

역내 및 역외 간 인구이동과 경제성장의 관계 연구*

The Relative Impact of Migration Intra and Inter Regions on Economic Growth

이재민 Lee Jaimin**, 김희호 Kim Heeho***

Abstract

This study is to investigate the relationship between migration and regional economic growth in our country using empirical analysis. Specifically, we use state and county-level panel data from 2000 to 2013 and from 2000 to 2011 respectively and make use of fixed and random effects estimation methods and system GMM, to find out what kind of effects migration has on regional economic growth.

State level analyses show that intra-state migration increases each state's per capita income and that it generates divergence of per capita income for each state. County level analyses show that inter county migration for the same state increases each county's per capita income and that it gives rise to divergence of per capita income for each county.

The net product taxes induce divergence of per capita income for each county and state but the population above 15 years old yields its convergence.

Keywords: Migration, Economic Growth, Convergence, Divergence, Panel Data

I. 서론

1. 연구의 배경 및 목적

최근 정부 및 공공기관의 세종특별자치시 이주에 따라 우리나라 인구이동은 새로운 국면을 맞고 있다. 기존의 수도권 인구집중과는 별개로 세종특별자치시, 혁신 및 기업 도시로의 기관 및 기업 이주는 우리나라 인구이동에 새로운 영향을 미칠 것으로 보인다. 실제로

2000년 이후 수도권(서울, 인천 및 경기지역)은 2010년까지 양(+의 순이동(총전입-총전출)을 유지하다가 2011년 이후부터 음(-)의 순이동으로 변화하였다. 또한 2000년부터 2010년까지 수도권 순이동의 절대 수준도 전반적으로 감소하고 있는 실정이다. 그리고 충청(대전시, 세종특별자치시 및 충청남북도) 및 강원권은 2005년까지 음의 순이동을 나타냈지만 2006년부터 양의 순이동을 보이고 있다. 이외에도 제주특별자치도는 2010년 이후부터 양의 순이동으로 변화하고

* 본 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 수행된 것임. 또한 본 논문은 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2014S1A3A2044238).

유익한 논평을 주신 익명의 심사위원들과 편집검열을 해주신 국토연구원 출판 담당자들에게 감사드립니다.

** 경북대학교 경제통상학부 교수(제1저자) | Prof., School of Economics and Trade, Kyungpook National Univ. | Primary Author | jm064@knu.ac.kr

*** 경북대학교 경제통상학부 교수 | Prof., School of Economics and Trade, Kyungpook National Univ. | kimhh@knu.ac.kr

있는 점이 특색이다. 이는 우리나라 지역별 인구이동이 2000년대 중반 이후 큰 변화를 겪고 있음을 의미하고 있다.

앞에서 지적한 것처럼 이러한 인구이동은 행정중심복합도시인 세종특별자치시 개발과 혁신도시¹⁾ 및 기업도시²⁾ 사업이 2000년대 중반 이후부터 본격적으로 시작된 것에 기인한 것으로 보인다. 비록 기관 이주와 입주는 최근에 이루어지고 있지만 개발계획 발표와 건설을 통하여 인구이동에 변화를 유발하고 있는 것으로 보인다. 그리고 우리나라 지역별 인구이동 변화와 별도로 우리나라 전체의 총전입 및 총전출 규모는 감소하는 패턴을 보이고 있는데 2000년과 2013년 전국의 총전입(총전출) 규모는 각각 900만 9,441명과 741만 1,784명으로 연평균 약 1.49% 수준으로 감소하고 있는 실정이다. 전체 인구 대비 총전입(총전출) 비중도 2002년 19.35%로 정점을 찍은 이후 감소하다가 2006년에 일시적으로 19.07%로 반등하였으나 이후 계속 하락하여 2013년에는 14.49% 수준으로 감소하였다. 결국 전반적인 인구이동 규모가 2000년대 이후 감소하고 있는데 이는 우리나라의 인구구조 변화인 저출산 및 고령화로 인한 인구 증가율의 정체와 밀접한 관련이 있을 것으로 보인다.

우리나라 경제성장률을 살펴보면 2000년대 이후 전반적으로 감소하는 경향을 보이고 있는데 구체적으로 2002년 7.37%로 정점을 찍은 이후 감소 추세를 유지하다가 2006년에 5.50%로 반등하였지만 다시 감소 추세를 보였다. 그 후 2013년에는 2.89% 수준을 나타냈다. 결국 전체 인구이동 수준이 높을 때 경제성장률이 높았음을 알 수 있다.

일반적으로 인구이동(migration)이 경제에 어떠한 영향을 미치는 것인가에 대해서 크게 세 가지로 구분하여 분석하고 있다. 첫째, 인구이동과 교역을 대체재(substitutes)로 보는 모형으로 전통적인 Heckscher-Ohlin 무역이론에 입각하고 있다. 즉 임금 수준이 노동생산성보다 낮은 국가에서 높은 국가로 인구가 이동하여 전 세계 생산량 수준이 증가하며 국가 간 임금 수준이 수렴(convergence)한다는 이론이다.

둘째, Borjas(2000)의 노동시장모형(labor market model)으로 이민(immigration) 유입으로 노동공급곡선이 이동하여 균형임금 수준이 하락하지만 자본보유자의 편익이 증가하여 전체 소득은 증가할 수 있다는 것이다. 여기서 이민을 통하여 증가한 전체 소득 부분을 이민잉여(immigration surplus)라고 정의한다.

셋째, 인구이동과 경제성장을 연계하는 모형으로 다양한 연구가 존재하는데 일반적으로 인구이동(유입)을 통하여 가용노동인력이 증대되고 기술력을 보유한 인력들이 유입됨에 따라 인적자본 축적이 가능해지며 이를 통하여 기술진보를 유발하여 경제성장을 가능하게 한다는 것이다. 대표적인 연구로 Barro and Sala-i-Martin(1995)과 Acemoglu(2009) 등은 1인당 GDP가 상이한 국가 및 지역이 인구이동을 통하여 경제성장 수렴(convergence) 현상이 발생한다고 하였다.

본 논문에서는 세 번째 연구 주제인 인구이동과 경제성장과의 관계를 성장회귀식을 통하여 분석하고자 한다. 이러한 연구는 국내에서도 왕형근(2006), 김정훈(2010), 변창욱, 최윤기, 김동수(2011) 등이 수행한 바 있다. 그러나 해외 연구뿐만 아니라 국내 연구에서는 인구이동을 단순히 광역권 차원의 지역 간

1) 혁신도시는 행정중심복합도시와 연계하여 추진된 지역균형발전사업으로 공공기관 지방 이전과 산학연관의 협력을 통하여 지역의 성장기점에 조성되는 미래형 도시로서 산학연계를 통한 혁신을 창출하는 혁신거점도시, 지역별 주제를 가진 개성 있는 특성화도시, 누구나 살고 싶은 친환경 녹색도시, 학습과 창의적 교류가 가능한 교육문화도시 등으로 구성되어 있음.

2) 정부는 2005년 8월 태안군, 무주군, 원주시, 충주시, 무안군, 영암·해남 등 6곳을 선정하였으며, 무안군은 산업교역형, 원주와 충주는 지식기반형, 무주군, 태안군, 영암·해남은 관광레저형으로 개발계획을 시행하고 있음.

이동에 한정하여 분석한 것이 다수다.

본 논문에서는 기존의 연구와 두 가지 측면에서 차별성을 두고 접근하고자 한다. 먼저 광역자치단체 차원의 인구이동뿐만 아니라 기초자치단체의 인구이동도 고려하여 인구이동과 경제성장의 관계를 분석한다.

그다음으로 인구이동을 다양하게 정의하여 분석하고자 한다. 광역권 차원에서는 지역 간 이동과 지역 내 이동으로 구분하여 분석하고 기초자치단체 차원에서도 지역 내 이동 외에도 지역 간 이동을 세분하여 분석한다.

이러한 차별적인 접근을 통하여 인구이동과 경제성장과의 관계를 분석하는 것이 본 논문의 목적이다. 특히 인구이동을 통하여 지역 간 소득격차가 감소하는지 혹은 증가하는지에 대한 분석을 시도할 것이다. 즉 경제성장론에서 지적되고 있는 지역 간 1인당 소득의 수렴(convergence)과 발산(divergence)이 인구이동에 어떠한 영향을 받고 있는지를 본 분석에서 설명할 것이다. 그리고 이러한 분석을 통하여 최근 세종특별자치시, 혁신 및 기업도시로의 기관 이주에 따라 과연 경제성장 패턴이 어떻게 변화할 것인지에 대하여 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

2. 선행연구 고찰

지역 간 경제성장과 인구이동에 관한 국외 연구로는 Barro and Sala-I-Martin(1995)과 Acemoglu(2009)의 연구를 들 수 있다. 이들은 1인당 경제성장률의 지역 간 격차가 존재할 때 어떠한 형태로 이 격차가 줄어들어 지역 간 1인당 소득수준을 수렴하는지에 대한 가설을 제안하였다.

국내에서 왕형근(2006)은 우리나라 지역의 인구증감률이 지역의 1인당 소득 증감률에 어떠한 영향을 미치는지 성장회귀식을 통하여 분석하였다. 분석

결과에 의하면 지역 인구 증가율은 지역의 1인당 소득 증가율을 낮추는 것으로 분석되었다. 즉 인구수준 변화를 통하여 지역 간 경제성장의 수렴현상이 발생하는 것으로 나타났다.

김정훈(2010)은 우리나라 지역별 인구증감률이 지역경제 성장률에 미치는 효과를 고정효과 추정방법을 이용하여 분석하였는데 인구증가율이 높은 지역일수록 경제성장률이 낮아서 수렴가설이 성립한다는 결론을 제시하였다.

변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서는 앞의 두 연구와 달리 인구증감률이 아닌 지역별 인구이동 변화율을 이용하였다. 이를 통해 인구이동은 1인당 생산성 수준에 양(+)의 효과가 있는 것으로 나타났다. 즉 인구이동 수준이 높을수록 1인당 생산성이 증가해 발산 가설이 성립하는 것으로 나타났다.

이외에도 인구이동을 포함하지 않은 지방재정 분권과 지역경제성장 수렴에 관한 연구로 김중구(2008) 및 김현아(2007) 등의 연구가 있다.

본 논문과 달리 인구이동 혹은 인구변화율이 어떠한 경제변수에 영향을 받는지를 설명한 연구도 있다. 왕형근(2006)은 1인당 소득이 지역별 인구변화율에 양(+)의 영향을 미친다고 하였으며 김현아(2013)는 기대소득, 대학생 이상 학생수, 도로연장, 1인당 복지 지출, 공시지가, 전세가격, 1인당 지방세 등이 지역 인구이동에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 또한 미시자료를 이용하여 지역 간 인구이동 결정요인 분석을 시도한 것으로 이상호(2010)의 연구도 있다.

3. 본 논문의 차별성 및 기본 아이디어

본 논문은 인구이동과 지역경제성장과의 관계에 주목한다는 측면에서 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)의 연구와 유사하다고 볼 수 있다. 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)의 연구에서는 광역자치단체 자료만을 이

용하였지만 본 논문에서는 광역자치단체 자료 외에도 기초자치단체 자료를 이용하였다. 또한 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서 전기 종속변수가 설명변수로 이용되었지만 이 변수의 내생성에 대한 검증은 시도되지 않았다는 측면에서 한계가 존재하는데, 본 논문에서는 내생성 검증을 시도하였고 내생성을 보완하는 추정방법도 이용하였다.

그리고 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서는 인구이동 변수 외에 다른 설명변수를 고려하지 않아 인구이동으로 인한 효과의 적절성에 대한 의문이 제기될 수 있었다. 왕형근(2006)에서도 지역별 인구 변화율이 지역별 1인당 소득에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였지만 인구 변화를 외에 다른 변수를 고려하지 않았으며 전기 종속변수의 내생성도 고려하지 않았다. 마찬가지로 기초자치단체 자료는 이용하지 않고 광역권 자료만 이용하였다.

본 논문에서는 인구이동으로 인한 1인당 소득 변화를 분석할 것이며 김정훈(2010)의 연구방법론에 따라 지역경제변수를 추가하여 지역의 특성을 통제하여 인구이동 효과의 강건성(robustness)을 추구하고자 하였다.

구체적으로 우리나라 광역자치단체 및 기초자치단체의 연도별 패널자료(panel data)를 이용하여 인구이동을 통하여 지역 간 경제성장 격차가 어떻게 변화하고 있는지를 살펴볼 것이다.

본 논문에서는 광역 및 기초자치단체의 지역 내 인구이동과 지역 간 인구이동이 경제성장에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하기 위하여 패널자료 분석방법인 고정효과(fixed effects) 및 임의효과(random effects) 추정방법(estimation methods)을 이용할 것이며 전기 종속변수(lagged dependent variables)의 내생성(endogeneity)을 감안하여 시스템 일반화된 적률법

(system method of moments estimation)을 이용할 것이다.

일반적으로 저소득 지역에서 고소득 지역으로 인구가 이동하면 고소득 지역의 경제성장 수준을 약화시킬 것이고 상대적으로 저소득 지역의 경제성장을 촉진하여 지역 간 경제성장의 수렴현상이 발생한다고 본다. 과연 지역 간 및 지역 내 인구이동을 통하여 지역별 소득 수준의 수렴현상이 발생하는지를 분석할 것이다.

나아가 인구이동과 별도로 15세 이상 인구를 설명변수로 이용하여 생산가능인구의 전반적인 증가가 지역별 소득 수준 수렴을 유발하고 있는지도 살펴볼 것이다. 그리고 조세변수가 지역별 소득 수준에 어떠한 영향을 미치는지도 분석할 것이다.

본 논문은 2장에서 인구이동과 경제성장의 관계에 대해서 논의할 것이며 인구이동 유형에 대해서도 정의할 것이다. 3장에서는 추정방법과 변수 및 자료에 대해 설명하고 4장에서 분석결과를 제시할 것이다. 마지막 장에서는 인구이동 및 지방자치단체 유형에 따른 경제성장 패턴에 대해 설명하고 정책적 시사점을 제시하고자 한다.

II. 인구이동과 경제성장

1. 인구이동과 지역경제성장

인구이동을 통하여 경제성장이 어떠한 영향을 받는지는 크게 두 가지 측면으로 생각할 수 있다. 첫째, 인구이동의 증가로 인하여 우리나라 전체 경제성장률이 증대된다. 이는 사실 경제가 성장하면 인구이동이 유발될 것이며 이는 다시 경제에 활력소로 작용하여 성장을 촉진하게 되는 것이다.³⁾

〈표 1〉은 1993년부터 2013년까지 인구이동의 한

3) 인구이동과 경제성장 간에 인과관계가 존재하는지를 검증하는 것도 필요한 부분일 것임. 그러나 본 논문의 자료가 약 13년 정도의 자료이므로 그랜저 인과관계 검증을 위한 충분한 자료로 보기 어려움. 따라서 본 논문의 분석은 인과관계를 검증하는 것은 아님.

표 1 _ 인구이동과 경제성장률과의 상관관계

구분	국내총생산	1인당 국내총생산	총전입
국내 총생산	-	-	-
1인당 국내총생산	0.9978***	-	-
총전입	0.5314**	0.5374**	-

주: ***, **는 각각 1%, 5% 유의 수준에서 유의함.
 자료: 통계청 국가통계포털, <http://kosis.kr>, (2014년 8월 4일 검색).

유형인 총전입 증감률과 경제성장률인 국내총생산 및 1인당 국내총생산 증감률과의 상관계수를 산정한 것이다. 결국 인구이동과 경제성장률 간에는 양(+)의 상관관계가 존재하므로 인구이동이 증가하면 경제가 성장한다는 것을 알 수 있다.

이와 별도로 지역별 인구증감률과 지역별 경제성장률 간에 어떠한 관계가 존재하는지를 분석해야 할 것이다. Barro and Sala-i-Martin(1995)과 Acemoglu(2009)는 지역 간 인구이동으로 인하여 지역별 1인당 소득 수렴현상이 촉진된다고 하였다.

지역 간 경제성장 수렴은 크게 β 수렴과 σ 수렴으로 구분할 수 있다. β 수렴은 1인당 소득(per capita income or product) 기준으로 가난한 지역이 부유한 지역을 따라잡는다(catch up)는 개념이다. σ 수렴은 1인당 소득의 지역 간(국가 간) 격차가 감소한다는 개념으로 지역 간 1인당 소득의 로그값의 표준편차가 감소하는 것으로 해석할 수 있다.⁴⁾

이외에도 인구이동에 따른 지역 간 경제 격차의 수렴을 절대적 수렴(absolute convergence)과 조건부 수렴(conditional convergence)으로 구분할 수도 있다. 기술 수준이 동일하고 저축률, 인구증감률, 감

가상각률 등이 동일한 폐쇄경제에서는 초기의 1인당 자본 수준의 차이로 1인당 소득의 격차가 발생할 수 있다. 이때 1인당 자본 수준의 차이로 가난한 지역의 경제성장률(자본축적률)이 부유한 지역의 경제성장률(자본축적률)을 능가함에 따라 가난한 지역과 부유한 지역의 1인당 소득 수준이 동일해진다는 것이 절대적 수렴의 논리다.

조건부 수렴은 지역 간 기술 수준이 상이하고 저축률, 인구증감률, 감가상각률 등도 상이한 상태에서 시간이 지남에 따라 개별 지역은 서로 다른 정상 수준(steady state)으로 수렴할 수 있는데 만일 특정 지역이 그 경제의 정상 수준과 큰 격차를 보일 때 여타 지역보다 성장률이 더 높을 수 있다는 것이다. 조건부 수렴에서는 부유한 지역과 가난한 지역의 1인당 소득이 동일해지지 않을 수도 있다. 다만 신고전학파 모형(neo-classical model)에 의하면 수렴속도와 정상 수준과의 격차는 반비례 관계에 있기 때문에 일반적으로 소득 수준이 낮은 지역에서 높은 성장률이 나타난다고 하였다.⁵⁾

이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.⁶⁾ 1인당 소득, y_t 의 초기값과 T 기 값을 각각 y_0 와 y_T 로 정의하고 일정한 성장률(r)로 변화하면 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$y_T = y_0(1+r)^T \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

이때 <식 1>에 자연로그를 취하고 이를 정리하면 다음과 같다.

4) 김정훈(2010)은 수렴을 1인당 GRDP의 지역 간 변이계수 추이를 이용하여 분석하였음.

5) 현재 본 논문에서는 전기 종속변수 외에도 인구이동 변수가 설명변수로 포함되므로 이는 절대적 수렴이 아닌 조건부 수렴으로 보아야 할 것임.

6) 본 논문에서는 Barro and Sala-i-Martin(1995)과 Acemoglu(2009) 등이 제시한 회귀모형을 이용하였으며 이를 설명한 김정훈(2010)의 연구도 차용하였음.

$$\log(y_t) = \log(y_0) + T\log(1+r) \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

$$\log(1+r) = \frac{1}{T}[\log(y_t) - \log(y_0)] \quad \langle \text{식 3} \rangle$$

그리고 $\log(1+r)$ 은 $\log(r)$ 과 유사하며 매클로린 전개(Maclaurin expansion)를 적용하면 r 로 간단히 산출될 수 있다(단, r 는 0에 근접한 작은 수여야 한다).

$$r \approx \frac{1}{T}[\log(y_t) - \log(y_0)] \quad \langle \text{식 4} \rangle$$

〈식 4〉는 0기부터 T 기까지 경제의 평균성장률이 r 로 일정함을 의미한다. 만약 T 기($t=0, 1, 2, \dots, T$) 동안 N 개 지역($i=1, 2, \dots, N$)의 경제성장률이 수렴하는 경우를 가정하는 가장 단순한 회귀분석모형은 다음과 같다.

$$r_{it} = a_0 + a_1 \log(y_{i0}) + u_{it} \quad \langle \text{식 5} \rangle$$

이때 a_1 이 0보다 작고, 초기 1인당 소득이 높으면 경제성장률(r_{it})이 낮은 값을 가지게 되므로 각 지역 간의 경제성장률이 수렴할 것이다.

Barro and Sala-i-Martin(1995)에서는 경제성장률을 연간 경제성장률로 제안하였고 이로 인해 r_{it} 대신 $\log(y_{it}) - \log(y_{it-1})$ 를 대입하고, 초기값[$\log(y_{i0})$] 대신 전기값[$\log(y_{it-1})$]을 제시하였다. 또한 지역 간 자료 이용으로 인하여 패널자료가 되므로 지역의 관찰되지 않은 특성과 시간더미변수를 추가하여 다음과 같은 회귀분석모형을 제안하였다.

$$\log(y_{it}) - \ln(y_{it-1}) = a + \beta \log(y_{it-1}) + a_i + \eta_t + u_{it} \quad \langle \text{식 6} \rangle$$

이때 a_i 는 개별 지역의 관찰되지 않은 특성변수이며 η_t 는 연도더미변수(yearly dummy variables)를 의미한다. 절대적 수렴가설을 고려하면 β 값이 음의 값을 가질 것이며, β 는 수렴속도가 될 것이다.

위의 모형에서 인구이동변수(M)를 고려하고 전기변수를 좌측으로 이동하면 회귀모형식이 다음과 같이 변한다.

$$\log(y_{it}) = a + (1+\beta)\log(y_{it-1}) + \eta M_{it} + a_i + \eta_t + u_{it} \quad \langle \text{식 7} \rangle$$

이때 $1+\beta$ 는 양의 값을 가질 것이며, η 는 인구이동변수(M)가 금기의 1인당 소득에 어떠한 영향을 미치는지를 나타낼 것이다. 인구이동 변수(M)를 순유입 변수로 정의하면 η 값이 음(-)의 값이고 인구유입이 증가할 때 1인당 소득 수준이 감소하여 지역 간 소득 격차가 감소한다는 것으로 볼 수 있으며, 양(+)의 값이고 인구유입이 증가하면 1인당 소득 수준이 증가하여 인구이동을 통하여 오히려 소득격차가 증가하는 것으로 볼 수 있다.

본 연구의 1인당 소득 수준의 수렴은 전기 종속변수뿐만 아니라 인구이동 변수가 포함되어 있으므로 조건부 수렴이며 β 수렴으로 볼 수 있다.

2. 인구이동 유형

인구이동은 지방자치단체 간의 이동과 지방자치단체 내의 이동으로 구분할 수 있다. 행정개념상 2014년 현재 우리나라 지방자치단체는 17개 광역자치단체와 226개의 기초자치단체로 구분할 수 있다.⁷⁾ 광역자치단체의 경우에는 ‘동일 시도 내 이동’과 ‘타 시도

7) 행정개념상 기초자치단체는 우리나라 시군구를 포함하고 있는데 자치 기능이 없는 일반구와 제주특별자치도의 행정시는 기초자치단체가 아님. 그러나 본 분석에 이용된 기초자치단체란 개념은 행정개념상의 그것이 아니라 통계청에서 제공하고 있는 자료에 근거한 기초자치단체를 지칭함.

표 2_ 지방자치단체별 인구이동 유형

광역자치단체		
동일 시도 내 이동		0 이상
전체 순이동	타 시도 간 순이동	+ , 0 , -
기초자치단체		
동일 시도 내 동일 시군구 내 이동		0 이상
전체 순이동	동일 시도 내 타 시군구 간 순이동	+ , 0 , -
	타 시도 간 순이동	+ , 0 , -

간(순)이동'으로 구분할 수 있다. 동일 시도 내 이동은 서울특별시에서 서울특별시로 이주하는 경우이며 타 시도 간(순)이동은 서울특별시에서 다른 광역자치단체로 이동하는 것으로 서울특별시 입장에서 전입과 전출이 발생할 수 있다.

〈표 2〉에서와 같이 기초자치단체 입장에서는 크게 네 가지 범주로 구분할 수 있는데 우선 '동일 시도 내 동일 시군구 내 이동'은 서울특별시 강남구에서 강남구로 이동하는 경우이며 '동일 시도 내 타 시군구 간 순이동'은 서울특별시 강남구와 서초구 간의 인구이동이며 '타 시도 간 순이동'은 서울특별시 강남구와 경기도 고양시와의 인구이동이다. '전체 순이동'은 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동과 타 시도 간 순이동을 합산한 개념이다.

〈표 3〉에서는 2013년 현재 광역자치단체⁸⁾의 동일 시도 내 이동 규모가 나타나 있는데 전국적으로 약 499만여 명에 달하고 있다. 그리고 타 시도 간 순이동은 대전광역시, 울산광역시, 세종특별자치시, 경기도, 강원도, 충청북도, 충청남도, 경상남도, 제주특별자치도 등에서 순유입이 발생하고 있으며 서울특별시, 부산광역시, 대구광역시, 인천광역시, 광주광역시, 전라북도, 전라남도, 경상북도 등은 순유출이

표 3_ 광역자치단체별 인구이동 현황(2013년)

(단위: 명)

구분	동일 시도 내 이동	타시도 간 순이동
서울특별시	1,053,008	-100,550
부산광역시	358,352	-17,710
대구광역시	258,107	-11,351
인천광역시	297,446	22,035
광주광역시	155,265	-2,592
대전광역시	148,793	311
울산광역시	107,253	2,307
세종특별자치시	4,105	8,696
경기도	1,274,495	74,131
강원도	136,041	2,986
충청북도	139,959	3,113
충청남도	159,556	13,375
전라북도	189,665	-2,197
전라남도	151,466	-2,306
경상북도	201,206	-1,865
경상남도	293,031	3,794
제주특별자치도	60,607	7,823
전국	4,988,355	0

자료: 통계청 국가통계포털, <http://kosis.kr>. (2014년 8월 5일 검색).

발생하고 있다.

본 논문의 첫 번째 가설로 동일 지역 내 인구이동이 증가하면 1인당 소득 수준이 증가하여 지역 간 소득 격차가 수렴하지 않고 발산한다는 것이다. 이는 지역 내 경제활동이 증가하면 지역 내 인구이동이 활발해지기 때문이다. 따라서 동일 지역 내 인구이동 변수의 추정치는 양(+의 값)을 가질 것이다.

그리고 특정 지역의 지역 간 순이동이 증가하면 그 지역의 경제활동이 활발해질 것이므로 1인당 소득 수준이 증가할 것이다. 이 역시 인구이동으로 인하여 소득 격차가 수렴하지 않고 발산하는 것으로 볼

8) 기초자치단체의 동일 시도 내 동일 시군구 내 이동, 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동, 타 시도 간 순이동 등은 지면관계상 기술하지 않았지만 독자들의 요구가 있으면 제공할 것임.

수 있다. 따라서 타 지역 간 인구이동 변수의 추정치도 양(+)의 값을 가질 것이다.

다만 광역자치단체와 달리 기초자치단체는 두 가지 지역 간 순이동 변수가 존재한다. 본 논문에서는 기초자치단체 수준에서 타 시도 간 이동 변수와 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동 변수가 어떠한 양상을 보이는지를 분석할 것이다.

III. 추정방법과 변수 및 자료설명

1. 추정방법

본 논문에서는 추정모형으로 <식 7>을 이용할 것이며 인구이동 변수로서 광역자치단체의 경우에는 동일 시도 내 이동과 타 시도 간 순이동을 이용할 것이다. 그리고 기초자치단체의 경우에는 동일 시도 내 동일 시군구 내 이동, 동일 시도 내 타 시군구 간 이동, 그리고 타 시도 간 순이동을 인구이동 변수로 이용할 것이다. 그리고 모든 인구이동 변수는 전년도 대비 증가율을 이용할 것인데 이는 기존의 연구방법론을 따른 것이다.

<식 7>에서 알 수 있듯이 전기 종속변수 즉, 전년도 1인당 소득변수[$\log(y_{it-1})$]를 설명변수로 사용하고 있기 때문에 내생성(endogeneity) 문제가 발생할 수 있다. 이러한 모형을 동적패널모형(dynamic panel data model)이라고 하는데 전기 종속변수가 존재하는 동적패널모형에서는 전기 종속변수의 내생성으로 인하여 고정효과 및 확률효과 추정방법에 의한 추정치가 비일치성(inconsistency)을 가질 수 있다.

따라서 이에 대한 내생성 검증을 수행해야 하는데 본 논문에서는 Davidson and MacKinnon(1993)이 제안한 회귀분석 기반 Durbin-Wu-Hausman(이하 DWH) 검정방법을 이용할 것이다.

DWH 검정은 $y_1 = \beta_0 + \beta_1 y_2 + \beta_2 x + u$ 와 같은 추정모

형에서 y_2 의 내생성이 의심될 때 모형 외부에서 새로운 도구변수(z)를 이용하여 $y_2 = a_0 + a_1 x + a_2 z + v$ 와 같은 추정모형을 추정하고 이때 잔차항(\hat{v})을 이용하여 $y_1 = \beta_0 + \beta_1 y_2 + \beta_2 x + \beta_3 \hat{v} + e$ 를 추정하고 β_3 에 대한 t -test를 수행하는 방식으로 이루어진다. 만일 y_2 가 외생적이라면 β_3 의 t -통계량이 작게 산정될 것이며 반대로 내생적이라면 β_3 의 t -통계량이 크게 산정될 것이다.

DWH 검정을 위해서는 추가적인 도구변수(instrumental variables) z 가 필요한데 이 변수들은 내생성이 의심되는 전기 종속변수와 상관성이 높아야 하고 교란항과는 상관관계가 존재해서는 안 된다.

본 논문에서는 이러한 도구변수로 지역별 순생산물체와 15세 이상 인구의 로그값을 이용할 것이다. 순생산물체는 지역 내 총생산물의 조세 부분에 해당되는 개념이며 15세 이상 인구는 생산가능인구를 의미하는데 전기 종속변수인 1인당 소득과 충분히 밀접한 관련이 있을 것으로 판단되어 도구변수로 이용하였다.

만일 DWH 검정을 통하여 전기 종속변수가 외생적이라면 일반적인 패널자료 분석방법인 고정효과(fixed effects) 및 임의효과(random effects) 추정방법을 이용할 것이다.

그러나 전기 종속변수가 내생적이라면 Arellano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)가 제안한 '시스템 일반화된 적률법(system generalized method of moments estimation, 이하 시스템 GMM)'을 이용할 것이다. 이 추정방법에서는 <식 7>을 1계 차분(first difference)한 후에 전기 종속변수에 대한 도구변수로 전기 종속변수의 과거값과 이를 차분한 값의 과거값을 이용한다. 또한 '1단계 시스템 GMM(one step 시스템 GMM)' 추정방법이 아닌 '2단계 시스템 GMM(two step 시스템 GMM)' 방법을 적용하였는데 이는 후자가 전자에 비해 좀 더 효

올직인 추정치(lower bias and standard errors)를 제공하기 때문이다(Roodman 2009).

그리고 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서는 인구 이동 변수 외에 다른 설명변수를 이용하지 않았지만 김정훈(2010)은 지역경제성장 관련 변수들을 설명 변수로 이용하고 있다. 예를 들어 지방세, 지방교부세, 국고보조금, 자본지출, 경제활동인구 등이다. 본 논문에서는 인구이동 변수 외에 다른 경제변수를 고려하지 않은 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)의 연구방법을 기본모형으로 하고 다른 경제변수를 고려한 김정훈(2010)의 연구방법을 확장모형으로 가정할 것이다. 본 논문의 확장모형에서는 지역경제활동과 관련된 변수들을 이용할 것인데 DWH 검정에 이용된 지역별 순생산물세와 15세 이상 인구의 로그값을 이용할 것이다.

본 논문은 광역권 외에도 기초자치단체에 대한 분석을 수행하고 있는데 충분한 연도에 걸친 다양한 지역경제변수를 구득하기 어려운 점이 있어 이 두 변수를 이용하였다. 그리하여 지역별 경제활동 변수를 통제하여 순수한 인구이동 변수가 1인당 소득에 미친 효과를 분석하였다.

또한 개별 인구이동 변수의 강건성(robustness)을 검증하는 차원에서 개별 인구이동 변수들을 교대로 삽입하여 추정하였다.

2. 변수 및 자료설명

본 논문에서는 광역자치단체자료는 16개 광역시도의 2000년부터 2012년까지의 자료다.⁹⁾ 1인당 소득 변수로서 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서 이용한

취업자수 대비 지역 내 총생산(GRDP) 자료를 이용하였는데 취업자수 1인당 GRDP 평균은 약 4,090만 원이며, 극솟값과 극댓값은 각각 2,330만 원과 9,400만 원이다. 인구이동 변수는 변화를 개념을 이용하였는데 이는 왕형근(2006)과 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)의 연구방법론을 따르고 있다. 동일 시도 내 이동 변화율은 약 1%, 타 시도 간 순이동 변화율은 약 30% 가량 감소하고 있다.

광역자치단체의 순생산물세는 평균적으로 약 6조에 육박하고 있으며 15세 이상 인구는 평균 약 244만 명 수준이다(<표 4> 참조).

기초자치단체는 207개 기초자치단체의 2000년부터 2011년까지의 자료를 활용하였다. 다만, 기초자치단체별로 자료가 제공되는 연도가 상이하기에 불균형 패널자료가 되었다(<표 5> 참조). 또한 통계청에서 서울특별시의 자치구별 GRDP 자료를 제공하지 않아 본 연구의 분석에서 제외하였다. 본 분석에 이용된 기초자치단체 현황은 <표 6>과 같은데 통계청이 제공하는 기초자치단체의 지역 내 총생산, 인구이동 변수, 총인구 등의 자료 연도가 서로 상이하여 분석에 이용된 총자료 개수도 상이하다.

기초자치단체 분석에서는 각 시군구별 취업자수 자료가 공표되지 않아 취업자수 대비 GRDP 자료의 대용지표로 인구 대비 GRDP 자료를 사용하였다. 자료분석 결과, 1인당 GRDP 평균은 약 1,920만 원 수준이며 극솟값과 극댓값은 각각 570만 원과 1억 1,700만 원 수준으로 나타났다.

인구이동의 경우 동일 시도 내 동일 시군구 내 이동 변화율은 약 1% 가량 증가하는 반면, 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동 변화율은 약 67% 감소하고 있다. 한

9) 17개 광역시도 중 세종특별자치시의 경우에는 충분한 연도의 자료 구축이 되어 있지 않아 본 논문에서는 활용되지 않았음. 16개 광역시도×13개 연도의 경우에 208개가 총자료 개수가 되어야 하지만, 전기 종속변수 이용에 따라 16개 광역시도의 2000년 자료는 종속변수에서 누락되어 총자료 개수가 16개 적은 192개가 됨.

표 4 _ 광역자치단체 자료 설명

구분	평균	표준편차	극솟값	극댓값
1인당 소득(십만 원)	409	150	233	940
동일 시도 내 이동 변화율	-0.0089	0.0709	-0.1914	0.2052
타 시도 간 순이동 변화율	-0.3023	6.6129	-71,3087	28,6886
순생산물세(백만 원)	5,889,107	5,808,775	563,298	26,100,000
15세 이상 인구(명)	2,436,000	2,374,000	397,000	9,952,000

주: 1) 자료수는 192개임.

2) 1인당 소득 및 순생산물세는 2005년 기준 가격이며 인구가동 변화율 변수는 %단위가 아닌 소수점 단위임.

자료: 통계청 국가통계포털. <http://kosis.kr>. (2014년 8월 5일 검색).

표 5 _ 기초자치단체 자료 설명

구분	평균	표준편차	극솟값	극댓값
1인당 소득(십만 원)*	192	119	57	1,170
동일 시도 내 동일 시군구 내 이동 변화율*	0.0115	0.1728	-0.8827	1.8179
동일 시도 내 타 시군구 간 순이동 변화율*	-0.6667	22.8660	-617,5000	374,0000
타 시도 간 순이동 변화율*	-0.7887	13,2006	-476,0000	51,9286
순생산물세(백만 원)**	337,668	527,632	4,980	4,358,320
15세 이상 인구(명)**	152,940	151,664	7,828	886,628

주: 1) *, **의 자료수는 각각 1,633개, 1,511개임.

2) 1인당 소득 및 순생산물세는 2005년 기준 가격이며 인구가동 변화율 변수는 %단위가 아닌 소수점 단위임.

자료: 통계청 국가통계포털. <http://kosis.kr>. (2014년 8월 5일 검색).

표 6 _ 기초자치단체 현황

광역자치단체	기초자치단체
부산광역시	중구, 서구, 동구, 영도구, 부산진구, 동래구, 남구, 북구, 해운대구, 사하구, 금정구, 강서구, 연제구, 수영구, 사상구, 기장군
대구광역시	중구, 동구, 서구, 남구, 북구, 수성구, 달서구, 달성군
인천광역시	중구, 동구, 남구, 연수구, 남동구, 부평구, 계양구, 서구, 강화군, 옹진군
광주광역시	동구, 서구, 남구, 북구, 광산구
대전광역시	동구, 중구, 서구, 유성구, 대덕구
울산광역시	중구, 남구, 동구, 북구, 울주군
경기도	수원시, 성남시, 부천시, 안양시, 안산시, 용인시, 평택시, 광명시, 시흥시, 군포시, 화성시, 이천시, 김포시, 광주시, 안성시, 하남시, 의왕시, 오산시, 여주군, 양평군, 과천시, 고양시, 의정부시, 남양주시, 파주시, 구리시, 포천시, 양주시, 동두천시, 가평군, 연천군
강원도	춘천시, 원주시, 강릉시, 동해시, 태백시, 속초시, 삼척시, 홍천군, 횡성군, 영월군, 평창군, 정선군, 철원군, 화천군, 양구군, 인제군, 고성군, 양양군
충청북도	청주시, 충주시, 제천시, 청원군, 보은군, 옥천군, 영동군, 증평군, 진천군, 괴산군, 음성군, 단양군
충청남도	천안시, 공주시, 보령시, 아산시, 서산시, 논산시, 계룡시, 금산군, 연기군, 부여군, 서천군, 청양군, 홍성군, 예산군, 태안군, 당진군
전라북도	전주시, 군산시, 익산시, 정읍시, 남원시, 김제시, 완주군, 진안군, 무주군, 장수군, 임실군, 순창군, 고창군, 부안군
전라남도	목포시, 여수시, 순천시, 나주시, 광양시, 담양군, 곡성군, 구례군, 고흥군, 보성군, 화순군, 장흥군, 강진군, 해남군, 영암군, 무안군, 함평군, 영광군, 장성군, 완도군, 진도군, 신안군
경상북도	포항시, 경주시, 김천시, 안동시, 구미시, 영주시, 영천시, 상주시, 문경시, 경산시, 군위군, 의성군, 청송군, 영양군, 영덕군, 청도군, 고령군, 성주군, 칠곡군, 예천군, 봉화군, 울진군, 울릉군
경상남도	창원시, 마산시, 진주시, 진해시, 통영시, 사천시, 김해시, 밀양시, 거제시, 양산시, 의령군, 함안군, 창녕군, 고성군, 남해군, 하동군, 산청군, 함양군, 거창군, 합천군
제주특별자치도	제주시, 서귀포시

자료: 통계청 국가통계포털. <http://kosis.kr>. (2014년 8월 5일 검색).

편 타 시도 간 순이동 변화율은 79% 감소하였다. 타 시도 간 순이동 변화율이 감소하고 있는 원인으로 본 논문에서 서울특별시의 기초자치단체가 분석에 포함되지 않은 데에 일부 기인하는 것으로 보인다.

기초자치단체의 순생산물세는 평균적으로 약 3,377억 원이며 15세 이상 인구는 평균 약 15만 명이다.

IV. 분석 결과

1. 광역자치단체 분석 결과

1) 광역자치단체 기본모형 분석 결과

분석에 앞서 전기 종속변수의 내생성 검증을 위해 Davidson and MacKinnon(1993)이 제안한 DWH 검정방법을 이용하였다. 본 논문에서는 로그를 취한 순생산물세와 15세 이상 인구를 도구변수로 이용하여 DWH 검정을 수행하였다. 구체적으로 순생산물세,

15세 이상 인구, 그리고 두 변수를 모두 이용한 경우에 β_3 의 t -통계량이 각각 -1.10, 0.67, -1.62로 산정되어 전기 종속변수가 외생적이라는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 따라서 광역권 분석에서는 시스템 GMM보다는 고정효과 및 임의효과 모형이 적절하다고 판단하였다.

고정효과 및 임의효과 모형에서 인구가동 변화율이 1인당 GRDP에 어떠한 영향을 미치는지를 분석한 결과에 의하면 전체적으로 동일 시도 내 이동 변화율이 1인당 생산성에 양(+)의 효과가 있으며 통계적으로 유의하게 나타났다. 그러나 타 시도 간 순이동 변화율은 1인당 생산성에 대해 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 그리고 전기 종속변수의 추정치도 모두 양(+)의 값으로 나타났고 통계적으로 유의하였다.

고정효과 및 임의효과 모형의 적절성을 검증하기 위하여 Hausman(1978)이 제안한 Hausman test를 수행하였으며 분석 결과 Hausman 통계량이 크게 산정되어 모두 고정효과 추정방법이 더 적절한 것으로 검증되었다(〈표 7〉 참조).

표 7 _ 광역자치단체 추정 결과(기본모형)

구분	모형 1		모형 2		모형 3	
	고정효과	임의효과	고정효과	임의효과	고정효과	임의효과
전기 종속변수	0,8673*** (28,27)	0,9944*** (90,96)	0,8635*** (27,96)	0,9946*** (90,69)	0,8676*** (28,14)	0,9958*** (94,33)
동일 시도 내 이동	0,0549* (1,68)	0,0722** (2,13)	-	-	0,0542* (1,63)	0,0699*** (2,03)
타 시도 간 순이동	-	-	0,0001 (0,38)	0,0003 (0,85)	0,0000 (0,14)	0,0002 (0,56)
상수항	3,2627*** (4,39)	0,1530 (0,58)	2,4143*** (4,51)	0,1119 (0,59)	2,3422*** (4,38)	0,0898 (0,49)
연도더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
그룹 개수	16	16	16	16	16	16
관측치 개수	192	192	192	192	192	192
R ²	0,9623	0,9592	0,9617	0,9584	0,9623	0,9592
Hausman test	138,60***		35,81***		33,07***	

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 유의함.

2) 괄호 안은 t -통계량을 나타냄.

동일 시도 내 이동이 잦아지면 1인당 소득이 증가하는 것으로 나타났는데 이는 광역권 내에서 인구가동이 활발해지면 경제활동 수준이 높아진다는 것이다.

그리고 타 시도로부터 인구 순유입이 있다 할지라도 1인당 소득 수준에는 의미 있는 효과가 없다고 볼 수 있다. 이는 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)의 연구와 상이한 것인데 변창욱, 최윤기, 김동수(2011)에서는 동일 시도 내 순이동 변수를 통제하지 않은 결과로 보인다.

인구이동 변수와 별도로 모형 3의 고정효과모형에 의하면 (전기 종속변수) 추정치가 0.8676이며 수렴속도(β)는 -0.1324로서 특정 지역의 전기 1인당 소득이 1% 낮은 경우 1인당 소득 증가율은 0.1324%가 높다고 볼 수 있어서 1인당 소득 수준의 수렴이 발생하는 것으로 볼 수 있다.

2) 광역자치단체 확장모형 분석 결과

다른 경제변수가 1인당 소득 수준에 미친 효과를 통제하기 위하여 확장모형에서는 순생산물세와 15세 이상 인구의 로그값을 설명변수로 추가하였다.

동일 시도 내 이동과 타 시도 간 순이동 변화율 변수 추정치의 부호(sign)와 통계적 유의성은 기본모형과 유사하다. 다만 Hausman test 결과가 기본모형과 상이하게 나타나는데 모형 2에서만 고정효과 모형이 확실한 우위에 있는 것으로 나타났다(〈표 8〉 참조).

그러나 기본모형과 마찬가지로 지역 내 인구이동으로 인한 소득 수준의 수렴은 발생하지 않고 오히려 발산이 발생하고 있다. 즉 동일 시도 내 이동 변화율의 추정치가 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가져서 지역 내 이동의 격차로 인해 1인당 소득의 발산이 발생하고 있었다.

표 8_ 광역자치단체 추정 결과(확장모형)

구분	모형 1		모형 2		모형 3	
	고정효과	임의효과	고정효과	임의효과	고정효과	임의효과
전기 종속변수	0,7894*** (23,09)	0,9052*** (36,18)	0,7823*** (22,76)	0,8995*** (35,34)	0,7879*** (22,87)	0,9103*** (36,70)
동일 시도 내 이동	0,0456 (1,46)	0,0607* (1,86)	-	-	0,0477 (1,50)	0,0602* (1,81)
타 시도 간 순이동	-	-	-0,0001 (-0,20)	0,0001 (0,48)	-0,0001 (-0,43)	0,0001 (0,27)
순생산물세	0,0902*** (4,46)	0,0516*** (3,87)	0,0931*** (4,56)	0,0545*** (4,02)	0,0911*** (4,47)	0,0491*** (3,72)
15세 이상 인구	-0,0709 (-1,26)	-0,0466*** (-3,49)	-0,0802 (-1,42)	-0,0497*** (-3,65)	-0,0693 (-1,23)	-0,0443*** (-3,35)
상수항	2,8603*** (4,21)	1,2328*** (3,58)	3,0086*** (4,44)	1,3117*** (3,74)	2,8584*** (4,19)	1,1637*** (3,42)
연도더미	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
그룹 개수	16	16	16	16	16	16
관측치 개수	192	192	192	192	192	192
R ²	0,9665	0,9644	0,9661	0,9639	0,9666	0,9642
Hausman test	4,53		98,14***		12,45*	

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 유의함.

2) 괄호 안은 t-통계량을 나타냄.

그리고 순생산물세는 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났는데 어느 한 지역의 조세액이 증가하면 그 지역의 1인당 소득이 증가하는 것으로 볼 수 있다. 그러나 15세 이상 인구의 부호는 음(-)으로 나타났고 통계적 유의성은 다소 비일관되게 산정되었는데 대체로 15세 이상 인구가 증가하면 1인당 소득이 감소하는 것으로 보인다.

인구이동 변수와 별도로 모형 3의 임의효과 모형에서 $1+\beta$ (전기 종속변수) 추정치가 0.9103이며 수렴 속도(β)는 -0.0897로 특정 지역의 1인당 소득이 1% 낮은 경우 1인당 소득 증가율은 0.0897%가 높다고 볼 수 있어서 1인당 소득 수준의 수렴이 발생하는 것으로 볼 수 있다.

그러나 모형 3에서도 지역 내 인구이동으로 인하여 소득 수준의 수렴은 발생하지 않고 오히려 발산이 발생하고 있음을 알 수 있다.

그리고 조세액에 의해서도 1인당 소득의 지역 간 발산이 발생하고 있음을 알 수 있다. 특정 지역의 경제활동 수준이 증가함에 따라 조세액이 증가하면 이는 지역 간 경제 수준 격차를 더욱 증대시키는 것임을 알 수 있다.

그러나 15세 이상 인구의 경우에는 1인당 소득의 지역 간 수렴이 어느 정도 발생하고 있음을 알 수 있다. 해당 지역의 생산가능인구의 증대는 인구유입과 인구의 자연발생적 증가에 기인할 수 있는데 이를 통하여 해당 지역의 노동력이 풍부해질 것이며 1인당 소득의 증가 속도를 감소시켜 지역 간 1인당 소득 격차를 완화할 것으로 보인다.

15세 이상 인구 증가는 인구순이동과 자연 증가에 기인할 것으로 보이는데 인구 순이동의 경우에는 1인당 소득의 발산을 유발하고 있지만 15세 이상 인구 증가는 1인당 소득의 수렴을 유발하고 있기 때문에 인구의 자연 증가도 1인당 소득의 수렴을 유발할 것으로 보인다. 이는 김정훈(2010)의 연구와 일부 유

사한 경향으로 볼 수 있다.

2. 기초자치단체 분석 결과

1) 기초자치단체 기본모형 분석 결과

전기 종속변수가 내생적인지를 검증하기 위하여 광역자치단체 분석과 마찬가지로 DWH 검증방법을 이용하였다.

검정 결과, 순생산물세와 15세 이상 인구, 그리고 두 변수의 로그값을 모두 이용한 경우에 β_3 의 t -통계량이 각각 -2.18, -0.56, -10.16으로 산정되었다. 15세 이상 인구의 로그값을 이용하는 경우에만 t -통계량이 유의 수준보다 작게 산정되었고 두 가지 경우에는 모두 t -통계량이 크게 산정되었다. 따라서 DWH 검증방법에 따르면 전기 종속변수가 외생적이라는 귀무가설을 기각한다고 볼 수 있다. 따라서 기초자치단체 분석에서는 시스템 GMM이 보다 적절함을 알 수 있다(표 9) 참조).

시스템 GMM의 추정 결과에 따르면 동일 시도 내 동일 시군구 내 이동 변화율은 광역권 분석과 달리 1인당 소득에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동 변화율은 1인당 소득에 미약하나마 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

예를 들어 1인당 소득 수준이 높은 포항, 창원, 구미 등과 같은 도시들은 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동이 양(+)일 가능성이 높다. 이로 인해 동일 시도 내 타 시군구 간 이동 변화를 추정치가 양(+)의 값을 가졌을 것이다.

광역자치단체의 분석과 마찬가지로 타 시도 간 순이동 변화율은 1인당 소득에 영향을 미치지 못하고 있는데 이는 특정 기초자치단체 내에서 경제활동이 활발한 지역이라 할지라도 대부분 수도권으로 인구 순유출

표 9_ 기초자치단체 추정 결과(기본모형)

구분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
전기 종속변수	0.9722*** (34.48)	0.9725*** (37.34)	0.9761*** (37.64)	0.9713*** (34.57)
동일 시도 내 동일 시군구 내 이동	-0.0147 (-0.73)	-	-	-0.0129 (-0.64)
동일 시도 내 타 시군구 간 순이동	-	0.0001*** (2.41)	-	0.0001** (2.44)
타 시도 간 순이동	-	-	-0.0003 (-1.54)	-0.0003 (-1.44)
상수항	0.4820 (1.02)	0.4765 (1.09)	0.4132 (0.98)	0.4946 (1.08)
연도더미	Yes	Yes	Yes	Yes
그룹개수	207	207	207	207
관측치 개수	1,635	1,633	1,635	1,633
A-B 1계 자기상관	-6.09***	-6.05***	-6.11***	-6.03***
A-B 2계 자기상관	-0.04	-0.19	-0.10	-0.16
Hansen test	101.51***	99.09***	102.60***	99.95***
Wald	3,348.92***	3,949.58***	3,918.09***	3,474.40***

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 유의함.
2) 괄호 안은 z-통계량을 나타냄.

표 10_ 기초자치단체 추정 결과(확장모형)

구분	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
전기 종속변수	0.9225*** (27.77)	0.9117*** (24.66)	0.9237*** (28.07)	0.9115*** (24.51)
동일 시도 내 동일 시군구 내 이동	-0.0266 (-1.33)	-	-	-0.0223 (-1.09)
동일 시도 내 타 시군구 간 이동	-	0.0001** (2.06)	-	0.0001* (1.88)
타 시도 간 순이동	-	-	-0.0002 (-1.05)	-0.0001 (-0.89)
순생산물세	0.0576*** (3.31)	0.0624*** (3.19)	0.0556*** (3.27)	0.0628*** (3.23)
15세 이상 인구	-0.0746*** (-3.22)	-0.0807*** (-3.10)	-0.0719*** (-3.18)	-0.0812*** (-3.13)
상수항	1.4871** (2.45)	1.6819** (2.45)	1.4575** (2.42)	1.6853** (2.44)
연도더미	Yes	Yes	Yes	Yes
그룹개수	195	195	195	195
관측치 개수	1,511	1,509	1,511	1,509
A-B 1계 자기상관	-5.36***	-5.29***	-5.39***	-5.27***
A-B 2계 자기상관	0.12	-0.03	0.05	0.01
Hansen test	102.77***	100.72***	103.72***	103.16***
Wald	22,894.77	23,712.70	21,673.50	21,990.90

주: 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 유의함.
2) 괄호 안은 z-통계량을 나타냄.

이 발생하므로 타 시도 간 순이동 변수는 1인당 소득에 의미 있는 효과가 나타나지 않는 것으로 풀이된다.

인구이동 변수와 별도로 모형 4에서 $1+\beta$ (전기 종속 변수) 추정치가 0.9713이며, 수렴속도(β)는 -0.0287로서 특정 지역의 1인당 소득이 1% 낮은 경우 1인당 소득 증가율은 0.0287%가 높아져 1인당 소득의 수렴이 발생하고 있었다.

시스템 GMM 추정의 도구변수의 적절성을 검증하는 방법으로 Arellano and Bond(1991)가 제안한 오차항에 대한 자기상관 검증방법(이하 A-B 자기상관 검증방법)과 도구변수의 과대식별 적절성에 대한 Hansen test를 수행할 수 있다.

시스템 GMM에서는 원래 방정식을 1계 차분한 이후에 차분한 전기 종속변수의 도구변수로 전기 종속변수의 과거값과 이를 차분한 과거값을 이용하는데 이때 원래 방정식의 오차항(식 7)의 u_{it} 에 자기상관이 존재하지 않는다는 가정을 하고 있다. 이러한 경우에만 도구변수인 전기 종속변수의 과거값과 이를 차분한 과거값이 금기의 오차항과 상관관계를 가지지 않게 된다.

이를 위해서는 <식 7>의 1계 차분한 오차항(Δu_{it})에 1계 자기상관은 존재해야 하고 [$cov(\Delta u_{it}, \Delta u_{it-1}) \neq 0$], 2계 자기상관은 존재해서는 안 된다 [$cov(\Delta u_{it}, \Delta u_{it-2}) = 0$]. 따라서 A-B 1계 자기상관 통계량은 값이 커야 할 것이고 A-B 2계 자기상관 통계량은 작은 값이 산정되어야 할 것이다.¹⁰⁾

이와 다른 도구변수의 적절성을 검증하는 방법으로 Hansen이 제안한 과대식별 검증방법(이하 Hansen test)이 존재하는데 귀무가설은 과대식별이 적절하다는 것이다.

본 분석에서 A-B 1계 자기상관은 존재하는 것으로 나타났으며 A-B 2계 자기상관은 존재하지 않

는 것으로 나타나서 도구변수의 적절성을 보여주고 있다. 그러나 Hansen test에서는 과대식별이 적절하다는 귀무가설을 기각하고 있었다. Arellano and Bond(1991)는 오차항에 이분산성이 존재할 경우에는 과대식별 검증방법이 적절하지 않을 수 있다고 하였다. 따라서 A-B 자기상관 검증방법에 따라 도구변수가 적절하다고 판단하였다.

그리고 모형별로 자료의 개수가 일부 차이가 존재하는데 이는 전기 종속변수의 도구변수로 전기 종속변수의 과거값과 전기 종속변수를 차분한 과거값을 이용하여 지방자치단체별로 일부 자료를 잃고 있기 때문이다. 또한 이것이 개별 인구이동변수와 결합하여 모형별로 자료의 개수가 차이가 나고 있다.

2) 기초자치단체 확장모형 분석 결과

다른 경제변수가 1인당 소득 수준에 미친 효과를 통제하기 위하여 순생산물세와 15세 이상 인구의 로그 값을 설명변수로 추가하는 확장모형 분석을 시도하였다. 인구이동 변수 변화율의 추정치 부호와 통계적 유의성이 모두 기본모형과 유사하다(표 10) 참조.

순생산물세는 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 나타났는데 어느 지역의 조세액이 증가하면 그 지역의 1인당 소득이 증가하는 것으로 볼 수 있다. 그러나 15세 이상 인구의 부호는 통계적으로 유의한 음(-)의 효과가 있는 것으로 나타났는데 15세 이상 인구가 증가하면 1인당 소득이 감소하는 것으로 보인다.

인구이동 변수와 별도로 모형 4의 추정 결과에서 $1+\beta$ (전기 종속변수) 추정치가 0.9115이며 수렴속도(β)는 -0.0885로서 특정 지역의 1인당 소득이 1% 낮은 경우 1인당 소득 증가율은 0.0885%가 높다고 볼 수 있어서 1인당 소득 수준의 수렴이 발생하는 것으

10) 귀무가설이 자기상관이 존재하지 않는다는 것이므로 통계량이 크면 귀무가설을 기각하고 작으면 귀무가설을 수락함.

로 볼 수 있다.

그러나 기본모형과 마찬가지로 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동이 증가하면 해당 기초자치단체의 1인당 소득이 증가하는 것으로 나타나 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동으로 인하여 1인당 소득의 발산이 발생하고 있었다.

그리고 조세액에 의해서도 1인당 소득의 지역 간 발산이 발생하고 있음을 알 수 있다. 특정 지역의 경제활동 수준이 증가함에 따라 조세액이 증가하면 이는 지역 간 경제 수준 격차를 더욱 증대시키는 것임을 알 수 있다.

그러나 15세 이상 인구의 경우에는 1인당 소득의 지역 간 수렴이 어느 정도 발생하고 있음을 알 수 있다. 광역자치단체 분석과 마찬가지로 인구순이동의 경우에는 1인당 소득의 발산을 유발하고 있지만 15세 이상 인구 증가는 1인당 소득의 수렴을 유발하고 있기 때문에 인구의 자연 증가도 1인당 소득의 수렴을 유발할 것으로 보인다.

기본모형과 마찬가지로 A-B 자기상관 검증방법과 과대식별 검증을 시도하였는데 검정 통계량이 기본모형과 유사하게 산정되었다. 본 논문에서는 기본모형과 마찬가지로 A-B 자기상관 검증방법에 따라 도구변수가 적절하다고 판단하였다.

3. 광역 및 기초자치단체 분석 종합

본 절에서는 광역 및 기초자치단체의 다양한 분석모형 중 주요 연구 결과를 종합하여 비교하였다.

광역자치단체는 기본 및 확장모형 3을 선택하였고 기초자치단체는 기본 및 확장모형 4를 선택하였다. 이는 동 모형들에서 인구이동 변수가 모두 고려되었기 때문이다.

광역자치단체의 경우에 Hausman 검증 결과에 따라 기본모형에서는 고정효과 모형을 선택하였지만

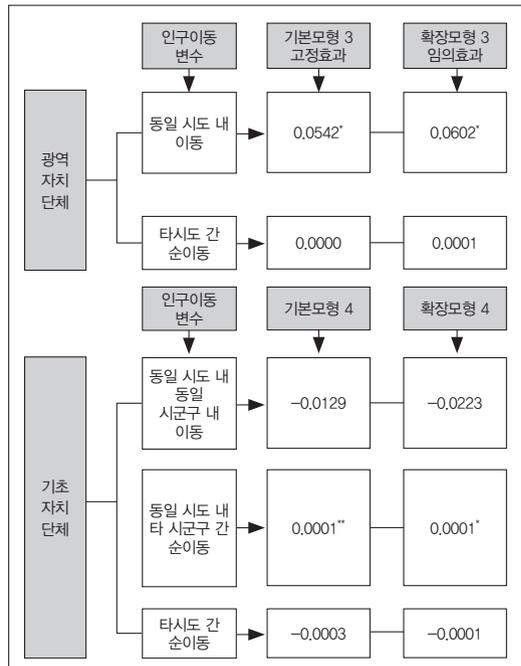
확장모형에서는 Hausman 검증의 통계량이 10% 수준에서 유의하여 임의효과 모형을 선택하였다. 그리고 본 연구의 주요 변수인 인구이동 변수에 대해 비교분석하였다.

〈그림 1〉은 주요 분석 결과의 인구이동 변수 추정치를 요약한 것으로 광역자치단체의 경우에 동일 시도 내 이동변수가 유의한 양의 값을 가지고 있으며 타 시도 간 순이동 변수는 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 동일 시도 내 인구이동이 증가하면 해당 광역자치단체의 1인당 생산성이 증가할 것이다.

기초자치단체의 경우에는 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동 변수만이 통계적으로 유의한 값을 가지고 다른 인구이동 변수는 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 동일 시도 내 타 시군구 간 인구이동이 증가하면 해당 지방자치단체 1인당 소득에 양(+)의 영향을 미칠 것으로 보인다.

광역자치단체 분석에서 동일 시도 내 인구이동이

그림 1 _ 광역 및 기초자치단체 분석 종합



주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의 수준에서 유의함.

해당 지방자치단체 1인당 소득에 영향을 미치는데 이를 기초자치단체 수준으로 분해하여 분석하면 그 중에서 동일 시도 내 타 시군구 간 인구이동은 1인당 소득을 증가시키지만 동일 시도 내 동일 시군구 내 순 이동은 영향을 못 미치고 있었다. 광역 및 기초자치단체에서 타 시도 간 순이동은 모두 1인당 소득에 영향을 미치지 않고 있었다.

V. 결론 및 시사점

본 논문에서 우리나라의 지역 자료를 이용하여 인구 이동으로 인하여 지역 간 경제력 격차가 어떠한 변화를 보일 것인지에 대하여 분석을 시도하였다. 특히 기존 연구와 달리 광역자치단체뿐만 아니라 기초자치단체 자료를 이용하였고 지역 간 이동뿐만 아니라 지역 내 이동까지 분석에 포함하였다는 점에서 기존 연구와 차별성이 존재한다.

그리고 기존 연구와 달리 설명변수로 전기 종속변수를 이용하는 데 따른 내생성 검증을 시도하였고 이에 대한 보완책으로 시스템GMM 방법을 이용하였다는 점에서 의의가 있다.

분석 결과에 의하면 광역자치단체의 경우에 지역 내 이동(동일 시도 내 이동)을 통하여 1인당 소득의 발산이 발생하고 있다는 것이 확인되었으며 지역 간 이동(타 시도 간 이동)은 1인당 소득에 유의미한 영향을 미치지 못하고 있었다. 또한 조세액에 의해서도 1인당 소득의 발산이 있었다. 다만 15세 이상 인구에 의해서 1인당 소득의 수렴현상을 다소나마 확인할 수 있었다.

기초자치단체의 경우 지역 내 이동(동일 시도 내 동

일 시군구 내 이동)은 1인당 소득에 영향을 미치지 못하고 있었으며 지역 간 이동 중 타 시도 간 이동의 경우에도 1인당 소득에 영향을 미치지 못하고 있었다. 그러나 동일 시도 내 및 타 시군구 간 이동은 1인당 소득의 발산을 유발하고 있었다.

그리고 광역권 분석과 유사하게 조세액은 지방자치단체 간의 1인당 소득의 발산을 유발하고 있었으며 15세 이상 인구는 1인당 소득의 수렴을 유발하고 있었다.

본 논문의 분석에서 광역권 분석과 기초자치단체 분석의 결과가 다소 상이하게 나타났는데 이는 현재 우리나라 상황을 잘 설명하는 것으로 볼 수 있다. 광역권 차원에서는 지역 간 인구이동보다 지역 내 인구 이동을 통하여 해당 지역의 경제성장이 촉진된다고 볼 수 있다. 즉 해당 광역자치단체의 인구이동 및 통행이 활발해진다는 것은 해당 광역자치단체의 경제활동 수준이 높아짐을 의미하는 것이다. 예를 들어 수도권 및 충청권 등의 지역 내 인구이동 수준이 높다는 것은 해당 지역의 경제활동이 활발하다는 것이다.

최근 세종특별자치시와 혁신도시 및 기업도시로의 기관 이주가 활발해지고 있다. 물론 이러한 기관 이전은 주로 수도권 인구 분산을 유도하기 위한 것이지만 오히려 주변 기초자치단체에서의 인구 유입이 활발해질 수도 있다.¹¹⁾

본 논문의 기초자치단체 분석을 감안하면 세종특별자치시¹²⁾와 혁신·기업도시 주변 기초자치단체에서의 인구 유입이 발생한다면 이로 인하여 주변 기초자치단체와의 1인당 소득 격차가 증대될 여지가 있을 것이다.

세종특별자치시 및 혁신·기업도시로 공공기관

11) 실제 전북 혁신도시의 전입인구는 약 7,700여 명인데 수도권 등 타 시도로부터의 인구 유입이 아니라 전라북도의 지역 내 인구이동에 기인한 것으로 보고 있음(김동욱 2008).

12) 본 분석의 정의에 따르면 충청권 지역에서 세종특별자치시로의 인구이동은 동일 시도 내 타 시군구 간 이동이 아니라 타 시도 간 이동임. 다만 다른 혁신 및 기업도시와 비교하기 위하여 세종특별자치시를 구분하지 않고 동일한 것으로 간주하였음.

이 이전함으로써 다양한 일자리가 창출되고 따라서 주변 시군구에서 인구 유입이 발생할 가능성이 높다. 특히 이전 공공기관과 관련된 협력업체가 세종특별자치시 및 혁신·기업도시로 함께 이전할 것인데 이에 따른 인력 및 일자리 창출이 세종특별자치시 및 혁신·기업도시에서 발생할 것이며 이는 주변 시군구의 인구 유입 동기가 될 것이다.

따라서 주변 시군구에서는 이전 공공기관과 관련된 협력업체들을 유인하는 정책을 제공해야 할 것이며 광역자치단체 차원에서도 이를 지원할 필요성이 있다.

참고문헌 •••••

김동욱, 2008. 전주시 인구 63만명 돌파- '전주시 인구', 새전북일보, 6월 18일, http://polisci.kr/wordpress/?tag=%EC%A0%84%EC%A3%BC%EC%8B%9C_%EC%9D%B8%EA%B5%AC.

김정훈, 2010. 재정분권과 지역경제 성장의 수렴. 서울: 한국조세연구원.

김중구, 2008. 우리나라 지방자치하 지방재정지출이 지역경제성장에 미친 영향. 국제지역연구 12권, 1호: 143-164.

김현아, 2007. 재정분권과 지역소득. 재정논집 21권, 2호: 1-21.

_____, 2013. 시도간 인구이동과 재정정책. 재정포럼 203호: 23-38.

이상호, 2010. 지역 간 이동의 결정요인 및 임금효과. 지역연구 26권, 1호: 45-70.

변창욱, 최윤기, 김동수, 2011. 경제활동의 공간 패턴 분석-지역 경제활동과 인구이동 간의 연관성을 중심으로. 서울: 산업연구원.

왕형근, 2006. 인구이동으로 본 우리나라 지역경제의 동태적 특징. 서울: 한국은행

Acemoglu, D. 2009. *Introduction to Modern Economic Growth*. Princeton: Princeton University Press.

Arellano, M. and Bond, S. 1991. Some tests of specification for panel data: Monte carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58, no.2: 277-297.

Arellano, M. and Bover, O. 1995. Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics* 68, no.1: 29-51.

Barro, R. and Sala-i-Martin, X. 1995. *Economic Growth*. London: McGraw-Hill.

Borjas, G. J. 2000. Economics of migration. *International Encyclopedia of the Social and Behavior Sciences* 3-4, no.38: 1-22.

Blundell, R. and Bond, S. 1998. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics* 87, no.1: 115-143.

Davidson, R. and MacKinnon, G. 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press.

Hausman, J. A. 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46, no.6: 1251-1271.

Roodman, D. 2009. How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in stata. *Stata Journal* 9, no.1: 86-136.

통계청 국가통계포털. <http://kosis.kr>.

- 논문 접수일: 2015. 4. 24
- 심사 시작일: 2015. 5. 11
- 심사 완료일: 2015. 5. 18

요약

주제어: 인구이동, 경제성장, 수렴, 발산, 패널자료

본 논문에서는 우리나라의 인구이동과 지역경제발전과의 관계를 실증분석을 통하여 규명하고자 하였다. 구체적으로 우리나라 2000년부터 2013년까지 광역자치단체 및 2000년부터 2011년까지 기초자치단체의 패널자료를 이용하여 인구이동이 지역경제 성장에 어떠한 영향을 미치는지를 고정 및 임의효과 추정방법과 시스템 GMM을 이용하여 분석하였다. 광역자치단체 분석에 의하면 동일 시도 내 이동을 통하여 1인당 소득 수준이 발산하고 있었는데 동일 시도

내 인구이동이 증가하면 해당 광역자치단체의 1인당 소득이 증가하였다. 그리고 기초자치단체 분석에 의하면 동일 시도 내 타 시군구 간 이동을 통하여 1인당 소득의 발산이 확인되었다. 즉 동일 시도 내 타 시군구 간 순이동이 증가하면 해당 기초자치단체의 1인당 소득이 증가하였다. 그리고 순생산물세 수준은 광역 및 기초자치단체의 1인당 소득 발산을 유발하고 있었지만 15세 이상 인구 수준은 1인당 소득의 수렴을 초래하였다.
