

산업특화가 지역경제의 변동성에 미치는 효과에 관한 연구: 제조업을 대상으로*

정준호**

요약: 본 논문은 제조업을 대상으로 산업특화, 고용성장, 사업체규모, 경제규모, 산업구조, 수도권과 비수도권의 지역 간 차이 등이 1990~2006년 기간 동안 203개 시군구 제조업 고용성장의 변동성에 미치는 효과에 대한 요인들을 공간계량기법을 활용하여 분석하는 것이다. 특정 제조업에 특화되고 고용성장이 빠른 지역일수록 제조업의 산업구조에 관계없이 지역 고용성장의 변동성이 크지만, 해당지역의 경제규모와 사업체규모가 클수록 그 지역 고용성장의 변동성은 심하지 않다는 회귀분석 결과가 도출되었다. 또한 공간계량기법을 사용한 기존의 해외 연구와는 달리 한 지역 고용성장의 변동성과 그 인근 지역 고용성장의 변동성 간에는 부(-)의 관계가 존재한다는 것을 밝혀내었다.

주요어: 변동성, 산업특화, 제조업, 지역경제, 공간적 외부효과

1. 서론

지역경제의 다각화는 고용성장의 변동성(volatility)을 줄여줄 수 있기 때문에 바람직한 것으로 이해되고 있다(Baldwin and Brown, 2004). 경제의 세계화에 따라 대부분의 지역들이 세계경제의 분업구조에 편입되면서 각 지역은 입지경쟁에 매몰되고 그 과정에서 지역경제의 경쟁력, 즉 비교우위를 창출하기 위하여 여러 가지 정책수단들을 강구하고 있다. 이러한 지역 간 비교우위의 추구는 지역경제를 점차로 특정 산업부문에 특화된 경제구조를 낳게 하고 외부의 경제적 충격에 민감하게 만든다.

이러한 경향은 우리나라에도 나타나고 있다. 1997년 외환위기 이후 세계경제로의 통합이 더욱더 가속화되고 수출에 기반한 대외 의존적인 성장구조가 더

욱더 강화되면서 한국경제는 특정 산업부문의 비교우위에 과도하게 의존하고 있다. 자동차, 조선, 반도체, 전자, 석유화학 등 수출을 선도하는 특정 제조업에 특화된 지역경제는 대외환경의 변화에 따라 그 명암을 달리하고 있다. 이러한 대외의존도의 심화는 외환위기 이후 지역 간의 격차를 심화시키는 요인 중의 하나로 등장하고 있다(정준호, 2009).

서구에서는 지역경제의 다각화 추구는 실업률의 하락과 장기적인 투자환경의 개선을 위한 필요한 정책과제로 인식되고 있다(Baldwin and Brown, 2004). 이를 위해 다양한 기업들을 유치하고 새로운 성장동력을 확충하기 위하여 중앙정부뿐만 아니라 지방정부도 많은 노력을 경주하고 있다. 다른 한편으로, 산업의 다양성은 이종산업 간의 연계와 융합을 가속화함으로써 기존 지식의 재조합에서 발생하는

* 2007년 강원대학교 학술연구구성비로 연구하였음.

** 강원대학교 사회과학대학 부동산학과 조교수

혁신의 가능성을 배가시켜 다양한 기업들의 창업을 촉진하여 고용창출에 기여할 수 있다(Essletzbichler, 2005; 정준호, 2007). 이러한 점에서 Duranton and Puga(2000)는 산업특화에 의거한 규모의 경제의 추구를 강조하는 신경제지리학적 입장에서 다소 벗어나 다양성의 경제에 대해 성찰하고 있다.

이러한 논의를 배경으로 하고서, 본 논문의 목적은 제조업을 대상으로 산업특화와 지역경제의 변동성 간의 관계에 대해 경험적인 분석을 하는 것이다. 주지하는 바와 같이, 한국경제는 제조업을 기반으로 성장하여 왔다. 특히 1997년 외환위기 이후 제조업의 고용창출 능력이 감소하고는 있으나 여전히 한국경제를 지탱하는 핵심 산업부문은 제조업이다. 앞에서 열거한 자동차, 조선, 반도체, 전자, 석유화학산업 관련 기업들이 입지한 지역들의 고용사정이나 경제적 활력은 다른 지역들에 비해 훨씬 나은 편이다. 하지만 이들 산업이 입지한 지역들은 2008년 서브프라임 모기지 사태에서 보는 바와 같이 외부의 경제충격에 민감할 수 있다. 이러한 점에서 제조업을 대상으로 특정 제조업부문의 지역 특화와 그 지역경제의 변동성 간의 관계를 경험적으로 분석하는 작업은 유용한 것으로 생각된다.

2절에서는 본 분석에서 사용될 변수들을 선정하기 위하여 기존 선행연구들과 관련 가설들을 검토한다. 3절은 분석 자료에 대해 설명하고, 산업특화와 변동성 간의 관계를 분석할 수 있는 회귀모형에 대해 개관한다. 4절은 분석 결과를 제시하고 이에 대해 기존 연구들을 참조하여 해석한다. 그리고 5절은 본 논문의 결과를 요약하고 정리한다.

2. 선행연구의 고찰과 변수들의 선정

1) 기존 연구에 대한 고찰

산업특화와 지역경제의 변동성 간의 관계는 서구

의 경제지리학, 도시 및 지역경제학, 지역과학계에서는 오랜 관심의 대상이다. 이는 지역고용의 산업별 구성과 지역경제의 변동성 간의 관계에 관한 연구로 지역 경제구조가 다각화될수록 지역 고용성장의 변동성이 줄어들 수 있다는 가설에 대한 경험 연구가 주를 이룬다(Malizia and Ke, 1993; Trendle, 2006). 하지만 이러한 가설에 대한 경험 연구는 명확한 결론을 제시하고 있지는 못하다. Kort(1981)와 Malizia and Ke(1983)는 산업의 다각화 수준이 높으면 지역경제의 변동성이 낮아진다고 제시하고 있지만, Jackson(1984)은 이러한 관계의 성립은 제한적이라고 지적하였다. 또한 Attaran(1986)은 지역경제의 변동성은 산업의 다각화와 무관하다고까지 주장하였다.

Wagner and Deller(1998)는 이러한 연구들이 가지는 난점으로, ① 소규모 표본, ② 세부적이지 않은 산업별 집계자료, ③ 변동성에 대한 부적절한 척도, ④ 단순한 통계적 기법의 이용 등을 꼽고 있다. 이러한 비판에도 불구하고 산업특화와 지역경제의 변동성 간에는 대체적으로 정(+)의 관계가 성립한다고 알려져 있다(Malizia and Ke, 1993; Wagner and Deller, 1998).

국내에서는 김갑성·송영필(1999)과 변창욱(2005)이 산업구조의 특화와 지역경제의 변동성 간의 관계에 대해 유사한 연구를 수행하였다. 이들 연구들은 변동성에 관한 다양한 측정치를 이용하여 시도별 분석을 하였으며, 정책적 시사점을 도출하였다. 특히 변창욱(2005)은 1993~2003년 기간 동안의 시·도별 자료를 활용하여 변동성에 관한 여러 지표들을 측정 한 결과, 대구, 광주, 제주 등이 지역경제의 변동성이 심화된 것으로 나타났으며, 특히 대구는 특정산업에 집중된 산업구조로 인해 이러한 현상이 나타난 것으로 파악하고 있다.

본 연구는 다수의 지역표본, 보다 세부적인 산업별 집계자료, 그리고 변동성에 관한 단순하지만 논리적인 적정 측정치를 사용함으로써 이러한 비판들을 대처하고 공간계량경제학에 기반한 다중회귀분석기법

을 사용함으로써 공간적 상호작용과 확산효과(spillovers)를 분석모형에 반영한다는 점에서 기존의 연구와 차이가 있다.

전술한 바와 같이, 본 연구는 지역경제의 변동성을 야기하는 요인, 특히 산업특화의 효과를 규명하는 데 초점이 맞추어져 있다. 대도시나 규모가 큰 지역에 한정된 기존 국내·외의 연구와 달리, 도시와 농촌을 포괄하는 시군구별 자료를 활용한다는 점에서 기존의 연구와 차이가 있다. 그리고 이들 지역이 기능지역(예: 통근권)의 근간을 형성하고 있다는 점에서 기존의 연구에서 간과된 부분을 포착할 수도 있을 것으로 보인다. 특히 본 연구는 공간계량경제학적 모형을 사용함으로써 공간적 외부효과가 지역경제의 변동성에 미치는 효과를 탐색할 수 있다는 점에서 기존의 국내 연구와 차별적이다.

2) 변수들의 선정

본 연구는 지역의 제조업 고용으로 대리(proxy)되는 지역경제의 성장과 변동성 사이에 정(+)의 관계가 성립하고, 산업특화와 지역경제의 변동성 사이에 정(+)의 관계가 성립한다는 것을 시군구 단위에서 다중회귀분석을 통해 검증하는 것이다. 산업특화가 지역경제의 변동성에 미친 영향을 측정하기 위해서는 여러 가지 설명변수들을 통제하는 것이 필요하고 이들 설명변수들은 기존 연구들¹⁾에서 선정되었다(〈표 1〉참조).

지역경제의 변동성을 나타내는 종속변수로 본 논문에서는 각 지역의 연평균 제조업 고용성장률의 표준편차를 사용하였다. 표준편차는 사건의 변동성을 측정하는 대표적인 통계량이다. 지역경제의 변동성은 여러 가지 의미로 파악될 수 있겠지만, 여기서는 기존의 선행연구를 따라 특정시기 내의 고용성장률의 편차로 이해한다. Baldwin and Brown(2004)과 Essletzbichler(2005)의 연구에서는 변동성을 측정하는 통계량으로 표준편차 대신에 분산을 사용하였다.

그리고 Trendle(2006)는 Kort(1981)가 고안한 변동성 측정치, $V = \sum_{i=1}^T [(E_{it} - E_{it}^T)/E_{it}^T]^2 / T$ 를 활용하였다. 여기서 E_{it} 는 지역 i 에서의 t 시점의 고용규모, E_{it}^T 은 선형 추세 방정식에 의해 예측되는 지역 i 에서의 t 시점의 고용규모, 그리고 T 는 추정되는 선형 추세의 기간을 일컫는다.

지역의 변동성은 여러 가지 설명변수들에 의해 영향을 받는다. 특히 산업특화가 지역의 변동성에 미치는 영향이 전술한 바와 같이 본 논문의 주요 관심사 중의 하나이다. 산업특화를 측정하는 통계량은 대표적으로는 엔트로피(Entropy)지수, 허핀달(Herfindahl) 지수²⁾ 등이 있으나, 본 연구는 허핀달 지수를 사용한다. 지역 r 에서의 허핀달 지수는 $H_r = \sum_{i=1}^n s_{ir}^2$ 로 정의되며, 여기서 $s_{ir} = E_{ir} / \sum_{i=1}^n E_{ir}$ 이고 E_{ir} 은 지역 r 에서의 i 산업부문의 고용규모를 나타낸다. 이 지수의 값은 $1 \sim 1/n$ 에서 변동하는데, 즉 고용이 특정산업의 한 부문에 모두 집중되어 있으면 1이고 모든 산업부문에 걸쳐 동일하게 분포되어 있으면 $1/n$ 의 값을 갖는다. 따라서 그 수치가 1에 가까운 값일수록 그 지역은 일부의 특정산업부문에 특화되어 있다는 것을 의미한다. 여기서 이 지수는 기준년 1990년 제조업 내 한국표준산업분류(KSIC) 3digit로 분류된 월평균 종사자 자료를 가지고 계산하였다. 산업특화와 고용성장 변동성 간의 관계에 대한 전술한 기존 연구들에 따르면, 산업특화의 정도와 고용변동성 사이의 관계는 정(+)으로 예상된다.

산업구조의 특화가 지역경제의 변동성에 미치는 효과에 관한 많은 연구들은 지역경제의 고용규모 또는 인구규모가 지역경제의 변동성을 설명하는 한 요인으로 파악하고 있다(Kort, 1981; Malizia and Ke, 1993; Baldwin and Brown, 2004). 특히 Malizia and Ke(1993)는 경제규모가 작은 지역보다 경제규모가 큰 지역의 경우에 지역경제의 변동성이 상대적으로 낮으며, 고용규모로 측정된 경제규모는 산업특화의

효과와 무관하게 지역경제의 변동성에 부(-)의 효과를 가진다고 주장하였다. 다른 한편으로, 경제규모가 지역경제의 변동성에 미치는 영향은 제품 판매시장의 지리적 집중에 의존한다(Fujita *et al.*, 1999; Essletzbichler, 2005). 경제규모가 큰 지역의 기업(또는 산업)들의 성장이 상호 관련된 기업(또는 산업)들의 연계에 의한 것이기보다는 특정시장에의 제품판매에 의존할 경우, 동일한 시장과 경제적 충격을 공유하기 때문에 경제규모가 큰 지역과 경제규모가 작은 지역 모두가 유사한 산업의 특화 정도를 보여준다 하더라도 전자의 경우가 후자의 경우보다 더욱더 변동성이 클 수 있다. 이러한 점에서 경제규모와 변동성 간의 관계는 정(+)과 부(-) 모두 가능하다고 할 수 있다(Essletzbichler, 2005).

경제성장은 지역경제의 변동성에 영향을 미칠 수 있다. 상대적으로 고성장지역일수록 변동성의 수준이 심할 수 있다는 것이다(Trendle, 2006). Essletzbichler(2005)는 미국 제조업을 대상으로 지역경제의 고용성장과 그 변동성 간에는 정(+)의 선형관계가 존재한다는 연구결과를 제시하고 있다. 즉 고성장산업 특화지역의 고용성장률이 저성장산업 특화지역의 그것보다 높다는 것이다.³⁾ 본 논문에서도 기존의 연구에 따라 지역의 경제성장은 제조업의 고용성장으로 조작적으로 정의한다.

평균사업체(또는 공장)규모는 지역경제의 변동성에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 예상된다(Baldwin

et al., 1998; Davis *et al.*, 1996). 왜냐하면, 소규모 사업체(또는 기업)가 대규모 사업체(또는 기업)보다는 신규 진입자이고 해당 산업에서 퇴출될 가능성이 클 수 있기 때문이다. 그리고 대규모 사업체(또는 기업)는 다양한 제품을 생산하고 특정제품에 영향을 미치는 시장의 변동성에 소규모 사업체(또는 기업)보다 덜 취약한 것으로 알려져 있다. 따라서 소규모 사업체(또는 기업)에서 제품의 다양성이 낮기 때문에 평균사업체 규모와 변동성 간에는 부(-)의 관계가 예상될 수 있다.

이외에도 Baldwin and Brown(2004)는 지역의 수출비율을 설명변수로 사용하였는데, 우리나라 시군구 단위에서 수출비중에 관한 자료가 가용하지 않기 때문에 본 연구에서는 사용할 수 없었다. 하지만 한국경제가 수출에 기반한 대외 의존적인 성격을 강하게 띠고 있기 때문에 이 변수가 지역경제의 변동성에 미친 효과는 유의미할 것으로 기대된다.

또한 지역경제가 변동성이 심한 산업들로 구성된 경우 그 경제의 변동성은 클 수가 있을 것이다. 이를 반영하기 위해 Baldwin Brown(2004)과 Essletzbichler(2005)는 상이한 유형의 산업별 고용비중을 설명변수로 사용하였다. 이들의 연구에 따르면, 광업, 농림업, 벌목, 목재, 석유 등과 같은 자원기반형 산업의 경우 고용성장의 지역 변동성이 높은 것으로 나타났다. 그 이유로는 자원기반형 산업에 의존하는 경제가 국제시장의 가격 변동성에 취약하기 때문이다. 따라서 자원기반형 산업비중과 지역경제의 변동성 간에는 정(+)의 관계가 있을 것으로 예상될 수 있을 것이다(Essletzbichler, 2005). 본 연구에서는 입지유형별로 통상적으로 분류되는 방식에 따라 제조업부문을 소비지입지형, 자원입지형, 기초소재형, 그리고 가공조립형 산업 등으로 분류하였다.⁴⁾ 이러한 산업분류에 따라 4개의 변수가 생성되지만 이를 모두 회귀분석에 반영할 경우 완전 다중공선성(perfect multicollinearity) 문제가 발생하기 때문에 지역별 분포가 상대적으로 적은 기초소재형 산업의 변수는 분석에서 제외하였다.

표 1. 선정된 설명변수들과 지역경제의 변동성에 대한 예상효과

설명변수들의 정의	예상부호
제조업 내의 산업특화 수준(1990년)	+
연평균 제조업 고용성장률(1990~2006년)	+
제조업 고용규모(1990년)	+/-
제조업 평균사업체규모 (고용규모/사업체수)(1990년)	-
소비지입지형 제조업 비중(1990년)	+/-
자원입지형 제조업 비중(1990년)	+
가공조립형 제조업 비중(1990년)	+/-

마지막으로 우리나라에서 수도권과 비수도권 간의 지역 간 차이가 관심의 대상이 되고 있기 때문에 이러한 지역 간 차이를 반영하기 위하여 수도권 터미를 설명변수로 추가하였다.

3. 분석 자료와 분석 방법

1) 분석 자료

본 연구에 사용된 주요 자료는 통계청이 매년 발간하는 『광공업통계조사보고서』이다. 이 자료는 시계열의 연속성과 지역과 산업분류란 측면에서 보다 세부적으로 구성되어 있다.⁵⁾ 본 논문의 분석은 제조업을 대상으로 하고 있다. 그 이유로는, 우선적으로 제조업이 한국경제의 주요 성장동력으로 기여하여 왔을 뿐만 아니라 지역경제의 중요한 경제기반산업(basic industry)으로 역할하고 있다는 점을 고려하지 않을 수 없다는 점이다. 또 다른 이유로는, 상대적으로 긴 시계열을 가지면서 세부적인 제조업 내 산업별 자료가 가용하기 때문이다. 시군구 단위의 세부적인 산업별 통계가 입수 가능한 또 다른 자료로는 『사업체기초통계보고서』가 있다. 이는 1994년부터 이용이 가능하지만 광공업통계조사보고서의 경우에는 1982년부터 이용이 가능하다.

본 논문은 자료의 시계열 측면에서 1990~2006년 기간으로 한정하였다. 구득 가능한 전체 시계열(1982~2007년) 자료를 사용할 경우에 부딪히는 가장 큰 문제는 그 기간 동안에 한국표준산업분류(KSIC) 자체의 변동이 심하여 분석 자료의 일관성을 기하기가 어렵다는 점이다. 또한, 산업분류를 1980년대와 1990년대 이후로 나누어 볼 경우 특정산업이 한국표준산업분류의 동일한 분류체계에 속한다 하더라도 사실상 그 내용에서 상당한 변화가 수반되었다는 점을 고려할 필요가 있다는 점이다.

이러한 현실적 문제를 고려하여 1990~2006년의

제조업 시계열 자료만을 본 분석에서 사용하였다. 한국표준산업분류(KSIC)는 '65, '68, '70, '75, '84, '91, '98, '01, '07년에 걸쳐 아홉 차례의 개정을 거듭하였다. 특히 '91년 개정작업에서 KSIC의 분류 자체가 전과 달리 상당한 변화를 수반하였다. 본 연구의 대상인 제조업의 경우에 그 범위와 그 하위분류가 그 전보다 세밀하게 변경되었다. 그러한 이유로 그 이전의 시계열과 그 이후의 시계열을 일관되게 연결하기가 쉽지 않다. 하지만 '92년 이후 제조업 통계의 경우 상대적으로 용이하게 시계열의 일관성을 기할 수 있다. 그런데 '07년 개정에 따른 2007년의 통계는 10인 이상을 대상으로 하고, 일부 제조업의 범위가 변경되어 그 이전과 시계열의 일관성을 갖추기가 용이하지 않다. 통계청에서 구득한 1990~1991년 통계는 다행히도 '91년 개정에 따라 정리가 되어 있었기 때문에 1990~2006년 제조업 시계열 자료만을 대상으로 본 논문에서 분석한다.

본 논문의 공간적 분석단위는 시군구이다. 우리나라 시군구의 행정구역 경계는 1990~2006년 기간 동안에 심하게 변동하였다. 특히 1995년에 도농통합시의 출현으로 상당한 변화가 일어났다. 또한 특별시와 광역시 단위에서 인접시나 군과의 통합으로 새로운 구가 탄생하거나 기존의 구가 분구되는 현상이 발생하였다. 이와 같은 행정구역의 경계는 지역경제의 변동성에 상당한 효과를 미칠 수 있다. 이를 통제하기 위하여 행정구역의 경계를 일관되게 설정할 필요가 있다. 행정구역의 변동이 가장 심했던 1995년의 행정구역을 기준으로 분석단위의 행정구역을 일치시켰다. 그 결과 2006년 기준의 234개 시군구는 일부 연도의 자료가 제공되지 않는 웅진군과 울릉군은 분석대상에서 제외하여 214개의 시군구로 축소·통합되었다. 즉, 1995년 도농통합시를 기준으로 자료들을 정리하고, 특별시나 광역시의 경우 분구된 경우에는 이전의 행정구역으로 통합한 것이다.

전술한 바와 같이, 각 지역경제의 변동성은 1990~2006년 기간 동안의 각 지역 연평균 제조업 고용성장률의 표준편차이다. 여기서 고용자료는 『광공업통계

조사보고서』의 월평균중사자수이다. 대부분의 독립 변수는 1990년 기준년도의 자료이다. 따라서 본 연구는 1990년 기준년도 당시의 경제·산업구조가 주어진 경우에 전술한 설명변수들이 지역경제의 변동성에 미친 효과들을 추정하는 작업으로 이해될 수 있는 것이다.

종속변수인 변동성의 공간분포에 대한 통계량이 <표 2>에 제시되어 있다. 이러한 기술적 통계치는 지역별 변동성이 매우 심하다는 것을 보여주고 있다. 전체표본의 경우 최소값이 0.022이고, 최대값이 0.828이다. 따라서 제조업 고용의 변동성이 지역에 따라 심하다. 이러한 변동성은 소도시나 농촌지역에서 더욱 심하고 대도시지역에서는 그보다 덜하다(Baldwin and Brown, 2004).

<표 2>에서 보는 바와 같이, 변동성의 지역별 분포는 그 평균값이 중앙값보다 커서 좌경분포 형태를 보여주고 있다. 이는 변동성이 큰 지역들이 존재한다는 것을 의미한다. 이러한 관측값들이 분석대상에 모두 포함될 경우에 분석상의 일부 문제들이 발생할 수 있다.

첫째, 변동성이 큰 지역들은 주로 소도시이거나 농촌지역으로 소수의 사업체가 있는 경우가 다반사이다(Baldwin and Brown, 2004). 우리나라의 경우처럼 정책적으로 대규모 신규 산업단지가 특정지역에 조성되어 지역 내 신규기업의 상당한 진입으로 지역경제의 제조업 고용 변동성이 증폭될 수도 있다. 따라서 개별 사업체의 성장과 쇠퇴에 영향을 미치는 개별요인이나 사업체의 지역 내 진입에 영향을 미치는 정책적 요인들이 이러한 변동성의 이면에 자리 잡고 있다. 하지만 이러한 개별적 요인과 정책적 요인을

분석모형에 모두 반영하기에는 상당한 한계가 뒤따른다.

둘째, 변동성이 큰, 즉 이상치(outlier)의 관측값은 파라미터의 추정치에 강력한 영향을 미칠 수가 있다.⁶⁾ 이러한 이유들로 인하여 Baldwin and Brown (2004)의 경우처럼 변동성의 수준이 상위 5%⁷⁾를 초과하는 관측값을 가진 지역들은 분석대상에서 제외하여 분석하고자 한다. 이에 따라 전체 표본수는 214개에서 203개로 축소되었다. 이렇게 축소된 표본집단의 종속변수의 최대값은 0.238로 줄어들었으며, 중앙값은 평균값에 전보다 훨씬 근접하여 왜도가 감소하였다.

<표 3>는 재조정된 표본수(n=203)를 대상⁸⁾으로 한 독립변수들의 기술통계량을 보여주고 있다. 제조업 내의 산업특화 수준을 나타내는 허핀달 지수의 경우 지역별로 상당한 편차가 있다. 최소값은 0.046이고, 최대값은 1.000이다. 평균값이 0.310으로 제조업에 한정할 경우에 지역경제가 상대적으로 다각화되어 있는 편이다. 이와 같이 특정지역에는 제조업 내 특정부문에 특화되어 있는 정도가 심하지만 일부 지역의 경우 이와는 상대적으로 산업구조가 다각화되어 있다. 이는 종속변수인 변동성의 지역별 분포와 유사한 패턴을 보여주고 있다. 그밖에 다른 설명변수들도 이와 유사한 패턴, 즉 전반적으로 지역별로 상당한 편차를 보여주고 있다.⁹⁾ 또한 자료를 자세히 들여다 보면, 대도시일수록 지역경제가 다각화되어 있으며, 중소도시나 농촌지역의 경우 제조업 내 일부 특정산업에 특화되어 있는 경우가 나타나고 있다. 이는 캐나다의 제조업에 관한 경험 연구와 유사한 경향을 보여준다(Baldwin and Brown, 2004).

표 2. 종속변수의 기술 통계량

	평균값	중앙값	최대값	최소값	표준편차
전체 표본 (n=214)	0.122	0.106	0.828	0.022	0.080
조정된 표본 (n=203)	0.109	0.103	0.238	0.022	0.041

2) 분석 방법

분석대상이 시군구별 횡단면자료이다. 이 경우에 공간적 자기상관(spatial autocorrelation) 또는 이분산성(heteroscedasticity)의 문제¹⁰⁾가 발생하여 추정 결과에 편의(bias)가 발생할 수 있다. 이러한 문제를

표 3. 독립변수들의 기술 통계량

변수명	평균값	중앙값	최대값	최소값	표준편차
제조업 내의 산업특화('90년)	0,310	0,236	1,000	0,046	0,246
연평균 제조업 고용성장률('90-06년)	-0,001	0,000	0,143	-0,119	0,046
제조업 고용규모('90년)	14,787	5,871	144,093	128	23,447
제조업 평균사업체규모('90년)	42	30	239	9	34
소비지입지형 제조업 비중('90년)	0,211	0,114	0,956	0,000	0,246
자원입지형 제조업 비중('90년)	0,561	0,531	1,000	0,029	0,340
가공조립형 제조업 비중('90년)	0,181	0,114	0,824	0,000	0,204

해결하기 위해 공간계량기법이 활용될 수 있다 (Anselin, 1988). 이러한 공간계량모형에는 일반적으로 공차모형(Spatial Lag Model)과 공간오차모형(Spatial Error Model)이 있다. 전자는 회귀모형에 공차관계의 종속변수를 설명변수로 추가한 것이고, 반면에 후자는 오차항에 공차관계를 적용한 것이다. 공간적 상호작용을 분석하는 데 관심이 있다면 공차모형이 적합한 반면에, 공간오차모형은 공간자료 사용에 따른 공간적 자기상관의 잠재적인 편의를 통제하고자 할 경우에 적합하다.¹¹⁾

일종의 내생변수인 공차항이 포함된 공간계량모형을 사용할 경우 최소자승(Ordinary Least Square)법으로 추정이 되지 않는다. 오차항이 정규성 가정에 따를 경우 최우(Maximum Likelihood) 추정법을 사용하지만, 그 가정을 따르지 않을 경우 각 독립변수의 공차항을 도구변수로 사용하는 도구변수(Instrument Variables)로 추정이 가능하다(Anselin and Bera, 1998; Anselin, 2002; Kelejian and Robinson, 1992).

공간계량모형에서 가장 특징적인 것이 지역 간의 공간적 상호작용이나 관계를 정의하는 공간가중행렬이다. 상이한 유형의 공간가중행렬은 공간적 자기상관의 상이한 개념들을 반영한다(Anselin, 1988). 본 연구는 전국차원에서 203개 시군구 간에 중력모형을 반영한 역거리(inverse-distance)의 연속적인 변화, 즉 d_{ij}^{-2} 를 의미하는 거리범주의 공간가중행렬을 사용

한다. 이는 203개 시군구 간의 중력모형에 따른 거리 조락현상을 반영한다. 또한, 이러한 공간적 상호작용이 지역 간의 최대거리¹²⁾까지 연속적으로 영향을 미치고 전국차원에서 각 지역 간에 서로가 연결되어 있다고 가정한다.

4. 분석 결과

본 연구에서는 OLS 추정과 이에 따르는 정규성, 이분산성, 공간적 자기상관 등 모형설정 오류에 대한 통계 검정을 통해 공간적 계량모형의 도입 여부를 판단하고, 이후 발견된 모형설정 오류를 순차적으로 제거하는 방식으로 회귀분석이 진행되었다. OLS 추정은 본격적인 공간계량모형을 도입하기 전의 예비적인 진단작업으로서 의미를 가진다.

〈표 4〉에서 보는 바와 같이, OLS 추정결과가 정규성 가정을 위반하고 있기 때문에 공간계량모형을 도입할 경우 최우 추정법 대신에 도구변수 추정법을 활용하여 추정하는 것이 바람직하다. 공간적 자기상관에 관한 LM-Lag의 검정결과, 5% 유의수준에서 종속변수의 공간적 독립성에 관한 귀무가설이 기각됨으로써 공간계량모형의 도입의 필요성을 보여주고 있다. 이에 따라 공간적 상호작용의 역할을 탐색할 수 있는 공차모형이 적합한 회귀 분석모형으로 해석

될 수 있을 것이다.

공차모형을 선택한 후에 그 모형이 오차항의 공간 종속성을 제대로 통제하고 있는지의 여부를 판단하기 위해 다시 LM_err검정을 수행하였으며, 그 결과는 공간적 종속성이 통제되고 있음을 보여주고 있다. 따라서 공차모형의 선택이 적합한 것이라고 판단할 수 있을 것이다.

하지만 OLS 추정 결과에서 드러난 바와 같이, 이분산성의 문제가 존재하고 있다. 이 문제를 해결하기 위하여 OLS-Robust 추정법을 활용하였으며, 잠재적으로 통제되지 않을 수도 있는 공간효과와 이분산성을 통제하기 위하여 Robust 도구변수 추정법을 사용하였다(Anselin, 1988).

〈표 4〉에 나타난 결과처럼, 대부분의 가설들이 지지되고 있다. 이러한 점에서 본 연구는 산업특화가 지역경제의 변동성에 미치는 효과에 관한 기존 연구 결과들을 경험적으로 뒷받침하고 있다. 구체적으로 살펴보면, 제조업 내의 산업특화의 수준, 제조업 고용의 지역별 성장률, 산업유형과 무관한 제조업의 산업구조, 수도권지역 등의 변수들은 지역의 제조업 고용성장의 변동성과 정(+)의 관계를 보여주고 있다. 이러한 관계는 어느 회귀모형에서나 별 차이가 없다. 그리고 통계적으로도 대부분 5% 또는 1%에서 유의하다.

이를 정리하면, 제조업 내 특정산업에 특화되고, 제조업 고용의 성장률이 높고, 제조업의 세 유형과 관계없이 제조업 기업들이 입지하고, 수도권에 속한 지역일수록 그 지역경제의 변동성이 심하다고 판단할 수 있을 것이다. 제조업의 유형과 관계없이 지역의 변동성과 정(+)의 관계를 보여주는 것은, 우리나라 제조업의 상당부분이 대외 의존적인 수출·입 관계에 깊이 통합되어 있어 세계경제의 경기변동에 취약하다는 것을 암시한다. 다른 한편으로, 〈표 3〉의 기술통계량에서 보여주는 바와 같이, 제조업 고용은 지역전반에 걸쳐 평균적으로 음(-)의 성장을 거듭하고 있다. 이는 1990년대 이후 중국의 대외개방과 경제의 세계화에 따라 산업구조조정이 가속화되면서 제조업

고용이 급격히 감소하는 탈공업화 현상과 관련이 있는 것으로 보인다.

고용규모로 대리된 지역의 경제규모는 지역경제의 변동성과 부(-)의 관계이며, 어느 모형에서나 상관없이 통계적으로 유의하다. 이러한 결과는 규모가 큰 지역이 지역노동시장의 규모효과와 이러한 지역경제가 지원하는 광범위한 산업구성 때문에 규모가 작은 지역보다 경제적 충격을 더욱더 잘 흡수할 수 있다는 해석을 뒷받침하고 있다. 전술한 바와 같이, 수도권 지역은 상대적으로 경제규모가 크다. 그럼에도 불구하고 경제의 변동성도 크다. 그렇다면 이들 결과들은 서로 상충된다고 해석될 수도 있지만, 수도권 지역 자체가 격심한 제조업의 구조조정으로 탈공업화의 진원지이기도 하다. 전술한 바와 같이 지역규모와 고용성장의 변동성의 관계에 관한 가설은 정(+)과 부(-) 모두 가능하다. 이러한 점에서 이들 결과는 서로 배치된다고 해석하기에는 다소 무리가 따른다. Fujita *et al.*(1999)이 지적한 바와 같이, 이는 아마도 대도시 지역에서의 제품수요는 심각한 수요충격과 연관되어 있다는 주장을 일정 정도 뒷받침하고 있는 것으로 해석될 수도 있을 것이다.

평균사업체규모와 지역 고용성장의 변동성 간의 관계는 예상대로 부(-)의 관계를 보여주고 있다. 이러한 관계는 또한 어느 모형에서나 상관없이 나타나고 있으며, 통계적으로도 유의하다. 따라서 이는 지역에 대규모 사업체가 많이 입지할수록 상대적으로 고용성장의 변동성이 심하지 않다는 것을 의미한다.

기존의 연구결과와 배치되는 단 하나의 예외는 지역 고용성장의 변동성이 이웃하는 지역들의 고용성장 변동성의 함수라는 가설이 정(+)의 관계가 아니라 부(-)의 관계로 나타나고 있다는 점이다. 이는 Essletzbichler(2005)와 Trendle(2006)의 연구들과는 상반된 결과이다. 이들 연구에서 이들 간의 관계가 정(+)이므로 지역 고용성장의 변동성은 인근 지역에서의 고용성장의 변동성에 의해 영향을 받아 공간적 외부효과가 존재한다는 해석이 가능하다. 하지만 본

표 4. 회귀 분석결과

연평균제조업고용성장률 표준편차 ('90-06년)	OLS	OLS-Robust	Spatial Lag(IV)	Spatial Lag (IV-Robust)
W_연평균제조업고용성장률 표준편차 ('90-06년)	-	-	-0.513 (-1.759)*	-0.592 (-2.351)**
상수항	0.038 (1.547)	0.038 (2.394)**	0.098 (2.352)**	0.104 (3.193)***
제조업 내 산업특화수준 ('90년)	0.056 (4.540)***	0.056 (4.410)***	0.058 (4.790)***	0.058 (4.900)***
연평균제조업고용성장률 ('90-06년)	0.199 (3.780)***	0.199 (3.381)***	0.175 (3.281)***	0.154 (3.001)***
제조업고용규모 ('90년)	-0.000 (-1.752)*	-0.000 (-2.164)**	-0.000 (-2.036)**	-0.000 (-2.906)***
제조업평균사업체규모 ('90년)	-0.000 (-3.559)***	-0.000 (-3.975)***	-0.000 (-3.807)***	-0.000 (-3.981)***
소비지입지형 제조업비중 ('90년)	0.071 (2.742)***	0.071 (3.995)***	0.063 (2.477)**	0.063 (3.929)***
자원입지형 제조업비중 ('90년)	0.072 (2.907)***	0.072 (4.522)***	0.070 (2.886)***	0.068 (4.763)***
가공조립형 제조업비중 ('90년)	0.057 (2.091)**	0.057 (2.975)***	0.049 (1.839)*	0.047 (2.750)***
수도권 터미	0.014 (2.351)**	0.014 (2.698)***	0.015 (2.494)**	0.016 (3.460)***
R ²	0.455	0.455	0.469	0.438
Adj. R ²	0.432	0.432	-	-
LM_lag(p값)	5.758** (0.016)	-	-	-
LM_err(p값)	2.231 (0.135)	-	0.039 (0.844)	-
이분산성(p값)	55.890* (0.090)	-	-	-
정규성(p값)	10.143*** (0.006)	-	-	-
표본수	203	203	203	203

주: 1) 회귀계수의 괄호안의 수치는 t(또는 z)값을 나타냄.

2) *, **, ***는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

3) LM_lag와 LM_err는 잔차의 공간적 자기상관에 대한 Lagrange Multiplier의 검정결과들이고, 괄호안의 수치는 p값을 나타냄.

4) 이분산성 검정은 White 통계량을 이용하였으며, 괄호안의 수치는 p값을 나타냄.

5) 정규성 검정은 Jarque-Bera 통계량을 이용하였으며, 괄호안의 수치는 p값을 나타냄.

연구에서는 지역 제조업 고용성장의 변동성과 인근 지역에서의 고제조업 고용성장의 변동성 간의 관계가 부(-)이므로 한 지역의 제조업 고용성장에서 변동

성이 크면, 이웃 지역의 제조업 고용성장은 상반된 결과를 보여준다는 것이다.

제조업 내의 특정산업의 특화가 지역경제의 성장

을 주도하는 경우 그 지역경제의 변동성은 심하다. 이러한 지역은 경제규모가 상대적으로 작은 대도시 주변의 산업도시이거나 수도권 서남부 지역의 어느 산업도시에 속할 가능성이 크다. 그렇다면, 이 지역은 산업생산에 특화된 지역으로 주로 실행기능을 담당하고 그 주변지역은 대도시로서 구상기능과 소비 또는 서비스산업의 중심지 역할을 수행할 가능성이 크다. 환언하면, 제조업 고용의 중심지와 그 인근 지역 간에는 공간경제의 구조적인 분업관계가 형성된 것으로 이해될 수 있을 것으로 보인다. 이는 소비와 서비스의 중심지인 대도시와 그 인근의 제조업 생산 중심지 간의 공간분업이 형성된 것으로 해석될 수 있을 것으로 보인다.

5. 결론

본 연구는 제조업 내의 특정산업의 특화가 지역고용의 변동성에 미치는 효과에 관한 기존 연구들에서 확인된 가설들을 공간계량기법을 활용하여 검증하였으며, 그 결과는 기존의 연구결과들과 크게 벗어나지 않는다. 예를 들면, 사업체규모가 작고 지역이 제조업 내 특정산업에 특화될수록 지역경제의 변동성이 확대되는 경향이 있다. 또한 지역의 경제규모가 클수록 변동성의 수준은 작다. 그리고 제조업의 유형에 상관없이 제조업은 지역경제의 변동성을 증폭시키는 것으로 나타났다. 이는 극심한 산업구조조정과 탈공업화의 효과로 이해된다. 제조업 고용성장의 속도가 빠르면 지역경제의 변동성은 확대되고 수도권 지역에 속할 경우에도 그렇다.

하지만, 기존의 연구결과와는 달리, 한 지역경제의 변동성과 인근 지역의 변동성 간의 관계는 정(+)이 아니라 부(-)이어서 새로운 해석이 요구된다. 이는 아마도 서비스와 소비의 중심지로서의 대도시와 그 인근 주변의 생산중심의 중소도시 간의 구조적인 공간분업 관계를 반영하고 있는 것으로 보인다.

본 연구는 대도시나 시도별 공간단위를 사용하지 않고 도시와 농촌, 대도시와 중소도시 등 다양한 공간규모를 포괄하는 자료를 사용함으로써 제조업 내의 산업특화와 지역경제의 변동성 간의 관계를 다각도로 살펴볼 수 있었다. 그리고 시군구가 사실상 통근권과 같은 기능지역의 근간이 되기 때문에 이러한 이점을 활용할 수 있었으며, 이와 더불어 공간계량모형을 사용함으로써 기존의 연구결과와 배치되지만 흥미로운 사실을 발견할 수 있었다.

다른 한편으로, 본 연구는 산업특화에 대한 일반적 지표를 사용하는 대신에 지역 내부의 기능적으로 통합된 상이한 산업부문 간의 관계를 포착할 수 있는 지표를 활용하지 않음으로써 이에 수반되는 연구의 한계를 지니고 있다(Frenken *et al*, 2005).

주

- 1) 최근의 연구로는 Baldwin and Brown(2004), Essletzbichler(2005), Trendle(2006) 등을 거론할 수 있으며, 이러한 연구들로부터 적합한 설명변수들을 추출하였다.
- 2) Duranton and Puga(2000), Baldwin and Brown(2004), Essletzbichler(2005) 등의 연구는 허핀달 지수를 사용하였으며, 반면에 Trendle(2006)는 엔트로피 지수를 활용하였다. 어느 지수를 활용하든지 간에 분석결과에는 큰 차이가 없는 것으로 보고되고 있다(Essletzbichler, 2005).
- 3) 반면에 산업구성이 다각화된 지역의 경우 그 경제의 변동성이 작고 평균 고용성장률이 높을 수 있다. 이에 따라 경제성장률과 변동성 간에는 U자형 관계가 존재할 수도 있다(Malizia and Ke, 1993; Baldwin and Brown, 2004).
- 4) 소비지입지형 제조업은 KSIC 18, 19, 22, 25, 36업종, 자원입지형 제조업은 KSIC 15, 16, 17, 20, 21, 26업종, 기초소재형 제조업은 23, 24, 27, 37업종, 그리고 가공조립형 제조업은 KSIC 28, 29, 30, 31, 32, 33, 34, 35업종을 포함한다.
- 5) 2~3년 전까지만 하더라도 통계청에서 시군구 단위에서

- 제조업 KSIC 3digit 세부자료를 원시자료로 구득 가능하였지만, 올해부터는 KSIC 3digit의 경우에 시도별 자료만 구득이 가능하다.
- 6) 이러한 문제를 해결하기 위하여 변수들을 자연로그로 변환시켜 전체 표본 집단을 사용할 수도 있을 것이다. Essletzbichler(2005)는 그러한 방법을 사용하고 있다. 하지만 우리나라의 경우 변수들 중에 음(-)의 값을 가진 경우가 있어 로그변환이 사실상 불가능하다. 이럴 경우 표본에 대한 상당한 정보손실이 초래될 수 있다.
 - 7) 상위 5%에 해당되는 변동성의 값은 0.238이다.
 - 8) 이하의 분석은 이렇게 조정된 표본수(n=203)를 대상으로 한다.
 - 9) 이는 최근 미국 제조업을 대상으로 한 연구(Essletzbichler, 2005)나 캐나다의 제조업을 대상으로 한 연구(Baldwin and Brown, 2004)에서 공히 변수들의 지역 간 격차가 심하다. 하지만 미국의 경우 캐나다나 우리나라의 경우보다 그 정도가 심하지 않은 것으로 보인다.
 - 10) 비공간적 회귀모형의 경우에 이분산성의 문제를 해결하기 위해 OLS-Robust 또는 일반최소자승법(Generalized Least Square)을 활용할 수 있을 것이다. 그리고 변수들의 로그변환도 이러한 문제를 해결하는 하나의 방법일 수 있다.
 - 11) 실제 연구에서 어느 모형을 선택할 지의 여부는 연구자의 관심사나 LM(Lagrange Multiplier)과 같은 일반적인 통계적 검정에 의존한다.
 - 13) 이들 지역 간의 최대거리는 569.2km, 최소거리는 2.1Km, 그리고 평균거리는 177.1km이다.

참고문헌

- 김갑성 · 송영필, 1999, "지역의 산업구조 다양성이 지역경제에 미치는 영향 분석," 지역연구 15(1), pp.23-43.
- 변창욱, 2005, "지역산업구조의 다양성과 안정성," 산업경제분석 3월호, pp. 46-54.
- 정준호, 2009, "지역자산의 공간분포와 공간적 양극화의 실상," 임의영 · 정준호 · 김기석 · 조계근 · 김형준 · 김세은, 강원도 양극화의 현황과 문제점, 강원발전연구원 · 강원대학교 사회과학연구원, pp.73-125.
- 정준호, 2007, "혁신활동의 공간적 결정요인 분석," 한국경

- 제지리학회지 10(4), pp.394-413.
- Anselin, L. and Bera, A., 1998, Spatial dependence in linear regression models with an application to spatial econometrics, in A. Ullah and D. Giles(eds.), *Handbook of Applied Economics Statistics*, Berlin: Springer, pp.237-289.
- Anselin, L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Boston, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L., 2002, *Under Hood, Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models*, REAL Technical Paper, No. 02-T-09, Regional Economics Application Laboratory, South Mathews, Urbana, Illinois.
- Attaran, M., 1986, "Industry diversity and economic performance in U.S. areas," *Annals of Regional Science* 20, pp.44-54.
- Baldwin, J. R. and Brown, W. M., 2004, "Regional manufacturing employment volatility in Canada: The effects of specialization and trade," *Papers in Regional Science* 83, pp.519-541.
- Duranton, G. and Puga, D., 2000, "Diversity and specialization in cities: Why, where and when does it matter?," *Urban Studies* 37, pp.533-555.
- Essletzbichler, J., 2005, *Diversity, instability and regional growth in the US (1975-2002)*, Papers in Evolutionary Economic Geography, Utrecht, Utrecht University, Urban and Regional Research Center Utrecht. 5. 13.
- Frenken, K., V. Oort F. G., Verburg, T. and Boschma, R., 2005, *Variety and regional economic growth in the Netherlands*, Papers in Evolutionary Economic Geography, Utrecht, Utrecht University, Urban and Regional Research Center Utrecht. 5. 02.
- Fujita, M., Krugman, P., and Venables, A. J., 1999, *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*, Cambridge MA, MIT Press.
- Jackson R., 1984, "An evaluation of alternative measures of regional industrial diversification," *Regional Studies* 18, pp.103-112.
- Kelejian, H. and Robinson, D., 1992, *A suggested method*

- of estimation for spatial interdependent models with autocorrelated errors, and an application to a county expenditure model*, Paper presented at the 39th North American Meetings of the Regional Science Association, Chicago, IL, Nov 12-15.
- Kort, J. R., 1981, "Regional economic instability and industrial diversification in the U.S.," *Land Economics* 57, pp.596-608.
- Malizia, E. E. and Ke, S., 1993, "The influence of economic diversity on unemployment and stability," *Journal of Regional Science* 33, pp.221-235.
- Trendle, B., 2006, "Regional economic instability: the role of industrial diversification and spatial spillovers," *Annals of Regional Science* 40, pp.767-778.
- Wagner, J. E. and S. C. Deller, 1998, "Measuring the effects of economic diversity on growth and stability," *Land Economics* 74, pp.541-556.
- 교신: 정준호, 200-701 강원도 춘천시 효자 2동 192-1, 강원대학교 사회과학대학 부동산학과, 전화: 033)250-6838, 이메일: jhj33@kangwon.ac.kr
- Correspondence: Jun Ho Jeong, 192-1, Hyoja-2dong, Chuncheon, Kangwon-do, Department of Real Estate, Kangwon National University, Tel: 033)250-6838, E-mail: jhj33@kangwon.ac.kr
- 최초투고일 2009년 9월 4일
최종접수일 2009년 12월 13일

The Effects of Industrial Specialization on the Volatility of Regional Economies in Korea: the Case of Manufacturing

Jun Ho Jeong*

Abstract : This paper tests whether or not manufacturing specialization, employment growth, establishment size, employment size, industrial mix in manufacturing, regional difference between the Capital region and the others and so on are empirically related to manufacturing employment volatility levels across 203 municipalities called shi-gun-gu during the period 1990~2006. Using the spatial econometric analysis of cross sectional data, the municipalities tending to be more volatile are more specialized; they have higher-than-average employment growth rates, smaller establishment and employment sizes, regardless of any industrial mix in manufacturing; and they tend to be located in the Capital region. Unlike existing foreign literature based upon the spatial econometric analysis of cross sectional data, this paper finds that volatility of growth in a municipality is negatively rather than positively influenced by volatility of growth in its neighboring municipalities.

Keywords : volatility, manufacturing, industrial specialization, regional economies, spatial external effects

* This study was supported by 2007 Research Grant from Kangwon National University.

** Assistant Professor, Department of Real Estate, Kangwon National University.