

도농통합의 지역발전 효과 실증분석 : 도농통합과 주민세 변화를 중심으로*

The Impact of City-County Consolidation on Rural Development
: Focusing on the Change of City-County Consolidation and Residence Tax

최수진 Choi Sujin**

Abstract

This study estimates growth effect of city-county consolidation employing three econometric models which are based on different assumptions. In the model based on Granger causality, economic growth effect is significantly derived from seven years after the city-county consolidation. In the difference-in-difference model, which controls time-invariant regional specific effect including initial condition, the growth effect is insignificant. However, in the Panel Random Effect model, which assumes that regional specific effect is random because it has been influenced from city-county consolidation and other events, the growth effect is highly significant. The time span of the research includes the 1997 financial crisis and a necessity arises to control its different influence on each region. Accordingly, the result of Panel Random Effect Model is more convincing and I conclude that city-county consolidation significantly encourages rural development. The analysis also illustrates that the growth is led by physical capital and human capital is insignificant in rural development and it implies that the government should support labor productivity and education in backward region.

Keywords: City-County Consolidation, Rural Development, Difference in Difference, Random Effect

I. 서론

우리나라 지역개발정책은 1990년대 초반까지 성장거점 접근에 초점을 두고 도시(시)와 농촌(군)을 이분법적으로 분리한 행정구역을 유지해왔으며 이에 농촌지역은 주택, 교육, 의료, 교통 등에서 낙후된 침체상태를 벗어나지 못했다. 우리나라 농업인구는 1981년 1천만 명이었으나 2013년 약 300만 명으로 급감하며 농촌지역의 공동화 현상이 심화되었고 휴폐농경지가 급증하였다. 반면에 대도시는 용지난으로 인해 고지

가의 문제가 발생하였고 그 결과 전국의 토지자원 이용이 심한 불균형을 보이게 되었다.

한편, 교통통신수단의 발달에 따라 물리적 거리를 극복하고 활발한 상호작용이 가능해지면서 도시와 농촌을 구분하지 않고 개발하려는 모델이 여러 나라에서 등장하기 시작했다. Friedmann and Douglas(1978)의 농도지구개발(agropolitan district)이나 일본 무라세(村瀬章 1983)의 농도혼주(Rurbanism)가 대표적인 예다. 이와 같은 모델은 농촌공동화 문제와 도시과밀화 문제가 동전의 앞뒷면같이 상호 연결되어 있으며, 이를 해

* 본 논문의 수정에 유익한 의견을 주신 익명의 심사위원님과 자료 정리에 도움을 준 임연수, 장호영, 최장원에게 감사를 드립니다.

** 서울대학교 농경제사회학부 농업·자원경제학 연구실 박사후연구원 | Ph.D., Dept. of Agricultural Economics and Rural Development, Seoul National Univ. | amitie99@snu.ac.kr

결하기 위해 행정구역과 생활권이 일치되어야 개발의 균형을 달성할 수 있다는 주장을 바탕으로 하고 있다.

우리나라에서도 1995년부터 도시지역과 농촌지역을 하나의 행정구역으로 통합한 도농통합시(시군통합시)가 시행되었다. 그 결과 시청과 군청을 통합하여 관할행정 주체 및 지자체 예산이 일원화되고, 낙후지역에 대한 개발지원 정책을 실시할 수 있는 제도적 근거가 마련되었다. 이 정책의 기대효과는 중심지와 주변지를 하나의 지역권으로 개발함으로써 도시지역은 과밀화를 해소하고 친환경적인 개발을 추구하는 반면, 농촌지역은 농지전용의 탄력화 및 농촌 공업화를 용이하게 하여 토지자원을 합리적으로 이용하고, 농민에게는 다양한 취업 기회를 제공함으로써 겸업농을 증가시키는 것이다.

시군통합시는 비통합지역에 비해 생산성이 증가할 것이라는 가설을 설정할 수 있는데, 작은 규모의 행정단위는 지역을 개발할 수 있는 법적 권한이나 세원이 불충분한 반면, 시군통합시는 경제개발과 도시계획을 광역적으로 접근할 수 있기 때문이다. 구체적으로 살펴보면 첫째, 신규개발을 위한 유희지를 확보할 수 있으며, 둘째, 낙후지역에 대한 지역개발비 집행으로 통합시 내 평균적 발전 수준이 향상되고, 셋째, 지역 내 평균 인구 밀도 증가를 통해 활력을 되찾고, 넷째, 상수도 보급, 도로의 포장 등 공공재 보급 시 규모의 경제 실현으로 주민의 기초 수요를 더 많이 충족시킬 수 있기 때문이다.

본 논문의 목적은 통합이라는 행정 조치를 통해 지역이 활성화됨으로써 통합시의 생산성 증가 속도가 비통합시에 비해 빠른지 확인하는 것이다. 이와 같은 분석을 수행하기 위해 통합 조치의 경제성장 효과 발표 시점을 추정하고 패널자료를 이용한 이중차분법(Difference in Difference)과 랜덤효과모형을 구축한다. 본 논문은 최근 지역 활성화를 위해 시행되는 기업도시와 혁신도시 사업에도 많은 시사점을 남길 것이다.

II. 시군통합

1. 우리나라의 시군통합 조치

우리나라는 「도농복합형태의 시 설치 등에 관한 법률」에 근거하여 전국에 총 55개의 시군통합시가 1995년 1월과 5월, 1996년, 1998년, 2001년, 2003년, 2010년 등 여러 차례에 걸쳐 출범했다(<부록 1> 참조). 이 중에는 시군이 통합되어 통합시가 된 경우 외에도 군 지역 전체가 시로 승격한 경우가 있다. 본 논문은 시와 군의 통합이 경제성장에 미치는 영향을 살펴보는 것을 목적으로 하므로 통합 없이 전 지역이 군에서 시로 승격한 지역을 제외하고 도농복합 형태인 40개 통합시만을 연구 대상으로 하였다. 본 논문의 연구 대상인 40개 통합시의 행정구역과 위치는 <Figure 1>에 제시되어 있으며 통합 시기는 대부분 1995년이다. 통합지역에 대한 세부 정보는 <부록 1>에서 확인할 수 있다.

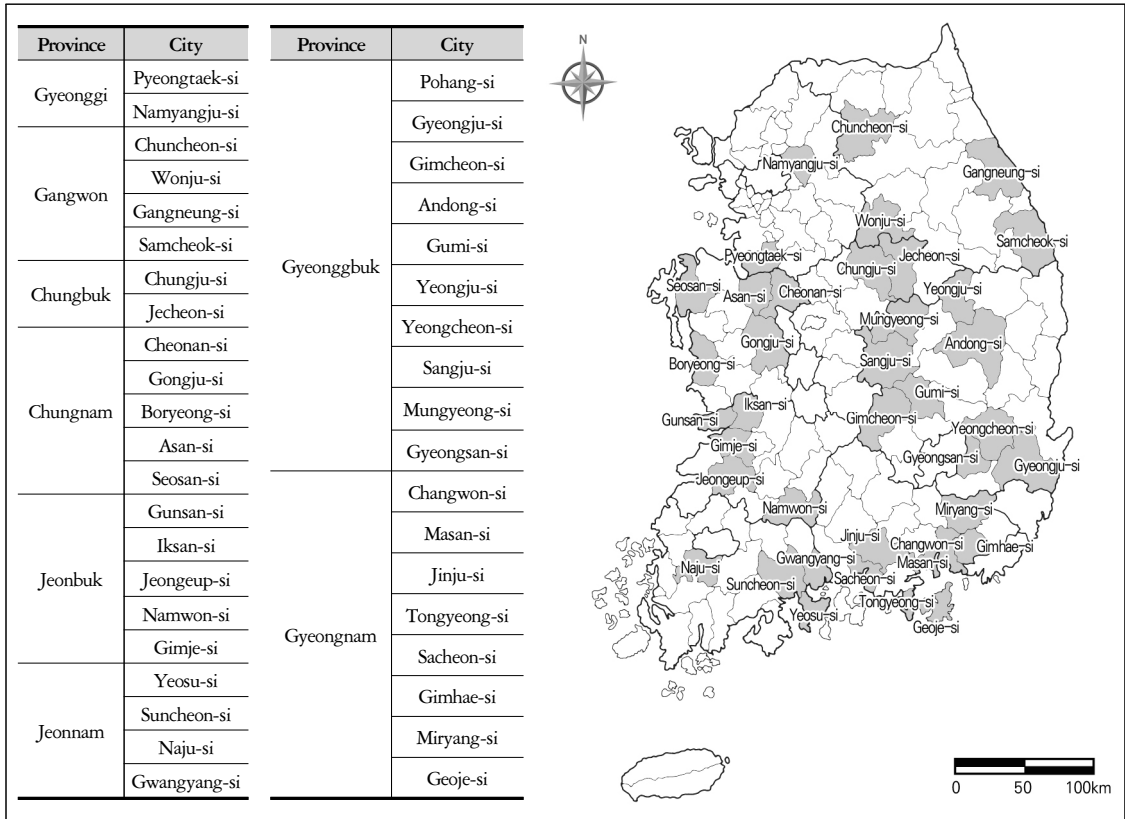
2. 선행연구

시군통합의 이론적 당위성에도 불구하고 시군통합이 실시된 지역 20년이 경과된 현재 통합시의 지역성장 효과에 대한 실증분석은 많지 않다.

미국의 경우 시군통합(city-county consolidation)이 실시된 지역 80년이라는 긴 시간이 경과되었으나 시군통합의 성과에 대한 실증분석 결과는 대부분 유의하지 않거나 효과가 미약한 것으로 도출되었다(Benton and Gamble 1984; Mattoon 1995; Feiock and Carr 1997; Nelson and Foster 1999; Yasuoka 2008; Martin and Schiff 2011).

시군통합시의 경제성장 효과에 대해 계량분석을 적용한 연구는 다음과 같다. Rusk(1993)는 도농통합

Figure 1_ City-County Consolidation in Korea



Source: Lee 2009.

결과 경제 변화에 탄력적인 도시(elastic city)일수록 분할된 지역보다 통합된 지역에서 중심 도시와 주변 지역 간 경제적 형평성이 달성되었고 거주자들의 삶의 질이 평균적으로 향상되었다고 밝혔다.

홍준현(2005)의 군집분석 결과 시군통합 조치는 인구 증대를 통한 규모의 경제로 인해 지역 내, 그리고 지역 간 균형성장효과를 달성한 것으로 나타났다.

한편 유재원, 손화정(2009)의 단절적 시계열분석 결과에서는 시군통합의 효과가 없는 것으로 나타났다.

민병익(2012)은 자료포락 분석 결과 시군통합 조치의 효과는 통합 직후 확대되었다가 2006년 전후 정점을 기록하고 최근에는 효율성이 낮아져 통합 직후의 수준으로 회귀하였다고 주장하였다.

손승호(2013)는 지역침체 정도의 지표가 되는 인구를 중심으로 분석하였는데 그 결과 지난 15년간 통합시의 인구 증가율은 전국 평균 인구 증가율의 6배가 넘는 높은 수준으로 나타났다. 그러나 손승호(2013)는 통합시의 지역 내 인구 변화가 도시와 농촌에서 차별적으로 나타나므로 통합시의 지역 내 격차가 커지고 있다고 결론을 내렸다.

본 논문은 시군통합 조치의 경제성장 효과를 실증 분석하되, 여러 선행연구에서 부정적으로 밝혀진 통합시 지역 내의 분배효과보다는 통합시와 비통합시의 지역 간 비교를 목적으로 한다. 즉 본 논문은 통합 조치로 인해 통합된 지역 단위에서 생산성 증가의 효과가 나타나는지 여부를 계량분석을 통해 확인한다.

III. 연구방법 및 연구자료

1. 연구방법

1) 개요

본 논문에서 지역의 경제성장, 즉 통합시와 비통합시의 생산성 증가는 해당 지역에서 1년 동안 생산되는 최종 생산물의 합계 금액이 증가하는 것을 의미한다. AK모형 등 내생적 성장이론에 근거하면 1인당 산출량(실질소득)은 <식 1>과 같이 물적 자본과 인적 자본의 함수로 나타낼 수 있다.

$$y_t = f(k_t, h_t) \quad \text{<식 1>}$$

여기서 k_t 는 1인당 물적 자본, h_t 는 1인당 인적 자본이며 기술진보는 인적 자본에 포함된다고 가정한다.

도농통합 조치에 대해 다음과 같은 가설을 설정할 수 있다. 첫째, 도농통합 조치는 신규개발을 위한 유희지 확보, 낙후지역에 대한 지역개발비 집행으로 물적 자본(k) 유치를 확대할 것이다. 둘째, 도농통합 조치는 평균 인구밀도 증가, 공공재 보급 시 규모의 경제 실현으로 주민의 기초 수요를 더 많이 충족함으로써 인적 자본(h)을 증가시킬 수 있다.

그런데 통합 조치 이후 물적 자본 및 인적 자본의 축적이 발생하려면 어느 정도의 시차가 필요할 것이다. 미국에서는 Feiock and Carr(1997)가 시군통합 후 경제성장효과가 나타나기까지 5년이 걸린다고 분석한 결과가 있으나,¹⁾ 우리나라의 도농통합 조치의 발효 시점에 대해서는 선행연구가 부재하다. 따라서 우선적으로 그랜저 인과관계(granger causality)에 근거한

모형을 구축하여 시군통합의 경제성장 발효 시점을 확인한 이후 패널데이터 분석을 하고자 한다.

2) 그랜저 인과관계에 근거한 모형

본 논문은 시군통합의 발효 시점을 추정하고자 Autor (2003)가 ‘기업의 파견노동자 고용에 고용보호 조치가 미치는 영향을 실증분석하기 위해 개발한 모형을 응용한다. 이 모형은 그랜저 인과관계에 근거하여 원인이 결과보다 시간적으로 선행하는지 확인하는 것으로 시군통합 조치가 실시된 시점인 1995년을 $j=0$ 으로 하여 모형을 구축한다.

본 논문의 시간적 범위에 우리나라 경제성장에 막대한 영향을 미친 1997년 IMF 경제위기가 포함되기 때문에 모형 내에 IMF 경제위기를 통제하는 변수를 포함하였다.

$$\ln y_t = \alpha_i + \gamma_t + \sum_{j=0}^1 \beta_{-j} D_{t-j} + \beta_{+1} D_{t+1} + \beta_{imf} IMF + \sum_{j=3}^{10} \beta_{+j} D_{t+j} + \epsilon_t \quad \text{<식 2>}$$

<식 2>에서 y_t 는 우리나라 40개 통합시의 1인당 생산성이다. α_i 는 시간에 따라 변하지 않는 지역 특성 효과로, 패널데이터에서 관측되지 않는 개인 효과의 역할을 한다. γ_t 는 시간이 지남에 따라 여러 지역에서 공통적으로 발생하는 시간 특성 효과를 의미하며 위 모형의 상수항은 두 가지 효과의 합을 나타낸다.

IMF 경제위기가 얼마나 오랫동안 영향을 미쳤는가에 대해서 합의된 사항은 존재하지 않는다. 일부에서는 IMF 경제위기가 우리나라 경제성장 추세의 구조를 변

1) Intervention ARIMA를 통해 도출된 결과이며, 시군통합의 성장효과가 유의하지는 않았음.

경시켰다고 주장하기도 하나, 본 모형에서 IMF 경제위기가 연구한 영향을 미친다고 설정한 경우(structural break) β_{imf} 가 양수로 도출되어 이론적으로나 논리적으로 부합하지 않았다. 따라서 본 논문에서 IMF는 1997년 이후 10년 동안 경제성장에 영향을 미친 것으로 설정하였고 β_{imf} 는 음수값이 도출될 것으로 예상된다.

β_{-1} 과 β_0 는 각각 도농통합 조치가 실시되기 1년 전 및 당해 연도의 경제성장 효과를 나타내는데, 그랜저 인과관계가 성립한다면 0보다 작거나 같을 것으로 예상된다. 한편, $\beta_{+1} \sim \beta_{+10}$ 는 도농통합 조치 실시 후 1년 후부터 10년 후까지 각 시점에서의 경제성장 효과를 나타낸다. 만일 도농통합 조치가 특정 시점 이후부터 경제성장 효과를 발휘하게 된다면 그 시점 이후부터 양의 값을 가질 것이다. D 는 더미변수로, $D_{t \pm j}$ 의 계수는 다른 시점들의 경제성장 효과를 통제한 상황에서 추정된 값이 된다. 데이터의 시간 범위는 1994년부터 2005년까지이며, ϵ_t 는 백색잡음(white noise)이다.

3) 이중차분법

앞에서 제시한 모형은 그랜저 인과관계에 근거를 두고 있는데, 이는 인과관계 추론을 위한 필요조건으로 성립하나 충분조건이 되지 못한다는 한계가 있다. 통합시의 경제성장률이 비통합시에 비해 높게 나타난다 할지라도, 이는 통합 대상 지역의 초기 생산성 수준이 비통합지역에 비해 높았기 때문에 나타난 것일 수도 있다. 또한 시간의 흐름에 따라 통합 및 비통합 전 지역에서 경제성장률이 높아진 것을 통합의 효과로 오인할 수도 있다.

초기값의 효과와 시간의 효과를 통제한 이후 통합 조치의 효과를 구분하기 위해 패널 고정효과(panel

fixed effect) 추정법의 한 형태인 이중차분법 모형을 시행한다.²⁾

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 T_{it} + \beta_3 D_i T_{it} + \beta_4 \ln h_{it} + \beta_5 \ln k_{it} + \delta' Z_{it} + \epsilon_{it} \quad \text{<식 3>}$$

<식 3>에서 y_{it} 는 전국 154개 시(통합시와 비통합시)의 t 시점에서의 1인당 생산성(주민주세)이다. D_i 는 통합더미로 모형에서 초기값이 미치는 영향을 통제한다. T_{it} 는 시점더미로 시간이 경제성장에 미친 영향을 통제한다. 본 모형에서 IMF 경제위기는 전국적으로 동질적인 영향을 미친다고 가정함으로써 T_{it} 에 포함되어 통제된다. h_{it} 와 k_{it} 는 경제성장에 영향을 미치는 1인당 인적 자본과 물적 자본을 통제하는 변수들이다. Z_{it} 는 각 도의 고유한 특성을 통제하기 위한 지역더미이고 ϵ_{it} 는 *i.i.d.* 오차항이다.

위 모형에서 1995년을 통합 이전의 기준 시점으로 하고, 통합 이후 시점(경제적 효과 발효 시점)을 6년 뒤인 2001년과 16년 뒤인 2011년 두 가지 기준으로 회귀분석을 진행하여 β_3 의 값을 각각 확인한다. 이때 추정된 두 가지 β_3 는 <식 4, 5>를 나타낸다.

$$\hat{\beta}_{dd}^1 = (\overline{\ln y}_{\text{통합, 2001}} - \overline{\ln y}_{\text{통합, 1995}}) - (\overline{\ln y}_{\text{비통합, 2001}} - \overline{\ln y}_{\text{비통합, 1995}}) \quad \text{<식 4>}$$

$$\hat{\beta}_{dd}^2 = (\overline{\ln y}_{\text{통합, 2011}} - \overline{\ln y}_{\text{통합, 1995}}) - (\overline{\ln y}_{\text{비통합, 2011}} - \overline{\ln y}_{\text{비통합, 1995}}) \quad \text{<식 5>}$$

<식 4, 5>는 또한 <식 6>과 같이 나타낼 수도 있다. $(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3)$ 은 통합 이후 시점의 통합시

2) 이와 같이 해당 지역에 발생한 변화에서 초기값이 미치는 효과와 시간효과를 통제한 효과를 구한 연구의 예로 Choi and Kim(2016)이 있음.

경제성장률, $(\beta_0 + \beta_2)$ 는 1995년의 통합시 경제성장률, $(\beta_0 + \beta_1)$ 은 통합 이후 시점의 비통합시 경제성장률, β_0 는 1995년의 비통합시 경제성장률이다.

$$\begin{aligned} & \{(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3) - (\beta_0 + \beta_2)\} \\ & - \{(\beta_0 + \beta_1) - \beta_0\} = \beta_3 \end{aligned} \quad <식 6>$$

따라서 β_3 를 통해 통합시가 비통합시에 비해 경제성장효과가 있는지 확인할 수 있는데, 좌변에 로그값을 두었으므로 계수는 증가율, 즉 경제성장률로 해석할 수 있다.

4) 랜덤효과모형

패널 고정효과모형을 이용할 경우, 경제성장에 영향을 미치는 다수의 잠재변인을 시간에 따라 변하지 않는 (time-invariant) 지역 특성 효과로 취급하여 통제한다. 한편, 지역 특성이 고정적이지 않고 임의적(random)이라고 볼 수도 있다. 특히 도농통합이 발생한 지역의 경우 시간에 따라 지역의 고유 특성들이 급격하게 변했을 가능성이 있기 때문이다. 그뿐만 아니라 이중차분법에서 IMF 경제위기가 전국적으로 동질적인 영향을 미친 것으로 가정하였지만, IMF 경제위기는 각 지역별로 상이한 영향을 미쳤을 가능성도 있으므로 이와 같은 지역 간 이질성을 반영한 모형을 추정해볼 필요가 있다.

따라서 패널 고정효과모형과는 다른 가정을 기반으로 하여, <식 7>과 같은 랜덤효과모형을 구축하였다.

$$\begin{aligned} \ln y_{it} - \theta \overline{\ln y_{it}} &= \beta_0(1 - \theta) + \beta_1(D_i - \theta \overline{D_i}) \\ &+ \beta_2(IMF_{it} - \theta \overline{IMF_{it}}) + \beta_3(\ln h_{it} - \theta \overline{\ln h_{it}}) \\ &+ \beta_4(\ln k_{it} - \theta \overline{\ln k_{it}}) + \delta(Z_{it} - \theta \overline{Z_{it}}) \\ &+ (\epsilon_{it} - \theta \overline{\epsilon_{it}}) \end{aligned} \quad <식 7>$$

여기에서 $\epsilon_{it} = \alpha_i + e_{it}$ 이고, 지역 고유 특성(α_i)은 확률변수이며 ϵ_{it} 는 설명변수와 직교라고 가정한다.

또한 $\theta = 1 - \sqrt{\frac{\sigma_e^2}{T\sigma_\alpha^2 + \sigma_e^2}}$ 이다.

<식 7>에서 y_{it} 는 전국 154개 시(통합시와 비통합시)의 t 시점에서의 1인당 생산성, D_i 는 통합더미, IMF 는 IMF 경제위기가 지역별로 상이한 영향을 미친 것을 통제하는 변수다. h_{it} 와 k_{it} 는 각 시의 1인당 인적 자본과 물적 자본, Z_{it} 는 각 도의 고유한 특성을 통제하기 위한 지역더미다. 데이터의 시간범위(T)는 1994년부터 2011년까지의 18년이다.

임의적 지역 특성 효과, IMF 경제위기 영향, 인적 및 물적 자본효과, 도더미가 통제된 이후 나타난 통합의 효과는 β_1 을 통해 확인할 수 있다.

2. 연구자료

시군 단위 경제성장에 관한 연구의 어려움은 지역내 총생산(Gross Regional Domestic Product: GRDP)에 대응하는 자료를 구하기 어렵다는 점이다. GRDP는 국가 단위 GDP에 대응하는 지역 단위 지표로 지역 생산성을 대표하기에 가장 적절한 자료일 것이다. 그러나 GRDP는 경기, 경북 지역을 제외하면 광역자치단체 수준에서만 공표되고 있으므로 적절한 시계열 자료가 부족하다는 문제가 있다. 이에 김종희(2010)는 다른 데이터를 이용하여 시군구 단위 GRDP를 추정하는 분석을 수행하기도 하였다.

한편, 김상호(2008), 박완규(2010), 이경진(2011) 등 대부분의 선행연구는 1인당 주민세를 시군 단위 GRDP의 대리변수로 사용하고 있다. 주민세는 균등분, 재산분, 종업원분의 합인데, 균등분은 법인에 대해 자본금과 종업원수에 따라 표준 세율을 정하고 재산분은 사업장의 면적을 기준으로 과세하며 종업원분은 급여를

Table 1_ Definition of Variables

Variables	Definition	Data	Source
y_{it}	Regional Growth per Capita	Real Residence Tax ÷ Population	KOSIS, Annual Local Tax Statistics Report
h_{it}	Human Capital per Capita	Number of Employer in Manufacturing Industry ÷ Population	Statistics Yearbook, Report on Manufacturing Survey
k_{it}	Physical Capital per Capita	Year-end Balance of Real Tangible Assets in Manufacturing Industry ÷ Population	Statistics Yearbook, Report on Manufacturing Survey
D_i	Consolidation Dummy	-	-
IMF	The Impact of 1997 Financial Crisis	-	-
Z_{it}	Province Dummy	-	-

기준으로 과세한다.

이정진(2011)은 주민세를 GRDP의 대리변수로 사용할 수 있는 근거에 대해 도 단위 주민세와 도 단위 GRDP의 상관계수가 높다는 점을 들었으나, 단순히 상관계수가 높다는 이유로 종속변수의 대리변수를 선정할 경우 하향 편향(attenuation bias) 또는 평균을 향한 편향(mean-reverting bias)가 발생할 수 있다. 본 논문은 주민세가 GRDP의 적절한 대리변수로 기능하는지에 대한 추가 분석을 수행하였으며, 그 결과 주민세를 종속변수로 이용해 모형을 추정하여도 통계적으로 편향이 없는 결과가 도출된다는 것을 확인하였다(분석 결과는 <부록 2> 참조).

주민세, 인구 자료는 통계청과 각 도별 통계연보, 지방세정연감을 활용하였다. 인적 자본과 물적 자본은 각 지역 제조업 종사자수와 제조업 유형자산 연말잔액을 사용하였고 자료는 통계청 광업제조업조사와 각 지역 제조업 통계조사 보고서에서 구했다. 주민세,

제조업 유형자산 연말잔액은 물가 상승이 미치는 영향을 통제하기 위해 2010년 CPI로 주민세를 실질화하였다. 통합 이전 시점의 통합시 자료는 통합 이전 해당 지역의 시와 군 자료를 합산하여 구하였다. 모형의 변수와 그 의미는 <Table 1>에 정리되어 있다.

IV. 연구 결과

1. 통합 조치의 발효 시점

<Table 2>는 1994년부터 2005년까지 우리나라 40개 통합시의 경제성장률에 대해 그랜저 인과관계에 근거하여 구축한 모형을 추정한 결과이며 1997년의 경우 IMF 경제위기로 인해 10년간 영향을 미쳤다고 설정하였다. 시군통합 조치 시행 1년 전부터 시행 이후 4년 뒤까지(1999년) 통합시의 경제성장계수는 음의 값으로 도출되었으며, $\beta_{-1} \sim \beta_{+1}$ 은 유의하게 나타났다.

Table 2_ Result of Model 1

Year	1994	1995	1996	IMF	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Parameter	β_{-1}	β_0	β_{+1}	β_{imf}	β_{+3}	β_{+4}	β_{+5}	β_{+6}	β_{+7}	β_{+8}	β_{+9}	β_{+10}
Estimates	-1.123***	-0.979***	-0.706***	-0.730***	-0.0106	-0.0316	0.121	0.151	0.225*	0.368***	0.421***	0.554***
s.e.	0.103	0.0954	0.104	0.0976	0.103	0.109	0.122	0.124	0.115	0.114	0.119	0.129

Note: 1) Constant is omitted.

2) N=863, Adj R-squared=0.311, **p<0.05, ***p<0.01.

한편, 통합 이전(β_{-1})에 비하면 통합 이후 음의 경제성장률(경제침체 속도) 절댓값은 0으로 수렴하는 추세를 보였고, 통합 후 5년 이후부터는 지속적으로 양의 값이 도출되었다. 시군통합이 생산성에 양의 효과를 나타낸 시점이 5년 뒤로 도출된 것은 미국 시군통합의 경제성장효과가 5년 뒤부터 발생했다는 Feiock and Carr(1997)의 연구 결과와 유사하다. 한편, Feiock and Carr(1997)의 Intervention ARIMA모형에서는 유의한 분석 결과를 도출하지 못했으나 본 논문이 구축한 모형의 추정 결과에서는 통합 후 7년 뒤부터(2002년) 지속적으로 유의한 양의 계수값이 도출되었고 그 값이 증가 추세를 유지했다.

분석 결과 도농통합의 경제성장 효과가 2002년 이후에 나타난다고 해석할 수 있으나, 앞서 언급한 바와 같이 Model 1은 인과관계 추론을 위한 필요조건으로는 성립하나 충분조건이 되지 못하기 때문에 이중차분법을 이용한 분석 결과 또한 살펴보도록 한다.

2. 이중차분법

<Table 3>은 초기 조건과 시간효과를 통제한 이중차분법 분석 결과이며 시간에 따라 변하지 않는 지역 고유 특성을 기본 가정으로 설정한 것이다. 전국 40개 통합시와 114개 비통합시를 대상으로 경제성장에 대해 분석하였다.

β_1 은 통합시와 비통합시의 생산성 초기값 차이가 경제성장률에 미친 정도를 나타낸다. β_2 는 시간의 흐름에 따라 전국 공통으로 달성된 경제성장률 나타내며, 6년 동안 평균 43.2% 증가했고 16년 동안 평균 96.4% 증가한 것으로 나타났다(99% 유의 수준에서 유의함).

전국적으로 인적 자본이 생산성에 미친 영향은 유의하지 않게 도출된 반면, 물질 자본은 1% 증가 시 생산성이 0.12~0.15% 증가하는 것으로 나타났다

(99% 유의 수준에서 유의함).

또한 각 도의 고유한 특성이 지역의 생산성에 미치는 영향을 통제하기 위해 투입한 지역더미는 전라남도, 경상남도를 제외하면 모두 유의한 양의 값으로 도출되었다. 어떤 지역이 해당 도에 속하기 때문에 얻게 되는 경제성장 효과는 경기도가 가장 높은 것으로 나타났으며 그다음은 강원도, 충청북도, 경상북도, 충청남도, 전라남도의 순으로 나타났다.

Table 3_ Result of Model 2

Variables		Log Real Tax per Capita (Standard Errors)	
		(1) 2001	(2) 2011
β_1	D	0.140* (0.0798)	0.0357 (0.0845)
β_2	time	0.432*** (0.0555)	0.964*** (0.0640)
β_3	DT	-0.0222 (0.102)	0.0796 (0.107)
β_4	Labor	0.0173 (0.0450)	0.0225 (0.0498)
β_5	Capital	0.121*** (0.0341)	0.151*** (0.0383)
δ	Gyeonggi-do	0.556*** (0.102)	0.430*** (0.107)
	Gangwon-do	0.627*** (0.105)	0.535*** (0.112)
	Chungcheongbuk-do	0.429*** (0.118)	0.321** (0.127)
	Chungcheongnam-do	0.323*** (0.107)	0.296** (0.114)
	Jeollanam-do	0.165* (0.0992)	0.121 (0.106)
	Gyeongsangbuk-do	0.339*** (0.0980)	0.297*** (0.105)
	Gyeongsangnam-do	0.0862 (0.104)	0.0937 (0.111)
β_0	Constant	8.327*** (0.178)	8.018*** (0.198)
Observations		307	307
R-squared		0.557	0.726

Note: 1) Jeollabuk-do is omitted owing to collinearity.

2) Standard errors in parentheses.

3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

통합의 경제성장 효과 β_3 는 2001년 기준 분석에서는 -2.22%로 오히려 비통합 지역에 비해 경제성장률이 낮아진 것으로 나타났다. 한편, 2011년 기준 분석에서는 통합지역은 비통합지역에 비해 7.96% 더 높은 경제성장률을 달성한 것으로 나타났다. 그러나 두 경우 모두 유의하지 않게 도출되었다. 따라서 지역 고유의 특성이 시간에 따라 변하지 않는(time-invariant) 것으로 가정한 이층차분법 분석 결과 시군통합 조치의 경제성장 효과는 유의하지 않은 것으로 도출되었다.

3. 확률효과모형

<Table 4>는 지역 고유 특성이 임의적이라고 가정한 패널 확률효과모형의 분석 결과이며 전국 40개 통합시와 114개 비통합시의 18년간 패널자료를 이용하였다.

IMF 경제위기의 여파(β_2)와 인적 자본이 경제 성장에 미치는 영향(β_3)은 유의하지 않게 도출되었다. 그러나 물적 자본이 생산성에 미친 영향(β_4)은 99% 유의 수준에서 유의하게 도출되었고, 물적 자본이 1% 증가하면 생산성이 0.154% 증가한 것으로 나타났다.

어떤 지역이 해당 도에 속하기 때문에 얻게 되는 경제성장 효과는 경기도가 가장 높고 그다음은 충청북도, 강원도, 충청남도, 경상북도의 순으로 나타났다. 전라북도의 경우 지역효과가 생산성에 부정적인 영향을 미치는 것으로 도출되었다.

한편, 도농통합의 효과(β_1)는 지역 고유 특성을 고정적으로 가정한 이분차분법의 분석 결과와는 달리, 지역 고유 특성이 확률적으로 변동한다고 가정한 확률효과모형의 추정 결과 99% 유의 수준에서 유의하게 도출되었다. 통합지역은 18년 동안 비통합지역에 비해 43.4% 더 높은 경제성장을 달성한 것으로 나타났다.

Table 4_ Result of Model 3

Variables		Log Real Tax per Capita (Standard Errors)
β_1	D	0.434*** (0.0218)
β_2	IMF	-0.125 (0.101)
β_3	Labor	0.0231 (0.0427)
β_4	Capital	0.154*** (0.0313)
δ	Gyeonggi-do	0.519*** (0.0363)
	Gangwon-do	0.310*** (0.0410)
	Chungcheongbuk-do	0.415*** (0.0461)
	Chungcheongnam-do	0.326*** (0.0421)
	Jeollabuk-do	-0.202*** (0.0435)
	Jeollanam-do	-0.0411 (0.0392)
	Gyeongsangbuk-do	0.0648* (0.0384)
β_0	Constant	10.66*** (0.0803)
Observations		2,765
R-squared		within = 0.2604 between = 0.0256 overall = 0.1899

Note: 1) Gyeongsangnam-do is omitted owing to collinearity.
2) Standard errors in parentheses.
3) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

V. 결론

본 논문은 도농통합의 경제성장효과를 계량분석하기 위해 서로 다른 가정을 기반으로 한 세 가지 모형을 구축하였는데 분석 결과 모형별로 상이한 결과가 도출되었다.

첫째, 그랜저 인과관계에 기반한 모형에서 도농통합의 경제성장 효과는 통합 조치 실시 후 7년이 지난 시점부터 유의하게 도출되었다. 둘째, 통합시와 비통

합시의 초기 조건을 통제한 이중차분법 추정 결과에서는 시군통합의 경제성장 효과가 유의하지 않게 도출되었다. 셋째, 시간에 따라 지역의 고유 특성들이 급격하게 변했을 것으로 가정하고 패널그룹의 이질성을 반영한 확률효과 모형에서는 시군통합 조치가 99% 유의 수준에서 유의한 경제성장 효과가 있는 것으로 도출되었다.

우리나라의 시군통합 조치는 대부분 1995년에 시작되어 연구의 시간적 범위에 IMF 경제위기가 있으므로, IMF 경제위기가 각 지역에서 상이하게 영향을 미친 것을 통제할 필요가 있다. 또한 도농통합 조치 자체가 시간에 따라 지역의 고유 특성을 급격하게 변화시키는 역할을 했을 것으로 보이므로 확률효과 모형의 추정 결과가 타당성이 있는 것으로 판단된다.

요약하면 도시와 농촌을 구분하지 않고 개발한 통합시 단위의 정책은 경제성장에 유의한 효과가 있었고 통합지역은 비통합지역에 비해 생산성 속도가 더 빨라진 것으로 나타났다. 한편, 각 지역의 경제성장은 인적 자본보다는 물적 자본의 활성화에 의해 견인된 것으로 나타났다. 이와 같은 분석 결과에 근거하면 기업도시 개발은 제조업 등 물적 자본에 대한 투자를 유치함으로써 적절한 지역개발효과를 발휘할 것으로 기대할 수 있을 것이다. 한편, 도농통합 이후 인적 자본을 통한 지역개발이 유의하지 않게 도출된 것은 지난 20년간 낙후지역에서 인적 자본의 활성화가 불충분했음을 나타내는 것이다. 따라서 지역 생산성 증가 속도를 더욱 높이기 위해서는 낙후지역의 노동 생산성과 교육에 대한 정부의 지원책이 필요하다는 것을 알 수 있다.

참고문헌 •••••

- 김상호. 2008. 시·군 소득의 결정과 성장요인. *인문사회과학 연구* 19권, 89-123.
Kim Sangho. 2008. A study on the determinants of city/county growth. *Human and Social Science Research Review* 19: 89-123.
- 김종희. 2010. GRDP (지역내 총생산) 추정을 통한 지역 간 경제력 격차 분석. *지방행정연구* 24권, 1호: 207-235.
Kim Jonghui. 2010. A study on the difference of economic potential among regions using GRDP. *Regional Administration Research* 24, no.1: 207-235.
- 민병익. 2012. 시간적 요소가 정책성장에 미치는 영향: 도농통합 행정구역 개편을 중심으로. *지방정부연구* 16권, 2호: 7-41.
Min Byungik. 2012. The impact of time on the performance of public policy: Focused on city/county consolidation. *Regional Administration Research* 16, no.2: 7-41.
- 박완규. 2010. 지방자치단체의 경제력 격차에 대한 분석: GRDP 대리변수를 이용하여. *지역연구* 26권, 4호: 75-101.
Park Wangyu. 2010. Research on the economic gap of regional administrative entities using proxy of GRDP. *Regional Research* 26, no.4: 75-101.
- 손승호. 2013. 인구규모의 변화를 통해 본 도농통합시의 차별적 성장. *한국도시지리학회지* 16권, 1호: 85-98.
Sohn Seungho. 2013. Different growth of city/county consolidated regions via population growth. *Korea Geography Research* 16, no.1: 85-98.
- 유재원, 손화정. 2009. 시군통합의 효과에 대한 경험적 분석: 단절적 시계열모형(arima)의 적용. *한국행정학회지* 43권, 4호: 285-306.
Yu Jaewon and Sohn Whajung. 2009. The performance of city/county consolidation policy using Intercept ARIMA. *Korea Administration Research* 43, no.4: 285-306.
- 이경진. 2011. 우리나라 지역경제력의 수렴현상에 대한 분석. 석사학위논문, 중앙대학교.
Lee Kyungjin. 2011. *A Study on the Convergence of Regional Economic Potential in Korea*. M.D. diss., Chungang University.
- 이지원. 2009. 도농통합시의 성장 유형화와 불균형 수준 분석. 석사학위논문, 서울대학교.
Lee Jiwon. 2009. *The Categorization of the Growth of City-county Consolidation and Analysis of the Level of Imbalance*. M.D. diss., Seoul National University.

9. 홍준현. 2005. 시·군통합이 지역 내 및 지역 간 균형성장에 미친 효과. *한국사회와 행정연구* 16권, 1호: 299-324.
Hong Joonhyun. 2005. The impact of city/county consolidation on balanced development. *Korea Society and Administration study* 16, no.1: 299-324.
10. Autor, D. H. 2003. Outsourcing at will: The contribution of unjust dismissal doctrine to the growth of employment outsourcing. *Journal of Labor Economics* 21, no.1: 1-42.
11. Benton, J. Edwin and Gamble, Darwin. 1984. City/county consolidation and economies of scale: Evidence from a time-series analysis in Jacksonville, Florida. *Social Science Quarterly* 65, no.1: 190-198.
12. Choi, Sujin and Kim, Hanho. 2016. The impact of conglomerate farming on the poor: Empirical evidence from the Brazil soy sector. *International Area Studies Review* 19, no.2: 147-164.
13. Friedmann, J. and M. Douglass. 1978. Agropolitan development: Towards a new strategy for regional planning in Asia. In *Growth Pole Strategy and Regional Development Policy: Asian Experience and Alternative Approaches*. eds. Lo, F. C. and Salih, K., 163-192. Oxford: Pergamon.
14. Feiock, R. C. and J. B. Carr. 1997. A reassessment of city/county consolidation: Economic development impacts. *State & Local Government Review*: 166-171.
15. Martin, Lawrence L. and Schiff, Jeannie Hock. 2011. City-county consolidations: Promise versus performance. *State and Local Government Review* vol.43, no.2: 167-177.
16. Mattoon, Richard H. 1995. Can alternative forms of governance help metropolitan areas? *Economic Perspectives* vol.19, no.6: 20-32.
17. Nelson, A. C. and Foster, K. A. 1999. Metropolitan governance structure and income growth. *Journal of Urban Affairs* 21, no.3: 309-324.
18. Rusk, David. 1993. *Cities without Suburbs*. Washington D.C.: Woodrow Wilson Center Press.
19. Yasuoka, Masaharu. 2008. City-County separation and consolidation in the United States: The impact on urban growth. *The Japanese Journal of American Studies* 19: 117-196.
20. 村瀬章. 1983. 라어반 코미니티의 공간様式. *農村計劃學會誌* 2卷, 1號: 26-38.
Murashe. 1983. Space pattern of rural and urban community. *Journal of Rural Planning* 2, no.1: 28-38.

-
- 논문 접수일: 2016. 9. 6
 - 심사 시작일: 2016. 10. 20
 - 심사 완료일: 2016. 11. 2

부록 1

「도농복합형태의 시 설치 등에 관한 법률」에 근거하여 2014년까지 전국에 총 55개의 시군통합시가 출범했다. 목록 중 ▶로 표기된 지역은 군 전체가 시로 전환된 것으로 시와 군이 통합된 것으로 표기된 (+) 지역과는 성격이 상이하여 연구 대상에서 제외하였다.

「도농복합형태의시설치에따른행정특례등에관한법률」(시행 1995년 1월 1일) (법률 제4796호, 1994년 12월 22일, 제정)에서 낙후지역의 개발을 시행할 수 있는 근거를 발췌하면 다음과 같다.

제3조(도농복합형태의 시에 대한 특별지원) ① 중앙행정기관의 장 및 도지사는 대통령이 정하는 바에 따라 도농복합형태의 시에 대하여는 그 관할구역 안의 도시지역과 농어촌지역의 균형개발 또는 낙후

지역의 효율적인 개발을 위하여 따로 개발계획을 수립하거나 보조금의 지급, 지방교부세의 배분, 재정투융자 등 재정상의 특별한 지원을 할 수 있다. ② 중앙행정기관의 장은 「지역균형개발및지방중소기업육성에관한법률」에 의한 개발촉진지구, 「오지개발촉진법」에 의한 개발지구 및 「도서개발촉진법」에 의한 지정도서 등 특정지역의 개발을 위한 지구·지역 등의 지정에 있어서 도농복합형태의 시 또는 그 관할구역 안의 일부 지역을 대통령이 정하는 바에 따라 우선적으로 지정할 수 있다. ③ 중앙행정기관의 장 및 도지사는 각종 시책사업 등을 시행하는 경우에는 도농복합형태의 시를 대통령이 정하는 바에 따라 우선적으로 지원할 수 있다.

경기도	(1996) 파주군 ▶ 파주시 (1995) 남양주군 + 미금시 = 남양주시 (1998) 김포군 ▶ 김포시 (2001) 광주군 ▶ 광주시 (2001) 화성군 ▶ 화성시 (1996) 용인군 ▶ 용인시	(1996) 이천군 ▶ 이천시 (1995) 평택시 + 평택군 + 송탄시 = 평택시 (1998) 안성군 ▶ 안성시 (2003) 포천군 ▶ 포천시 (2003) 양주군 ▶ 양주시
강원도	(1995) 춘천시 + 춘천군(춘성군에서 1992년 2월 1일 변경) = 춘천시 (1995) 원주시 + 원주군 = 원주시	(1995) 강릉시 + 명주시 = 강릉시 (1995) 삼척시 + 삼척군 = 삼척시
충청북도	(1995) 충주시 + 증원군 = 충주시	(1995) 제천시 + 제천군 = 제천시
충청남도	(1995) 천안시 + 천안군 = 천안시 (1995) 아산시 + 온양시 = 아산시 (1995) 서산시 + 서산군 = 서산시	(1995) 공주시 + 공주군 = 공주시 (1995) 보령군 + 대천시 = 보령시 (1996) 논산군 ▶ 논산시
전라북도	(1995) 익산군 + 이리시 = 익산시 (1995) 군산시 + 옥구군 = 군산시 (1995) 김제시 + 김제군 = 김제시	(1995) 정읍군 + 정주시 = 정읍시 (1995) 남원시 + 남원군 = 남원시
전라남도	(1995) 나주시 + 나주군 = 나주시 (1995) 순천시 + 승주군 = 순천시	(1995) 광양군 + 동광양시 = 광양시 (1998) 여수시 + 여천시 + 여천군 = 여수시
경상북도	(1995) 영주시 + 영풍군 = 영주시 (1995) 상주시 + 상주군 = 상주시 (1995) 문경군 + 점촌시 = 문경시 (1995) 안동시 + 안동군 = 안동시 (1995) 김천시 + 금릉군 = 김천시	(1995) 구미시 + 선산군 = 구미시 (1995) 경산시 + 경산군 = 경산시 (1995) 영천시 + 영천군 = 영천시 (1995) 포항시 + 영일군 = 포항시 (1995) 경주시 + 경주군 = 경주시
경상남도	(1995) 밀양시 + 밀양군 = 밀양시 (1996) 양산군 ▶ 양산시 (1995) 김해시 + 김해군 = 김해시 (1995) 창원시 + 창원군 일부 = 구, 창원시 (1995) 마산시+창원군 일부=마산시(현, 창원시 마산합포구, 마산회원구)	(1995) 거제군 + 장승포시 = 거제시 (1995) 통영군 + 통무시 = 통영시 (1995) 진주시 + 진양군 = 진주시 (1995) 사천군 + 삼천포시 = 사천시 (2010) 창원+마산+진해 = 창원

부록 2

본 논문에서는 종속변수의 대리변수 선정 시 발생할 수 있는 편이(bias)를 확인하기 위해 추가 분석을 수행하였다. 주민세를 GRDP의 대리변수로 사용한 결과, 편이가 발생한다면 추정 결과를 그대로 사용해서는 안 되고, 발생한 편이에 상응하는 교정(correction)이 시행되어야 한다.

시군단위 GRDP는 대부분의 지역에서 발표되지 않으나 경기도와 경상북도에 한하여 시계열자료를 구할 수 있다. 경기도, 경상북도의 시군단위 1인당 실질 GRDP와 1인당 실질 주민세의 관계는 <Appendix Figure 1>에 제시된 바와 같이 45도 기울기와 거의 비슷한 것을 확인할 수 있다.

주민세가 GRDP의 대리변수로 적절한지 통계적인 판단을 내리기 위해 경기도, 경상북도의 시군 단위 1인당 실질주민세(y^*)와 1인당 실질 GRDP(y) 자료를 이용하여 패널 고정효과모형을 구축하였다.

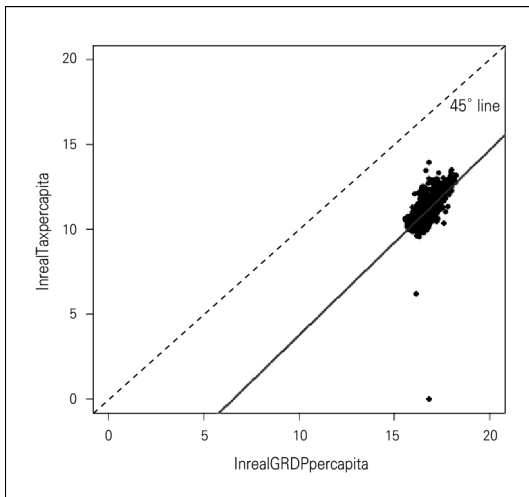
$$\ln y_{i,t}^* - \ln y_{i,t-s}^* = \alpha + \lambda(\ln y_{i,t} - \ln y_{i,t-s}) + \nu_{i,t} - \nu_{i,t-s}$$

<부록 식 1>

추정 결과는 <Appendix Table 1>에 제시되어 있으며, 1인당 실질주민세는 실질 GRDP의 증가분에 대해 94.1%를 반영하는 것으로 확인되었다(99% 유의 수준). 그다음은 $\hat{\lambda}=1$ 로 귀무가설을 설정하고, 이에 대한 통계적 검정을 수행하였다. 0.941로 도출된 λ 에 대해 검정한 결과 $F(1, 930)=2.08, \text{Prob} > F=0.1498$ 로 도출되어 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다.

검정 결과 통계적으로 시군 단위 1인당 실질주민세가 1인당 실질 GRDP의 대리변수로 이용하여도 편이가 발생하지 않으며, 주민세를 지역 생산성의 대리변수로 이용한 본 논문의 연구에 무리가 없음이 확인되었다.

Appendix Figure 1_ The Relationship between City-County GRDP per Capita and Tax per Capita



Note: Scatter plots are Cities-Counties of Gyeonggi-do and Gyeongsangbuk-do.

Appendix Table 1_ Result of FE

Variables	Log Real Tax per Capita (Standard Errors)
Log Real GRDP per Capita	0.941*** (0.0412)
Constant	-4.540*** (0.685)
Observations	949
R-squared	0.359
Number of time	18

Note: 1) Standard errors in parentheses.

2) *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

요약

주제어: 시군통합, 도농통합, 이중차분법, 확률효과모형

본 논문은 도농통합의 경제성장 효과를 계량분석하기 위해 서로 다른 가정을 기반으로 한 세 가지 모형을 구축하였는데 모형별로 매우 상이한 결과가 도출되었다. 첫째, 그랜저 인과관계에 근거한 모형에서 통합 조치 후 7년 이후부터 경제성장 효과가 유의하게 도출되었다. 둘째, 이중차분법 추정 결과 경제성장 효과가 유의하지 않게 도출되었다. 셋째, 확률효과 모형에서는 경제성장 효과가 유의하게 도출되었

다. 본 논문의 시간 범위에 IMF 경제위기가 있으므로 이를 통제할 수 있는 확률효과 모형의 추정 결과를 기반으로 판단하면 지역 경제성장에 도농통합 정책은 유의한 효과가 있었고 지역개발은 인적 자본보다는 물질 자본의 축적에 의해 견인되었다. 분석 결과 인적 자본의 지역개발 효과가 유의하지 않게 도출된 것은 낙후지역의 노동 생산성과 교육에 대한 정부의 지원이 필요함을 시사하는 것이다.
