

지역의 산업다양성과 지역경기변동의 관계 분석

우영진* · 김의준**

The Analysis of the Relation between Regional Industrial Diversity and Regional Business Cycle

Youngjin Woo*, Euijune Kim**

국문요약 본 연구의 목적은 지역의 산업다양성이 지역의 경기변동에 어떤 영향을 주는지를 분석하는 데 있다. 지역의 경기변동은 고용시장과 생산활동의 측면에서 측정하였고 2005년 1월부터 2016년 2월을 분석기간으로 설정하였다. 우리나라의 주요 항만도시를 대상으로 선정하였고 지역의 특성을 통제하기 위하여 패널 벡터오차수정모형의 그룹평균 추정량과 통합그룹평균 추정량을 사용하였다. 산업의 구성이 다양한 지역에서는 단기적으로 실업률의 변동의 폭이 작았지만, 제조업 생산지수의 변동성은 장기적인 경우에만 낮게 나타났다.

주제어 지역경기변동, 회복탄력성, 산업다양성, 패널 벡터오차수정모형, 통합그룹평균 추정량

Abstract: The purpose of this paper is to analyze the impacts of regional industrial diversity on regional business cycle response to national volatility. We employed mean group and pooled mean group estimators of panel vector error-correction models in order to control unobserved heterogeneity of the port cities, such as Pusan, Ulsan and Incheon. The results show that in various industrial regions, short-term fluctuations in the unemployment rate are small compared to other regions. On the contrary, long-term volatility of manufacturing production index is low in those regions.

Key Words: Regional Business Cycle, Resilience, Industrial Diversity, Panel Vector Error-correction Model, Pooled Mean Group

* 서울대학교 농경제사회학부 공간경제연구실 박사과정(주저자: alternative@snu.ac.kr)

** 서울대학교 농경제사회학부 교수 및 농업생명과학대학연구원 겸무연구원(교신저자: euijune@snu.ac.kr)

1. 서론

2008년 미국 금융위기로 인한 국내 실물경제에 대한 충격을 겪으면서 한 국가의 충격이 다른 국가의 금융 및 실물 부문에 전이되는 현상에 대한 관심이 커졌다. 우리나라 지역적 차원에서의 경기변동에 대한 관심은 1995년 지방자치제가 출범하면서 시작되었다. 많은 지방자치단체는 지역 특유의 경기특성을 객관적으로 판단하여 지역단위의 경기조절책을 통한 지역경제성장의 안정화를 도모하는데 관심이 증대되었다(KDI, 2001). 예를 들어, 서울을 비롯하여 대전, 대구, 부산, 충북, 충남, 전북 및 제주 등의 지방정부¹⁾는 통계청에서 제공하는 지역의 경제 및 산업관련 기초 자료를 바탕으로 지역의 경기지수를 개발하였다(박희석 외, 2006). 지역 경기지수 개발의 타당성은 순환주기(cycle)와 순환진폭(amplitude)이 지역별로 상이한 유형을 보이고 있음에서 비롯된다. 한국은행(2014)에 따르면, 2013년 11월 기준 수도권, 충청권의 경기는 소폭으로 증가한 반면, 영남권의 경기는 보합 상태를 유지하였다. 동일한 지역이라도 시간에 따라 국가의 경기변동 양상과는 상이한 현상이 관측되었다. 강원권의 경기는 보합 상태였다가 2014년 2월에는 소폭 증가하였으나 호남권의 경기는 동 기간 소폭 증가에서 보합 상태로 변화하였다.

한 국가의 경제가 안정적으로 성장하기 위하여 물가안정목표제(inflation targeting), 혹은 피드백 준칙(feedback rule) 등 금융 및 재정정책을 시행하게 된다. 이 정책은 정책대상에 대한 충분한 정보를 기반으로 완성되는 특징을 지닌다. 따라서 지역에 따라 경제 및 산업적 특성에 대하여 차이를 가지는 한 중앙정부의 안정화 정책에만 의존하기에는 어려움이 따른다(조기현, 2000). 우리나라의 경기변동은 대외충격의 교란으로 인하여 주로 발생한다. 따라서 전술한 물가안정목표제, 피드백 준칙 등 전통적인 경기안정대책 대신 구조적 차원의 접근이 교란을 감소시키는데 보다 효과적이라 판단할 수 있다(이재준, 2011). 경제구조의 개선을 목표로 한 안정성의 요인에 관한 연구 중, Martin and Sunley(2015)는 지역경제의 회복탄력

성(resilience)의 측면에서 지역의 산업구조와 노동시장의 유연성, 재정 및 정부정책을 경제안정화의 요건으로 제시하였다.²⁾ 회복탄력성은 한 지역이 경제적 충격에 얼마나 취약한지, 산출량, 고용, 1인당 소득의 성장 경로가 어떻게 변하는지, 얼마나 빨리 하락하고 얼마나 빨리 새로운 균형점으로 회복하는지에 대한 과정을 기준으로 측정될 수 있다. 전술한 요건 중, 본 논문은 지역의 산업구조의 효과에 초점을 맞추고자 한다. 다시 말하면, 국가의 경기변동에 대하여 지역경기가 변동하게 되는데 이때 산업이 다양한 지역에서는 국가의 경기변동보다 변동성이 안정적이라는 가설을 검증하고자 한다. 이것에 초점을 맞추는 이유는 우리나라의 경우 특정 산업 중심으로 수출이 이루어지고 있다는 사실에서 기인한다. 우리나라는 대외로부터의 교란에 취약할 수밖에 없는 구조를 갖고 있어(이재준, 2011) 거시적 안정성을 도모하기 위해서는 구조적 요인에 대한 접근이 중요하기 때문이다.

본 논문의 목적은 산업다양성이 지역경기변동에 어떤 영향을 미치는지를 분석하는 것이다. 실업률과 생산활동 지수를 기준으로 지역의 경기변동을 측정하였다. 모형의 신뢰성을 위해 경기변동의 자기상관의 특성을 반영하고 국가의 경기변동 및 지역 산업특화지수의 수준을 통제한 후 산업다양성의 효과를 증명한다. 분석대상은 우리나라의 주요 항만도시인 부산, 울산, 인천이다. 본 논문은 산업구조가 다양한 지역에서는 다른 지역에 비하여 경기변동의 진폭이 완화될 여지가 있을 것이라 예측할 것으로 판단된다. 본 논문은 다음과 같은 측면에서 의의를 가진다. 산업다양성과 지역경기변동 간 장·단기 관계를 관측하여 동태적인 확산경로를 제시하였다. 이를 통해 거시경제 안정화 측면에서 고용시장 및 제조업 생산활동에 관한 지역 산업정책의 방향을 제안하였다. 그리고 지역의 경기변동에 관한 국내 연구가 빈약한 상황에서 변동의 폭을 완화하는 결정요인을 실증적으로 제시함으로써 학술적 및 정책적으로 의의가 있을 것으로 생각된다. 본 논문은 다음과 같이 구성된다. 2절에서는 지역의 경기변동의 속성과 산업다양성과의 개연성에 대한 국내외 연구를 살펴본다. 3절에서는 본 논문의 방법론과

자료 및 분석과정을 기술하고 4절에서는 지역의 경기 변동 변수의 기초통계와 실증모형을 토대로 분석결과를 해석한다. 마지막으로 5절에서는 연구의 흐름과 결론을 요약하고, 본 논문의 의의와 한계점을 정리한다.

2. 선행연구

한 국가, 혹은 지역의 경제는 시간에 따른 성장경로에서 확장국면과 수축국면이 반복되면서 정점(peak)과 저점(through)을 만들어내고, 이에 따라 순환주기와 순환진폭을 형성한다. 경제가 지속적으로 성장할 것이라는 낙관론을 견지하더라도 변동성(volatility)이 크다면, 예측의 어려움과 불확실성의 증가로 인해 후생손실(welfare loss)이 발생된다(Alvarez and Jermann, 2004; Barlevy, 2004; Barro, 2006). 경기변동에 관한 학문적 관심은 다음과 같은 질문에서 출발한다. 첫째, 무엇이 경기변동을 발생시키는지, 둘째, 경기변동의 파급경로는 무엇인지, 즉 어떤 요인이 호황 또는 불황을 지속시키는지, 반전시키는지에 대한 것이다. 이것은 경기변동을 분석하는 이론의 핵심이기도 하다(정운찬·김영식, 2015). 경기가 변동하는 원인에는 총수요측면의 충격, 화폐적 충격, 기술이나 생산성 변화와 같은 공급측면의 충격 및 대외경제의 개방도가 커지는 현실에서 해외부문의 충격 등이 있다. 경기변동의 파급경로가 무엇인지에 대한 질문에서는 통화, 금리, 재고 및 투자, 자산, 환율 및 신용 경로 등이 거시경제이론에서의 주요 파급경로이다. 전통적인 거시경제학적 관점에서의 원인이 이와 같다면, 최근에는 회복탄력성(resilience)의 관점에서 산업 및 기업의 구조, 노동시장 조건, 금융환경, 정부정책 등의 경로로 경제의 안정성이 달라진다고 설명하는 문헌도 나타나고 있다(Martin and Sunley, 2015).³⁾

지역의 경기변동은 국가경기변동의 주기 및 진폭과는 다르기 때문에 지역마다 개별적으로 대응할 필요가 있다. 지역의 변동성이 국가와 달리 어떤 특성을 가지고 있는지에 대한 이해가 미흡하면 경기안정화 정책은 특정 지역의 변동의 진폭을 증가시킬 수 있

는 개연성이 있기 때문이다(조기현, 2000). 지역별 차이가 존재하면서도 지역의 경기변동은 국가의 그것과 강한 연관관계에 기초한다는 주장도 있다(황상연, 2013; Chung and Hewings, 2014). 그러나 지역의 경기변동에 관한 문헌은 기본적으로 지역 특유의 형태를 띠고 있다고 밝히고 있다. Rodriguex-Pose and Fratesi(2007) 및 정준호(2013)에 따르면, 국가의 경기변동에 따라 상이하게 반응하는 지역경기변동의 조합을 개방지역, 보호지역, 경기중립적인 성장지역, 역동적인 성장지역, 경기중립적인 침체지역, 역동적인 침체지역이 있다. 개방지역은 경기상승기에는 국가경제보다 높은 성장률을 보이는 반면 하강기에는 국가경제보다 낮은 성장을 보이는 지역을 일컫는다. 경기중립적인 성장지역은 경기와 상관없이 성장하는 지역을 의미한다. 역동적인 성장지역은 국가의 경기보다 더 높은 성장률로 성장하고 하락 시에는 덜 하락하는 지역을 가리킨다. 경기중립적인 침체지역은 지속적으로 침체된 지역을 의미하며 역동적인 침체지역의 성장률은 국가의 경기변동이 저점을 향할 때 국가의 경우보다 더 큰 폭으로 하락한다. 우리나라의 경우, 충청권은 경기중립적인 성장지역에 속하고 외환위기 이후 영남권과 호남권은 역동적인 침체지역에 포함된다. 즉, 지역의 특성에 따라 경기변동의 순환주기와 진폭이 상이하다고 정리할 수 있다.

구체적인 예를 살펴보면, Blanchard and Katz(1992)는 1950-70년 미국의 주(state)단위 지역의 실업자 수 및 임금 변동은 국가 전체의 성장경로의 변화에 대하여 지역마다 상이하게 나타나고 있음을 밝혔다. 변동의 증가에 따른 적응과정은 주로 실업이나 임금삭감에 직면한 노동자의 지역 간 이동을 통해 이루어졌다. 조기현(2000)에 따르면, 산업생산지수 및 고용변수의 순환주기, 정점과 저점, 교란요인은 지역별 경기변동의 특성에 차이가 있었다. 외환위기로 인하여 분석 대상인 13개 시도는 지역별 산업구조의 차이로 인하여 변동성이 높은 지역은 고용의 변동성에 대한 조정 속도가 높았다. 그러나 이 연구는 대형충격(infrequent large shock)으로 인한 변화에 한정하여 분석을 시도하였으나 보다 자주 발생하는 백색잡음충격(white noise

shock)을 포함하지 않았다는 한계가 있다. 앞서 김영용 외(1999)는 우리나라 지역소득에 대한 경기순환 동행성의 효과를 분석하였다. 변동성이 큰 지역은 다른 지역에 비하여 상대적으로 산업화가 되어 있을 뿐만 아니라 다른 지역과의 교류가 활발한 특성을 가지고 있었다. 이 외 지역들은 대체로 전국과 동일한 경기순환 형태를 보이고 있었다. 반면, 황상연(2013)은 김영용 외(1999)와 상이한 결과를 제시하였다. 우리나라의 지역경기변동은 국가의 변동성으로 설명되는 부분이 높았다. 제조업 생산 비중이 높은 지역은 지역고유의 영향력이 낮게 나타난 반면, 정부지출 비중이 높은 지역은 지역고유의 요인이 변동성에 큰 영향을 주었다.

이처럼 지역마다 경기변동의 양상에 차이가 존재한다. 지역경기변동에 관한 문헌은 지역의 산업구조와 경제적 안정성 간 상관관계를 주축으로 이루어져왔다(강동희, 2000). 이러한 접근의 타당성은 우리나라가 수출을 기반으로 성장한 국가이고 특정 산업을 중심으로 교역이 이루어져 왔다는 사실에서 찾을 수 있다. 전술한 바와 같이 우리나라는 대외로부터의 충격에 취약한 구조를 갖고 있다(이재준, 2011). 이 점은 구조적 요인탐색을 통하여 거시안정의 도모를 위한 해법이 마련되어야 한다는 것을 시사한다. 이러한 연유로 본 논문은 경기변동을 완화한다고 논의되는 여러 요인 중에서 지역경기변동에 대한 지역산업다양성의 효과에 주목하고자 한다. 산업다양성이 경제의 성장과 안정성에 관한 연구를 정리하면 다음과 같다. 산업다양성은 국가, 혹은 지역경제의 혁신역량, 성장과 안정성에 관한 연구에서 출발하여 오랫동안 다양한 쟁점을 야기하며 다루어진 주제이다. Conroy(1975), Kort(1981), 변창욱(2005) 및 Simmie and Martin(2010)은 산업의 종류가 다채로운 지역에는 다른 지역에 비하여 변동의 폭이 낮다는 결론을 제시하였다. 한편, 산업다양성과 산업특화 중 어떤 요인이 경제성장에 더 큰 효과가 있는지에 관해서는 논쟁 중이다.⁴⁾ 2000년대 들어서서는 다양화된 특화(diversified specialization)의 개념이 경쟁력 있는 지역경제의 구조를 보다 적절하게 설명하고 있다고 평가받고 있기도 하다(Dissart, 2003; Farhauer and Kröll, 2011). 국가

및 지역 경제의 회복탄력성에 대한 연구의 틀 안에서도 경제구조는 중요한 위상을 차지한다. 포트폴리오 효과(portfolio effect)로 인해 지역의 취약성을 감소시키고 회복력을 증대시킨다(Davies and Tonts, 2010). 변창욱(2005)은 산업다양성을 지역의 경제적 안정성(stability)과 결부시켜 본 논문과 유사한 문제의식을 가지는 연구이다. 1993~2003년 기간 동안 엔트로피 지수가 낮은 지역은 고용을 대리변수로 활용한 경제적 불안정성 지수가 대체로 높은 경향을 보였다. 그러나 이 연구는 통계적인 분석 없이 지표의 비교만으로 지역의 경제안정성과 산업다양성의 관계를 논증하였다는 한계를 가진다. 류수열 외(2013)는 1993-2010년 다섯 개 광역권에서 산업특화전략이 지역의 경제적 안정성에 어떤 영향을 주었는지를 알기 위하여 패널 분석을 수행하였다. 고용불안정지수와 엔트로피극대화지수 간에는 U자형 관계가 있었고 산업구조가 다양한 지역은 특화전략을 써야 고용의 안정성을 높일 수 있는 반면 산업구조가 이미 특화되어 있는 지역은 다양성 전략이 고용안정성을 높이는 방법이라는 결과가 도출되었다. 특히, 산업구조가 특화된 지역은 경제적 안정성이 낮아진다는 결과에 대해서는 경복권에만 유효한 것으로 판명되어 광역권 별로 산업다양성 효과의 차이가 컸다. 유사한 접근으로 류수열 외(2014)는 비선형 패널회귀모형을 활용하여 변수 간 선형관계라는 가정을 완화하였고 실제 산업정책을 수립하는 행정구역을 기준으로 하는 분석을 수행하였다. 이에 따르면, 2000년대에 들어서면서 산업의 구조가 다각화되었는데 이 현상의 원인은 지역의 특화산업 전략이 실제로는 기존 산업 대부분을 특화산업으로 선정하여 지원한 것에 기인한다. 고용 측면에서는 산업구조가 고르게 분포할 수 있는 정책이 유효하였다. 그러나 산업다양성의 정도가 지역에 따라 상이하기 때문에 지역의 변동성을 줄이기 위한 정책으로 산업구조를 다각화 시키는 방안이 항상 옳은 것은 아니며 각 지역에 적절한 방향으로 산업정책의 방향을 수립하는 것이 바람직하다. 문동진 외(2014) 역시 특정 산업으로의 집중이 대내외적으로 변화하는 경제상황 하에서 지역에 악영향을 가져올 수 있다고 지적하였다. 역으

로 산업다양화를 통한 기업 간 지식이전과 혁신이 촉진되어 안정적인 경제성장이 이루어진다고 보았다.

소결하면, 산업의 다양성은 지역의 안정성, 특히 고용측면의 변동성을 완화시키는 중요한 요인으로 주목되고 있다. 그러나 해당지역의 다양성의 정도, 혹은 산업특화의 정도가 어느 정도인지에 따라 산업다양성을 더 개선시키는 방향으로 가야 할지 반대로 산업특화를 더 도모하는 방향으로 정책을 추진해야 할지는 지역의 산업구조의 특성에 따라 달라져야 할 필요성이 제기되고 있다. 그러나 이러한 기존 연구들은 경기변동에 초점을 맞추기보다 경제안정성이라는 광의의 개념에서 산업구조를 주목해 왔다. 즉, 월 혹은 분기 자료를 활용하여 시계열 분석이 요구되는 경기변동연구의 접근으로는 부족한 면이 많았던 것이 사실이다. 또한, 본 연구에서는 Rodriquex-Pose and Fratesi(2007)의 프레임을 차용하여 국가의 경기변동에 대응하는 지역의 경기변동이라는 접근을 시도하였다. 이를 기반으로 산업구조의 변화가 경기변동의 폭을 완화시킬 수 있다는 가설을 정립화하였다. 추가적으로, 그동안의 문헌은 고용의 안정성에 초점을 맞추었던 것에 비하여 본 연구는 생산활동이라는 개념도 함께 연구대상에 포함하여 산업정책의 함의를 보다 풍부하게 제시할 것을 시도하였다는 점에서 이전 문헌과는 차별화가 된다.

3. 방법론 및 자료

1) 패널 벡터오차수정모형

지역의 경기변동은 자기상관의 특성을 지니기 때문에 시계열모형을 적용하는 것이 적합하다.⁵⁾ 특히, 본 논문에서는 지역적 특성을 통제하여 산업다양성이 지역의 경기변동에 미치는 영향을 일반화하기 위하여 패널 시계열 모형을 사용하였다. 시계열 자료가 부족할 경우에는 일반적으로 고정효과(fixed effect), 랜덤 효과(random effect), 또는 일반화적률법(GMM) 모형을 사용하여 이질적인 그룹 간 차이를 절편으로 규명하게 된다(Arellano and Bond, 1991). 반면, 시계열 자

료가 많은 경우에는 Pesaran and Smith(1995)가 제시한 그룹평균(mean group: MG) 추정량과 Pesaran et al.(1997, 1999)가 제시한 통합그룹평균(pooled mean group: PMG) 추정량이 사용된다. 이와 같은 동적패널모형은 그룹 간 계수의 동질성에 대한 가정을 완화하여 계수의 이질성과 비정상성의 조건을 충족시키는 장점을 가진다(Pesaran and Smith, 1995; Phillips and Moon, 2000; Im et al., 2003). MG의 추정방법은 그룹 별 추정치의 산술평균을 계산하는 것이고, PMG는 단기 동적과정에 해당하는 모수는 이질적이고, 장기 조정속도의 모수를 그룹 간 모두 동일하다고 가정하는 추정량이다(민인식·최필선, 2014). 이외에 동적 고정효과(dynamic fixed effects: DFE) 추정량 역시 시계열 자료가 많은 경우에 적용할 수 있으며 단기와 장기적 관계를 나타내는 모수가 그룹 간 서로 동일하다고 가정하는 모형이다. 이 세 가지 추정량은 모두 패널 오차수정모형에 속하며 하우스만 검정(Hausman test)을 통해 효율적 추정량을 가늠하게 된다.⁶⁾ 본 논문에서는 국가경기변동에 대응하는 지역의 경기변동의 양태가 지역에 따라 다르다는 선행연구를 바탕으로 DFE 추정량을 연구방법에서 제외하였다.

패널 벡터오차수정모형은 자기회귀시차모형(ARDL) 동적패널의 형태로부터 다음의 식 (1)와 같이 유도된다. 공적분된 변수들의 주요 특징은 장기균형으로부터 변동성에 대한 반응을 의미한다. 오차수정모형의 단기적 동태성은 이러한 균형의 편차에서 파생된다(Blackburne III and Frank, 2007). X_{ij} 는 설명변수의 $(k \times 1)$ 벡터, δ_{ij} 는 각 설명변수에 해당하는 계수의 $(k \times 1)$ 벡터, λ_{ij} 는 스칼라, u_i 는 각 그룹이 갖는 효과를 의미한다. 오차수정모형에서만 등장하는 ϕ_i 는 장기균형속도이고, θ_i 는 변수 간 장기균형관계를 의미한다.

$$\Delta y = \phi_i (y_{i,t-1} - \theta_i' X_{ij}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon \quad (1)$$

$$\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$$

$$\theta_i = \sum_{j=0}^q \delta_{ij} / (1 - \sum_k \lambda_{ik})$$

$$\lambda_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^q \lambda_{im} \quad j=1, 2, \dots, p-1$$

$$\delta_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^q \delta_{im} \quad j=1, 2, \dots, q-1$$

한편, 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못했을 때에는 일반 시계열 모형과 마찬가지로 패널 VAR모형을 사용해야 한다. 본 논문에서는 사용되는 자료가 횡단면 자료에 비해 종단면 자료가 월등히 클 뿐만 아니라 자기상관(autocorrelation)의 특성을 지니기 때문에 패널 시계열 모형이 적합하다. Westerlund 패널 공적분 결과(3장에 수록)에 따라 오차수정모형에 적합한 결과가 도출되었다. 이에 패널 VAR모형에 대한 설명은 생략하기로 한다. 또한 앞서 언급한 바와 같이 패널 벡터오차수정모형 중에서 MG와 PMG 추정량을 활용하게 된다.

2) 자료 및 모형

지역의 경기변동은 한국은행 지역본부에서 제공하는 자료 중, 월별로 구득 가능한 실업률과 제조업생산 지수로 측정되었다. 두 가지 대리변수를 사용한 이유는 2008년 글로벌 금융위기 이후, 경제성장과 고용의 추세가 상이하기 때문이다. 경제성장률은 지속적으로 하락하는 반면 취업자 수는 증가하고 있는 현실을 반영하였다(박세준 외, 2013).⁷⁾ 계절성을 제거한 후, Hodrick and Prescott(1980)의 필터(HP)를 적용하여 장기추세를 제거하였다. 지역경기변동을 통제하기 위하여 국가의 경기변동을 모형 안에 포함하였다. 자료로는 한국은행에서 제공하는 경기동행지수(coincident composite index)가 사용되었다. 해당 지수의 변동성을 산출하기 위하여 마찬가지로 HP 필터링 기법을 적용하였다.

산업의 다양성을 측정하는 방법으로는 국가경제평균법을 활용한 지수(Florence, 1948; Borts, 1961), 허핀달-허쉬만 지수(Herfindahl-Herschman index: HHI),⁸⁾ 엔트로피 지수(entrophy index)⁹⁾ 등이 있다. 본 논문에서는 다양성 측정에 가장 많이 활용되는 엔트로피 지수와 허핀달-허쉬만 지수를 사용하였다. 식 (2)와 식 (3)은 각각의 지수의 식을 의미한다.¹⁰⁾

$$EI = - \sum_{i=1}^N X_i \ln X_i \quad (2)$$

$$HHI = \sum_{i=1}^N (X_i)^2 \quad (3)$$

X_i : 지역 전 산업 종사자 대비 산업 i 의 비중

N : 지역 내 산업의 수

본 논문에서는 네 가지의 산업다양성 지수를 분석에 활용하였다. 전 산업을 대상으로 한 다양성 지수를 우선적으로 적용하였다. 그리고 분석대상지역이 거주 인구 100만 명 이상의 거대 도시이기 때문에 산업화된 공간의 특성을 반영하기 위하여 제조업과 서비스업에 포함되는 산업을 대상으로 한 다양성 지수도 모형에 고려하였다.¹¹⁾ <표 1>은 본 논문에서 활용한 다양성 지수를 정리한 것이다.

<표 1> 산업다양성 지수

명칭	의미
전산업EI	전 산업을 적용한 엔트로피지수
전산업HHI	전 산업을 적용한 허핀달-허쉬만지수
산업EI	농업, 임업, 어업을 제외한 엔트로피지수
산업HHI	농업, 임업, 어업을 제외한 허핀달허쉬만지수

본 논문에서는 국가의 경기변동 변수와 산업특화지수를 통제변수로 사용하였다. 국가의 경기변동 변수를 포함한 이유는 우리나라의 경제성장 경로의 변동에 대하여 지역마다 상이하게 반응하기 때문이다. 자료는 한국은행에서 제공하는 우리나라의 월별 경기동행종합지수를 활용하였다. 한편, 산업다양성 지수의 값이 동일하더라도 산업의 종류에 따라 경기변동에 대한 반응이 다르다. 이러한 효과를 통제하기 위하여 본 논문에서는 지역별 특화산업을 선정하였고 해당 산업을 산업특화지수로 수치화 하여 모형에 변수로 포함하였다. 산업의 특화를 측정하는 방법으로는 가장 대표적인 입지상 계수(location quotient: LQ)를 사용하였다.¹²⁾ 이를 바탕으로 기본모형을 수식으로 표현하면 다음의 식 (4)와 같다. 이 외에도 지역의 경기변동에 영향을 미치는 요인들이 있다. 그러나 시계열 분석의 특성상 인과관계로 해석하기보다 시차를 두고 동행하는지에 대한 관점으로 추정하는 방법론이다. 따라서 산업구조에 초점을 맞추는 본 연구의 접근에

서는 다른 거시변수에 대한 통제는 큰 의미를 갖지 않는다고 판단된다.

$$R_{r,t} = \mu + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} R_{r,t-i} + \beta_1 D_{r,t-1} + \beta_2 S_{r,t-1} + \beta_3 N_{r,t-1} + e_t \quad (4)$$

$R_{r,t}$: 지역 r의 t기 지역의 경기변동

α_{1i} : t-i기 지역의 경기변동

D: 지역 산업다양성의 수준

S: 지역의 산업특화의 수준

N: 국가경기변동

μ : 상수항

e: 오차항

분석기간은 월별 자료를 기준으로 2005년 1월부터 2016년 2월까지 134개이다. 따라서 총 표본의 크기는 402개이다. 시계열 분석의 과정에 따라 단위근(unit root test), 공적분 검정(cointegration test)을 차례로 수행하게 된다. 다만, 세 개의 도시를 결합한 시계열 자료이기 때문에 패널 시계열에 적합한 검정이 적용된다. 이에 대한 구체적인 내용은 다음 절에서 논할 것이다. 분석대상에 대해서는 경기변동에 비교적 민감한 항만도시 중 도시의 실제적인 중요성을 고려하여¹³⁾ 거주인구 100만 명 이상의 거대도시인 부산, 울산, 인천을 선정하였다.¹⁴⁾ 본 논문의 주요 변수인 고용

자 수 및 생산지수를 토대로 분석기간 내 해당지역의 월별 변화율을 관측하여 보면 지역선정에 대한 근거가 추가적으로 마련된다. 예를 들어, 해당 지역은 전국의 고용자 수와 제조업 생산지수 평균변화율 대비 0.55%~0.75%, 2.30~2.80% 수준에서 변동하였다. 다시 말하면, 해당 지역은 경기변동에 대하여 전국과 유사하게 움직이는 지역이라 말할 수 있다.

4. 분석결과

1) 단위근 검정

허위상관관계(spurious regression)의 문제를 해결하기 위해 단위근 검정을 실시한다. 시계열이 단위근을 가지는 경우, 무작위적 충격이 누적되어 미래에 영속적인 영향을 주게 된다. 이 경우 일반적으로 자료의 차분을 통해 비정상성(nonstationary)을 해결하게 된다. 본 논문에서는 패널 시계열 모형에 적합한 검정 중에서, 패널 ADF검정과 IPS검정을 사용하였다.¹⁵⁾ IPS검정은 단위근 검정의 모수가 패널그룹에 따라 차별적이라는 가정이 포함되어 있어 패널 ADF검정을 보완해줄 수 있다. <표 2>는 각 변수에 대한 단위근 검정결과를 보여준다. 우선 ADF 검정에서는, 수준변수만을 기준으로 볼 때, 산업 EI가 단위근을 가지고

<표 2> 단위근 검정 결과

	수준변수				차분변수			
	ADF		IPS		ADF		IPS	
	상수	추세	상수	추세	상수	추세	상수	추세
생산지수 변동성	90.873***	74.818***	-10.232***	-9.870***	115.885***	98.007***	-10.232***	-9.870***
실업률 변동성	90.236***	74.186***	-11.593***	-6.683	139.122***	119.373***	-11.597***	-11.374***
전산업EI	12.739**	11.371*	-0.594	-0.380	87.485***	71.983***	-8.473***	-7.948***
전산업HI	20.451***	13.490***	-2.049**	-1.015	79.543***	65.113***	-7.863***	-7.307***
산업EI	5.005	6.638	0.134	0.210	72.317***	58.068***	-7.340***	-6.760***
산업HI	11.460*	5.681	-1.049	0.361	63.134***	50.789***	-6.73***	-6.110***
산업특화	19.616***	18.912***	-1.481*	-1.640*	110.719**	94.237***	-9.905***	-9.585***
경기동행 지수변동성	-4.596***	-4.575***	-1.481*	-1.470*	-4.233***	-4.212***	-9.085***	-9.091***

주) *는 p<0.1, **는 p<0.05, ***는 p<0.01 수준에서 유의함.

있었다. 추세를 포함한 수준변수를 기준으로 하면, 산업 EI, 산업 HHI가 비정상성을 보이고 있었다. 다음으로 IPS 검정에서는, 수준변수만을 기준으로 할 경우, 전산업 EI, 산업 EI, 산업 HHI가 안정적이지 않았다. 추세를 포함하는 경우에는 실업률 변동성, 모든 종류의 산업다양성 변수에서 정상적이지 않은 시계열 특성을 나타내었다. 한편, 차분변수의 경우, 모든 변수에 대하여 1% 유의수준 하에서 단위근을 가지고 있다는 귀무가설을 기각하고 있다. 따라서 본 논문에서는 차분변수를 활용하여 정상시계열로 변환한 모형을 사용하게 된다. 각각의 변수에 대한 적정시차는 BIC 기준으로 찾았다.

2) 공적분 검정

단위근을 가진 비정상시계열에 대한 공적분 관계는 AIC(Akaike information criterion)와 SBC(Schwarz bayesian criterion) 기준에 따라 시차수가 1인 경우의 요한슨 공적분 검정(Johansen, 1988; 1991)이 일반적으로 이용된다. 이 방법은 가능한 모든 공적분의 개수를 검토하여 이 중 통계적으로 가장 유의한 공적분의 개수를 판별하게 된다.¹⁶⁾ 패널 시계열 모형에서는 전술한 요한슨 공적분 검정 대신 Westerlund 공적분 검정이 주로 사용된다. 본 논문에서도 이에 해당하는 검정방법을 수행하였다. 단위근 검정과 달리 공적분 검정은 모형에 포함되는 변수를 모두 검정에 투입해야 한다. 앞서 언급한 바와 같이 본 논문에서는 모형의

〈표 3〉 Westerlund 패널 공적분 검정 결과

모형 A. 실업률 변동성, 전산업EI, 산업특화, 경기동행지수 변동성						
	상수			추세		
	value	z-value	p-value	value	z-value	p-value
Gt	-6.155	-8.682	0.000	-6.123	-7.850	0.000
Ga	-60.490	-16.869	0.000	-60.822	-11.275	0.000
Pt	-11.491	-6.758	0.000	-11.459	-6.941	0.000
Pa	-55.601	-16.256	0.000	-55.541	-11.391	0.000
모형 B. 실업률 변동성, 전산업HHI, 산업특화, 경기동행지수 변동성						
	상수			추세		
	value	z-value	p-value	value	z-value	p-value
Gt	-6.158	-8.687	0.000	-6.131	-7.870	0.000
Ga	-60.191	-16.773	0.000	-60.464	-11.186	0.000
Pt	-11.472	-6.744	0.000	-11.463	-6.946	0.000
Pa	-55.452	-16.209	0.000	-55.537	-11.390	0.000
모형 C. 실업률 변동성, 산업EI, 산업특화, 경기동행지수 변동성						
	상수			추세		
	value	z-value	p-value	value	z-value	p-value
Gt	-6.203	-8.775	0.000	-6.202	-8.031	0.000
Ga	-61.434	-17.171	0.000	-62.272	-11.636	0.000
Pt	-11.576	-6.823	0.000	-11.648	-7.142	0.000
Pa	-56.357	-16.495	0.000	-57.034	-11.783	0.000
모형 D. 생산지수 변동성, 산업HHI, 산업특화, 경기동행지수 변동성						
	상수			추세		
	value	z-value	p-value	value	z-value	p-value
Gt	-4.684	-5.809	0.000	-4.707	-4.600	0.000
Ga	-63.642	-17.878	0.000	-65.425	-12.421	0.000
Pt	-9.341	-5.118	0.000	-9.399	-4.752	0.000
Pa	-64.320	-19.017	0.000	-65.561	-14.022	0.000

강건성(robustness)을 위해 산업다양성 지수에 대해서는 대리변수의 종류를 바꾸어 가면서 모형을 구성하였다. 본 논문에서는 사후적으로 패널 오차수정모형에 적합된 결과가 통계적으로 유의한 경우의 패널 공적분 결과만을 수록하였다.

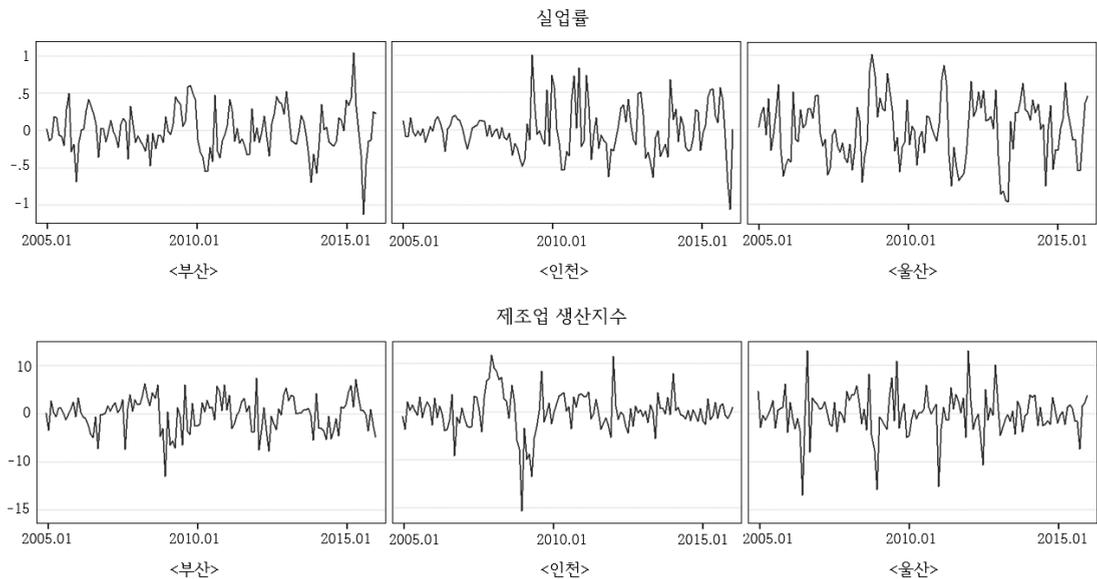
〈표 3〉은 네 가지 모형의 패널 공적분 검정 결과를 담고 있다. 종속변수인 지역의 실업률 변동성과 제조업 생산지수 변동성에 따라 산업다양성, 특화, 경기동행지수의 변동성을 검정모형에 포함하였다. 상수항만 고려한 결과와 추세항도 함께 고려한 결과를 보여준다.

Gt와 Ga의 경우, 전체 그룹의 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정하는 결과를 나타내고, Pt와 Pa는 패널 그룹 별 공적분 관계를 의미한다(민인식, 최필선, 2014). 또한, *t와 *a는 각각 후행(lag) 및 선행(lead)시차의 경우를 적용한 것이다(Hassan and Holmes, 2013). 고려된 모형과 각각의 p-value에 의하면, 모든 경우에 있어서 공적분 관계가 존재하였다. 즉, 지역의 경기변동과 산업의 구조, 우리나라의 경기변동 사이에 장기균형관계(long-term equilibrium)가 있다는 것을 예상할 수 있다(권동안, 이태욱, 2014). 이에 따라, 네 변수 간 장기균형관계를 포함하는 패널 벡터오차수정모형을 적용하여 변

수 간의 상관관계를 분석하는 것이 타당하다.

3) 기초통계량

〈표 4〉는 부산, 인천, 울산의 실업률 변동성, 제조업생산지수 변동성, 네 가지 산업다양성, 산업특화, 그리고 우리나라 경기변동에 대한 기초통계량을 수록하고 있다. 먼저 전체 표본기간동안의 평균¹⁷⁾을 살펴보면, 부산과 울산의 실업률 변동성은 매월 표본 기간 각각 감소하는 반면, 울산의 경우는 매월 증가하였다. 표준편차는 울산의 변동성이 가장 높았고, 부산이 가장 낮게 나타났다. 이는 예상대로 산업특화의 결과와 반대로 도출되었다. 한편, 왜도(skewness)는 부산과 울산의 실업률과 제조업생산지수 변동성, 인천의 제조업생산지수 변동성이 모두 부(-)의 값으로 분포가 왼쪽으로 기울어져 있는 반면, 인천의 실업률 변동성은 오른쪽으로 기울어져 있다. 분포의 뾰족한 정도를 나타내는 첨도(kurtosis)의 경우, 부산의 제조업 생산지수와 울산의 실업률 변동성은 각각 3.519와 2.597로 정규분포에 가까운 반면, 그 밖의 지역의 변동성의 경우 모두 정규분포에 비해 뾰족한 형태를 취하고 있었다. 최고치와 최저치의 경우, 표준편차의 결과와 같이 관측한 모든 지역에 걸쳐 제조업생산지수 변동성의



〈그림 1〉 부산, 인천, 울산의 경기 순환변동

〈표 4〉 기초통계량

	실업률 변동성	생산지수 변동성	전산업티	전산업HHI	산업티	산업HHI	산업특화	경기동행 지수변동성
부산								
평균	-0.016	0.497	1,534	4,170	1,500	4,165	1,046	0.039
표준편차	0.304	3.555	0.020	0.093	0.010	0.092	0.045	0.763
왜도	-0.047	-0.516	0.394	0.353	-0.146	0.338	0.114	-1.683
첨도	4.238	3.519	2,176	2,234	2,913	2,263	2,549	9,025
최고치	1,048	7,519	1,582	4,400	1,522	4,391	1,162	1,661
최저치	-1,123	-12,977	1,498	4,000	1,474	3,993	0,946	-3,377
Q(8)	57,560 (0.000)	48,619 (0.000)	761,648 (0.000)	736,133 (0.000)	479,560 (0.000)	732,437 (0.000)	220,283 (0.000)	292,585 (0.000)
Q(16)	82,044 (0.000)	76,456 (0.000)	1,078,824 (0.000)	1,034,772 (0.000)	569,733 (0.000)	1,026,824 (0.000)	238,943 (0.000)	645,213 (0.000)
인천								
평균	-0.022	0.058	1,558	3,979	1,506	4,297	1,418	0.039
표준편차	0.320	4.218	0.020	0.139	0.010	0.056	0.099	0.763
왜도	0.323	-0.749	-0.580	-0.359	0.033	0.005	-0.077	-1.683
첨도	4.094	7.595	2,945	1,988	2,565	2,373	1,679	9,025
최고치	1,004	11,865	1,589	4,180	1,527	4,443	1,594	1,661
최저치	-1,064	-20,592	1,503	3,659	1,484	4,168	1,249	-3,377
Q(8)	32,505 (0.000)	78,506 (0.000)	150,381 (0.000)	822,695 (0.000)	285,387 (0.000)	388,708 (0.000)	834,768 (0.000)	292,585 (0.000)
Q(16)	52,553 (0.000)	167,340 (0.000)	273,175 (0.000)	1,315,157 (0.000)	341,992 (0.000)	405,926 (0.000)	1,415,854 (0.000)	645,213 (0.000)
울산								
평균	0.018	0.167	1,521	4,300	1,442	3,975	2,035	0.039
표준편차	0.408	4.420	0.036	0.057	0.016	0.139	0.166	0.763
왜도	-0.101	-0.558	-0.133	-0.039	-0.234	-0.342	-0.423	-1.683
첨도	2,597	6,492	1,663	2,285	2,404	2,021	2,279	9,025
최고치	1,009	13,165	1,583	4,440	1,473	4,173	2,332	1,661
최저치	-0.967	-16,923	1,451	4,170	1,402	3,657	1,659	-3,377
Q(8)	69,116 (0.000)	19,076 (0.015)	801,737 (0.000)	402,316 (0.000)	407,357 (0.000)	828,524 (0.000)	850,461 (0.000)	292,585 (0.000)
Q(16)	120,918 (0.000)	37,603 0.002	1,392,372 (0.000)	421,549 (0.000)	517,614 (0.000)	1,322,993 (0.000)	1,325,151 (0.000)	645,213 (0.000)

절대값이 가장 크게 나타났다. Q(8)과 Q(16)은 각각 8계차, 16계차 자기상관에 대한 Ljung-Box검정(Ljung and Box, 1978)의 결과이다. 모든 변수에 있어 자기상관관계가 존재하지 않는다는¹⁸⁾ 귀무가설이 1% 유의수준 하에서 기각됨을 알 수 있다.

〈그림 1〉은 HP필터를 적용하여 지역별 실업률과 제조업 생산지수의 변동의 추세를 나타낸다. 부산

의 실업률은 2015년 초반 이후 급격하게 변동하는 반면, 제조업생산지수는 다른 지역에 비하여 뚜렷한 변동 폭을 보이지 않고 있다. 인천의 실업률과 제조업생산지수의 경우, 2008년 미국 발 금융위기가 발생했던 시기를 중심으로 급격한 상승과 하락을 반복하고 있다. 이후 실업률은 상승과 하락을 반복하고 있으나 제조업생산지수는 변동 폭이 작아지고 있음을 알 수 있

다. 울산의 실업률 역시 2008년 이후 변동의 진폭이 커지는 반면, 제조업생산지수는 2013년 이후 감소하고 있다.

4) 추정결과

〈표 5〉는 지역실업률의 변동성과 산업다양성, 산업특화, 국가 경기동행지수 변동성 간의 관계를 PMG 추정량을 통해 도출한 결과이다. 본 연구에서는 MG와 PMG 추정량 중 무엇이 더 효율적인지에 대한 검정으로 하우스만 검정을 사용하였다. 이때 검정을 위한 귀무가설은 “PMG가 MG 추정량보다 효율적이다”라는 것이다. 〈표 5〉의 마지막 행에 기재된 하우스만 검정 결과에서 알 수 있는 바와 같이 귀무가설이 기각되지 않았기 때문에 PMG 추정량을 분석의 결과로 활용하였다. 본 논문에서는 서로 다른 산업다양성에 대한 대리변수를 적용하여 세 가지 모형을 추정하였다. 각각의 모형은 전산업에 대한 엔트로피 지수(전산업EI), 전산업을 제외한 허핀달-허쉬만 지수(전산업HHI), 1차 산업을 제외한 산업에 대한 엔트로피 지수(산업EI)를 적용한 것이다. 1차 산업을 제외한 산업만을 적용한 허핀달-허쉬만 지수(산업HHI)를 사용한 모형은 변수들의 통계적인 유의성이 현저하게 떨어져 모형 선택에서 제외하였다. 세 가지 모형에서 통

계적으로 유의한 변수들의 부호가 일치하여 모형의 강건성(robustness)을 확보하였다.

추정계수에 대하여 살펴보면 다음과 같다. 산업다양성과 산업특화 변수의 단기효과는 통계적으로 유의하였다. 산업다양성 변수의 경우, (-)1.164~(-)0.474의 추정치가, 산업특화 변수의 경우, 0.885~0.959의 추정치가 도출되었다. 전자의 결과는 지역의 산업다양성이 지역의 경기변동을 감소시켜 주고 있음을 증명하고 있다.¹⁹⁾ 후자의 결과는 특정 산업이 집중되어 있는 정도가 크면 다음 기의 변동 폭이 커지고 있음을 보여준다. 전술한 두 변수의 장기효과는 예상했던 방향과 모두 일치하였으나 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 적어도 관측된 지역에 대해서는 산업다양성이 담보되어 있다면, 경기변동으로 인한 단기적인 불안정성이 완화될 여지가 있다고 해석할 수 있다. 한편, 경기동행지수 변동성 변수의 추정계수는 세 모형 모두 통계적으로 유의하였고 정(+)의 값(0.052~0.053)으로 도출되었다. 지역 실업률은 우리나라의 경기변동보다 장기에 큰 폭으로 움직였다고 할 수 있다. 이 결과는 다음과 같은 사실에서 비롯된다. 우리나라는 수출기반국가이기 때문에 국가경기가 하락하면 물류 및 항만산업에 직접적인 영향²⁰⁾이 큰 편이다(정분도·홍금우, 2009). 또한, 경기하락 시

〈표 5〉 추정결과(종속변수: 실업률)

	모형 A (전산업EI)		모형 B (전산업HHI)		모형 C (산업EI)	
	coef.	s.e.	coef.	s.e.	coef.	s.e.
장기						
산업다양성	-0.006	0.075	-0.005	0.075	-0.003	0.026
산업특화	0.006	0.082	0.005	0.079	0.009	0.077
경기동행 지수변동성	0.053*	0.029	0.053*	0.029	0.052*	0.029
장기균형관계	-0.523***	0.077	-0.523***	0.077	-0.523**	0.074
단기						
산업다양성	-1.164*	0.622	-1.152***	0.350	-0.474**	0.186
산업특화	0.959***	0.251	0.944***	0.260	0.885***	0.304
경기동행 지수변동성	-0.002	0.019	-0.002	0.019	0.002	0.021
log likelihood	-78.861		-79.058		-78.619	
하우스만검정(p)chi2	0.4758		0.4929		0.6125	

주) *는 p(0.1), **는 p(0.05), ***는 p(0.01 수준에서 유의함).

에 기업은 임금조정보다는 고용조정²¹⁾을 통하여 외생적인 충격에 대응한다(신동균 · 전병유, 2005). 이는 노동시장이 유연화 되면서 해고비용이 낮아지고 있기 때문이다(Gordon, 2010). 이러한 이유로 지역 실업률의 변동은 국가의 경기지수보다 큰 폭으로 움직인다. 한편, 동 지역들의 실업률 변동성의 장기조정속도는 (-)0.523이었다. 장기적 균형상태가 깨진 후, 매달 지역의 경기변동이 약 52.3%의 속도를 가지고 균형 상태로 수렴한다. 비교적 빠른 속도로 조정과정을 거치는 이유는 거시경제에서 고용변수는 경기동행적(procyclical)이지만, 실질GDP와 투자, 수출입보다 고용의 변동성이 작다는 정형화된 사실에서 비롯된다(정운찬 · 김영식, 2015). 실제, 취업자 수를 기준으로 할 때, 고용의 표준편차는 실질GDP 표준편차의 약 59%밖에 되지 않는다.²²⁾ 이에 더하여 고용문제는 정부의 주요 관심사이기 때문에 지속적인 정책이 실행되고 있다는 사실도 빠른 조정과정을 보이는 이유이기도 하다.

본 논문에서는 제조업 생산지수를 지역경기변동의 대리변수로 변경하여 추가적인 분석을 시행하였다. <표 6>은 제조업 생산지수, 산업HHI, 산업특화, 경기동행지수 변동성 간의 관계를 패널 벡터오차수정모형 중, MG 추정량을 활용하여 도출된 결과²³⁾이다. 실업률을 대상으로 분석한 경우와 달리, 몇 가지 부분에서 차이가 존재하였다. 산업다양성은 제조업 생산

지수의 변동성을 줄이는데 단기적으로는 영향을 주지 않았다. 반면, 장기에는 추정 값이 (-)0.674로 통계적으로 유의미한 결과가 나타났다. 지역의 산업다양성 지수가 1% 증가하면 제조업 생산지수의 변동성은 0.0674% 감소하였다. 경기변동에 대한 산업다양성의 효과가 장기에만 유효한 이유는 거시경제요인에서 찾을 수 있다. 기업의 의사결정이라는 단계를 거치는 고용과정과 달리 제조업 생산활동은 해외수요, 환율, 콜금리의 추세에 의존하는 경향이 강하다(김상봉 외, 2009). 이 의존성이 지역의 제조업 생산활동 안정성에 대한 산업다양성의 효과를 상쇄시킨 것으로 보인다. 산업특화 변수는 단기적으로는 통계적으로 유의한 효과가 있었고 추정계수는 0.061이었다. 동 변수의 장기효과를 나타내는 계수는 0.009였으나 통계적 유의성은 없었다. 한편, 국가의 경기지수에 대한 지역 제조업 생산지수의 단기 및 장기 변동성의 추정계수는 각각 0.742와 (-)0.149로 도출되었다. 지역의 제조업 생산지수는 우리나라의 경기보다 단기의 변동이 컸지만 장기의 변동은 작았다. 이러한 결과는 해당 지역에 입지한 제조업에 종사하는 기업이 공급망의 조정과정 등을 통하여 생산활동이 지속적으로 유지되도록 대응하기 때문이라 판단된다. 외부적인 충격 후, 장기조정속도는 통계적으로 유의하지 않아 제조업 생산지수는 랜덤워크(random walk)의 경향을 가지고 있었다.

<표 6> 추정결과(종속변수: 제조업 생산지수)

	모형 D (산업 HHI)	
	coeff.	s.e.
장기		
산업다양성	-0.674*	0.411
산업특화	0.009	0.004
경기동행지수변동성	-0.149***	0.216
장기균형관계	0.500	0.896
단기		
산업다양성	2.488	8.455
산업특화	0.061***	0.018
경기동행지수변동성	0.742**	0.336
하우즈만 검정(p)chi2	0.393	

주) *는 p(0.1), **는 p(0.05), ***는 p(0.01 수준에서 유의함.

5. 결론

본 논문은 지역의 산업다양성이 지역의 경기변동을 완화시키는지에 대한 영향을 분석하였다. 우리나라 대표적인 항만도시인 부산, 인천, 울산을 대상으로 패널 벡터오차수정모형을 사용하였다. 종속변수인 지역 경기변동의 대리변수로는 실업률과 제조업 생산지수를 활용하였다. 실증분석의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 산업의 종류가 다양한 지역은 다른 조건이 동일할 경우 타 지역에 비하여 실업률의 단기 변동이 작다. 둘째, 동 지역에서 제조업 생산지수에 대한

장기변동성이 낮았다. 마지막으로, 국가 경기에 대하여 관측된 지역의 단기고용변동은 컸으나 제조업 생산지수의 단기변동은 작았다.²⁴⁾

실증분석의 주요 결과가 제시하는 정책적 함의는 다음과 같다. 산업을 다원화시키는 지역산업정책은 단기적 경기안정화를 위한 효과적인 정책이 된다. 그러나 노동시장의 유연화가 가속화되고 있기 때문에 산업다양성의 효과가 약화될 여지가 커지고 있다. 지역의 산업다양성이 제조업 생산지수의 단기변동을 완화하는데 효과가 없다는 결과를 상기하면, 산업정책 이외에 단기안정화를 위한 추가적인 정책이 필요하다. 또한 지방정부는 기업 재무구조의 개선, 공급망의 수를 확대할 수 있는 정책마련 역시 보완되어야 한다. 예측하지 못한 수요 감소충격에 대하여 고용조정을 회피할 수 있도록 유동성의 확대가 중요하기 때문이다. 예를 들어, 기존의 조세와 사회보험 등 자동안정화 기능이 있는 재정정책²⁵⁾이나 기업에 대한 소프트론(soft loan), 단자(短資) 조건완화 등의 금융정책지원을 확대할 수 있다.

본 논문은 산업다양성의 지역경기변동에 대한 효과를 분석함으로써 거시경제 안정화 측면에서 고용시장 및 제조업 생산활동에 대한 지역산업정책의 방향을 제시하였다. 그러나 월별자료를 활용하게 됨으로써 산업구조에 초점을 맞추어도 불구하고 보다 세부적으로 분류된 산업자료를 사용하지 못한 한계를 갖는다. 이를 보완할 경우 최근 쟁점이 되고 있는 조선산업경기의 빠른 수축국면과 해당 지역의 경제적 쇠퇴현상을 보다 면밀하게 분석할 수 있을 것으로 보인다. 또한 앞서 논의한 “다양화된 특화”의 효과를 실증적 모형으로 확장이 가능하다. 다음으로, 본 논문은 수요 충격시, 임금조정률은 하방으로 경직적이지만 고용조정률은 대칭적이라는 연구(신동균·전병유, 2005)에 근거하여 경기상승국면과 하강국면에 따른 거시경제변수의 반응을 대칭적이라는 가정에 근거하여 연구를 진행하였다. 그러나 거시경제 변수가 비대칭적(asymmetric) 구조라 상정하면 보다 현실적인 결과도출이 가능하다. 예를 들어, 경기하강시 잠재노동력이 경제활동인구에서 이탈하는 현상이 빈번해지기

때문에 실업자 수가 과소평가되는 문제에서 자유로워질 수 있기 때문이다. 또한, 본 논문은 고용과 생산활동 측면에서 각각 산업다양성의 장단기 효과가 이질적이라는 사실은 규명하였으나, 시계열 분석의 특성상 그 이유가 무엇인지에 대해서 충분히 설명하지 못하는 한계를 지닌다. 경기변동을 수요와 공급충격을 구분하여 분석한다면 실업의 변동이 구조적 실업에서 비롯된 것인지, 아니면 경기적 실업에서 비롯된 것인지 구별할 수 있어 보다 효과적인 지역산업정책을 마련할 수 있을 것으로 보인다. 예를 들어, 경기변동을 유발하는 원인이 수요충격일 경우에는 경기변동에 장기적인 영향²⁶⁾을 주지 않기 때문에(김민수·강규호, 2004), 산업의 다양성 역시 단기적인 효과만 가능할 수 있다. 반면, 동일한 맥락에서 공급충격일 경우에는 기술이나 생산성 변화에 기인하기 때문에 장기적인 영향이 있다.²⁷⁾ 마지막으로, 본 논문은 종속변수로 실업률과 제조업 생산지수를 사용하였다. 두 변수는 오크의 법칙(Okun's law)을 성립시킨다. 우리나라의 경우 실업률이 1% 증가하면 GDP증가율이 3% 감소한다. 그러나 한국은행(2013)에 따르면, 2008년 금융위기 후 두 변수 간 관계가 약화되었다. 따라서 시간의 흐름에 따른 두 변수 간 상호작용의 효과를 실증모형에 반영한다면, 고용시장과 제조업 생산활동에 관한 지역경기변동의 완화문제를 보다 효과적으로 제어할 정책을 도출해낼 수 있을 것으로 보인다.

주

- 1) 1990년대 대구, 경북, 경남, 부산, 충북연구원은 경기확산지수를 개발하였고, 1999년 통계청이 주관하여 부산, 대구, 대전, 충북, 충남의 동행지수를 개발 및 발표하였다. 2000년대 대구, 대전, 충북, 충남에서 공식 가공통계로 작성하였으며, KDI 및 산업연구원은 15개 시도의 동행지수를 Stock-Watson의 Single Index 모형개발을 통하여 HP필터를 이용한 경기국면지수 개발하였다. 미국의 경우, 필라델피아 연방은행에서 펜실베니아, 뉴저지 및 델라웨어 지역의 경기동행지수를 Stock-Watson모형에 의해 작성하였다. 일본의 경우 지역 경기확산지수를 작성하기 위한 지침서를 발간하였고(1986), 1987년부터 일본 전역을 10대 광역권으로 그룹화하고 지역 경기종합지수를 작성하여 분기별로 발간하기 시작하였다.

- 2) 회복탄력성은 하나의 경제 전체의 충격으로 경기 하강의 폭이 감소하는 경우(resistance: 저항력)와 얼마나 빨리 충격적으로 회복하느냐(recovery: 회복력)로 구분된다.
- 3) 국가 경제, 혹은 지역 경제의 리질리언스 연구의 틀 안에서 다양한 경제구조는 매우 중요한 위상을 차지한다. 즉, 포트폴리오 효과(a portfolio effect)로 인해 지역의 취약성을 감소시키고 회복력을 증대시킨다는 것이다(Davies and Tonts, 2010).
- 4) 도시의 혁신수행능력과 경쟁력, 성장에 대한 요인들 중, Marshall-Arrow-Romer와 Jacobs 간에 산업의 다양성과 특화 중 어떤 요인이 더 우세한가에 대한 논쟁은 아직 진행 중이다(Martin and Sunley, 2015).
- 5) 지역의 경기변동은 국가의 경기변동에 따라 선행(leading)하거나 동행(coincident), 혹은 후행(lagging)하며 반응하게 된다.
- 6) 패널 시계열 모형에서 보다 효율적인 추정량을 검정하는 하우즈만 방법은 stata의 경우 "sigmamore" 옵션을 추가적으로 활용해야 한다(Baum et al., 2003).
- 7) 2008년 미국발 세계금융위기 이후, 우리나라의 경제성장률은 4.7%(2005~2007년)에서 4.0%(2010~2012년)으로 하락하였다. 반면 취업자 수는 29.2만 명(2005~2007년)에서 39.2만 명(2010~2012년)으로 증가하였다. 이는 은퇴세대가 노동시장을 떠나지 않고 있으며, 정부의 일자리 나누기 확산, 공공부문의 일자리 창출 등의 결과로 연유한 것으로 추측된다(박세준 외, 2013).
- 8) Simon (1988) 참조.
- 9) Hackbart and Anderson (1975), Kort(1981) 참조.
- 10) 허핀달-허쉬만 지수는 본래 시장의 경쟁정도를 가능하기 위해 개발된 지수이다. 이를 산업의 다양성을 판별하기 위한 지수로 대체한다면, 낮을수록 산업이 다양함을 의미한다. 따라서 본 논문에서는 지수와 다양성의 방향을 정(+)으로 만들기 위해 역수로 치환하였다. 논문 내에서는 허핀달-허쉬만 지수를 활용하였다고 표현하지만, 그 역수를 사용하였음을 밝힌다.
- 11) 통계청의 월별 자료에서 제공하는 산업분류는 농업, 임업 및 어업, 광업·제조업, 건설업, 도소매·숙박·음식점업, 사업·개인·공공서비스 및 기타, 전기·운수·통신·금융업 등 총 일곱 개로 구성된다.
- 12) 본 논문은 대상지역의 특화산업을 선정하기 위하여 입지상계수(LQ)를 산출하였다. 일곱 개의 산업 중에서 부산은 농업, 임업 및 어업이, 인천과 울산은 제조업이 지역의 특화산업으로 선정되었다.
- 13) 우리나라는 국내총생산 대비 수출비중이 2014년 기준 42.36%로 교역에 의존하는 편이다. 이 특성은 거시경제의 불안정성과도 관련된다(Hnatkovka and Loayza, 2005). 특히, 항만도시는 교역과 개방성을 대표적인 특징으로 갖는다 (Slack and Wang, 2002).
- 14) 부산항, 울산항, 인천항은 항만 물동량 기준으로 평양항, 평택·당진항을 포함하여 상위 5대 항만에 속한다(부록1 참조). 또한, 부산항은 세계 5위 항만으로 컨테이너화물에 특화되어 있는 반면, 인천항은 일반화물과 벌크화물, 울산항은 유류 및 석유화학 화물에 특화되어 있는 특징을 지닌다(부산발전포럼, 2010).
- 15) 패널형태의 단위근 검정에는 LLC, Harris-Tsavalis(1999), IPS, dfuller, PP검정 등이 있으며 본 논문에서는 가장 일반적으로 활용되는 dfuller 검정을 적용하였다. 검정할 때에 Choi (2001)은 패널 dfuller 검정에서 역카이제곱 검정통계량을 선택할 것을 추천하였다. 또한 본 논문에서는 추가적으로 IPS 검정을 선택하였다. IPS검정은 다른 검정과 달리 각 패널그룹 별로 다른 모수에 의한 단위근을 허용하는 방법이기 때문이다(민인식, 최필선, 2014).
- 16) 일반적으로 요한슨이 제시한 검정모형은 변수에 결정적 추세가 없고 공정부 방정식에서도 절편항이 없는 경우가 상정된다.
- 17) 실업률 변동성과 제조업생산지수 변동성의 경우 변동성 특성상 거의 0에 가깝기 때문에 중간값을 기준으로 살펴보도록 하였다.
- 18) MG와 PMG 중 어떤 추정량이 더 효율적인지는 하우즈만 검정을 통해 판별될 수 있다. 본 논문에서는 stata13.0에서 hausman mg pmg, sigmamore를 적용하여 p값이 높은 경우 PMG가 선택되는 코딩을 적용하였다. 예를 들어 모형 A에서 $p > \chi^2$ 의 값이 0.4758의 의미는 MG보다 PMG가 보다 나은 모형이라는 것이다(Blackburne et al., 2007).
- 19) 최근 연구에서 수정매칭모형과 동태확률일반균형(DSGE) 모형을 사용하여 우리나라의 노동시장 참여자들은 경기하강 국면에서는 구직활동을 포기하는 경우가 많음을 지적하였다(문외술, 2008). 즉, 경제활동인구가 과소 추산되어 지역의 경기변동이 과대 추정될 여지가 존재한다.
- 20) 우리나라의 수출입화물 수출은 약 99.7%가 해상을 이용한다. 또한 무역의존도가 약 70%를 차지하여 대외의존적인 경제구조를 지닌다. 이에 항만산업은 국제무역의 효율적 수행으로 국제경쟁력을 제고하고 해당산업 자체의 부가가치와 고용의 증가는 국가경제를 부양할 수 있는 중요한 원천이 된다(정분도, 홍금우, 2009).
- 21) 1985년 이전, 미국 노동시장의 경우, 경기침체에 고용조정 대신 근로자들의 노동시간을 줄이는 방향으로 경기변동에 대응하였다. 해고비용이 매우 컸기 때문이다(Gordon, 2010). 신동균, 전병유(2005)는 수요충격 시, 기업은 임금조정보다는 고용조정을 통하여 경기변동에 대응하고 있음을 한국신용평가주식회사와 한국노동연구원 자료를 통하여 실증적으로 증명하였다. 본 논문에서는 고용에 관한 변수에서 임금변수는 다루지 않았기 때문에 고용에 관한 편차가 크

- 지 않다고 정리하였다.
- 22) 고용과 실질GDP의 경기변동 추이를 살펴보면, 고용은 실질GDP의 궤적에 근접하여 변동하는 지표, 즉 경기순응적인 변수이다. 그러나 2008년 미국 발 금융위기 이후 두 변수 간 경기순응성이 다소 약화되는 경향이 포착되고 있다. 예를 들면, 경제성장률은 금융위기 이후 연평균 4.7%(2005-2007년)에서 4.0%(2010-2012년)로 하락하였지만, 취업자 수의 증가는 같은 기간 동안 29.2만 명에서 39.2만 명으로 증가하였다. 한편, 고용은 실질GDP에 비해 변동성이 작다(정운찬, 김영식, 2015, p.198-200 참조).
- 23) 다른 지수를 적용한 모형은 변수들의 통계적 유의성이 떨어져 본 논문에서 채택하지 않았다.
- 24) 본 논문에서는 <표 5> 및 <표 6>의 장기균형관계 추정계수에 대한 설명을 주요 결과로 삼지 않았다. 이는 장기균형관계 변수를 해석하는 과정의 모호함이 있기 때문이다. 그러나 이 변수의 추정계수의 부호만을 기준으로 설명하면 다음과 같다. 지역에서 제조업 생산지수는 장기적인 경우에만 변동의 폭이 감소한다. 추가적으로, 국가의 경우에 비하여 지역 실업률의 안정성은 안정적이지 않았고 제조업 생산지수는 안정적인 추세를 보였다. 마지막으로 지역의 실업률은 장기적으로는 결국 균제상태(steady state)로 수렴하였으나 제조업 생산지수는 랜덤워크(random walk)의 현상을 보였다.
- 25) 케인즈(J. M. Keynes)는 자본주의 경제체제를 안정적으로 유지하기 위하여 정부지출, 관리통화제도 등 정부의 직접적인 개입을 제안하였다. 1950년대 후반, 프리드만(M. Friedman)을 중심으로 하는 통화론자(monetarist)들은 구축효과(crowding-out effect)로 인하여 재정정책이 GDP증가에 효과가 없을 것이라고 주장하였다.
- 26) Blanchard and Quah(1989)는 공급충격은 장기적으로 산출량의 수준에 영향을 미치는 반면 수요충격은 장기적인 효과가 매우 작기 때문에 단기적인 효과만 존재한다고 간주하였다.
- 27) 수요충격이 장기적으로는 경기변동의 균제상태로 도달하기 때문에 산업다양성의 효과는 제한적일 수 있으며 공급충격을 흡수하기 위한 지역거시정책의 필요성을 타진할 수 있다.
- 경제의 성과에 미치는 영향, 『지역사회연구』, 21(1), pp.73-94.
- 류수열 · 최기홍 · 고승환 · 윤성민, 2014, 산업구조의 다양성이 실업과 고용불안정에 미치는 영향: 패널회귀모형을 이용한 지역경제 분석, 『한국경제지리학회지』, 2014: 129-145.
- 문동진 · 이수기 · 홍준현, 2014, 산업구조의 다양성과 지역경제 성장, 『정책분석평가학회보』, 24(4): 35-66.
- 문외술, 2008, Explaining the cyclical behavior of the Korean Labor Market, 『금융경제연구』, 321호.
- 민인식 · 최필선, 2014, 『STATA 시계열데이터 분석』, 서울: 지필미디어.
- 박세준 · 박창현 · 오용연, 2013, 경기-고용 간 관계 변화의 구조적 요인 진단과 정책적 시사점, 『BOK 이슈노트』, 5월호.
- 박희석 · 조달호 · 홍나미 · 장보혜, 2006, 서울시 경기종합지수 개발에 관한 연구, 『서울연구원 정책과제연구보고서』, pp.1-145.
- 변창욱, 2005, 지역산업구조의 다양성과 안정성, 『KIET 산업경제』, 3월호, pp. 46-54.
- 신동균 · 전병유, 2005, 경기변동에 대한 기업의 최적반응 - 인금조정인가 고용조정인가, 『노동리뷰』, pp.49-64.
- 우양호, 2009, 우리나라 항만도시의 성장 영향요인 분석, 『한국행정논집』, 21(3), pp.915-939.
- 이민규 · 이기열, 2016, 항만물류산업의 지역경제 파급효과 분석 - 부산, 인천, 울산을 대상으로, 『해운물류연구』, 32(2), pp.299-320.
- 이재준, 2011, 우리나라 경기변동의 안정성 분석: 서비스산업의 역할을 중심으로, 『한국개발연구』, 33(2), pp.1-38.
- 정분도 · 홍금우, 2009, 항만관련산업이 지역경제에 미치는 영향, 『한국항만경제학회지』, 25(3), pp.303-320.
- 정운찬 · 김영식, 2015, 『거시경제론』, 서울: 울곡출판사.
- 조기현, 2000, 지역별 경기변동과 고용시장의 특징, 『지방행정연구』, 14(1), pp.157-181.
- 한국은행, 2013, 『2013년도 연차보고서』, p.29.
- 한국은행, 2014, 『지역경제보고서』, vol. II, No.1, pp.3-7.
- 황상연, 2013, 우리나라 지역 경기변동의 요인분석, 『경제학연구』, 61(2), pp. 31-68.
- Alvarez, Fernando and Urban J. Jermann, 2004, Using Asset prices to Measure the Persistence of the Marginal Utility of Wealth, 『Econometrica』, 73(6),

참고문헌

- 강동희, 2000, 지역경기변동의 요인분석: 전북지역의 경우, 『지역연구』, 16(1), pp.23-39.
- 김영용 · 박진석 · 김윤배, 1999, 지역소득 변동과 지역간 경기순환, 『경제학연구』, 47(2), pp.61-79.
- 김울성, 2010, 부산, 울산, 인천 항만공사 통합 통보, 『부산발전포럼』, 2010(122), p.60.
- 류수열 · 최기홍 · 윤성민, 2013, 산업구조 다양성이 지역

- pp.1977-2016.
- Arellano, M., and S. Bond, 1991, Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, 『Review of Economic Studies』, 58, pp.277-297.
- Barlevy, Gadi, 2004, The Cost of Business Cycles under Endogenous Growth, 『American Economic Review』, 94(4), pp.964-990.
- Barro, R. J., 2006, On the Welfare Costs of Consumption Uncertainty, NBER Working paper NO. 12763.
- Baum, C. F., M. E. Schaer, and S. Stillman, 2003, Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing, 『Stata Journal』, 3, pp.1-31.
- Blackburne III, Edward F. and Mark W. Frank, 2007, Estimation of Nonstationary Heterogeneous Panels, 『The Stata Journal』, 7(2), pp.197-208.
- Blanchard, Olivier Jean and Danny Quah 1993, The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, 『American Economic Review』, 79(4), pp.653-658.
- Boschma, R. and K. Frenken, 2006, Why is Economic Geography not an Evolutionary Science? Towards and Evolutionary Economic Geography, 『Journal of Economic Geography』, 6, pp.273-302.
- Conroy, Michael E., 1975, The Concept and Measurement of Regional Industrial Diversification, 『Southern Economic Journal』, 41(3), pp.492-505.
- Davies, Amanda and Matthew Tonts, 2010, Economic Diversity and Regional Socioeconomic Performance: An Empirical Analysis of the Western Australian Grain Belt, 『Geographical Research』, 48(3), pp.223-234.
- Dissart, J. C., 2003, Regional Economic Diversity and Regional Economic Stability: Research Results and Agenda, 『International Regional Science Review』, 26(4), pp.423-446.
- Farhauer, Oliver and Kröll, 2011, Diversified Specialization – Going One Step beyond Regional Economics’ Specialization-Diversification Concept, in: 『JAHRBUCH FÜR REGIONAL WISSENSCHAFT』, Vol.32, Number 1, pp.63-84.
- Gordon, Robert, 2010, Okun’s Law and Productivity Innovations, 『American Economic Review』, 100(2), pp.11-15.
- Hackbart, Merlin M. and Donald A. Anderson, 1975, “On Measuring Economic Diversification”, 『Land Economics』, 51(4): 374-378.
- Hassan, Gazi M. and J. Mark Holmes, 2013, Remittances and the Real Effective Exchange Rate, 『Applied Economics』, 45(33), pp.4959-4970.
- Hnatkovka, V. and N. Loayza, 2005, Volatility and Growth, in J. Aizenman and B. Pinto (eds.), 『Managing Economic Volatility and Crisis: A Practitioner’s Guide』, New York: Cambridge University Press.
- Im, K. S., M. H. Pesaran and Y. Shin, 2003, Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels, 『Journal of Econometrics』, 115, pp.53-74.
- Kort, John R., 1981, “Regional Economic Instability and Industrial Diversification in the U.S.”, 『Land Economics』, 57(4): 596-608.
- Pesaran, M. H., and R. P. Smith, 1995, Estimating Long-run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels, 『Journal of Econometrics』, 68, pp.79-113.
- Phillips, P. C. B., and H. R. Moon, 2000, Nonstationary Panel Data Analysis: An Overview of Some Recent Developments, 『Econometric Reviews』, 19, pp.263-286.
- Simmie, James and Ron Martin, 2010, “The Economic Resilience of Regions: Towards and Evolutionary Approach”, 『Cambridge Journal of Regions, Economy and Society』, 2008: 1-17.

Slack, Brian and James J. Wang, 2002, The Challenge
of Peripheral Ports: An Asian Perspective, 『Geo
Journal』, 56, pp.159-166.

계재신청 2017.2.14

심사일자 2017.2.22

계재확정 2017.6.28

주저자: 우영진, 교신저자: 김의준