

산업구조의 다양성이 실업과 고용불안정에 미치는 영향: 패널회귀모형을 이용한 지역경제 분석

류수열* · 최기홍** · 고승환*** · 윤성민****

The Impact of Industrial Diversity to Unemployment and Employment Instability: An Analysis of Regional Economy Using Panel Regression Model

Suyeol Ryu* · Ki-Hong Choi** · Seung-Hwan Ko*** · Seong-Min Yoon****

요약 : 본 연구는 산업구조의 다양성이 실업과 고용안정에 어떠한 영향을 미치는지를 지역경제 수준에서 분석하였다. 이를 통하여 대부분의 지역에서 일부 산업을 전략적으로 육성하려는 산업특화정책이 해당 지역경제의 안정성에 어떤 영향을 미쳤는지를 분석하였다. 실증분석을 위해 1993년부터 2010년까지의 우리나라의 16개 시도의 자료를 이용하여 허핀달지수를 측정하고 패널회귀모형을 이용하여 추정하였다. 주요 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 허핀달지수를 계산하여 산업구조 다양성 정도와 변화를 측정해 본 결과 대부분의 지역에서 1990년대에는 산업구조가 특화되다가 2000년대에는 다양화되는 방향으로 변화하는 패턴이 발견되었다. 둘째, 패널회귀모형의 추정 결과, 대부분 지역에서 산업구조의 다양성을 높일수록 실업률이 낮아지는 현상을 보였다. 그렇지만 산업구조 다양성과 고용불안정도 사이에는 통계적으로 유의한 관계가 부분적으로만 확인되었다. 셋째, 대도시일수록 실업률이 높고 고용이 불안정한 것으로 나타났지만 이러한 관계가 매우 유의하다고 보기는 어려웠다. 취업자수증가율이 높은 지역일수록 고용불안정지수는 낮고, 경제활동인구 중 여성비율이 높은 지역일수록 고용불안정지수는 낮으며, 취업자 중 대학 졸업자 비율이 높은 지역일수록 실업률이 높지만 고용불안정도는 낮은 것으로 나타났다. 이상과 같은 실증분석을 고려해보면, 지역전략 산업육성정책과 같은 산업특화정책은 정책의도와는 달리 지역경제 전반의 실업률을 상승시켜서 경제 불안정성을 증대시킬 가능성이 있다. 고용 측면의 관점에서 본다면 산업구조를 특화시키는 것보다 다양성을 높이는 전략이 바람직하다.

주요어 : 실업률, 고용불안정지수, 산업구조의 다양성, 허핀달지수, 패널회귀분석

Abstract : This paper investigates how industrial diversity affects unemployment and employment insta-

이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 한국은행 부산본부와 공동으로 작성된 것임. 이 논문은 2011년도 정부재원(교육과학기술부 사회과학연구지원사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음(NRF-2011-330-B00044).

* 안동대학교 경제학과 부교수(First Author, Associate Professor, Department of Economics, Andong National University, syryu@andong.ac.kr)

** 부산대학교 경제학과 박사과정(Graduate Student, Department of Economics, Pusan National University, stoltz@nate.com)

*** 한국은행 부산본부 과장(Economist, Busan Branch, Bank of Korea, kos@bok.or.kr)

**** 부산대학교 경제학부 교수(Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Pusan National University, smyoony@pusan.ac.kr)

bility from the perspective of the regional economy. Through this analysis, we examine how the industry-specific policy to promote some industry strategically in most of areas affects the stability of the regional economy. We measure Herfindahl indexes using the 1993-2010 data of 16 regions in Korea, and use panel regression model for empirical analysis. The main results from this empirical analysis are summarized as follows. First, we confirm that the industrial structure of most regions has been changed to the direction of specialization in 1990s and to the direction of diversification in 2000s through analyzing the changes in the values of Herfindahl indexes during the given period. Second, we find from the estimation results of panel regression model that the higher industrial diversity in most of regions is, the lower the unemployment rate is. However, a statistically significant relationship between industrial diversity and employment instability only partially confirmed. Third, there exist high unemployment rate and employment instability in most metropolitan areas, but it is hard to say that this relationship is highly statistically significant. From the results of the empirical analysis, it is likely that the industry-specific policies such as the regional strategic industry development policies unlike policy goals make the unemployment rate to rise and economic instability to increase. From the viewpoint of employment aspects, the strategies to increase industrial diversity would be desirable rather than those to specialize in the industrial structure.

Key Words : unemployment rate, employment instability index, industrial diversity, Herfindahl index, panel regression analysis

1. 서론

오늘날 우리나라를 비롯한 전 세계 선진국들은 실업 증가와 고용 불안정으로 어려움을 겪고 있다. 특히 금융위기가 전 세계로 확산되면서 각 국은 경기 침체에 따른 문제점을 해결하고자 실업 완화와 고용 안정성 제고를 중요한 국가정책과제로 삼고 있다. 실업과 고용불안정은 경기침체 및 산업구조조정과 관련된 경제적 문제일 뿐만 아니라 막대한 사회적 비용과 개인의 심리적 비용을 발생시키는 중요한 문제이다. 이에 따라 세계 각국의 중앙정부와 지방정부는 경제 불황의 극복과 지역경제의 고용문제를 해결하기 위하여 다양한 노력을 기울이고 있다. 지역별로 비교우위가 있는 소수의 특화산업을 선정·육성하여 고용 창출과 지역산업의 경쟁력을 높여 지역경제를 성장시키는 방안이 흔히 제시되고 있는데, 이러한 산업특화전략이 성공을 거둔다면 지역경제의 성장을 유

도하여 새로운 고용기회를 제공하여 해당 지역의 실업률을 낮추어 줄 것이다.

그러나 지역경제의 산업특화전략은 지역 내의 산업구조 다양성을 떨어뜨리게 되므로 지역경제의 안정성 측면에는 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 즉 특정 산업의 호황-불황은 언제라도 나타날 수 있는 일이므로, 그 산업에 특화된 지역경제도 함께 호황-불황을 겪게 되는 것이다. 이렇게 경기변동 과정에서 어떤 지역경제의 특화산업이 어려움을 겪게 되면 해당 지역경제 전체가 불안정해지는 문제가 발생하게 된다. 일찍이 우리나라의 대표적 산업으로 근대화 과정에서 집중 육성되었던 섬유와 신발산업이 후발국과의 경쟁에서 뒤짐으로써 해당 특화산업의 중심지였던 대구와 부산의 지역경제가 적지 않은 타격을 받은 점 등은 우리에게 시사하는 바가 적지 않다. 미국의 경우에도 철강산업의 대표적 도시였던 피츠버그시는 미국 철강산업의 경쟁력 약화로 지역경제가 피폐되고 다시 회복되기까지 상당한 시일이 걸리기도 하

였다.

이렇게 경제적 효율성 측면을 강조하는 산업특화전략은 외부환경이 변화함에 따라서 지역경제를 불안정하게 만드는 요인으로 작용할 가능성이 크다. 이에 따라 영국 등 주요 선진국에서는 지역경제의 발전을 위한 정책 결정시 성장뿐만 아니라 지역경제의 안정성(stability) 유지에도 큰 비중을 두고 있다. 이러한 의미에서 산업구조 다양화는 지역경제 입장에서는 경제안정화를 위한 일종의 보험으로서의 역할을 한다고 볼 수 있다. 지역내 산업이 다양하다면 고용의 산업 간 이동을 통하여 대체산업의 고용이 특화산업의 실업을 상쇄할 수 있으며, 실업의 상쇄효과는 산업구조가 다양화 될수록 더욱 커질 것이기 때문이다.

이러한 배경 하에서 본 연구는 지역 산업구조의 다양성이 실업과 고용안정에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 산업구조의 다양성을 측정하기 위하여 허핀달지수(Herfindahl index)를 사용하였다. 그리고 1993년부터 2010년까지 우리나라 16개 광역자치단체의 자료를 수집하여 패널회귀모형을 통해 실증분석을 수행하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 서론에 이어 2장에서는 관련 선행연구를 검토하고, 3장에서는 허핀달지수를 측정하여 지역별 산업 다양성의 정도와 변화를 분석하였다. 4장에서는 실증분석에 이용한 패널회귀모형과 자료에 대해서 설명하였고, 5장에서는 실증분석 결과를 정리하고 해석하였다. 6장에서는 본 연구에서 얻은 주요 결과를 요약하고, 지역산업정책의 관점에서 그것이 주는 시사점을 제시하였다.

2. 선행연구의 검토

지역경제의 안정성과 관련하여 산업구조의 역할이 주목을 받게 된 것은 1930년대 미국의 대공

황의 경험이 계기가 되었다. 당시 많은 지역경제가 어려움을 겪었지만, 산업구조가 특화된 지역이 다양화된 지역보다 불경기에 더 민감하였기 때문이다.¹⁾ 이후 산업구조의 다양성이 지역경제의 안정성을 높여준다는 주장이 제기되었는데, 이 주장에 대해서는 다음과 같은 몇 가지 이론적 근거가 제시되어 있다.

첫째, Jackson(1984), Malizia and Ke(1993), Trendle(2006) 등은 산업구조가 특화된 지역경제보다 다양화된 지역경제가 외부로부터의 경제적 충격에 더 안정적이라고 주장하였다. 이는 마치 주식시장에서 분산투자를 통해 위험을 낮추는 원리와 유사한 것이다. 둘째, Izraeli and Murphy(2003)도 전국 차원의 경기변동 기간 중 산업구조 다양화가 일종의 지역 고용보험의 역할을 한다고 주장하였다. 즉 산업구조가 다양한 지역경제에서는 한 산업에서 실직한 노동자가 다른 산업에서 일자리를 찾기가 훨씬 더 용이하다는 것이다. 셋째, Sykes(1950)는 산업구조가 다양한 지역경제에서 노동시장의 균형이 더 신속하게 이루어지므로 고용불안정성이 낮다고 주장하였다.

외국의 선행연구들을 검토해보면 산업구조의 다양성과 지역경제안정 사이의 관계에 대한 실증연구 결과들은 어느 정도 유사한 방향으로 나타난다고 볼 수 있다. 지역산업구조의 다양성이 고용에 미치는 영향에 대한 선행연구들은 많은 경우 산업구조의 다양성이 높은 지역이 실업률이 낮고 고용안정성도 높다는 실증분석 결과를 보고하고 있다.

Conroy(1975), Kort(1981), Simon(1988), Izraeli and Murphy(2003), Malizia and Ke(1993), Trendle and Shorney(2003) 등은 산업구조 다양성이 실업률을 낮춘다는 실증분석 결과를 보고하였다.²⁾ 그리고 Conroy(1975), Kort(1981), Brewer and Moomaw(1985), Simon(1988), Diamond and Simon(1990), Malizia and Ke(1993), Wagner and Deller(1998) 등은 산업구조 다양성이 높은 지역경

제에서 불안정성이 낮다는 실증분석 결과를 보고하였다.³⁾

그렇지만 다양화된 지역이 특화된 지역보다 실업률이 꼭 낮은 것은 아니라는 실증연구도 있다(Mason and Howard, 2011). 또 산업구조 다양성이 고용안정성에는 기여하지만 소득안정성에 대한 영향은 불분명하다는 연구도 있다(Izraeli and Murphy, 2003; Trendle and Shorney, 2003).⁴⁾ 그리고 산업구조 다양성이 고용안정성에 미치는 영향도 불분명하다는 연구도 있다(Florence, 1948; Mizuno, Mizutani and Nakayama, 2006).⁵⁾

산업구조 다양성과 지역경제성과와 관련된 국내의 실증연구는 많지 않다.⁶⁾ 민동기(1991)는 한국 도시의 산업별 고용자수 자료를 이용하여 산업구조 다양성이 증가할수록 지역고용이 안정적이라는 것을 발견하였다. 김갑성·송영필(1999)은 주요 도시 및 도지역의 다양성 정도를 측정하여 그것이 지역경제에 미치는 영향을 분석하여, 지역산업구조가 특정산업에 편중될수록 지역경제 성장에는 기여하지만 고용의 불안정성은 증가하는 것을 발견하였다. 류수열·윤성민(2007a)은 광역경제권 자료를 이용하여 제조업 다양성이 지역경제의 성장 및 안정에 미치는 영향을 분석하였는데, 제조업의 산업구조가 다양화될수록 경제의 성장이 촉진되지만 그것이 노동시장 및 금융시장의 안정성을 높이는지는 불분명하다고 보고하였다. 류수열·윤성민(2007b)은 역시 광역경제권 자료를 이용하여 산업구조 다양성과 실업률 사이의 관계를 분석하여, 산업구조 다양성이 실업률에 미치는 영향은 광역경제권별로 차이가 난다는 것을 발견하였다. 고석찬(2009)은 15개 시도 자료를 이용한 실증분석을 통하여 지역산업구조의 다양성이 실업을 줄이는 효과가 있지만 고용불안정은 심화될 수도 있다는 결과를 보고하였다. 류수열·최기홍·윤성민(2013)은 1993년부터 2010년까지의 광역경제권 제조업 산업별 취업자수 자료와 엔트로피극대화지수를 이용하여 산업구조 다양성이 지

역경제의 성과에 미치는 영향을 추정하여 산업구조 다양성이 지역경제의 성장과 안정에 미치는 영향은 광역경제권 별로 차이가 크다는 실증분석 결과를 보고하였다.

이와 같이 몇 편의 국내 선행연구가 있기는 하지만, 기존 연구들은 실제 산업정책을 수립하는 행정구역을 기준으로 한 분석이 아니거나, 패널회귀모형을 이용하여 추정하지 않거나 혹은 그것과 개별 지역모형 추정결과의 상호 관계를 분석하지 않는 등 충분한 분석이 이루어지지 못한 부분이 있다. 또 다양성지수를 계산할 때 전산업이 아닌 제조업만을 대상으로 하여 최근 비중이 확대되고 있는 서비스산업을 분석범위에 포함시키지 않고 있다. 그리고 지역산업구조가 실업 및 고용안정에 미치는 영향이 선형관계라는 무리한 가정을 하고 있다는 문제도 있다. 본 연구에서는 지역산업정책의 주체인 시도의 지역통계와 전산업을 대상으로 계산한 다양성지수, 비선형 패널회귀모형을 이용한 실증분석을 수행함으로써 선행연구를 개선시키고 보다 정교하고 풍부한 실증분석 결과를 얻고자 한다.

3. 지역 산업구조의 다양성 측정

지역경제의 산업구조 다양성을 측정하여 수치(지수)로 제시하는 것은 쉬운 일이 아닌데, 그 이유는 다양성 정도를 측정할 수 있는 보편적인 측정지표가 없기 때문이다. 산업구조 다양성 측정지표와 관련해서는 두 가지 문제를 검토할 필요가 있다(Gnidchenko, 2011). 하나는 어떤 경제 상태를 산업구조가 완전하게 다양화된 상태라고 볼 것인지에 대한 합의가 없다는 것이다. 완벽하게 다양화되어 있어 다양성지수의 표준이 될 수 있는 상태, 즉 준거경제(reference economy) 혹은 기저경제(base economy)가 선택되어야 다양성지수

가 만들어질 수 있을 것이다. 다른 하나는 다양성지수가 대분류 혹은 소분류 등과 같은 산업 집계 수준에 의존한다는 것이다. 이와 관련하여 Raj Sharma(2008)는 다양성지수에 영향을 미치는 가장 중요한 요소는 지역의 경제규모라는 것을 보여주었다. 즉 GRDP로 측정된 지역경제 규모가 클수록 산업구조 다양성이 높게 나타난다는 것이다.

다양성지수와 관련된 표준 혹은 준거경제에 대한 합의가 없으므로, Ogive지수(Tress, 1938; Rodgers, 1957), 허핀달지수(Simon, 1988; Simon and Nardinelli, 1992), 엔트로피극대화지수(Hackbart and Anderson, 1975; Kort, 1981; Trendle and Shorney, 2003) 등이 선택적으로 활용되고 있다.⁷⁾ 이 지수들은 모두 산업별 고용자수를 활용하는 공통점이 있으며 대체로 유사한 움직임을 보인다. 본 연구에서는 최근 외국의 실증연구에서 자주 이용되고 있는 허핀달지수를 측정하여 분석에 활용하기로 한다(Izraeli and Murphy, 2003; Mizuno, Mizutani and Nakayama, 2006; Simon, 1988; Simon and Nardinelli, 1992).

허핀달지수는 다음과 같이 정의된다.

$$H_c = \sum_{i=1}^I \left(\frac{e_{ic}}{e_c} \right)^2 \quad (\text{식 1})$$

여기서 H_c 는 c 지역의 산업구조 다양성을 나타내는 허핀달지수, e_{ic} 는 c 지역 i 산업의 고용자수, e_c 는 c 지역의 총고용자수, I 는 c 지역 산업의 수를 각각 의미한다.

허핀달지수는 모든 노동자가 한 산업에 집중되어 있다면 최대값인 1로 나타날 것이고, 노동자들이 지역내 I 개 산업에 각각 동일한 수만큼 종사하여 고용이 완벽히 분산되어 있다면 최소값인 $1/I$ 로 나타날 것이다. 따라서 지역 산업구조 다양성이 높을수록 허핀달지수는 낮은 값으로 측정될 것이다.⁸⁾

16개 시도의 허핀달지수 계산결과는 그림 1과 그림 2에 요약되어 있다. 그림 1에서 먼저 시지역의 허핀달지수를 보면 1990년대에는 인천과 대전을 제외한 대부분의 시지역에서 산업구조가 특화되는 방향으로 변화하였다는 것을 알 수 있다. 인

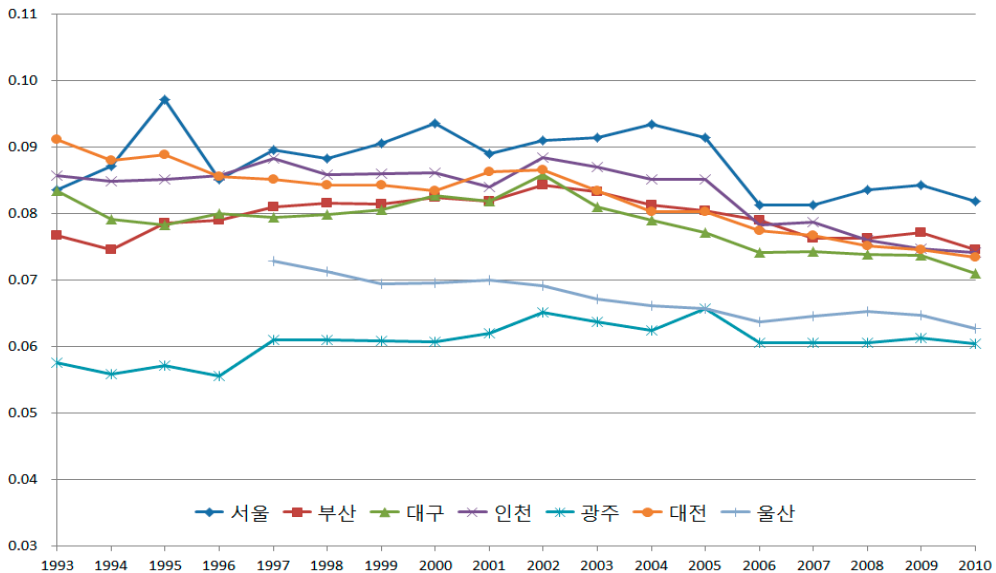


그림 1. 지역별 산업구조 다양성지수 변화 추이(허핀달지수, 시지역)

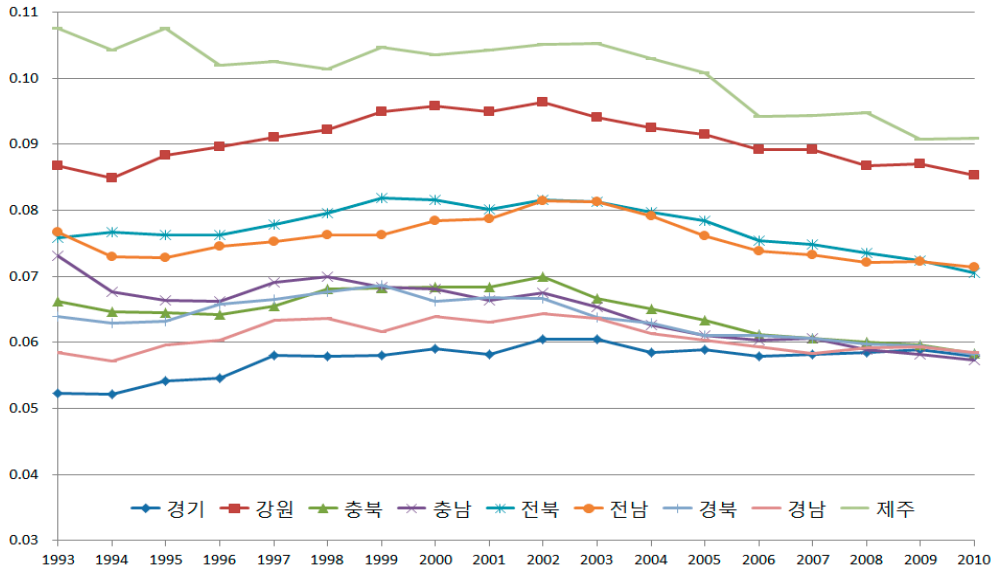


그림 2. 지역별 산업구조 다양성지수 변화 추이(허핀달지수, 도지역)

천 경우는 1990년대 산업구조의 다양성 정도가 큰 변화가 없고, 대전 경우는 1990년대에도 산업구조 다양성이 높아지고 있었다. 그렇지만 2000년대에는 모든 시지역에서 산업구조가 다양화되는 방향으로 변화하였다는 것을 알 수 있다. 도지역 경우의 그래프인 그림 2를 보면 1990년대에는 충남과 제주도를 제외한 대부분의 도지역에서 산업구조가 특화되는 방향으로 변화하였다는 것을 알 수 있다. 충남 경우는 1990년대 산업구조의 다양성 정도가 큰 변화가 없었고, 제주도의 경우는 1990년대에도 산업구조 다양성이 높아지고 있었다. 그렇지만 2000년대에는 경기를 제외한 대부분의 도지역에서 산업구조가 다양화되는 방향으로 변화하였다는 것을 알 수 있다. 경기도의 경우는 산업구조 다양성에 큰 변화가 없었는데, 이는 1990년대 빠르게 특화 방향으로 진행되던 산업구조의 변화 추세가 2000년 초부터 멈춘 것으로 볼 수 있다.⁹⁾

이상에서 보았듯이 지역에 따라 다소간 차이는 있지만, 크게 보면 1990년대에는 산업구조가 특화

되는 방향이고 2000년대에는 다양화되는 패턴으로 진행된 것이라고 볼 수 있다. 그런데 2000년대에는 각 지역이 전략산업 육성정책을 수행하며 지역산업구조를 특화시키려고 노력한 시기임에도 불구하고 실제로는 지역산업구조가 다양화되었다는 결과는 의외라고 생각될 수도 있다. 이러한 결과가 나온 이유는 각 지역이 외형적으로는 지역산업 특화를 내세웠지만 실제로는 지역의 기존 산업을 망라하는 수준으로 전략산업을 선정하고 지원한 때문이라고 생각된다. 그리고 산업구조의 서비스화를 반영하여 지역전략산업에 서비스산업을 일부 포함시킨 것도 어느 정도 이러한 결과를 설명할 수 있다고 본다. 그렇지만 인구가 밀집해 있는 시 지역의 경우에는 산업구조의 서비스화가 설명력 있는 요인이 되겠지만 도지역의 경우에는 이것이 중요한 요소라고 보기 어렵다고 생각된다. 그렇다면 역시 2000년대에 산업구조의 다양화 패턴이 나타난 주원인은 지역전략산업 육성정책이 잘못 수행된 결과라고 이해하는 것이 더 타당할 것 같다.¹⁰⁾

한편 이 두 그림을 보면 산업구조 다양성(혹은 특화) 정도는 지역이 시지역인지 혹은 도지역인지에 따른 차이는 크지 않고, 시지역들 사이에서 그리고 도지역들 사이에서 많은 차이가 있다는 것을 알 수 있다. 이러한 차이가 나타나는 이유는 각 지역의 산업별 비중을 살펴보면 어느 정도 짐작할 수 있다.

시지역의 경우 서울은 특화 수준이 높은 반면, 울산과 광주에 특화 정도가 낮은 것으로 나타난다. 서울의 특화 정도가 높은 것은 제조업의 비중이 매우 낮은 반면 일부 서비스산업(도소매업, 금융업, 부동산업 등)의 비중이 특히 높기 때문이다. 광주의 경우는 여러 서비스산업의 비중과 제조업의 비중이 상대적으로 차이가 크지 않고 고르게 분포하여 특화 정도가 낮게 나타난 것으로 보인다. 그리고 국가 주력산업이 다수 입지해 있는 울산이 특화 정도가 낮게 나타난 것은 제조업의 비중이 매우 높으면서 다수의 제조업 업종이 비슷한 비중으로 공존하고 있기 때문으로 보인다.

도지역의 경우 제주도와 강원도의 특화 정도가 상대적으로 높은데, 이는 제조업의 비중이 낮고 농림어업이나 일부 서비스산업의 비중이 매우 높기 때문이라고 생각된다. 제주도는 농림어업과 공공행정, 국방 및 사회보장행정 서비스업의 비중이 특히 높고, 강원도의 경우 공공행정, 국방 및 사회보장행정 서비스업의 비중이 특히 높다.

4. 분석방법 및 자료

1) 패널회귀모형

본 연구에서 사용하는 표본은 16개 광역자치단체(시 및 도)의 18년간 자료인데, 시계열의 수가 많지 않은 편이므로 각 지역별로 독립적으로 회귀분석을 하는 것보다 패널회귀분석을 수행하는 것

이 더 바람직할 것 같다.¹¹⁾ 패널회귀분석을 수행하면 관측치의 수가 많아지므로 자유도의 문제가 해소되며, 회귀분석에서 나타날 수 있는 설명변수들 사이의 다중공선성 문제도 완화할 수 있다.¹²⁾ 본 연구에서 사용할 패널회귀모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{지역경제성}_{jt} &= f(\text{설명변수}_{jt}) + g(\text{통제변수}_{jt}) + u_{jt}, \\ u_{jt} &= v_j + \varepsilon_{jt} \end{aligned} \quad (\text{식 } 2)$$

여기서 v_j 는 관찰할 수 없는 지역의 특수한 효과(unobservable region-specific effect)를 나타내고, ε_{jt} 는 무작위 오차를 나타낸다.

v_j 는 각 지역에 따라 다른 값이지만, 어느 한 지역에서 그 수치는 시간이 흐르더라도 일정하다고 가정한다. 만일 지역 고유의 개별적인 효과가 없다면(즉, v_j 가 지역에 따라 다르지 않고 동일한 값이라고 가정할 수 있다면), 위 식은 최소제곱법(ordinary least square: OLS)으로 추정할 수 있는 모형이 된다. 반면, 만일 v_j 가 각 지역마다 다른 값으로 추정되는 고정변수라면 위 식은 고정효과(fixed effect: FE) 모형이 되어 OLS를 적용하여 추정할 수 있지만, v_j 가 무작위로 결정된다면 위 식은 확률효과(random effect: RE) 모형이 되므로 오차항의 이분산성을 고려하기 위해 일반화최소제곱법(GLS)을 적용하여 추정하게 된다.

위의 패널모형을 고정효과(FE) 모형으로 이해하여 추정할 것인지 아니면 확률효과(RE) 모형으로 이해하여 추정할 것인지를 사전적으로 명확히 판단하기는 쉽지 않다. 따라서 이런 경우에 주로 적용하는 하우스만(Hausman) 검정을 통하여 RE 모형이 타당하다는 귀무가설을 통계적으로 검정하고, 그 결과에 기초하여 FE 모형과 RE 모형 중 하나를 선택하기로 한다.

위 패널회귀모형의 종속변수로는 지역경제의 안정성 혹은 불안정성을 측정할 수 있는 지표를 선택하기로 한다. 외국의 선행연구에서는 이에 대

한 대리변수로서 지역실업률 변수를 많이 이용하므로 본 연구에서도 이 변수를 이용할 것이다. 그렇지만 한국의 지역경제 분석에서는 이 변수의 변화가 크지 않고, 전국실업률에 지나치게 의존하여 지역별 고용 사정을 잘 반영하지 못할 가능성이 있다. 그래서 본 연구에서는 지역경제의 고용불안정성을 나타낼 수 있는 대리변수로서 지역실업률과 고용불안정지수 두 가지 변수를 모두 이용하기로 한다. 고용불안정지수는 Malizia and Ke(1993)가 제안한 아래와 같은 측정방법을 이용하여 계산하기로 한다.

$$EI_c = \left(\frac{e_c - \hat{e}_c}{\hat{e}_c} \right)^2 \times 100 \quad (\text{식 3})$$

여기서 EI_c 는 c 지역의 고용불안정지수이고, e_c 는 c 지역의 총고용자수를 각각 의미한다. 그리고 \hat{e}_c 는 선형 추세회귀식으로 추정한 고용자수 예측치이다.

다음으로 설명변수를 선정하여야 하는데, 가장 기본적인 설명변수는 산업구조의 다양성지수인 허핀달지수이다. 그런데 허핀달지수가 지역실업률이나 고용불안정지수에 미치는 영향은 외국의 선행연구들이 흔히 가정하듯이 선형적인 관계일 수도 있지만, 비선형적인 가능성도 있다.¹³⁾ 만약 허핀달지수가 지역실업률이나 고용불안정지수에 선형적인 영향을 미치는 것으로 나타난다면, 허핀달지수에 대한 추정치의 값과 유의성을 검토하여 지역별로 비교하는 분석 작업을 수행하게 될 것이다. 그리고 추정결과로부터 각각의 지역은 산업구조를 더 특화시키거나 혹은 더 다양화시키도록 유도하는 산업정책을 추진하라는 시사점을 얻을 수 있을 것이다.

그렇지 않고 허핀달지수가 지역실업률이나 고용불안정지수에 미치는 영향이 비선형적인 관계로 나타난다면, 각 지역경제가 어느 정도 수준까지 특화(혹은 다양화)를 추진해 나가는 것이 최적인가를 분석할 수도 있을 것이다. 이러한 최적 수

준을 알게 된다면, 기존에 선정된 특화산업에 대한 지원정책을 계속하는 것(특화 방향)이 바람직한 지역과 선정된 산업에 대한 지원을 중단하는 대신 다른 신성장 전략산업을 발굴하여 지원하는 것(다양화 방향)이 바람직한 지역으로 구분하여 지역별 산업정책에 대한 시사점이 도출될 것이라 생각된다. 물론 분석하기 전에 예상되는 결과와 전혀 다른 결과가 나타날 가능성도 있다. 본 연구에서는 여러 가지 가능성을 열어두고 분석을 수행할 것이며, 분석결과에 따라 적절한 정책적 시사점을 모색해보기로 한다.

다음으로 추정결과의 정확도를 높이기 위해 몇 가지 중요한 통제변수를 선정하여 회귀모형에 포함시키기로 한다.¹⁴⁾ 먼저 산업구조의 다양성 정도는 분석단위가 되는 지역의 규모와 관련될 수 있다. Clemente and Sturgis(1971), Marshall(1975), 류수열·윤성민(2007b) 등은 지역 산업구조 다양성과 지역규모 사이에는 양의 유의미한 관계가 존재한다는 것을 발견하였다. 즉 다양성지수를 측정할 때 지역규모를 큰 단위로(지역범위를 광역으로) 설정하면 다양성이 높은 상태로 나타난다는 것이다. 이러한 지역규모의 영향을 고려하기 위하여 인구수의 로그값을 통제변수로 포함시키기로 한다. 또 경제성장과 실업률(고용안정성) 사이의 상충관계(trade-off relationship)를 반영하기 위하여 취업자수증가율을 통제변수로 포함시키기로 한다. 고용 측면에서 여성들이 불이익을 보는 현실을 반영하기 위하여 취업자 중 여성의 비율(여성노동비율)을 통제변수로 포함시키기로 한다. 그리고 각 지역의 인적자본 공급구조가 지역고용시장에 미치는 영향을 통제하기 위하여 교육수준 정도를 나타내는 대리변수인 대졸비율을 통제변수의 하나로 모형에 포함시켜 분석하기로 한다.¹⁵⁾ 교육수준이 높은 노동자는 교육수준이 낮은 노동자보다 생산성과 기술수준이 높기 때문에 고용안정성이 높고 실업의 압력이 적을 것으로 기대된다.

한편 허핀달지수를 포함한 산업구조 다양성지

수는 산업구조의 구체적인 내용을 구별하지 못한다. 즉 다양성지수는 서로 다른 지역이 같은 값을 가질 수 있지만, 지역 내에서의 산업의 구성은 반영할 수 없다.¹⁶⁾ 다양성지수에 내포된 이러한 문제점을 보완하기 위해 본 연구에서는 입지계수(location quotient, LQ)를 통제변수에 포함시키기로 한다.

입지계수는 어떤 지역의 산업에 대해 전국의 동일 산업에 대한 상대적인 중요도를 측정하는 방법으로서, 해당 지역이 그 산업에 상대적으로 특화된 정도를 나타낸 지수이다. 각 산업의 입지계수는 다음과 같이 정의된다.

$$LQ_{ic} = \frac{\left(\frac{e_{ic}}{\sum_{i=1}^I e_{ic}} \right)}{\left(\frac{e_i}{\sum_{i=1}^I e_i} \right)} \quad (\text{식 4})$$

여기서 LQ_{ic} 는 c 지역의 i 산업 입지계수, e_{ic} 는 c 지역 i 산업의 고용자수, e_i 는 국가 전체의 i 산업 고용자수, I 는 c 지역에서 활동하는 산업의 수를 각각 의미한다.

이 식에서 보듯이 입지계수는 특정 산업이 해당 지역내에서 차지하는 비중과 전국에서 차지하는 비중을 비교하여 정의된다. 따라서 입지계수는 1을 기준으로 1보다 크면 그 지역에서 해당 산업이

특화된 정도가 높다고 할 수 있으며, 1보다 작으면 해당 산업이 전국이 비해 그 지역에 적게 분포해 있음을 나타낸다.

2) 자료

본 연구의 분석 대상은 1993년부터 2010년까지 우리나라 16개 시 및 도 지역 자료이다. 허핀달지수와 입지계수의 계산에 사용된 산업별 고용자수는 통계청에서 제공하는 '전국사업체조사' 자료를 이용하였다. 그리고 지역별 실업률과 인구, 취업자수 그리고 지역별 취업자 중 대학비율과 여성비율 통계자료는 지역통계 DB인 R-sid에서 구하였다. 패널회귀모형 추정에 사용된 주요 변수의 기초통계량은 표 1에 요약하였다.

5. 실증분석 결과

표 2와 표 3에는 허핀달지수로 측정된 지역산업 구조 다양성이 지역경제의 실업과 고용안정에 미치는 영향을 패널회귀모형으로 추정된 결과가 요약되어 있다.¹⁷⁾ 추정결과의 강건성을 확보하기 위해 이 두 표에는 여러 가지 모형을 적절한 추정방

표 1. 분석에 사용된 주요 변수의 기초통계량

사용된 변수	평균	표준편차	최소값	최대값
지역실업률	3.168	1.547	0.7	9.1
고용불안정지수	0.2610	0.5829	0.0000	5.4774
허핀달지수	0.0748	0.0128	0.0521	0.1076
(로그)인구수	6.3549	0.3141	5.7081	7.0714
취업자수증가율	0.9589	3.2377	-30.3827	7.1459
여성노동비율	41.5556	2.4172	34.3612	47.8417
대졸비율	25.4742	9.2783	7.9567	47.9623

주: 1) 여성노동비율은 경제활동인구 중 여성의 비율(%).

2) 대졸비율은 취업자 중 2년제 및 4년제 대학 졸업자 비율(%).

표 2. 실업률 모형의 추정결과

추정모형	RE1	RE2	FE3	RE4	FE5	FE6	FE7
허핀달지수	175.1* (90.1)	194.9** (91.5)	189.2* (99.4)	185.9** (91.4)	180.5* (99.9)	202.0** (102.7)	301.8*** (112.5)
허핀달지수 제곱	-879.6 (574.0)	-984.8* (579.9)	-687.1 (625.9)	-927.709 (580.9)	-632.3 (629.7)	-735.8 (-639.9)	-1,252* (691.3)
(로그)인구수	1,698*** (0.640)	1,688** (0.695)	1,874 (2,324)	1,680** (0.669)	2,003 (2,333)	2,225 (2,346)	4,772* (2,762)
취업자수증가율	-0.017 (0.025)			-0.022 (0.025)	-0.019 (0.026)	-0.017 (0.026)	-0.034 (0.027)
여성노동비율		-0.042 (0.054)		-0.052 (0.054)		-0.072 (0.079)	-0.031 (0.086)
대졸비율			0.024** (0.010)		0.022** (0.010)	0.028** (0.012)	0.027* (0.015)
외환위기 더미	2,983*** (0.341)	3,127*** (0.256)	3,195*** (0.245)	2,881*** (0.352)	2,983*** (0.350)	2,931*** (0.354)	2,749*** (0.361)
lq_manufacturing							-0.083 (0.248)
lq_construction							-0.848* (0.492)
lq_wholesale							-2.211 (2.126)
lq_banking							1.411* (0.839)
lq_realestate							1.920** (0.796)
lq_water							0.058 (0.319)
lq_trans							0.022 (0.991)
lq_public							1.677** (0.684)
lq_edu							-2.680** (1.155)
lq_hotel							-2.189 (1.952)
lq_health							0.304 (1.150)
상수항	-15.80*** (5.207)	-14.870** (5.835)	-19.732 (14.606)	-14.044** (5.732)	-20.147 (14.649)	-19.713 (14.661)	-39.017** (17.752)
R ²	0.2959	0.3359	0.2395	0.3216	0.2284	0.2672	0.2585
Hausman 검정 p-값	0.1214	0.0802	0.0049	0.0636	0.0000	0.0144	0.0000

주: 1) () 속의 수치는 추정치의 표준편차임.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의하다는 것을 나타냄.

3) 'lq_'로 시작하는 변수는 모두 임지계수(LQ)임. lq_manufacturing는 제조업, lq_construction는 건설업, lq_wholesale는 도소매업, lq_banking는 금융보험업, lq_realestate는 부동산업, lq_water는 전기 가스 및 수도사업, lq_trans는 운수업, lq_public는 공공행정 및 사회보장업, lq_edu는 교육서비스업, lq_hotel는 숙박 및 음식점업, lq_health는 보건 및 사회복지사업의 임지계수.

4) Hausman 검정 p-값은 확률효과(RE) 모형이 타당하다는 귀무가설에 대한 유의수준임. 5% 유의수준에서 기각되는 경우는 고정효과(FE) 모형으로 추정함.

5) 추정모형 중 RE1, RE2, RE4는 확률오차(RE) 모형으로 추정된 결과이고, FE3, FE5, FE6, FE7은 고정효과(FE) 모형으로 추정된 결과임.

표 3. 고용불안정지수 모형의 추정결과

추정모형	RE1	FE1	RE3	FE4	RE5	FE6	RE7
허핀달지수	-32.95 (44.08)	56.27 (49.85)	-3.88 (43.53)	48.07 (49.33)	-19.95 (42.62)	26.11 (48.86)	-74.15* (38.14)
허핀달지수 제곱	220.2 (281.5)	-305.4 (312.6)	-16.255 (278.0)	-229.9 (-309.8)	90.612 (272.3)	-182.9 (304.4)	446.297* (257.2)
(로그)인구수	0.306 (0.278)	2.223** (1.131)	0.387 (0.297)	2.127* (1.119)	0.429 (0.286)	2.786** (1.116)	-0.250 (0.177)
취업자수증가율	-0.031** (0.013)			-0.037*** (0.012)	-0.049*** (0.013)	-0.048*** (0.012)	-0.064*** (0.014)
여성노동비율		-0.212*** (0.033)		-0.218*** (0.033)		-0.153*** (0.038)	-0.080*** (0.026)
대출비율			-0.020*** (0.004)		-0.025*** (0.004)	-0.019*** (0.006)	-0.020*** (0.005)
외환위기 터미	0.227 (0.173)	0.243* (0.126)	0.420*** (0.123)	-0.096 (0.170)	-0.025 (0.170)	-0.167 (0.168)	-0.223 (0.196)
lq_manufacturing							-0.174* (0.095)
lq_construction							-0.167 (0.173)
lq_wholesale							0.686 (0.754)
lq_banking							0.319 (0.345)
lq_realestate							-0.235 (0.283)
lq_water							-0.110 (0.133)
lq_trans							-0.531** (0.224)
lq_public							0.110 (0.305)
lq_edu							-1.099*** (0.383)
lq_hotel							-0.379 (0.336)
lq_health							-0.177 (0.499)
상수항	-0.469 (2.378)	-7.535 (7.009)	-1.320 (2.458)	-6.413 (6.936)	-0.817 (2.379)	-11.45 (6.975)	10.684*** (2.384)
R ²	0.0860	0.0341	0.0891	0.0399	0.1178	0.0551	0.2530
Hausman 검정 p-값	0.7694	0.0010	0.2076	0.0001	0.1232	0.0185	0.4900

주: 표 2 참조.

법(고정효과 모형 혹은 확률효과 모형)으로 추정된 결과를 함께 정리하였다. 유의한 변수의 부호가 모두 일치하고 추정치의 크기도 유사하므로, 모든 설명변수가 다 포함되어 있는 마지막 모형인 FE7 모형을 기준으로 추정결과를 살펴보기로 한다.

첫째, 표 2를 보면 허핀달지수 제곱 변수의 추정치가 유의하게 나타나므로, 산업구조 다양성이 지역실업률에 미치는 영향은 비선형적이라는 것을 알 수 있다. 표 3에서도 허핀달지수 제곱 변수의 추정치가 유의하게 나타나므로, 산업구조 다양성이 지역고용불안정지수에 미치는 영향도 비선형적이라는 것을 알 수 있다. 이러한 결과로부터 산업구조 다양성이 지역고용안정에 미치는 영향은 비선형적일 것이라는 본 연구의 추론이 타당하다는 것을 확인할 수 있다.

둘째, 허핀달지수와 지역실업률 사이의 관계는 역U자형의 비선형관계이고, 표 2의 FE7 모형의 추정치를 이용하여 계산하면 역U자형 2차곡선의 최대값에 대응하는 허핀달지수의 값은 120.53이다. 그런데 앞의 그림 1과 그림 2를 보면 모든 지역의 허핀달지수가 이 값보다 작은 값으로 나타난 것을 알 수 있다.¹⁸⁾ 따라서 “산업구조의 다양성이 높은 지역은 실업률이 낮다”는 주장은 타당한 것으로 나타났다. 이 결과로부터 부산을 포함한 모든 지역이 지역실업률을 낮추는 것을 목표로 한다면, 산업특화전략은 바람직하지 않고 다양성을 높이는 방향으로 산업구조를 유도하는 것이 옳다는 것을 알 수 있다.

셋째, 허핀달지수와 지역고용불안정지수 사이의 관계는 U자형의 비선형관계로 나타났지만, 표 3의 여러 모형에서의 결과를 종합해 보면 허핀달지수 및 그것의 제곱 변수의 추정치가 통계적으로 유의하다고 보기 어렵다.¹⁹⁾ 따라서 “산업구조의 다양성이 높은 지역은 고용불안정도가 낮다”는 주장은 타당하지 않은 것으로 나타났다. 즉 산업구조 다양성과 고용불안정도 사이에는 통계적으로

유의한 관계를 확인하기 어렵다고 말할 수 있다.

넷째, (로그)인구 변수의 추정치는 표 2와 표 3 모두에서 대체로 양(+)의 값으로 나타나지만 유의한 경우와 유의하지 않은 경우가 함께 섞여 나타났다. 이러한 결과는 인구가 많은 대도시일수록 실업률이 높고 고용이 불안정하다는 것을 의미하지만, 이러한 관계가 분명하게 유의하다고 보기는 어려웠다. 대도시일수록 실업률이 높고 고용이 불안정한 이유는 대도시의 경우 생활비 부담이 크므로 구직자들은 높은 임금을 요구하는데, 그 수준이 기업의 임금 지불능력보다 높아 실업이 발생하기 때문이라고 볼 수 있다.

다섯째, 취업자수증가율 변수의 추정치는 표 2에서는 유의하지 않지만 표 3에서는 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 취업자수증가율이 실업률과는 무관하지만, 취업자수증가율이 높은 지역일수록 고용불안정지수는 낮다는 것을 의미한다. 취업자수증가율이 높은 지역은 노동수요가 많은 지역이어서 고용의 안정성이 높다고 생각된다.

여섯째, 여성비율(경제활동인구 중 여성의 비율) 변수의 추정치는 표 2에서는 유의하지 않지만 표 3에서는 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 경제활동인구 중 여성비율이 실업률과는 무관하지만, 여성비율이 높은 지역일수록 고용불안정지수는 낮다는 것을 의미한다. 이는 여성의 고용이 남성보다 상대적으로 안정적이거나 혹은 여성들은 이직 후 남성보다 상대적으로 단시간 내에 취업한다는 것을 의미한다.

일곱째, 대졸비율(취업자 중 2년제 및 4년제 대학 졸업자 비율) 변수의 추정치는 표 2에서는 유의한 양(+)의 값으로 나타났지만 표 3에서는 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 취업자 중 대학 졸업자 비율이 높은 지역일수록 실업률이 높지만 고용불안정도는 낮다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 대학 졸업자들 경우는 취업 준비기간이 오래 걸리고 재취업에 더 오랜 시간이 소요되는 등 청년실업문제로 인해 취업이 힘들어 실업률을 높이

는 요인이 되지만, 안정적인 직장에 혹은 정규직 형태로 취업하는 경우가 많아 고용의 안정성은 높기 때문이라고 생각된다.

여덟째, 표 2에서 입지계수(LQ)에 대한 추정치를 통하여 개별 산업의 비중이 지역실업률에 미치는 영향을 보면, 건설업과 교육서비스업 LQ에 대한 추정치는 유의하게 음(-)의 값으로 나타났고 금융보험업, 부동산업, 공공행정 및 사회보장업 LQ에 대한 추정치는 유의하게 양(+)의 값으로 나타났다. 건설업의 비중이 전국 평균보다 높은 지역은 실업률이 낮은 것으로 나타났는데, 이는 도로건설과 철도건설 같은 공공 프로젝트가 활발한 지역에서 신규 고용기회가 많기 때문이라고 생각된다. 즉 건설업이 실업에 대한 완충장치로서 역할을 할 수 있다고 추론해볼 수 있다. 이러한 역할은 교육서비스업도 수행하는 것으로 보인다. 즉 실업자가 많이 발생하면 교육서비스업에서도 그 실업자를 흡수하는 역할을 하는 것으로 보인다. 금융보험업, 부동산업, 공공행정 및 사회보장업의 LQ에 대한 추정치가 실업률에 양(+)의 유의한 영향을 미치는 것은 이 산업들의 경우 지역내 비중이 전국 평균보다 높으면 지역실업률을 높이는 요인이라는 것을 의미한다. 금융보험업의 경우 외환위기 이후 금융기관의 도산과 구조조정으로 인해 실업자가 많이 발생하였기 때문이다. 부동산업의 경우는 부동산중개업과 같은 서비스업에서의 종사자수가 많은데, 단독사업체인 경우가 많고, 경험이 많은 고령자를 선호하는 업종이다. 영업규모가 영세하여 많은 일자리를 제공하지 못하고, 업종내 경쟁이 심하여 사업체의 도산의 위험이 크기 때문에 실업률을 증가시키는 업종으로 추론해볼 수 있다. 표 3에서는 개별 산업의 비중이 고용불안정지수에 미치는 영향을 볼 수 있는데, 이 표를 보면 제조업, 운수업, 교육서비스업의 LQ가 고용불안정지수와 유의한 음(-)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 이는 이 세 산업에서 타 산업보다 상대적으로 고용이 안정적인 직장이 제공되거나 혹은

실직 후 단시간 내에 구직하는 경우가 많다는 것을 의미한다.²⁰⁾

6. 결론

본 연구에서는 16개 광역자치단체의 1993년부터 2010년까지 자료를 이용하여 비선형 패널회귀모형을 추정하고 그 결과로부터 지역 산업구조의 다양성이 실업과 고용안정에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 지역산업구조의 다양성을 측정하기 위하여 허핀달지수를 이용하였으며, 추정치의 정확도를 높이기 위해 각 지역의 인구, 취업자수증가율, 여성노동비율, 대졸비율, 입지계수 등을 통제변수로 사용하였다.

본 연구의 실증분석에서 얻은 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 허핀달지수를 계산하여 산업구조 다양성 정도와 변화를 측정해 본 결과 대부분의 지역에서 1990년대에는 산업구조가 특화되다가 2000년대에는 다양화되는 방향으로 변화하는 패턴이 발견되었다. 이는 제조업의 비중이 낮아지고 서비스산업의 비중이 높아지는 산업의 서비스화 진전과도 관련이 있어 보이지만, 그 보다는 각 지역이 외형적으로는 지역산업 특화를 내세웠지만 실제로는 지역의 기존 산업을 망라하는 수준으로 지역전략 산업을 선정하고 지원한 때문이라고 생각된다. 즉 2000년대의 각 지역에서 나타나는 산업구조 다양화 패턴의 주원인은 지역전략산업 육성정책이 잘못 수행된 결과라고 볼 수 있다.

둘째, 패널회귀모형의 추정 결과, 산업구조 다양성이 지역실업률과 고용불안정지수에 미치는 영향은 비선형적으로 나타났다. 지역실업률을 낮추고 고용안정성을 높이기 위한 지역산업정책의 효과가 비례적이지 아니라 체감적이라는 것을 의미한다.

셋째, 대부분 지역에서 산업구조의 다양성을 높일수록 실업률이 낮아지는 현상을 보였다. 따라서 고용 측면을 중요시한다면 산업특화전략은 바람직하지 않고 다양성을 높이는 방향으로 산업구조를 유도하는 것이 옳다는 것을 알 수 있다. 그렇지만 산업구조 다양성과 고용불안정도 사이에는 통계적으로 유의한 관계가 부분적으로만 확인되었다.

넷째, 패널회귀모형에 포함된 통제변수의 추정 결과를 살펴보면, 인구가 많은 대도시일수록 실업률이 높고 고용이 불안정한 것으로 나타났지만 이러한 관계가 매우 유의하다고 보기는 어려웠다. 취업자수증가율이 높은 지역일수록 고용불안정지수는 낮게 나타났는데, 취업자수증가율이 높은 지역은 노동수요가 많은 지역이어서 고용의 안정성이 높다고 생각된다. 경제활동인구 중 여성비율이 높은 지역일수록 고용불안정지수는 낮은 것으로 나타났는데, 이는 여성의 고용이 남성보다 상대적으로 안정적이거나 혹은 여성들은 이직 후 남성보다 상대적으로 단시간 내에 취업한다는 것을 의미한다. 취업자 중 대학 졸업자 비율이 높은 지역일수록 실업률이 높지만 고용불안정도는 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 대학 졸업자들 경우는 청년실업문제로 인해 취업이 힘들어 실업률을 높이는 요인이 되지만, 안정적인 직장에 혹은 정규직 형태로 취업하는 경우가 많아 고용의 안정성은 높기 때문이라고 생각된다.

다섯째, 패널회귀모형의 입지계수 추정치를 통해 개별 산업의 비중이 실업률에 미치는 영향을 보면, 건설업과 교육서비스업 비중이 전국 평균보다 높은 지역에서는 실업률이 낮고, 금융보험업, 부동산업, 공공행정 및 사회보장업 비중이 전국 평균보다 높은 지역은 실업률이 높은 것으로 나타났다. 한편 개별 산업의 비중이 고용불안정지수에 미치는 영향을 보면, 제조업, 운수업, 교육서비스업의 비중이 전국 평균보다 높은 지역은 고용불안정도가 낮게 나타났는데, 이는 이 세 산업에서 타

산업보다 고용이 안정적인 직장이 제공된다는 것을 의미한다.

이상과 같은 실증분석을 고려해보면, 지역전략 산업육성정책과 같은 산업특화정책은 정책의도와는 달리 지역경제 전반의 실업률을 상승시켜서 경제 불안정성을 증대시킬 가능성이 있다. 고용 측면의 관점에서 본다면 산업구조를 특화시키는 것보다 다양성을 높이는 전략이 더 도움이 된다고 볼 수 있다.²¹⁾ 그러나 해당지역의 산업구조가 다양화되어 있다 할지라도 해당 산업이 요구하는 지식과 기술을 보유하지 않은 노동자는 산업간 이동이 용이하지 않을 수도 있다. 지역산업정책이 소수 산업에의 특화를 통하여 규모의 경제와 집적효과를 극대화하는 방향으로 추진되는 것이 바람직하지 아니면 산업구조를 다양화하여 고용을 안정화시키는 방향으로 유도하는 것이 바람직한가는 각 지역경제가 보유하고 있는 가용자원과 경제적 환경을 고려할 필요가 있지만 현재의 산업구조 다양성 정도도 지역산업정책의 방향을 결정하는데 중요하게 고려될 필요가 있다. 각 지역경제는 현재의 산업구조 다양성 정도가 각각 다르므로, 어떤 획일적인 방향보다 각 지역에 적합한 방향으로 지역산업정책의 방향을 설정하는 것이 중요하다.

주

- 1) 이에 대한 더 자세한 설명은 McLaughlin(1930), Rodgers(1957), Attaran and Zwick(1987) 등을 참조 바람.
- 2) Malizia and Ke(1993)는 1972~1988년 기간의 미국 대도시들의 자료를 이용하여 산업구조 다양성과 지역경제의 안정성에 대하여 연구하였다. 이들은 엔트로피지수로 측정된 산업구조 다양성이 높아지면 실업률이 낮아지고 고용불안정성이 개선된다는 실증분석 결과를 보고하였다. Izraeli and Murphy(2003)는 허핀달지수로 측정된 산업구조 다양성이 미국 17개 주의 실업률에 미치는 영향을 분석하였다. 이들은 미국 17개 주의 자료를 이용하여 분석한 결과 지역 산업구조가 다양화된 지역이 특화된 지역보다 실업률이 매

- 우 유의하게 낮다는 것을 발견하였다.
- 3) Conroy(1975)는 미국 52개 도시지역을 대상으로 한 실증 분석을 수행하였는데, 산업구조의 다양성과 지역경제의 안정성 사이에는 정의 상관관계가 존재하는 것을 발견하였다. Kort(1981)는 미국 106개 대도시 통계를 이용하여 산업구조 다양성과 지역경제 안정성 사이의 관계를 분석하여, 다양성이 높은 지역이 상대적으로 불안정성이 더 낮다는 것을 발견하였다. Simon(1988)은 미국 91개 도시지역을 대상으로 하여 실증분석을 수행한 결과, 지역경제 산업구조가 다양화될수록 고용 안정성이 증대하는 것을 발견하였다. Diamond and Simon(1990)은 지역경제 산업구조가 소수 산업에 편중될수록 고용 불안정성이 증가하고 이를 보상하기 위해 임금수준이 더 높을 것이라는 가설을 제시하고, 자산선택이론을 활용하여 산업구조 다양성을 측정하여 미국 43개 도시지역에 대해 실증분석한 결과 자신들의 가설이 타당하다는 것을 발견하였다. Wagner and Deller(1998)는 미국 50개 주 1969~1991년 기간의 평균자료를 이용하여 산업구조 다양성이 높을수록 지역경제의 불안정성이 낮다는 것을 발견하였다.
 - 4) Israeli and Murphy(2003)는 미국 17개 주 단위 지역을 대상으로 산업구조 다양성이 지역경제의 안정성에 미치는 효과를 분석하였다. 실증분석 결과 지역경제 산업구조의 다양성이 클수록 고용 불안정성이 줄어든다는 것은 명확하지만, 다양성과 일인당 소득 안정성 사이의 관계는 다소 약하다는 것을 발견하였다. Trendle and Shorney(2003)은 호주 Queensland의 한 지역(Local Government Area)의 1996~2001년간 자료를 이용하여 엔트로피지수로 측정된 산업구조의 다양성이 지역경제의 성과(고용자수, 실업률, 일인당 소득)에 미치는 영향을 분석하였다. 실증분석 결과 산업구조 다양성이 고용자수와 고용불안정에는 통계적으로 유의한 부(-)의 영향을 미치지만, 일인당 소득에 미치는 영향은 유의하지 않다는 것을 발견하였다.
 - 5) Florence(1948)는 미국의 주 단위 지역을 대상으로 한 연구에서 산업구조 다양성 정도와 지역경제 안정성 사이에는 유의미한 상관관계가 나타나지 않으므로, 특화를 하더라도 지역경제의 불안정성이 증가하는 것은 아니라는 실증분석 결과를 얻었다. Mizuno, Mizutani and Nakayama(2006)는 일본 118개 도시지역을 대상으로 한 실증분석 결과 산업구조 다양성의 증가가 고용 안정성에 유의미한 영향을 미치지 않는다는 것을 발견하였다.
 - 6) 본 연구와 분석의 초점 및 방법이 다르기는 하지만 지역경제 분야의 집적경제론에 기초한 연구들에서도 산업집적구조가 부가가치 및 생산성에 미치는 영향을 분석하고 있다. 이에 대한 자세한 내용은 민경희·김영수(2003), 김영수(2002) 등을 참조하기 바란다.
 - 7) 이론적인 측면에서 이 세 가지 지수들은 각각의 장단점이 있으므로 어느 지수가 이론적 및 실증적으로 더 우월한지는 분명하지 않으며, 각각의 장단점을 일관되게 비교 분석한 연구는 없다. 다만 이 측정방법 중 일부분만을 대상으로 비교한 연구들은 있는데, 이에 대해서는 Brewer and Moomaw(1985), Conroy(1975), Kort(1981), Wasylenko and Erickson(1978) 등을 참조 바람.
 - 8) 허핀달지수를 측정하기 위해 사용된 산업분류 단위는 기본적으로 대분류를 기초로 하지만, 제조업은 산업내 구성이 다양하여 중분류를 적용하였다. 그리고 8차 개정(1993~2005년), 9차 개정(2006~2010) 자료를 함께 이용하였는데, 계산 기준의 일관성을 유지하기 위하여 9차 개정에서 신설된 대분류와 중분류에서 신설되고 분리된 산업을 8차 개정 기준의 산업분류로 조정하여 사용하였다.
 - 9) 1995년 행정구역 개편에 따라 도지역의 일부 군이 광역시로 편입(부산 기장군, 대구 달성군, 인천 강화군과 옹진군)되었는데, 본 연구에서는 당해 년도의 자료를 사용하였고 행정구역 개편에 따른 허핀달지수 계산결과 차이를 별도로 분석하지는 않았다. 행정구역 개편 때문에 허핀달지수 계산결과가 어느 정도 영향을 받았는지는 명확히 계산하기 어렵지만, 그림 1과 그림 2의 큰 흐름을 보면 당시의 행정구역 개편이 본 연구의 분석결과에 중요한 영향을 미치지 않는다고 생각된다.
 - 10) 산업구조의 서비스화에 대한 이론적 논의에 대해서는 이연정·윤성민(2011)을 참조하기 바란다. 이 논문에서는 부산경제 산업구조의 서비스화가 고용에 부정적인 영향을 미친다는 실증분석 결과를 보고하고 있다.
 - 11) Kort(1981), Trendle and Shorney(2003) 등은 최소제곱법(OLS)을 이용하여 분석하였는데, 표본기간이 충분히 확보된다면 각 지역별 회귀모형을 OLS로 추정하여 패널회귀모형 추정결과와 비교하여 분석하는 것도 가능할 것이다.
 - 12) 패널회귀분석 기법에 대한 더 자세한 내용은 Baltagi(2008), Hsiao(2003), Wooldridge(2010) 등을 참조 바람.
 - 13) 산업구조 다양성이 지역경제성과에 비선형적인 영향을 미칠 수 있다는 실증분석 결과는 류수열·최기홍·윤성민(2013)에서 처음 제시되었다.
 - 14) 지역산업구조가 실업률과 고용불안정성에 미치는 영향을 분석하기 위한 모형에 사용할 통제변수 선택은 Malizia and Ke(1993)의 연구를 참고할 만하다. 이들은 인구규모, 취업자수 증가율, 노동력의 특성, 여성노동비율, 대학졸업자 비율, 사회적 요인, 환경적 요인, 지리적 입지요인 등을

- 통제변수로 사용하여 이 변수들이 유의한 영향을 미친다는 것을 보였다.
- 15) 본 연구에서 대졸비율은 지역 취업자 중 2년제 및 4년제 대학 졸업자 비율(%)로 측정하였다.
 - 16) 예를 들어, A 지역과 B 지역이 있고 지역내에 동일한 두 산업만 있다고 가정해보자. 그리고 A 지역에서는 건설업에 70% 고용되고 금융업에 30% 고용되어 있고, B 지역에서는 건설업에 30% 고용되고 금융업에 70% 고용되어 있다고 하자. 이 경우에 A와 B 두 지역에서 산업의 구체적인 내용은 전혀 다르지만, 두 지역에서의 산업구조 다양성지수는 동일한 값을 가진다.
 - 17) 고용률을 종속변수로 설정한 모형도 추정하여 보았는데, 산업구조 다양성지수가 고용률에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.
 - 18) FE7 모형이 아닌 다른 모형의 추정치를 이용하여 계산하더라도 유사한 결과가 나타난다.
 - 19) 표 3의 RE7 모형을 기준으로 해석한다면, 허핀달지수와 고용불안정지수 사이의 U자형 2차곡선의 최소값에 대응하는 허핀달지수는 0.08이다. 따라서 2010년도 허핀달지수가 0.08보다 큰 값으로 나타난 서울, 제주도, 강원도 경우에는 지역산업구조를 다양화하는 것이 고용불안정도를 낮추는 방향이다. 그 이외의 지역은 고용불안정도를 낮추기 위해서는 지역산업구조를 특화하는 것이 필요하다. 그렇지만 RE7 모형을 제외한 다른 모형에서는 허핀달지수 및 그것의 제곱 변수는 유의하지 않으므로 본문에서와 같이 해석하는 것이 옳을 것 같다.
 - 20) 표 2와 표 3의 회귀모형에 각 산업별 'LQ 값' 대신 'LQ가 1을 초과하는 산업의 수'를 설명변수로 하는 패널회귀모형도 추정하여 보았는데 유의한 결과를 얻지는 못하였다.
 - 21) 산업 다양성을 관련 다양성(related variety)과 비관련 다양성(unrelated variety)으로 구분하여 분석한다면 더 흥미로운 결과를 얻을 수 있다는 관점을 조연해 준 익명의 심사위원께 감사드리며, 향후 이러한 측면에서 연구가 이루어지기를 기대한다. 이와 관련된 외국의 실증연구들에 대해서는 Frenken, Van Oort and Verburg(2007), Boschma and Iammarino(2009), van Oort, de Geus and Dogaru(2013) 등을 참고하기 바란다.

참고문헌

고석찬, 2009, “지역 산업구조의 다변화가 실업과 고용불

안정에 미친 영향”, 한국지역개발학회지 21(3), pp.337-366.

김갑성·송영필, 1999, “지역의 산업구조 다양성이 지역경제에 미치는 영향분석”, 지역연구 15(1), pp.23-43.

김영수, 2002, “지역산업의 생산성과 결정요인 분석-지역식기반제조업을 중심으로-”, 산업연구원, 연구보고서.

류수열·윤성민, 2007a, “제조업 다양성이 광역경제권의 성장 및 안정에 미치는 영향”, 경제연구 25(4), pp.101-123.

류수열·윤성민, 2007b, “광역경제권의 산업구조 다양성과 실업률”, 지역연구 23(3), pp.27-43.

류수열·최기홍·윤성민, 2013, “산업구조 다양성이 지역경제의 성과에 미치는 영향”, 지역사회연구 21(1), pp.73-94.

민경휘·김영수, 2003, “지역별 산업집적의 구조와 집적경제 분석”, 산업연구원, 연구보고서.

민동기, 1991, “지역고용 안정성과 산업구조 다양화의 상관관계 분석”, 서울대학교 환경대학원 석사학위논문.

이연정·윤성민, 2011, “부산경제 산업구조의 서비스화가 고용에 미치는 영향”, 산업혁신연구 27(4), pp.1-32.

Attaran, M. and M. Zwick, 1987, “Entropy and other measures of industrial diversification”, *Quarterly Journal of Business and Economics* 26(4), pp.17-34.

Baltagi, B. H., 2008, *Econometric Analysis of Panel Data* (4th ed.), West Sussex: John Wiley & Sons.

Boschma, R. and S. Iammarino, 2009, “Related variety, trade linkages, and regional growth in Italy”, *Economic Geography* 85(3), pp.289-311.

Brewer, H. L. and R. L. Moomaw, 1985, “A note on population size, industrial diversification, and regional economic instability”, *Urban Studies* 22(4), pp.349-354.

Clemente, F. and R. B. Sturgis, 1971, “Population size and industrial diversification”, *Urban Studies* 8(1), pp.65-68.

Conroy, M. E., 1975, “The concept and measurement of

- regional industrial diversification”, *Southern Economic Journal* 41(3), pp.492-505.
- Diamond, C. A. and C. J. Simon, 1990, “Industrial specialization and the returns to labor”, *Journal of Labor Economics* 8(2), pp.175-201.
- Florence, P. S., 1948, *Investment, Location and Size of Plant*, Cambridge: Oxford University Press.
- Frenken, K., F. Van Oort and T. Verburg, 2007, “Related variety, unrelated variety and regional economic growth”, *Regional Studies* 41(5), pp.685-697.
- Gnidchenko, A. A., 2011, “Defragmentation of economic growth with a focus on diversification: evidence from Russian economy”, *Economy, Business and Management* 1(3), pp.45-85.
- Hackbart, M. M. and D. A. Anderson, 1975, “On measuring economic diversification”, *Land Economics* 51(4), pp.374-378.
- Hsiao, C., 2003, *Analysis of Panel Data* (2nd ed.), Cambridge: Cambridge University Press.
- Izraeli, O. and K. J. Murphy, 2003, “The effect of industrial diversity on state unemployment rate and per capita income”, *Annals of Regional Science* 37(1), pp.1-14.
- Jackson, R. W., 1984, “An evaluation of alternative measures of regional industrial diversification”, *Regional Studies* 18(2), pp.103-112.
- Kort, J. R., 1981, “Regional economic instability and industrial diversification in the U.S.”, *Land Economics* 57(4), pp.596-608.
- Malizia, E. E. and S. Ke, 1993, “The influence of economic diversity on employment and stability”, *Journal of Regional Science* 33(2), pp.221-235.
- Marshall, J. U., 1975, “City size, economic diversity, and functional type: the Canadian case”, *Economic Geography* 51(1), pp.37-49.
- Mason, S. and D. Howard, 2011, “Regional unemployment and regional industrial diversity in New South Wales statistical districts 1996 to 2006”, Proceedings of the Way Forward, Austerity or Stimulus?: 13th Annual Conference of the Centre of Full Employment and Equity (CofFEE), Newcastle, NSW, 7-8 December, 2011, pp.77-87.
- McLaughlin, G. E., 1930, “Industrial diversification in American cities”, *Quarterly Journal of Economics* 45(1), pp.131-149.
- Mizuno, K., F. Mizutani and N. Nakayama, 2006, “Industrial diversity and metropolitan unemployment rate”, *Annals of Regional Science* 40(1), pp.157-172.
- Raj Sharma, K., 2008, “Measuring economic diversification in Hawaii”, Research and Economic Analysis Division, Department of Business, Economic Development and Tourism of Hawaii.
- Rodgers, A., 1957, “Some aspects of industrial diversification in the United States”, *Economic Geography* 33(1), pp.16-30.
- Simon, C. J., 1988, “Frictional unemployment and the role of industrial diversity”, *Quarterly Journal of Economics* 103(4), pp.715-728.
- Simon, C. J. and C. Nardinelli, 1992, “Does industrial diversity always reduce unemployment? evidence from the Great Depression and after”, *Economic Inquiry* 30(2), pp.384-397.
- Sykes, J., 1950, “Diversification of industry”, *Economic Journal* 60(240), pp.697-714.
- Trendle, B., 2006, “Regional economic instability: the role of industrial diversification and spatial spillovers”, *Annals of Regional Science* 40(4), pp.767-778.
- Trendle, B. and G. Shorney, 2003, “The effect of industrial diversification on regional economic performance”, *Australasian Journal of Regional Studies* 9(3), pp.355-369.
- Tress, R. C., 1938, “Unemployment and the diversification of industry”, *Manchester School* 9, pp.140-152.
- van Oort, F., S. de Geus and T. Dogaru, 2013, “Related variety and regional economic growth in a cross-section of European urban regions”, Paper prepared for the Spanish RSA-conference, Oviedo 21-23 November 2013.
- Wagner, J. E. and S. C. Deller, 1998, “Measuring the effects of economic diversity on growth and stabil-

ity”, *Land Economics* 74(4), pp.541-556.

Wasylenko, M. J. and R. A. Erickson, 1978, “On measuring economic diversification: comment”, *Land Economics* 54(1), pp.106-109.

Wooldridge, J. M., 2010, *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd ed.), Cambridge: MIT Press.

교신: 윤성민, 609-735, 부산시 금정구 장전2동 부산대학교 경제학부, 전화: 051-510-2557, 이메일 :

smyoon@pusan.ac.kr

Correspondence: Seong-Min Yoon, 609-735, Jangjeon2-Dong, Geumjeong-Gu, Busan, Department of Economics, Pusan National University, Tel: 82-51-510-2557, E-mail: smyoon@pusan.ac.kr

최초투고일 2014년 2월 5일

수정일 2014년 2월 24일

최종접수일 2014년 2월 29일