

금융경제연구
2010. 3

소득불평등과 경제성장의 관계: Cross-country 비교분석

손 종 칠 *

이 연구내용은 집필자 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는
무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는
집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

*한국은행 금융경제연구원 거시경제연구실 과장

한국은행 금융경제연구원

소득불평등과 경제성장의 관계: Cross-country 비교분석

손 종 칠*

이 연구내용은 집필자의 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

* 한국은행 금융경제연구원 거시경제연구실 과장
(전화 : 02-759-5500, E-mail : jkson@bok.or.kr)

본 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 홍승제 금융연구실장과 연구심의위원회 위원(정규일 국제경제연구실장, 김승원 국제경제연구실 차장, 이명수 통화연구실 과장)에게 감사드립니다. 아울러 한국은행 금융경제연구원 세미나 참석자 여러분과 자료 수집 및 분석 등에 많은 도움을 준 차전영 조사역, 오주현·이상현·정유타 연구원에게 감사드립니다.

< 차례 >

I. 머리말	1
II. 소득불평등과 경제성장의 관계	3
III. 기존연구	6
IV. 실증분석	9
1. 이용자료	9
2. 실증분석	12
가. 횡단면 회귀분석(Cross-Sectional Regression)	12
나. 패널분석(Panel Analysis)	16
다. 3SLS 분석(Three Stage Least Square Analysis)	22
V. 맺음말	26
<참고문헌>	28
<부록>	33

소득불평등과 경제성장의 관계: Cross-country 비교분석

지금까지 세계경제는 꾸준한 성장에도 불구하고 소득분배는 좀처럼 개선되는 조짐을 보이지 않고 있다. 그러나 소득불평등과 경제성장의 관계는 나라마다 또는 경제발전도 등에 따라 다르게 나타나는 게 일반적인 현상이다. 국가단위의 소득불평등과 경제성장 관계에 대한 기존연구들은 데이터 제약 등으로 주로 1960~90년 기간을 대상으로 이루어져 그 후 동유럽 등 체제전환국 및 신흥시장국의 등장으로 인한 영향 등이 적절히 반영되지 않았다. 또한 패널분석에 있어서도 변수간 내생성 문제가 제대로 제어되지 못한 단점이 있었다.

이러한 점을 고려하여 본고는 분석 대상기간을 2000년대 중반까지 확장하는 한편 우리나라를 포함한 108개 국가를 대상으로 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향을 분석하였다. 특히 분석방법에 있어서는 횡단면 회귀분석 및 3SLS(Three Stage Least Square) 기법에다 동태적 패널분석에 있어 변수간 내생성 문제를 완화할 수 있는 기법의 하나인 시스템 GMM(System Generalized Method of Moments) 등을 이용하였다.

실증분석 결과 첫째, 횡단면 분석의 경우 기존연구와 비슷하게 1990년 기준의 상대적으로 높은 소득불평등도는 장기(1990~2005년) 경제성장에 약하게나마 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만 우수한 인적자본 및 높은 투자수준 등을 확보하는 경우에는 경제성장이 장기적으로 제고되는 것으로 분석되었다.

둘째, 차분 및 시스템 GMM 등 동태적 패널기법을 이용한 분석결과 5년 정도의 중기적인 기간에 걸쳐 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향은 불확실한 것으로 분석되었다.

셋째, 3SLS 분석 결과 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향력은 경제발전 정도에 따라 상이하게 나타났다. 즉 선진국의 경우 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향력은 불확실한 반면 개발도상국의 경우에는 부정적 영향이 뚜렷이 나타났다.

핵심주제어: 불평등도, 경제성장, 동태적 패널분석, 3SLS

경제학문헌목록: O40, O15, E25

I. 머리말

전세계적으로 경제성장이 이루어지고 있음에도 불구하고 소득불평등은 크게 개선되지 않은데다 나라마다 또는 경제발전 등에 따라 두 변수간 관계 또한 일관성이 없었다. 소득불평등과 경제성장의 관계에 관한 연구는 Kuznets(1955)의 역U자형 가설¹⁾ 등 이론적 논의와 더불어 실증분석이 다양하게 이루어져 왔다. Kuznets(1955)는 경제발전 초기에 빠른 성장을 위해서는 일정기간 소득불평등이 심화되는 등 소득분배와 성장간의 상충관계(trade-off)가 있다고 주장한다. 또한 Barro(1991) 등 일군의 경제학자들은 2차 세계대전 이후 라틴아메리카 국가들과 달리 소득불평등이 상대적으로 심하지 않은 동아시아 국가들이 빠른 경제성장을 시현한 원인에 대해 다양한 이론적·실증적 연구를 통해 규명하고자 하였다. 그러나 소득불평등이 경제성장에 어느 정도 영향을 미칠 것인지 여부는 재분배정책 등을 결정함에 있어 상반된 함의를 가질 수 있다는 점에서 보다 객관적 평가가 필요하다.

소득불평등과 경제성장의 관계 분석은 크게 이론적인 논의와 실증분석이 병행되어 진행되어 왔다. 상당수의 이론적 논의들은 대체로 소득불평등 심화가 경제성장률을 하락시키는 요인으로 작용하리라 예측했으며 Barro(1991) 이후 국가간 횡단면분석(Cross-Sectional Regression)을 통한 실증분석에서도 이와 유사한 추정결과를 제시했다. 하지만 Forbes(2000)는 보다 정교한 동태적 패널분석을 통해 소득불평등과 경제성장의 관계가 중단기적으로는 오히려 양의 상관관계가 있음을 보여주었다. 이상의 기존 연구들의 결과는 주로 1960~90년 기간을 대상으로 이루어진 것이어서 이후 신흥시장국의 성장, 동유럽 등 체제전환국의 등장 등이 적절히 반영되지 않은 한계가 있다. 또한 실증분석에 있어서도 모형내의 종속변수와 설명변수간 내생성 문제를 완화하기 위해 Forbes(2000)가 사용하였던 Arellano and Bond(1991)의 동태적 패널

1) 흔히 Kuznets' inverted U shape curve로 명명되는데 경제발전 초기단계에서는 경제성장과 함께 소득불평등도가 상승하지만 성숙단계 이후에는 소득불평등도가 하락함에 따라 경제성장과 불평등도간에 역 U자형의 상관관계를 보일 것이라는 가설이다.

분석기법인 차분GMM은 도구변수 설정과 관련한 약점이 제기되어 왔다. 즉 각 변수의 시차 수준변수가 통상 도구변수로 이용되는 차분GMM에서는 소득불평등도를 나타내는 지니계수를 비롯해 통제변수인 교육, 소득 등은 지속성이 매우 강한 무작위보행시계열(random walk series)에 가까워 도구변수로서 적절하지 않은 문제점이 있다.

본고는 이러한 점을 고려하여 2000년대 중반까지 우리나라를 포함한 108개국을 대상으로 지니계수 등 국가별 분석대상 데이터를 이용하는 한편 동태적 패널분석상의 도구변수의 적절성 문제를 완화하기 위해 시스템 GMM(Arellano and Bover(1995)) 기법을 이용하였다. 이와 함께 기존 연구에서 수행하였던 국가간 횡단면 회귀분석 및 3SLS 기법 등을 이용하여 1990년대 이후 소득불평등과 경제성장간의 관계에 있어 어떠한 변화가 있었는지도 살펴보았다.

본고의 구성은 다음과 같다. II장에서는 1980~2005년까지 108개국을 대상으로 전세계 주요 지역별로 소득불평등과 경제성장의 관계를 살펴본 후 III장에서는 기존 논의를 정리하였다. IV장에서는 분석에 사용된 기초통계에 대해 설명한 후 횡단면 분석, 시스템GMM을 이용한 동태적 패널분석, 3SLS 분석 등 세 가지 방법론에 입각하여 소득불평등 정도가 경제성장에 미치는 영향을 각각 실증분석한 후 V장에서 이상의 결과를 정리한다.

II. 소득불평등과 경제성장의 관계

아래 <표 1>에서 볼 수 있듯이 세계경제는 경제성장과 더불어 소득불평등도가 대체로 심화되어 왔다. 1980년 기준 전세계 지니계수²⁾의 평균은 0.254였으나 이후 지속적으로 상승하며 2005년 기준 0.372에 달하는 모습을 보였다. 지역별로 보면 남아시아 및 체제전환국들의 지니계수가 상대적으로 빠르게 상승하였으며 선진국들도 지속적으로 소득불평등이 심화되는 것으로 나타났다. 한편 지니계수의 절대수준을 비교해 보면 대체로 여타 국가들에 비해 라틴아메리카 및 남아프리카 국가 등은 경제성장세는 낮은 반면 소득불평등 정도가 심한 것으로 나타났다.³⁾

<표 1> 지니계수 추이

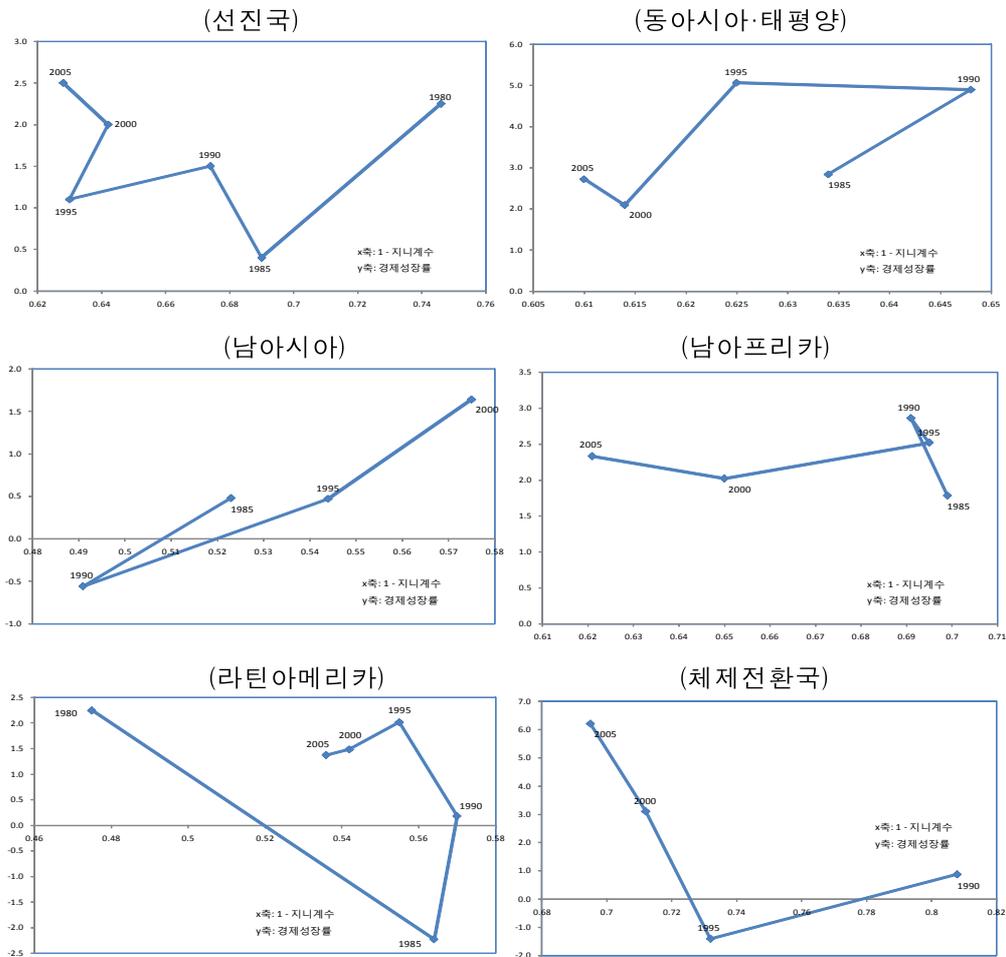
	1975~80	1981~85	1986~90	1991~95	1996~00	2001~05
전 세계	0.254 (2.3)	0.310 (0.4)	0.326 (1.5)	0.370 (1.1)	0.358 (2.0)	0.372 (2.5)
선진국	0.212 (2.5)	0.200 (1.3)	0.225 (2.8)	0.240 (1.2)	0.243 (3.1)	0.247 (1.7)
동아시아·태평양	..	0.366 (2.8)	0.352 (4.9)	0.375 (5.1)	0.386 (2.1)	0.390 (2.7)
라틴아메리카	0.525 (2.2)	0.436 (-2.2)	0.430 (0.2)	0.445 (2.0)	0.458 (1.5)	0.464 (1.4)
중동·북아프리카	0.237 (1.1)	0.434 (2.6)	0.368 (0.1)	0.370 (1.4)	0.359 (2.6)	0.359 (2.2)
남아시아	..	0.301 (1.8)	0.309 (2.9)	0.305 (2.5)	0.350 (2.0)	0.379 (2.3)
남아프리카	..	0.289	0.477 (0.5)	0.509 (-0.6)	0.456 (0.5)	0.425 (1.6)
체제전환국	0.193	0.268	0.288	0.305
	0.09	-1.4	3.1	6.2

주: 1) ()내는 각 년도 1인당 실질GDP 성장률의 기간중 단순평균
 2) 지니계수에 대한 각 국가별 자료 및 구체적인 해설은 <부록 1> 참고
 3) 전세계 지역구분은 Barro and Lee(2001)의 분류를 적용하였으며, 우리나라는 '동아시아·태평양'에 포함됨

- 2) 소득분배가 완전하게 평등하면 0, 불평등하면 1의 수치를 나타낸다.
 3) 지니계수 추정시 이용되는 기초자료인 소득 및 소비의 포괄범위가 국가별로 상이하여 국가간 또는 지역간에 동 지수를 직접 비교하는 데에는 다소간의 제약이 따를 수 있다.

지니계수로 측정된 소득불평등과 경제성장의 상관관계 변화추이를 보면 지역별로 다소 상이한 모습을 보이고 있다. 아래 <그림 1>에서 볼 수 있듯이 우선 선진국의 경우 1985년 이후 소득불평등도가 소폭 심화되는 가운데 경제성장률이 대체로 상승하면서 두 변수간에 양(+)¹⁾의 상관관계를 보이는 반면 동아시아·태평양, 남아시아, 남아프리카 및 1995년 이후 라틴아메리카의 경우 반대로 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다.

<그림 1> 전세계 지역별¹⁾ 지니계수와 경제성장률간의 상관관계



주: 1) 전세계 지역구분은 Barro and Lee(2001)의 분류를 적용하였으며, 우리나라는 “동아시아·태평양”에 포함됨
 2) 경제성장률은 각 년도 성장률의 기간중 단순평균이며 지니계수에 대한 각 국가별 자료 및 구체적인 해설은 <부록 1> 참고

지니계수(2000년 기준)를 통해 우리나라의 소득불평등 정도를 OECD 국가들과 비교해 보면 OECD 평균(0.253)보다는 약간 높은 0.288로 나타났으나 멕시코(0.425), 터키(0.400), 포르투갈(0.385), 미국(0.302), 뉴질랜드(0.296) 등에 비해서는 낮았다. 또한 최근 지니계수의 상승폭을 보면 우리나라의 경우 2000~05년중에 0.048%p나 상승하여 분석대상 여타 국가중 가장 가파른 상승세를 보여주었다.

<표 2> OECD¹⁾ 국가들의 지니계수²⁾

국가	1995	2000	2005	2005-2000 변동	2005-1995 변동 ³⁾
호주	0.242	..	0.246	..	0.004
오스트리아	0.211	0.191	-0.020
벨기에	0.200	0.213	0.013
캐나다	0.218	0.249	0.252	0.003	0.034
덴마크	0.152	0.159	0.162	0.003	0.010
핀란드	0.151	0.180	0.186	0.006	0.035
프랑스	0.222	0.212	-0.010
독일	0.207	0.209	0.002
그리스	0.283	0.267	-0.016
아일랜드	0.270	0.247	-0.023
이태리	0.272	0.267	0.272	0.005	0.000
일본	0.243	0.234	0.258	0.024	0.015
한국	0.310	0.288	0.336	0.048	0.026
멕시코	0.429	0.425	0.392	-0.033	-0.037
네델란드	0.191	0.165	-0.026
뉴질랜드	..	0.296
노르웨이	0.172	0.184	0.190	0.006	0.018
포르투갈	0.348	0.385	0.037
스페인	0.287	0.270	-0.017
스웨덴	0.155	0.186	0.171	-0.015	0.016
스위스	0.241	0.214	0.202	-0.012	-0.039
터키	0.415	0.400	0.436	0.036	0.021
영국	0.278	0.281	0.279	-0.002	0.001
미국	0.289	0.302	0.306	0.004	0.017
평균	0.252	0.253	0.263		

주: 1) 최근 OECD에 가입한 체제전환국(체코, 헝가리, 슬로박, 폴란드) 및 해당 자료가 없는 룩셈부르크, 아이슬란드 등은 제외됨
 2) 각 국가별 지니계수에 대한 출처 및 후생지표는 <부록 1> 참고
 3) 2005년 자료가 없는 국가의 경우 2000-1995간의 변동치를 적용

III. 기존연구

본장에서는 소득불평등도가 경제성장에 미치는 영향을 중심으로 두 변수 간의 상관관계에 관한 기존 연구를 살펴본다. 1990년대 중반까지의 이론적 연구의 대부분은 소득분배가 악화되면 경제성장에 부정적 영향을 미칠 수 있음을 보여주었다. 이러한 소득불평등과 경제성장간의 음의 상관관계에 대한 이론적 배경⁴⁾은 다음과 같다. 먼저, 자금시장의 불완전성(Credit-Market Imperfection) 이론을 들 수 있는데 Galor and Zeira(1993)와 Piketty(1997) 등은 자금을 위한 접근이 제약되어 있는 상황에서 인적 및 물적 자본에 대한 투자는 결국 개인의 자산과 소득수준에 의해 결정된다고 주장하였다. 이때 저소득 가계의 경우 높은 자본수익률을 산출할 수 있는 인적자본에 대한 투자에 제약을 받게 된다. 이런 상황에서 소수의 사람들만이 인적자본에 투자할 수 있게 되며 이는 결국 경제성장률을 낮추게 된다는 것이다. Aghion et al.(1999) 또한 자본의 한계생산성 체감의 법칙이 성립한다는 가정하에 소수에게 투자재원이 집중되면 한계생산성이 떨어지고 이는 결국 경제성장률 하락으로 이어질 수 있다고 예측한다.

다음은 정치경제학적인 관점에서 설명이 가능한데 Perotti(1993), Bertola(1993), Alesina and Rodrik(1994), Persson and Tabellini(1994), Benabou(1996) 등에 따르면 소득불평등도가 높은 나라일수록 정치적인 의사결정 과정을 통해 왜곡된 재분배 재정정책을 추진하게 되고 이는 결국 경제활동 참가자의 근로의욕을 저하시켜 경제성장이 둔화될 수 있다는 것이다. 즉 실제 재분배정책이 없더라도 동 재분배정책을 저지하려는 부자들의 로비와 이에 따른 정치부패 등으로 경제성장에 동원되어야 할 사회의 가용자원이 일정부분 잠식됨으로써 경제성장이 둔화될 수 있다고 본다.

한편 소득불평등과 경제성장간의 음의 상관관계는 사회·정치적 불안정(Socio-political Instability) 이론을 통해서도 설명될 수 있다. Gupta(1990),

4) Barro(2000), Benabou(1996), Aghion et al.(1999) 등은 이론적 논의에 대해 보다 심층적인 요약을 제공하고 있다.

Alesina and Perotti(1996), Benhabib and Rustichini(1996) 등은 부와 소득의 불균형이 심화되면 가난한 사람들이 범죄, 폭동, 혁명 등 매우 파괴적인 행위를 할 가능성이 높다고 지적한다. 나아가 경제시스템 전체의 불안정성과 불신이 심화되고 그 결과 투자와 자본축적 의욕이 저해되면서 장기적으로는 경제성장률이 둔화될 수 있다.

한편 소득불평등과 경제성장간에 양의 상관관계가 가능하다는 주장들도 있다. 가령 Galor and Tsiddon(1997a)는 경제성장 초기단계에서 개인의 인적자본 형성이 주로 가계내의 부모의 교육투자에 의존하는 경우에는 소득불평등이 심화될 수 있다고 분석한다. 또한 Galor and Tsiddon(1997b)는 기술혁신이 급격히 진행되는 과정에서 우수한 숙련근로자들이 경쟁력이 높은 기술우위 산업분야에 집중됨에 따라 높은 경제성장과 함께 소득불평등도가 상승할 수 있다고 주장한다.

소득불평등과 경제성장간의 관계는 국가별 자료를 이용한 실증분석⁵⁾에서도 이론적 논의만큼이나 매우 다양하다. Perotti(1996), Alesina and Rodrik(1994), 및 Persson and Tabellini(1994) 등은 국가간 횡단면분석(cross-sectional regression)을 통해 소득불평등도가 심화될수록 경제성장이 둔화되는 결과를 보여주고 있다.

Forbes(2000)는 Deininger and Squire(1996)의 국가간 비교가 가능한 지니계수 자료와 Arellano and Bond(1991)의 동태적인 패널분석 기법을 이용해 소득불평등도 심화가 오히려 중단기적으로는 경제성장률을 제고할 수 있다는 연구결과를 보여주었다. 이러한 결과는 소득불균형과 경제성장간의 상관관계가 장기 또는 중단기 관점에서 상이할 수 있음을 시사한다.

한편 Barro(2000)도 Deininger and Squire(1996)의 지니계수를 토대로 소

5) Dominicus et al.(2008)은 지니계수를 이용해서 소득불평등도와 경제성장간의 상관관계를 분석한 최근의 실증분석 논문 37개에 대한 체계적인 분석을 제공하고 있다. 동 논문에 따르면 소득불평등도(지니계수의 1단위 증가시, 즉 완벽한 평등에서 완벽한 불평등으로 변화할 경우)가 경제성장(연평균 경제성장률)에 미치는 영향에 대한 모수의 크기는 -0.5에서 +0.5까지 매우 넓게 분포하는 것으로 나타났다. 동 모수의 평균은 “-0.016”으로 약 65%의 실증논문에서 소득불평등도가 경제성장에 부정적인 영향을 주고 있는 것을 분석되었다.

소득불평등도가 경제성장에 미치는 영향을 분석하였다. 그는 변수들간의 내생성 문제를 완화할 수 있는 3SLS(Three Stage Least Square) 기법을 이용하였다. 본 논문은 앞서의 이론적 논의에서 거론되었던 다양한 변수에다 민주주의지수, 사회준법지수 등 각 국가의 사회정치적 특성을 반영할 수 있는 변수를 도입하여 소득불평등도가 경제성장에 미치는 영향을 분석하고 있다. 추정결과는 우선 전반적으로는 소득불평등도가 경제성장에 별다른 영향을 미치지 않는 반면 경제발전정도와 지니계수간의 상관관계를 반영할 수 있는 변수를 포함하였을 경우에는 각 나라의 경제발전 정도에 따라 소득불평등도가 경제성장에 미치는 영향이 상이하게 나타남을 확인하였다. 즉 1인당 GDP가 낮은 나라의 경우에는 소득불평등이 심화되면 경제성장이 제약되는 반면, 1인당 GDP가 높은 나라의 경우에는 소득불평등도가 높아지면 오히려 경제성장이 제고됨을 보여주었다.

국내논문을 살펴보면 임병인·전승훈(2005), 현진권·임병인(2004), 유향근(2004) 등에서 볼 수 있듯이 통계청의 가구소비실태조사 및 한국노동연구원의 한국노동패널 자료를 이용한 소득 불평등에 대한 평가 및 그 변동원인에 대한 연구가 진행되어 왔다. 또한 김용성(2005) 및 강성진(2009)에서 볼 수 있듯이 주로 소득불평등과 연관된 빈곤실태 문제에 대한 분석이 주로 이루어졌다고 할 수 있다. 그러나 거시적 지표로서의 경제성장과 소득불평등간의 상관 또는 인과관계에 대한 연구는 사실상 전무하다고 할 수 있다. 이는 축적된 지니계수의 시계열이 짧은데다 통계청에서 제공하고 있는 지니계수인 「도시가계조사」의 경우 유경준·김대일(2002)이 지적하였듯이 가구주가 임금근로자인 가구에 국한되는 문제가 있기 때문이다. 이에 따라 무직자 가구, 실업자 가구, 자영업자 가구 등이 소득분포에서 제외되어 저소득층에 대한 분석이 어렵고 결과적으로 소득불평등이 과소 추정될 수 있는 한계가 있다. 이에 비해 한국노동연구원의 「한국노동패널」은 표본이 무직자와 실업자 가구 등을 모두 포함하고 있다는 것이 장점이지만 그 시계열자료가 1998년 이후에만 존재한다는 단점이 있다.

IV. 실증분석

1. 이용자료

소득불평등도를 측정하는 데 가장 일반적으로 이용되는 지표인 지니계수⁶⁾는 통상 소득과 소비라는 두 가지 후생지표에 기초해서 계산될 수 있다. 소득을 기준으로 후생수준을 측정할 경우에는 임금소득 외에도 다양한 세부임금소득을 모두 포괄하여야 한다. 가령 대다수 OECD 국가들을 포괄하는 LIS(Louxiembroug Income Studies) 지니계수의 경우 소득을 기준으로 작성되는데 동 지수 작성시 적용되는 소득은 임금소득 외에 자영업소득, 재산소득, 연금소득 및 이전소득 등 다양한 소득원을 모두 포괄하고 있다.

한편 소득을 기준으로 후생을 측정하는 경우는 소비를 기준으로 측정하는 경우보다 통상 소득불평등도를 과대계상할 가능성이 있다. 이는 소비수준은 소득에 비해 훨씬 더 평활화가 되어있는 데다 소득자료는 가계 또는 개인의 사적정보라는 점에서 통계 수집단계부터 사실보다 적게 보고할 가능성이 있기 때문이다. 따라서 본고에서는 소비를 기준으로 한 불평등도를 기본적으로 사용하되, Deininger and Squire(1996)가 지적하고 Forbes(2000)에서 적용되었듯이 소득기준으로 작성된 지니계수는 일괄적으로 0.066을 차감⁷⁾하여 이용하였다. 또한 지니계수는 통상 가구 또는 개인으로 관측되어 산정될 수 있다. 본고에서는 가구기준의 지니계수의 경우 균등

6) 지니계수는 로렌즈곡선(Lorentz Curve)과 45도 선으로 둘러싸인 균형부분의 면적을 45도 이하의 삼각형 부분의 면적으로 나눈 수치로 측정된다. 로렌즈곡선이란 누적구성원 백분비 및 누적소득의 백분비를 각각 X축 및 Y축으로 하는 경우에 형성되는 균형 모향의 곡선으로서 만약 소득분배가 완전하게 평등하다면 로렌즈곡선은 45도선과 일치하게 된다. 따라서 지니계수는 소득분배가 완전하게 평등하면 0, 불평등하면 1의 수치로 나타나게 된다. 한편 Deininger and Squire(1996)는 국가간에 비교가능한 지니계수를 위해서 세 가지의 전제조건을 제시했다. 첫째, 지니계수는 GDP 등 거시자료로부터의 추산이 아니라 반드시 미시적인 가계조사(household survey)를 바탕으로 작성되어야 한다. 둘째, 인구구성은 반드시 전체인구를 대표해야 한다. 셋째, 소득은 임금소득 및 비임금소득, 비금전적인 소득 등을 포괄하여야 한다. 이와 같은 세 가지 기준을 토대로 Deininger and Squire(1996)는 1960~90년의 기간을 대상으로 108개 국가의 682개의 관측치를 확보했다.

7) Deininger and Squire(1996)에 따르면 동일한 국가의 지니계수가 소득기준으로 작성된 경우 소비기준보다 평균 0.066 높게 나타났다.

화 지수를 이용해 개인단위로 표준화된 지니계수를 이용하였다.

본고는 상기의 논의를 충족시키는 지니계수로 WDI(World Development Indicator)⁸⁾ 자료를 주로 이용했으며 동 자료중 일부 후생지표가 불분명한 경우는 Milanovic(2009)의 AlltheGinis 자료중 World Income Distribution(WDY) 데이터를 이용하였다. Forbes(2000) 및 Barro(2000)가 이용하였던 Deininger and Squire(1996) 지니계수 자료는 1990년으로 시계열이 종료되고 이후 시계열 연장이 되지 않아서 부득이하게 세계은행의 WDI(World Development Indicator)를 이용하였다. 동 지수는 비교적 최근까지 체계적으로 통계 연장 수록이 되어 있으며 상기의 Deininger and Squire(1996)의 세 가지 기준을 만족할 뿐만 아니라 가족 수에 따라 균등화가 되어 있어 통계의 일관성 측면에서 비교우위를 가지고 있다고 할 수 있다. 다만 동 통계의 경우 1980년부터 시작하지만 대체로 1990년대 이후에 많은 관측치를 가지고 있으며 OECD를 포함한 선진국의 경우 관측치가 부족한 것이 단점이다. 이에 따라 본고는 OECD 국가를 비롯한 선진국의 경우는 LIS(Louxiembroug Income Studies) 지니계수 자료를 이용했다. 동 자료는 앞서 논의했듯이 소득기준으로 작성된 불평등도 지표로서 소비기준으로 작성된 불평등도 지표와의 비교를 위해 원자료에서 0.066을 일괄적으로 차감한 수치가 분석에 사용되었다.

요약하자면 본고에서 이용된 지니계수는 Deininger and Squire(1996)의 기본적인 세 가지 지표를 충족시킴과 동시에 개인단위로 균등화된 소비기준의 불평등도 지수라 할 수 있다. 또한 본고에 이용된 지니계수 자료는 Forbes(2000) 및 Barro(2000)에 비해 1990년대 이후의 체제전환국뿐만 아니라 사하라사막 이하의 아프리카 국가의 자료 등 개발도상국의 지니계수 자료까지 추가 포함하였다. 이하 본고에서는 소득과 소비 구분 없이 불평등도로 표시한다.

한편 인적자본의 대용변수로 흔히 활용되는 교육년수는 Barro and Lee(2001)가 추정된 고등학교를 포함해 대학교육(tertiary schooling)을 포괄

8) 2008년 CD-Rom 자료를 이용했다.

하는 단일화된 평균교육연수(Average Schooling years) 자료를 이용하였다. 상기의 인적자본 자료는 남·여의 인구수로 가중평균된 지표로서 15세 이상 인구 기준의 자료를 활용하였다. 개발도상국의 경우 25세 인구 기준보다는 15세 이상의 인구기준이 보다 더 현실을 반영할 수 있다는 판단 때문이다. 요약하자면 남·녀의 구분없이 15세 이상 인구의 포괄적인 평균교육연수 스톡자료를 인적자본의 대용변수로 이용하였다. 이하 본고에서는 ‘교육’으로 표시한다. 본고의 중심적인 통계자료는 지니계수와 평균교육연수 자료이기 때문에 1980~2000년 기간중 두 통계자료를 모두 가지고 있지 않은 나라는 분석대상에서 제외되어 최종적으로 108국가 353개 관측치에 대해 실증분석을 시도하였다.

그 외에 2005년 미국 달러 기준가격으로 산정된 1인당 실질GDP 수준(이하 ‘소득’으로 표시), 동 기준가격하의 1인당 실질GDP에서 수출입이 차지하는 비중(이하 ‘개방도’로 표시), 1인당 실질GDP중 정부지출 비중(이하 ‘정부지출’로 표시), 1인당 실질GDP중 투자지출 비중(이하 ‘투자’로 표시) 등은 Pen World Table⁹⁾ 6.3 버전을 이용하였다. 한편 본고에서는 Freedom in the World¹⁰⁾라는 민간단체의 비민주주의 지수를 정치·사회적 불안정성 지표의 대용변수로 이용하였다. 이밖에 소비자물가 상승률 자료는 WDI 자료를 이용하였다.(이하 ‘물가상승률’로 표시) 본고에서 이용한 각 자료의 기초 통계 자료는 <부록 2>에 정리되어 있다. 각 변수의 편제에 관해서는 몇 가지 언급을 해 둘 필요가 있다. 우선 지니계수를 이용한 불평등도의 경우 앞서 <표 1>에서 확인할 수 있듯이 기준년에 가장 근접한 관측치를 사용했다. 가령 1990년 기준이면 1986~90년 사이의 가장 최근 지니계수를 이용했다. 그 외에 교육 통계를 제외한 모든 변수 즉, 경제성장률, 소득, 비민주주의지수, 개방도, 정부지출, 투자, 물가상승률 등은 기준년에서의 5년간의 연평균자료의 단순 평균치이다. 가령 1990년 기준이면 이는 1986~90년 사이의 연평균 수치의 단순평균이 된다. 마지막으로 교육연수 자료는 Barro

9) 보다 구체적인 논의는 Heston and Summers(1991)를 참고하라.

10) 홈페이지 주소는 <http://www.freedomhouse.org/template.cfm?page=439>이며, Freedom in the World Comparative and Historical Data를 사용하였다.

and Lee(2001)에 의해 5년 주기로 업데이트가 되기 때문에 각 해당년도의 통계수치이다.

2. 실증분석

가. 횡단면 회귀분석(Cross-Sectional Regression)

본장에서는 Perroti(1996)의 모형을 원용하여 경제성장 초기시점의 불평등이 이후의 장기적인 경제성장에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴본다. 추정식은 식 (1)과 같이 나타낼 수 있는데 여기서 i 는 각 해당 국가를 표시한다. 본 식에서 사용된 변수들은 Forbes(2000) 및 Barro(2000)를 비롯한 기존 논의에서 공통적으로 사용했던 변수들로서 1990년 기준 소득 또는 소비 불평등도(ie)를 비롯해 교육(edu), 소득(y) 등의 변수가 설명변수로 설정되었다. 이에 더해 각 국가의 특성을 반영할 수 있는 변수를 Barro(2000)를 따라서 선별¹¹⁾하였다. 종속변수는 1990~2005년¹²⁾ 사이의 1인당 실질GDP 연평균 성장률의 단순평균이다. 이러한 설정을 통해 설명변수는 t 시점에서 이미 결정된 변수로서 종속변수에 대해 독립적이라고 할 수 있으며 각 국가의 경제적 교란항(오차항)들이 서로 상관관계가 적다는 가정하에서 OLS 추정은 모수의 일치성과 불편성을 확보할 수 있다. 다만 종속변수들 사이의 상관관계가 크다면 설명변수들 사이의 다중공선성 등으로 추정치의 신뢰는 다소 떨어질 수 있다.

$$growth_i = \alpha_0 + \beta_1 ie_i + \beta_2 y_i + \beta_3 edu_i + \beta_4 others_i + u_i \quad (1)$$

<표 4>는 불평등도(ie), 소득(y), 교육(edu) 등 세변수로 회귀분석을 한

11) Forbes(2000)의 경우 불평등도, 소득, 교육 변수 외에 각 국가의 특성을 반영할 수 있는 변수로 시장외국 변수만을 고려했는데 그 대응변수로 미국대비 투자비용 통계를 이용하였다.

12) 경제성장률이 기준년에서 이전 5년간의 연평균 성장률의 단순평균임을 상기한다면 1990~2005년 경제성장률 평균치는 결국 1986~2005년간의 성장률 평균을 의미한다.

후에 각 국가의 특성을 반영할 수 있는 변수들을 추가한 경우의 추정결과를 보여주고 있다. 1990년 기준 불평등도는 대체로 1990~2005년간의 장기 경제성장률과 음의 상관관계를 보여주고 있다. 다만 그 통계적 유의성은 다소 떨어졌다. 여타 국가별 특성을 반영할 수 있는 변수들(*others*)을 추가하여도 동 변수의 모수의 크기와 통계적 유의성 정도에 큰 변화가 없었다.

<표 3> 횡단면 회귀분석 추정결과¹⁾²⁾³⁾

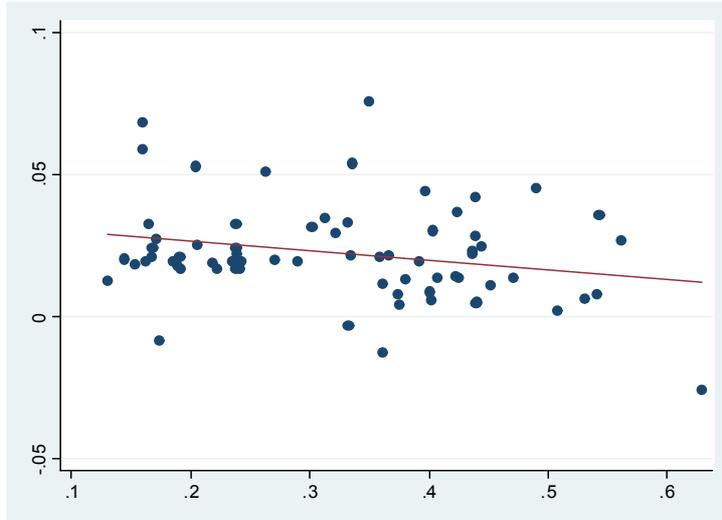
	(a)	(b)	(c)	(d)
상수	0.048 (0.03)	0.109** (0.044)	0.112** (0.045)	0.116** (0.044)
불평등도	-0.016 (0.023)	-0.018 (0.023)	-0.021 (0.024)	-0.011 (0.024)
소득	-0.004 (0.003)	-0.012** (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.013** (0.005)
교육	0.0014 (0.0014)	0.0021 (0.0014)	0.0021 (0.0014)	0.0024* (0.0014)
비민주주의지수		-0.0012 (0.0016)	-0.0013 (0.0017)	-0.0017 (0.0017)
투자		0.0008** (0.0003)	0.0008** (0.0003)	0.0009** (0.0003)
정부지출		-0.0003 (0.0003)	-0.0004 (0.0003)	-0.0003 (0.0003)
개방도			0.00004 (0.00006)	-0.00001 (0.00006)
물가상승률				-0.00001 (0.00001)
R ²	0.05	0.22	0.22	0.27
국가수	67	64	64	61
기간	1990~2005	1990~2005	1990~2005	1990~2005

주: 1) 종속변수는 1990~2005년중 각 년도 1인당 실질GDP 성장률의 기간중 단순평균
 2) 각 설명변수에 대한 구체적인 해설은 <부록 2>의 기초통계요약 1, 2를 참고
 3) ()내는 표준오차, **, *는 각각 유의수준 5%, 10%를 나타냄

한편 1990년 기준 불평등도와 1990~2005년간의 장기 경제성장률간의 산점도(scatter plot) 또한 상기의 횡단면 회귀분석 결과와 유사한 통찰력을 제시해준다. <그림 3>에서 볼 수 있듯이 두 변수간에는 대체로 약한 음의 상관관계가 있음을 확인할 수 있다. 다만 관측치들이 매우 넓게 분포되어 있으며 또한 일부 이상치(outlier) 등은 통계적 유의성을 떨어뜨리는 요인으

로 작용한 것으로 생각된다.

<그림 3> 불평등도와 경제성장간 산점도



주: 해당자료의 이용이 가능한 67개국을 대상으로, 횡축은 1990년 기준 불평등도, 종축은 1990~2005년간 경제성장률을 나타냄

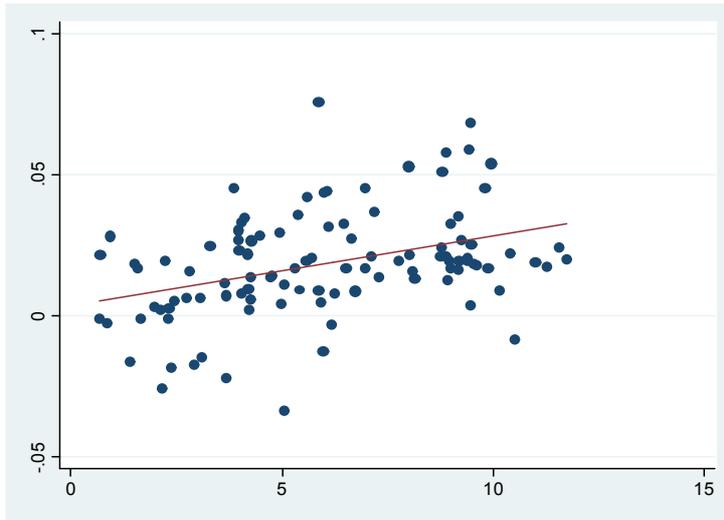
소득(y)은 대체로 통계적으로 유의한 음의 상관관계를 시현하고 있는데 이는 조건부 수렴(Conditional Convergence) 논의¹³⁾에서 볼 수 있는 것처럼 대체로 소득(1인당 실질GDP)이 높은 국가들의 경우 해당 국가의 장기균형 수준(steady state)에 상대적으로 근접해 있다고 볼 수 있기 때문에 경제성장률 속도가 둔화하는 측면이 있음을 반영해주고 있다. 인적자본의 대응변수인 교육(edu) 변수 또한 기존논문들의 추정결과와 유사하게 대체로 장기 경제성장률을 높이는 요인으로 작용하고 있다.¹⁴⁾

13) 보다 구체적인 논의는 Barro and Sala-i-Martin(1991) 및 Mankiw et al.(1992) 등을 참고하라.

14) 인적자본은 내생적 성장(endogenous economic growth) 이론에서 핵심적인 역할을 하는 것으로 알려져 왔다. Romer(1990)는 인적자본은 특히 R&D 분야에서 새로운 상품과 아이디어를 창출하고 이에 따른 기술혁신은 궁극적으로 경제성장을 제고한다고 주장한다. 또한 Nelson and Phelps(1996)는 충분히 축적된 인적자본을 통해 다른 나라에서 개발된 새로운 기술과 상품에 대한 최신 정보가 자국으로 보다 용이하게 흡수됨에 따라 경제성장이 촉진된다고 주장한다.

<그림 4>

교육과 경제성장간 산점도



주: 해당자료의 이용이 가능한 67개국을 대상으로, 횡축은 1990년 기준 교육, 종축은 1990~2005년간 경제성장률을 나타냄

한편 투자(1인당 GDP중 투자비중)가 높을수록 장기 경제성장에 통계적으로 유의하게 양의 영향을 미치는 것으로 추정되었다. 이는 Solow(1956) 이하 신고전학과 경제성장 모형이 예측하듯이 경제성장 초기시점의 높은 투자(또는 저축) 정도는 생산함수의 주요 변수인 1인당 자본축적을 상승시킴에 따라 장기균형수준에 도달하기까지 경제성장 속도를 제고하는 요인으로 작용하고 있다고 할 수 있다.

이 밖에 비민주주의의 지수, 정부지출(1인당 GDP중 정부지출비중), 개방도 및 물가상승률 등은 통계적 유의성이 다소 떨어졌다. 다만 각 변수의 추정 결과에 나타난 부호에 대해서만 간략히 설명을 하면, 비민주주의의 지수가 상승할수록 경제성장을 제약하는 요인으로 추정되었는데 이는 Gupta et al.(1998)이 지적하였듯이 민주주의 체제가 중장기적으로 지속적인 경제성장의 전제조건인 사회·정치적 안정을 창출해 내는데 있어 상대적 우위가 있다는 주장에 부합한다고 할 수 있다. 정부지출(1인당 GDP중 정부지출 비중)이 높을수록 장기적으로 경제성장을 제약하는 것으로 나타났는데 이는 Barro(1991)가 지적하였듯이 정부 소비지출의 증가는 민간의 생산성 증대

에는 별다른 효과를 미치지 못하는 가운데 민간저축 여력의 저하로 결국 민간투자 재원을 장기적으로 구축함에 따라 경제성장을 제약하는 것으로 판단된다. 이와 더불어 경제성장이 열위한 국가들일수록 민간부문의 자생적 성장동력 보다는 정부지출에 의존적인 경제구조를 가지기 쉬운 역(逆) 인과 관계를 반영한다고 생각된다. 다만 정부지출의 성격은 미래세대를 위한 교육투자 등이 모두 포함되어 있는 등 투자 성격의 정부지출을 제외한 변수를 이용하는 것이 보다 설득력이 있다고 할 수 있다. 한편 한 나라의 개방도 및 물가상승률 등은 모수가 매우 작게 추정되어 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 판단된다.

나. 패널분석(Panel Analysis)

앞서의 국가간 회귀분석은 간결한 모형을 통해 불평등과 경제성장의 상관관계에 대한 통찰력을 제공하지만 Forbes(2000)가 지적하듯이 몇 가지 한계를 드러내고 있다. 우선, 식 (1)로 표시된 국가간 횡단면 회귀분석은 한 국가내에서의 불평등도 변동이 동일 국가의 경제성장에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 질문에 대해서는 답을 주지 않고 있다. 이와 더불어 Perroti(1996) 이전의 연구들은 대체로 경제성장 초기시점의 불평등도와 25~30년(본고에서는 15년)간의 장기 경제성장간의 상관관계를 보여주는 반면 두 변수간의 중기적인 상관관계에 대한 통찰력을 제공하고 있지는 않는다. 이에 따라 본고는 통상 지니계수가 5년 정도 주기로 추산되고 있는 점을 감안하여 5년 단위의 패널분석을 시도하였다.

$$\begin{aligned}
 growth_{i,t} &= \beta_1 ie_{i,t-1} + \beta_2 y_{i,t-1} + \beta_3 edu_{i,t-1} + \beta_4 others_{i,t-1} + \alpha_i + \eta_t + u_{i,t} \\
 u_{i,t} &\sim iid(0, \sigma_u^2) \text{ across } t, i
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

식 (2)는 패널분석의 기본식을 보여주고 있다. 우선 설명변수에 종속변수간의 내생성 문제를 완화하기 위하여 설명변수는 한 기간 뒤의 시차변수를 썼다. 다만 이렇게 하더라도 시점이 지나가다 보면 여전히 내생성 문제가

발생할 수 있다. 이와 같은 문제를 완화하기 위해 Arellano and Bond(1991) 및 Arellano and Bover(1995) 등의 동태적 패널분석 및 3SLS 기법을 도입한다. 이에 대해서는 추후에 논의하도록 하자. 여기서 α_i 는 국가 더미변수, η_t 는 기간 더미변수, u_{it} 는 오차항이다.

상기 식 (2)는 패널분석에서 널리 활용되는 고정효과(fixed effect) 모형이라고 할 수 있는데 각 국가별 더미변수를 이용하여 국가별 이질성¹⁵⁾을 반영해주고 있다. 이에 반해 식 (3)은 확률효과(random effect) 모형을 보여주고 있다. 확률효과 모형은 국가별 이질성, 즉 α_i 를 상수항으로 취급하기보다는 평균 α 와 일정한 분산을 갖는 확률변수로 해석한다. 이와 같은 모형은 기본적으로 횡단면 자료는 개별효과(individual effect, 본고에서는 각 국가)가 특정한 분포를 갖는 하나의 모집단에서 추출된 것으로 본다.

$$growth_{i,t} = \beta_1 ie_{i,t-1} + \beta_2 y_{i,t-1} + \beta_3 edu_{i,t-1} + \beta_4 others_{i,t-1} + \alpha + \epsilon_i + \eta_t + u_{i,t}$$

$$\epsilon_i \sim iid(0, \sigma_\epsilon^2) \text{ across } i, \text{ cov}(\epsilon_i, u_{jt}) = 0 \text{ for all } i, j, t \quad (3)$$

고정효과 모형의 경우 통상 더미변수 접근법(Least Square Dummy Variable, LSDV)을 활용해 추정하는데 이럴 경우 각 국가별로 더미변수를 두게 됨에 따라 추정해야 하는 변수가 관측치에 비해 과도하게 늘어날 수 있어 자유도(degree of freedom)를 잃어버리는 단점이 있다. 반면 개별효과와 각 설명변수간의 상관관계에 제약을 두지 않는 장점이 있다. 확률효과 모형은 GLS(Generalized Least Square)를 통해서 추정하는데 자유도를 확보한다는 측면에서는 비용이 적다고 할 수 있으나 개별효과가 여타 설명변수와 상관관계가 적다는 제약을 두어야 하는 단점이 있다. 본고에서는 확률효과 추정결과를 보다 신뢰하고자 한다. 이는 Barro(2000)가 지적하였듯이 한 국가내에서보다 국제적으로(cross-sectional) 변동성이 큰 지니계수의 경우 고정효과 모형을 사용하는 경우 국가간 차이가 증발되어 버리기 때문이

15) 동 모형의 설명변수에서 누락되어 있는 각 국가의 기술수준, 기후, 각종 사회제도 등을 의미한다고 할 수 있다.

다. 또한 통계적으로 확률효과 모형을 사용할 수 있는 근거인 확률효과(ϵ_i)와 설명변수간의 직교성(orthogonality) 검증인 Hausman 검정 결과 5% 신뢰수준에서 상관관계가 없다는 귀무가설을 대체로 기각하였다.

앞서 논의했듯이 패널분석은 설명변수의 시차를 늦추는 방식으로 종속변수와 설명변수간의 내생성 문제를 완화하였으나 여전히 동 문제가 남아 있다고 할 수 있다. 본고에서의 내생성 문제는 두 가지 관점에서 생각해 볼 수 있다. 우선 Forbes(2000)가 지적하였듯이 경제성장률이 로그화된 소득수준의 차분변수로 정의($growth = y - y_{i,t-1}$)된다면, 이는 설명변수에 종속변수의 시차변수가 포함되게 된다(lagged dependent variable model). 둘째로는 여타 설명변수도 또한 경제성장이라는 종속변수에 영향을 받을 수 있는 보다 일반적인 내생성 문제이다. 가령 불평등도, 투자, 물가상승률 등은 경제 성장에 영향을 미치기도 하지만 역으로 경제성장으로 부터 영향을 받을 수 있기 때문이다.

본고는 이러한 변수간의 내생성 문제를 완화하기 위해 Arellano and Bover(1995)가 제시한 동태적 패널분석 기법인 시스템GMM 기법을 이용하여 분석하였다. 동 기법은 설명변수에 종속변수의 시차변수가 포함되어 있는 패널모형의 일반적인 추정기법(Arellano and Bond(1991))을 도구변수 활용 측면에서 진일보시킨 방법론이라고 할 수 있다. 경제성장률을 소득수준의 차분변수로 정의한다면 식 (4)와 같이 나타낼 수 있다. 동 기법에서는 도구변수를 이용해 내생성 문제를 완화할 수 있기 때문에 소득(y), 교육(edu), 불평등도(ie)를 제외한 여타변수의 경우는 동 시점의 변수를 사용한다. 즉 상기의 세 변수는 내생성이 보다 강해 이전 시점의 오차항 뿐만 아니라 당기 t 시점의 오차항과도 상관관계가 있다는 가정을 의미한다(endogenous variables). 반면 여타 변수의 경우 과거의 오차항과의 상관관계만을 고려한다(predetermined variables).

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \beta_1 ie_{i,t-1} + \beta_2 y_{i,t-1} + \beta_3 edu_{i,t-1} + \beta_4 others_{i,t} + \alpha_i + \eta_t + u_{i,t} \quad (4)$$

여기서 종속변수에 있는 $y_{i,t-1}$ 를 오른쪽으로 이동해 다시 정리하면 식 (5)와 같이 설명변수에 종속변수의 시차변수가 포함된 모형임을 쉽게 확인할 수 있다(lagged dependent variable model).

$$y_{i,t} = \beta_1 ie_{i,t-1} + \gamma y_{i,t-1} + \beta_3 edu_{i,t-1} + \beta_4 others_{i,t} + \alpha_i + \eta_t + u_{i,t} \quad (5)$$

여기서 γ 는 $1 + \beta_2$ 를 의미한다. Arellano and Bond(1991)는 이러한 종속변수의 시차변수 문제 등 변수간의 내생성 문제를 고려해 추정할 수 있는 기법(이하 “차분GMM”으로 명명)을 제시했다. 동 방법론은 모든 변수를 차분한 뒤에 활용가능한 각 변수의 모든 시차 수준변수를 도구변수로 활용하는 GMM 기법이라고 할 수 있다. 즉 식 (6)처럼 차분을 통해 개별효과를 제거할 수 있어 주요변수의 누락(omitted variable) 문제 등을 완화할 수 있다.

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \beta_1 (ie_{i,t-1} - ie_{i,t-2}) + \gamma (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + \beta_3 (edu_{i,t-1} - edu_{i,t-2}) + \beta_4 (others_{i,t} - others_{i,t-1}) + (u_{i,t} - u_{i,t-1}) \quad (6)$$

이 때 도구변수로는 각 변수의 시차 수준변수가 이용된다. 그러나 지니계수를 비롯해 교육, 소득 등은 변수의 지속성이 매우 강한, 사실상 단위근을 가지고 있는 무작위보행시계열에 가까운 변수들이므로 도구변수로 적절하지 않다는 약점이 제기되어 왔다. Arellano and Bover(1995)는 원래의 수준 방정식(식 (2))을 식 (6)과 함께 고려함에 따라 추가적인 도구변수를 확보할 수 있으며 이에 따라 모수추정의 효율성을 높일 수 있음을 보여주었다. 즉 동 방정식 시스템에서 수준변수는 시차를 고려한 차분변수를 도구변수로 쓰게 되며 차분변수의 경우는 Arellano and Bond(1991)에서처럼 시차를 고려한 수준변수를 도구변수로 쓴다.

<표 4>

패널분석 추정결과¹⁾²⁾³⁾

	고정효과	확률효과		동태적패널분석	
		(a)	(b)	차분GMM	시스템GMM
불평등도	0.0186 (0.0447)	-0.0289 (0.0225)	-0.0434* (0.0243)	0.1272 (0.2103)	-0.005 (0.1832)
소득	-0.0934** (0.0148)	-0.009** (0.0042)	0.0534 (0.0333)	0.5316* (0.7806)	0.0802** (0.2857)
교육	-0.0027 (0.0043)	0.0039** (0.0015)	0.0038** (0.0015)	-0.0509** (0.0292)	0.0119 (0.0073)
비민주주의지수	-0.0003 (0.0021)	-0.0006 (0.0015)	-0.0038 (0.0061)	-0.0203 (0.0432)	-0.0874 (0.0564)
투자	-0.0012** (0.0004)	-0.0004 (0.0002)	-0.0004 (0.0002)	-0.0062** (0.0022)	0.0047** (0.0024)
정부지출	-0.0007 (0.0005)	-0.0001 (0.0003)	-0.0002 (0.0003)	-0.0063* (0.0037)	-0.001 (0.0018)
개방도	0.0002 (0.0001)	0.00002 (0.00005)	0.00003 (0.00005)	0.0007 (0.0007)	0.00004 (0.0003)
물가상승률	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.00003 (0.00002)	-0.0001 (0.0001)
소득 제공			-0.0037** (0.002)	-0.0713* (0.0425)	-0.0084 (0.0167)
비민주주의지수 제공			0.0003 (0.0008)	0.0038 (0.0056)	0.0123 (0.0075)
R ² 4)	0.323	0.094	0.121
국가수	91	91	91	75	93
관측치수	242	242	242	140	249
Hausman 검정 ⁵⁾	..	0.091	0.065
Sargan 검정 ⁶⁾	0.372	0.106
기간	1980~2005	1980~2005	1980~2005	1975~2005	1980~2005

- 주: 1) 종속변수는 각 년도 1인당 실질GDP 성장률의 5년 단위 기간중 단순평균
 2) 각 설명변수에 대한 구체적인 해설은 <부록 2>의 기초통계요약 1, 2를 참고
 3) ()내는 표준오차, **, *는 각각 유의수준 5%, 10%를 나타냄
 4) R²는 within-R² 수치를 이용
 5) 귀무가설 '개별효과와 설명변수간에 상관관계가 없다'를 검정하는 통계량으로서 p 값이 클수록 가설을 기각할 확률이 낮음을 의미
 6) 귀무가설 '오차항에 자기상관이 없다'를 검정하는 통계량으로서 p 값이 클수록 가설을 기각할 확률이 낮음을 의미

이러한 동태적 패널기법(이하 "시스템GMM"으로 명명)을 사용할 수 있는 근거는 $u_{i,t}$ 에 자기상관이 없다는 가정하에서 가능하다. 만약 자기상관이 있다면 도구변수로 쓰이는 설명변수의 시차변수들이 사실상 내생변수에 가깝

다는 것을 의미하므로 외생성이 강한 좋은 도구변수가 될 수 없다는 것을 의미한다. 수준변수에 1차 자기상관이 있다는 것은 차분방정식의 오차항 ($\Delta u_{i,t} = u_{i,t} - u_{i,t-1}$)은 2차 자기상관을 가지고 있다는 의미이므로 본고에서는 Sargan 검정을 통해 오차항의 자기상관을 점검한다.

<표 5>는 앞서 논의했던 패널분석 추정결과를 보여주고 있다. 우선 고정효과 모형을 보면 통계적 유의성은 낮지만 불평등도가 중기적으로 경제성장에 양의 영향을 미치고 있음을 보여주고 있어 확률효과 모형과 뚜렷한 대비를 이루고 있다. 이는 앞서 논의했듯이 고정효과 모형의 경우 기초적으로 동 모수에 상향편의가 있다는 Dominicis et al.(2008)의 예측¹⁶⁾과 일치한다. 특히 교육의 경우 경제성장에 음의 영향을 미친다는 결과를 보여주는 등 통상의 예측에서 벗어나 있어 추정식의 적합성이 떨어진다고 판단된다.

확률효과 모형 (a)와 (b)의 추정결과를 살펴보면, 우선 불평등도가 경제성장에 음(-)의 영향을 미치고 있으며 그 통계적 유의성 또한 고정효과 모형에 비해 높아졌음을 확인할 수 있다. 특히 소득¹⁷⁾과 비민주주의지수의 비선형적인 영향력을 반영한 모형 (b)의 경우 불평등도가 경제성장에 미치는 음(-)의 효과가 다소 상승하는 것으로 나타났다. 교육은 장기분석에서와 같이 중기적으로도 경제성장에 대체로 통계적으로 유의하게 양(+)의 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 여타 변수의 경우 그 통계적 유의성이 떨어졌는데 정부지출 및 정치·사회적 불안정 정도를 반영하는 비민주주의 지수 등은 횡단면 분석에서와 같이 경제성장에 대해 부정적(-) 영향을 미치는 것으로 추정되었다.

한편 동태적 패널분석 추정결과를 살펴보면, 차분GMM의 경우는 앞서 논의했듯이 변동성이 약한 수준변수만을 도구변수로 사용하다보니 대체로

16) Dominicis et al.(2008)에 따르면 불평등과 경제성장의 상관관계에 대한 실증분석 문헌들에 대한 메타기법(Meta-analysis)을 이용한 정량분석 결과 고정효과 모형을 이용하는 경우 불평등도 계수에 기초적인 상향 편의가 있는 것으로 나타났다.

17) 앞서의 국가간 횡단면 분석에서는 조건부 수렴(Conditional Convergence)이론에 기초하여 초기 소득수준과 이후의 장기 경제성장간의 상관관계를 음(-)으로 예측할 수 있으나 5년 단위의 패널모형에서는 동 변수의 부호를 예측하기는 쉽지 않다. 다만 Barro(2000)에서도 동 변수의 부호는 양(+)으로 나타났다.

모수추정의 적합성이 시스템GMM에 비해 낮은 것으로 판단된다. 예를 들어 교육의 경우 시스템GMM의 결과와 달리 차분GMM의 경우 통계적으로 유의하게 경제성장에 부정적(-) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 불평등도의 경우 차분GMM은 양(+의 영향을 미치는 반면 시스템GMM의 경우는 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 두 경우 모두 모수의 통계적 유의성은 매우 낮은 것으로 추정되었다. 여타 변수의 추정결과는 대체로 확률효과 모형과 유사한 것으로 판단된다.

본고의 확률효과 및 시스템GMM 등을 활용한 패널분석 결과는 불평등도 상승이 장기적으로 경제성장률을 제고할 수 있다고 분석한 Forbes(2000)의 추정결과와 차이를 보인다고 할 수 있다. 이에 대한 요인은 다양하게 분석될 수 있는데 우선, 추정기간의 차이이다. Forbes(2000)의 경우 불평등도가 등락했던 1965~1990년을 분석대상으로 삼은 반면 본고의 경우 1980년대 이후로 체제전환국 및 남아프리카 국가들의 정보 등이 반영되면서 불평등도가 지속적으로 상승하는 시기에 대한 분석에 집중되어 있다고 할 수 있다. 둘째로는 추정기법의 차이이다. Forbes(2000)의 경우 고정효과 모형과 도구변수로 수준변수만을 사용한 Arellano and Bond(1991)의 차분GMM을 사용한 반면 본고는 주로 확률효과 모형과 도구변수의 문제를 진일보시킨 Arellano and Bover(1995)의 시스템GMM 패널기법을 사용하여 추정한 결과를 보다 신뢰하고 있다.

다. 3SLS(Three Stage Least Square)

이번 장에서는 Barro(2000)를 따라서 3SLS 방법론을 적용하여 앞서의 불평등과 경제성장간 관계식을 다시 추정해 보았다. 3SLS는 2SLS의 SUR(Seemingly Unrelated Regression) 버전이라고도 일컬어진다. 이는 몇 개의 방정식이 아니라 일종의 방정식 시스템에 대해서 도구변수를 활용해 모수를 추정하는 방식이다. 흔히 개별 방정식에서 사용하는 추정기법이 2SLS(Two Stage Least Square)이며 3SLS는 단순히 2SLS를 국가별 방정

식에 각각 적용한 것이라고 할 수 있다.

내생변수로는 Barro(2000)를 따라서 종속변수인 경제성장률, 그리고 설명변수중에서는 소득, 소득 제곱, 불평등도, 정부지출, 물가상승률, 투자, 비민주주의지수, 비민주주의지수 제곱을 설정했다. 따라서 수식에 포함된 외생변수는 기간더미변수, 교육, 개방도 변수만을 고려하였다. 이에 따라 도구변수는 최소한 수식에 포함된 내생변수의 수보다 같거나 많아야 되므로 8개 이상이 되어야 한다. 도구변수로는 흔히 각 변수의 시차변수가 활용된다. 추정의 적합성을 높이기 위해 본고에서는 시차변수를 2기까지 활용하였는데 이는 관측치 감소라는 비용을 지불해야만 했다. 시차변수를 1기만 사용하는 경우는 불충분한 도구변수로 인해 모형추정이 적합하게 이루어지지 않았다. 통상 도구변수를 이용한 추정에서 내생변수의 수보다 2~5배 정도까지 충분한 도구변수를 설정한다는 점을 고려한다면 이는 무리한 제약이라고 생각되지 않는다. 식 (7)은 한 국가에 대해 내생변수와 외생변수로 나누어 경제성장을 종속변수로 하는 수식을 표시해준다.

$$\begin{aligned}
 growth_1 &= Y_1\gamma_1 + X_1\beta_1 + u_1 & (7) \\
 &= (Y_1 \ X_1) \begin{pmatrix} \gamma_1 \\ \beta_1 \end{pmatrix} + u_1 \\
 &= Z_1\delta_1 + u_1
 \end{aligned}$$

여기서 Y_1 는 내생변수로 소득, 소득 제곱, 불평등도, 정부지출 비중, 물가상승률, 투자비중, 비민주주의지수, 비민주주의지수 제곱을 포함하는 행렬이며 X_1 는 상수, 기간더미, 교육, 개방도 변수를 의미한다. 이 때 X_2 를 도구변수로 상징하고 모든 외생변수를 $X=(X_1 \ X_2)$ 로 묶어주면 도구변수를 이용하여 추정한 모수 δ_{1IV} 는 식 (6)과 같이 간단히 정리될 수 있다.¹⁸⁾

$$\delta_{1IV} = (Z_1' P_X Z_1)^{-1} Z_1' P_X growth_1, \quad P_X = X(X'X)^{-1}X' \quad (6)$$

18) 구체적인 식의 도출 및 전개과정에 대해서는 Greene(2004) 15장을 참고하라.

다음으로 Barro(2000)가 발견한 흥미로운 결과 가운데 하나인 소득수준 또는 경제발전 정도에 따라서 불평등이 경제성장에 미치는 효과가 다르게 나타나는지 최근의 패널자료를 통해 확인해 보았다. 수식 (7)에 [불평등도*소득($ie_{i,t-1} * y_{i,t-1}$)] 변수를 포함시키면 식 (7)에서 확인할 수 있듯이 불평등도 한 단위 증가시 경제성장에 미치는 영향은 β_1 과 $\beta_4 * 소득_{i,t-1}$ 등 두 개의 효과로 나누어지게 된다. 여기서 β_4 가 (+)라면 소득수준이 높을수록 불평등도가 경제성장에 미치는 음(-)의 효과를 상쇄시키게 된다.

$$\begin{aligned}
 growth &= \beta_1 ie_{i,t-1} + \beta_2 y_{i,t-1} + \beta_3 edu_{i,t-1} + \beta_4 ie_{i,t-1} * y_{i,t-1} \\
 &\quad + \beta_5 others_{i,t} + \alpha + \epsilon_i + \eta_t + u_i \\
 \frac{\partial growth}{\partial ie} &= \beta_1 + \beta_4 * y_{i,t-1} \tag{7}
 \end{aligned}$$

<표 5>는 3SLS 기법을 이용해 추정한 결과를 보여주고 있다. 대체적으로 <표 4>의 확률효과 모형 (b)와 유사한 추정결과를 보여주고 있다. [불평등도*소득($ie * y$)] 변수의 모수(β_4)는 Barro(2000)의 결과와 같이 양(+의 계수를 시현하고 있어 1인당 GDP 수준이 상승할수록 불평등이 경제성장에 미치는 영향력은 줄어들 수 있음을 나타내고 있다. 실제로 Barro and Lee(2001)의 국가분류를 따라서 선진국과 개발도상국으로 나누어 패널분석을 해보면 불평등이 경제성장에 미치는 효과가 매우 상이하게 나타남을 확인할 수 있다. 즉 개발도상국에서는 불평등도 모수가 -0.082로 선진국에 비해 통계적으로 유의한 음수(-)를 시현하고 있는 반면, 선진국의 경우 0.017로 양수(+)를 보여주고 있다.

이와 같은 실증분석 결과는 앞서의 이론적 연구들이 예측하였던 내용에 부합되는 것이라고 할 수 있다. 선진국의 경우 개발도상국에 비해 불평등도의 절대수준이 상대적으로 낮은 가운데 동 변수의 변동도 작아서 불평등도 변동이 경제성장에 미치는 영향력이 낮은 반면, 아프리카 및 라틴아메리카 등 상대적으로 1인당 GDP가 낮고 불평등도가 높은 지역에서는 불평등도의 추가적인 상승은 사회·정치적 혼란 등을 야기할 가능성이 상대적으로 높으

며 결국 경제성장을 제약하는 요인으로 작용할 수 있음을 시사한다고 할 수 있다.

<표 5> 3SLS 분석 추정결과¹⁾²⁾³⁾

	분석대상 국가범위			
	전체	전체	개발도상국 ⁴⁾	선진국 ⁴⁾
불평등도	-0.0379 (0.0301)	-0.768 (0.52)	-0.082** (0.0416)	0.017 (0.0916)
소득	0.0516 (0.0739)	-0.0657 (0.1151)	0.211 (0.1621)	2.146 (1.9)
교육	0.0032** (0.0012)	0.0036** (0.0014)	0.0031* (0.0018)	0.006** (0.0022)
비민주주의지수	-0.0081 (0.0105)	-0.0106 (0.0116)	-0.0126 (0.0106)	0.0642 (0.1841)
투자	0.0006* (0.0003)	0.0005 (0.0004)	0.0007 (0.0004)	0.0016** (0.0006)
정부지출	-0.0001 (0.0003)	0.0003 (0.0004)	-0.0001 (0.0004)	0.0019 (0.0012)
개방도	0.00001 (0.00004)	0.00003 (0.00005)	-0.00002 (0.00005)	-0.00003 (0.00005)
물가상승률	0.0007 (0.0004)	-0.001** (0.0004)	-0.0005 (0.0005)	0.0102** (0.0042)
소득 제곱	-0.0037 (0.0004)	0.0014 (0.0058)	-0.0131 (0.0094)	-0.1047 (0.0915)
비민주주의지수 제곱	0.0021 (0.0013)	0.0024 (0.0015)	0.0025* (0.0014)	-0.0163 (0.0657)
불평등도*소득		0.083 (0.058)		
R ²	0.553	0.454	0.569	0.66
관측치수	70	70	45	25
기간	1990~2005	1990~2005	1990~2005	1990~2005

- 주: 1) 종속변수는 각 년도 1인당 실질GDP 성장률의 5년 단위 기간중 단순평균
 2) 각 설명변수에 대한 구체적인 해설은 <부록 2>의 기초통계요약 1, 2를 참고
 3) ()내는 표준오차, **, *는 각각 유의수준 5%, 10%를 나타냄
 4) Barro and Lee(2001)의 구분을 적용하였으며 선진국을 제외한 모든 국가는 개발도상국에 포함됨. 구체적인 국가 목록은 <부록 1> 참고

IV. 맺음말

지금까지 세계경제는 꾸준한 성장에도 불구하고 소득분배는 좀처럼 개선되는 조짐을 보이지 않고 있다. 그러나 소득불평등과 경제성장의 관계는 나라마다 또는 경제발전도 등에 따라 다르게 나타나는 게 일반적인 현상이다. 국가단위의 소득불평등과 경제성장 관계에 대한 기존 연구들은 데이터 제약 등으로 주로 1960~90년 기간을 대상으로 이루어져 그 후 동유럽 등 체제전환국 및 신흥시장국의 등장으로 인한 영향 등이 적절히 반영되지 않았다. 이와 함께 실증분석에 있어서도 모형내의 종속변수와 설명변수간의 내생성 문제를 완화하기 위해 주로 사용하였던 동태적 패널분석 기법인 차분GMM은 도구변수 설정과 관련한 약점이 제기되어왔다. 즉 차분GMM에서는 통상 각 변수의 시차 수준변수가 도구변수로 이용되는데 소득불평등도를 나타내는 지니계수를 비롯해 통제변수인 교육, 소득 등은 변수의 지속성이 매우 강한 무작위보행시계열에 가까워 도구변수로서 적절하지 않다고 평가된다.

본고는 이러한 점을 고려하여 분석 대상기간을 2000년대 중반까지로 연장하는 한편 우리나라를 포함한 전세계 108개 국가를 대상으로 분석을 실시하였다. 특히 분석방법에 있어서도 국가간 횡단면 회귀분석 및 3SLS 기법뿐만 아니라 변수간 내생성 문제를 완화할 수 있는 동태적 패널분석의 하나인 시스템GMM 등을 이용하여 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향을 재평가하였다.

우선 횡단면 분석 결과 1990년 기준 소득불평등도는 대체로 1990~2005년간의 장기 경제성장률과 약하게 음의 상관관계를 보여주고 있다. 즉 일정 시점에서의 상대적으로 높은 소득불평등도는 장기 경제성장에 약하게나마 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 기존의 횡단면분석과 유사한 추정 결과를 보여주었다. 다만 우수한 인적자본 및 높은 투자수준을 확보하는 경우에는 경제성장이론대로 장기 경제성장률을 제고하는 것으로 분석되었다.

둘째, 소득불평등이 중기적으로 경제성장에 미치는 영향을 평가하기 위해 본고는 기존의 고정/확률효과 분석 외에 차분 및 시스템GMM 기법을 적용

하였다. 분석결과 소득불평등이 경제성장에 미치는 5년 단위의 중기적인 영향은 불확실하게 나타났다.

셋째, 3SLS 분석 결과 Barro(2000)와 유사하게 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향력은 경제발전 정도에 따라 상이하게 나타났다. 즉 선진국의 경우 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향력은 불확실한 반면 개발도상국의 경우에는 부정적 영향이 확연히 나타났다.

끝으로 본고의 분석틀은 기본적으로 자료의 측정오차(measurement error) 및 종속변수 선정에 있어 중요한 변수의 누락(omitted variables) 등의 기본적인 제약이 있다. 특히 소득불평등도 및 교육 변수의 시계열 제약으로 전체적으로 분석기간이 단축되었던 점은 본고에서 장기분석을 하는 데 있어 제약을 주었다.

< 참고 문헌 >

- 강성진, “경제성장과 사회후생간의 관계,” 한국은행 금융경제연구원 외부연구용역 mimeo, 2009.
- 김용성, “빈곤실태 분석을 위한 거시통합모형 개발: 인구 및 가구구조와 교육수준의 변화가 소득불평등도에 미치는 효과 분석,” 정책연구시리즈 2005-08, 한국개발연구원, 2005.
- 유경준·김대일, “외환위기 이후 소득분배 구조변화와 재분배정책 효과 분석,” 한국개발연구원 연구보고서 2002-8, 2002.
- 유항근, “지니계수, 상대적 지니계수 및 타일의 엔트로피지수를 이용한 소득불평등 분석,” 응용경제 제6권 3호, 2004.
- 임병인·전승훈, “연령집단별 소득불평등도와 전체불평등도에 대한 기여도 분석,” 한국노동패널 학술대회 논문집 제6회, 한국노동연구원, 2005.
- 현진권·임병인, “우리나라 소득분배 실증연구의 한계,” 응용경제 제6권 제1호, 2004.
- Aghion, P., E. Caroli and C. Carcia-Penalosa, "Inequality and Economic Growth: The Perspective of New Growth Theories," *Journal of Economic Literature* 37, pp. 1615-1660, 1999.
- Alesina, A. and R. Perotti, "Income Distribution, Political Instability and Investment," *European Economic Review* 81, pp. 1170-1189, 1996.
- Alesina, A. and D. Rodrik, "Distribution Politics and Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 109, pp. 465-490, 1994.

Arellano, M. and S. Bond, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies* 58, pp. 277-297, 1991.

Arellano, M. and O. Bover, "Another Look At the Instrumental Variable Estimation of Error-component Models," *Journal of Econometrics* 68, pp. 29-51, 1995.

Barro, R., "Economic Growth in a Cross Section of Countries," *Quarterly Journal of Economics* 106, pp. 407-443, 1991.

Barro, R., "Inequality and Growth in a Panel of Countries," *Journal of Economic Growth* 5, pp. 5-32, 2000.

Barro, R. and J. Lee, "International Data on Educational Attainment: Updates and Implications," *Oxford Economic Papers* 3, pp. 541-563, 2001.

Barro, R. and X. Sala-i-Martin, "Convergence Across States and Regions," *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 107-182, 1991.

Benabou, R., "Inequality and Growth," *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 11-73, 1996.

Benhabib, J. and A. Rustichini, "Social Conflict and Growth," *Journal of Economic Growth* 1, pp. 129-146, 1996.

Bertola, G., "Factor Shares and Savings in Endogenous Growth," *American Economic Review* 83, pp. 1184-1198, 1993.

Deininger, K. and L. Squire, "New Data Set Measuring Income Inequality," *World Bank Economic Review* 10, pp. 565-591, 1996.

Dominicis, L., R. Florax, and H. Groot, "A Meta-analysis On the Relationship Between Income Inequality and Economic Growth," *Scottish Journal of Political Economy* 55, pp. 654-682, 2008.

Forbes, K., "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth," *American Economic Review* 90, pp. 869-887, 2000.

Freedom In The World, Freedom In The World Survey Series, 2009.

Galor, O. and D. Tsiddon, "The Distribution of Human Capital and Economic Growth," *Journal of Economic Growth* 2, pp. 93-124, 1997a.

Galor, O. and D. Tsiddon, "Technological Progress, Mobility, and Economic Growth," *American Economic Review* 87, pp. 363-382, 1997b.

Galor, O. and J. Zeira, "Income Distribution and Macroeconomics," *Review of Economic Studies* 60, pp. 35-52, 1993.

Greene, W., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 2003.

Gupta, D., "The Economics of Political Violence," New York, Praeger, 1990.

Gupta, D., M. Madhavan and A. Blee, "Democracy, Economic Growth and Political Instability: An Integrated Perspective," *Journal of Socio-Economics* 27, pp. 587-611, 1998.

Heston, A. and R. Summers, "The Penn World Tables (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988," *Quarterly Journal of Economics* 106, pp. 327-368, 1991.

Kuznets, S., "Economic Growth and Income Inequality," *American Economic Review* 45, pp. 1-28, 1955.

Louxembroug Income Studies, LIS Key Figures, 2009.

Mankiw, G., D. Romer, and D. Weil, "A Contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics* 107, pp. 407-437, 1992.

Milanovic, B., "Global Inequality and Global Inequality Extraction Ratio," *World Bank Policy Research Working Paper* 5044, 2009.

Nelson, R. and E. Phelps, "Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth," *American Economic Review* 56, pp. 69-75, 1966.

Perroti, R., "Political Equilibrium, Income Distribution, and Growth," *Review of Economic Studies* 60, pp. 755-776, 1993.

Perroti, R., "Growth, Income Distribution, and Democracy," *Journal of Economic Growth* 1, pp. 149-187, 1996.

Persson, T. and G. Tabellini, "Is Inequality Harmful for Growth? Theory and Evidence," *American Economic Review* 84, pp. 600-621, 1994.

Piketty, T., "The Dynamics of the Wealth Distribution and Interest Rates with Credit Rationing," *Review of Economic Studies* 64, pp. 173-189, 1997

Romer, P., "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy* 98, pp. 71-102, 1990.

World Development Indicator, CD-Rom and Book, World Bank, 2008.

<부 록 1>

지니계수

국가	출처 ¹⁾	후생지표 ²⁾	1980	1985	1990	1995	2000	2005
<u>선진국 (Advanced Countries)</u>								
Australia	LIS	INC	..	0.226	0.238	0.242	..	0.246
Austria	LIS	INC	0.161	0.211	0.191	..
Belgium	LIS	INC	..	0.161	0.166	0.200	0.213	..
Canada	LIS	INC	..	0.218	0.217	0.218	0.249	0.252
Denmark	LIS	INC	0.188	0.152	0.159	0.162
Finland	LIS	INC	0.143	0.151	0.180	0.186
France	LIS	INC	0.227	0.222	0.221	0.222	0.212	..
Germany,United	LIS	INC	0.198	0.202	0.191	0.207	0.209	..
Greece	LIS	INC	0.283	0.267	..
Ireland	LIS	INC	0.262	0.270	0.247	..
Italy	LIS	INC	0.237	0.272	0.267	0.272
Japan	MIL	INC	0.241	0.243	0.234	0.258
Netherlands	LIS	INC	..	0.194	0.190	0.191	0.165	..
New Zealand	WDI	INC	0.296	..
Norway	LIS	INC	0.157	..	0.167	0.172	0.184	0.190
Portugal	MIL	INC	0.320	0.348	0.385	..
Spain	LIS	INC	0.252	..	0.237	0.287	0.270	..
Sweden	LIS	INC	..	0.131	0.152	0.155	0.186	0.171
Switzerland	LIS	INC	..	0.243	..	0.241	0.214	0.202
Turkey	WDI	EXP	0.436	0.415	0.400	0.436
United Kingdom	LIS	INC	0.204	..	0.237	0.278	0.281	0.279
United States	LIS	INC	0.235	..	0.269	0.289	0.302	0.306
<u>동아시아·태평양 (East Asia and Pacific)</u>								
Hong Kong	MIL	INC	0.460	0.434	0.495
Indonesia	WDI	EXP	0.331	0.344	0.303	0.394
Korea	MIL	INC	0.335	0.310	0.288	0.336
Malaysia	WDI	INC	..	0.420	0.396	0.419	0.426	..
Papua New Guin.	WDI	INC	0.509	..
Philippines	WDI	EXP	..	0.410	0.406	0.429	0.461	0.445
Singapore	MIL	INC	0.417	0.425	0.437
Taiwan	LIS	INC	..	0.267	0.203	0.211	0.223	0.239
Thailand	WDI	EXP	0.438	0.462	0.432	0.420
Viet Nam	MIL	EXP	0.328	0.357	0.351

주: 1) LIS는 Louxembroug Income Studies, WDI는 World Development Indicator (World Bank), MIL은 Milanovic(2009)를 각각 의미

2) INC는 소득(Income), EXP는 소비(Expenditure) 후생기준을 각각 의미하며 소득 기준의 경우 Deininger and Squire(1996)을 따라 0.066을 일괄 차감

3) 5년 단위의 범위중 각 기준년에 가장 근접한 지니계수 관측치를 이용

국가	출처 ¹⁾	후생 지표 ²⁾	1980	1985	1990	1995	2000	2005
<u>라틴아메리카 (Latin America and Caribbean)</u>								
Argentina	WDI	INC	0.379	0.388	0.432	0.447
Bolivia	WDI	INC	0.451	0.354	0.512	0.535
Brazil	WDI	INC	..	0.529	0.541	0.549	0.526	0.500
Chile	WDI	INC	0.489	0.486	0.488	0.483
Colombia	WDI	INC	0.525	..	0.470	0.506	0.509	0.496
Costa Rica	WDI	INC	..	0.409	0.391	0.397	0.400	0.416
Dominican Rep.	WDI	INC	0.439	0.448	0.455	0.433
Ecuador	WDI	INC	0.439	0.454	0.470	..
El Salvador	WDI	INC	0.424	0.433	0.453	0.458
Guatemala	WDI	INC	0.530	..	0.484	0.428
Guyana	WDI	EXP	0.516	0.432	..
Haiti	MIL	INC	0.585
Honduras	WDI	INC	0.508	0.486	0.449	0.472
Jamaica	WDI	EXP	0.422	0.357	0.431	0.455
Mexico	LIS	INC	..	0.379	0.400	0.429	0.425	0.392
Nicaragua	WDI	EXP	0.504	0.452	0.431
Panama	WDI	INC	0.505	0.500	0.495
Paraguay	WDI	INC	0.331	0.525	0.503	0.518
Peru	WDI	INC	0.373	0.383	0.432	0.454
St.Lucia	WDI	INC	0.360
Trinidad & Tob.	MIL	INC	0.423	0.411
Uruguay	WDI	INC	..	0.371	0.357	..	0.380	0.395
Venezuela	WDI	INC	..	0.492	0.375	0.402	0.429	0.416
<u>중동·북아프리카 (Middle East and North Africa)</u>								
Algeria	WDI	EXP	0.401	0.353
Egypt	WDI	EXP	0.326	0.344	0.344
Iran, I.R. of	WDI	EXP	0.436	0.430	0.441	0.384
Israel	LIS	INC	0.237	..	0.242	0.239	0.270	0.304
Jordan	WDI	EXP	0.361	0.434	0.364	0.388
Tunisia	WDI	EXP	..	0.434	0.402	0.417	0.398	..
Yemen, N.Arab	WDI	EXP	0.395	0.334	0.377
<u>남아시아 (South Asia)</u>								
Bangladesh	WDI	EXP	..	0.259	0.289	0.283	0.334	0.332
India	MIL	EXP	..	0.321	0.312	0.329	0.378	..
Nepal	WDI	EXP	0.377	0.472
Pakistan	WDI	EXP	0.334	0.303	0.330	0.312
Sri Lanka	WDI	EXP	..	0.325	0.301	..	0.332	0.402

주: 각 주는 앞의 표와 동일

국가	출처 ¹⁾	후생 지표 ²⁾	1980	1985	1990	1995	2000	2005
남아프리카 (Sub-Saharan Africa)								
Benin	MIL	EXP	0.362
Botswana	WDI	EXP	0.542	0.605
Burundi	WDI	EXP	0.333	0.424	..
Cameroon	WDI	EXP	0.468	0.446
Central Afr. R.	WDI	EXP	0.613
Gambia	WDI	EXP	0.478	0.502	0.474
Ghana	WDI	EXP	0.360	0.381	0.408	..
Guinea-Bissau	MIL	EXP	0.545	..	0.353
Kenya	WDI	EXP	0.445	0.425	..
Lesotho	WDI	EXP	0.560	0.632
Malawi	WDI	EXP	0.390
Mali	WDI	EXP	0.365	0.505	..	0.401
Mauritania	WDI	EXP	0.439	0.501	0.390	..
Mozambique	WDI	EXP	0.445	0.473
Namibia	WDI	EXP	0.743
Niger	WDI	EXP	0.505
Rwanda	WDI	EXP	..	0.289	0.468	..
Senegal	WDI	EXP	0.414	..	0.413
Sierra Leone	WDI	EXP	0.629	0.400
South Africa	WDI	EXP	0.566	0.578	..
Swaziland	WDI	EXP	0.607	0.504	..
Tanzania	WDI	EXP	0.338	0.346	..
Uganda	WDI	EXP	0.444	0.426	0.431	0.457
Zambia	WDI	EXP	0.526	0.534	0.508
Zimbabwe	WDI	EXP	0.501
체제 전환국 (Transitional Economies)								
Bulgaria	WDI	EXP	0.234	0.311	0.264	0.292
China	MIL	INC	0.348	0.415	0.416	0.416
Croatia	WDI	EXP	0.313	0.290
Czech	LIS	INC	0.141	0.193	..
Estonia	WDI	INC	0.164	0.235	0.304	0.294
Hungary	WDI	INC	0.185	0.213	0.207	0.235
Kazakhstan	WDI	EXP	0.327	0.353	0.339
Latvia	WDI	INC	0.159	0.244	0.270	0.292
Lithuania	WDI	INC	0.159	0.307	0.253	0.292
Moldova	WDI	EXP	0.391	0.332
Poland	LIS	INC	0.205	0.252	0.223	0.254
Romania	WDI	EXP	0.303	0.315
Russia	WDI	INC	0.172	0.417	0.390	0.333
Slovakia	WDI	INC	0.129	0.129	0.192	..
Slovenia	WDI	INC	0.170	0.226	0.218	0.243
Tajikistan	WDI	EXP	0.315	0.336

주: 각 주는 앞의 표와 동일

<부 록 2>

기초통계 요약 1

변수	정의	출처	년도	평균	표준편차	최소값	최대값
불평등도	지니계수로 산정, 소득기준의 경우 Deininger and Squire(1996)을 참고해 0.066을 일괄 차감	WDI, LIS, Mil ¹⁾	1980	0.254	0.113	0.157	0.525
			1985	0.310	0.112	0.131	0.529
			1990	0.326	0.124	0.129	0.629
			1995	0.370	0.129	0.129	0.743
			2000	0.358	0.106	0.159	0.578
소득 ²⁾	log(1인당 실질GDP), 2005년 US\$ 기준	Heston and Summers (1991)	1980	8.5	1.1	6.2	10.2
			1985	8.5	1.1	6.4	10.3
			1990	8.6	1.1	6.3	10.4
			1995	8.6	1.1	6.4	10.5
			2000	8.7	1.2	6.5	10.6
교육 ²⁾	남·녀를 포괄하는 15세 이상 인구의 평균 교육년수	Barro and Lee(2001)	1980	5.0	2.9	0.3	11.9
			1985	5.3	2.8	0.5	11.6
			1990	6.0	2.9	0.7	11.7
			1995	6.2	2.8	0.8	11.9
			2000	6.5	2.9	0.8	12.1
비민주주의 지수 ²⁾	정치적 권리와 시민적 자유의 단순평균 지수로 1은 동 권리가 높음을 의미하는 반면 7은 자유롭지 못함을 의미	Freedom in the World	1980	4.0	2.0	1	7
			1985	3.9	2.0	1	7
			1990	3.6	1.9	1	6.8
			1995	3.3	1.7	1	7
			2000	3.1	1.7	1	6.9
2005	2.9	1.7	1	6.5			

주: 1) LIS는 Louxembroug Income Studies, WDI는 World Development Indicator (World Bank), MIL은 Milanovic(2009)를 각각 의미

2) 불평등도를 제외한 소득, 교육, 비민주주의지수의 경우 각 년도 자료의 5년 단위 기간중 단순평균 수치임

기초통계 요약 2

변수	정의	출처	년도	평균	표준편차	최소값	최대값
정부지출 ¹⁾	1인당 실질GDP에서 정부지출이 차지하는 비중, 2005년 미국 달 러 기준	Heston and Summers (1991)	1980	17.3	8.5	4.3	61.7
			1985	18.1	8.3	4.7	57.8
			1990	18.1	8.6	4.1	56.5
			1995	18.7	8.6	4.2	50.2
			2000	17.5	7.6	4.2	45.7
			2005	17.3	7.3	4.2	41.7
투자 ¹⁾	1인당 실질GDP에서 투자지출이 차지하는 비중, 2005년 미국 달 러 기준	Heston and Summers (1991)	1980	23.2	11.4	1.3	68.9
			1985	21.3	10.8	2.7	57.1
			1990	20.7	10.3	4.1	50.9
			1995	20.7	10.8	3.7	65.0
			2000	21.3	10.2	2.8	52.7
			2005	21.0	9.5	0.4	43.0
개방도 ¹⁾	1인당 실질GDP에서 수출입이 차지하는 비 중, 2005년 미국 달러 기준	Heston and Summers (1991)	1980	60.7	46.8	10.7	339.0
			1985	59.2	45.1	10.8	327.0
			1990	61.8	46.4	11.2	333.9
			1995	71.1	48.0	16.9	310.3
			2000	78.8	48.3	21.0	328.8
			2005	87.3	55.3	24.3	395.0
물가상승률 ¹⁾	소비자물가지수의 연 간 상승률	WDI	1980	18.4	27.3	2.3	211.2
			1985	58.7	302.6	2.8	2692.4
			1990	75.7	299.0	-3.0	2342.2
			1995	51.8	158.4	1.2	1090.9
			2000	12.4	26.1	-0.1	242.3
			2005	8.3	24.0	-1.3	246.6

주: 1) 각 통계 수치는 각 년도 자료의 5년 단위 기간중 단순평균 수치임

301	조세 종류별 후생효과 분석(2007.5)	박성욱
302	국내 기업의 해외직접투자 결정 요인 - 기업경영 관련 여건을 중심으로(2007.6)	전봉걸 · 권철우
303	해외직접투자와 국내투자의 관계 분석(2007.6)	김현정
304	출산율저하가 인적투자 및 금융시장에 미치는 영향(2007.7)	김기호 · 유경원
305	상호저축은행의 효율성 및 건전성 분석(2007.8)	정형권
306	최근 통화량의 변동요인 분석 - 주택가격을 고려한 통화수요함수 추정(2007.8)	유병학
307	여성의 출산과 경제활동참가 결정요인 분석(2007.8)	김우영
308	비용상승 충격의 불확실성과 통화정책(2007.9)	정규일
309	2007년 한국은행 국제컨퍼런스 결과 - Monetary Policy Communication and Credibility in a Financially Globalized World(2007.9)	한국은행 금융경제연구원
310	금융기관 해외투자 확대정책의 경제적 효과 분석(2007.9)	강종구
311	외환위기 전후 원·달러 환율의 변동요인 비교분석(2007.10)	김윤영
312	가계의 교육비와 저축간 관계 분석(2007.10)	유경원
313	The Political Economy of East Asian Financial Cooperation - The Chiang Mai Initiative(2007.10)	Hyoung-kyu Chey
314	Forecasting Output Growth and Inflation - How to Use Information in the Yield Curve(2007.10)	Huiyu Huang · Tae-Hwy Lee · Canlin Li
315	How Much Inflation is Necessary to Grease the Wheels?(2007.12)	Jinil Kim · Francisco J. Ruge-Murcia
316	선진적 금융세계화를 위한 전제조건 분석(2008.1)	김희식
317	물적·인적자본의 한계생산성 분석(2008.1)	박성욱
318	중국의 금융개혁과 은행산업 생산성변화(2008.1)	오대원

319	개방경제하에서의 최적 통화정책(2008.1)	정용승
320	외국인 직접투자의 현황과 과제(2008.1)	홍재범
321	Explaining the Cyclical Behavior of the Korean Labor Market(2008.2)	Weh-Sol Moon
322	Inventory, Factor-Hoarding and the Dynamic Response to Monetary Shocks(2008.2)	Kwang Hwan Kim
323	원/달러 무위험 금리차의 특성에 관한 연구(2008.2)	송치영
324	Total Factor Productivity by 72 Industries in Korea and International Comparison(2008.2)	Hak K. Pyo · Hyunbae Chun · Keun Hee Rhee
325	Market Services Productivity in Korea: An International Comparison(2008.2)	Hyun Jeong Kim
326	A Political Economic Critique on the Theory of Optimum Currency Areas and the Implications for East Asia(2008.3)	Hyoung-kyu Chey
327	The Growth and Determinants of Vertical Trade in Korea(2008.3)	Young Kyung Suh
328	제조업 업종별 특성과 수출경쟁력(2008.3)	권철우 · 전봉걸
329	Competition in the Credit Rating Industry(2008.3)	이인호
330	Non-Interest Income of Commercial Banks: Evidence from OECD Countries(2008.3)	Joon-Ho Hahm
331	An Assessment of the New Keynesian Phillips Curve in the Korean Economy(2008.3)	Bae-Geun Kim · Byung Kwun Ahn
332	미 달러화 환율의 장단기 결정요인 분석(2008.4)	김윤영
333	중국 제조업의 효율성 변화와 시사점(2008.4)	오대원
334	사교육투자의 효율성 분석(2008.4)	이찬영
335	외환거래 확대의 시장안정효과 분석(2008.5)	김희식
336	Do Capital Adequacy Requirements Really Matter(2008.5)	Junhan Kim
337	물가안정목표제하에서 자산가격 변동과 경제안정(2008.5)	김양우 · 우준명

338	기혼여성의 맞벌이 결정요인 분석(2008.6)	김우영
339	제조업과 서비스업간 기술진보 확산효과 분석(2008.8)	박성욱
340	The Cost Channel Effect of Monetary Policy in Korea(2008.8)	Myung-Soo Yie
341	해외 공급충격과 개방경제의 최적 금리준칙(2008.8)	김근영
342	고용보호제도 변화가 노동시장에 미치는 영향 분석(2008.8)	문외솔
343	장·단기 금리격차의 생산갭 예측력 분석(2008.9)	이명수
344	고용구조의 변화와 학력별 임금격차(2008.9)	김우영
345	임금근로자의 하향취업 행태 분석(2008.9)	이찬영
346	Estimation of Hybrid Phillips Curve in Korea(2008.9)	Woong Kim
347	Can the European Monetary System Be a Model for East Asian MonetaryCooperation?(2008.10)	Hyoung-kyu Chey
348	주택 가격지수 산정 - 서울 아파트 실거래가격을 이용한 실증연구(2008.10)	KAIST 금융공학연구센터
349	2008년 한국은행 국제컨퍼런스 결과 - Recognizing and Coping with Macroeconomic Model Uncertainty in Designing Monetary Policy(2008.10)	한국은행 금융경제연구원
350	소비자물가에 대한 유가 및 환율충격의 비대칭성·비선형성 분석(2008.11)	김기호·윤성훈
351	불완전 환율진가하에서 환율이 상품수지에 미치는 영향(2008.11)	윤성훈·김귀정
352	Inflation Volatility and Stock Returns: Some International Evidence(2008.11)	Ky-hyang Yuhn · Sang Bong Kim
353	외환시장압력과 국외부문 통화공급 변동의 관계 분석(2008.11)	김용복
354	통화적 물가결정이론으로 본 장기균형물가와 인플레이션(2008.11)	김배근
355	물가·성장간 관계변화 분석(2008.11)	송승주

356 The Impact of Foreign Bank Penetration on the Transmission of Monetary Policy in Emerging Economies: Evidence from Bank-level Data(2009.1)
Ji Wu · Alina C. Luca · Bang Nam Jeon

357 국가별 금리차의 요인분해(2009.1) 유복근

358 글로벌 구조 VAR 모형을 이용한 해외충격의 파급효과 분석(2009.1)
김윤영 · 박준용

359 통화옵션을 이용한 미래 원/달러 환율의 위험중립 확률분포 추정(2009.1)
이승환

360 통화정책과 주식수익률의 관계에 대한 실증분석과 시사점: 한국의 경우(2009.2)
이상규 · 김양우 · 우준명

361 기업의 자금조달 수단과 대출경로(2009.2) 김준한 · 이명수

362 지적재산 보호와 경제성장(2009.2) 박성욱

363 Opening to Capital Flows and Implications from Korea(2009.2)
Kyungsoo Kim, Byoung-Ki Kim and Young Kyung Suh

364 최근 고용여건 변화와 청년실업 해소방안(2009.2) 박강우 · 홍승제

365 Market Structure, Bargaining, and Covered Interest Rate Parity(2009.2)
Byoung-Ki Kim

366 한국노동패널자료를 이용한 가계부채 분석(2009.2) 김현정 · 김우영 · 김기호

367 우리나라 기업의 가격결정행태 분석(2009.2) 김웅 · 홍승제

368 The Impact of Affinity on International Economic Integration:
The Case of Japanese Foreign Direct Investment(2009.3) Hyoung-kyu Chey

369 한국경제의 구조변화와 생산성: Baumol 효과를 중심으로(2009.3) 오완근

370 제조업과 서비스업의 기술진보 격차가 고용에 미치는 영향(2009.3) 김배근

371 The Estimation of Capital Stocks, Total Factor Productivity and Potential GDP(2009.3)
Hak K. Pyo · Sunyoung Jung

372 Does the Liquidity Effect Guarantee a Positive Term Premium?(2009.3)
Kyuil Chung

373	개별가격변동과 통화정책(2009.3)	박강우
374	우리나라에서의 디플레이션 발생 위험 평가(2009.3)	김웅
375	Labor Market Frictions and Wage Contracts(2009.3)	문외솔
376	채무 만기연장에 관한 게임이론적 분석(2009.3)	정형권
377	개인저축률과 거시경제변수간 관계분석(2009.3)	송승주
378	환율변동이 실물경제에 미치는 영향(2009.4)	김용복 ·곽범준
379	가계채무구조와 사교육비 지출 행태(2009.4)	이찬영
380	가계부채의 결정요인 분석(2009.4)	김우영 · 김현정
381	Are Structural Parameters of DSGE Models Stable in Korea?(2009.4)	Jiho Lee
382	Double Drain, Risk of Recession and Monetary Policy in Small Open Economies(2009.5)	Geun-Young Kim
383	A Way Forward for Asian Bond Market Development(2009.5)	Hong Bum Jang · Suk Hyun
384	개방경제의 실질소득지표에 대한 연구(2009.6)	김배근
385	실물 · 금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석(2009.6)	손종철
386	은행의 비이자영업 확대와 시스템 위험(2009.6)	김기호 · 윤성훈
387	2009년 한국은행 국제컨퍼런스 결과 - The Credit Crisis: Theoretical Perspectives and Policy Implications(2009.6)	한국은행 금융경제연구원
388	낙인효과(stigma effect)와 자본이동성이 국채 CDS 프리미엄에 미치는 영향(2009.7)	김용복
389	Comparative Advantage and Labor Market Dynamics(2009.7)	Weh-Sol Moon
390	투자자의 시장심리를 반영한 자산가격 변동요인 분석(2009.8)	김윤영 · 이진수
391	주가와 채무구조 정보를 이용한 기업부문 신용리스크 측정(2009.8)	이승환
392	직접투자 유출입이 경기동조화에 미치는 영향(2009.8)	황광명

393	은행부문의 통화불일치 평가와 발생요인 분석(2009.8)	서영경 · 김근영
394	Covered Interest Rate Parity: A Model of Cournot Competition and Bargaining with Outside Option(2009.9)	Byoung-Ki Kim
395	The Determinants of Informal Sector and Their Effects on the Economy: the Case of Korea(2009.9)	Donghun Joo
396	산업간 지식전파효과 분석 : 사업서비스를 중심으로(2009.9)	김현정
397	우리나라 노동시장의 이력현상 분석(2009.9)	김웅
398	다부문 경제성장모형에 의한 수출주도형 성장전략 평가(2009.9)	김배근
399	최적필터(optimal filter)를 이용한 우리나라 주가지수의 확률변동성 및 점프 추출(2009.9)	윤재호
400	사회후생 극대화를 위한 국가채무 수준에 대한 연구(2009.10)	임진
401	중고령자의 은퇴결정요인 분석(2009.10)	손종칠
402	금융 시스템리스크를 감안한 금융기관 자기자본 규제정책(2009.10)	서상원
403	Financial Integration in East Asia: Evidence from Stock Prices(2009.10)	Xiaodan Zhao · Yoonbai Kim
404	'Sleeping with the Enemy' or 'An Ounce of Prevention': Sovereign Wealth Fund Investments and Market Destabilization(2009.10)	April Knill · Bong-Soo Lee · Nathan Mauck
405	Fluctuations in Exchange Rates and the Carry Trade(2009.10)	Kyuil Chung · Òscar Jordà
406	실물경기변동모형에 의한 경기침체 요인분석(2009.11)	송승주
407	1930년대 세계대공황과 2008년 위기(2009.11)	양동휴
408	국내외 금융시장의 연계성 변화 분석 : 외환위기와 글로벌 금융위기 기간을 중심으로(2009.11)	유복근 · 최경욱
409	Global Economic Recession and East Asia: How Has Korea Managed the Crisis and What Has It Learned?(2009.11)	Yung-Chul Park
410	가구패널자료 접속을 통한 가계의 유동성제약 변화 연구(2009.11)	김기호
411	자본유출입의 경기순응성과 파급경로(2009.12)	송치영 · 김근영

412	기업 혁신역량 강화를 위한 기업지배구조의 모색(2009.12)	장지상 · 이근기
413	소비구조 변화가 산업구조에 미치는 영향 - 인구구조 변화를 중심으로(2009.12)	황상필
414	Macro Prudential Supervision in the Open Economy, and the Role of Central Banks in Emerging Markets(2010.2)	Joshua Aizenman
415	Risk-Factor Portfolios and Financial Stability(2010.2)	Gus Garita
416	신용마찰의 경제환경 하에서의 통화정책에 대한 연구(2010.2)	정용승
417	은퇴와 가계소비간 관계 분석(2010.2)	윤재호 · 김현정
418	Measuring Systemic Funding Liquidity Risk in the Interbank Foreign Currency Lending Market(2010.2)	Seung Hwan Lee
419	선물환시장의 효율성과 무위험금리차(2010.2)	황광명
420	금리정책 동조화의 경로 분석(2010.2)	임진 · 서영경
421	외국자본 유입이 경제성장에 미치는 영향(2010.3)	김승원
422	횡단면분포 특성을 이용한 기업의 경기반응 분석(2010.3)	김웅
423	경제성장과 사회후생간의 관계(2010.3)	강성진
424	불확실성이 설비투자 결정에 미치는 영향분석(2010.3)	홍성표
425	소득불평등과 경제성장의 관계: Cross-country 비교분석(2010.3)	손종철

* 금융경제연구 제1~200호의 발간목록은 제320호 이전 책자를, 제201~300호의 발간목록은 제421호 이전 책자를 참고하십시오.