.56)**	2.0711 (0.91)	-6.9424 (-13.81)**
여성경제활동참가율	-0.0066 (-0.04)	-0.2193 (-4.92)**	-0.1113 (-0.80)	-0.3627 (-7.16)**
개방도	0.0684 (2.99)**	-0.0051 (-0.39)	0.0642 (2.75)**	0.0145 (1.36)
출산율	1.8198 (1.75)	4.0492 (7.17)**		
인구증가율			0.7343 (0.72)	0.8598 (1.65)
R <sup>2</sup>	0.425		0.404	
Sargan's 검정		13.50(0.855)		15.46(0.749)
관측치수	118	68	118	68
대상국가	44	29	44	29

주: 1) ( )은 t-value를 의미함, 단 GMM 추정모형은 z-value를 의미함.  
 2) \*\*는 1%, \*는 5% 유의수준임.

## V. 마무리

본 논문에서는 여성의 경제활동참가가 경제성장, 불평등과 어떠한 관련을 가지고 있는지를 살펴보았다. 분석방법으로는 기존 모형들이 지니고 있는 편의를 최소화하고 자료의 측정오차를 줄이기 위해 동태적 패널모형과 세계은행의 불평등자료를 이용하여 분석하였다. 분석결과 여성의 경제활동참가가 경제성장에 미치는 영향은 고정효과 패널모형 및 GMM 추정모형에서 모두 성장과 비유의적인 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 여성의 경제활동참여가 국가간 발전수준과 어떠한 산업에 주로 종사하는 지에 따라 나타나는 현상으로 보인다. 즉, 저개발 및 후진국가에 있는 여성들의 사회참여는 매우 낮아져 있으며, 여성의 경제활동참여도 주로 자가소비, 농업 종사 등에 한정되어 있기 때문이다. 반면에, 선진국은 제조업보다는 비제조업분야에 집중되어 있으므로 성장에 미칠 수 있는 영향은 한계가 있을 수 있다. 두 번째로 여성의 경제활동참가 불평등에 미치는 영향을 분석한 경우 고정효과모형 및 GMM 추정모형에서는 음의 관계를 가지는 것으로 나타났으며, GMM 추정모형에서는 통계적인 유의성을 지니고 있어 여성의 경제활동참가의 증가가 불평등을 낮추는 것으로 나타났다.



Szulga(2004)도 여성경제활동참가율이 성장에 직접 영향을 미치는 분석 결과를 얻지는 못하였다. 그러나 여성의 경제활동참가율은 경제성장에 긍정적인 영향을 미치지만 단독으로 미치는 것이 아니라 교육변수와의 연관을 통해 성장에 간접적으로 영향을 미치는 것으로 분석하고 있다. GMM 추정기법을 새로이 도입한 본 연구의 실증분석에서는 여성경제활동참가율이 불평등을 감소시켜 경제성장에 간접적으로 영향을 미치는 새로운 결과를 얻었다. 여성들의 경제활동참여가 비록 경제성장에 직접적으로 기여하지는 않지만, 여성의 사회참여는 작게는 개인의 소득증대에 이바지함으로써 일정부분 불평등을 감소시키는 것을 볼 수 있었다. 따라서 여성의 사회참여는 불평등해소와 가구내 소득증대를 통한 삶의 질 향상에 도움이 될 수 있는 것이다.

본 연구의 (통제할 수 없는) 한계는 분석대상기간이 시계열적으로 상대적으로 길지 않으며(약 40년), 신뢰할 수 있는 소득분배 자료가 존재하는 분석 대상 국가가 많지 않다는 점이다. 한편 지출이 아닌 소득 자료만을 가지고 불평등자료를 구성하다 보니 아프리카국가들에 대한 자료가 적어 저소득국가에 대한 특징적인 분석에 어려움이 있었다. 또한 불평등지수로 지니계수만을 이용함으로써 다른 불평등지수들과의 비교분석을 통한 불평등과 성장간의 관계를 충분히 파악할 수가 없었다.

장형수는 미국 브라운대학에서 경제학 박사학위를 받았으며, 현재 한양대학교 경제금융학부에서 교수로 재직 중이다. 세계은행(World Bank), 대외경제정책연구원(KIEP), 국가정보원에서 연구한 경력이 있다. 주요관심분야는 경제발전, 소득분배, 북한 등이며, 현재 불평등, 개발도상국 원조 등을 연구하고 있다(E-mail: hzang@hanyang.ac.kr).

김태완은 한양대학교에서 경제학 박사학위를 받았으며, 현재 한국보건사회연구원 부연구위원으로 재직 중이다. 주요관심분야는 경제발전, 소득분배, 빈곤 등이며, 현재 공공부조, 빈곤 및 불평등 등을 연구하고 있다(E-mail: taewan@kihasa.re.kr).

## 참 고 문 헌

- 구재운, 맹경희(2004). 금융제약과 기업의 R&D분석, *한국경제의 분석* 10권, 2호.
- 김옥암(2002). 경제발전과 여성노동의 활용. *국제지역연구*, 제6권, 제1호.
- 석재은 외(2003). 여성의 빈곤실태 분석과 탈빈곤정책과제 개발. 정책03-40, 한국보건사회연구원.
- 안중범(2003). 한국경제 발전모형의 정립을 위한 쿠즈네츠 가설의 재검토. *경제학연구*, 제51집, 제3호.
- 유경준(2006). 성장과 분배 및 빈곤의 관계연구. *한국개발연구*, 28권 2호, 한국개발연구원.
- 윤기중(1986). 성장과 불평등: 문헌조사. *산업과 경영*, 제23권, 제1호. 연세대 산업경제연구소.
- 이건범(2003). 불평등과 성장의 관계에 대한 비판적 검토와 대안 경로. *응용경제*, 제5권 1호.
- 이영훈(2001). 선형패널자료모형에 대한 문헌연구. *계량경제학보*, 15권 1호.
- 이정우(1995). 발전과 분배: 역U논쟁의 전말. *경제발전연구 창간호* no 1, 한국경제발전학회.
- 이준구(2003). 소득분배의 이론과 현실. 다산출판사.
- 전병유 · 장지연 · 박찬임 · 부가청 · 김현미(2004). 국민소득 2만불시대 여성경제활동 참가 변화 추이와 정책적 함의, 연구 04-14, 한국노동연구원.
- 전승훈 · 강성호 · 임병인(2004). 선형패널자료 분석방법에 관한 비교연구. *통계연구*, 제9권 제2호.
- 조삼용 · 신선우 · 이훈현(2004). 레버리지가 기업투자결정에 미치는 영향: System-GMM을 이용한 상장제조기업 패널분석. *재정연구*, 10권 2호.
- Ahn, S. C. & Schmidt, P.(1995). Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data. *Journal of Econometrics*, Vol. 68, pp 5-27.
- Alesina, A. & Perotti, R.(1996). Income Distribution, Political Instability, and Investment, *European Economic Review*, Vol. 40, no. 6.
- Alesina, A. & Rodrik, D.(1994). Distributive Politics and Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, no. 2.
- Anderson, T. W. & Hsiao, C.(1982). Formulation and estimation of dynamic models using Panel Data, *Journal of Econometrics*, Vol. 18.
- Arellano, Manuel & Bond, Stephen(1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *Review of Economic*

- Studies*, Vol. 58, no. 2.
- Atkinson, Anthony B., & Brandolini, A. (2001). Promise and Pitfalls in the Use of "Secondary" Data-sets: Income Inequality in Oecd Countries as a case study. *Journal of Economic Literature*, Vol 39 no 3.
- Baltagi, Badi H. (1995). *Econometric Analysis of panel Data*, WILEY.
- Banerjee, A. V., & Duflo, E. (2000). Inequality and Growth: What can the data say?. *NBER working paper No. 7793*.
- Barro, R. (2001). Human Capital: Growth, History, and Policy. *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol 91, no 2.
- \_\_\_\_\_ (2000). Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, Vol. 5.
- Barro, R. & Lee, J. H. (1994). *Sources of Economic Growth*. Carnegie-Rochester Conferences series on Public Policy, Vol. 40.
- Barro, R. & Sala-i-Martin, X. (2004). *Economic Growth*, 2nd edition, MIT.
- Benabou, R. (1996). Inequality and growth, *NBER working paper No. 5658*.
- Croix, David de la & Doepke (2003), Matthias, Inequality and Growth: Why differential fertility matters, *American Economic Reviews*, Vol 93, no 4.
- Deininger, K. & Squire, L. (1998). New Ways of looking at old issues: inequality and growth. *Journal of Development Economics*, Vol 57.
- \_\_\_\_\_ (1996). A New Data Set Measuring income inequality. *World Bank Economic Review*, Vol. 10, no. 3.
- Ferreira, Francisco H. G. (1999). *Inequality and Economic Performance: A Brief Overview to Theories of Growth and Distribution*.
- Forbes, Kristin J. (2000). A Reassessment of the Relationship Between Inequality and growth. *American Economic Review*, Vol 90, No 4.
- Galor, Oded (2000). Income distribution and the Process of development. *European Economic Review*, Vol. 44.
- Galor, Oded & Moav, Omer (2004). From Physical to Human Capital Accumulation: Inequality and the Process of Development. *Review of Economic Studies*, Vol 71.
- Galor, Oded & Zang, Hyungsoo (1997). Fertility, income distribution and economic growth:

- Theory and cross-country evidence. *Japan and the World Economy*, Vol. 9.
- Galor, Oded & Zeira, Joseph(1993). Income distribution and macroeconomics. *Review of Economic Studies*, Vol 60.
- Goldin, Claudia(1994). The U-Shaped Female Labor Force Function in Economic Development and Economic History. *NBER Working Paper No. 4707*.
- Islam, Nazrul(1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, no. 4.
- Kuznets, S.(1955). Economic growth and Income Inequality. *American Economic Review*, Vol 45.
- Li, H. & Zou, H. F.(1998). Income Inequality is not Harmful for Growth: Theory and Evidence. *Review of Development Economics*, Vol. 2, no. 3, pp318~334.
- Lopez, Humberto(2004). *Pro growth, Pro poor; Is there a trade off?*. World Bank Working paper.
- Lorgelly, P. K. & Owen, P. D.(1999). The effect of female and male schooling on economic growth in the Barro-Lee model. *Empirical Economics*, Vol 24.
- Lundberg M., & Squire, L.(2003). The Simultaneous Evolution of Growth and Inequality. *The Economic Journal*, Vol. 113.
- Maxwell, Nan L.(1990). Changing Female Labor Force Participation: Influences on Income Inequality and Distribution. *Social Forces*, Vol 68 no 4.
- Pampel, F. C. & Tanaka, K.(1986). Economic Development and Female Labor Force Participation: A Reconsideration. *Social Forces*, Vol 64 no 3.
- Perotti, R.(1996). Growth, Income Distribution and Democracy: What the data say. *Journal of Economic Growth*, Vol. 1.
- Persson, T., & Tabellini, G.(1994). Is inequality harmful for growth?. *American Economic Review*, Vol. 84, no 3.
- Psachaopoulos, G. & Tzannatos, Z.(1989). Female Labor Force Participation: An International Perspective. *The World Bank Research Observer*, Vol. 4, no. 2.
- Ravallion, Martin(2003). Inequality Convergence. *Economic Letters*, Vol. 80.
- Szulga, R.(2004). Female Education, Labor Force Participation Rate and Economic Growth: Explaining an Anomaly in Empirical Growth Research. Working Paper, UC Davis.

World Bank(2005). *World Development Indicator*.

#### 인터넷 자료

Barro & Lee, Center for International Development at Harvard University, 국제교육통계(<http://www.cid.harvard.edu/ciddata/ciddata.html>).

미국 펜실베니아대학 국제비교센터, 인터넷홈페이지(<http://pwt.econ.upenn.edu/>).

## Effects of Female Labor Force Participation on Growth and Inequality

Hyoungh-soo, Zang  
*Hanyang University*

Tae-wan, Kim  
*Korea Institute for  
Health and Social Affairs*

---

Taking as its basis Barro's growth model, this paper carries out cross-country analysis on the effect of female labor force participation on economic growth and inequality by using the GMM-difference estimation technique of Arellano and Bond, which is based on a dynamic panel analysis. We find that when inequality index is taken into account as an explanatory variable in the economic growth regression, the effect of female labor force participation on economic growth is statistically insignificant while inequality affects growth negatively. On the other hand, the effect of female labor force participation on inequality is negative with strong statistical significance. This implies that inequality decreases as female labor force participation increases. In this sense, female labor force participation can indirectly affect growth positively through its impact on the decrease in inequality, which affects negatively economic growth.

**KEY WORDS**

Female Labor Force Participation, Economic Growth, Inequality, GMM-estimation, Dynamic Panel Analysis