

지역의 산업구조 다양성이 지역경제에 미치는 영향분석

김갑성

삼성경제연구소 수석연구원

송영필

삼성경제연구소 연구원

1. 문제제기

지방화시대를 맞이하여 지역경제활성화에 대한 관심이 고조되고 있다. 정부에서는 지난 97년 6월 지방자치 2주년에 즈음하여 '지방중심의 경제운용 전략'을 발표하고 세부계획을 마련하였다. 그 주요 전략 가운데 하나가 주도산업의 육성전략이다. 이는 지역별로 특성있는 산업을 육성하여 한정된 자원배분을 효율적으로 하고, 지역에 내재한 잠재력을 최대한 활용하기 위한 정책이다. 소수의 비교우위가 있는 산업을 중점적으로 육성하는 것은 규모의 경제나 집적효과 등을 극대화하여 지역경제성장을 이끄는 요체가 된다고 여겨져 왔다. 국가간의 교역에서 비교우위가 있는 제품이나 서비스를 생산하고 이를 무역거래를 통해 교환할 때 모든 국가의 효용이 극대화된다는 것은 잘 알려져 있다. 마찬가지로 한 국가내에서도 지역별로 비교우위가 있는 산업을 육성하는 것이 규모의 경제, 범위의 경제 및 집적효과를 가져와 효율적이다. 그렇지만 한 지역의 경제구조가 지나치게 단순할 경우 즉, 단선형 산업구조를 가질 경우에는 자칫 주력산업의 경기변동에 따라 지역경제

전체의 명암이 갈릴 우려가 없지 않다.

실제로 우리 나라의 대표적 산업도시로 근대산업화 과정을 이끌어왔던 대구와 부산이 각각 '섬유와 신발산업의 경기침체로 인해 큰 타격을 받고 있다. 미국의 피츠버그시는 한 때 철강산업의 대표적 도시로 높은 경제성장을 이루다가 20세기 후반에 들어서면서 미국 철강산업의 국제경쟁력 약화로 지역경제가 피폐되고 다시 회복되기까지 상당한 시일이 걸렸다. 일본에서도 도요타시와 같은 자동차 산업위주의 도시는 현재 자동차 산업의 호황으로 지역경제가 날로 성장하고 있으나, 자동차 산업의 경기여하에 따라 앞으로의 지역경제 희망이 달려있다. 97년 한보와 기아 등 일부 대기업의 부도와 98년의 구조조정으로 인한 대기업의 사업교환 등이 지역경제에 미치는 영향이 지대했던 것처럼 한 지역내에서 주력산업의 비중이 높을수록 특정산업의 경기에 따라 영향을 받을 가능성이 크다. 따라서, 지역별로 소수의 주도산업을 육성하는 것은 지역경제의 성장성 측면이나 국가적인 재원의 분배측면에서는 바람직하나, 안정성 측면에서는 그만큼 위험이 수반된다.

미국에서는 1960년대 이후 지역산업구

조의 다양성(diversity)과 경제안정성(stability)과의 관계에 관한 연구가 수행되어 왔다. 반면에 우리 나라에서는 국가차원에서의 산업정책에 관하여는 연구가 폭넓게 진행되고 있으나 지역의 산업정책에 대해서는 연구가 미진한 형편이다. 이는 지역별 관련 자료의 제공이 최근에 들어와서 가능해졌고 지역에 대한 관심도가 낮았기 때문이다. 또한, 고도성장속에서 어떤 산업이라도 지역에 유치만 하면 지역경제가 성장한다고 여겨져 왔기 때문이기도 하다. 그러나, 90년대 들어 저성장시대로 접어들고 산업경제가 급속도로 변화되고 있는 현시점에서는 지역차원에서의 산업정책도 주요한 관심사로 대두되고 있다. 활발하게 전개되고 있는 특화산업에 대한 논의도 국가간의 무역에 관한 이론을 지역간의 교역에 응용한 것이라고 할 수 있다. 따라서, 지역차원에서의 산업정책을 수립하기 앞서 지역의 산업구조와 지역성장 또는 안정성과의 관계에 관한 이론적, 실증적 접근이 필요하다. 한 지역의 경제성장이 이루어지고 고용이 확대되는 것은 비단 산업구조만의 영향은 아니다. 그 지역의 대표적인 업종의 성장속도나 산업경기 등에 영향을 받을 수 있다. 또한, 교통과 통신 등의 발달로 인한 개발여건의 변화 등도 지역경제에 영향을 끼친다. 예를 들어, 특정 지역에 정책적으로 신도시 또는 공단이 개발된다면 그 지역에 경제성장과 고용의 증가는 산업구조의 영향이 아니라 신규 투자로 인하여 가용토지자원과 자본 스탁이 증가한 것으로 설명되어 질 수 있다.

본 연구에서는 주도산업 육성전략의 실효성을 평가하기 위해 우리 나라의 지역별 산업구조가 지역경제에 어떠한 영향

을 미치고 있는가를 살펴보고자 한다. 주도산업 전략은 각 지역이 특정 산업에 특화하여 육성하여 규모의 경제와 집적효과를 극대화하고 경제의 효율성을 높이기 위한 핵심전략으로 여겨지고 있다(김갑성·홍순영(1996)). 우리 나라의 지역별 산업구조를 살펴보면 지역별로 큰 차이가 있으며 특히 산업구조의 변동추이에 따라 경제성장을 주도하는 지역의 변천과정이 관찰된다. 즉, 1960년대에는 서울, 부산과 대구 등 대도시를 중심으로 산업이 발달하였다. 1970년대에는 동남권에 대단위 공단이 들어섬에 따라 구미, 울산, 포항, 마산, 창원 등이 생산기지로 발달하였다. 1980년대 이후에는 수도권에 규제강화로 충남과 충북지역의 산업발달이 두드러지게 나타난다. 따라서, 각 지역은 그 나름대로의 산업구조적 특성을 가지고 있으며 주력 업종의 경기여하에 따라 지역경제에 영향을 받고 있다고 볼 수 있다. 본 연구는 지역의 산업구조와 지역성장, 고용의 안정성과의 관계의 실증적 분석을 시도한 것이다. 산업구조의 다양성을 측정하기 위해 ogive법, entropy 극대화법, 그리고 national average approach(국가경제평균법)의 세가지 지표를 사용하였다. 특히 시계열 자료분석을 통해 과년도의 산업구조의 다양성과의 관계도 분석하였다. 지역경제에의 영향을 살펴보기 위해서는 지역내총생산의 증가율과 고용의 안정성지표를 사용하였다. 지역의 실물경제 지표들은 생산지수 증감이나 물가지수, 실업률, 어음부도율 등이 이용될 수 있으나 자료의 빈약으로 인해 시계열이 짧아 분석에 애로가 있어서 부득이 지역내총생산의 증감과 고용자 수를 변수로 사용하였다. 이를 통하여 지역의 산업정책의 방향에

대해 논의하고자 한다. 즉, 소수의 주력산업을 육성하는 정책과 산업의 집중도를 분산시키면서 다양한 산업을 육성하는 정책과의 지역경제 성장에 미치는 영향의 차이를 살펴봄으로써 각 지방자치단체가 어떠한 정책을 펴는 것이 바람직하느냐 하는 것에 대한 해법을 제시하고자 한다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 기존문헌에 관하여 소개하고, 3장에서는 산업구조의 다양성이 지역경제성장과 지역의 고용안정성에 미치는 영향을 분석한다. 마지막으로 4장에서는 주도산업 육성정책에 대한 대안을 제시한다.

2. 기존 문헌의 고찰

산업구조의 다양성과 지역경제의 관계를 분석한 최초의 시도는 Mclaughlin(1930)으로 알려져 있다. 그는 제조업에 대한 센서스 자료를 이용하여 1919년부터 1927년사이의 미국소재 14개 도시를 대상으로 주요 5개 산업의 고용집중도와 경기변동과의 관계를 분석하였다. Tress(1938)는 영국과 웨일즈지방의 인구 50,000이상의 144개 지역을 대상으로 산업의 고용집중도와 경기변동을 분석하였다. 이상적인 산업구조는 모든 산업이 동일한 고용분포를 갖는 것이라고 가정하여 이상적 분포상태로부터의 편차를 이용하여 그 지역의 산업 다양화 정도를 측정하였다. 그의 연구결과에 따르면 두 변수들 사이에는 명확한 상관관계가 존재하지 않으며 산업의 다양화가 지역의 고용안정성에 기여하기 보다는 산업구조의 전문화로 부터 발생하는 효율성을 저하시켜 손실이 더 클 수 있다고 분석하였다. Florence(1942)는 미국의 50개주를 대상으로 국가의 산업구조

를 이상적인 분포상태로 가정하여 지역 산업구조의 다양성과 안정성 사이의 상관관계를 분석하였다. 산업을 11개로 분류하여 지역별 소득격차를 나타내는 Gini계수와 유사한 개념의 Ogive기법을 도입하였다. 이에 따르면 산업구조의 다양화와 경제의 안정성 사이에는 의미있는 상관관계가 존재하지 않으며, 전문화가 높다고 하여 위험이 있는 것은 아니라는 결론을 도출하였다.

한편 산업구조의 다양성과 지역경제의 안정성간에는 정의 상관관계가 있다고 분석한 논문에는 Conroy(1975)가 있다. 그는 기존의 연구들에서 상관관계가 낮게 나타난 것은 산업구조의 다양화와 고용불안정, 그리고 도시규모 사이의 상호관계에 대한 잘못된 인과관계의 설정 때문이라고 주장하였다. Norcliff(1983)는 캐나다의 주요 도시를 4개의 종류로 구분하여 분석하였다. 대규모 도시들의 경우에는 다양화된 것이 경제안정에 기여하며, 중규모의 자립능력이 있는 도시들의 경우에는 전문화되어 있는 것이 지역개발과 성장에 보다 기여한다고 주장한다. Kim(1990)은 미국의 312개의 MSA(metropolitan statistical areas)를 대상으로 1978년부터 1987년까지의 10년간의 자료를 기초로 70개 산업에 대하여 Ogive법과 Entropy극대화 기법을 이용하여 경제안정성과의 상관관계를 분석하였다. 이에 따르면 이분산성을 제거한 후의 회귀분석을 통해 지역경제의 불안정성과 산업구조의 다양성간에는 비선형적인 상관관계가 존재한다는 것을 보였다. 우리 나라에서는 민동기(1991)가 지역의 고용안정성과 산업구조의 다양성과의 상관관계를 Ogive법과 Entropy극대화기법을 이용하여 산업구조

가 다양화될 수록 지역고용이 안정적이고 전문화될수록 불안정한 현상을 나타낸다고 분석하였다. 그외에도 Simon(1988 and 1992)는 지역의 실업률과 산업의 다양성과의 상관관계분석을 통해 산업구조가 다양한 도시가 실업률이 낮다는 것을 입증하였다. Simon et al. (1992)는 포토폴리오 이론을 이용하여 다양한 고용기회가 주어질 경우 실업률이 낮다는 것을 실증 분석하여 산업구조가 다양한 지역이 고용의 안정성이 높다고 주장한다. Laude(1994)는 고용의 불안정성과 지역 성장간의 trade-offs가 존재한다는 것을 포토폴리오 선택이론을 적용하여 증명하고 있다.

이와 같이 상반된 결과가 도출되는 것은 사용되는 자료의 지역적 범위에 기인한다고 볼 수 있다. 즉, 미국의 경우 경제 규모가 큰 주 단위로 분석할 경우에는 산업구조의 다양성 차이를 구분하기 힘들게 된다. 반면에 도시별로 구분할 경우에는 비교적 다양성의 정도가 차이가 있고 고용측면의 성장에도 분명한 차이가 발견되기 때문이라고 사료된다.

산업구조의 다양성을 측정하는 지수로는 지금까지 6가지 정도가 사용되어 왔다. 단순비율접근법(simple percentage approach), Ogive 지수법, 국가경제평균법(national average approach), 최소요건 접근법(minimum requirement approach), 포토폴리오 접근법(industrial portfolio approach)와 엔트로피극대화접근법(entropy maximization approach) 등이 있다. 이들의 차이점은 다양성을 측정하는데 있어서 모든 지역이나 도시에 적용될 수 있는 이상적 형태를 어떻게 가정하느냐 하는 것이다. 이는 전문화 또는 다양성이 이상적

인 형태라고 가정한 상태에서부터의 편차에 의해 측정되기 때문에 매우 중요하다. 단순비율법은 McLaughlin(1930)에 의해서 사용된 방법으로 각 도시의 5위까지 업종의 부가가치 비율을 지수로 사용하였다. 이는 다양성을 나타내기 보다는 그 반대의 개념인 집중도를 측정한 것으로 볼 수 있다. Tress(1938)와 Rodgers(1957) 등이 사용한 Ogive지수법은 한 도시내에 모든 산업이 균등한 비율로 배치되었을 경우를 이상적인 상태로 가정하고, 이상적인 상태와의 편차를 측정하여 다양성을 나타내었다. 이는 소득격차를 측정하는 척도로 사용되는 Gini계수법과 유사하다. 국가경제평균접근법은 Florence(1948)에서 사용되었는데, 이상적인 지역경제의 구조가 국가경제의 구조와 동일하다는 것을 가정하고 있다. 국가경제도 그 자체가 경기변화에 민감하게 반응하기 때문에 반드시 이상적인 구조라고는 할 수 없다. 그러나 단순히 똑같은 비율로 균등배분되어 있는 상태 보다는 설득력이 있다. 이는 지역경제의 분석틀로서 일반적으로 사용되고 있는 입지상법과 유사한 개념이다. 최소요구법은 Ulman and Decay(1960)이 개발한 기법으로 유사한 규모의 지역들을 선정하고 각 지역의 산업별 구성비를 비교하여 가장 낮은 구성비를 최소요구비율로 가정, 이를 기준으로 다양성을 계산하는 방법이다. 이는 주로 지역의 수출량을 산정할 때 사용하는 방법으로 산업의 다양성을 나타내는 지표로 활용할 수 있다. 포토폴리오 접근법은 주식투자모형에 적용한 Markowitz의 수익(return)과 위험(risk)의 분산법을 Conroy(1975)가 도입한 것이다. 예를 들어, 고용을 측정지표로 삼을 경우 각 산업별 고용이 자산의 포토폴리오

오에 해당하고, 어느 산업의 고용수준이 수익, 고용수준의 안정이 위협에 해당한다. 엔트로피극대화법은 Kort(1981)가 사용한 것으로 물리학의 엔트로피 법칙을 응용한 것이다. 어떤 지역에서 총 고용이 한 산업에 집중된 경우는 지수가 0이 되어 가장 전문화된 것을 의미한다.

위의 기법들은 개념상 두가지로 분류가 가능하다. 즉, 최적화된 다양성의 기준(norm)을 가지고 있는 규범적 방법과 최적화된 기준이 없는 비규범적 방법으로 나눌 수 있다. 최적화된 다양성의 기준이 존재한다는 것은 '가장 다양화된 상태'가 있다는 것으로 다양성의 측정이란 결국 설정된 기준에 얼마나 근접해 있는가로 평가된다. 이와 같은 기법으로는 Ogive지수법, 국가경제평균법, 최소요건접근법과 엔트로피 극대화법등이다. 반면에 다양성의 기준을 가지고 있지 않는 비규범적 방법에는 단순비율법과 포트폴리오접근법이 있다. 이와 같이 각각의 다양성 측정기법들은 이상적인 상태를 다르게 가정하기 때문에 어느 기법을 사용하느냐에 따라 상이한 결과를 얻게 된다. 따라서, 적절한 기법을 선택하는 것이 매우 중요하며 본 연구에서는 가장 보편적으로 사용되고 있는 Ogive지수법과 엔트로피극대화법, 그리고 국가경제평균법의 세가지 지표를 사용하였다.

3. 산업구조의 다양성이 지역 경제에 미치는 영향 분석

1) 지역별 산업구조의 다양성 지수의 측정

산업구조의 다양성을 나타내는 지수로 세가지 기법 즉, Ogive지수법, Entropy

극대화법, 그리고 국가경제평균법을 적용하였다. 본 연구에서는 서울, 부산, 대구와 경기도 등 9개도를 연구대상 지역으로 하였다. 각 지수는 두가지의 자료를 이용하여 측정하였다. 첫째, 제조업을 23개로 분류하였을 경우로 1983년과 1988년, 1990년부터 1995년의 8개년도의 자료가 사용되었다. 둘째, 제조업을 9개로 분류하였을 경우로 1981년부터 1995년까지의 15년간의 자료를 이용하였다. 이는 1991년 한국표준산업분류가 개정되어 자료의 연속성이 없어졌기 때문이다. 전자의 자료는 시계열은 짧지만 제조업의 분류 수가 충분한 반면 후자는 제조업의 분류 수는 적지만 시계열이 충분하다는 특징이 있다.

우선, Ogive지수¹⁾는 다음의 식 (1)에 의해 구해진다.

$$ODIV_j = \sum_{i=1}^I \frac{\left(\frac{e_{ij}}{e_j} - \frac{1}{I}\right)^p}{\frac{1}{I}} \quad (1)$$

여기서,

$ODIV_j$: Ogive 지수법에 의한 j지역의 산업구조 다양성 지수

e_{ij} : j지역의 i 산업의 고용자 수

e_j : j지역의 총 고용자 수

I : 산업의 수

즉, Ogive 지수는 한 지역내에 모든 산업이 균등한 비율로 배치되었을 경우를 이상적인 다양화상태라고 가정하고, 실제 각 산업별 고용자 수와의 편차의 합을 의미한다. 따라서, 한 지역의 Ogive 지수의 값이 작을수록 그 지역의 산업구조가 다양화되었다는 것을 나타낸다. 지수의 값이 크다는 것은 편차가 큰 것을 나타내며 소수의 특

정산업에 집중되었다는 것을 의미한다.

Entropy극대화법에 의한 다양성 지수²⁾는 다음의 식(2)에 의해 측정된다.

$$EDIV_j = - \sum_{i=1}^n \left(\frac{e_{ij}}{e_j} \right) \ln \left(\frac{e_{ij}}{e_j} \right) \quad (2)$$

여기서,

$EDIV_j$: 엔트로피극대화법에 의한 j지역의 산업구조 다양성 지수

엔트로피극대화 지수는 Ogive지수와는 반대로 절대값이 클수록 무질서도가 높아져 산업구조가 다양화되어 있는 것을 의미한다. 국가경제평균접근법(national average approach)에 의한 산업구조 다양성 지수³⁾는 다음 식(3)에 의해 구한다.

$$NDIV_j = \sum_{i=1}^n \frac{\left[\left(\frac{e_{ij}}{e_j} \right) - \left(\frac{e_i}{e} \right) \right]^\rho}{\frac{e_i}{e}} \quad (3)$$

여기서,

$NDIV_j$: 국가경제평균접근법에 의한 j지역의 산업구조 다양성 지수
 e_i : 전국의 i산업 총고용자 수
 e : 전국의 총고용자 수

국가경제평균법은 국가의 산업구조를 가장 이상적인 형태로 가정하고 각 지역의 산업구조를 다양성 지표로 구한 것이다. 따라서, 국가경제평균법에 의해 구해진 다양성 지수는 Ogive지수와 마찬가지로 절대값이 클수록 국가평균과 편차가 큰 것을 의미하므로 산업의 편중현상이 큰 것을 나타낸다.

23개의 제조업 분류 자료를 사용하여 12개 지역의 다양성 지수를 각각 측정하면, 다음의 <표 1>, <표 2>, <표 3>과 같다. 본 연구에서는 식(1)과 식(3)에서 ρ 의 값을 2로 취하였다.

<표 1> Ogive법에 의한 지역별 산업구조 다양성지수

지역	83년	88년	90년	91년	92년	93년	94년	95년
서울	1.258	1.649	1.773	1.712	1.769	2.033	2.080	2.356
부산	2.652	3.241	3.457	2.368	2.015	1.401	1.178	0.974
대구	5.969	5.809	5.291	4.785	4.785	4.339	4.251	3.299
경기	0.499	0.708	0.659	0.686	0.672	0.679	0.699	0.725
강원	2.895	2.101	1.966	2.001	2.091	2.157	2.242	2.412
충북	1.638	1.319	1.461	1.032	1.052	1.002	0.995	0.954
충남	1.905	1.220	0.904	0.821	0.774	0.609	0.606	0.567
전북	1.705	1.852	1.538	1.514	1.503	1.248	1.219	1.227
전남	3.420	1.934	1.461	1.413	1.377	1.212	1.081	1.036
경북	2.859	2.386	1.995	1.909	1.905	1.490	1.471	1.430
경남	1.076	0.870	0.923	0.941	0.960	1.016	1.127	1.125
제주	10.210	9.435	6.235	5.986	5.306	4.859	3.857	4.484

<표 2> 엔트로피극대화법에 의한 지역별 산업구조 다양성 지수

지역	83년	88년	90년	91년	92년	93년	94년	95년
서울	2.619	2.512	2.476	2.491	2.481	2.430	2.416	2.359
부산	2.320	2.250	2.232	2.349	2.460	2.558	2.609	2.666
대구	1.940	1.961	2.001	2.059	2.064	2.104	2.116	2.246
경기	2.845	2.779	2.790	2.778	2.782	2.779	2.777	2.771
강원	2.259	2.448	2.474	2.502	2.482	2.470	2.456	2.424
충북	2.434	2.538	2.528	2.641	2.635	2.652	2.653	2.665
충남	2.489	2.644	2.728	2.751	2.766	2.821	2.811	2.826
전북	2.445	2.415	2.507	2.514	2.519	2.587	2.604	2.598
전남	2.208	2.457	2.556	2.561	2.575	2.624	2.610	2.650
경북	2.236	2.311	2.381	2.401	2.396	2.512	2.529	2.532
경남	2.651	2.687	2.683	2.685	2.683	2.660	2.627	2.622
제주	1.261	1.320	1.627	1.636	1.714	1.820	1.955	1.881

Ogive법에 의해 구해진 다양성 지수를 보면, 83년에는 경기도의 산업구조가 가장 다양화되어 있는 것으로 나타나며, 경남과 서울, 충북, 전북, 부산, 경북, 강원, 전남, 대구, 제주의 순으로 다양성이 줄고, 일부 산업에의 편중도가 높아지는 것으로 분석된다. 90년에는 대구, 경기, 강원, 충남, 전북, 전남, 경남, 제주의 산업구조의 다양성이 전년도에 비해 높아진 반면, 서울과 부산, 충북, 경남은 지수가 높아져 다양성 정도가 낮아진 것으로 나타난다. 95년에는 충남, 경기, 충북, 부산의 산업구조가 높은 다양성을 나타냈고, 전남, 경남, 전북, 경북, 서울, 강원, 대구, 제주의 순으로 다양성이 낮아지고 있다. 특히, 부산, 대구, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 대구의 산업구조가 점차 다양화되어 가고 있음을 볼 수 있다. 반대로 서울과 경기도는 다양화되기 보다는 편중현상이 심화되고

있는 것으로 나타난다. 이는 서울과 경기도가 첨단제조업을 중심으로 신산업이 부상함에 따라 기존의 제조업 비중이 점차 줄어들고 있는 반면에 반도체 등 신규산업의 비중이 높아지고 있기 때문이다⁴⁾.

한편, <표 2>의 엔트로피극대화법에 의한 산업구조의 다양성 지수의 변화를 살펴보면 위의 결과와 유사한 형태가 나타난다. 다만, 지수 값의 차가 거의 없어 지역별로 비교하기에는 오히려 더 어렵다.

<표 3>의 국가경제평균법에 의한 다양성 지수는 83년에는 경기, 충남, 서울, 전북, 경북, 부산, 경남, 대구, 충북, 전남, 강원, 제주의 순으로 높게 나타나 산업구조의 편중현상이 이 순으로 높은 것으로 해석된다. 이는 Ogive지수의 순서와는 다소 차이가 있는 것으로 사용되는 지수에 따라 다양화 정도에 대한 해석이 달라질

<표 3> 국가경제평균법에 의한 지역별 산업구조 다양성 지수

지역	83년	88년	90년	91년	92년	93년	94년	95년
서울	0.413	0.660	0.902	1.033	1.133	1.284	1.415	1.680
부산	1.039	1.533	1.737	1.584	1.382	1.064	0.917	0.748
대구	1.156	1.472	1.547	1.383	1.400	1.331	1.388	1.140
경기	0.177	0.179	0.178	0.170	0.163	0.165	0.156	0.153
강원	2.040	1.731	1.338	1.473	1.423	1.475	1.557	1.635
충북	1.625	0.974	0.688	0.702	0.500	0.502	0.468	0.409
충남	0.394	0.393	0.314	0.291	0.271	0.208	0.196	0.174
전북	0.706	0.809	0.811	0.837	0.769	0.656	0.763	0.714
전남	1.707	1.069	0.836	0.768	0.705	0.640	0.604	0.497
경북	0.961	0.694	0.617	0.607	0.587	0.522	0.485	0.533
경남	1.086	0.708	0.722	0.748	0.726	0.810	0.841	0.792
제주	5.542	5.994	4.316	4.135	3.643	3.320	2.775	3.050

수 있음을 보여준다. 95년에는 경기, 충남, 충북, 전남, 경북, 전북, 부산, 경남, 대구, 강원, 서울, 제주의 순으로 지수의 값이 높아져 특정 산업에의 편중도가 높아지는 것으로 나타난다. Ogive지수와 비교하면 경기와 충남의 순위가 바뀐 것을 비롯하여 다소의 차이가 있다. 그러나 한 지역내에서 각 연도별로 다양화 정도가 높아지거나 낮아지는 경향의 방향에는 차이가 없다. 따라서, 어느 지수를 사용하느냐에 따라 동일연도의 지역별 다양성 순위에는 영향이 있으나, 동일 지역내에서의 시계열상의 다양성의 변화추이에는 영향이 없다.

산업분류를 줄이고 시계열을 증가시킨 자료를 분석한 결과는 부록의 <표 A-1>, <표 A-2>와 <표 A-3>과 같다. 이를 보면, 산업분류를 세분화하였을 경우와 지역별 순위에 있어 차이가 있다. 예를 들

어, 83년의 경우 9개 산업으로 분류했을 경우에는 강원의 산업구조가 가장 다양화되어 있는 것으로 나타나는 반면에 23개 산업으로 분류했을 때는 강원은 9위로 나타나는 등 큰 차이가 있다. 그러나, 시계열상의 변화추이는 유사하게 나타난다. 따라서, 산업분류를 어떻게 하느냐에 따라 상이한 결과가 나올 수 있음을 보여준다. 또한, 세가지 지수의 결과가 다소나마 차이가 있기 때문에 어느 지수를 사용하느냐에 따라 지역경제에 미치는 영향을 분석하는데도 차이가 있을 수 있다. 본 연구에서는 지역별 산업구조의 다양화 정도를 측정하는 것이 매우 중요한 의미를 가지므로 위에서 구해진 여섯가지의 지수 모두를 대상으로 별도의 추정을 하였다. 세가지의 지수를 종합한 새로운 지수의 도입 예를 들어, 세 지수의 평균값의 사용 등을 이용할 수도 있겠으나 서로 다른 가

정에 바탕을 둔 지표들은 단순평균하거나 새로운 조합을 만드는 것 보다는 각각의 지표가 지니는 나름대로의 특징을 살펴 평가해보는 것이 낫다고 사료되어 각 지표들을 사용한 별도의 모형을 분석하였다.

2) 지역경제의 성장성과 안정성

지역경제를 성장성(growth)과 안정성(stability)이라는 두가지 측면에서 살펴보는 것은 의미가 있다. 지역경제가 지속적으로 성장을 구가할 경우에는 안정성이 높거나 낮은 것이 문제가 없겠으나, 성장과 쇠퇴가 반복될 경우에는 고용의 안정성 측면에서는 큰 의문이 제기될 수 있다. 기존문헌에서도 성장성 보다는 안정성과 산업구조의 다양성의 관계를 분석하고 있다. 그러나 안정성 보다는 성장이 더 중요시되는 우리 나라의 경우에는 성장과 산업구조의 다양성과의 관계분석도 의의가 크다. 본 연구에서는 성장과 안정 두가지 측면에서 분석하기 위하여 지역경제의 성장을 지역내총생산액의 증가율로, 안정성을 고용의 불안정성 지수로 각각 구하였다.

지역내총생산액(GRDP)의 증가율은 해당연도의 지역내총생산액에서 전년도의 지역내총생산액을 뺀 값을 전년도의 지역내총생산액으로 나눈 값이다. 이를 식으로 나타내면 다음의 식(4)와 같다.

$$\Delta grdp_j(t, t-1) = \frac{grdp_j(t) - grdp_j(t-1)}{grdp_j(t-1)} \quad (4)$$

여기서,

$\Delta grdp_j(t, t-1)$: t년도의 j지역의 전년 대비 지역내총생산 증가율
 $grdp_j(t)$: t년도의 j지역의 지역내총생산

지역고용의 불안정성은 해당연도의 실제 고용자 수와 연구대상기간동안의 회귀분석을 통한 해당연도의 예상고용자 수와의 차5)를 지수화하였다. 즉, 다음의 식(5)와 같이 구한다6).

$$REI_j^t = \left[\left(\frac{E_j^t - \hat{E}_j^t}{\hat{E}_j^t} \right)^2 \right]^{1/2} \quad (5)$$

여기서,

REI_j^t : t년도의 j지역의 고용불안정성 지수

E_j^t : t년도의 j지역의 총고용자 수

\hat{E}_j^t : t년도의 j지역의 회귀분석을 통한 예상고용자 수7)

식(4)와 식(5)를 이용하여 성장성과 안정성을 측정하면 각각 다음의 <표 4>와 <표 5>와 같다.

지역별 전년대비 경제성장률을 살펴보면 80년대 후반에는 10%를 웃도는 고도 성장을 구가한 것을 알 수 있다. 그러나 90년대에 들어서면서 성장률이 다소 감소하고 있다. 특히 92년에는 전국의 모든 지역이 10%미만의 성장률을 기록하였다. 지역별로는 경기와 경남의 성장률이 높게 나타났고, 강원이 가장 낮다. 서울은 90년까지는 높은 성장을 하다가 91년 이후 다소 감소하고 있어 과밀로 인해 규모의 경제와 집적효과가 양(+)에서 음(-)으로 변

<표 4> 지역별 전년대비 경제성장률

	86년	88년	90년	91년	92년	93년	94년	95년
서울	0.142	0.106	0.138	0.084	0.044	0.084	0.032	0.052
부산	0.128	0.086	0.107	0.047	0.010	0.039	0.061	0.058
대구	0.157	0.117	0.155	0.039	0.035	0.066	0.090	0.117
경기	0.162	0.171	0.163	0.150	0.067	0.075	0.107	0.127
강원	0.085	0.008	0.016	0.021	0.035	0.039	0.061	0.070
충북	0.014	0.091	0.063	0.088	0.097	0.098	0.111	0.073
충남	0.123	0.120	0.046	0.074	0.072	0.076	0.091	0.072
전북	0.120	0.075	0.016	0.088	0.062	0.066	0.085	0.076
전남	0.096	0.173	0.096	0.104	0.077	0.062	0.130	0.092
경북	0.106	0.093	0.074	0.086	0.049	0.036	0.146	0.044
경남	0.169	0.128	0.112	0.135	0.067	0.020	0.131	0.115
제주	0.047	0.075	0.019	0.132	0.035	0.046	0.157	0.099

화되고 있다는 가설을 뒷받침하고 있다. 부산과 대구는 91년 이후 성장률이 다소 떨어지고 있다. 경기도는 92년과 93년을 제외하고는 가장 높은 성장률을 기록하여 수도권의 입지적 이점이 존재함을 입증한다. 충북은 최근 들어 높은 성장률을 기록하고 있으며, 충남은 7%대의 성장을 지속하고 있다. 경북은 93년까지 성장률이 감소하다가 94년에는 14.6%를 기록하여 전국에서 두 번째로 높은 성장을 보였고 95년에는 다시 감소하였다. 경남은 92년과 93년을 제외하고는 높은 성장률을 지속하고 있어 우리 나라 최대의 제조업 중심지임을 보여준다. 제주는 94년 이후 높은 성장을 하고 있는 것으로 평가된다.

지역별 고용의 불안정성을 보면, 83년에는 고용이 매우 안정적이었던 것을 알 수 있다. 반면에 88년에는 전반적으로 고용의 불안정성이 높아졌고 특히, 부산

의 고용 불안정이 심각해지는 것으로 나타나 신발산업의 쇠퇴시기와 유사한 것을 볼 수 있다. 서울의 경우에는 88년, 92년, 95년의 고용사정이 불안한 것으로 나타나 주기성이 관찰된다. 부산은 88년에 0.2121을 기록하는 등 고용의 불안정이 광역시와 도 가운데 가장 높게 나타났다. 대구도 88년에는 불안정성이 매우 높았으나 꾸준히 감소하여 95년에는 안정되었다. 경기도의 고용 불안정성은 88년을 제외하고는 모두 비슷한 수준을 유지하였다. 강원은 90년과 91년에 고용 불안정성이 높았으나 그외 연도에는 비교적 안정된 것으로 나타나 지역경제성장에 맞추어 고용도 비슷한 추이로 증가하였다고 평가된다. 충북과 충남, 전북과 전남, 경북과 경남, 그리고 제주는 지역경제의 성장과 고용이 병행하여 안정적으로 성장하고 있는 것으로 분석된다.

<표 5> 지역별 고용의 불안정성 지수

	86년	88년	90년	91년	92년	93년	94년	95년
서울	0.0519	0.1975	0.0475	0.0604	0.1098	0.0391	0.0823	0.1148
부산	0.0694	0.2128	0.1393	0.0066	0.0759	0.1113	0.1538	0.1736
대구	0.0328	0.1435	0.0175	0.0118	0.0933	0.0731	0.0823	0.0210
경기	0.1098	0.1765	0.0866	0.0184	0.0579	0.0614	0.0669	0.0739
강원	0.0240	0.0058	0.0922	0.0988	0.0279	0.0178	0.0200	0.0536
충북	0.0253	0.0651	0.0284	0.0103	0.0236	0.083	0.0160	0.0264
충남	0.0002	0.0154	0.0417	0.0153	0.0140	0.0067	0.0344	0.0287
전북	0.0574	0.1299	0.0031	0.0514	0.0238	0.0632	0.0537	0.0231
전남	0.0519	0.0736	0.0821	0.0471	0.0102	0.0245	0.0466	0.0281
경북	0.0687	0.1038	0.0492	0.0314	0.0236	0.0290	0.0324	0.0912
경남	0.0554	0.1167	0.0370	0.0183	0.0483	0.0376	0.0277	0.0510
제주	0.0146	0.0401	0.1035	0.0435	0.0649	0.0146	0.0471	0.0509

3) 지역의 산업구조 다양성과 지역경제와의 관계분석

앞서 구한 산업구조의 다양성 지수들과 지역경제의 성장성과 안정성을 나타내는 변수들간의 관계를 단순선형회귀 모형을 통해 분석하면 다음 <표 6>과 같다.

우선, 지역내총생산의 증가율과 산업구조의 다양성 지수간의 상관관계는 적은 것으로 나타났다. 산업구조가 지역경제 성장에 영향을 끼친다면 해당연도의 산업구조 보다는 전년 혹은 수년전의 산업구조의 영향이 더 클 것이기 때문에 수년간의 시차변수를 독립변수로 선정하였다. 또한, 지수측정에는 제조업의 다양성만 측정하였기 때문에 이의 단점을 보완하고자 제1차산업(Agri), 제2차산업(Manu), 그리고 제3차산업(Serv)의 비중을 모형에 포함하였다. 모형 (A11)에서는 23개 산업분류로

구한 Ogive지수와 지역내총생산의 증가율과의 관계를 분석하였는데 상관관계가 거의 없는 것으로 나타났다. 즉, 계수가 표준오차 범위내에 있어 영의 가설을 기각할 수 없다. 9개 산업으로 분류하여 측정된 Ogive지수와와의 관계를 살펴본 모형 (A21)에서는 1년전의 산업구조가 다양화될수록, 2년전과 3년전의 산업구조는 특화도가 높을수록 지역경제성장률이 높은 것으로 나타났다.

다음으로 엔트로피극대화법을 이용하여 구한 지수와와의 상관관계를 살펴보면 모형 (A12)에서는 지역경제성장률의 변화가 해당연도와 2년전의 산업구조 다양성 지수에는 음(-)의 상관관계가 있으며, 1년전의 다양성 지수와는 양(+)의 상관관계가 있음을 알 수 있다. 즉, 1년전의 산업구조가 다양화될수록, 2년전의 산업구조는 집중될수록 지역경제의 성장률이 높

<표 6> 지역의 산업구조의 다양성과 지역경제성장에 미치는 영향분석 결과

	(모형 A11)	(모형 A12)	(모형 A13)	(모형 A21)	(모형 A22)	(모형 A23)
Intercept	1.2501	2.3546	0.0820	0.0407*	0.0543	0.0474*
ODIV _t	0.0096	-	-	0.0054	-	-
ODIV _{t-1}	-0.0312	-	-	-0.0624	-	-
ODIV _{t-2}	0.0208	-	-	0.0205	-	-
ODIV _{t-3}	-	-	-	0.0296*	-	-
EDIV _t	-	-0.1905*	-	-	-0.0426	-
EDIV _{t-1}	-	0.4674*	-	-	0.3169	-
EDIV _{t-2}	-	-0.2807*	-	-	-0.1037	-
EDIV _{t-3}	-	-	-	-	-0.1745	-
NDIV _t	-	-	-0.0027	-	-	0.0206
NDIV _{t-1}	-	-	-0.0414	-	-	-0.1511**
NDIV _{t-2}	-	-	0.0369	-	-	0.0885*
NDIV _{t-3}	-	-	-	-	-	0.3857*
Agri _t	0.0170	0.0228	0.0209	0.0010	-0.0026	-0.0013
Agri _{t-1}	0.0554	0.0604	0.0526	0.0012	0.0054	-0.0020
Agri _{t-2}	-0.0842	-0.1064*	-0.0734	-0.0053	-0.0078	-0.0051
Manu _t	0.0250	0.0363	0.0267	-	-	-
Manu _{t-1}	0.0523	0.0523	0.0510	-	-	-
Manu _{t-2}	-0.0888	-0.1110	-0.0777	-	-	-
Serv _t	0.0224	0.0318	0.0248	0.0009	-0.0003	-0.0003
Serv _{t-1}	0.0537	0.0559	0.0517	0.0004	0.0021	0.0012
Serv _{t-2}	-0.0881	-0.1106	-0.0766	-0.0008	-0.0016	-0.0007
R ²	0.1239	0.1994	0.1255	0.5614	0.5254	0.5515

주: * 오차범위 10%에서 유의, ** 오차범위 5%에서 유의

은 것으로 나타나 앞의 모형 (A21)과 유사한 결론을 얻을 수 있다. 모형 (A22)는 해당연도의 산업구조는 유의수준내에서 상관관계가 없는 것으로 나타난 반면 1년 전에 산업구조에 대해서는 양(+의 상관관계가 존재하고, 3년전의 산업구조에 대해서는 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타나 지역경제의 성장률은 해당연도 보다는 그 과년도의 산업구조에 더 영향을 받는 것으로 나타났다. 한편, 국가경제평

균접근법을 사용하여 측정한 지수와의 모형을 살펴보면, 23개 산업 세분류를 적용한 모형 (A13)에서는 유의수준내에서 영의 가설을 기각할 수 있는 의미있는 계수를 가진 독립변수를 찾지 못하였다. 다만, 9개 업종으로 구분하였을 경우의 모형 (A23)에서는 해당연도의 산업구조에는 영향을 받지 않지만 1년전의 산업구조에는 음(-)의 상관관계가 있고, 2년전과 3년전의 산업구조와는 양(+의 상관관계가

<표 7> 지역의 산업구조의 다양성과 지역의 고용불안정성에 미치는 영향분석결과

	(모형 B11)	(모형 B12)	(모형 B13)	(모형 B21)	(모형 B22)	(모형 B23)
Intercept	-30.0957**	-33.1679**	-24.9486*	0.0595*	-0.0024	0.0541
ODIV _t	-0.0136	-	-	0.0051	-	-
ODIV _{t-1}	-0.0275	-	-	-0.0966**	-	-
ODIV _{t-2}	0.0391*	-	-	0.0771*	-	-
ODIV _{t-3}	-	-	-	-0.0391	-	-
ODIV _{t-4}	-	-	-	0.0392**	-	-
EDIV _t	-	0.0516	-	-	-0.1634	-
EDIV _{t-1}	-	0.1414	-	-	0.6840**	-
EDIV _{t-2}	-	-0.2062*	-	-	-0.4673*	-
EDIV _{t-3}	-	-	-	-	0.2925*	-
EDIV _{t-4}	-	-	-	-	-0.3247**	-
NDIV _t	-	-	-0.0369	-	-	0.0526
NDIV _{t-1}	-	-	-0.0329	-	-	-0.2204*
NDIV _{t-2}	-	-	0.0681*	-	-	0.0924
NDIV _{t-3}	-	-	-	-	-	0.0778
NDIV _{t-4}	-	-	-	-	-	-0.0061
Agri _t	0.0475	0.0626	0.0347	0.0057	0.0016	-0.0027
Agri _{t-1}	0.0805	0.0986*	0.0596	-0.0020	0.0012	-0.0042
Agri _{t-2}	0.1718**	0.1695**	0.1537*	-0.0032	-0.0023	0.0039
Agri _{t-3}	-	-	-	0.0232*	0.0213**	0.0127*
Agri _{t-4}	-	-	-	-0.0243**	-0.0229**	-0.0124*
Manu _t	0.0486	0.0648	0.0339	-	-	-
Manu _{t-1}	0.0703	0.0874	0.0526	-	-	-
Manu _{t-2}	0.1826**	0.1803**	0.1645*	-	-	-
Serv _t	0.0483	0.0641	0.0343	0.0034	0.0020	0.0007
Serv _{t-1}	0.0734	0.0909	0.0545	-0.0018	-0.0004	-0.0018
Serv _{t-2}	0.1802**	0.1778**	0.1616*	-0.0029	-0.0048	0.0008
Serv _{t-3}	-	-	-	0.0033	0.0053	0.0025
Serv _{t-4}	-	-	-	-0.0014	-0.0017	-0.0017
R ²	0.5434	0.5468	0.5460	0.7221	0.6928	0.6030

주: * 오차범위 10%에서 유의, ** 오차범위 5%에서 유의

존재한다. 즉, 1년전의 산업구조가 다양할 수록, 2년전과 3년전의 산업구조가 특정 산업에 편중되어 있을수록 지역경제의 성

장률이 높은 것으로 나타나 엔트로피극대화지수를 사용했을 때와 동일한 해석이 가능하다. 3년전의 산업구조 보다 2년전

의 산업구조에 영향을 더 크게 받는다.

지역경제의 불안정성과 산업구조의 다양성과의 상관관계는 대체로 높은 것으로 나타났다. 우선, 23개 업종으로 분류했을 때의 모형 (B11)을 살펴보면 Ogive지수와 상관관계가 존재한다. 즉, 2년전의 산업구조가 집중될수록 지역경제의 불안정성이 높은 것으로 나타났다. 9개 산업분류 자료를 이용한 분석모형에서는 지역경제의 불안정성이 1년전의 산업구조와는 음(-)의 관계가 있으며, 2년전과 4년전의 산업구조와는 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 즉, 전년도의 산업구조가 다양화될수록, 그 이전의 산업구조는 집중되어 있을수록 지역경제가 불안정적이다. 엔트로피극대화지수를 사용한 모형 (B12)에서는 엔트로피극대화지수가 낮을수록 고용의 불안정성이 높은 것으로 나타났다. 즉, 2년전의 산업구조가 특정산업에 편중되어 있을수록 불안정성이 높다. 한편 모형 (B22)에서는 해당연도의 지역경제 불안정성은 1년전의 산업구조가 다양화될수록, 그 이전의 산업구조는 집중되어 있을수록 높은 것으로 나타났다.

국가경제평균법에 의해 측정된 다양성 지수와와의 관계를 나타내는 모형 (B13)과 모형 (B23)에서도 유사한 추론을 이끌어 낼 수 있다. 모형 (B13)에서는 2년전의 산업구조가 집중되어 있을수록 고용의 불안정성이 높게 나타났다. 또한 모형 (B23)은 전년도의 산업구조가 다양화될수록 경제의 안정성이 보장되지 못하는 것으로 나타난 반면, 그 이전 시기의 지수에 대해서는 유의수준범위내에서 검증이 불가능했다. 한편, 모형 (B23)에서 1차산업의 비중에 대한 불안정성이 3년전과 4년전의 계수가 서로 상이한 부호를 나타내고 있다. 이는 오차의 유의수준범위가 9%내외로 높아 사실상 상관관계가 없다고 할 수 있다. 또한, 모형 (B13)에서는 1차, 2차, 3차산업의 비중이 모두 지역경제 불안정성과 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타나 어느 산업의 비중이 크다고 하여 지역경제의 고용불안이 높다고 할 수 없음을 보여준다. 이상의 결과를 정리하면 다음의 <표 8>과 <표 9>와 같다.

산업구조의 다양성이 지역경제 성장률에 미치는 영향은 해당연도와 2년전, 3년전의 산업구조가 특정산업에 집중되어 있

<표 8> 산업구조의 다양성이 지역경제의 성장률에 미치는 영향

모형/시차	t	(t-1)	(t-2)	(t-3)	비고
모형 A11	(+)	·	·	·	Ogive지수
모형 A12	(+)	(-)	(+)	·	Entropy지수
모형 A21	·	(-)	(+)	(+)	Ogive지수
모형 A22	·	(-)	·	(+)	Entropy지수
모형 A23	·	(-)	(+)	(+)	NAA지수

주: 1. (+)는 산업구조가 편중화될수록, (-)는 산업구조가 다양화될수록 지역경제성장률이 높음을 의미
2. Entropy지수는 추정식의 계수부호와 반대임.

<표 9> 산업구조의 다양성이 지역경제의 불안정성에 미치는 영향

모형/시차	t	(t-1)	(t-2)	(t-3)	(t-4)	비고
모형 B11	·	·	(+)	·	·	Ogive지수
모형 B12	·	·	(+)	·	·	Entropy지수
모형 B13	·	·	(+)	·	·	NAA지수
모형 B21	·	(-)	(+)	·	(+)	Ogive지수
모형 B22	·	(-)	(+)	·	(+)	Entropy지수
모형 B23	·	(-)	·	·	·	NAA지수

주: 1. (+)는 산업구조가 편중화될수록, (-)는 산업구조가 다양화될수록 지역경제성장이 높음을 의미
2. Entropy지수는 추정식의 계수부호와 반대임.

을수록, 전년도의 산업구조는 다양화되어 있을수록 성장률이 높은 것으로 나타났다. 각 변수의 계수를 비교하면 시차가 멀어질수록 영향도가 낮아져 지역의 산업구조가 어떠한 형태로든 지역경제성장에 영향을 미친다면 전년 혹은 그 이전의 가까운 시기의 산업구조의 영향을 더 많이 받는다고 할 수 있다.

지역의 과년도 산업구조도 마찬가지로 지역의 경제안정성 지표에 의미있는 상관관계를 보인다. 동일연도의 산업구조에는 영향을 받지 않으나, 전년도의 산업구조가 다양화될수록, 2년전과 4년전의 산업구조가 집중되어 있을수록 불안정성이 높아진다. 추정식에서 각 변수의 계수를 비교하면 4년전의 영향 보다는 2년전의 산업구조가 미치는 영향이 더 큰 것으로 분석된다.

따라서, 지역의 산업구조가 특정산업에 집중되는 것이 지역경제의 성장에는 기여하지만 고용측면에서는 반대의 결과를 보여 불안정성이 오히려 높아진다. 이는 지역의 총 역량이 특정산업에 집중됨으로 인해 집적효과와 규모의 경제가 실현되어

높은 경제성장을 유지할 수 있다는 고전적인 이론과 합치하는 결과이다. 다양한 산업구조를 가지고 있는 지역에서는 새로운 고용의 창출이 많은 반면, 특정산업이 발전하고 있는 지역에서는 신규 고용을 창출하기 보다는 관련 산업의 대형화와 기계화, 자동화 등을 통한 다른 생산요소의 혁신이 지역경제성장을 유도하고 있다고 해석된다. 노동의 투입량이 증가하는 것에 의해 지역경제가 성장하기 보다는 다른 생산요소(예를 들어, 자본이나 토지)와 기술의 발달 등이 성장을 유도한다고 유추할 수 있다. 그러므로 지역의 성장을 위해서는 산업구조를 특정산업에 집중시키는 전략이 바람직하지만 고용의 안정을 추구하기 위해서는 산업구조의 다양화를 추구하여야 한다.⁸⁾

4. 결론

본 논문에서는 지역의 산업구조와 지역경제와의 관계를 분석하였다. 지역의 산업구조가 특정산업에 집중될수록 지역경제의 성장에는 기여하지만 고용측면에서

는 불안정성이 오히려 높아지는 것으로 나타났다. 지역경제의 성장률은 해당연도와 2년, 3년전의 산업구조가 특정산업에 집중되어 있을수록, 전년도의 산업구조는 다양화되어 있을수록 높은 것으로 나타났다. 또한, 시차가 멀어질수록 영향도는 낮아져 지역의 경제성장에는 전년 혹은 근접한 시기의 산업구조의 영향을 더 많이 받는다. 한편, 지역의 산업구조의 다양성은 지역의 고용안정성과 매우 밀접한 관련을 가지고 있는 것으로 분석되었다. 전년도의 산업구조가 다양화될수록, 2년전과 4년전의 산업구조가 집중되어 있을수록 고용의 불안정성이 높아지는 것으로 나타났다. 마찬가지로 영향도에 있어서는 근접한 시점의 산업구조에 영향을 더 받는 것으로 분석되었다.

이와 같은 결과를 바탕으로 시사점을 찾아보면, 첫째, 특정산업을 선정하여 중점 육성하는 것이 단기적인 지역경제의 성장을 제고에 도움이 된다. 지역마다 비교우위가 있는 업종을 선정하여 발전시키는 주도산업 육성전략은 규모의 경제나 집적효과의 극대화를 이루어 지역경제성장을 유도한다는 기존의 이론에 합치하는 결론이다. 특정산업을 중점 육성하는 것이 국가적인 차원에서 뿐만 아니라 지역경제 성장률을 높이는 데에도 효율적이다.

둘째, 장기적으로 지역경제의 성장을 유지하기 위해서는 특정산업을 선정하여 집중 육성하고 3~4년에 한 번씩 특정산업의 지정을 바꿀 필요가 있다. 산업구조가 특정업종에 편중될 경우 고용의 불안이 염려되지만 지역경제의 지속적인 성장을 위해서는 산업구조를 다양화하는 것보다는 특정산업을 육성하는 것이 장기적으

로도 바람직하기 때문이다. 산업경기의 주기와 지방자치단체장의 임기를 감안하여 매 4년마다 주도산업을 새롭게 선정하여 육성할 경우 특정산업에 편중되지 않고 다양한 산업을 육성할 수 있어 고용의 불안정을 최소화하고 지속적인 성장을 추구할 수 있다. 주도산업을 영위하는 업체에 대해서는 세제혜택과 설립자금 및 운영자금, 그 지역으로의 이전시 세금 감면 등의 다양한 지원이 가능하여 4년마다 주도산업을 변경할 경우 다양한 업종의 기업체 유치가 가능해진다.

셋째, 고용의 안정을 위해서는 특정산업에 집중하는 것보다는 산업을 다양화하는 정책이 바람직하다. 지역의 경제목표를 성장보다는 안정에 둔다면 주도산업 전략보다는 산업구조를 다양화하는 정책을 구사할 필요가 있다. 산업구조가 다양화될 경우 고용의 불안정성이 낮아지기 때문이다. 이는 다양한 산업을 육성할 경우 특정 산업의 일시적인 부침에 따른 위험을 분산시킬 수 있다.

외국과는 달리 우리 나라에서는 지금까지 고용이 항상 증가되어 왔다. 즉, 경제성장이 이루어짐에 따라 고용도 확대되어 왔다. 그러나, 97년말의 외환위기 이후 새로운 경제환경은 지역경제의 목표를 성장과 고용의 안정이라는 두가지 대안중 하나를 선택하도록 만든다. 즉, 고용의 감소를 감수하면서 구조조정을 통해 생산성을 향상시켜 지역의 성장을 추구할 것인가 아니면, 고용의 안정을 위해 다소 성장이 멈춰지더라도 지금의 산업구조를 유지할 것인가 하는 전략적 분석이 필요하다. 지방자치시대의 지역산업정책은 개별 지방자치단체가 보유하고 있는 자원과 환경을 이용하여 규모의 경제와 집적효과를 극대

화하여 효용을 높일 수 있도록 차별화가 이루어져야 한다. 지역의 산업구조를 다양화하는 것이 바람직한가 아니면 주도산업전략이 바람직한가는 각 지방자치단체의 특성을 감안하여 신중하게 검토되어야 할 것이다.

끝으로, 본 연구가 가지고 있는 문제점과 향후 보완되어야 할 점을 언급하면 다음과 같다. 첫째, 지역의 산업구조 외에 다른 요소들, 즉, 지역의 노동투입, 가용토지자원, 자본 스탭 등의 증가 등 다른 요인들이 지역경제에 얼마만큼의 영향력이 있는가에 대한 검토가 선행될 필요가 있다. 기존의 성장요인분석에서 다루고 있는 변수들에 지역의 산업구조적 요인변수를 추가한다면 검증이 가능할 것으로 보인다. 둘째, 연구대상 지역을 시·군으로 좁힐 필요가 있다. 본 연구는 광역단체를 대상으로 하고 있기 때문에 지역적인 산업구조의 다양성이 제대로 측정되기 힘들었다. 시·군지역으로 대상을 바꾸면 비교적 지역의 특색이 잘 반영될 수 있다. 그러나, 현재까지 제공되고 있는 자료를 가지고 시·군지역까지 연구를 확대하는 것은 한계가 있다. 기존의 자료를 이용하여 각 시·군의 자료를 추정할 수도 있겠으나 정밀성이 떨어진다. 셋째, 우리나라 실정에 맞는 지역경제의 안정성 지표를 개발할 필요가 있다. 본 연구에서 사용된 고용의 불안정성 지수는 우리나라와 같이 지속적인 성장을 하고 있는 단계에서는 국가나 지역의 경제안정성을 설명하는데 한계가 있다. 따라서, 지역의 물가수준이나 어음부도율의 변화추이, 실업률, 토지이용현황의 변화 등과 같이 지역경제의 안정성을 설명해줄 수 있는 다른 지표를 개발할 필요가 있다. 또는 예상고용자 수

를 추정할 때 단순회귀분석에 위한 연평균 고용성장률 대신에 지역의 고용을 설명할 수 있는 변수들을 사용하여 추정하는 것도 한 방법이다.

넷째, 과년도의 산업구조 다양성의 영향을 분석하는데 너무 단기간을 상정하여 연구의 본 취지를 만족시키기엔 부족하다. 최대 15년간의 시계열자료를 사용하였기 때문에 5년 이상의 시차가 날 경우 분석자료가 적어져 degree of freedom의 문제가 발생하여 4년정도의 시차밖에 주지 못한 단점이 있다. 다섯째, 본 연구에서는 제조업만을 대상으로 산업구조의 다양성을 살펴보았으나 농림어업과 서비스산업을 포함시킬 필요가 있다. 지역간에는 제조업의 비중이 상대적으로 낮은 지역도 많다. 또한, 선진경제로 근접할수록 서비스산업의 발달이 매우 중요시되는데 이를 제외시킨 것은 큰 결함이다. 현재는 서비스부문의 생산과 고용에 대한 자료가 상세하게 제공되지 않기 때문에 본 연구에서는 광공업통계조사보고서를 기초로 제조업만을 대상으로 하였으나, 향후에는 농림어업과 서비스산업의 세분류까지 자료를 포함시킬 필요가 있다. 특히, 광역시의 경우는 서비스업이 고용이나 성장에 지대한 영향을 미친다. 여섯째, 광역시와 도의 산업구조 특성이 다르므로 이를 분리할 필요가 있다. 즉, 더미변수를 사용하여 광역시를 분리할 경우 좀 더 세련된 결과가 예상된다. 마지막으로 다양성을 측정하는 지수에 대한 비판이다. 각 지수들은 나름대로의 이상적인 산업구조의 형태를 가정하고 있다. 그러나, 가정하고 있는 산업구조가 모든 지역에 동일하게 적용된다는 것에는 이견의 여지가 많다. 즉, 각 지역은 나름대로의 차별적인 생산요소

들을 가지고 있다. 또한, 시장메카니즘에 의해 각 제품과 서비스의 수요를 감안하여 생산하는 것이 바람직한데 이를 무시하고 일률적인 산업구조를 이상적인 형태로 가정하는 방식에는 문제가 있다. 이와 같은 문제점들을 앞으로 계속 보완하여 지역경제정책에 방향을 제시하는 연구가 활발히 전개되어야 한다.

부록

<표 A-1> Ogive지수법에 의한 산업구조의 다양성 지수(9개 제조업 분류)

	서울	부산	대구	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
81년	0.958	1.247	3.128	0.865	0.522	0.731	1.404	0.832	1.000	1.072	1.837	3.633
82년	0.998	1.319	2.980	0.821	0.604	0.736	1.237	0.866	1.109	1.023	2.152	3.356
83년	1.066	1.270	2.949	0.797	0.771	0.856	1.328	0.839	1.151	1.070	2.238	3.268
84년	1.082	1.203	2.800	0.878	0.732	0.865	1.223	0.760	1.110	1.066	2.510	3.053
85년	1.153	1.309	2.721	0.969	0.758	0.844	1.146	0.827	1.186	1.028	2.444	3.265
86년	1.174	1.341	2.704	1.108	0.684	0.853	1.090	0.849	1.108	1.068	2.406	3.360
87년	1.236	1.415	2.617	1.272	0.665	0.886	1.095	0.954	0.895	1.175	2.443	2.719
88년	1.271	1.388	2.477	1.353	0.595	0.888	0.906	1.095	0.754	1.216	2.422	2.983
89년	1.377	1.428	2.371	1.396	0.620	0.791	0.816	0.823	0.676	1.135	2.285	2.162
90년	1.331	1.513	2.376	1.480	0.693	0.965	0.689	0.763	0.685	1.066	2.300	1.824
91년	1.406	1.355	2.316	1.451	0.766	0.775	0.628	0.799	0.632	1.026	2.352	1.801
92년	1.378	1.298	2.318	1.500	0.751	0.730	0.614	0.778	0.641	1.069	2.350	1.566
93년	1.462	1.228	2.235	1.540	0.767	0.818	0.699	0.632	0.616	1.031	2.588	1.386
94년	1.487	1.228	2.232	1.686	0.789	0.872	0.760	0.509	0.704	1.133	2.731	1.041
95년	1.389	1.237	1.945	1.784	0.846	1.012	0.785	0.513	0.837	1.132	2.821	1.286

<표 A-2> 엔트로피극대화법에 의한 산업구조의 다양성 지수(9개 제조업분류)

	서울	부산	대구	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
81년	1.778	1.646	1.240	1.846	1.951	1.781	1.698	1.865	1.720	1.688	1.535	1.152
82년	1.766	1.615	1.272	1.864	1.920	1.773	1.735	1.855	1.691	1.715	1.464	1.186
83년	1.737	1.634	1.280	1.878	1.838	1.731	1.714	1.863	1.675	1.693	1.453	1.172
84년	1.732	1.654	1.319	1.855	1.861	1.732	1.739	1.895	1.688	1.684	1.391	1.212
85년	1.705	1.618	1.314	1.826	1.845	1.723	1.757	1.880	1.666	1.698	1.405	1.162
86년	1.683	1.607	1.297	1.787	1.874	1.742	1.764	1.877	1.678	1.689	1.410	1.134
87년	1.653	1.585	1.306	1.743	1.890	1.751	1.758	1.844	1.752	1.665	1.399	1.270
88년	1.641	1.590	1.330	1.727	1.906	1.759	1.808	1.807	1.804	1.657	1.410	1.224
89년	1.602	1.574	1.351	1.717	1.899	1.796	1.824	1.878	1.833	1.689	1.440	1.399
90년	1.613	1.549	1.337	1.699	1.848	1.764	1.861	1.890	1.832	1.717	1.436	1.464
91년	1.567	1.606	1.326	1.713	1.823	1.820	1.876	1.870	1.866	1.737	1.434	1.465
92년	1.568	1.629	1.329	1.700	1.828	1.839	1.871	1.881	1.868	1.728	1.437	1.516
93년	1.541	1.656	1.338	1.691	1.819	1.807	1.853	1.897	1.884	1.745	1.382	1.615
94년	1.521	1.660	1.322	1.654	1.809	1.793	1.837	1.965	1.886	1.710	1.346	1.709
95년	1.483	1.669	1.422	1.632	1.788	1.767	1.839	1.946	1.812	1.710	1.319	1.618

<표 A-3> 국가경제평균법에 의한 산업구조의 다양성 지수(9개 제조업 분류)

	서울	부산	대구	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
81년	0.119	0.459	0.539	0.089	1.035	0.565	0.230	0.516	1.269	0.554	0.345	5.114
82년	0.128	0.471	0.510	0.094	1.187	0.538	0.297	0.467	1.496	0.550	0.453	4.893
83년	0.135	0.446	0.538	0.099	1.783	0.486	0.268	0.470	1.539	0.485	0.447	4.800
84년	0.166	0.501	0.576	0.083	1.661	0.401	0.277	0.470	1.523	0.443	0.455	4.682
85년	0.204	0.592	0.567	0.091	1.750	0.521	0.261	0.451	1.656	0.515	0.414	5.072
86년	0.217	0.607	0.578	0.098	1.610	0.457	0.247	0.450	1.650	0.525	0.365	5.593
87년	0.258	0.671	0.580	0.099	1.677	0.318	0.287	0.464	1.175	0.356	0.319	5.036
88년	0.297	0.664	0.568	0.104	1.372	0.287	0.247	0.530	0.889	0.288	0.283	5.450
89년	0.339	0.679	0.561	0.108	1.400	0.295	0.227	0.476	0.709	0.277	0.241	4.484
90년	0.394	0.726	0.640	0.110	1.163	0.202	0.192	0.472	0.652	0.241	0.230	3.848
91년	0.461	0.709	0.591	0.097	1.273	0.219	0.187	0.455	0.624	0.236	0.197	3.820
92년	0.540	0.635	0.653	0.093	1.320	0.213	0.177	0.454	0.586	0.223	0.191	3.382
93년	0.676	0.549	0.603	0.091	1.386	0.238	0.130	0.429	0.521	0.186	0.217	3.035
94년	0.748	0.500	0.657	0.086	1.469	0.227	0.117	0.431	0.476	0.164	0.213	2.475
95년	0.931	0.405	0.500	0.082	1.568	0.164	0.097	0.348	0.365	0.174	0.210	2.748

주

- 1) Kort(1981), p. 601를 참조
- 2) Kort(1981), p. 600을 참조
- 3) Kort(1981), p. 601를 참조
- 4) 서울의 경우 1983년 음식료품이 제조업 총생산액 중 17.7%를 차지하여 가장 높은 비중을 보였으나 1995년에는 패션디자인이 포함된 의복 및 모피제품 산업의 비중이 24.6%를 차지하고 있으며, 출판인쇄와 영상음향 및 통신장비업이 각각 17.2%와 11.2%를 차지하고 있다. 경기도는 생산액 비중이 높은 영상음향 및 통신장비업과 자동차 및 트레일러업의 비중 합계가 1995년에 33.3%를 차지하여 1983년의 1위와 2위의 업종 비중의 합계인 24%보다 크게 높아졌다.
- 5) 안정성의 기준이 되는 예상고용자 수를 회귀분석을 통해 구하는 것은 분석기간중의 평균 고용자 수를 사용하였을 경우의 문제점을 제거하기 위한 것이다. 지역경제의 고용이 안정되었다는 것은 실업률이 일정하거나 일정 수의 고용이 지속되는 것이라고 가정할 수도 있다. 그러나 이는 변화가 적은 지역에 대해서는 의미가 있으나 성장하는 도시나 지역의 경우에는 안정성을 대변하지 못한다. 따라서, 간단한 회귀분석을 통해 해당연도의 예상고용자 수를 추정하였다. 즉, 분석기간중의 연평균 고용 성장속도를 감안한 것이다.
- 6) Kort(1981)와 민동기(1991)에서 사용된 불안정성 지수와는 달리 각 연도의 고용 불안정성을 측정하기 위하여 변형한 것이다. 이는 시간적으로 변하는 지역의 산업구조의 다양성과 지역경제의 안정성을 동태적으로 분석하기 위한 것이다.
- 7) 여기서, 예상고용자 수는 81년부터 95년까지의 고용자료를 사용하여 단순회귀분석을 통해 구한 것으로 전년도 고용자 수에 대상기간동안의 평균고용증가율을 감안한 고용자 수이다.
- 8) 본 연구에서는 고용의 안정성을 해당연도의 실제 고용자 수와 연구대상기간동안의 회귀분석을 통한 해당연도의 예상고용자 수와의 차를 지수화하여 측정하였다. 따라서, 우리 나라와 같이 고용이 지속적으로 증가하였던 상태를 설명하기에는 부족하다. 97년 외환위기이후 지역별로 실업률이 크게 증가함에 따라 실제 고용의 감소를 경험하였다.

참고문헌

- 김갑성·송영필(1997), 「지역의 산업구조가 지역경제에 미치는 영향 분석」, 삼성경제연구소
- 민동기(1991), 「지역고용 안정성과 산업구조 다양화의 상관관계분석」, 서울대 환경대학원 석사학위논문
- 통계청, 「경제활동인구연보」
 _____, 「광공업통계조사보고서」
 _____, 「산업총조사보고서」
 _____, 「산업생산연보」
- Attaran, Mohsen, 1986, "Industrial Diversity and Economic Performance in U.S. areas," *Annals of Regional Science* 20, pp.44-54.
- _____ and Martin Zwick, 1987, "Entropy and Other Measures of Industrial Diversification," *Quarterly Journal of Business and Economics* 26, pp.17-34.
- Clemente, F. and R. Sturgis, 1971, "Industrial Diversity in Urban Areas: Alternative Measures and Intermetropolitan Comparisons," *Economic Geography* 47(3), pp.414-425.
- Conroy, M. E., 1975, "The Concept and Measurement of Regional Industrial Diversification," *Southern Economic Journal* 41, pp.492-505.
- Florence, P. S., 1948, *Industrial Location and National Resources*, Washington D.C. : National Resources Planning Board.
- Kim, C. K., 1990, *Economic Diversity and Stability of Growth: U.S. Metropolitan Regions: 1978~1987*, Ph. D. Dissertation, The University of Texas at Dallas.
- Kort, John R., 1981, "Regional Economic Instability and Industrial Diversification in the U.S.," *Land Economics* 57, pp.596-608.
- Lande, Paul.S., 1994, "Regional Industrial Structure and Economic Growth and Instability," *Journal of Regional Science* 34, pp.343-360.
- McLaughlin, G., 1930, "Industrial Diversification in American Cities," *Quarterly Journal of Economics* 44, pp.131-149.
- Norcliff, G. B., 1983, "Industrial Specialization versus Industrial Diversification: An Assessment of Policy Alternative," in *Regional*

Diversification and Structural Change.
pp.7-24.

Rodgers, Allan, 1957, "Some Aspects of Industrial Diversification in the United States," *Economic Geography* 33, pp.16-30.

Simon, Curtis j., 1987, "Industrial Diversity, Vacancy Dispersion, and Unemployment," *Annals of Regional Science* 21, pp.60-73.

_____, 1988, "Frictional Unemployment and the Role of Industrial Diversity," *Quarterly Journal of Economics*, pp.715-728.

_____ and Clark, Nardinelli, 1992, "Does Industrial Diversity always Reduce Unemployment? Evidence from the Great Depression and After," *Economic Inquiry* 30, pp. 384-397.

Thompson, W. R., 1965, *A Preface to Urban Economics*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.

Tress, R. C., 1938, "Unemployment and the Diversification of Industry," *The Manchester School* 9, pp.140-152.

Ulman, E. L. and M. F. Dacey, 1960, "The Minimum Requirements Approach to the Urban Economic Base," *Papers and Proceedings of the Regional Science Association* 6, pp.175-194.

trial structure is measured by three industrial diversity indices such as ogive approach, entropy maximizing approach, and national average approach. The relationship between these three indices and economic growth and employment instability in 12 regions is analyzed. According to the time series analysis, we found that the region with more diversified industrial structure experiences more stable in employment. Otherwise, the growth rate of the region with more simplified industrial structure is higher. Therefore, the strategy of industrial specialization is implemented in order to pursuit a rapid economic growth in the short run.

ABSTRACT

Regional Industrial Diversity and Economic Growth and Employment Instability in Korea

Kabsung Kim
Chief Researcher
Samsung Economic Research Institute

Youngpill Song
Researcher
Samsung Economic Research Institute

The strategy of regional industrial specialization is empirically evaluated by examining the relationship between regional industrial structures and economic performances. The regional indus-