고령화와 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향

이근영*

요약

본 연구에서는 고령인구비율(65세 이상), EHII 지니계수, 1인당 실질GDP 등의 연간 자료를 사용하여 고령화와 소득불평등이 지난 50년 동안 경제성장에 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴보았다. 실증분석결과 전체 기간에 걸쳐 고령화와 소득불평등이 상승할수록 경제성장률은 떨어진다. 하지만 Qu and Perron(2007) 검정결과에 따라 전체 기간을 세 기간으로 구분하는 경우 기간에 따라 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향이 다르게 나타난다. 또한 시변적인(Time-Varying) VAR 모형을 이용한 추가적인 실증분석결과 소득불평등 상승 충격에 대한 경제성장의 중위수 반응이 역의 U자 형태가 아니라 U자나 W자의 형태를 보이고 있다. 한편 고령화 충격에 대한 경제성장의 부정적인 반응은 기간구분에 관계없이 일정하다.

핵심용어: 고령화, 소득불평등, 경제성장, EHII 지니계수
JEL 분류기호: D3, E2, E3, O4

---

* 성균관대학교 경제학과 교수, e-mail: lky0614@skku.edu

Ⅰ. 서론

필자는 2014년도 한국경제연구학회 신년사에서 향후 한국경제가 직면한 과제와 관련하여 “ ~ 재정적자나 통화팽창을 통한 총수요 증대정책은 단기적으로는 소득을 증가시키지만 장기적으로 정부부채와 가계부채를 증가시킵니다. 또한 총공급 측면에서 저출산과 고령화는 양질의 지속적인 노동공급을 위축시키며 세계경제의 불확실성과 글로벌화는 기업들의 국내 투자를 저해하고 있습니다. 이러한 상황에서 지속적인 경제성장은 회원님들께서 잘 아시는 바와 같이 기술진보를 통한 생산성 향상에 의해서만 가능할 것입니다. 그러나 기술진보는 지속적인 성장을 가능하게 하나 임금격차확대를 통한 소득불균형 문제를 가져오기 때문에 이에 대한 대책이 또한 필요합니다. 한편 이러한 다양한 문제점들을 해결하면서 잠재성장률을 높일 수 있는 방법 중의 하나가 중장기적으로 볼 때 남북경제통합이라고 봅니다. ~”라는 견해를 피력한 바 있다. 이들 주제 가운데 재정정책이나 통화정책, 외국인투자와 해외투자와 관련된 문제 등은 필자를 포함한 많은 국내경제학자들에 의해 연구가 이루어지고 있는 반면 저출산과 고령화, 소득불균형 문제 등은 문제의 심각성에도 불구하고 자료의 제약 등으로 상대적으로 국내연구가 덜 이루어지고 있는 형편이다. 따라서 본 연구에서는 고령화와 소득불평등이 거시경제, 특히 경제성장에 어떤 영향을 미치는가를 실증적으로 살펴보고자 한다.

고령화와 소득불평등 문제는 연간 통계자료를 통해서 확인이 가능한데 <그림 1>이 보여주는 바와 같이 고령인구비율(65세 이상)이 1963년부터 최근까지 체증적으로 증가하는 반면 일인당 실질GDP는 체감적으로 상승한다. 한편 EHII(Estimated Household Income Inequality) 지니계수는 비대칭적인 V자 또는 U자 형태의 패턴을 보여주고 있다. <그림 1>은 또한 고령인구비율의 변화나 지니계수의 변화율이 GDP 변화율과 음(-)의 상관관계를 가지고 있음을 보여준다. 하지만 상관관계가 반드시 인과관계를 반드시 의미하는 것은 아닐 뿐만 아니라 이들 변수 간의 인과관계, 특히 소득불평등과 경제성장 간의 인과관계에 대해서는 학자들 간에 상반된 견해가 존재한다. 한편 인과관계는 역으로 성립할 수도 있으며 다른 요인들에 의해서도 이들의 인과관계가 크게 영향을 받을 수도 있다.

본 연구에서는 먼저 GMM(Generalized Method of Moments)을 이용하여 고령화, EHII 지니계수, 일인당 실질GDP 등 3변수 간에 동시기의 인과관계가 어떻게

성립하는가를 살펴본다. 이를 바탕으로 3변수 VAR 모형을 추정한 후 촐레스키 분해를 이용하여 고령화와 소득불평등이 경제성장에 동태적으로 어떤 영향을 미치는가를 살펴본다. 또한 변수순서에 따라 경제성장이 소득불평등에 미치는 영향이 어떻게 달라지는가도 함께 분석함으로써 학자들 간의 견해 차이의 원인을 실증적으로 찾아본다. VAR과 같은 축약형 분석기법의 경우 변수 간의 전반적인 인과관계를 살펴봄으로써 특정 경로에 의존하는 구조적 모형의 단점을 극복할 수 있는 반면 파급경로를 간과하는 단점이 있다. 따라서 본 연구에서는 이 분야의 이론들이 주장하는 전달경로에 따라 저축 또는 소비, 고용, 재화수입 등을 추가적으로 고려함으로써 고령화와 소득불평등이 어떤 경로를 통해 경제성장에 영향을 미치는가를 살펴본다. 한편 <그림 1>에서 확인할 수 있는 바와 같이 1970년대 1~2차 유가파동, 1980년 미국의 고금리정책과 10.26사태, 1997년의 외환위기, 2008년 글로벌 금융위기 등으로 레짐스위칭이 발생했을 가능성이 상존한다. 따라서 Qu and Perron(2007) 검정방법을 이용해 구조적 분기점이 발생했는가를 살펴보고 이에 따라 충격반응분석이 기간에 따라 어떻게 달라지는가를 분석한다. 또한 최근 국내산업구조가 기술혁신에 따라 급격하게 변동하고 있다는 점에 초점을 맞춰 Primiceri(2005)의 시변적인 파라미터(TVP: Time-Varying Parameter) VAR 모형을 통해 시간의 흐름에 따라 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향이 어떻게 변화하는지 살펴보고자 한다.

본 연구는 다음과 같은 내용들로 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서는 고령화와 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향을 살펴본 기존연구들에 대해 논의하고 이들 연구들과 본 연구와의 차이점에 대해 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 주요 변수들에 대한 단위근 및 공적분 검정을 실시하고 이들의 기초통계량에 대해 살펴본다. 제Ⅳ절에서는 GMM을 이용해 이들 변수들 간의 동시기적 인과관계를 분석하고 VAR 모형을 통해 각 충격에 대한 반응을 추정한다. 또한 소비 등의 추가적인 자료를 이용해 기존 이론들의 정당성을 검증해 본다. 한편 본 연구에서는 Qu and Perron(2007) 검정을 이용해 레짐스위칭의 존재 여부와 이에 따른 충격파급효과의 차이점을 살펴본다. 또한 Primiceri(2005)의 시변적인 파라미터 VAR 모형을 통해 각 시점마다 소득불평등 등이 경제성장에 미치는 영향이 어떻게 달라지는가를 분석해 보고자 한다. 제Ⅴ절에서는 앞에서의 실증분석결과들이 우리 경제에 제시하는 정책적 시사점을 찾아보고자 한다. 끝으로 제Ⅵ절에서는 연구내용을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 기존 연구

고령화는 경제성장뿐만 아니라 소비, 저축, 수입, 재정 등의 거시경제변수들에 영향을 미친다. 실질GDP는 노동생산성, 경제활동참가율, 생산가능인구 비중, 총인구 등의 곱으로 분해될 수 있는데 Skirbekk(2004)에 따르면 고령화는 인지능력이나 신체적 기능 등의 저하를 통해 노동생산성과 경제성장을 떨어드린다. 또한 Katagiri(2012)는 고령화는 생산성이 상대적으로 낮은 서비스업의 비중을 증대시킴으로써 총요소생산성과 경제성장을 하락시킬 가능성을 제기한다. Ikeda and Saito(2012)에 따르면 고령화는 부양인구의 증대로 소비가 줄어들고 노동공급 감소로 총요소생산성이 떨어지기 때문에 경제성장을 낮춘다. Summers(2015)는 고령화로 저축이 투자를 장기적으로 초과하는 경우 지속적인 경기침체가 올수 있다고 주장한다. 한편 실증분석을 통해 Liu and Westelius(2016)는 연령과 노동생산성은 역의 U자 형태의 관계를 가지고 있음을 보여준다. 또한 Tyers and Shi(2007)에 따르면 고령화의 원인에 따라 경제성장률이 상승하거나 하락할 수 있으며 Bloom, Canning, and Fink(2011)은 고령화는 자녀수를 감소시키고 이에 따른 인적자본에 대한 투자 증대로 노동생산성을 높일 수도 있다고 주장한다. 노동생산성 이외의 요인으로 Feyrer(2007)는 선진국 간 또는 선진국과 개도국 간의 경제성장률 격차는 경제활동인구의 비중 차이로 설명될 수 있다고 주장한다.

소득불평등이 경제성장에 어떤 영향을 미치는가에 대한 이론들은 크게 두 가지 상반된 접근법들로 구분될 수 있다. 먼저 고전적 접근법(Classical Approach)은 소득불평등이 커질수록 저축과 자본축적이 늘어남에 따라 경제가 성장한다고 주장하는 반면 현대적 접근법에 따르면 소득불평등이 커질수록 경제성장이 낮아진다. 즉 소득평등은 신용시장이 불완전한 경우 인적자본에 대한 투자를 증대시켜 경제를 성장시키거나(Capital Markets Imperfections Approach), 정치경제적 불안정을 해소시킴으로서 투자와 경제성장을 촉진시킨다(Political Economy Approach). 통합적 접근법(Unified Approach)은 소득불평등이 경제발전의 초기 단계에서는 물적자본의 축적을 통해 경제성장에 긍정적인 효과를 가진 반면 후기 단계에서는 소득평등이 인적자본의 축적을 통해 경제성장에 긍정적인 효과를 가지고 있다고 주장한다(Galor, 2000). 소득불평등과 경제성장에 관한 실증적 연구로는 먼저 1971년 노벨

경제학상 수상자인 Kuznets(1955)가 경제발전 초기에는 소득불평등 현상이 심화되다가 경제발전이 이루어져 산업사회로 진입함에 따라 이 현상이 완화되는 역 U자형 가설을 주장하였다. 이후 대표적인 연구들로 Ahluwalia(1976)는 60개국 자료를 이용하여 쿠즈네츠의 역 U자형 가설이 성립함을 보여주었던 반면 Deninger and Squire(1998)는 토지관련 지니계수를 이용하는 경우 이 가설이 성립하지 않을 수 있다고 주장한다. 한편 Barro(2000)는 패널자료를 이용해 소득불평등과 경제성장 간에 명확한 인과관계가 존재하지 않음을 보여주었다. 하지만 IMF의 최근 연구들로 Berg and Ostry(2011)는 소득불평등이 상승할수록 경제성장이 약화됨을 보여주고 있으며 Ostry, Berg, and Tsangarides(2014)는 과도하지 않은 소득재분배정책은 성장을 저해하지 않는다고 주장한다. 또한 Dabla-Norris, Kochhar, Suphaphipphat, Ricka, and Tsountas(2015)는 최하위 20%의 소득 비율이 올라가는 경우 경제성장률이 상승함을 보여준다.

본 연구에서는 한국경제가 당면한 문제인 고령화와 소득불평등이 경제성장에 어떤 영향을 미치는가를 함께 살펴본다. 서론에서 이미 언급한 바와 같이 고령화와 소득불균형은 한국경제가 당면한 두 난제일 뿐만 아니라 두 변수가 경제성장과 밀접한 연관이 있기 때문에 다른 한 변수를 배제하는 경우 변수생략의 오류가 발생할 수 있다. 또한 본 연구에서는 간단한 계량기법을 사용하여 글로벌 자료들을 분석한 대부분의 기존 연구들과 달리 레짐스위칭이나 시변적인 계량기법 등의 정치한 계량기법을 이용해 우리나라의 경우 이들 변수들 간의 인과관계나 충격반응이 일정 기간 또는 연도별로 어떻게 달라지는가를 분석한다.

Ⅲ. 검정 및 기초통계량

1. 자료의 특성

본 연구에서는 사용되는 기본적인 자료는 고령인구비율(65세이상), EHII 지니계수, 1인당 실질GDP 등이다. EHII 지니계수의 1963년부터 2012년까지 이용가능하기 때문에 여기서 분석기간은 1963년부터 2012년까지이며 표본수는 50개이다. 고령인구비율(65세이상)과 1인당 실질GDP 자료는 한국은행 경제통계시스템(ECOS),

그리고 EHII 지니계수는 University of Texas Inequality Project(UTIP)로부터 각각 구했다.[1] EHII 자료는 UTIP-UNIDO(United Nations Industrial Development Organization)의 임금불평등 자료, 자료유형관련 더미변수를 포함한 조건부 변수, 세계은행의 DS(Deininger & Squire) 자료 등으로부터 추정된 글로벌 자료이다(참조: Deininger and Squire, 1996; Galbraith and Kum, 2005).

<그림 1>이 고령인구비율, EHII 지니계수, 대수를 취한 1인당 실질GDP의 추이를 보여주고 있다. 지난 50년에 걸쳐 고령인구비율은 상승하는 율로 증가하는 반면 일인당 실질GDP는 하락하는 율로 증가하고 있다. 일인당 실질GDP 성장률은 10.26 사태와 미국의 고금리정책으로 인해 1980년, 그리고 외환위기의 여파로 1998년에 음(-)의 값을 보인다. EHII 지니계수는 대체적으로 1960년대 상승추세를 보이다가 1972년에 절정(45.486%)에 도달한다. 그 후 1980년대 초(1981년: 41.567)에 일시적으로 상승한 것을 제외하고는 1980년대 말까지 지속적으로 하락한다. EHII 지니계수는 1995년(37.714%) 최저치에 도달한 후 2007년도(41.338%)까지 다시 상승한다. 역의 U자형보다는 오히려 비대칭적인 V자형에 가까운 움직임을 보이고 있다.

2. 단위근 검정과 공적분 검정

고령화와 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향을 분석하기 전에 이들 자료들에 대한 단위근 검정과 공적분 검정을 실시한다. <표 1>는 ADF와 PP 검정을 이용한 단위근 검정결과를 보여주고 있다. 시차가 2이고 추세를 포함한 단위근 검정결과는 고령인구비율(65세 이상), EHII 지니계수, 대수를 취한 1인당 실질GDP 등 세 수준변수 모두 단위근을 갖고 있는 반면 차분변수들의 경우에는 단위근을 갖고 있지 않은 것으로 나타났다. 고령인구비율과 EHII 지니계수의 경우는 그대로 변수를 차분하여 %p로 나타낸 반면 1인당 실질GDP는 대수를 취해 차감한 후 100을 곱해 %로 나타냈다.

세 수준변수들이 모두 단위근을 갖고 있기 때문에 이 변수들이 공적분 관계를 갖고 있는가를 Johansen 검정방법을 이용해서 살펴본다. <표 2>가 시차가 2이고 추세를 포함한 경우의 검정결과를 보여주는데 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀

1) https://utip.lbj.utexas.edu/data.html 참조

무가설이 10% 유의수준에서 기각되지 않음을 두 검정통계량이 모두 보여준다.

3. 기초통계량

각 수준변수들이 모두 단위근을 갖고 있을 뿐만 아니라 이 세 변수들이 공적분 관계를 가지고 있지 않기 때문에 본 연구에서는 차분변수를 이용해 고령화와 소득 불평등이 경제성장에 미치는 영향을 분석한다. 여기서는 본격적인 분석을 실시하기 전에 이 차분변수들의 기초통계량을 먼저 살펴보고자 한다.

<표 3>이 변화율의 기초통계량을 보여주고 있는데 먼저 고령인구비율과 1인당 실질GDP의 평균변화율은 각각 0.173%p와 6.316%로 1% 수준에서도 통계적으로 유의적인 반면 EHII 지니계수는 -0.107%p이며 10% 수준에서 유의적이지 못하다. 표준편차는 1인당 실질GDP, EHII 지니계수, 고령인구비율 순으로 크다. 왜도를 살펴보면 EHII 지니계수는 거의 대칭적인 반면 고령인구비율과 1인당 실질GDP는 각각 양(+)의 값과 음(-)의 값을 갖는다. 고령인구비율의 첨도는 정규분포의 첨도인 3보다 작은 반면 1인당 실질GDP의 첨도는 3보다 크다. 고령인구비율과 1인당 실질GDP의 경우 최고치는 최저치의 절대값보다 큰 반면 EHII 지니계수의 경우는 반대이다. Q(10)은 10계차 계열상관계에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 보여주는데 고령인구비율의 경우는 10계차 계열상관관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 1% 수준에서도 기각되는 반면 나머지 두 변수의 경우는 그렇지 못하다.

Ⅳ. 실증분석

1. 상관관계

고령인구비율, EHII 지니계수, 1인당 실질GDP 간의 인과관계를 분석하기 전에 이들 변수 간의 상관관계를 먼저 살펴보고자 한다. <표 4>가 1964년부터 2012년에 걸친 세 변수 변화율 간의 상관관계를 보여주고 있다. 고령인구비율과 EHII 지니계수 변화율 간의 상관계수 추정치는 0.156으로 두 변화율이 같은 방향으로 움

직이나 통계적인 유의성은 크지 않다. 반면 고령인구비율 또는 EHII 지니계수와 1인당 실질GDP 변화율 간의 상관계수 추정치는 각각 -0.398과 -0.430으로 음(-)의 상관관계를 가지고 있으며 1% 수준에서 유의적이다.

소득불평등을 측정하는 지니계수로는 EHII 외에도 여러 가지가 있는데 <표 5>는 세 변수와 통계청이 제공하는 시장소득 지니계수 또는 가처분소득 지니계수와의 상관관계를 보여준다. 통계청 자료는 1990년부터 제공되기 때문에 <표 5>의 추정결과는 1991년부터 2012년에 걸친 변화율의 상관계수 추정치를 보여주고 있다. EHII 지니계수와 시장소득 또는 가처분소득 지니계수 변화율 간의 상관계수 추정치는 각각 0.274와 0.209로 통계적 유의성이 크지 않은 것으로 나타났다. EHII 지니계수 자료는 DS 지니계수를 UTIP-UNIDO의 임금불평등 자료와 조건부 변수 등에 회귀시킴으로써 추정된 글로벌 자료이다. 1인당 실질GDP와 지니계수 변화율 간의 상관계수 추정치의 절대값은 가처분소득(-0.638), 시장소득(-0.420), EHII(-0.369)의 순으로 크다. 하지만 외환위기 직후 기간인 1998년을 제외시키는 경우 특히 1인당 실질GDP와 시장소득 지니계수 변화율 간의 상관계수 추정치는 -0.029로 음(-)의 상관관계가 크게 약해진다. 고령인구비율과 EHII 지니계수 변화율 간의 상관계수 추정치는 0.151로 전체기간의 경우와 유사한 반면 가처분소득(0.093)과 시장소득(-0.032)의 경우는 절대적으로 작아진다. <그림 2>가 EHII, 시장소득, 가처분소득 지니계수의 추이를 비교하고 있는데 EHII 지니계수가 다른 두 변수에 비해 큰 값을 가진 반면 변동폭은 작으며, 특히 외환위기 직후의 상승폭이 작은 것으로 나타났다.[2)]

<표 4>와 <표 5>의 결과를 해석하는 데 유의해야 할 점은 먼저 상관관계가 반드시 인과관계를 의미하지는 않는다는 점이다. 또한 외환위기와 같은 예외적인 기간의 극단치(Outliers)들이 선형분석의 추정결과를 왜곡할 수 있으며 이는 특히 표본크기가 작을 때 더 심각하게 나타날 수 있다는 점이다. 뿐만 아니라 소득불평등을 측정하는 지표들이 다양하고 그 지표들 간의 상관관계 또한 다르기 때문에 특정 지표를 사용한 해석에 유의할 필요가 있다.

---

2) Galbraith, Choi, Halbach, Malinowska, Zhang(2016)에 따르면 미국과 영국 등 주요 선진국들의 경우 OECD 지니계수보다 EHII 지니계수의 평균이 작은 반면 한국의 경우에는 OECD 지니계수보다 EHII 지니계수의 평균이 크다. 김낙년·김종일(2013)는 OECD 자료의 근간이 되는 통계청의 가계동향조사가 최상위 고소득자들의 상황을 제대로 반영하지 못하기 때문에 시장소득과 가처분소득 지니계수가 소득불평등을 과소평가하는 문제를 가지고 있다고 주장한다.

2. GMM 추정결과

세 변수들 간의 동시기의 인과관계를 살펴보기 위해 다음과 같은 식들을 GMM 추정방법을 이용해 추정해본다.

$$\Delta AGING_t = \alpha + \beta \Delta GINI_t + \gamma \Delta GDP_t + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta GINI_t = \alpha + \beta \Delta AGING_t + \gamma \Delta GDP_t + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta GDP_t = \alpha + \beta \Delta AGING_t + \gamma \Delta GINI_t + \epsilon_t \quad (3)$$

위 식에서 *AGING*와 *GINI*는 각각 고령인구비율과 EHII 지니계수를 표시하며 Δ는 차분변수를 나타낸다. <표 6>은 식 (1), (2), (3)에 대한 GMM 추정결과를 보여준다. 수단변수로는 3변수, 4변수, 5변수 등 세 가지가 이용되는데 3변수의 경우에는 상수항과 1기 시차를 가진 설명변수, 4변수의 경우에는 상수항과 1기 시차를 가진 설명변수 및 종속변수, 5변수의 경우에는 상수항과 1기 및 2기 시차를 가진 설명변수 등이 사용된다. 수단변수로 4변수와 5변수가 사용되는 경우에는 과대 식별이 되기 때문에 자유도 각각 1과 2를 가진 과대 식별 제약조건에 대한 검정이 실시된다.

식 (1)에 대한 추정결과 1인당 경제성장률이 1%p 상승하는 경우 고령인구비율의 동시기 변화율은 0.061%p~0.081%p 하락하며 적어도 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. EHHI 지니계수 변화에 대한 고령화의 반응 또한 음(-) 값을 보이나 통계적 유의성이 없다. 식 (2)에 대한 추정결과 고령인구비율이나 1인당 실질GDP 충격에 대한 EHHI 지니계수의 동시기 반응 또한 통계적 유의성이 없다. 한편 식 (3)에 대한 추정결과가 보여주는 바와 같이 고령인구비율과 EHHI 지니계수 변화율이 상승하는 경우 1인당 실질GDP 변화율은 상대적으로 크게 하락하며 통계적 유의성도 높은 편이다. 과대 식별 제약조건에 대한 검정결과는 모든 경우 모형이 적정하게 식별됨을 보여준다.

3. VAR 추정결과

(1) 3변수 VAR(1) 추정결과

여기서는 GMM 추정결과를 바탕으로 동태모형인 다음과 같은 3변수 구조형 VAR(1) 모형을 추정하고자 한다. AICC와 SIC 기준에 따라 시차수는 1로 선택하였다.

$$A\Delta Y_t = b_0 + B_1 \Delta Y_{t-1} + \eta_t \tag{4}$$

식 (4)에서 $\Delta Y_t = [\Delta AGING_t, \Delta GINI_t, \Delta GDP_t]'$ 이며 변수의 순서는 GMM 추정결과를 바탕으로 선택되었다. 오차항 η_t는 3×1 구조적 충격을 표시하며 구조형 모형의 공분산행렬은 대각행렬로 $E(\eta_t \eta_y{}') = \Psi$ 이다. A는 대각행렬의 원소가 1이며 비대각행렬의 원소가 두 변수 간의 동시기 인과관계를 나타내는 파라미터이다. 식 (4)은 추정상의 편의를 위해 식의 양변에 A^{-1}을 곱해 다음과 같은 축약형 VAR로 나타낼 수 있다.

$$\Delta Y_t = c_0 + C_1 \Delta Y_{t-1} + \nu_t \tag{5}$$

$c_0 = A^{-1} b_0$, $C_1 = A^{-1} B_1$, $\nu_t = A^{-1} \eta_t$ 이며 축약형 모형의 공분산행렬이 $E(\nu_t \nu_t{}') = \Omega$ 라고 가정하는 경우 두 공분산행렬은 $\Omega = A^{-1} \Psi A^{-1\prime}$ 의 관계를 갖는다. 3변수로 구성된 식 (5)을 OLS로 추정하는 경우 $\Omega = A^{-1} \Psi A^{-1\prime}$ 의 관계로부터 6개의 방정식을 얻을 수 있는 반면 미지수는 9개이기 때문에 과소 식별의 문제가 일어난다. 이 때 과소 식별 문제를 해결하는 가장 간단하고 대중적인 방법이 촐레스키 분해를 이용하는 방법인데 이 방법은 변수의 순서에 따라 동시기의 인과관계가 제약을 받기 때문에 충격반응결과가 달라질 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 GMM 추정결과를 바탕으로 변수의 순서를 정하였고 부호제약조건을 추가적으로 부가함으로써 이의 약점을 보완하고자 하였다.

<그림 3>은 고령인구비율, EHII 지니계수, 1인당 실질GDP의 충격에 대한 각 변수들의 반응을 보여준다. 고령인구비율 변화의 한 단위 표준편차충격(0.110%p)에 대한 EHII 지니계수 변화율과 1인당 실질경제성장률의 동시기 누적 반응은 각각

0.094%p와 -0.472%p이다. 40년 후에는 각각 0.314%p와 -5.090%p로 변한다. 한편 EHII 지니계수 변화율의 한 단위 표준편차충격(0.716%p)에 대한 고령인구비율의 변화와 1인당 실질경제성장률의 동시기 반응은 각각 0.000%p와 -1.242%p이다. 40년 후에는 각각 0.018%p와 -1.147%p로 변한다. 마지막으로 1인당 실질경제성장률의 한 단위 표준편차충격(2.771%p)에 대한 고령인구비율의 변화와 EHII 지니계수 변화율의 동시기 반응은 가정에 의해 0.000%p이나 40년 후에는 각각 0.099%p와 0.153%p만큼 하락한다. <그림 3>에서 실선의 위아래에 위치한 점선은 신뢰구간으로 몬테칼로 시뮬레이션을 1,000회 반복함으로써 얻은 한 단위 표준편차를 충격반응 추정치에서 더하거나 빼서 구하였다.

(2) 부호제약

촐레스키 분해를 사용하는 경우 추정상의 용이함 때문에 일반적으로 많이 사용되나 동시기의 인과관계에 제약을 주는 단점이 있다. 따라서 이미 앞에서 GMM을 통해 동시기의 인과관계를 살펴보고 그 결과에 따라 변수의 순서를 정하였다. 여기서는 추가적으로 부호제약을 통해 각 충격에 대한 반응을 제한하는 주는 경우 이 반응이 촐레스키 분해를 이용하는 경우와 어느 정도 차이가 있는가를 살펴보고자 한다.

<그림 4>가 촐레스키 분해를 이용한 충격반응(길고 짧은 점선)과 함께 <표 7>의 부호제약조건을 부과해 구한 충격반응의 중위수(실선), 5번째 백분위수(짧은 점선), 95번째 백분위수(짧은 점선)를 보여준다. <표 7>에서 고령화와 소득불평등 충격이 각각 동시기의 상대편에 미치는 영향의 방향은 불확실하다고 가정하였다. 또한 소득불평등과 경제성장의 충격이 동시기의 상대방에 미치는 영향의 방향도 기존연구에서 살펴본 바와 같이 고전적 접근법과 현대적 접근법이 서로 반대 방향 부호를 제시하기 때문에 불확실하다고 가정하였다. 부호제약을 통한 각 충격에 대한 반응은 $\mu_t = \Psi^{-1/2}\eta_t = \Psi^{-1/2}A\nu_t = P^{-1}\nu_t$ 와 $Q'Q = QQ' = I$ 의 특성을 가진 정방행렬을 이용하여 다음과 같은 방법으로 구할 수 있다.

$$\nu_t = P\mu_t = PQ'Q\mu_t = P^*\mu_t^* \tag{6}$$

Houesholder 변환을 이용하여 $N(0,I_3)$로부터 3×3 랜덤변수 W를 추출한 다음 W를 Q_R(대각행렬)과 R(삼각행렬)로 분해해 Q_R과 μ_t^*을 구한다. 이런 방법을 통해 얻은 구조적 충격 μ_t^*에 대한 고령인구비율, EHII 지니계수, 1인당 실질GDP 등의 변화율의 동시기 반응이 <표 7>의 부호제약에 일치하면 채택하고 그렇지 않으면 버리는 방식을 취한다. <그림 4>의 중위수(실선), 5번째 백분위수(짧은 점선), 95번째 백분위수(짧은 점선)는 이런 과정을 십만 번 반복함으로써 구해진다.

<그림 4>는 고령화 충격에 대한 소득불평등과 1인당 실질GDP의 반응이 촐레스키 분해를 이용한 경우나 부호제약에 의한 중위수의 경우나 크게 차이가 나지 않음을 보여준다. 또한 소득불평등 충격에 대한 1인당 실질GDP의 반응이 이에 대한 부호제약을 하지 않았음에도 불구하고 두 경우 모두 하락한다. 하지만 신뢰구간은 매우 넓게 나타난다. 마찬가지로 1인당 실질GDP 충격에 대한 소득불평등의 반응이 부호제약을 하지 않았음에도 불구하고 두 경우 모두 하락하는데 촐레스키 분해의 경우보다 중위수의 경우 더 크게 떨어진다. 고령화의 반응 또한 중위수의 경우 좀 더 하락한다.

(3) 6변수 VAR(1) 모형 추정결과

고령화와 소득불평등이 경제성장에 미치는 경로나 통제변수의 영향을 살펴보기 위해 여기서는 3변수 모형을 6변수 모형으로 확장해 본다. 50년 시계열의 연간자료가 한정되어 있기 때문에 여기서는 이용 가능한 1인당 실질민간소비, 총저축률, 1인당 실질재화수입 등의 자료를 포함한다.[3] 변수의 순서는 고령인구비율, EHII 지니계수, 1인당 실질GDP, 1인당 실질민간소비, 총저축률, 1인당 실질재화수입 순이며 변화율이 사용된다. 앞의 경우와 마찬가지로 1인당 실질민간소비와 재화수입의 경우 변화율은 대수 차분 후 100을 곱해 %로 나타낸 반면 총저축률의 경우는 그대로 차분해 %p로 표시한다.

<그림 5>가 고령화와 소득불균형 충격에 대한 각 변수들의 반응을 보여준다. 고

3) 고용관련 변수들을 포함하여 3변수 모형을 순차적으로 7변수 모형으로 확장하는 경우에도 주요 결과에는 큰 차이가 없다. GDP를 포함한 거시경제변수들의 경우 이들 변수들 간의 순서를 바꾸어도 반응결과는 크게 달라지지 않는다.

령인구비율의 변화에 대한 한 단위 표준편차(0.107%p) 상승 충격은 40년 후에 EHII 지니계수, 1인당 실질GDP, 1인당 실질민간소비, 총저축률, 1인당 실질재화수입 등을 각각 0.268%p, -5.526%p, -4.133%p, -1.595%p, -10.446%p만큼 변화시킨다. 또한 소득불평등 변화율에 대한 한 단위 표준편차(0.634%p) 상승 충격은 40년 후에 고령인구비율, 1인당 실질GDP, 1인당 실질민간소비, 총저축률, 1인당 실질재화수입 등을 각각 0.003%p, -0.758%p, -0.997%p, -0.293%p, -1.457%p 만큼 변화시킨다. 고령화와 소득불평등이 심화될수록 1인당 실질소비가 감소하고 저축률의 하락으로 자본축적이 줄어들어 1인당 실질소득을 지속적으로 감소시키는 반면 1인당 재화수입의 감소는 1인당 실질소득의 하락을 완화시킨다.

(4) 고령화

고령화가 어떤 경로를 통해 경제성장률을 떨어뜨리는가를 보기 위해 먼저 고령인구비율, 고용률, 1인달 실질GDP 등 3변수 VAR(1) 모형을 추정하였다. 추정결과 고령인구비율 변화의 한 단위 표준편차(0.110%p) 상승 충격은 40년 후에 고용률과 1인당 실질GDP를 각각 0.278%p와 4.945%p 하락시킨다.[4] 한편 고용률대신 실업률을 사용하는 경우 고령인구비율에 대한 동일한 충격은 40년 후에 실업률을 0.246%p 상승시키는 반면 1인당 실질GDP을 5.071%p 하락시킨다. 또한 고령화는 소비나 저축에 영향을 미쳐 실질GDP를 하락시킬 수 있다. 고령인구비율, 1인당 실질민간소비, 1인당 실질GDP 등을 사용한 3변수 VAR(1) 모형의 충격반응분석결과에 따르면 고령인구비율 변화의 한 단위 표준편차(0.110%p) 상승 충격은 40년 후에 1인당 실질민간소비와 1인당 실질GDP를 각각 3.516%p와 4.851%p 하락시킨다. 변수순서를 1인당 실질민간소비, 1인당 실질GDP, 고령인구비율로 바꾸는 경우에도 반응의 크기는 작아지지만 동일하게 소비와 소득을 감소시킨다.[5] <그림 6>이 이와 같은 충격반응결과를 보여준다.

(5) 소득불평등

4) 고용률대신 경제활동인구 또는 경제활동참가율을 사용하는 경우에도 마찬가지이다.
5) 1인당 실질민간소비대신 총저축률(또는 가계순저축률)이 사용되는 경우에도 저축률과 1인당 실질GDP 모두 하락한다.

여기서는 소득불평등이 어떤 경로를 통해 경제성장률을 떨어뜨리는가를 보기 위해 먼저 전통적인 접근법이 주장하는 경로에 따라 EHII 지니계수, 총저축률, 1인당 실질GDP 등으로 구성된 3변수 VAR(1) 모형을 살펴보았다. 충격반응분석결과 EHII 지니계수 변화율에 대한 한 단위 표준편차(0.648%p) 크기의 상승 충격은 40년 후에 저축률과 1인당 실질GDP를 각각 0.482%p와 1.053%p 하락시킨다. 가계순저축률을 사용하는 경우에도 결과는 유사하다. 저소득자의 소비성향이 고소득자의 소비성향보다 높기 때문에 소득불평등이 증가할수록 소비는 하락할 가능성이 크다. 따라서 여기서는 EHII 지니계수, 1인당 실질민간소비, 1인당 실질GDP 등으로 구성된 3변수 VAR(1) 모형도 살펴보았다. 충격반응분석결과 EHII 지니계수 변화율의 한 단위 표준편차(0.683%p) 상승 충격은 40년 후에 1인당 실질민간소비와 1인당 실질GDP를 각각 1.058%p와 1.024%p 하락시킨다. 최근 실질GDP에서 차지하는 수출 또는 수입 비중이 소비 비중보다 큰 우리나라와 같은 소규모개방경제에서는 소득불평등이 재화수입에 영향을 미칠 수 있다. 따라서 1인당 실질민간소비를 1인당 실질재화수입으로 대체하는 경우 EHII 지니계수 변화율의 한 단위 표준편차(0.723%p) 상승 충격은 40년 후에 1인당 실질재화수입과 1인당 실질GDP를 각각 3.135%p와 1.278%%p 하락시킨다. <그림 7>이 이와 같은 결과들을 보여주고 있다.

끝으로 변수의 순서를 EHII 지니계수, 1인당 실질민간소비, 1인당 실질GDP에서 1인당 실질민간소비, 1인당 실질GDP, EHII 지니계수로 바꾸는 경우의 3변수 VAR(1) 모형도 살펴보았다. 고령화의 경우에는 변수의 순서를 바꾸는 경우에도 고령화가 소비나 소득 등에 미치는 영향이 크게 다르지 않았다. 그러나 소득불평등의 경우에는 <그림 7>의 마지막 행이 보여주는 바와 같이 EHII 지니계수 변화율에 대한 한 단위 표준편차(0.636%p) 크기의 상승 충격은 고전적 접근법의 주장처럼 40년 후에 1인당 실질민간소비와 1인당 실질GDP를 각각 0.505%p와 0.6774%p 상승시킨다. 반면 변수순서를 바꾸는 경우에도 1인당 실질GDP에 대한 상승 충격은 EHII 지니계수를 여전히 하락시킨다. 총저축률의 경우에도 마찬가지이다. 변수의 순서와 관련된 문제에 대해서는 앞에서 이미 GMM 추정방법을 사용하거나 부호제약조건을 부과함으로써 앞에서 사용된 순서의 정당성에 대해 논의한 바 있다. 하지만 고령화의 경우와 달리 소득불평등의 경우 변수의 순서에 따라 결과가 달라질 수 있다는 사실은 좀 더 추가적인 분석이 필요하다는 것을 시사한다. 따라서 다음에서

는 전체 분석기간에 걸쳐 이들 변수들의 인과관계 간에 레짐스위칭이 존재하는가 또는 이들 변수들의 인과관계가 시간이 흐름에 따라 변하는가를 살펴보고자 한다.

4. Qu and Perron(2007) 검정

여기서는 Qu and Perron(2007) 검정을 통해 내생적인 분기점을 찾아낸 다음 이들 기간에 따라 고령화와 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향이 달라지는가를 살펴보고자 한다. <표 8>은 고령인구비율, EHII 지니계수, 1인당 실질GDP로 구성된 3변수 차분 VAR(1)의 추정 계수와 공분산행렬에 2개의 분기점이 존재하는 경우에 대한 Qu and Perron(2007) 검정결과를 보여준다. 검정결과 두 개의 분기점들은 각각 1974년과 1998년이며 각각의 분기점에 대한 95% 신뢰구간은 1973년~1976년과 1997년~1999년이다. 이들 기간 중에 1차 유가파동과 외환위기가 발생했음은 잘 알려진 사실이다. $supLR_T$는 고정 분기점 개수에 대한 검정통계량으로 계수와 공분산행렬에 분기점이 1개가 아니라 0개 존재한다는 귀무가설에 대한 검정통계량은 43.951로 1% 유의수준에서 기각된다. 마찬가지로 분기점이 2개가 아니라 0개 존재한다는 귀무가설에 대한 검정통계량 또한 88.247로 1% 유의수준에서 기각된다. 뿐만 아니라 $Seq(2|1)$이 보여주는 바와 같이 1개 분기점에 1개 분기점이 추가될 때 검정통계량은 48.075로 1% 수준에서 유의적이다.

<그림 8>은 Qu and Perron(2007) 검정으로부터 얻은 2개의 분기점(1974년과 1998년)을 기준으로 전체기간을 세 기간으로 구분한 후 각 기간별로 촐레스키 분해로부터 얻은 충격반응곡선을 보여주고 있다. 먼저 고령인구비율 변화의 1%p 상승 충격에 따른 1인당 실질GDP 변화율의 40년 후 누적 반응은 기간별로 각각 -19.308%p(1965~1973), -22.142%p(1974~1997), -18.408%p(1998~2012)로 크게 차이가 없는 것으로 나타났다. 반면 EHII 지니계수 변화율의 1%p 상승 충격에 따른 1인당 실질GDP 변화율의 누적 반응은 각 기간별로 -0.430%p(1965~1973), -4.947%p(1974~1997), 0.573%p(1998~2012)로 크게 차이가 있으며 특히 외환위기 이후에는 이전 기간과 달리 소득불평등이 커질수록 경제성장이 높아지는 상황이 발생한다.

요약하면 레짐스위칭에 관한 실증분석결과가 보여주는 바와 같이 고령화가 경제성장에 미치는 부정적인 영향의 크기는 지난 50년간 기간별로 큰 차이가 없는 반

면 소득불평등 확대가 경제성장에 미치는 영향은 외환위기 이전까지는 부정적이었다가 외환위기 이후에는 긍정적으로 변하였다.

5. 시변적인 VAR(1) 추정결과

Qu and Perron(2007) 검정결과에 기반한 충격반응분석결과는 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향이 쿠츠네츠의 역 U자형 형태와 반대일 가능성이 있음을 보여주었다. 따라서 여기서는 시변적인(Time-Varying) VAR(1) 모형을 이용하여 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향이 지난 50년간 어떻게 변하여 왔는가를 살펴본다.

식 (5)의 3변수 축약형 VAR(1) 모형은 파라미터와 공분산행렬이 시간에 따라 변하는 다음과 같은 모형으로 변형시킬 수 있다(Primiceri, 2005 참조).

$$\Delta Y_t = c_{0,t} + C_{1,t}\Delta Y_{t-1} + \nu_t = X_t'\theta_t + A_t^{-1}\Psi_t^{1/2}\mu_t \tag{6}$$

$X_t' = I_3 \otimes [1, y_{t-1}]$, $\Omega_t = A_t^{-1}\Psi_t A_t^{-1\prime}$, $E(\mu_t\mu_t') = I_3$ 이고 하방삼각행렬인 A_t와 대각행렬인 Ψ_t은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$A_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{21,t} & 1 & 0 \\ a_{31,t} & a_{32,t} & 1 \end{pmatrix},\ \Psi_t = \begin{pmatrix} \psi_{1,t} & 0 & 0 \\ 0 & \psi_{2,t} & 0 \\ 0 & 0 & \psi_{3,t} \end{pmatrix} \tag{7}$$

또한 $\theta_t = \theta_{t-1} + \delta_t$, $a_t = a_{t-1} + \xi_t$, $\ln\psi_t = \ln\psi_{t-1} + \tau_t$ 로 시변적인 파라미터들이 랜덤워크을 따른다고 가정한다. δ_t, ξ_t, τ_t는 오차항 벡터들이며 $[\mu_t', \delta_t', \xi_t', \tau_t']$는 0의 평균과 대각행렬을 공분산행렬로 갖는 결합정규분포를 따른다고 가정한다. 한편 각 시점에서의 충격반응함수는 아래와 같이 두 조건부 기대치의 차이로서 나타낼 수 있다.

$$IRF_t = E(\Delta Y_{t+k} | \Pi_t,\ \Delta Y_{t-1},\ \eta) - E(\Delta Y_{t+k} | \Pi_t,\ \Delta Y_{t-1}) \tag{8}$$

Π_t는 시변적 VAR 모형의 파라미터와 하이퍼파라미터를 나타내며 k와 η는 각각 예측기간과 구조적 충격을 표시한다. 식 (8)에서 첫 번째 항은 각 구조적 충격이 발생하였다는 조건하에서 구한 내생변수들의 k기간 앞 예측치를 나타내며 두 번째 항은 구조적 충격이 0과 동일한 경우의 예측치를 표시한다.

고령화가 경제성장에 미치는 영향은 앞에서 살펴본 바와 같이 기간에 따라 크게 차이가 나지 않기 때문에 여기서는 소득불평등에 초점을 맞춰 먼저 EHII 지니계수, 1인당 실질민간소비, 1인당 실질GDP 등의 3변수로 구성된 시변적인 차분 VAR(1) 모형을 Gibbs 표본추출방법을 이용해 추정한다. Gibbs 표본추출방법으로 얻은 20,000개의 표본 중 앞의 19,500번째까지의 표본은 버리고 나머지 500개의 표본들을 이용해 중위수, 16번째와 84번째 백분위수를 구한다. <그림 9>가 EHII 지니계수 변화율의 한 단위 표준편차충격에 1인당 실질경제성장률이 매 연도마다 어떻게 누적적으로 반응하는가를 보여주고 있다. x축은 40년간의 반응기간(k)을 나타내며 y축은 1965년부터 2012년까지의 48개의 표본기간을 표시한다. z축은 각 연도 경제성장률의 누적 반응을 보여준다. 파라미터가 상수일 때와 달리 표본 초기에는 소득불평등 상승 충격에 경제성장률이 양(+)의 반응을 보이다가 음(-)의 반응으로 바뀌나 최근 들어 다시 양(+)의 반응을 보이고 있다. 경제성장률의 중위수 반응이 역의 U자 형태가 아니라 U자나 V자, 또는 W자의 형태를 보이고 있다. <그림 10>은 초기의 반응을 살펴보기 위해 소득불평등 충격에 대한 동시기의 경제성장률 반응을 나타내는 <그림 9>에서 k=0인 경우를 보여준다. Qu and Perron(2007) 검정에 따르면 1974년과 1998년에서 구조적 분기점이 존재하는데 <그림 10>을 통해 이 구조적 분기점이 A_t^{-1}의 3행 1열인 요소의 추정치가 하강을 멈추는 시점과 상승을 시작하는 시점에서 발생함을 확인할 수 있다. 1인당 실질민간소비대신 총저축률을 사용한 시변적인 3변수 차분 VAR(1)의 경우에도 최근 들어 소득불평등에 대한 상승 충격은 경제성장을 낮추는 것이 아니라 높인다.

<그림 11>의 A는 비교의 편의를 위해 $\Delta GINI$와 ΔGNP에 대한 한 단위 표준편차 충격이 아니라 1%p 충격에 대한 상대방 변수의 반응을 보여준다. 한편 <그림 11>의 B는 EHII 지니계수, 1인당 실질민간소비, 1인당 실질GDP, 1인당 실질재화수입 등의 4변수로 구성된 시변적인 차분 VAR(1) 모형을 이용해 소득불평등에 대한 1%p 상승 충격이 경제성장에 연도별로 어떤 영향을 미치는가를 보여준다. 1인당

실질재화수입을 추가하더라도 3변수의 경우와 크게 다르지 않음을 보여준다. 또한 <그림 11>의 C는 고령인구를 추가해 고령인구, EHII 지니계수, 1인당 실질민간소비, 1인당 실질GDP 등의 4변수의 경우 소득불평등에 대한 경제성장의 반응을 보여준다. 고령인구비율을 사용하는 경우 추정이 불가능하기 때문에 여기서는 고령인구비율의 변화율이 아니라 고령인구의 변화율을 사용하였다. 3변수의 경우와 크게 다르지 않음을 보여준다.[6] 한편 <그림 11>의 A, B, C는 경제성장률 1%p 상승 충격에 대한 EHII 지니계수의 반응들을 보여주는데 세 경우 모두 경제성장률의 반응과 달리 비록 그 절대치는 줄어드나 음(-)의 반응이 지속적임을 알 수 있다.

Ⅴ. 정책적 시사점

고령화는 경제활동참가율과 고용률을 낮추고 실업률을 높일 뿐만 아니라 소비를 감소시키고 저축을 줄여 자본축적을 저해시킴으로써 경제성장을 약화시킨다. 고령화가 경제성장에 미치는 이러한 부정적인 영향은 지난 50년 간 기간에 관계없이 일정한 것으로 나타났다. 따라서 향후에도 고령화가 더 빠르게 진전될수록 잠재성장률이 지속적으로 하락할 가능성이 크다. 하지만 의료기술의 발달 등으로 고령인구비율의 증가는 필연적이기 때문에 성장률 하락을 막기 위해서는 고령인구들이 경제성장에 기여할 수 있도록 제도나 법 등을 정비하고 새로운 교육이나 직업 훈련 등을 통해 새로운 일자리를 창출하려는 노력이 필요하다. 기존연구에서 논의된 바와 같이 인적자본에 대한 투자나 경제활동인구의 비중을 늘려 생산성과 경제성장을 높여야 할 것이다.

고령화와 달리 소득불평등의 경우에는 경제성장과 관련하여 문제가 더욱 복잡하다. 지난 50년간에 걸쳐 전반적으로 소득불평등의 확대는 한계소비성향이 높은 저소득층의 소비를 상대적으로 낮추고 저축률을 낮춰 민간투자를 위축시킴으로써 경제성장을 낮춘다. 하지만 기간별로 살펴보면 초기에는 소득불평등 확대됨에 따라 성장률이 상승하다가 경제발전이 이루어짐에 따라 하락세로 반전된다. 1974년을 기점으로 소득불평등의 확대에 따른 경제성장률의 부정적인 반응은 상대적으로 하

6) 반면 고령인구 변화율의 충격에 대한 경제성장률의 반응은 일정하게 변한다.

락 추세를 보이다가 1997년 외환위기 직후부터 다시 반전되어 최근에는 긍정적인 반응으로 변하였다. 이와 같이 우리나라의 경우 소득불평등에 대한 경제성장률의 반응은 역의 U자형보다는 비대칭적인 U자 또는 W자 형태를 가지고 있으며 통합적 접근법의 주장과도 차이가 있다.

최근 들어 소득불평등이 커질수록 경제성장률이 높아진다는 실증적인 사실은 높은 경제성장과 평등한 소득분배를 동시에 추구하는 정책당국의 입장에서는 정책결정이 매우 어려운 상황에 직면에 있음을 의미한다. 정책당국이 경제성장률을 높이는 데만 주력한다면 소득불평등이 심화될 우려가 있는 반면 소득평등에만 정책의 초점을 맞추면 경제성장이 약화될 우려가 있다. 또한 높은 경제성장과 평등한 소득분배를 동시에 추구하는 경우에도 정책당국이 정책선택에 실기를 하거나 오판을 해 두 마리 토끼를 모두 놓치는 우를 범할 수도 있다. 어느 한쪽의 편향된 정책에 의해 수혜를 받거나 손실을 입는 계층들이 명확하게 구분되기 때문에 이들을 대변하는 이익단체로부터의 강력한 저항이나 압력 또한 올바른 정책의사결정을 하는 데 큰 장애가 될 수 있다. 뿐만 아니라 올바른 정책목표를 선택한다는 것 자체도 쉽지 않을 뿐만 아니라 설사 정책목표가 올바로 정해지더라도 이를 달성하기 위해 어떤 정책수단을 동원해야 하는가 하는 문제는 또 다른 난제이다. 하지만 실증분석결과가 제시하는 분명한 것은 소득불평등을 해소하기 위해 경제성장은 지속적으로 이루어져야 한다는 점이다.

Ⅵ. 요약 및 결어

본 연구에서는 한국경제가 직면한 두 가지 난제인 고령화와 소득불평등이 지난 50년 동안 경제성장에 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴보았다. 분석대상 자료로는 고령인구비율(65세 이상), EHII 지니계수, 1인당 실질GDP 외에도 1인당 실질민간소비, 1인당 실질재화수입, 총저축률, 경제활동참가율, 고용률 등의 연도별 자료가 사용되었으며 분석기간은 EHII 지니계수가 이용 가능한 1963년부터 2012년까지이다.

먼저 기본적인 세 변수 간의 동시기의 인과관계에 대한 GMM의 추정결과를 바탕으로 세 변수의 순서를 고령인구비율(65세 이상), EHII 지니계수, 1인당 실질GDP 등의 순으로 설정한 후 VAR 모형과 촐레스키 분해를 이용해 각 충격에 대한 반응

을 살펴보았다. 충격반응분석결과 고령화는 경제활동참가율과 고용률을 낮추고 실업률을 높일 뿐만 아니라 소비를 줄이고 저축률을 낮춰 자본축적을 저해함으로써 경제성장률을 떨어뜨린다. 이러한 결과는 고령인구비율을 1인당 실질GDP 뒤에 위치시키는 경우에도 크게 달라지지 않는다. 한편 소득불평등의 확대는 고령화와 마찬가지로 소비를 줄이고 저축률을 낮춰 투자를 저해함으로써 경제성장률을 하락시킨다. 하지만 EHII 지니계수를 1인당 실질GDP 뒤에 위치시키는 경우에 고령화의 경우와 달리 소득불평등의 확대가 경제성장률을 상승시킨다. 반면 이 경우에도 경제성장은 소득불평등을 완화시킨다.

이와 같이 소득불평등의 경우 변수의 순서에 따라 결과가 달라질 수 있기 때문에 본 연구에서는 먼저 전체 분석기간에 걸쳐 이들 변수들의 인과관계 간에 레짐스위칭이 존재하는가를 살펴보았다. Qu and Perron(2007) 검정결과 두 개의 분기점이 존재하며 이 분기점들을 기준으로 전체 기간을 세 기간(1965～1973, 1974～1997, 1998～2012)으로 구분한 결과 세 번째 기간(1998～2012)의 경우 이전 두 기간과 달리 소득불평등이 상승함에 따라 경제성장이 하락하는 것이 아니라 상승한다. 하지만 고령화 충격에 대한 경제성장의 반응은 기간구분에 관계없이 일정하다.

한편 Qu and Perron 검정결과에 기초한 충격반응분석은 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향이 쿠츠네츠의 역 U자형 형태와 반대일 가능성을 제시함아 따라 시변적인(Time-Varying) VAR 모형을 이용하여 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향이 지난 50년간 어떻게 변하여 왔는가를 살펴본다. 실증분석결과 소득불평등 상승 충격에 표본 초기에 경제성장률이 양(+)의 반응을 보이다가 음(-)의 반응으로 바뀌나 최근 들어 다시 양(+)의 반응을 보이고 있다. 경제성장률의 중위수 반응이 역의 U자 형태가 아니라 U나 V, 또는 W의 형태를 보이고 있다.

정책적인 측면에서 최근 들어 소득불평등이 커질수록 경제성장률이 높아진다는 사실은 정책당국의 경제적 의사결정이 매우 어려운 상황에 직면에 있음을 의미한다. 올바른 정책목표를 선택한다는 것 자체도 쉽지 않을 뿐만 아니라 설사 정책목표가 올바로 정해지더라도 이를 달성하기 위해 어떤 정책수단을 동원해야 하는가 하는 문제는 또 다른 난제이다. 끝으로 소득불평등을 측정하는 지표들이 다양하고 그 지표들 간의 상관관계 또한 동일하지 않을 뿐만 아니라 이 지표들의 표본수가 많지 않고 예외적인 사건들이 존재하기 때문에 이러한 특정 지표를 사용하여 모형을 추정하고 결과를 해석하는 데 유의할 필요가 있다.

참고문헌

김낙년·김종일(2013), “한국 소득분배 지표의 재검토,” 『한국경제의 분석』 제19권, 제2호, 1-64.

Ahluwalia, M.(1976), “Inequality, Poverty, and Development,” *Journal of Development Economics* 3, 307-342.

Barro, R.(2000), “Inequality and Growth in a Panel of Countries,” *Journal of Economic Growth* 5, 5-32.

Berg, A. and J. D. Ostry(2011), “Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin?” *IMF Staff Discussion Note* 11/08.

Bloom, D. E., D. Canning, and G. Fink(2011), “Implications of Population Aging for Economic Growth,” PGDA Working Paper No. 64, Harvard School of Public Health.

Dabla-Norris, E., K. Kochhar, N. Suphaphiphat, F. Rica, and E. Tsounta(2015), “Causes and Consequences of Income Inequality: A Global Perspective,” *IMF Staff Discussion Note* 15/13.

Deininger, K. and L. Squire(1996), “A New Data Set Measuring Income Inequality,” *World Bank Economic Review* 10, 565-591.

Feyrer, J.(2007), “Demographics and Productivity,” *Review of Economics and Statistics* 89(1), 100-109.

Galbraith, J. K. and H. Kum(2005), “Estimating the Inequality of Household Incomes: A Statistical Approach to the Creation of a Dense And Consistent Global Data Set,” *Review of Income and Wealth* 51(1), 115-143.

Galbraith, J. K., J. Choi, B. Halbach, A. Malinowska, and W. Zhang(2016), “A Comparison of Major World Inequality Data Sets: LIS, OECD, EU-SILC, WDI, and EHII,” *Income Inequality Around the World* 44, 1-48.

Galor, O.(2000), “Income Distribution and the Process of Development,” *European Economic Review* 44, 706-712.

Ikeda, D. and M. Saito(2012), “The Effects of Demographic Changes on the Real Interest Rate in Japan,” Bank of Japan Working Paper Series No.

12-E-3.

Katagiri, M.(2012), “Economic Consequences of Population Aging in Japan: Effects through Changes in Demand Structure,” IMES Discussion Paper No. 2012-E-3.

Kuznets, S.(1995), “Economic Growth and Income Inequality,” *American Economic Review* 45, 1-28.

Liu, Y. and N. Westelius(2016), “The Impact of Demographics on Productivity and Inflation in Japan,” IMF Working Papers WP/16/237.

Ostry, J. D., A. Berg, and C. Tsangarides(2014), “Redistribution, Inequality, and Growth,” *IMF Staff Discussion Note* 14/2.

Primiceri, G.(2005), “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies* 72(3), 821-852.

Qu, Z. and P. Perron(2007), “Estimating and Testing Multiple Structural Changes in Multivariate Regressions,” *Econometrica* 75, 459-502.

Skirbekk, V.(2004), “Age and Individual Productivity: A Literature Survey,” Max-Planck-Institute for Demographic Research Working Paper WP 2003-028.

Summers, L. H.(2015), “Demand Side Secular Stagnation,” *American Economic Review: Paper & Proceedings* 105(5), 60-65.

Tyers, R. and Q. Shi(2007), “Demographic Change and Policy Responses: Implications for the Global Economy,” *The World Economy* 30(4), 537-566.

<표 1> 단위근 검정(시차=2, 추세 포함)

변수	수준변수		차분변수	
	ADF	PP	ADF	PP
고령인구비율	0.473	0.486	-3.939**	-3.927**
EHII 지니계수	-1.075	-1.072	-4.081**	-4.092**
1인당 실질GDP	0.399	0.421	-4.310**	-4.335**

주: 1) **는 1% 수준에서유의적임을 표시.

<표 2> 공적분 검정: Johansen 검정(시차=2, 추세 포함)

변수	H_0	$\lambda_{\max}$	Trace
고령인구비율, EHII 지니계수, 1인당 실질GDP	$r=0$	4.871	4.821

주: 1) $\lambda_{\max}$와 Trace의 10% 임계치는 각각 21.216과 16.176임.
2) $H_0 : r=0$ 는 공적분이 없다는 귀무가설을 표시.

<표 3> 변화율의 표본통계량

	고령인구비율	EHII 지니계수	1인당 실질GDP
평균	0.173**	-0.107	6.316**
표준편차	0.148	0.762	3.560
왜도	0.306	0.004	-1.203
첨도	2.357	3.386	5.307
최고치	0.500	1.890	12.312
최저치	-0.100	-2.240	-6.351
Q(10)	145.232 [0.000]	15.227 [0.124]	12.078 [0.280]

주: 1) 고령인구비율과 EHII 지니계수는 %p, 1인당 실질GDP는 %로 표시.
2) **는 1% 수준에서 유의적임을 표시.
3) Q(10)은 10계차 계열상관관계에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 표시.
4) [ ] 안의 값은 p값을 표시.

<표 4> 변화율의 상관계수 추정치Ⅰ(기간: 1964~2012)

	고령인구비율	EHII 지니계수	1인당 실질GDP
고령인구비율	-	0.156	-0.398**
EHII		-	-0.430**
1인당 실질GDP			-

주: 1) **는 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 5> 변화율의 상관계수 추정치Ⅱ(기간: 1991~2012)

1998		고령인구비율	EHII	1인당 실질GDP	시장소득	가처분소득
포함	고령인구비율	-	0.151	-0.170	0.093	-0.032
	EHII		-	-0.369+	0.274	0.209
	1인당 실질GDP			-	-0.420+	-0.638**
	시장소득				-	0.809**
	가처분소득					-
제외	고령인구비율	-	0.253	-0.426*	0.245	0.116
	EHII		-	-0.123	0.051	0.253
	1인당 실질GDP			-	-0.029	-0.339
	시장소득				-	0.701**
	가처분소득					-

주: 1) +, *, **는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.
2) 시장소득 지니계수와 가처분소득 지니계수는 통계청 자료임.

<표 6> GMM 추정결과

식	수단변수	α	β	γ	χ^2(df) [p값]
(1)	상수, $\Delta GINI_{t-1}$, ΔGDP_{t-1}	0.636 (0.246)**	-0.175 (0.189)	-0.075 (0.039)+	-
	상수, $\Delta GINI_{t-1}$, ΔGDP_{t-1}, $\Delta AGING_{t-1}$	0.547 (0.119)**	-0.147 (0.144)	-0.061 (0.019)**	0.216(1) [0.642]
	상수, $\Delta GINI_{t-1}$, ΔGDP_{t-1}, $\Delta GINI_{t-2}$, ΔGDP_{t-2}	0.672 (0.221)**	-0.187 (0.206)	-0.081 (0.036)**	0.172(2) [0.918]
(2)	상수, $\Delta AGING_{t-1}$,ΔGDP_{t-1}	-0.059 (4.474)	0.332 (8.083)	-0.016 (0.486)	-
	상수, $\Delta AGING_{t-1}$, ΔGDP_{t-1}, $\Delta GINI_{t-1}$	2.945 (2.574)	-5.247 (4.920)	-0.339 (0.266)	0.233(1) [0.630]
	상수, $\Delta AGING_{t-1}$, ΔGDP_{t-1}, $\Delta AGING_{t-2}$, ΔGDP_{t-2}	0.583 (1.466)	-0.770 (2.605)	-0.089 (0.166)	0.013(2) [0.993]
(3)	상수, $\Delta AGING_{t-1}$, $\Delta GINI_{t-1}$	8.985 (1.110)**	-16.511 (5.235)**	-2.727 (2.180)	
	상수, $\Delta AGING_{t-1}$, $\Delta GINI_{t-1}$, ΔGDP_{t-1},	8.859 (1.079)**	-15.872 (5.040)**	-2.467 (2.040)	0.291(1) [0.589]
	상수, $\Delta AGING_{t-1}$, $\Delta GINI_{t-1}$, $\Delta AGING_{t-2}$, $\Delta GINI_{t-2}$	7.918 (0.890)**	-12.337 (4.470)**	-3.930 (1.755)*	1.144(2) [0.565]

주: 1) *AGING*와 *GINI*는 각각 고령인구비율과 EHII 지니계수, Δ는 차분변수를 표시.
2) df는 자유도를 표시.
3) +, *, **는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 7> 동시기 반응에 대한 부호제약조건

충격변수 \ 반응변수	$\Delta AGING_t$	$\Delta GINI_t$	ΔGDP_t
$\Delta AGING_t$	+	?	-
$\Delta GINI_t$	?	+	?
ΔGDP_t	-	?	+

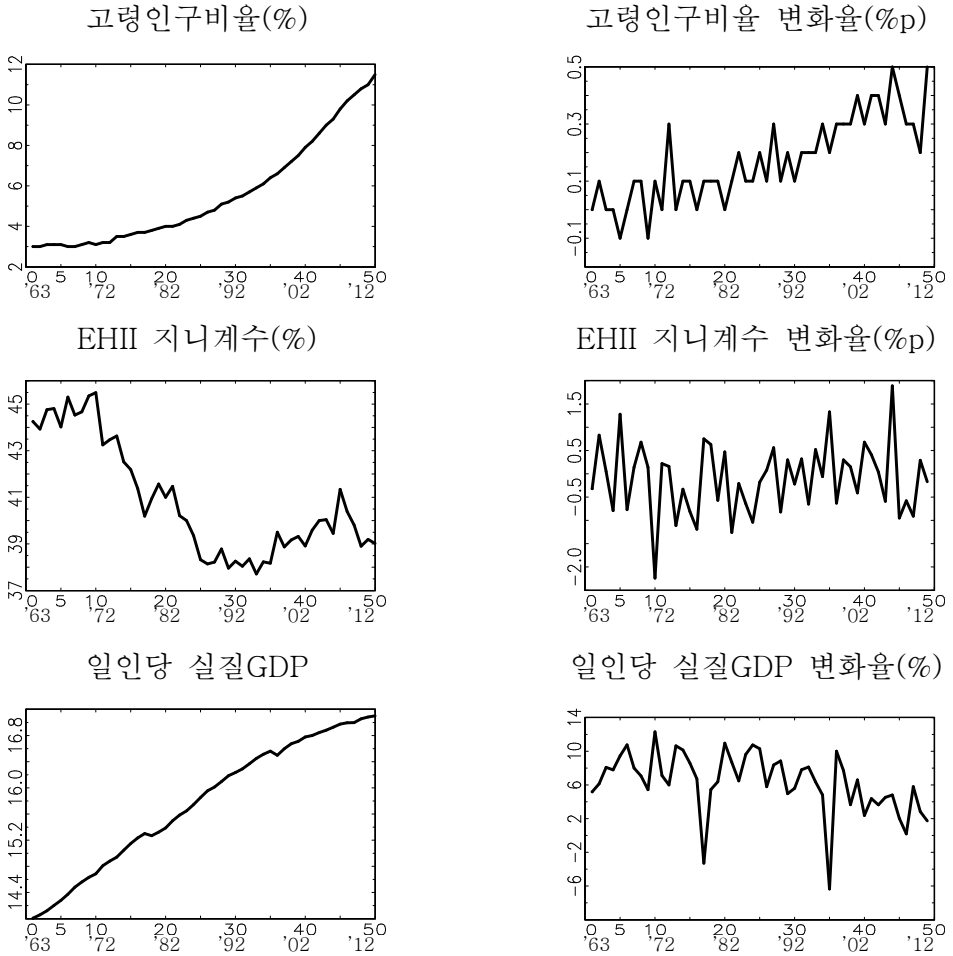
주: 1) *AGING*와 *GINI*는 각각 고령인구비율과 EHII 지니계수, Δ는 차분변수를 표시.

<표 8> Qu and Perron(2007) 검정

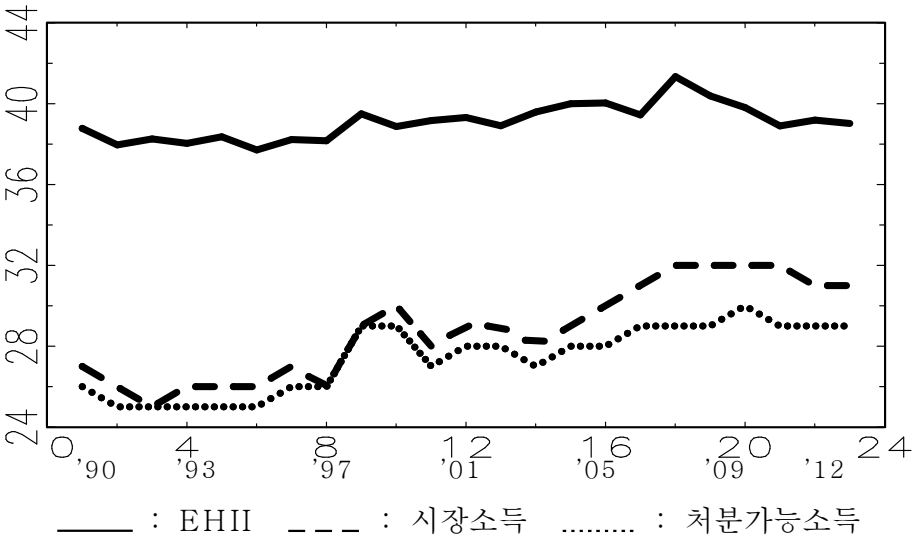
변수		$\Delta AGING_t$, $\Delta GINI_t$, ΔGDP_t
분기점	1	1974(1973～1976)
	2	1998(1997～1999)
sup LR_T 검정	0 vs. 1	43.951**
	0 vs. 2	88.247**
Seq(2|1) 검정		48.075**

주: 1) 계수와 공분산행렬에 분기점이 2개 존재하는 경우의 검정결과 표시.
2) *AGING*와 *GINI*는 각각 고령인구비율과 EHII 지니계수, Δ는 차분변수를 표시.
3) 3) ( )안의 기간은 95% 수준에서의 신뢰구간을 표시.
4) **는 1% 수준에서 유의적임을 표시.

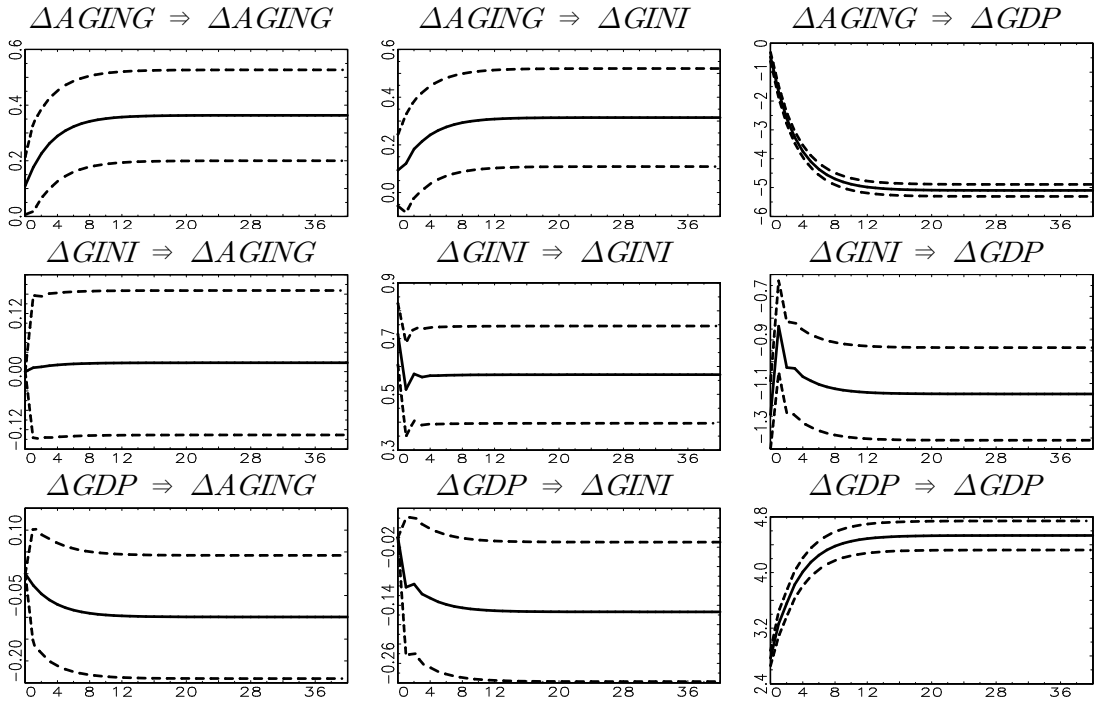
<그림 1> 고령인구비율, EHII 지니계수, 일인당 GDP 추이



<그림 2> 지니계수(%) 추이 비교

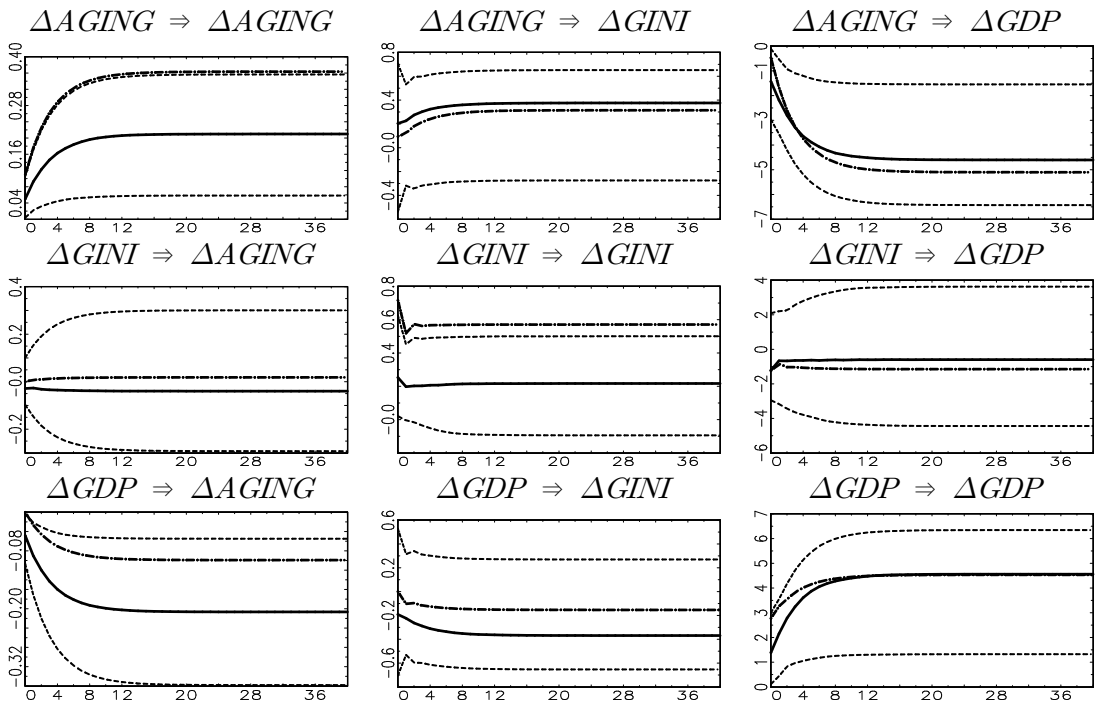


<그림 3> 누적 충격반응곡선



주: 1) *AGING*와 *GINI*는 각각 고령인구비율과 EHII 지니계수, *Δ*는 차분변수를 표시.

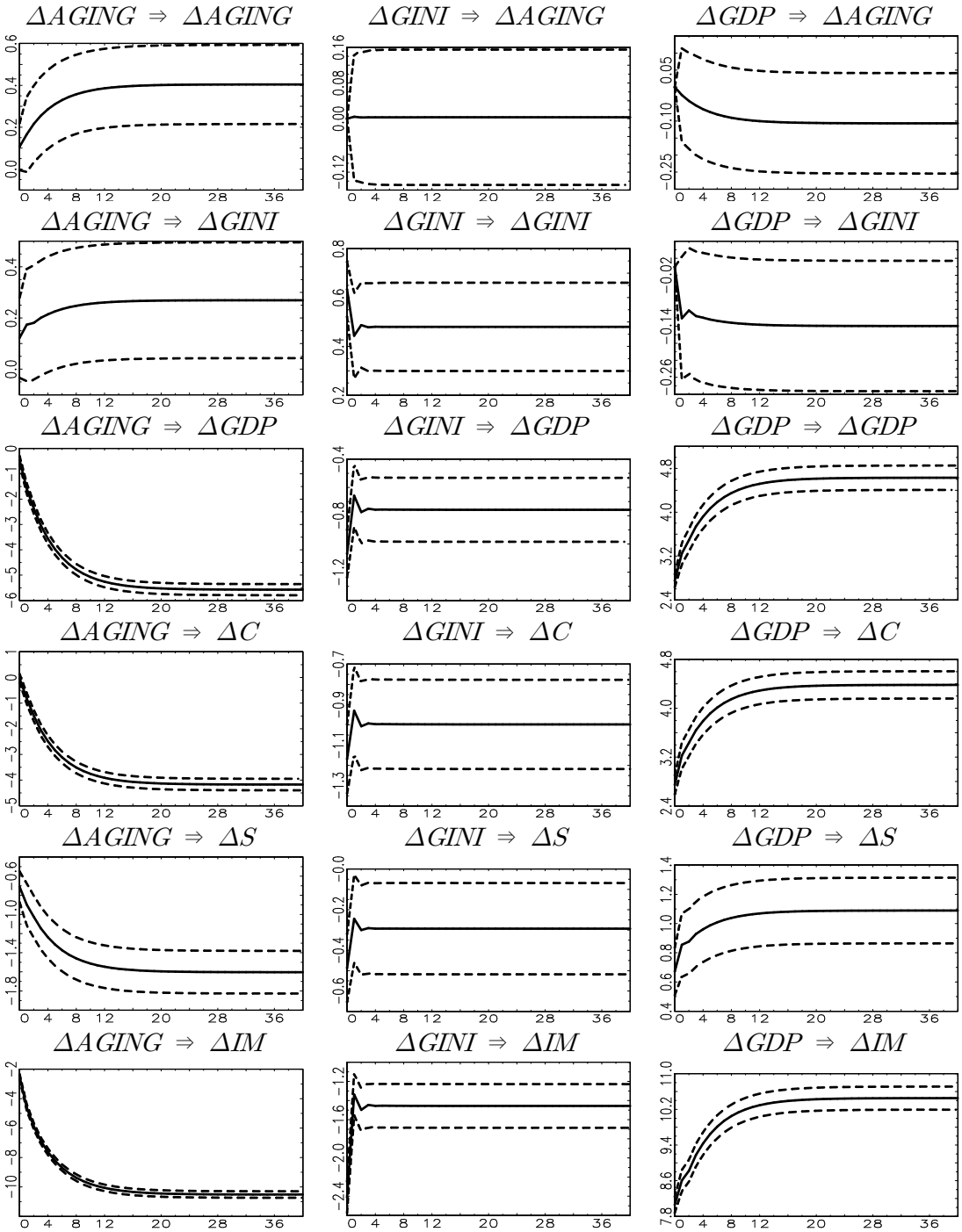
<그림 4> 누적 충격반응곡선(부호제약)



_____ : 중위수 ---- : 5번째와 95번째 백분위수 _._. : 촐레스키

주: 1) *AGING*와 *GINI*는 각각 고령인구비율과 EHII 지니계수, *Δ*는 차분변수를 표시.

<그림 5> 누적 충격반응곡선(6변수)

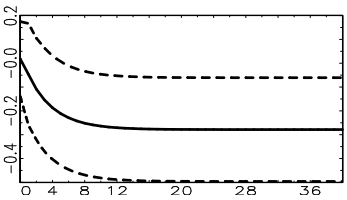


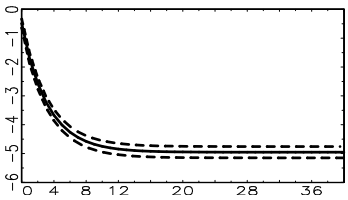
주: 1) *AGING*, *GINI*, *C*, *S*, *IM*는 각각 고령인구비율, EHII 지니계수, 대수를 취한 1인당 실질민간소비, 총저축률, 대수를 취한 1인당 실질재화수입, Δ는 차분변수를 표시.

<그림 6> 고령화 충격에 대한 반응곡선(3변수)

변수 순서

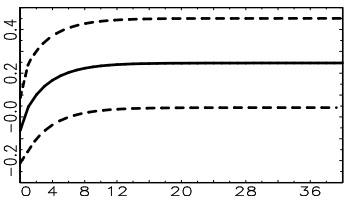
$\Delta AGING$,
ΔEMP,
ΔGDP

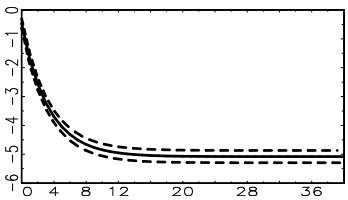




변수 순서

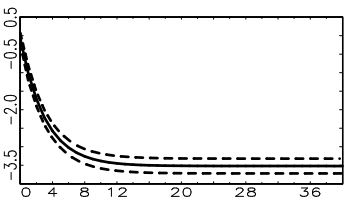
$\Delta AGING$,
$\Delta UNEMP$,
ΔGDP

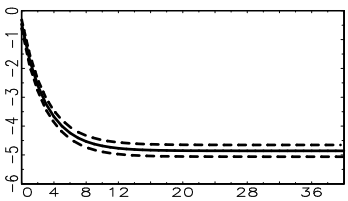




변수 순서

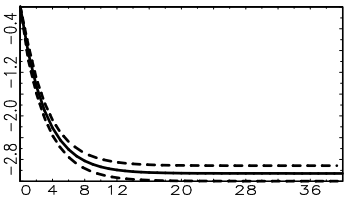
$\Delta AGING$,
ΔC,
ΔGDP

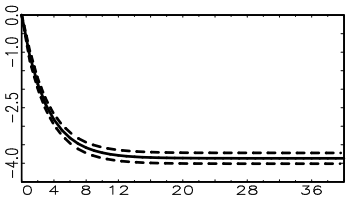




변수 순서

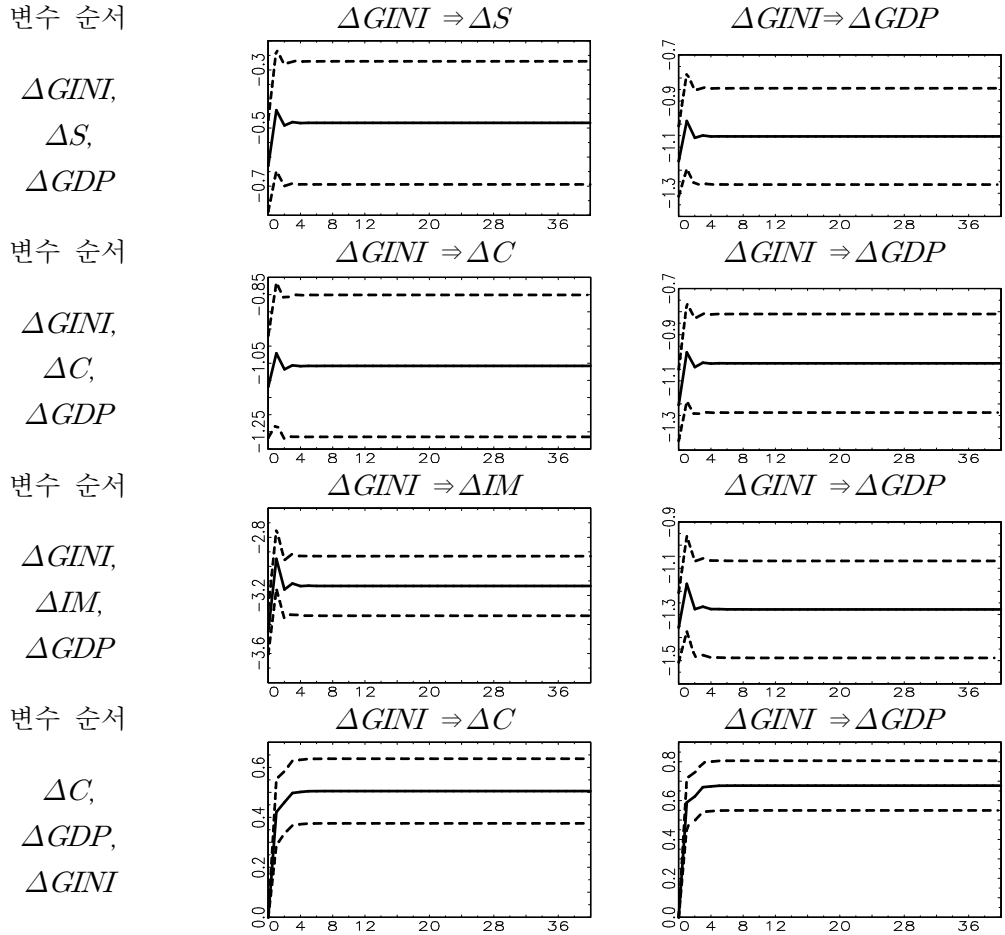
ΔC,
ΔGDP,
$\Delta AGING$





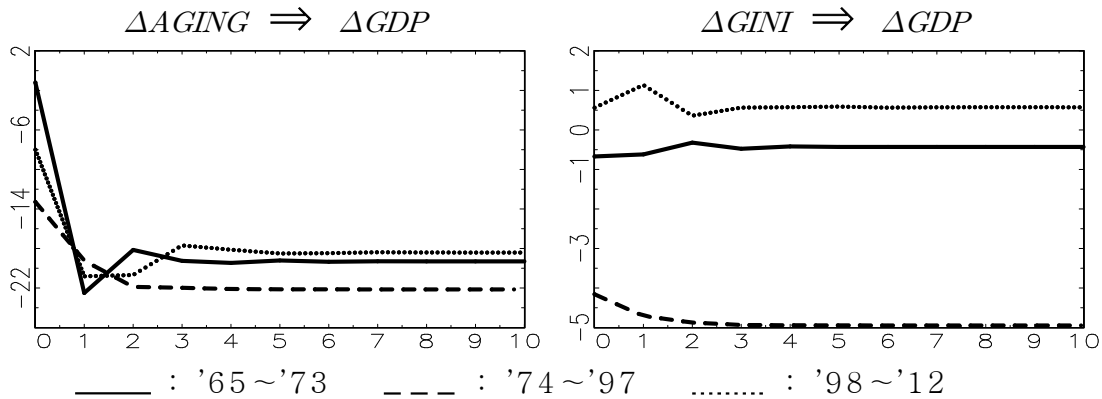
주: 1) *AGING*, *GINI*, *EMP*, *UNEMP*, *C*는 각각 고령인구비율, EHII 지니계수, 고용률, 실업률, 대수를 취한 실질민간소비, Δ는 차분변수를 표시.

<그림 7> 소득불평등 충격에 대한 반응곡선(3변수)



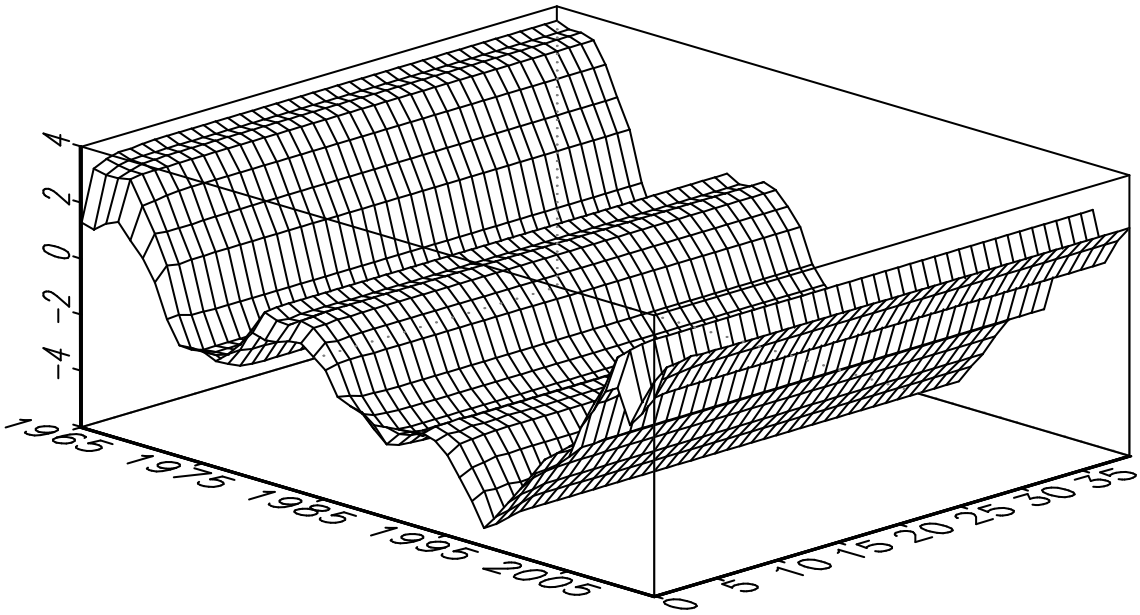
주: 1) *GINI*, *S*, *C*, *IM*는 각각 EHII 지니계수, 총저축률, 대수를 취한 1인당 실질민간소비, 대수를 취한 1인당 실질재화수입, Δ는 차분변수를 표시.

<그림 8> 구조적 분기점에 따른 1%p 충격에 대한 반응



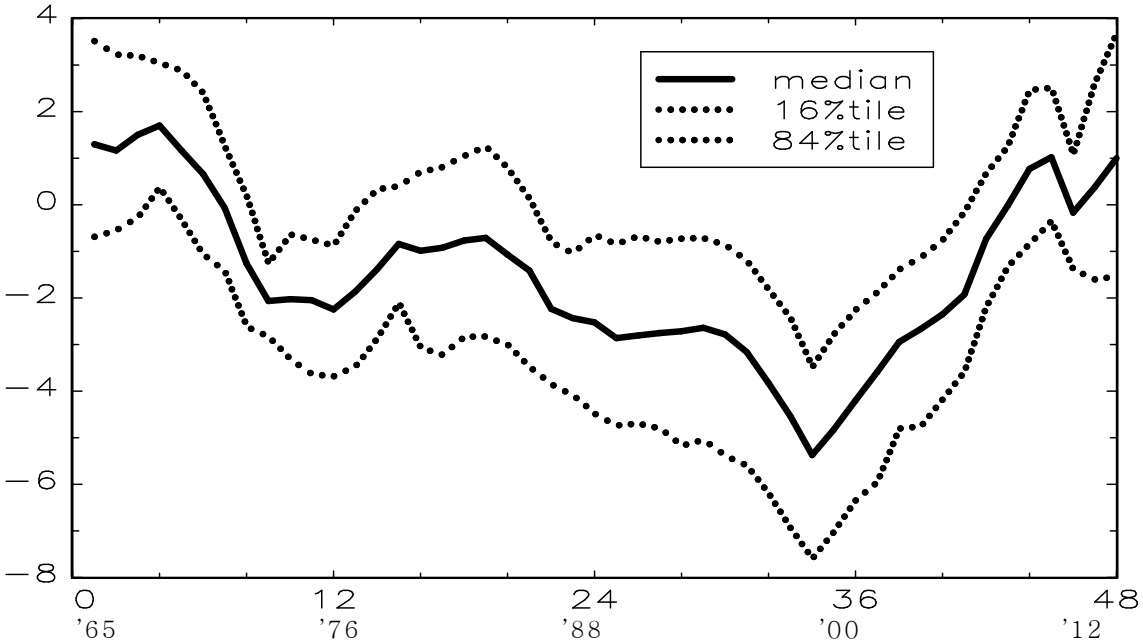
주: 1) *AGING*와 *GINI*는 각각 고령인구비율과 EHII 지니계수, Δ는 차분변수를 표시.

<그림 9> $\Delta GINI \Rightarrow \Delta GDP$(3변수: $\Delta GINI$, ΔC, ΔGDP)



주: 1) $GINI$와 C는 각각 EHII 지니계수와 대수를 취한 1인당 실질민간소비, Δ는 차분변수를 표시.

<그림 10> $\Delta GINI$ 충격에 대한 ΔGDP의 동시기 반응(k=0)

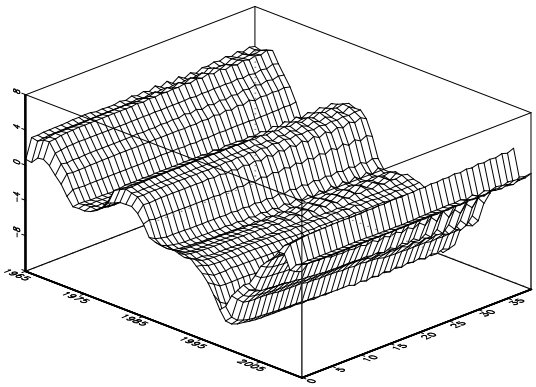


주: 1) $\Delta GINI$는 EHII 지니계수의 차분변수를 표시.

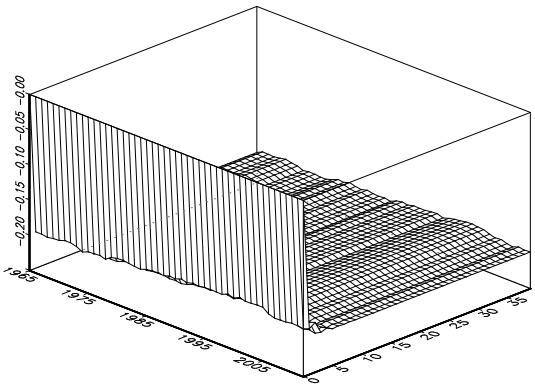
<그림 11> 1%p 충격에 대한 누적 반응

A. 3변수 모형($\Delta GINI$, ΔC, ΔGDP)

$\Delta GINI \Rightarrow \Delta GDP$

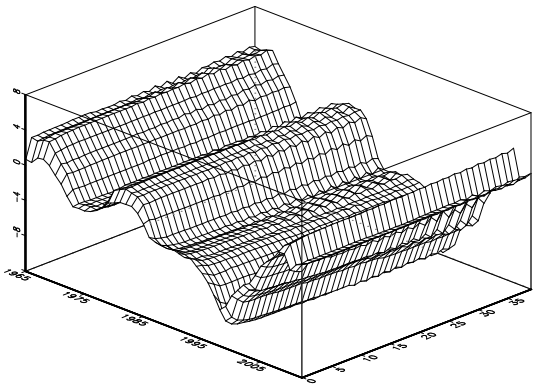


$\Delta GDP \Rightarrow \Delta GINI$

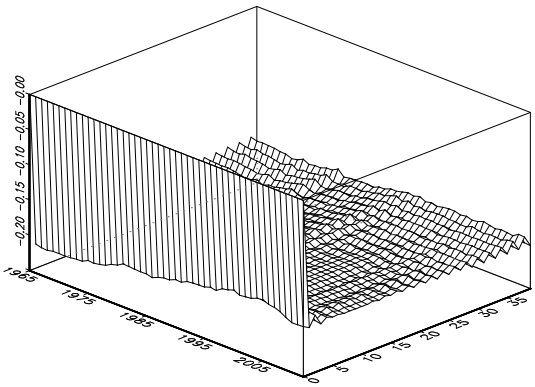


B. 4변수 모형($\Delta GINI$, ΔC, ΔGDP, ΔIM)

$\Delta GINI \Rightarrow \Delta GDP$

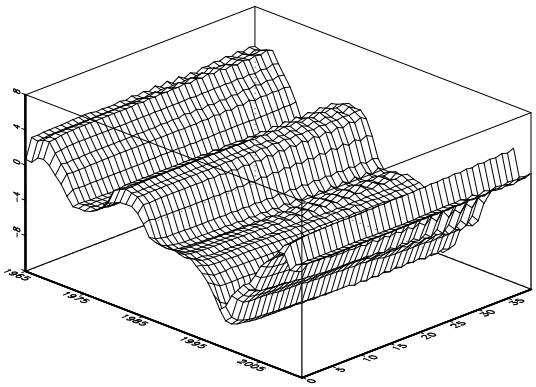


$\Delta GDP \Rightarrow \Delta GINI$

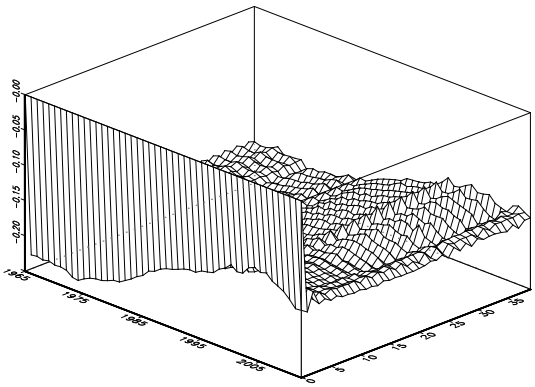


C. 4변수 모형($\Delta AGING$, $\Delta GINI$, ΔC, ΔGDP)

$\Delta GINI \Rightarrow \Delta GDP$



$\Delta GDP \Rightarrow \Delta GINI$



주: 1) *GINI*, *C*, *IM*, *AGING*는 각각 EHII 지니계수, 대수를 취한 1인당 실질민간소비, 대수를 취한 1인당 실질재화수입, 고령인구비율, Δ는 차분변수를 표시.