

Empirical Dynamics of Regional Aged Dependency Ratio in South Korea*

Hyoungjong Kim[†] Yitaek Park[‡] Hunchang Lee[§]

Abstract This paper deals with the changes of aged dependency ratio across the 211 administrative districts of South Korea between 1995 to 2011. The results show the dynamics of empirical distribution and Theil-L inequality indices for aged dependency ratio. The paper also analyzes the cause of aging inequality among regions. We find that the increase of aging inequality in regional level was mainly due to population mobility before 2005. However, the regional aging inequality is decreasing recently.

Keywords Aged dependency ratio, Aging, Kernel density estimation, Theil-L index

JEL Classification C14, J11

*This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government (NRF-2010-411-B00028). The authors thank the Editor Chirok Han and two anonymous referees for helpful comments to the manuscript. The article was strongly improved by their comments.

[†]Department of Economics, Korea University, South Korea.

[‡]Corresponding author. Department of Economics, Korea University, South Korea. Email: yitaekpark@yahoo.co.kr

[§]Department of Economics, Korea University, South Korea.

한국의 지역별 노년부양비에 대한 실증분석*

김형중[†] 박이택[‡] 이현창[§]

Abstract 본 연구는 211개 시군구 노년부양비를 사용하여 지역별 고령화의 전체적인 변화상을 살펴본다. 분석대상이 되는 기간은 1995년부터 2011년이다. 분석결과는 노년부양비의 추정된 분포 및 타일-L 지수의 움직임을 보여준다. 또한 변화의 원인이 자연적인 인구증감에 의한 것인지 아니면 인구이동에 기인한 것인지 분석하였다. 2005년에 지역별 수준에서 고령화 불평등도의 증가는 주로 인구이동에 그 원인이 있었다. 이러한 고령화의 불평등도는 최근 감소하는 추세이다.

Keywords 고령화, 노년부양비, 커널밀도추정, 타일-L 지수

JEL Classification C14, J11

*이 논문은 2010년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었다(NRF-2010-411-B00028). 저자들은 본 논문의 초고에 대한 한치록 편집장님과 익명의 두 분 심사위원님들의 귀한 논평에 감사드린다. 본 논문은 동 논평에 의하여 크게 향상되었다.

[†]고려대학교 경제학과

[‡]교신저자, 고려대학교 경제학과, 이메일: yitaekpark@yahoo.co.kr

[§]고려대학교 경제학과

1. 서론

한국은 2000년에 65세 이상 고령인구가 차지하는 비율이 7.2%를 넘어 ‘고령화 사회’(aging society)에 진입하였으며, 2020년에는 이 비율이 15.7%를 넘어 ‘고령사회’(aged society)가 될 것으로 예상되고 있다(통계청, 2011). 한국의 고령화가 빠르게 진척되고 있음을 지적한 Yashiro (1997)와 같은 연구에서도 고령인구의 비율이 2027년 15%에 달할 것으로 예측한 것에 비교하여 본다면 상당히 빠른 속도로 고령화가 진전되고 있음을 알 수 있다. 그러나 이러한 고령화 수준의 변화는 우리나라 전체에 대한 것으로, 시군구 레벨에서 보면 1980년에 이미 고령화 사회에 진입한 지역이 11개 곳에 이르고, 1995년이면 고령사회에 진입한 지역이 37곳에 이른다(최재현·윤현위, 2012, p.366).

인구학적으로는 농촌 지역의 고령화가 우선 이루어지고 도시 지역의 고령화는 그 뒤를 이어서 진행되는 것으로 알려져 있다. 이러한 고령화 과정은 주로 인구변천(demographic transition) 및 도시화(urbanization)의 통합적인 진행에 의하여 설명된다(Sato and Yamamoto, 2005; Dyson, 2011). 인구변천과 도시화의 통합적 진행에 의한 사회의 고령화 과정을 약술하면 다음과 같다.

Dyson (2011)에 의하면, 인구변천은 농업인구의 비중이 높고 도시의 인구 자연증가율(natural growth rate)이 농촌의 인구 자연증가율보다 낮은 상태에서 시작된다. 출생률과 사망률이 동시에 감소하지만 출생률이 상대적으로 덜 감소하는 경우에 인구가 증가하고, 상대적으로 농촌의 인구증가가 더 많으면 도시로의 인구이동이 진행된다. 여기에 산업화(industrialization)가 결합되게 되면 농촌에서 도시로의 인구이동은 보다 큰 규모로 진행될 것이다. 인구이동은 생산이 가능한 연령층이 중심이 되어 일어나기 때문에, 도시로 인구가 유입되면 농촌에서의 고령인구 비중은 증가하고 도시에서의 고령인구 비중은 감소하면서 고령화의 지역간 격차가 커지게 된다. 그러나 도시화가 어느 정도 진행되고 출생률이 하락하게 되면, 농촌에서 도시로의 인구이동 역시 감소하고 사회 전체적으로 고령화가 진행된다. 인구이동이 고령화의 지역간 격차에 기여하는 정도가 감소할 수록, 각 지역 인구의 연령별 인구구성은 사망률과 출생률에 의해서 결정되는 안정인구의 연령 구성으로 수렴할 수 있을 것이다. 만약 도시와 농촌의 사망률과 출생률에 큰 차이가 없는 경우에는 고령화의 지역간 격차가 축소할 것이다. 이처럼 인구변천, 도시화, 산업화의 통합적 전개과정에서 고령인구 비중의 지역간 격차는 동태적으로 확대되거나 감소될 수 있다.

고령화는 노동력의 구성, 노동참가율, 소비형태 등의 변화를 의미하므로, 고령화의 지역간 격차는 산업의 지역간 특화 및 지역간 소득격차와 밀접한 연관성이 있다. 뿐만 아니라, 고령인구는 일상적인 활동이나 이동성에 상당한 제한이 있으므로, 고령인구에 친화적인 방식으로 사회간접자본을 구축하고 행정서비스를 공급해야 한다. 이처럼 고령화의 지역간 격차에 대한 분석은 정책적으로 필요한 다양한 정보를 제공할 수 있다. 그러나 경제학에서는 인구변천과 도시화의 전개에서 일어나는 거시적인 애그리게이션(aggregation)의 움직임이나 경제성장, 미래의 재정상황 등으로 한정하는 고령화 연구가 주를 이루고 있다(예를 들어, Futagami and Nakajima, 2001; Tosun, 2003; Sato and Yamamoto, 2005; Bloom, Canning and Fink, 2010 등).

한국의 고령화에 대한 인구학적 관점의 연구도 주로 전국적인 수준에서 고령화의 양상이 다른 나라와 어떤 유사성과 차이점을 가지고 전개되는지에 주목하여왔으며(구성열 · 박종대, 2007; 이성용 · 이정환, 2011), 상술한 것과 같은 고령화의 지역적 격차에 대한 동태적 과정에 주목한 연구는 매우 적은 것으로 보인다.¹ 지역적인 고령화에 관심을 둔 연구들 역시 주로 고령화가 특히 심하게 진행된 지역이나 일부 대도시를 중심으로 한 사례연구들이어서(최은영, 2004; 박삼옥 · 진종현 · 구양미, 2008), 연구자가 관심이 있는 특정한 지역의 고령화 양상을 보여주기는 하지만 전체적인 지역적 격차의 움직임을 파악하기는 어려워 보인다.

이와 같은 연구현황을 감안하면, 김남일 · 최순(1998)과 최재현 · 윤현위(2012)의 연구는 주목할 만하다. 김남일 · 최순(1998)은 1980년대부터 진행된 농촌의 고령화가 도농간의 인구이동에 의한 결과임을 보여주었다. 그러나 동 연구는 주로 농촌의 고령화에만 주목하고 있으며, 연구 시점의 한계상 2000년대의 동태적인 지역별 고령화 변화에 대한 정보 역시도 포함하지 않고 있다. 최재현 · 윤현위(2012)는 1980-2010년 센서스 자료를 이용하여 5년 단위로 163개 시군구의 인구고령화가 어떻게 진행되고 있는가를 고찰하였다. 최재현 · 윤현위(2012)의 문제의식은 우리의 연구와 상당히 유사한 반면에, 그 방법론은 행정지도 상에서 지정학적으로 고령화사회, 고령사

¹1977년부터 2004년 사이에 한국인구학회의 공식학술지에 수록되었던 367편의 연구중에서 (고령화를 배제하고) 인구이동 및 국내 지역연구로 분류되는 연구의 비율은 전체의 약 11%에 불과하며, 이는 주로 1990년대 중반 이후의 지역연구 증가에 기인한다(김두섭 · 박효준, 2005). 한국인구학회의 학술지에서 인구이동 및 지역연구가 차지하는 비중에 비추어보면 관련 분야에서의 비중은 더 낮을 것이며, 한국에서 인구의 고령화 문제가 제기된 것은 비교적 최근의 일임을 감안한다면 인구이동과 고령화, 지역별 편차를 동시에 고려하고 있는 연구의 수는 매우 적을 것으로 생각할 수 있다.

회, 초고령사회에 진입한 시군구를 보여주는 방식을 취하고 있다. 이러한 방법론은 고령화의 지정학적 확산이나 심화를 지도상에서 가시적으로 보여준다는 장점이 있지만, 본 논문과 같은 동태적인 지역별 고령화 격차의 추이 변화나 고령화를 야기하는 요인에 대한 추가적인 분석이 고려되지 않았다.²

한국은 인구변천, 도시화 및 산업화가 짧은 시기에 압축적으로 진행되었다. 따라서 본 연구는 분석 시기에 (1) 고령화의 지역간 격차는 확대되었다가 (인구이동의 감소에 따라) 작아지며, (2) 자연적 인구증감은 (안정인구의 연령구성을 일정하게 유지하는 어떠한 값으로 수렴하여) 고령화의 지역간 격차를 감소시키는데 기여하였으리라는 가설 하에서 고령화의 지역간 격차에 대한 동태적인 분석을 시도할 것이다.³

이 가설을 검증하기 위해 본 연구는 고령화의 대표적 지표인 노년부양비(aged dependency ratio)의 시군구별 데이터를 이용하여 지역별 불평등도와 양극화의 추이 및 그것을 야기한 요인에 대한 분석을 시도한다. 일반적으로 지역 연구는 시도별 데이터를 사용하는데, 본 연구는 인구변천과 도시화의 통합적 전개과정 속에서 고령화의 지역적 격차의 심화 및 그 완화를 파악하고자 하기 때문에 시군구 데이터를 이용하였다. 노년부양비는 '(65세 이상 인구)/(15-64세 인구)×100'으로 정의하는 것이 일반적이지만, 본 연구에서는 '(65세 이상 인구)/(20-64세 인구)×100'으로 정의한다. 최근에는 15-19세에 해당하는 인구가 실제 생산활동에 종사하지 않을 확률이 높아지고 있는 점을 감안하여 분모를 '20-64세 인구'로 정의하는 방식도 사용되고 있다(OECD, 2011). 본 연구에서도 이러한 방식이 한국의 현실에 보다 부합한다고 생각하였다.

지역별 고령화 격차의 동태적 추이를 살펴보기 위해서, 우리는 소득의 격차를 살펴보는 데 주로 사용되었던 불평등도 및 양극화 지수를 사용할 것이다. 경제학에서 불평등도나 양극화 분석 등은 그 연원이 오래되었을

²최재현·윤현위(2012)는 자료를 단순회귀분석하여 고령인구의 비율은 도시규모 및 인구의 자연증가율과 밀접한 상관관계가 있으며, 도시의 규모가 작고 자연증가율이 낮을수록 고령인구의 비율이 높음을 보고하고 있다. 그러나 이는 (인구학적 관점에서는) 인구변천과정에서 나타나는 자연스러운 귀결로 생각된다.

³이러한 가설은 안정인구에서 인구의 연령구성이 일정하게 유지된다는 암묵적인 가정을 배경으로 하고 있다. 인구의 자연증가율이 높은 상태에서는 이동이 활발한 연령대의 인구의 비중이 높은 동시에 동 연령대의 인구가 타지역으로 이동하면서 지역별 고령화의 격차가 커지는 상황이 발생할 수 있다. 그러나 장기적으로는 출생률과 사망률이 둘 다 낮은 안정적인 상태, 소위 소산소사(小産小死)의 상태에서 대다수 지역의 인구가 고령화되고, 이동이 활발한 연령대의 인구가 차지하는 비중도 감소하여 인구이동이 전체적인 연령구성에 기여할 정도 역시 줄어들 수 있는 것이다.

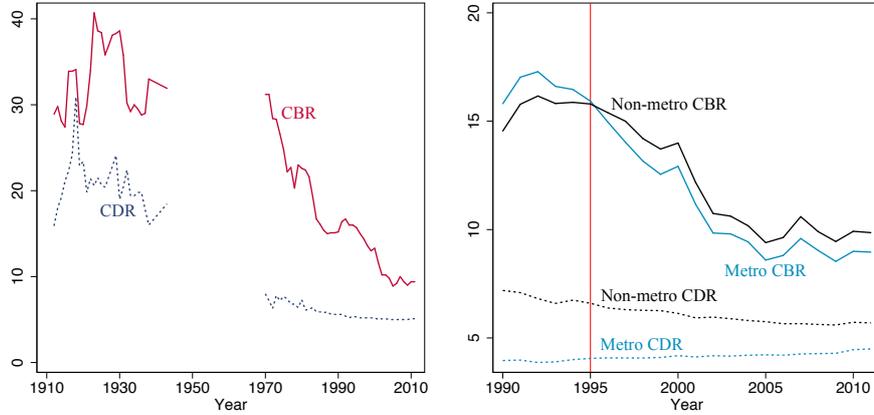
뿐만 아니라 현재 보편적이고 중요한 연구방법론의 하나로 간주되고 있지만(예를 들어, Gini, 1921; Atkinson, 1970; Esteban and Ray, 1994 등), 그 적용은 주로 경제주체의 소득에 대한 분석에 머물러 왔다. 그러나 이 분석 방법들은 노년부양비의 동태적인 지역별 격차 추이를 분석하는 데에도 적용할 수 있다. 이를 적용하면 우리나라의 지역별 고령화가 어떻게 변화하고 있는지 가시적으로 쉽게 살펴볼 수 있다는 장점이 있다. 단, 한국의 노년부양비의 지역별 분포는 (서울, 부산, 인천, 대구, 대전, 광주, 울산을 지칭하는) 메트로 도시, (그 외 시부지역을 지칭하는) 비메트로 도시, (대부분의 군부지역을 포함하는) 농촌 지역에 따라 상당한 차이를 보이는 삼층 구조를 보이고 있다.⁴ 한국에서는 메트로 도시와 비메트로 도시간의 고령화 추이에서도 상당한 차이가 있는 것으로 보이기 때문에, 상술한 세 하위 그룹간 불평등도와 세 하위 그룹내 불평등도의 추이가 전체 불평등도에 어떤 영향을 미치는가를 분석의 초점에 둘 필요성이 있는 것으로 생각된다.

이를 위해 본 논문에서는 그룹간 불평등도와 그룹내 불평등도 사이의 가법적 분해가 가능한 타일지수(Theil index)를 사용한다(Theil, 1965; Theil, 1979; Bourguignon, 1979).⁵ 타일지수의 하위 그룹간 분해로부터 얻어진 그룹간 불평등도와 그룹내 불평등도의 차는 양극화지수(bipolization index) 또는 분리분포의 지수로 활용될 수 있다는 점에서, 불평등도 분석과 양극화지수 분석을 통합할 수 있는 측면이 있다. 또한 상술한 바와 같이 인구이동에 의해 지역별 고령화 격차가 확대·감소하며, 안정인구의 연령구성으로 수렴해 가는 자연적 인구증감에 의해서는 지역별 고령화의 격차가 감소할 수 있기 때문에, 타일지수는 이 양 요인이 어떻게 작동하고 있는지 분해하여 고찰할 필요성도 충족한다. 노년부양비의 지역간 불평등도는 각 지역간 인구구성과 사망률의 차이에 따르는 변화와 지역간 인구이동에 따르는 변화로 분해할 수 있다. 전자를 ‘자연적인 인구증감에 의한 변동’으로 후자를 ‘인구이동에 의한 변동’으로 부를 것이다. 본 연구는 타일지수의 분해를 통해서 자연적인 인구의 증감과 인구이동이 지역별 고령화에 동태적으로 기여한 바를 분석한다.

논문의 구성을 소개하면 다음과 같다. 제2절에서는 한국의 인구변천 및 시도별 노년부양비를 통한 노년부양비의 장기적인 추이를 고찰하고, 시

⁴대부분의 군부지역을 농촌으로 별도 구분한 것은 일부 군부지역이 메트로 도시에 포함되기 때문이다. 예를 들어, 대구의 달성군이나 울산의 울주군 등이 있다.

⁵본 연구에서 불평등도의 척도로 오직 타일지수만을 사용하기 때문에, 이하에서 타일지수로 측정된 불평등도라고 별도로 언급하지 않더라도 불평등도는 타일지수로 측정된 불평등도를 의미한다.



주: 실선은 조출생률(crude birth rate), 점선은 조사망률(crude death rate)을 나타낸다. 광복 이전의 수치는 북한지역을 포함하는 조선총독부 통계이다.

그림 1: 조출생률과 조사망률의 장기 추이

군구별 노년부양비와 시도별 노년부양비의 타일지수의 추이를 비교한다. 제3절에서는 시군구별 노년부양비 데이터를 이용하여, 메트로 도시, 비메트로 도시, 농촌이라는 세 개의 하위 그룹으로 타일지수를 분해하고, 커널 밀도함수 추정, 양극화지수 및 분리분포지수를 통하여 타일지수만으로는 고찰하지 못하였던 분포의 움직임을 검토한다. 제4절에서는 인구이동과 인구증감이 타일지수에 기여한 바를 추가적으로 분석하였다. 제5절에서는 결과를 요약하고 결론을 제시하였다.

2. 한국의 인구변천과 고령화

시군구 노년부양비의 지역별 분포를 분석하기에 앞서, 본 절에서는 전국 및 시도별 인구변천·고령화의 추이에 대하여 간략히 살펴보고, 분석에 사용한 시군구 노년부양비 데이터에 대하여 기술한다.

그림 1은 한국의 조출생률(crude birth rate)과 조사망률(crude death rate)의 장기적인 추이 및 정형화된 인구변천 과정을 보여준다. 좌측 그림에서 (빨간) 실선은 조출생률, (파란) 점선은 조사망률을 나타내고 있다. 근대적인 의학기술이 구한말에 도입되었음에도 불구하고, 1910-1945년 사이의 시기에 조사망률은 (최근의 수치와 비교하면) 상당히 높은 수준에 머무르

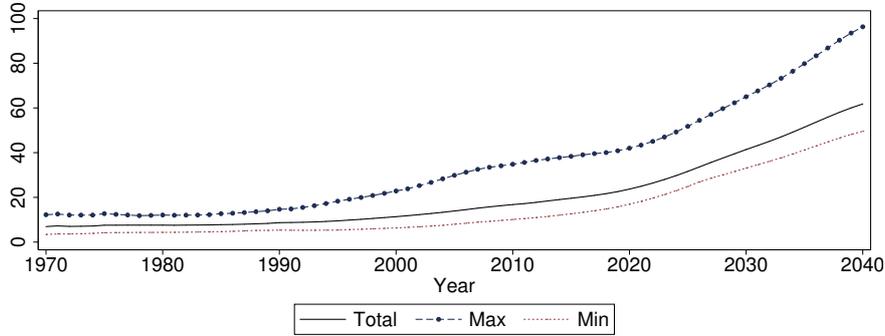
고 있다.⁶ 광복 이후로부터 1970년 이전의 시기는 데이터가 존재하지 않지만, 조출생률은 상대적으로 높은 수준에 머무르면서 조사망률은 큰 폭으로 하락하였을 것으로 추측된다. 조출생률이 조사망률에 비해 지체되어 하락하는 기간은 인구가 크게 증가할 수 있다. 실제로 우리나라는 해당 시기에 많은 인구가 농촌에서 도시로 이전하면서 급격한 도시화와 공업화(industrialization)를 동시에 맞이하게 되었다. 1963년의 농림어업 종사자는 전체의 63%를 차지하였으나, 1973년에 농림어업 종사자의 수는 전체의 절반 이하로 하락하였고, 1978년부터는 부가가치생산액에서 제조업이 농림어업을 능가하였다(이현창, 2012, pp.468-469). 서울시의 인구는 광복 직전인 1944년에 947,630명에서 1955년에는 1,574,868명, 1970년에는 5,433,198명으로 크게 증가하였다(서울특별시, 2012). 한국에서 두 번째로 큰 도시인 부산의 경우는 1951년 844,134명에서 1955년에는 1,049,363명, 1970년에는 1,842,259명으로 증가하였다(부산광역시, 2011). 농촌으로부터 도시로 많은 인구가 유입되었으나 상대적으로 서울로 유입된 인구가 더 많았다.

그림 1에서 우측 그림은 1990-2011년의 시도 데이터를 사용하여 메트로 도시(여기서는 서울, 부산, 인천, 대구, 대전, 광주)⁷ 및 비메트로 지역의 조출생률과 조사망률을 나타낸 것이다. 여기서 특기할만한 점은 1995년 이전에는 메트로 도시의 조출생률이 비메트로 지역의 조출생률보다 높았다는 점이다. 메트로 도시의 안정적이고 낮은 조사망률을 고려한다면 해당 지역은 농촌으로부터 이주하는 인구와 자연적인 인구의 증가를 동시에 누리고 있었다. 서울은 1990년 10,612,572명에서 2011년 10,528,774명으로 인구 증가가 거의 없었던 반면(서울특별시, 2012), 인구센서스에 의하면 경기도의 인구는 1985년 4,794,135명이었던 것이 1990년 6,155,632명, 2010년 11,379,459명으로 크게 증가하였다. 이 시기에는 1980년대 후반 분당, 산본, 일산, 중동, 평촌 신도시가 개발되었고 뒤따르는 신도시 사업으로 경기도의 많은 지역에서 도시화가 이루어지고 서울로 유입되던 인구들이 경기도로 유입되게 되었다.

그림에서 알 수 있는 것처럼 본 논문의 분석기간인 1995-2011년은 출생률과 사망률이 높은 수준에서 균형을 이루는 소위 ‘맬서스 트랩’에서 한국 경제가 탈출하고 상당한 수준의 도시화 및 공업화를 이룩한 이후이다.

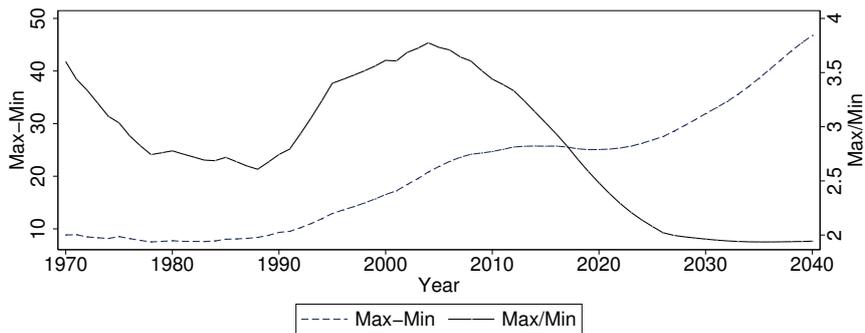
⁶제1차 산업혁명의 핵심적인 발명품인 역직기가 한국에 도입된 것은 1901년으로, 영국에서 역직기 특허가 인가된 지 116년이 지난 후이다(이현창, 2012).

⁷그림의 메트로 도시에서 울산은 제외된 것은, 울산은 1997년에 광역시로 승격되어 1990년대 초반의 일부 구간은 경상남도과 데이터가 분리되지 않았기 때문이다. 이 그림에서 울산의 데이터는 경상남도에 포함되어 비메트로로 분류되어 있다.



주: 최대값과 최소값은 시도별 노년부양비에서 최대값과 최소값을 의미한다. 2010년 이후의 값은 통계청의 추계에 근거한 것이다.

그림 2: 노년부양비(aged dependency ratio)의 추이



주: 2010년 이후의 값은 통계청의 추계에 근거한 것이다.

그림 3: 시도별 노년부양비의 최대값-최소값의 차와 비

즉, 인구변천 및 도시화가 상당히 진전된 이후를 분석대상으로 하고 있다. 또한 1995년에는 77곳의 시군구는 고령화 사회, 37곳에 달하는 시군구가 고령사회에 진입한 것으로 분류되고 있어(최재현·윤현위, 2012), 고령화 역시 매우 진전되어 있는 상태이다.

그림 2는 통계청의 2010년 시도별 인구추계 자료로부터, 1970년부터 2040년까지 전국 노년부양비와 시도별 노년부양비에서 최대값과 최소값을 구하여 도시(圖示)한 것이다. 1970년 노년부양비는 6.95였는데, 2040년에는 61.79로 증가한다. 1980년대 중반까지는 완만하게 증가하다가 그 이

후부터 노년부양비가 빠르게 증가하고 있다. 1970년부터 1986년 동안 연평균 증가율은 0.78%이지만, 1986년부터 2040년까지의 연평균 증가율은 3.89%이다. 시도별 노년부양비의 불평등도는 최대값과 최소값간의 차와 비를 통하여 살펴볼 수 있다.

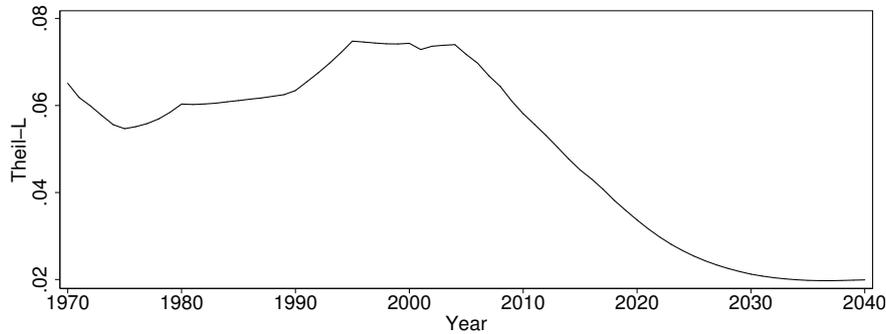
그림 3에서는 최대값-최소값의 차(max에서 min를 차감한 것)와 최대값-최소값의 비(max를 min으로 나눈 것)를 그려서 비교한다. 최대값과 최소값의 차는 추세적으로 증가하는 모습을 보여주는데, 정체와 상승의 두 차례 웨이브를 보여준다. 1970년부터 1990년대 초까지는 정체 상태에 있다가, 그 후 2000년대 초까지 상승 추세에 있었고, 그 이후 2020년대 초까지 정체상태에 있다가, 그 이후 다시 상승추세를 보이고 있다. 최대값과 최소값의 차에 있어서 정체 및 상승 웨이브는 최대값과 최소값의 비에 있어서 하락과 상승의 웨이브를 동행하는데, 1970년부터 1980년대 후반까지의 하락, 그 이후 2000년대 중반까지의 상승, 그 이후 2020년대 중반까지의 하락, 그 이후 정체의 모습을 보여준다. 통계청의 추계 시도별 인구로부터 구한 시도별 노년부양비의 추이를 살펴보면, 우리는 최대값-최소값 비(max/min)의 값이 점점 작아지는 단계에 살고 있다. 이 하락의 국면은 최대값과 최소값간의 차의 정체가 지속되는 2020년 중반까지 지속될 것이며, 그 이후에는 최대값과 최소값의 비가 대략 2의 수준에서 정체하고, 다시 최대값과 최소값의 차는 늘어날 것으로 예측됨을 보여준다.⁸

본 논문에서는 불평등도의 지수로 다음과 같은 타일-L지수(Theil-L index)를 사용하는데, 타일-L지수는 일반화된 엔트로피 지수(generalized entropy index)의 하나로서 해석되어 GE(0) 지수라 부르기도 하고, 평균 로그 편차척도(the mean log deviation measure)라고 부르기도 한다(Hart, 1971; Haughton and Khandker, 2009, p. 106). 본 논문에서는 타일-L지수만을 사용할 것이기 때문에 이하에서는 단순히 ‘타일지수’라 지칭한다. 타일지수의 정의는 다음과 같다.

$$TL_t := \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \ln(\bar{d}_t / d_{it}),$$

여기서 d_{it} 는 t 시점에서 지역 i 의 노년부양비이고, \bar{d}_t 는 t 시점에서 노년부양비의 평균, $:=$ 는 정의(definition)의 방향을 나타낸다. 시도별 노년부양비

⁸2010년 이후는 통계청의 추계치이다. 때문에, 이것은 통계청의 추계가 고령화의 지역적 편차의 추이에 대해 어떤 가정을 하고 있는가를 보여준다고도 할 수 있는데, 이 가정은 본 논문에서 밝혀진 사실과 정합적인 측면이 있다. 본 논문은 2000년 중반 이후 인구가동에 의한 노령화의 지역간 격차의 확대는 거의 일어나지 않으며, 안정인구로의 연령구성으로 수렴하는 과정이 전개되고 있음을 보여주는데, 통계청이 추계에 사용한 가정은 이 결과에



주: 2010년 이후의 값은 통계청의 추계에 근거한 것이다.

그림 4: 시도별 노년부양비의 타일지수

로부터 타일지수를 구하여 도시하면, 그림 4와 같다. 시도별 노년부양비의 최대값과 최소값의 비와 유사한 추세를 보여주는데, 2004년 이후 급속하게 하락할 것임을 보여준다.

최재현·윤현위(2012, p. 360)는 농촌에서는 전체인구는 크게 줄어들고 있는 가운데 (전체인구에 상대적) 노인인구수는 꾸준히 증가하여 고령화비율이 높은 반면, 도시는 총인구의 증가분이 노인인구의 증가분보다 더 높아서 고령화비율이 감소하는 지역별 차이가 나타난다고 지적하고 있을 뿐 그림 4가 보여주는 지역간 고령화 편차의 추세전환에 대한 언급을 발견할 수는 없다. 이는 상술한 연구의 주된 관심은 지정학적인 고령화의 차이를 보여주는 것이고⁹, 인구변천과 도시화가 결합적으로 전개되는 과정에서 발생하는 추세전환에 대한 관심이 없기 때문으로 생각된다.

이 추세전환은 시도별 격차에서보다 시군구별 격차에서 더 뚜렷이 나타나는데, 그것은 노년부양비의 지역별 분포에서 보다 중요한 것은 농촌부와 도시부간의 노년부양비의 차, 대도시와 소도시간의 노년부양비의 차이기 때문이다. 시도별 노년부양비의 불평등도 지수는 각 시도에 있어 대도시·소도시·농촌부간의 구성비가 다르기 때문에, 이를 부분적으로 반영하고 있다고 생각되지만, 대도시·소도시·농촌부간의 노년부양비의 불평등도를 고찰하기 위해서는 시군구별 데이터를 통하여 고찰할 필요가 있다.

부합한다.

⁹최재현·윤현위(2012)는 저자들과 유사한 문제의식을 가지고 있음에도 불구하고, 본 논문에서 제시하는 것과는 상이한 서술방식 및 결과를 제시하고 있다. 이는 최재현·윤현위가 속한 학문 영역이 지리학이기 때문에 발생하는 차이라고 생각된다.

시군구별 자료를 사용할 때에는 이 시기 시군구 행정구역의 변경이 미치는 효과를 고려할 필요가 있다. 특별시와 광역시의 경우에는 그 아래 행정구인 구와 군을, 각 도의 경우에는 그 아래에 있는 시와 군을 단위로 하였다. 도 아래에 있는 시의 경우에도 구별 데이터가 있지만, 이 경우에도 구가 아니라 시 데이터를 사용하였다. 시군구의 수는 1995년부터 2011년까지 230개에서 236개 사이에서 변동하고 있는데, 이 기간 동안 행정구역에 변동이 없는 시군구는 211개로 동일한 기간에 대해서 전체 시군구의 89-92%를 차지한다.

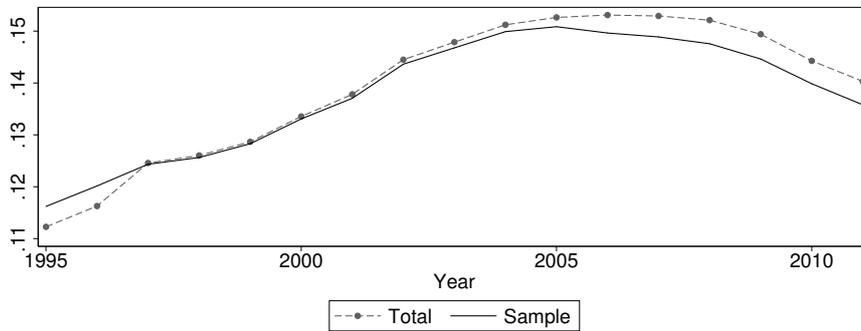


그림 5: 시군구별 노년부양비의 타일지수

행정구역이 바뀌지 않은 시군구 데이터만을 사용하는지 혹은 모든 시군구 데이터를 사용하는지에 따라 타일지수는 다르게 계산된다. 행정구역이 바뀐 시군구의 경우, 상대적으로 인구가동이 많을 것이므로, 이에 따라 불평등도가 증대되는 효과가 있었을 것으로 생각되지만, 이 효과가 전체 추세를 바꿀 정도로 크지는 않다고 판단된다. 그림 5에서는 전체 시군구를 모두 사용한 경우의 타일지수와 행정구역의 변동이 없는 211개의 시군구만을 사용한 타일지수를 비교하였다. 모든 시군구 데이터를 사용하는 경우, 타일지수는 2006년에 정점에 이르고 이후 감소로 추세전환하고 있으며, 행정구역이 바뀌지 않은 211개 시군구 데이터만을 사용하는 경우 2005년에 정점에 이르고 이후 감소로 추세전환하고 있다. 감소로의 추세 전환이 2000년대 후반에 발생하고 있다는 점에서 시군구별 노년부양비의 타일지수는 시도별 노년부양비 타일지수와 동일하다. 이하, 하위 그룹간 분해나, 변동 요인 분석의 경우, 분석결과의 일관성을 유지하기 위해, 행정구역이 바뀌지 않은 211개 시군구 데이터만을 사용한다.

3. 불평등도의 분해와 분리분포의 추이

3.1. 타일지수의 분해

타일지수의 불평등도 분해는 분해 방법이 갖추어야 할 좋은 조건을 두루 갖추고 있어 광범위하게 이용되고 있다(Theil, 1979; Shorrocks, 1982; Duro and Esteban, 1998; Rodríguez and Salas, 2003). Bourguignon (1979)는 몇 가지 가정하에서 변이계수와 지니계수의 ‘가법적 분해가능성’(additive decomposability)은 성립하지 않지만, 타일지수의 경우는 성립함을 보여주었다. 이러한 장점은 Cowell (1980), Shorrocks (1980)에서도 다시금 언급되고 있다.¹⁰ 타일지수의 가법적 분해가능성을 사용한 최근의 응용연구를 간략히 소개하자면 다음과 같다. Alcantara and Duro (2004)는 OECD 국가에서 ‘석유의 에너지원단위’(energy-intensity)의 불평등도를 측정하고 그룹간 불평등도와 그룹내 불평등도로 분해한 결과를 보고하였다. Duro and Padilla (2006)는 타일지수를 사용하여 국가별 이산화탄소 배출의 불평등도를 분리하였고, Novotný (2007)는 타일지수를 사용하여 지역간의 소득불평등을 분리하고 그룹간 불평등도와 그룹내 불평등도로 분해하였다.

본 연구에서도 이러한 장점을 고려하여 타일지수를 사용한 고령화 불평등도의 추이 분해를 시도한다. 앞 절에서 설명한 바와 같이, 데이터는 매 해마다 행정구역의 변동이 없었던 211개의 시군구만을 사용하였으며, 전체 지역을 메트로 도시, 비메트로 도시, 농촌으로 구분할 것이다. 전체 지역을 지역 그룹으로 나눌 때 타일지수의 분해는 다음과 같은 수식으로 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned} TL_t &= \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} TL_{j,t} + \sum_{j=1}^k \frac{n_j}{n} \ln(\bar{d}_t / \bar{d}_{j,t}) \\ &= TL_{\text{within},t} + TL_{\text{between},t}, \end{aligned}$$

여기서 n 은 지역의 수, k 는 지역 그룹의 수, $TL_{j,t}$ 는 지역 그룹 j 의 타일지수, n_j 는 지역 그룹 j 내의 지역 수, $\bar{d}_{j,t}$ 는 지역 그룹 j 의 t 기 평균값이다. 위 식에서 우변의 첫 번째 항이 그룹내 불평등도(within-group inequality component)이고, 두 번째 항이 그룹간 불평등도(between-group inequality component)이다. 다시 설명하면, 그룹내 불평등도는 각 그룹별 타일지수의 가중 평균으

¹⁰타일지수의 가법적 분해가능성은 하위 집단의 타일지수로 구성되는 선형결합이 전체 집단의 타일지수가 될 수 있음을 의미한다. 본 연구에서는 노년부양비의 불평등도를 분해하여 변화의 주요인을 이해하는 것이 중요하기 때문에 타일지수를 선택하였다.

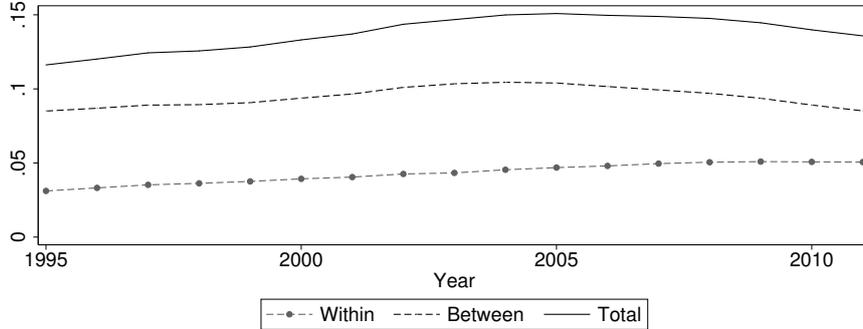


그림 6: 타일지수의 그룹내 및 그룹간 분해

로 계산되고, 그룹간 불평등도는 각 그룹의 평균값 $\bar{d}_{j,t}$ 과 전체의 평균 \bar{d}_t 에 대한 로그차분의 가중 평균으로 계산된다.

하위 그룹간 분해는 수도권과 비수도권, 광역시부와 비광역시부, 시부와 군부 등으로 다양하게 나눌 수 있다. 우리는 상술한 것처럼 메트로 도시, 비메트로 도시, 농촌으로 삼분하는 것이 한국에서의 지역별 고령화를 고찰하는데 가장 풍부한 함의를 주는 것으로 생각하였기에, 211개의 시군구를 메트로 도시, 비메트로 도시, 농촌으로 삼분한다. 메트로 도시는 특별시 및 광역시에 포함되어 있는 구를 의미하고, 비메트로 도시는 그 외의 시부지역을 의미하고, 농촌은 군으로 분류되는 지역을 의미한다. 이렇게 세 그룹으로 나누어 그룹내(within) 불평등도와 그룹간(between) 불평등도로 나누어 그 결과를 제시한 것이 그림 6이다.

1995년에는 그룹간 불평등도가 전체 불평등도의 73%를 차지하고 있었는데, 이후, 그룹간 불평등도의 비중은 감소하여, 2011년에는 63%로 감소하고 있다. 반면, 그룹내 불평등도가 증가하고는 있지만, 전체적으로 불평등도를 주도하고 있는 것은 메트로시, 비메트로시, 농촌간의 격차였다고 할 수 있다. 2000년대 중반 이후 추세전환을 주도하고 있는 것은 그룹간 불평등도로서, 메트로시, 비메트로시, 농촌간의 불평등도의 감소에 의한 것이었다.

그룹내 불평등도와 그룹간 불평등도의 변화를 어느 그룹에서 야기하고 있었는지도 세분하여 고찰할 수 있다. 그룹내 불평등도는 각 그룹의 타일지수를 가중 평균한 것이고, 각 그룹의 불평등도가 그룹내 불평등도에 기여하는 부분은 $(n_j/n)TL_{j,t}$ 이다. 메트로시, 비메트로시, 농촌 각각에 대해 이 값을 구하여 도시한 것이 그림 7이다. 1995년 그룹내 불평등도의 60%

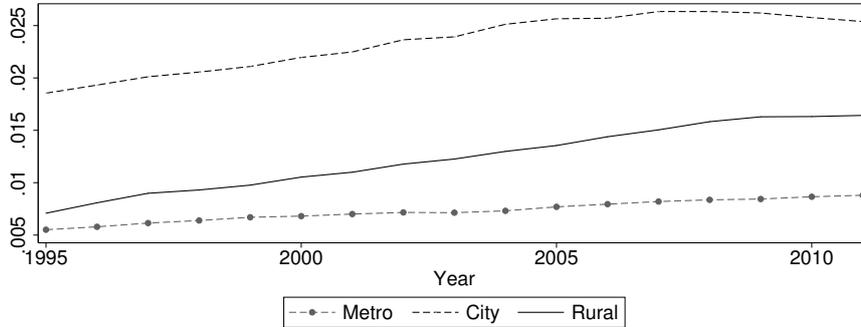


그림 7: 그룹내 불평등도의 구성

는 비메트로시부에서의 불평등도였고, 23%를 농촌에서의 불평등도가, 나머지는 메트로시부에서의 불평등도였다. 이것은 가중치 (n_j/n)가 부여된 것이기 때문에, 각각의 타일지수비와 동일한 것은 아니다. 그림 7의 추세로 판단하면, 2000년대 후반에 들어서면서 그룹내 불평등도가 정체 상태에 있는 것은, 그룹내 불평등도 변화에서 가장 많은 부분을 차지하는 비메트로시부의 불평등도가 감소추세로 전환하기 때문이라고 보여진다.

그룹간 불평등도는 각 그룹별로 아래의 수식을 계산하여 합한 것이므로,

$$\frac{n_j}{n} \ln(\bar{d}_t / \bar{d}_{j,t}),$$

그룹내 불평등도와 마찬가지로 메트로시, 비메트로시, 농촌별로 위 항의 값을 구하여, 각각이 그룹간 불평등도에 기여하는 정도를 고찰할 수 있다. 단, 그룹내 불평등도는 각 그룹별로 불평등도가 독립적이지만, 그룹간 불평등도의 경우 전체 평균과 그룹평균간의 비를 변형하여 얻은 값이므로 각각이 독립적이지 않다. 상술한 것처럼 그룹간 불평등도에 그룹 j 가 기여하는 바는 로그차분 $\ln(\bar{d}_t / \bar{d}_{j,t})$ 의 가중평균으로 정의되기 때문에, 그림 8에서 노년부양비 전체의 로그평균보다 큰 로그평균을 가지는 농촌의 기여도는 음의 값을 가지고, 반대로 메트로시부와 비메트로시부는 양의 값을 가지고 있다. 2000년도 중반까지 그룹간 불평등도가 증가한 것은 주로 비메트로시부의 노년부양비가 기여하는 바가 증가하였던 것에 기인하였다고 보인다.

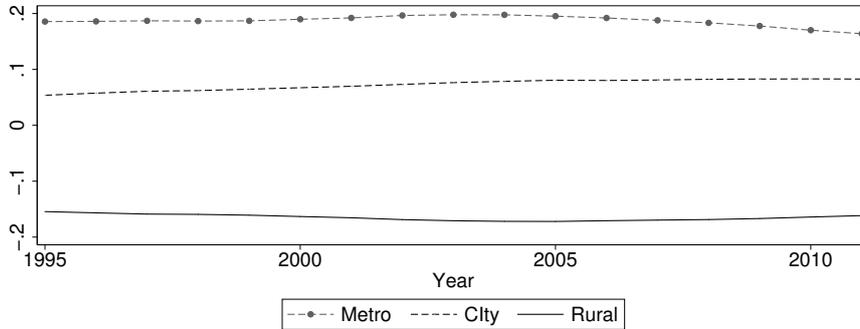


그림 8: 그룹간 불평등도의 구성

3.2. 비모수추정을 이용한 분포동학과 분리분포 지수

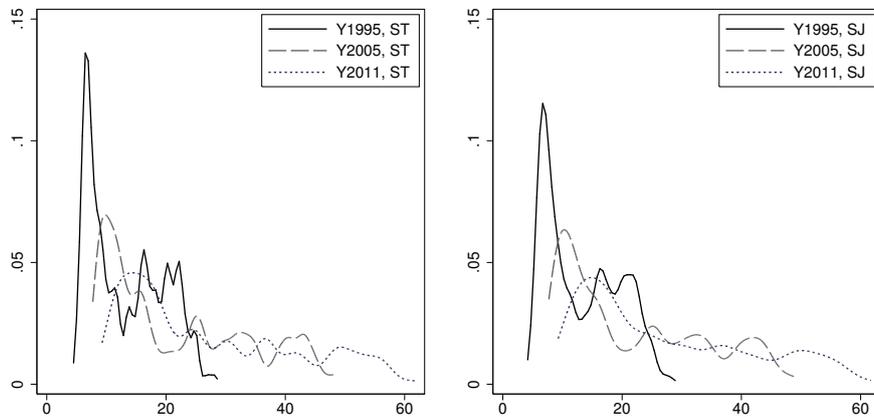
불평등지수는 지역별 고령화 격차의 추이를 고찰하는 데는 유리하지만, 이와 같은 유리함은 분포의 형태에 대한 정보를 버림으로써 가능하게 된 것이다. 불평등지수의 증가는 분포가 일봉형(unimodal)인 경우에 분산이 커지면서 나타날 수도 있지만, 분산은 고정되어 있으나 분포가 쌍봉형(bimodal) 또는 다봉형(multimodal)으로 변화하는 경우에도 나타날 수 있다. 불평등지수의 증가가 분산의 증가로 인한 것인지 또는 분포의 형태 자체가 변화한 것인지에 따라서 고령화문제에 대한 정책적 대응은 다를 수 있다. 따라서 분포의 형태가 어떻게 변화하였는지를 살펴보는 것도 주요한 관심사의 하나가 될 것이다. 여기서는 비모수적인 방법에 기반한 커널밀도함수의 추정이나 양극화지수의 작성으로 이를 살펴보았다. 우리의 관심사는 시간 경과에 따른 분포형태의 변화를 살펴보는 것에 한정되고, 특정시점의 분포가 어떤 봉형인지를 살펴보는 것은 아니다. 본 연구는 전통적인 가우스 커널을 사용하여 노년부양비의 분포가 어떻게 변화하는지 추정하였다. 대역폭(bandwidth) h 는 Scott and Terrell (1987)의 ‘unbiased cross-validation’과 Sheather and Jones (1991)에서 제시하는 방법에 의거하여 선택하였다.

그림 9는 1995년 2005년 2011년의 시군구별 노년부양비의 추정된 커널 밀도함수를 도시한 것이다. 그림에서 ‘ST’는 Scott and Terrell (1987)를, ‘SJ’는 Sheather and Jones (1991)를 적용하여 h 를 선택하였음을 의미한다. 1995년에는 우측 봉우리가 더 낮기는 하지만, 거칠게 말해서 쌍봉형의 모습 혹은 비단봉형(non-unimodal)의 모습을 띄고 있었는데, 시간경과에 따라서 분포의 좌측 꼬리가 길어지면서 보다 완만한 형태로 변화하고 있다. 이러한 가시적인 결과는 h 의 선택에 좌우되지 않는 것으로 보인다.

물론 이와 같은 분포의 변화로부터 1995년에 비해 2005년에 불평등도가 더 증가했고, 2005년에 비해 2011년에 불평등도가 더 감소하였다는 사실을 읽어내기 어렵다. 그렇지만, 분포의 형태가 보다 완만하게 변화되어 가는 모습을 확인할 수 있는데, 이와 같은 형태의 변화의 시계열적 추이를 고찰하는 데에는 양극화지수를 사용할 수 있다. 현재 소득불평등은 양극화하는 현상으로 진행되는 측면이 있어서, 이와 같은 양극화 추이를 포착하기 위해 다양한 양극화지수가 개발되고 있는데, 직관적으로 이해하기 쉬우면서, 앞 항의 분석과 통합적으로 접근할 수 있는 지표로 Rodríguez and Salas (2003)의 양극화(bipolarization) 지수가 있다. 그들은 상위 절반과 하위 절반의 두 그룹으로 나누고, 그룹간 불평등도와 그룹내 불평등도를 구해, 양 불평등도의 차로서 양극화지수를 계산하였다. Rodríguez and Salas (2003)는 그룹간 불평등도와 그룹내 불평등도를 지니계수(Gini coefficient)를 이용하여 계산하였지만, 본 연구에서는 타일지수를 이용하여 다음과 같이 양극화지수를 계산한다.

$$\text{Bipolarization index} := \text{타일지수 그룹간(between) 부분} \\ - \text{타일지수 그룹내(within) 부분},$$

여기서 ‘그룹간 부분’과 ‘그룹내 부분’은 앞에서 설명한 바와 마찬가지로 타일지수로부터 계산된다. 중위값 이상의 그룹의 평균과 중위값 이하의



주: ‘ST’는 Scott and Terrell (1987)를, ‘SJ’는 Sheather and Jones (1991)를 적용하여 대역폭을 선택하였다.

그림 9: 211개 시군구 노년부양비의 추정된 커널밀도함수 추이

그룹의 평균의 차이가 커질수록 양극화 지수는 커지고, 양 그룹 내 불평등도가 커질수록 양극화지수는 작아진다.

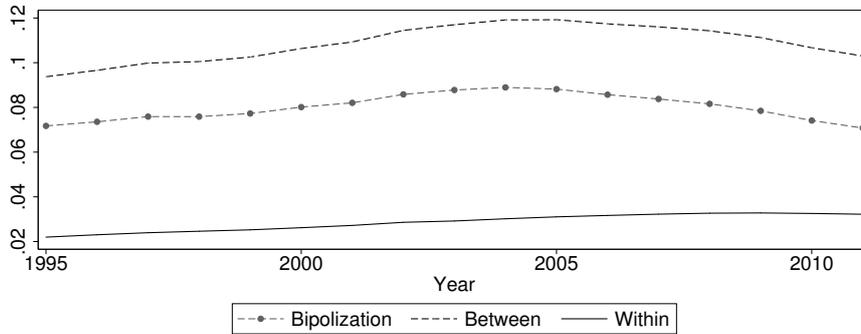


그림 10: 양극화지수의 추이

그림 10에서는 위에서 정의된 양극화지수의 추이를 보여주고 있다. 그림에 따르면, 시군구별 노년부양비의 양극화는 1995년부터 2004년까지 증가하다가, 2004년부터 2011년 현재까지 감소하고 있는 것으로 보인다.¹¹

그러나 양극화지수는 그룹을 하위 절반과 상위 절반으로 기계적으로 나누는 것에 기반하고 있는데, 기존 분석과의 연장선 상에서는 메트로시부, 비메트로시부, 농촌으로 구분되는 하위 그룹에서의 분포 변화가 보다 큰 관심사이다.

1995·2005·2011년 각각에 대해, 메트로시부, 비메트로시부, 농촌별 커널밀도함수를 전체의 커널밀도함수와 같이 도시한 것이 그림 11이다. 주어진 그림에서 메트로시부, 비메트로시부, 농촌은 (목적에 의하면) 상이한 분포를 가지는 것처럼 보인다. 1995년의 농촌의 커널밀도함수는 메트로시부의 커널밀도함수가 위치한 영역과 거의 겹치지 않았지만, 시간경과에 따라서 농촌의 분포에서 좌측꼬리가 메트로시부의 분포가 위치한 영역에 중첩되는 것처럼 보인다.

농촌지역으로의 인구유입은 미미할 것이기 때문에 이것은 메트로시부의 고령화가 진전된 결과로 생각된다.¹² 비메트로시부는 양 분포에 모두 겹

¹¹ 양극화지수에 대하여 종합적으로 정리·설명하고 있는 문헌으로 Chakravarty (2009)가 있다.

¹² 그림 11의 커널밀도함수를 살펴보면, 노년부양비가 높은 지역의 대부분은 농촌지역에 집중되어 있음을 알 수 있다. 서론에서 언급한 바와 같이 과거의 인구이동은 농촌에서 도시로 향하는 소위 ‘이촌향도’형의 인구이동이 대부분이었기 때문에, 분석의 첫 시점인 1995년에 농촌은 도시지역에 비하여 인구의 고령화가 상당히 진행되어 있는 상태였다.

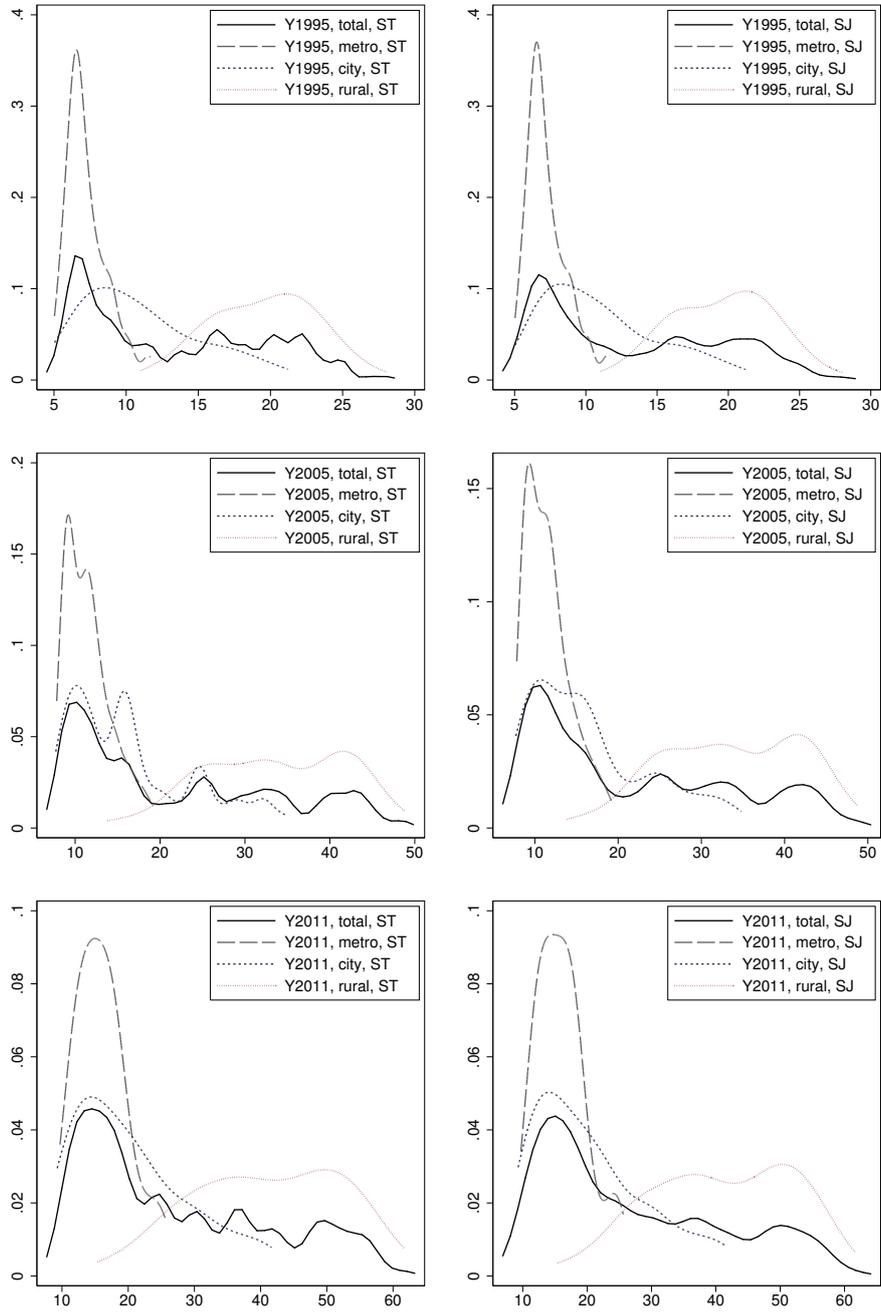


그림 11: 노년부양비의 메트로시부, 비메트로시부, 농촌별 커널밀도함수

쳐있는 것으로 보여지며, 양 분포의 포락선 밖에 있는 부분도 상당하였지만 점차 사라지고 있다. 따라서 세 그룹의 분포는 점차 서로 중첩되는 방향으로 변화하고 있는 것으로 생각되며, 또한 축에서 분포가 차지하는 범위를 고려하면 전체적으로는 메트로시부, 비메트로시부, 농촌 내에서 고령화의 차이는 확대되는 것으로 생각된다. 추정된 분포는 서로 다른 h 를 선택하였음에도 가시적으로 크게 다르지 않은 것으로 보인다. 커널분포의 추정 결과를 각 하위그룹인 메트로시부, 비메트로시부, 농촌 사이의 고령화 격차가 증가하는 것은 상대적으로 감소하고 있으며, 각 하위그룹 내부적으로는 고령화 격차의 증가가 상대적으로 커지고 있다고 해석할 수 있다. 이러한 해석은 그림 6에서 나타나는 타일지수의 그룹내 부분과 그룹간 부분의 움직임에 의해서도 지지된다.

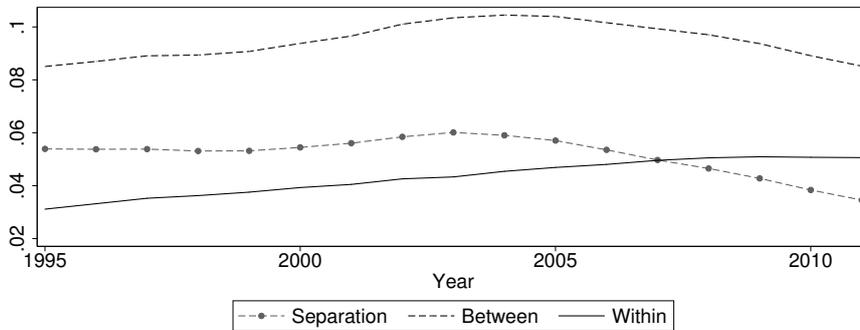


그림 12: 메트로시부, 비메트로시부, 농촌 간의 분리분포의 추이

이 세 분포간의 분리 수준은 양극화지수의 변형인 분리분포지수를 만들어 고찰할 수 있다. 즉 하위 그룹을 메트로시부, 비메트로시부, 농촌으로 나누어 계산된 ‘그룹간(between) 부분’와 ‘그룹내(within) 부분’의 차를 분리분포의 지수로 사용할 수 있다. 이 분리분포지수를 도시한 것이 그림 12이다.

세 분포가 겹치는 부분이 많아지는 것은 그룹내 불평등도가 증가하고 있었기 때문이다. 그러나 분포간의 중첩된 부분에만 분석을 집중하면, 분포의 평균 차이에 대해서는 적절히 고려할 수 없다. 그룹간(between) 부분으로 보면 이 세 그룹 평균의 상대적 차이는 늘어나고 있어서, 이것이 주어진 시점에서 시군구 전체 불평등도의 증가에 큰 기여를 하였음은 앞서 살펴보았다. 그러다, 2000년대 중반부터는 세 그룹 각각의 평균의 상대적 차이가 줄어드는 방향으로 변화하고 있는데, 이 분리분포지수는 그룹내 불평등

도와 그룹간 불평등도를 동시에 고려하여, 불평등도의 전체적인 추이와 정합적인 분리분포의 변화에 대한 이미지를 만들어 주고 있다. 분리분포 지수는 양극화지수보다 1년 빠른, 불평등도 지수보다는 2년 빠른 2003년부터 하락의 추세로 전환하는 것으로 보인다.

4. 불평등도 변동요인분해

4.1. 전체적인 요인분해

한 지역의 연령별 인구구성은 출생, 사망, 연령 증가라는 자연적 인구증감 요인과 전입, 전출이라는 인구이동 요인에 의해 변동한다. 1995년부터는 5세 연령계급별 인구 데이터뿐만 아니라 5세 연령계급별 순전입자 데이터도 공개되어 있기 때문에, 이 두 자료를 이용하면, 각 연말 노년부양비 뿐만 아니라, 매해 인구이동이 없었다고 한다면 실현되었을 각 연말 노년부양비도 구할 수 있다. 타일지수는 각 지역의 노년부양비로부터 계산되는 것으로써, 실제 연말 노년부양비를 가지고 타일지수를 계산할 수도 있지만, 인구이동이 없었을 때 실현되었을 연말 노년부양비를 가지고 타일지수를 계산할 수도 있다. 후자를 이용하면, 타일지수의 변화를 ‘자연적 인구증감에 의한 변화’와 ‘인구이동에 의한 변화’로 구분할 수 있다. 이 하에서는 종종 전자를 인구증감으로 후자를 인구이동으로 약칭할 것이다. t 기와 $t-1$ 기 동안 타일지수의 변동을 인구이동에 의한 타일지수의 변동과 인구증감에 의한 타일지수의 변동으로 구분하는 식을 제시하면 다음과 같다.

$$\Delta TL_t := TL_t - TL_{t-1} = (TL_t - TL_t^{-m}) + (TL_t^{-m} - TL_{t-1}) = \Delta TL_t^m + \Delta TL_t^n,$$

여기서 ΔTL_t 는 t 기의 타일지수 변동분 (1차 차분), TL_t^{-m} 는 인구이동이 일어나지 않았을 경우 실현되었을 t 기의 타일지수, $\Delta TL_t^m := TL_t - TL_t^{-m}$ 는 t 기의 인구이동 요인에 의한 타일지수 변동분, $\Delta TL_t^n := TL_t^{-m} - TL_{t-1}$ 는 t 기의 자연적 인구증감 요인에 의한 타일지수 변동분을 의미한다.

이와 같은 방식으로 매년의 타일지수의 변동을 구분하고, 인구이동에 의한 타일지수의 매년의 변동 및 인구증감에 의한 타일지수의 매년의 변동을 누계함으로써, 타일지수의 변동에 각 요소가 어떠한 영향을 미치는지를 파악할 수 있다. 상술했던 바와 같이 1995년부터 2011년까지 연령별 인구 및 연령별 인구이동 데이터를 빠짐없이 구할 수 있는 시군구는 211개이다. 이 데이터에 위에서 설명한 방법을 적용하여 타일지수의

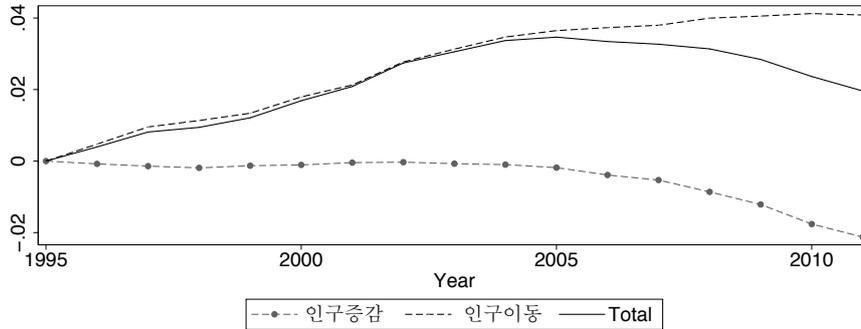


그림 13: 시군구별 노년부양비의 타일지수에 대한 요인 분해

변화를 자연적 인구증감 및 인구이동에 의한 것으로 구분한 것이 그림 13이다.

시군구별 불평등도는 1995년부터 2005년까지 증가하다가 이후 감소로 전환하였는데, 1995년부터 2005년까지의 증가에는 인구이동이 상대적으로 크게 기여하였고, 자연적 인구증감은 미미한 영향을 주었다. 반면, 2005년 이후부터는 인구이동의 증가세가 감소하였을 뿐만 아니라, 인구증감에 의한 불평등도의 감소가 크게 발생하여, 전체적인 불평등도가 감소하고 있다. 이 결과는 서론에서 제시한 우리의 연구가설과 부합하는 것으로 보인다.

인구이동은 생애주기 상의 주거 이전 수요와 결합되어 전개되기 때문에, 연령대별로 이동률에는 상당한 차이가 있다. 이동률은 대략 20대 후반에서 가장 높은 수준에 도달하며, 전체 연령대와 비교하면 상대적으로 20대와 30대의 이동률이 높기 때문에, 도농간의 인구이동은 도시와 농촌간의 연령구성에 영향을 미치게 된다(박이택, 2012, p. 182). 도농간의 인구이동은 도시화가 상당히 진전되면서 농촌에 젊은 층이 매우 적어지게 됨에 따라 줄어들게 되는데, 위의 분석에 의하면, 2005년 이후에는 그 영향력이 감소하였음을 보여준다.¹³ 상당한 수준의 인구이동은 실제 연령구성이 안

¹³인구이동의 주된 요인을 분석한 연구로는 최진호(2008)가 있다. 이에 따르면 수도권 전입이동자는 직업요인이, 수도권 전출이동자는 직업 및 가족요인이, 수도권 내에서는 직업, 가족, 주택 요인이 고루 이동에 영향을 주는 것으로 나타났다. 그러나 분석은 1997년 한 해의 인구이동 특별조사에 기초하고 있기 때문에 장기간의 인구이동 및 추이를 설명하기는 어렵다는 한계가 있다. 인구이동의 영향력이 감소한 요인을 분석하는 것은 의미있는 일이지만, 분석의 어려움을 생각한다면 이는 별도의 독립적인 연구가 될 것으로 생각된다. 본 연구에서는 앞 절에서 인구변천의 역사적 맥락 및 과거의 인구이동 행태에 대하여 살펴본

정인구의 연령구성과 괴리되도록 만들 수 있다. 그러나 인구이동 수준이 상대적으로 작아지게 되면, 실제 연령구성은 안정인구의 연령구성으로 점차 수렴하여 갈 수 있다. 뿐만 아니라, 20대의 인구이동은 인구이동 당시에는 전출지의 고령인구 비율을 높이고 전입지의 노령인구 비율을 낮추지만, (연령증가에 따르는 이동의 감소를 무시할 경우) 이들이 고령인구가 되는 40여년 후에는 전입지의 고령인구 비율을 더 빠르게 높이는 방향으로 작용하게 된다. 또한 20-30대가 전체인구에서 차지하는 비중은 점차 감소하고 있어 장기적으로는 인구이동이 인구의 연령구성에 미치는 영향력은 감소할 것이다. 제시된 분석결과를 고려하면, 이와 같은 두 효과의 영향력이 2000년대 후반부터 강화되었다고 할 수 있다.

4.2. 하위그룹별 요인분해

불평등도의 요인분해를 하위그룹별 불평등도 분해와 결합하는 방법은 쉽게 설명할 수 있다. 앞 절에서 고찰한 하위그룹별 불평등도 분해는 연말 실제 노년부양비만을 가지고 분석한 것이다. 요인분해는 인구이동이 일어나지 않았을 때의 연말 노년부양비 데이터를 이용하는 것인데, 이것에 대해서도 연말 실제 노년부양비에 대해 했던 것과 동일한 하위 그룹별 분해를 하여서, 각각에 대해 ‘자연적인 인구의 증감에 의한 변화’와 ‘인구이동에 의한 변화’를 구분하여 누계하면 된다.

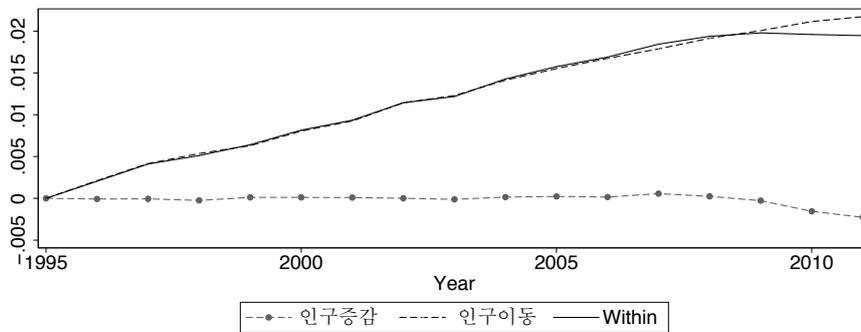


그림 14: 인구증감 및 인구이동이 그룹내 불평등도에 기여하는 정도

하위 그룹별 분해를 통해 그룹내 불평등도와 그룹간 불평등도를 구분하였는데, 그룹내 불평등도와 그룹간 불평등도의 변화 각각에 대해 인구증
 바 있다.

감과 인구이동으로 구분한 것이다. 이것은 인구증감과 인구이동을 그룹내 불평등도와 그룹간 불평등도의 변화로 구분하는 것이기도 하다.

그림 14는 그룹내 불평등도를 요인 분해한 것이다. 그룹내 불평등도는 1995년부터 2008년까지 지속적으로 증가하다가 2009년부터 정체 상태에 들어갔는데, 그룹내 불평등도의 증가추세를 견인한 것은 인구이동이었다. 인구이동은 그룹내의 노년부양비의 이질화를 야기하는 방향으로 계속 작용하고 있는데, 2009년 후반부터는 인구증감이 그것을 상쇄하는 방향으로 작용하기 시작하여, 그룹내 불평등도가 증가에서 정체로 전환하게 된 것이다.

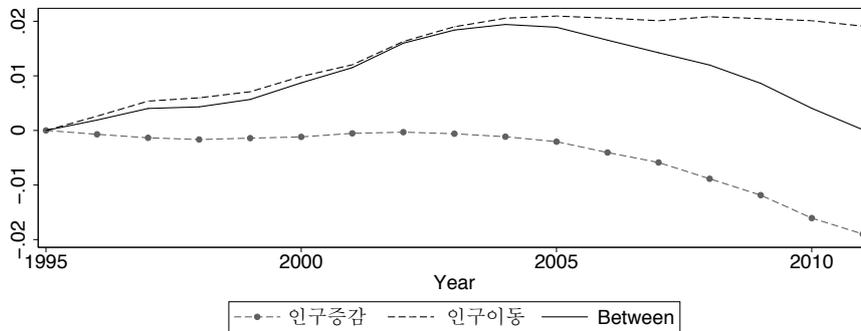


그림 15: 인구증감 및 인구이동이 그룹간 불평등도에 기여하는 정도

그림 15는 그룹간 불평등도를 요인 분해한 것이다. 불평등도의 전환이 주로 그룹간 불평등도에 의한 것이었는데, 그룹간 불평등도의 추이를 결정하는 요인은 전체 불평등도의 전환을 야기한 것과 거의 동일하다. 인구이동은 2004년까지 그룹간 불평등도를 증가시키는 방향으로 작용하다가 그 이후부터는 불평등도의 변화에 큰 영향을 미치지 않았다. 반면, 인구증감은 2004년부터 그룹간 불평등도를 감소시키는 방향으로 작용하고 있다.

그림 16은 자연적 인구증감이 그룹내 불평등도와 그룹간 불평등도에 기여한 정도를 비교하여 보여준다. 2000년대 중반 이후 자연적 인구증감은 대부분 그룹간 불평등도를 낮추는 방향으로 작용하였지만, 2009년 이후에는 그룹내 불평등도를 낮추는데도 작용하였다고 보인다. 자연적 인구증감이 불평등도를 감소시키는데 기여하였음을 의미하는 본 분석결과는 우리의 가설과 일치하는 것이다.

그림 17은 인구이동이 그룹내 불평등도와 그룹간 불평등도에 기여한 정도를 비교하여 보여준다. 그룹간 불평등도에 대해서는 1995년부터 2004

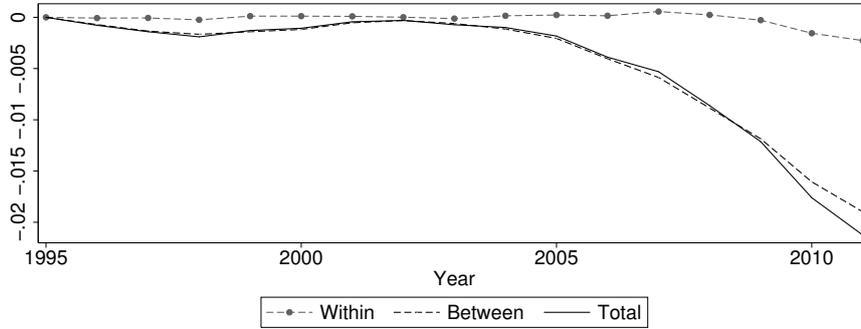


그림 16: 자연적인 인구증감에 의한 변동의 누계 분해

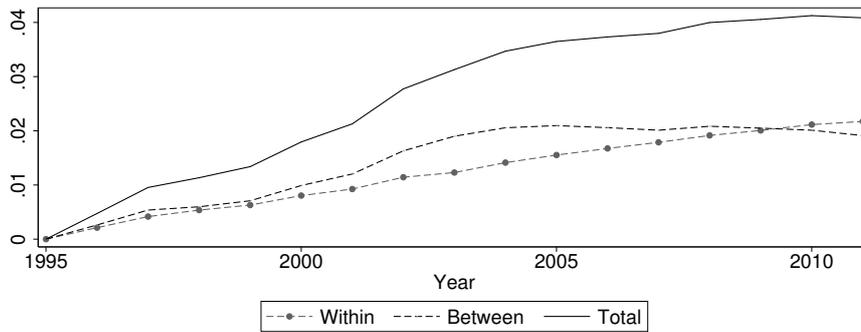


그림 17: 인구이동에 의한 변동의 누계 분해

년 동안 이를 증가시키는 기여를 하였고, 이후로는 변동에 기여하는 정도가 미미하여 보이지만, 그룹내 불평등도에 대해서는 주어진 기간에서 지속적으로 불평등도를 확대하는 방향으로 작용하였다고 보인다. 인구이동이 불평등도의 확대에 기여하였음을 시사하는 본 분석결과 역시 우리의 가설에 잘 부합하고 있다. 특기할 점은 2000년에도 지역별 고령화의 차이 확대에 여전히 주로 인구이동이 크게 기여하고 있다는 점이다. 또한 메트로시부, 비메트로시부, 농촌 사이의 불평등도 확대에 기여하는 바는 증가하지 않고 있는 것으로 보이지만, 그룹내 불평등도, 즉 예를들어 메트로시부에 포함되는 대도시들 사이의 고령화 격차에 기여하는 정도는 지속적으로 증가하는 것으로 보인다.

5. 결론

고령화 진행정도의 지역별 차이에 따라서, 지역간의 노동력 구성, 소득, 제공되어야 할 사회간접자본 및 행정서비스의 형태가 상이할 수 있다. 따라서 지역별 고령화에 대한 동태적인 분석은 정책 수립에 의미있는 정보들을 제공할 수 있음에도 불구하고, 이에 대해 분석을 시도한 우리나라의 연구는 없었던 것으로 보인다. 본 연구는 이와 같은 연구사적 결여를 메우기 위해 이루어진 것이다. 우리는 '(65세 이상 인구)/(20-64세 인구)×100'으로 정의된 시군구별 노년부양비를 대상으로 하여, 지역별 노년부양비의 타일지수 추이 및 분해결과를 제시하였다. 이하에서는 본 논문에서 밝혀진 결과를 간략하게 요약하는 것으로 결론을 대신하고자 한다.

통계청의 시도별 추계인구를 이용하여 1970년부터 2040년까지 시도별 노년부양비의 불평등도를 보면, 2000년대 중반부터 감소추세로 전환하고 있다. 이와 같은 감소추세는 시군구별 노년부양비에서의 불평등도에서도 발견된다. 불평등도의 감소 추세를 이해하기 위해 몇 개의 하위 그룹별로 분해를 시도하였다. 본 논문에서 타일지수를 사용한 것은 이러한 목적에 적합한 불평등도 지수이기 때문임은 앞의 절들에서 설명하였다.

한국의 노년부양비가 도시와 농촌간, 대도시와 소도시간에 큰 차이가 있다는 점은 널리 알려진 사실이라고 생각된다. 따라서, 타일지수의 하위 그룹별 분해는 메트로시, 비메트로시, 농촌의 세 그룹으로 나누어 행하였다. 앞서 제시된 그림들에서도 메트로시, 비메트로시, 농촌의 불평등도가 상이한 움직임을 가지는 것으로 보여지는 결과들이 제시되었다. 다시 요약하면, 1995년에는 그룹간 불평등도가 전체 불평등도의 73%를 차지하고 있었는데, 이후, 그룹간 불평등도의 비중은 감소하여, 2011년에는 63%로 감소하고 있다. 반면, 그룹내 불평등도가 증가하고는 있지만, 전체적으로 불평등도를 주도하고 있는 것은 메트로시, 비메트로시, 농촌간의 격차였다고 할 수 있다. 2000년대 중반 이후 추세전환을 주도하고 있는 것은 그룹간 불평등도로서, 메트로시, 비메트로시, 농촌간의 불평등도 감소에 의한 것이었다.

그러나 타일지수를 사용한 불평등도 추이에서 제시되지 못하는 분포의 형태 변화를 살펴보기 위하여, 우리는 커널밀도함수 추정과 양극화지수 또는 분리분포지수를 사용하는 추가적인 분석을 시도하였다. 1995년부터 2011년까지 세 그룹 각각에 대하여 커널밀도함수가 중첩되는 영역이 점차 증가하는 것으로 보이지만, 2000년대 초까지는 각 그룹의 평균의 상대적 격차가 커지고 있었으며, 2000년대 중반부터 각 그룹의 평균의 상대적 격

차가 감소하고 있는 것으로 보인다. 양자를 통합적으로 고려하기 위해서 분리분포지수를 사용하였다. ‘그룹간 불평등도 - 그룹내 불평등도’로 정의되는 분리분포지수는 지역별 고령화의 차이가 2003년까지 증가하다가 그 이후 감소의 추세로 전환하였음을 보여주었다.

또한 인구증감과 인구이동이 불평등도의 변화에 미친 기여도에 대한 분석을 시도하였다. 시군구별 연령별 순전입자 통계를 활용하여, 시군구별 노년부양비의 불평등도의 변화를 자연적 인구변화에 의한 것과 인구이동에 의한 것으로 구분하였다. 이를 상술한 요인 분해를 하위 그룹간 분해와도 결합하여 분석하였다. 분석결과에 의하면, 시군구별 불평등도는 1995년부터 2005년까지 증가하다가 이후 감소로 전환하는데, 1995년부터 2005년까지의 증가에는 인구이동이 기여를 하였고, 자연적 인구증감은 별 영향을 미치지 않았다. 반면, 2005년 이후부터는 고령화의 지역적 편차를 야기하였던 인구이동의 증가세가 감소하였을 뿐만 아니라 인구증감에 의한 불평등도의 감소가 크게 발생하여 전체적인 불평등도가 감소하고 있다.

그룹내 불평등도는 관측시점부터 2008년까지 지속적으로 증가하다가 2009년에 접어들면서 정체 상태에 들어갔다고 보이는데, 그룹내 불평등도의 증가추세를 견인한 것은 인구이동이었다. 인구이동은 그룹내의 노년부양비의 이질화를 야기하는 방향으로 계속 작용하였다고 보인다. 그러나 2009년 후반부터는 자연적 인구증감이 그것을 상쇄하는 방향으로 작용하기 시작하여, 그룹내 불평등도가 증가에서 정체로 전환하게 되었다. 불평등도의 전환은 주로 그룹간 불평등도에 의한 것이었는데, 그룹간 불평등도의 추이를 결정하는 요인은 전체 불평등도의 전환을 야기한 것과 거의 동일하다. 인구이동은 2004년까지 그룹간 불평등도를 증가시키는 방향으로 작용하다가 그 이후부터는 불평등도의 변화에 큰 영향을 미치지 않았다. 반면, 자연적인 인구증감은 2004년부터 그룹간 불평등도를 감소시키는 방향으로 작용하고 있다. 이러한 분석결과들은 서론에서 제시한 가설과도 잘 부합하고 있는 것으로 보인다.

현재 한국의 자연적인 인구증가는, 가임여성의 합계출산율로 판단하면, 매우 낮은 수준에서 안정적인 과정을 따르는 것으로 생각된다. 지역간 인구이동의 구체적인 형태를 결정하는 요인들은 매우 다양하겠지만, 인구변천과 결합되어 진행되는 인구이동은 인구변천이 시작하는 초기에는 농촌의 인구압력과 도시의 상대적으로 낮은 인구증가율을 배경으로 상당히 큰 규모로 진행되면서 농촌의 고령화를 조기에 출현하게 만든다. 그러나 출산율이 감소하고 도시화가 상당히 진행되면 그 효과가 줄어들 것이라 예측할 수 있는데, 본 연구의 분석결과는 한국의 지역별 고령화 격차의 확대

및 축소가 이러한 가설과 잘 부합함을 시사하고 있다. 또한 2000년대 중반 까지도 인구이동이 지역별 고령화의 격차에 주요하게 기여하였다는 점은 특기할만 하다. 각 지자체에서 출산장려책보다 지역경제 살리기 등의 인구 유인책에 더 많은 비용을 소모하여 왔던 것은 이러한 현실이 반영되었던 것일 수 있다. 한국에 있어 고령화의 지역간 격차의 시기별 추이가 가지는 비교적 특질과, 그 비교적 특질의 출현에 영향을 미친 요인에 대해서는 본 연구에서 분석하지 않았다.

참고문헌

- 구성열 · 박종대 (2007). 한·중·일 3국의 고령화와 인구정책, 한국인구학 제30권 제3호, 1-31.
- 김남일 · 최순 (1998). 인구이동과 지역단위별 농촌인구분포의 변화, 한국인구학 제21권 제1호, 42-79.
- 김두섭 · 박효준 (2004). 『한국인구학』 게재물의 구성과 변화, 1977-2004, 한국인구학 제28권 제2호, 219-243.
- 박삼옥 · 진종현 · 구양미 (2008). 서울의 인구고령화와 고령자 고용의 지역적 특성, 대한지리학회지 제43권 제3호, 337-357.
- 박이택 (2012). 저출산 고령화 시대의 광역권 인구이동: 변이-할당 분석 (shift share analysis)으로부터의 접근, 아세아연구 제55권 제2호, 168-200.
- 부산광역시 (2011). 제50회 부산통계연보.
- 서울특별시 (2012). 제52회 서울통계연보.
- 이성용 · 이정환 (2011). 인구변천과 인구고령화: 선진국, 개발도상국, 그리고 한국의 비교 연구, 국제지역연구 제15권 제1호, 549-570.
- 이현창 (2012). 韓國經濟通史, 제5권, 해남.
- 최은영 (2004). 지역간 인구이동의 공간적 특성 분석: 수도권을 중심으로, 서울도시연구 제5권 제3호, 49-66.

- 최재현·윤현위 (2012). 한국 인구고령화의 지역적 전개 양상, *대한지리학회지*, 제47권 제3호, 359-374.
- 최진호 (2008). 한국 지역 간 인구이동의 선별성과 이동 이유: 수도권을 중심으로, *한국인구학* 제31권 제3호, 159-178.
- 통계청 (2011). *장래인구추계: 2010-2060* (2010 인구주택총조사 기준).
- Alcantara, V., and J. A. Duro (2004). Inequality of energy intensities across OECD countries: A note, *Energy Policy* 32, 1257-1260.
- Atkinson, A. B. (1970). On the measurement of inequality, *Journal of Economic Theory* 2, 244-263.
- Bloom, D. E., D. Canning, and G. Fink (2010). Implications of population ageing for economic growth, *Oxford Review of Economic Policy* 26, 583-612.
- Bourguignon, F. (1979). Decomposable income inequality measures, *Econometrica* 47, 901-920.
- Chakravarty, S. R. (2009). *Inequality, Polarization and Poverty: Advances in Distributional Analysis*, Springer.
- Cowell, F. A. (1980). On the structure of additive inequality measures, *Review of Economic Studies* 47, 521-531.
- Duro, J. A., and E. Padilla (2006). International inequalities in per capita CO₂ emissions: A decomposition methodology by Kaya factors, *Energy Economics* 28, 170-187.
- Duro, J. A., and J. Esteban (1998). Factor decomposition of cross-country income inequality, 1960-1990, *Economics Letters* 60, 269-275.
- Dyson, T. (2011). The role of the demographic transition in the process of urbanization, *Population and Development Review* 37, 34-54.
- Esteban, J.-M., and D. Ray (1994). On the measurement of polarization, *Econometrica* 62, 819-851.
- Futagami, K., and T. Nakajima (2001). Population aging and economic growth, *Journal of Macroeconomics* 23, 31-44.

- Gini, C. (1921). Measurement of inequality of incomes, *Economic Journal* 31, 124–126.
- Hart, P. E. (1971). Entropy and other measures of concentration, *Journal of the Royal Statistical Society. Series A* 134, 73–85.
- Haughton, J., and S. R. Khandker (2009). *Handbook on Poverty and Inequality*, The World Bank.
- Novotný, J. (2007). On the measurement of regional inequality: Does spatial dimension of income inequality matter?, *Annals of Regional Science* 41, 563–580.
- OECD (2011). Old age support rate, in *Society at a Glance 2011: OECD Social Indicators*, 50–51, OECD Publishing.
- Rodríguez, J. G., and R. Salas (2003). Extended bi-polarization and inequality measures, in *Research on Economic Inequality (Inequality, Welfare and Poverty: Theory and Measurement)*, Vol. 9, 69–83, eds., J. Bishop, Emerald Group Publishing Limited.
- Sato, Y., and K. Yamamoto (2005). Population concentration, urbanization, and demographic transition, *Journal of Urban Economics* 58, 45–61.
- Scott, D. W., and G. R. Terrell (1987). Biased and unbiased cross-validation in density estimation, *Journal of the American Statistical Association* 82, 1131–1146.
- Sheather, S. J., and M. C. Jones (1991). A reliable data-based bandwidth selection method for kernel density estimation, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B* 53, 683–690.
- Shorrocks, A. F. (1980). The class additively decomposable inequality measures, *Econometrica* 48, 613–625.
- Shorrocks, A. F. (1982). Inequality decomposition by factor components, *Econometrica* 50, 193–211.
- Theil, H. (1965). The information approach to demand analysis, *Econometrica* 33, 67–87.

Theil, H. (1979). The measurement of inequality by components of income, *Economics Letters* 2, 197–199.

Tosun, M. S. (2003). Population aging and economic growth: Political economy and open economy effects, *Economics Letters* 81, 291–296.

Yashiro, N. (1997). Aging of the population in Japan and its implications to the other asian countries, *Journal of Asian Economics* 8, 245–261.