

지역 경제변수와 지역 고용성장 간 관계*

The Relationship between Regional Economic Variables and Local Employment Growth

최지혜 Jihye Choi**, 김일태 Iltae Kim***

Abstract

This study examines the long-run equilibrium relationship between regional economic variables and local employment growth using the panel data of 16 regions from 1995 to 2013 in Korea. This study uses the GRDP, wage, and public expenditure for the explanatory variables. This study estimates long-run equilibrium equation in terms of panel cointegration relationships between the variables which have the unit roots using the FMOLS(Fully Modified OLS) estimation.

This study shows that GRDP and public expenditure have positive impacts on total industrial employment and service industrial employment. Moreover, if the variables deviate from equilibrium, then error correction term converges to the Long-Run equilibrium. This study also reveals that service industrial sector has higher impact than total industrial sector and that the wage variable has a negative effect on employment.

Keywords: Regional Economic Variables, Local Employment Growth, Long-Run Equilibrium, Panel Cointegration

1. 서론

글로벌 금융위기 이후 한국은 저성장 기조가 지속되고, 고실업 등의 고용난과 고령화 및 저출산과 같은 인구·사회적 구조변화가 동시다발로 진행됨에 따라 장기침체 국면으로 접어들고 있다. 특히 한국은 ‘고용 없는 성장(jobless growth)’ 현상이 아시아에서 두드러지게 나타나는 국가로 꼽힌다. 이에 일자리 창출 정책은 정부의 주요 과제로 자리 잡고 있다. 고용성장에 관한 이슈는 지역에서도 매우 중요하다. 지방화시대에 지역

의 역할이 더욱 강조되는 상황에서 지방정부는 지역 특성에 따른 지역경제 활성화와 지역 고용창출을 위한 정책 마련이 시급해졌다. 최근 몇 년 전부터 정부 주도·지역 중심의 일자리 정책이 적극적으로 추진되어 왔으나, 지역의 고용은 지역별 편차가 크고 지역 특성이 다르기 때문에 즉각적인 고용성장 효과를 기대하는 것이 어렵다. 지역의 고용은 다양한 경제변수로부터 영향을 받을 수 있는데, 이런 변수들 간의 관계를 파악하는 것은 관련 정책에 대한 평가의 기준을 제공할 수 있다. 지역의 고용성장에 영향을 미칠 수 있는 변수

* 본 논문을 수정하는 데 유익한 의견을 주신 익명의 심사위원 분들께 감사드립니다.

** 전남대학교 경제학과 박사과정 수료(제1저자) | Ph.D. Candidate, Dept. of Economics, Chonnam National Univ. | Primary Author | iamwise_7@naver.com

*** 전남대학교 경제학부 교수(교신저자) | Prof., Dept. of Economics, Chonnam National Univ. | Corresponding Author | kit2603@jnu.ac.kr

로는 먼저 생산함수의 파생수요인 노동수요를 구성하는 임금변수가 있다. 노동수요함수의 도출형태에 따라 임금의 상승은 지역의 고용에 부정적인 영향을 초래할 것으로 예상할 수 있다. 또한 지역의 고용성장을 위해 이뤄지는 재정지원 성격의 지방재정지출 확대는 지역 고용에 긍정적인 영향을 줄 수 있으며, 반대로 구축효과(crowding-out effect)로 인해 고용이 감소할 수도 있다. 특히 재정지원 일자리사업의 증가와 지역 일자리 목표 공시제 등의 정부 주도형 지역 일자리 정책은 정부지출을 포함하여 지방재정지출의 확대를 통해 이뤄지므로 지방재정은 지역 고용성장에 영향을 미칠 수 있다. 그뿐만 아니라 '고용 없는 성장'에 대한 실증과 직결되는 지역내총생산(GRDP)과 지역 고용 간의 관계에 대한 규명은 지역경제의 주요 과제라 할 수 있다.

지역별 패널자료를 이용하여 경제변수가 노동수요 및 균형 고용에 미치는 영향을 확인한 해외 연구들로 Van Reenen(1997), Lachenmaier and Rottmann(2011), Bogliacino, Piva and Vivarelli(2012) 등이 있다. 이러한 연구들은 종속변수인 고용변수의 과거시차 변수를 설명변수로 하는 동태적 패널 GMM(Dynamic Panel Generalized Method of Moments) 방법을 이용하였는데, CES 생산함수로부터 도출된 고용함수 중 관찰 불가능한 기술진보 변수에 R&D와 관련된 변수를 적용하여 이를 포함한 생산량, 총부가가치 또는 자본임대료, 실질임금이 고용에 미치는 영향을 확인하였다.¹⁾ 이들의 연구는 대부분 지역별 기업의 패널자료를 이용한 것으로 기업의 이윤 극대화와 기술진보 측면의 R&D

투자에 초점을 두었다.

동태적 패널 GMM을 적용한 국내 논문으로 하태정, 문선웅(2013)의 연구가 있는데, 이들 연구는 정부의 연구개발 투자가 민간 부문의 고용에 미치는 효과를 확인하였다. 이들은 정부의 연구개발 투자가 단기적으로 고용을 감소시키는 효과를 보이지만, 장기적으로 신제품과 신산업 창출을 통한 고용 보상효과의 상쇄효과로 고용창출을 이끈다는 것을 설명하였다.²⁾ 이우배, 김성권(2014)은 고용자수를 종속변수로 하되 이를 국가산업단지별로 구분하여³⁾ 총생산과 수출액, 기업체수, 설비가동률, 경쟁자수를 설명변수로 하는 모형을 설정하였다. 이들은 연구 결과를 통해 산업단지의 성장이 고용에 미치는 영향은 단지별 특화업종과 변수에 따라 차이가 있으나 기업체수의 긍정적인 영향력을 확인하여 제조업 분야의 안정적 고용창출을 위해서 기업체수 증가가 필요함을 설명하였다.

김계숙, 민인식(2010)은 15개 광역시·도 패널자료를 이용하여 System-GMM 추정방법을 통해 특화된 산업구조를 갖는 집적경제가 현재의 고용에 영향을 미치는 장기효과를 계산하였는데, 이들은 Blien, Suedekum and Wolf(2006)의 연구에서 이용한 설명변수의 특성⁴⁾을 국내 자료에 적용하였고, 장기효과에서의 단기효과 비중을 추정하였다. 그들은 집적경제의 장기효과는 산업별 차이가 상이하나, 모든 산업에서의 특화는 고용성장에 긍정적인 영향을 미친다는 것을 확인하였다.

1) Van Reenen(1997), Lachenmaier and Rottmann(2011), Bogliacino, Piva and Vivarelli(2012) 등으로 이들은 관찰 불가능한 기술진보의 변수로 R&D 관련 지출, 특허건수, 기업의 민영화 등을 이용하였음.

2) 하태정, 문선웅(2013)은 Van Reenen(1997)의 모형에 산업수요 규모를 제어변수로 추가하여 분석을 시도하였음.

3) 이우배, 김성권(2014)은 분석 대상을 2012년 말 기준 산업단지 내 기업체수가 500개사 이상인 국가산업단지로 하여 여덟 개 산업단지를 선정하였음.

4) Blien, Suedekum and Wolf(2006)와 김계숙, 민인식(2010)은 산업특정효과와 지역 고용규모 변수를 설명변수에 포함하였는데, 산업특정효과 변수는 전국의 산업구조 변화가 지역 고용에 미치는 영향을 통제하는 기능을 가지며 지역 고용규모 변수는 해당 산업에 영향을 주지만 산업구조와 무관한 집적효과와 시장 규모를 포착하는 기능을 갖는다고 설명하였음.

거시경제적 측면에서 노동수요 또는 노동공급에 관한 연구는 국내외에서 꾸준히 이뤄져왔다. Chang and Kim(2006; 2007)은 모형경제를 제시하고 미국의 1979~1992년까지의 자료를 이용하여 동태적 일반균형모형(Dynamic Stochastic General Equilibrium: DSGE)을 이용한 노동소득 확률 과정을 분석하였다.⁵⁾ 그들은 이 방법을 국내 자료에도 적용하여 조세·재정정책이 노동시장에 미치는 영향을 확인하였다. 김선빈, 장용성(2008)은 일반 보조금정책의 경우 노동소득세율의 증가는 노동공급 인센티브를 감소시켜 기본모형경제에 비해 취업률을 1% 정도 하락시킨다는 연구 결과를 보였다. 반대로 저소득 취업근로자에게만 지급되는 근로장려금 정책은 수혜 대상자들의 근로의욕을 상승시키는 반면, 비수혜자들의 근로의욕을 감소시키는 효과를 가져온다는 결과가 나타났다. 그리고 경제 전체적으로 2.7%의 취업률 증가효과를 보인 반면, 근로장려세제 대상 범위가 넓어질수록 그 효과가 미미해진다는 연구 결과를 보였다.⁶⁾

재정지출 또는 재정정책의 고용창출 효과를 확인한 연구로는 황진영, 이종하(2013)의 연구와 김배근(2011) 등의 연구가 있다. 그들은 구조적 벡터자기회귀(Structural Vector Autoregressive: SVAR)모형의 식별방법에 기초하여 재정정책의 충격을 계산하는 방법을 이용하였다. 황진영, 이종하(2013)는 조세의 변동에 따른 고용창출 효과는 장기간 지속될 수 있으나, 재정지출의 변동에 따른 고용창출 효과는 단기에 집

중된다는 결과를 보였다. 김배근(2011)은 재정지출 변수를 소비지출, 투자지출, 이전지출 등으로 세분하여 재정지출 확대의 산출효과가 크게 나타남을 보였다.⁷⁾

이와 같이 국내외적으로 여러 방법론을 통해 다양한 변수들이 고용에 미치는 효과를 확인하고 있으나, 생산함수의 파생수요인 노동수요함수가 지니는 이론적 확립 때문에 대부분의 국내 연구는 SVAR모형을 통해 변수들 간 동태적 관계만을 파악하고 있는 것으로 보인다. 또한 변수들 간 동태적 관계를 파악하는 데에는 시간적 범위가 큰 시계열 자료가 유리하기 때문에 전국 자료를 이용한 분석이 대부분이다. 한국은 지방자치제도의 역사가 20여 년으로 짧기 때문에 지역변수들의 시계열 자료를 이용한 분석에는 한계가 따른다. 또한 지역별로 갖는 특성이 이질적이기 때문에 지역 고용에 영향을 주는 요인에 대한 분석은 지역 특성을 고려한 패널자료 차원에서 이뤄지는 것이 필요하다.

현재 지방정부의 역할이 중요해지고 삶의 질, 복지 향상과 연계되는 재정정책이 증가함에 따라 지방 재정지출은 다방면에서 증가하고 있다. 한편, 지방정부는 2009년 이후 정부 주도·지역 중심의 일자리 창출 정책으로 고용률이 증가하는 추세에 놓여 있다. 반대로 지역경제 성장률은 지속적으로 하락세를 보이고 있어⁸⁾ 지역경제는 ‘성장 없는 고용(employment without growth)’이라는 현상에 대해 새로운 정책적 대응을 마련하는 것이 필요한 시점이다. 이처럼 지방

5) Chang and Kim(2006; 2007)은 경제 주체의 생산성 차이를 명시적으로 고려하여 노동시간 참여 여부에 따른 노동공급이 변화함을 강조하였으며, 비동질적 경제주체모형을 가정 한 후 동태적 일반균형모형을 이용하여 개별 근로자의 생산성이 시간에 따라 확률적으로 변화함을 보여주었음.

6) 김선빈, 장용성(2008)은 Chang and Kim(2006; 2007)의 연구에서 설정된 기본모형경제(benchmark economy)를 한국노동패널의 1994~2010년 자료에 적용하여 한국경제에서 조세정책의 효과를 확인하였음.

7) 황진영, 이종하(2013)는 조세 항목을 소득세, 법인세, 사회보장기여금으로 구분하여 조세변동이 고용에 미치는 영향을 확인하였으며, 김배근(2011)은 정부지출 확대에 따른 산출효과가 감세에 따른 산출효과보다 크게 나타나는 반면, 감세에 따른 투자지출 효과가 소비지출 효과보다 크게 나타남을 보였음.

8) 통계청 경제활동인구조사에 따르면 글로벌 금융위기 이후 대부분의 행정구역별 고용률은 지속적으로 증가하는 추세에 있는 반면, 지역내총생산 성장률은 감소하는 추세를 보임.

재정지출과 지역경제 성장은 지역 고용에 전반적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.

본 논문은 경제변수들과 지역의 고용변수와의 장기적인 균형관계를 확인하고, 지역의 고용을 성장시키기 위한 대안을 제시하고자 한다. 특정 경제변수들이 고용성장에 미치는 영향을 확인하는 것은 지방정부의 일자리 창출 정책 과제와 더불어 한국의 고용난 문제에 적절한 해결방안을 제시해 줄 것이다.

본 논문은 16개 시·도 1995년부터 2013년까지의 패널자료를 이용하여 지역내총생산, 지방재정지출, 지역의 월평균 임금이 고용성장과 장기적으로 어떠한 관계를 형성하는지, 그 영향력은 어느 정도인지 확인하기로 한다. 또 현재 기에 고용성장이 있는 경우, 다음 기의 고용성장이 어떻게 나타나는지 살펴보기로 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장은 본 논문에서 사용한 모형과 자료를 설명한다. 3장은 분석 및 결과를 보여주며, 마지막으로 4장은 결론으로 구성되어 있다.

II. 모형 및 자료

본 논문은 패널자료에 시계열 자료분석 기법을 적용하여 변수들 간의 인과관계를 파악하고 나아가 장기적인 균형관계를 확인하고자 한다.

패널자료 분석은 개체들이 반복되어 관찰되고, 개체별 이질성을 모형 내에서 고려할 수 있어서 동태적 관계를 추정할 수 있다는 장점이 있다. 또한 패널자료가 보유하는 정보와 변동성이 횡단면 자료나 시계열 자료에 비해 많기 때문에 다중공선성(multi-collinearity) 문제를 완화시키고 효율적으로 추정량

을 얻을 수 있다(민인식, 최필선 2010, 1: 2-3 참조).

1. 패널 단위근 및 패널 공적분

시계열 자료의 안정성을 확보하기 위해 일반적으로 이용되는 ADF, PP 검정 등 전통적인 단위근 검정은 시계열 표본수가 적을 경우 검정력이 약하다. 반면, 패널 단위근 검정은 단일개체 시계열 표본수보다 상대적으로 표본수가 많기 때문에 전통적인 단위근 검정보다 더 큰 검정력을 가진다는 이점이 있다.

패널 단위근 검정은 크게 패널 개체들 간 단위근이 같음을 가정하는 공통 단위근 과정(common unit root process)과 패널 개체들 간 단위근이 다름을 가정하는 개별 단위근 과정(individual unit root process)의 두 가지로 나뉜다. 공통 단위근 과정의 검정에는 대표적으로 Levin-Lin-Chu(2002; 이하 LLC) 검정과 Herreriz-Tzavalis(1999) 검정이 있으며, 개별 단위근 과정의 검정에는 Im-Pesaran-Shin(2003; 이하 IPS) 검정, ADF-Fisher 검정, PP-Fisher 검정이 대표적이다.¹⁰⁾ 본 논문은 공통 단위근 과정의 LLC 검정, 개별 단위근 과정의 IPS 검정, ADF-Fisher 검정을 시도하여 패널자료의 안정성을 여부를 확인하기로 한다.

시계열 자료가 모두 불안정한 경우 기존의 최소자승법으로는 변수들 간 관계를 발견할 수 없다는 가상 회귀(spurious regression)의 결과를 가져오게 되는데, Engle and Granger(1987)는 단위근이 존재하는 변수들 간의 통계적 관계에 대한 정의를 통해 이를 추정할 수 있음을 보였다. 즉, 불안정한 변수들 간의 선형 결합이 단위근이 존재하지 않는 안정적인 관계가 된

9) 여기서 의미하는 기(time)는 자료의 시계열이 연별 자료이기 때문에 한 해(year)를 의미함.

10) 다음 AR(1) 모형 $y_{it} = \alpha_i + \rho_i y_{it-1} + e_{it}$ 을 패널 단위근 검정 모형으로 다시 쓰면, $\Delta y_{it} = \alpha_i + (\rho_i - 1)y_{it-1} + e_{it}$ 로, 귀무가설은 $H_0: (\rho_i - 1) = \gamma_i = 0, \forall i$ 임. 대립가설을 어떻게 설정하느냐에 따라 검정통계량이 달라지는데 LLC의 대립가설은 $H_1: (\rho_i - 1) = \gamma_i < 0, \forall i$, IPS의 대립가설은 $H_1: (\rho_i - 1) = \gamma_i < 0, \forall i$ 임. LLC와 IPS의 차이는 모수 γ_i 가 모든 i 에 대해 서로 같은 것인지 아니면 서로 다른 것인지를 가정하는가임.

다면 이를 공적분(cointegration)되었다고 한다. 예를 들어, 두 변수의 공적분 회귀모형을 $y_{i,t} = \alpha_i + \beta_i x_{i,t} + \epsilon_{i,t}$ 라 하고, 두 변수 y 와 x 모두 단위근이 존재하여 $I(1)$ 이라면 오차항 ϵ 은 각 i 에서 정상 시계열이 된다. 공적분 벡터가 모든 i 에서 서로 같다면, 이는 $y_{i,t} = \alpha_i + \beta x_{i,t} + [(\beta_i - \beta)x_{i,t} + \epsilon_{i,t}]$ 로 쓸 수 있으며, 새로운 오차항 $[(\beta_i - \beta)x_{i,t} + \epsilon_{i,t}]$ 는 비정상적인 시계열이 되므로 β 에 대한 추정이 가성회귀될 가능성이 크다. 공적분 검정의 기본 개념은 위의 공적분 회귀모형을 추정한 후 그 잔차에 대해 패널 단위근 검정을 적용하는 것이다 (민인식, 최필선 2014, 14: 224 참조).

본 논문은 불안정한 패널자료들의 선형 결합이 장기적 안정관계를 가지는지 확인하기 위해 패널 공적분 존재 여부를 살펴본다. 패널자료의 공적분 존재 여부를 확인하는 검정 통계량으로 Pedroni(1999; 2004)와 Kao(1999)의 통계량을 적용하였는데, 이는 Engle and Granger(1987)의 공적분 검정방법을 패널 자료에 적용한 것이다.

2. 장기균형관계 및 오차수정 모형

다음으로 변수들 간 패널 공적분 관계가 존재하는 경우, 이들의 장기균형식인 패널 공적분 방정식을 도출할 수 있다. 본 논문에서는 Pedroni(2000)가 제시한 FMOLS(Fully Modified OLS)를 통해 변수들 간의 장기균형식을 추정하기로 한다. 일반적으로 시계열 자료에서 오차수정(error correction) 모형을 추정하기 전에 시도되는 Maddala and Wu(1999)의 Fisher-Johansen 공적분검정은 시계열이 짧은 경우 검정력이 약해지는데, FMOLS 추정방법은 이러한 문제를 해결

할 수 있다. 또한 FMOLS 추정치는 설명변수의 내생성(endogeneity) 편의와 계열상관(serial correlation)에 대해 강건성(robustness)을 지니는 장점이 있다 (Stolbov 2015, 15 참조).

지역의 고용성장과 경제변수들 간의 패널 공적분 관계에 대한 분석은 가성회귀 문제를 해결해줌과 동시에 경제변수들이 고용성장에 미치는 영향력의 크기를 확인할 수 있게 한다.

패널모형에서 변수들이 공적분 관계가 있다면 추정 모형에 오차수정항(error correction term)을 포함해야 한다. 오차수정모형은 예를 들면 다음과 같은데, Y_{it} $VAR(k)$ ¹¹⁾를 따른다고 가정하면 <식 1>과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta Y_{it} = & \Pi Y_{it-1} + \psi_1 \Delta Y_{it-1} + \\ & \dots \psi_{k-1} \Delta Y_{it-k+1} + \epsilon_{i,t}, \\ \epsilon_{i,t} \sim & iid(0, \Sigma) \end{aligned} \quad \langle \text{식 1} \rangle$$

<식 1>에서 Y_{it} 가 1차 적분되어 있다면, 우변은 $I(0)$ 이며, 좌변은 Π_{t-1} 을 제외하면 모두 $I(0)$ 가 된다. 따라서 Y_{it} 가 $p-r$ 개의 단위근을 가질 경우 서로 선형독립인 공적분 벡터가 r 개 존재하면 $rank(\Pi) = r$ 이 되어야 한다.

행렬 $B_{(r \times p)}$ 가 $BY_{it} \sim I(0)$ 를 만족하는 공적분 벡터의 집합이라 한다면, $A_{(r \times p)}$, $AB = \Pi$ 가 존재한다. 일반적으로 공적분 관계를 장기균형선이라고 하므로 BY_{it-1} 은 장기균형에서 벗어난 부분(오차, error)이라 할 수 있으며, A 는 이러한 오차가 시스템에 어떠한 영향을 주면서 움직이는가를 나타내는 행렬로 오차수정행렬(error correction matrix)이라 불린다. 공적분 체계의 이러한 항(ABY_{it-1} 즉, ΠY_{t-1})을 오차수정항이라고 한다. 이 오

11) 벡터자기회귀(Vector Autoregressive: VAR) 모형은 경제시계열의 예측을 위해 많이 이용되는 모형으로 상호 연관성이 있는 두개 이상의 변수들이 내생변수로 취급되며, 이 내생변수들의 동태적 변화를 모형 내 모든 내생변수의 시차값을 이용하여 산출하는 방법임.

차수정향의 부호가 마이너스(-)를 나타내는 경우 변수들이 장기균형관계로 회복됨을 나타낸다.

오차수정모형에 이용된 추정량은 동적 고정효과 추정량(Dynamic Fixed Effects Estimator: DFE), 그룹평균(Mean Group: MG) 추정량, 통합그룹평균(Pooled Mean Group: PMG) 추정량이다. 시계열 자료 분석에서 오차수정모형은 VAR 모형을 이용한 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model: VECM)이 대표적인데, 패널자료의 경우 VECM을 이용한 추정방법이 확립되지 않은 것으로 보아 이를 사용하지 않았다(박재곤, 변창욱 2013, 89).

DFE는 단·장기적 관계를 나타내는 모수들의 동질성이 모든 패널그룹에서 같다고 가정하는 추정량인데, 종속변수의 과거값이 설명변수에 포함되기 때문에 고정효과 모형에서 $\hat{\beta}$ 의 일치추정량을 구하지 못할 수 있다는 단점이 있다. MG 추정량은 그룹별로 추정한 후 추정치의 산술평균을 계산하는 방법이며, PMG 추정량은 단기적 관계에 해당하는 모수의 동질성이 패널 그룹별로 서로 다르고 장기적 관계, 즉 장기균형 조정 속도는 모든 i 에 대해서 서로 동일하다고 가정하는 방법이다(민인식, 최필선 2014, 14: 236-238).

본 논문에서 분석을 위해 설정한 차분변수의 시차가 1인 오차수정모형은 <식 2>와 같다.¹²⁾

$$\begin{aligned} \Delta \log EMP_{it} = & \mu_i + \alpha_i (\log EMP_{it-1} - \theta_i \\ & - \beta_i^y \log Y_{it-1} - \beta_i^{pe} \log PE_{it-1} - \beta_i^w \log W_{it-1}) \\ & + \lambda_i \Delta \log EMP_{it} + \gamma_i^y \Delta \log Y_{it-1} \\ & + \gamma_i^{pe} \Delta \log PE_{it-1} + \gamma_i^w \Delta \log W_{it-1} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad \langle \text{식 2} \rangle$$

여기서 μ_i 는 결정적 요소, 상수항을 나타낸다. 오차수정향의 계수인 α_i 의 부호가 마이너스(-)를 나타낼 때 공적분 관계가 존재하며, 오차수정향은 α_i 의 속도로 조정되면서 장기균형에서 0이 된다.¹³⁾

모형에 포함되는 변수는 지역별 취업자수(EMP), 1인당 지역내총생산(Y), 1인당 지방재정지출(PE), 월평균 실질임금(W)이다. 본 논문은 종속변수인 취업자수(EMP)를 제조업 분야의 취업자수(EMPM)와 서비스업 분야의 취업자수(EMPS)로 구분하여 각 산업 분야에서 경제변수와 고용창출 간의 관계를 확인하였다.

3. 자료

분석에 이용된 자료는 우리나라 16개 시·도의 1995년부터 2013년까지의 패널자료다. 1995년 이후의 자료를 이용한 것은 우리나라에서 본격적으로 지방자치제도가 실시된 시기가 1995년 이후로 지역내총생산을 포함한 대부분의 지역별 자료가 구축되어 왔기 때문이다. 지방재정지출은 지방자치단체가 행정활동을 수행하기 위해 설치하고 운영하는 기본 회계인 일반회계자료를 지방재정연감을 통해 구축하였다. 모든 자료는 국가통계포털을 통해 확보하였으며, 임금¹⁴⁾은 사업체노동력조사(구 사업체임금근로시간조사, 사업체고용동향조사 등) 월급여액 자료를 이용하였다. 오차수정모형에서 경제변수의 단위 변화에 따른 고용변화의 탄력도를 함께 확인하기 위해 모든 변수는 자연대수를 취하였으며, 지역내총생산과 재정지출은 지역별 1인당 실질변수로 변환하였다.

<표 1>은 분석에 사용할 패널변수들의 공통 기초 통계량을 나타낸 것이다. 자연대수로 변환한 변수에

12) SC(Schwarz information Criterion) 정보 기준에 따라 시차를 1로 설정하였으며, $SC = \ln\left(\frac{SSE}{T}\right) + \frac{K \ln T}{T}$ 임.

13) 이 조정속도에 대한 추정은 변수들 간의 관계가 장기균형에서 이탈할 경우 균형으로 다시 회복되는지의 여부와 회복속도를 예상할 수 있게 함.

14) 월급여액의 시도별 자료는 1996년 이후 자료부터 존재함.

서 실질임금의 편차가 가장 낮았으며, 로그 변환된 제조업 분야의 취업자수의 편차가 가장 크게 나타났다.

III. 분석 및 결과

1. 패널 단위근 검정 및 패널 공적분 검정 결과

〈표 2〉는 패널 단위근 검정 결과를 나타낸 것이다. 검

정 결과 개별 단위근 과정에서 $LOG(EMPM)$ 를 제외한 모든 변수들이 수준변수에서 단위근을 갖는다는 결과를 얻었으며, 이들의 1차 차분변수는 모두 안정성을 확보하고 있음을 확인하였다. 따라서 본 논문의 $LOG(EMPM)$ 를 제외한 불안정한 변수들의 선형관계가 장기적으로 안정적인 관계를 갖는지의 여부를 확인하기 위해 패널 공적분 검정을 실시하였다. 이를 위해 산업 전 분야에서의 변수들 간 관계를 모형 1,

표 1 _ 기초통계량

(단위: 원, 명, 년)

변수	평균	최댓값	최솟값	표준편차	관찰치	관찰기간
EMP	1,411,759	5,923,000	243,000	1,353,149	269	1995~2013
EMPM	264,522	1,130,000	8,000	275,906	269	1995~2013
EMPS	1,029,664	4,726,000	163,000	1,114,581	269	
Y	20,797,540	58,580,750	10,373,904	9,269,021	269	1995~2013
PE	1,940,748	5,313,087	593,948	1,003,658	269	
W	1,966,487	2,920,092	1,291,953	382,258	269	1996~2013
LOG(EMP)	13,855	13,744	15,594	0,729	269	1995~2013
LOG(EMPM)	11,990	13,938	8,987	1,080	269	1995~2013
LOG(EMPS)	13,488	15,369	12,002	0,767	269	
LOG(Y)	16,778	16,714	17,886	0,357	269	1995~2013
LOG(PE)	14,351	14,301	15,486	0,506	269	
LOG(W)	14,473	14,480	14,887	0,195	269	1996~2013

주: EMP는 고용자수, EMPM은 제조업 분야 취업자수, EMPS는 서비스업 분야 취업자수, Y는 지역내총생산, PE는 지방재정지출, W는 월평균 임금을 의미하며, LOG(변수)는 각 변수에 자연대수를 취한 값임.

표 2 _ 패널 공적분 검정 결과

방법	검정통계량	모형 1	모형 2
Pedroni Residual Cointegration test (H_0 : No Cointegration)	Panel v-Statistic	1,869**	1,437*
	Panel rho-Statistic	0,241	0,466
	Panel PP-Statistic	-3,035***	-2,444***
	Panel ADF-Statistic	-5,624***	-3,019***
	Group rho-Statistic	2,537	2,308
	Group PP-Statistic	-2,011**	-1,783**
	Group ADF-Statistic	-5,505***	-2,851***
Kao Residual Cointegration test (H_0 : No Cointegration)	ADF	-3,043***	-2,753***
	Residual variance	0,000	0,000
	HAC variance	0,000	0,000

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

표 3_패널 단위근 검정 결과

변수		개별 단위근 과정		공통 단위근 과정
		IPS 검정	ADF-Fisher 검정	LLC 검정
LOG(EMP)	level	0,944	30,854	-2,943***
	1st difference	-10,1079***	152,342***	-11,668***
LOG(EMPM)	level	-2,127**	61,884***	-1,889**
	1st difference	-8,033***	122,241***	-8,033***
LOG(EMPS)	level	0,910	30,459	-4,199***
	1st difference	-10,210***	155,395***	-11,843***
LOG(Y)	level	1,696	25,134	-5,140***
	1st difference	-12,587***	191,999***	-15,549***
LOG(PE)	level	0,776	29,172	-3,831***
	1st difference	-13,381***	197,574***	-14,532***
LOG(W)	level	3,318	10,489	-1,584*
	1st difference	-12,765***	184,871***	-14,996***

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

서비스업 분야에서의 관계를 모형 2로 설정하였다.

〈표 3〉은 패널 공적분 검정 결과를 나타낸 것이다. Pedroni 패널 공적분 검정에서 rho통계량을 제외한 모든 검정통계량에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하는 것을 확인할 수 있다. Kao 공적분 검정 결과에서도 귀무가설이 기각됨을 볼 수 있다. 종속변수를 전 산업 분야와 서비스업 분야로 구분한 모형 1, 모형 2 모두 공적분 관계 여부의 검정 결과가 동일하게 나타났다. 따라서 본 논문에서 설정한 변수들 간에 장기균형관계가 존재할 것으로 예상할 수 있다.

2. 장기균형식 추정 결과

공적분 관계가 발견된 변수들 간의 장기균형식을 추정하기 전에 변수들 간 인과관계(causality)를 확인하는 것이 필요하다. 본 논문은 경제변수들이 지역 고용 창출에 미치는 효과를 확인하기 위함이므로 각각의 설명변수와 고용변수 간의 인과관계를 확인하였다.

〈표 4〉는 그랜저 인과관계(Granger Causality) 검정

표 4_그랜저 인과관계 검정 결과

모형	Null Hypothesis	F-Statistics
모형 1	LOG(Y) → LOG(EMP)	16,711***
	LOG(EMP) → LOG(Y)	1,044
	LOG(PE) → LOG(EMP)	11,103***
	LOG(EMP) → LOG(PE)	0,977
	LOG(W) → LOG(PE)	3,014**
	LOG(EMP) → LOG(W)	4,972
모형 2	LOG(Y) → LOG(EMPS)	8,598***
	LOG(EMPS) → LOG(EMPS)	0,880
	LOG(PE) → LOG(EMPS)	6,289***
	LOG(EMPS) → LOG(PE)	1,766
	LOG(W) → LOG(EMPS)	6,800***
	LOG(EMPS) → LOG(W)	3,838**
모형 1, 2	LOG(PE) → LOG(Y)	2,989**
	LOG(Y) → LOG(PE)	6,949***
	LOG(W) → LOG(Y)	32,138***
	LOG(Y) → LOG(W)	4,049***
	LOG(W) → LOG(PE)	11,049***
	LOG(PE) → LOG(W)	0,600

주: 1) ***, **는 각각 1%, 5% 유의 수준에서 유의함.
2) 시차는 SC 정보 기준에 따라 3으로 설정.

결과를 나타낸 것이다. 모형 1의 경우 경제변수 모두 지역 고용(EMP)의 원인변수가 아니라는 귀무가설을

기각하였다. 모형 2의 경우 각 경제변수들이 지역 고용의 원인변수로 작용하며, 반대로 지역 고용, 즉 서비스업 분야의 고용은 임금의 원인변수로 작용한다.

고용(*EMP*, *EMPS*)의 설명변수로 선택한 지역내총생산(*Y*), 지방재정지출(*PE*), 임금(*W*)이 모형 설정에 적절한 것으로 판단된다. 추가적으로 재정지출, 지역내총생산과 임금의 인과관계는 재정지출에서 임금으로의 인과관계를 제외하고 모두 존재하는 것으로 나타났는데, 이들의 인과관계는 간접적으로 지역 고용에까지 영향을 미치는 것으로 예상할 수 있다.

〈표 5〉는 변수들 간의 장기균형식인 공적분 방정식을 FMOLS를 이용하여 추정한 결과다. 장기적으로 지역내총생산의 증가와 재정지출의 증가는 지역 고용을 증가시키고 월평균 임금의 증가는 고용을 감소시키는 것으로 나타났다. 지역내총생산이 1% 증가할 때 지역 고용은 약 0.1%가 증가하며, 지방재정지출이 1% 증가함에 따라 지역 고용은 약 0.16% 증가하게 된다. 반대로 지역의 월평균 임금의 1% 증가는 지역 고용을 약 0.04%만큼 감소시키는 것을 확인할 수 있다. 또한 서비스업 분야의 고용도 지역내총생산과 재정지출이 증가함에 따라 성장하는 것으로 나타났다. 마찬가지로

임금변수의 경우 노동수요함수에 관한 선행연구 결과와 부합하는 부정적인 추정계수를 확인할 수 있다. 특히 서비스업 분야의 경우, 경제변수가 지역 고용에 미치는 장기적인 영향이 전 산업과 비교했을 때 상대적으로 크게 나타나는데, 지역내총생산의 1% 증가는 서비스업 분야의 고용을 약 0.33% 증가시키며, 지방재정지출의 1% 증가는 약 0.27%의 고용 증가를 가져온다. 월평균 임금의 1% 증가는 서비스업 분야의 고용을 약 0.08% 감소시킨다. 이와 같이 지역의 경제성장은 장기적으로 전 산업 분야의 지역 고용과 서비스업 분야의 고용을 증가시키는 균형관계를 갖는다. 지방재정지출의 증가 또한 전 산업 분야 지역 고용과 서비스업 분야 지역 고용이 성장하는 장기적 균형관계에 도달함을 확인할 수 있다.¹⁵⁾

3. 오차수정모형 추정 결과

오차수정모형은 크게 동적 고정효과 추정량(DFE), 그룹평균(MG) 추정량, 통합그룹평균(PMG) 추정량을 적용할 수 있다. 본 논문은 이 세 가지 추정량을 이용하여 오차수정모형을 추정하고 모형에서 설정한

표 5_ FMOLS 추정 결과

모형	설명변수			장기균형식
	LOG(Y)	LOG(PE)	LOG(W)	
모형 1	0.103*** (0.028)	0.162*** (0.041)	-0.037** (0.016)	$LOG(EMP)=0.103LOG(Y)+0.162LOG(PE)-0.037LOG(W)+C$
모형 2	0.328*** (0.028)	0.271*** (0.041)	-0.084*** (0.016)	$LOG(EMPS)=0.328LOG(Y)+0.271LOG(PE)-0.084LOG(W)+C$

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

2) 괄호 안의 값은 표준오차를 나타내며, C는 본 모형에서 고정효과(fixed effects)를 나타냄.

3) FMOLS 추정에 이용된 자료의 시간적 범위는 분석 프로그램(eviews8)을 통해 1997년부터 2013년까지의 자료로 조정됨. 외환위기 이후의 상황을 고려하여 표본을 1998년 이후의 자료로 하였을 때 추정 결과의 큰 차이가 없었으나, 이는 추후 연구에서 시간적 범위를 구분하여 분석하는 것이 필요할 것으로 판단됨.

4) 모형 1의 $\bar{R}^2=0.993$, 모형 2의 $\bar{R}^2=0.992$.

15) 김준원, 신동균(2010)은 경기변동지수(추세를 제거한 실질 국내총생산)의 1% 변화에 대한 고용의 % 변화를 고용의 경기탄력성(cyclical elasticity)이라고 정의하고, 이 추정치는 단기 일자리 창출 정책의 경제성 평가에 유효할 것이라고 설명하였음.

표 6_ 오차수정모형 추정 결과

추정량	모형 1		모형 2	
	장기균형 조정속도 $\hat{\alpha}$	단기균형 조정속도 $\hat{\lambda}$	장기균형 조정속도 $\hat{\alpha}$	단기균형 조정속도 $\hat{\lambda}$
동적 고정효과 (DFE)	-0,190 (0,033)	0,153 (0,085)	-0,189 (0,038)	0,228 (0,073)
그룹평균 (MG)	-0,680 [0,641]	0,102 [0,914]	-0,567 [0,710]	0,008 [0,690]
통합그룹평균 (PMG)	-0,967	0,146 [0,565]	0,990	0,108 [0,604]

주: 1) 차분변수가 포함된 오차수정모형의 시차는 SC 정보 기준에 따라 1로 설정함.
2) 소괄호 안의 값은 표준오차를, 대괄호 안의 값은 표준편차를 의미함.

변수들의 장기균형을 확인하였다.

〈표 6〉은 시차 1인 오차수정모형을 통한 장·단기균형 조정속도의 추정 결과다. 모형 1의 경우 모든 추정량에서 오차수정항의 계수이며 장기조정속도인 α 의 추정량이 음의 값(-)을 나타내고 있다. 즉, $t-1$ 기의 경제변수가 지역 고용과의 장기균형에서 벗어날 경우 t 기에 균형으로 조정됨을 알 수 있다. 모형 2의 경우 PMG 추정량을 제외한 추정량에서 모형 1의 결과와 같이 1기 이전의 균형 격차가 현재에 조정되며, 그 조정속도는 모형 1과 비슷함을 확인할 수 있다. 모형 2에서 PMG 추정의 장기균형 조정속도가 양(+의 값을 보인 이유는 단기균형 조정속도가 개체별(지역별)로 다르다고 가정하는 데서 나타나는 결과로 판단되는데 서비스업 분야 고용성장의 지역별 이질성을 고려할 때, 변수들과 고용성장 간 관계가 장기균형에서 벗어나는 경우 다음 기에 균형으로 회복되지 않음을 의미한다. 모형 1과 모형 2의 균형으로 가는 장기균형 조정속도는 추정량에 따라 비슷하게 나타나나, DFE 추정량과 달리 변수들의 이질성을 고려한 MG 추정량과

PMG 추정량에서 더 빠른 조정속도를 보이는 것을 확인할 수 있다. 다음으로 $t-1$ 기의 지역 고용 변화분에 대한 t 기의 지역 고용 변화분을 나타낸 단기균형 조정속도인 λ 은 모두 양(+의 값을 보임을 알 수 있다. 즉, 1기 이전의 과거에 1%의 고용성장이 있었다면 현재 기에 약 0,008%에서 0,2%의 고용성장이 발생할 수 있음을 말해 준다. PMG 추정량을 보면, 모형 1과 모형 2에서의 고용성장의 단기균형 조정속도는 약 0,1%를 나타낸다.¹⁶⁾ 이는 김계숙, 민인식(2010)의 연구와 Jiwattanakupaisarn, Nonald, Graham and Polack(2009)¹⁷⁾의 연구에서 언급한 균형고용으로 가는 잠재적 영속성(potential persistence)의 의미와 동일하다고 볼 수 있다. 이와 같이 경제변수와 지역 고용성장 간 관계는 장기균형에서 벗어날 경우 균형으로 돌아가기 위해 조정되며, 지역별 고용성장이 이질적이라 가정하는 경우 서비스업 분야의 고용성장과 경제변수는 장기균형에서 벗어나게 된다. 한편, 현재 기에 단기적으로 지역 고용이 성장한다면 다음 기에도 지역 고용이 성장하면서 균형으로 수렴하게 된다.

16) Pesaran, Shin and Smith(1999)는 OECD 국가들의 소비함수를 MG, PMG, DFE를 이용하여 탄력성을 추정하였는데, PMG의 추정이 시차 결정과 이상치(outliers)에 대해 상당한 강건성을 가지는 것으로 보인다고 설명하였음.

17) Jiwattanakupaisarn, Nonald, Graham and Polack(2009)는 동적패널모형에서 차분된 종속변수의 파라미터를 균형고용으로 가는 잠재적인 영속성이라고 소개하고 있으며, 김계숙, 민인식(2010)은 종속변수의 자기회귀 모수는 과거에 고용성장을 이룬 지역에서의 산업이 성장하는 빠르기를 보여준다고 설명하였음.

IV. 결론

본 논문은 지역 경제변수들이 지역의 고용성장에 미치는 효과와 과거 고용성장에 대한 현재 고용성장의 탄력성을 확인하기 위해 지역 패널자료를 이용하여 변수들 간의 관계를 확인하였다.

분석에 앞서 가성회귀 문제를 해결하기 위해 변수들이 단위근을 갖는 불안정한 패널변수인지 확인한 후 불안정한 변수들 간의 장기균형관계를 확인하기 위해 패널 공적분 검정을 실시하였다. 패널 공적분 검정 결과 지역내총생산, 지방재정지출, 지역의 월평균 임금의 성장은 지역의 고용성장과 장기적으로 안정적인 관계를 갖는 것을 확인하였다. 산업별로 살펴보면, 전 산업과 서비스업 분야의 지역 고용성장이 본 논문에서 설정한 경제변수와 장기균형 관계를 가지는 것을 확인할 수 있었다. FMOLS를 이용한 장기균형식 추정 결과 지역내총생산과 지방재정지출의 증가는 장기적으로 지역 고용을 증가시키며, 임금변수의 경우 장기적으로 고용을 감소시킨다. 또한 고용성장 및 하락효과의 크기는 전 산업에 비해서 서비스업 분야에서 더 크게 나타났다.

전 산업 분야의 고용에서 지역 경제변수들이 장기균형에서 이탈하는 경우 균형으로 조정되는 속도를 확인한 결과 동적조정효과(DFE) 추정량에서 약 19%, 그룹평균(MG) 추정량에서 약 68%, 통합그룹평균(PMG) 추정량에서 약 97%의 속도로 균형으로 조정됨을 확인할 수 있었다. 즉, PMG 추정에서 t 기에 장기균형 상태에서 벗어나는 경우 $t+1$ 기에 t 기 오차수정항의 약 97%가 감소하면서 점차 균형으로 조정된다는 것을 의미한다. 서비스업 분야의 경우 조정속도가 전 산업 분야와 비슷하나 미미하게 낮은 조정속도를 나타냈으며, PMG 추정에서 양(+)의 조정계수를 보여 현재 기에 장기균형에서 벗어날 경우 다음 기에 균형으로 회복되지 않음을 보였다. 또한 현재 기

의 지역 고용의 변화가 다음 기의 고용의 변화를 가져와 단기적으로 균형상태의 고용으로 수렴하는 것을 확인할 수 있었다.

결과적으로 본 논문은 지역의 장기 경제성장 정책과 장기적인 재정정책이 지역의 고용성장과 안정적인 균형관계를 이룰 것이라 예상할 수 있게 한다. 특히 서비스업 분야의 고용성장은 경제변수들에 상대적으로 큰 영향력을 받는다. 이는 장기실업자와 취약계층에게 일자리를 마련해주고, 사회서비스와 소득보전을 제공하는 재정지원 일자리사업과 같은 재정정책이 단기적인 사업이 아니라 중장기적으로 이뤄지는 것이 필요함을 시사하며, 이것이 곧 효과적인 지역 고용성장을 가져올 것이라 사료된다. 아울러 서비스업 분야의 경우, 지역 고용성장과 경제변수들 간 장기균형 관계가 깨지는 경우 회복되지 않는 위험이 있을 수 있기 때문에 중장기적인 대비책도 필요할 것이다.

한편으로 지방재정은 다양한 항목별로 지출되기 때문에 이를 구분하여 영향력을 확인하는 것이 필요하다. 그리고 지역경제에서 제조업이 경제성장에 미치는 영향이 적지 않기 때문에 제조업 분야와 연계된 경제 변수들 간의 관계를 규명하는 것이 필요하다. 또한 한국의 경제변수는 1997년 외환위기와 2008년 세계금융위기 등의 경험과 같이 거시 경제 충격에 민감하게 반응하기 때문에 이를 고려해야 하나 지역 자료의 한계로 분석자료의 시간적·공간적 범위를 구성하는 데 어려움이 따른다. 이러한 내용들은 추후 연구에서 보완하여 시도하기로 한다.

참고문헌 •••••

- 김계숙, 민인식. 2010. 집적경제가 지역-산업 고용성장에 미친 영향: System GMM 추정방법의 활용. *국토계획* 45권, 2호: 227-246.
- 김배근. 2011. 구조적 VAR 모형 및 세출자료를 이용한 재정정책의 효과 분석. *경제학연구* 59집, 3호: 5-52.
- 김선빈, 장용성. 2008. 조세-재정정책이 노동시장에 미치는 영향: 동태적 일반균형분석. *한국개발연구* 30권, 2호: 185-223.
- 김준원, 신동균. 2010. 고용의 경기탄력성 연구. *한국경제연구* 28권, 2호: 67-92.
- 민인식, 최필선. 2010. STATA 패널데이터 분석. 서울: 한국STATA 학회.
- _____. 2014. STATA 시계열 데이터 분석. 서울: 지필미디어.
- 박재곤, 변창욱. 2013. 패널 공적분 관계를 이용한 산업용지 수요 예측. *응용경제* 15권, 1호: 73-101.
- 이우배, 김성권. 2014. 국가산업단지 성장의 고용창출 효과 분석 연구. *한국지역개발학회지* 26권, 2호: 79-100.
- 하태정, 문선용. 2013. 정부연구개발투자의 제조업 고용창출효과에 관한 실증분석. *기술혁신연구* 21권, 1호: 1-26.
- 황진영, 이종하. 2013. 우리나라 조세정책 변화와 고용창출효과 분석. *한국경제연구* 31권, 1호: 69-95.
- Blien, U., Suedekum, J. and Wolf, K. 2006. Local employment growth in West Germany: A dynamic panel approach. *Labour Economics* 13, no.4: 445-458.
- Bogliacino, F., Piva, M. and Vivarelli, M. 2012. R&D and employment: An application of the LSDVC estimator using European microdata. *Economics Letters* 116, no.1: 56-59.
- Chang, Y. S. and Kim, S. B. 2006. From individual to aggregate labor supply: A quantitative analysis based on a heterogeneous agent macroeconomy. *International Economic Review* 47, no.1: 1-27.
- _____. 2007. Heterogeneity and aggregation: Implications for labor-market fluctuations. *The American Economic Review* 97, no.5: 1939-1956.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. 1987. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica* 55, no.2: 251-276.
- Harris, R. D. F. and Tzavalis, E. 1999. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics* 91, no.2: 201-226.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. and Shin, Y. 2003. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115, no.1: 53-74.
- Jiwattanakupaisarn, P., Noland, R. B., Graham, D. J. and Polak, J. W. 2009. Highway infrastructure investment and county employment growth: A dynamic panel regression analysis. *Journal of Regional Science* 49, no.2: 263-286.
- Kao, C. 1999. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics* 90, no.1: 1-44.
- Lachenmaier, S. and Rottmann, H. 2011. Effects of innovation on employment: A dynamic panel analysis. *International Journal of Industrial Organization* 29, no.2: 210-220.
- Levin, A., Lin, C. F. and Chu, C. S. J. 2002. Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108, no.1: 1-24.
- Maddala, G. S. and Wu, S. 1999. A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, issue S1: 631-652.
- Pedroni, P. 1999. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, issue S1: 653-670.
- _____. 2000. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In Baltagi, Badi H., Thomas, B. and Fomby, R. Carter Hill. *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels. Advances in Econometrics* 15: 99-130.
- _____. 2004. Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory* 20, no.3: 597-625.
- Pesaran, M.P., Shin, Y. C. and Smith, R. P. 1999. Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association* 94, no.446: 621-634.
- Stolbov, M. 2015. Causality between credit depth and economic growth: Evidence from 24 OECD countries. Bank of Finland Institute for Economics in Transition Seminar, 18th March, 2015. BOFIT seminar room.
- Van Reenen, J. 1997. Employment and technological innovation: Evidence from UK manufacturing firms. *Journal of Labor Economics* 15, no.2: 255-284.

- 논문 접수일: 2015. 7. 10
- 심사 시작일: 2015. 7. 21
- 심사 완료일: 2015. 8. 4

요약

주제어: 지역 경제변수, 지역 고용성장, 장기균형, 패널 공적분

본 논문은 지역 경제변수와 지역 고용성장 간의 장기균형관계를 확인하기 위해 1995년부터 2013년까지 16개 시·도의 패널자료를 이용해 실증분석을 시도하였으며, 고용성장의 설명변수로 지역내총생산(GRDP)과 지방재정지출, 월평균 임금을 설정하였다. 본 논문은 지역의 전 산업과 서비스업 분야에서 불안정한 패널변수들 간의 선형 결합에 패널 공적분 관계가 존재함을 확인하고, FMOLS 추정을 이용하여 장기균형식을 도출하였다.

본 논문은 FMOLS 추정 결과 지역내총생산과 지방재정지출의 증가가 지역 고용을 증가시키는 정(+)의 장기균형관계를 가지며, 또한 오차수정모형의 추정을 통해 이들 변수들이 균형에서 벗어나는 경우 오차수정계수의 조정속도로 균형으로 수렴한다는 것을 확인하였다. 그리고 서비스업 분야에서 그 효과가 더 크게 나타나고, 임금변수의 경우 장기적으로 고용에 부(-)의 영향을 미치는 균형관계를 갖는다.