

지역 간 소득격차와 집적의 경제

서 승 환*

Regional Income Disparity and the Agglomeration Economy

Seoung Hwan Suh*

요약 : 우리나라의 7개 특별시 및 광역시 5개 산업의 2004~2009년의 시계열자료를 이용하여 지역 간 소득격차의 원인에 대한 실증분석을 수행하였다. 소득의 구성요인을 생산성 요인과 산업구성 요인으로 분해하는 경우 소득격차의 대부분은 생산성 요인에 의해 발생하는 것으로 나타났다. 지역 간 생산성격차의 결정요인을 분석하는 데 있어서는 집적의 경제를 나타내는 시장잠재력과 경제군집에의 접근성을 모두 포함하는 모형이 고려되었다. 실증분석의 결과 클러스터의 크기가 2배가 되면 생산성은 3.5% 증가하는 것으로 나타났으며 경제군집으로부터의 거리가 25km 증가하면 클러스터의 크기가 생산성에 미치는 효과는 약 27.2% 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 토지를 효율적으로 사용하는 콤팩트한 도시개발의 중요성과 함께 실질적으로 경제군집으로부터의 거리를 줄일 수 있는 도시하부구조 투자의 중요성, U-시티의 발전 등의 요인이 도시생산성에 중요하다는 점을 시사한다.

주제어 : 소득격차, 생산성 요인, 산업구성 요인, 집적의 경제, 접근성

ABSTRACT : Empirical studies on the cause of regional income disparities have been proceeded by using 2004~2009 time series data of 5 industries of 7 largest cities of Korea. Income disparities of regions have been found to be determined by the productivity not by the industry composition. In regression analysis, both the market potential and the proximity are considered as factors of the agglomeration economy. If the size of the economic cluster doubled, the productivity is found to be increased by 3.5%. Also, if the distance from the center of the economic cluster increases by 25km, the effect of the cluster size on the productivity has been found to be decreased by 27.2%.

Key Words : income disparity, productivity index, industrial composition index, agglomeration economy, proximity

I. 서론

우리나라의 수도권집중 문제, 프랑스의 '파리와 여타 프랑스 사막지대(Paris and French desert)'로 표현되는 파리의 경제력집중 문제, 영국의 런던

혹은 내부 런던(Inner London)의 경제력집중 문제, 일본의 동경 일극집중 문제 등의 인식의 바탕에는 지역 간 소득격차가 있다. 지역 간 소득격차는 모든 국가에서 공통적으로 발견되는 현상이며 한번 발생한 소득격차는 장기간에 걸쳐 지속되

* 연세대학교 경제학부 교수(Professor, Department of Economics, Yonsei University), E-mail: shshuh@yonsei.ac.kr, Tel: 02-2123-2483

는 경향이 있다. 지역 간 소득격차의 절대적 수준과 변화 형태는 나라에 따라 다를 수 있다. 우리나라의 경우는 수도권집중 문제가 날로 심각해져 지역 간 소득격차도 날로 악화된다는 견해가 일반적이다. 반면에 프랑스의 경우는 지역 간 소득격차가 종(bell) 모양 혹은 역 U자형의 변화를 보이는 것으로 보고되고 있다.

지역 간 소득격차 변화패턴의 차이와 무관하게 지역 간 소득격차의 지속은 사회적 갈등을 고조시키며 이러한 갈등을 단기적으로 해결하려는 과정에서 비효율적 자원배분이라는 결과를 초래하기도 한다. 지역 간 소득격차를 해소시킬 수 있는 효율적 정책을 구축하기 위해서는 먼저 지역 간 소득격차를 발생시키는 원인이 무엇인지 정확하게 파악할 필요가 있다. 어느 지역의 소득이 다른 지역보다 높은 이유는 부가가치가 높은 특정 산업, 주로 신성장 산업이 그 지역에 집중되었거나 혹은 그 지역의 전반적인 생산성이 높기 때문이다. 특정 지역에 특정 산업이 집중된 것이 소득격차의 주원인인 경우에는 지역 간 산업재배치를 통해 이 문제를 해결할 수 있다. 따라서 이 경우 강구해야 할 정책수단은 산업정책으로 국한될 수 있다. 그러나 만일 지역 간 생산성격차가 소득격차를 초래하는 주요인이라면 보다 광범위한 정책수단을 강구할 필요가 생겨나게 된다. 생산성에 영향을 주는 요인은 지역의 하부구조, 정보전달 메커니즘, 노동력의 질 등 매우 다양하기 때문이다.

지역 간 생산성격차를 초래하는 원인이 무엇인지에 대해서는 다양한 분야에서 다양한 이론 및 실증적 분석이 수행되어 왔다. 제도적 요인, 부존자원 등에 의해 결정되는 지역비교우위, 시장접근성 요인 및 집적의 경제와 연관된 요인 등이 그것이다. 본 연구에서는 이러한 다양한 요인 중 집적의 경제

와 연관된 요인을 주로 고려한다. 집적의 경제와 연관된 다양한 요인들 중 시장잠재력과 경제군집에의 접근성을 주로 고려한다. 경제군집의 크기와 경제군집에의 접근성이 생산성을 결정하는 주요인이라면 소득이 상대적으로 낮은 지역에 이러한 요인들을 개선시킬 수 있는 다양한 대책이 필요하다고 말할 수 있다. 만일 현재 상태에서 산업구성 요인이 지역간 소득격차를 발생시키는 주요인이 아니라는 결과가 동시에 얻어졌다면 지역에 특화된 산업을 어떻게 육성할 것인지가 또 다른 화두가 될 수 있다. 이는 또한 기업도시, 혁신도시 등과 같이 모든 지역에 대해 천편일률적으로 적용되는 정책의 효과에 대한 문제제기가 될 수 있다.

이 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. II에서는 지역 간 소득격차의 원인에 대한 문헌고찰이 이루어진다. 문헌고찰은 이론적 및 실증적 분석의 문헌들을 모두 포함한다. III에서는 우리나라의 경우 지역 간 소득격차를 발생시키는 원인이 산업구성 요인인지 아니면 생산성 요인인지에 대한 실증분석이 수행된다. IV에서는 지역 간 생산성격차를 초래하는 요인이 무엇인지에 대한 실증분석이 수행되며 마지막으로 V에서 요약 및 결론을 도출한다.

II. 지역 간 소득격차의 원인: 문헌 고찰

장기간에 걸쳐 유지되고 있는 지역 간 소득격차가 경제학적 관심을 받은 지는 매우 오래되었으며 이에 따라 지역 간 소득격차의 발생 원인에 대한 다양한 이론적 및 실증적 연구가 수행되어졌다. 지역 간 소득격차를 초래하는 요인으로 산업구성 요인과 생산성 요인을 들 수 있다. 산업구성 요인이란 지역 간 산업구성의 차이가 지역 간 소

득격차를 초래하는 요인이 된다는 것이다. 즉, 고부가가치 산업이 특정 지역에 집중된 경우 그 지역의 소득이 다른 지역보다 높아진다는 것이다(Rice et al., 2006; Rosenthal et al., 2003). 산업구성 요인이 지역 간 소득격차의 주원인인지의 여부는 지역별 산업구성을 비교하여 비교적 쉽게 파악할 수 있다.

경제학적 관점에서 볼 때 지역 간 소득격차를 초래하는 중요한 요인은 지역 간 생산성격차이다. 즉, 생산성이 높은 지역은 소득도 높게 마련인데 모든 지역의 생산성이 동일하지 않기 때문에 지역 간 소득격차가 존재한다는 것이다. 따라서 지역 간 소득격차에 관한 보다 근본적인 질문은 지역 간 생산성격차가 존재하는 이유는 무엇인가 하는 것이다.

이에 관해서는 다양한 측면에서 분석이 수행되어 왔다. 첫째는 제도적 견해이다. 즉, 사적 소유권의 존재 여부와 같은 경제·사회적 제도의 차이가 생산성의 차이를 초래하고 이것이 결과적으로 소득격차를 초래한다는 것이다. 이러한 견해는 주로 국가 간 소득격차를 설명하기 위해 이용된다(La Porta and Lopez, 1998; Acemonglu et al., 2001; Rodrick et al., 2004).

둘째는, 지역 간 혹은 국가 간 자연부존자원(natural endowment)의 차이가 생산성의 차이를 초래하고 이것이 소득격차를 초래한다는 것이다(Diamond, 1997; Bloom and Sachs, 1998; Gallup et al., 1998).

셋째는 시장접근성(market accessibility)이다. 시장접근성이란 어느 경제군집 혹은 도시에서 다른 지역으로의 접근성이 증가할수록 소득이 증가한다는 것이다. 도시성장에서 수송비 역할을 강조하는 경우 거대한 출하집하지(outlet)에 대한 접근

성이 증가할수록 생산성이 증가하여 소득 증가를 초래하게 됨을 쉽게 이해할 수 있다(Krugman, 1991; Hanson, 1996; Davis and Weinstein, 2002; Head and Mayer, 2004; Redding and Sturm, 2008; Redding and Venables, 2004).

넷째는 경제행위의 지리적 집중이 양의 외부효과를 초래한다는 집적의 경제(agglomeration economy)와 관련된 견해이다(Moomaw, 1983; Gerking, 1994; Ebert and McMillen, 1999; Rosenthal and Strange, 2004). 지역 간 집적의 경제 차이가 지역 간 생산성의 차이를 초래하고 이에 따라 지역 간 소득의 차이가 초래된다는 것이다. 경제행위의 지리적 집중이 집적의 경제를 초래하는 이유로 산업 간 정보흐름의 개선, 노동시장 두터움(thickness) 증가, 전문 서비스에 대한 접근성 증가, 교통·통신 등 공공 하부구조의 증가, 학교·병원 등 공공 시설의 증가 등 다양한 요인을 들 수 있다. 집적의 경제는 다시 산업 내 외부효과를 강조하는 지역화 경제(localization economy)와 산업간 외부효과를 강조하는 도시화 경제(urbanization economy)로 구분할 수 있다. 지역화 경제란 어느 한 산업에 종사하는 기업의 수가 증가할수록 지식확산 속도의 증가, 투입물의 공동이용 등에 의한 전문화(specialization)가 진행되어 생산성이 증가한다는 것이다(Henderson, 1986, 2003). 한편, 도시화 경제란 도시 규모가 증가하여 산업의 다양성(diversity)이 증가하는 경우 산업간 혁신성과의 공유, 대수 법칙(law of large numbers)의 성립 등에 의해 생산성이 증가한다는 것이다(Sveikauskas et al., 1988; Nakamura, 1985).

집적의 경제 측정, 즉 집적의 경제를 발생시키는 원인 지표의 인식으로 도시집중의 총량지표 및 시장잠재력지표 2가지가 이용된다. 도시집중

의 총량지표로 주로 사용되는 것은 인구 및 고용 밀도 등이다(Aberg, 1973; Ciccone and Hall, 1996; Sveikauskas, 1975; Moomaw, 1981, 1983; Nakamura, 1985). 초기의 단순한 총량지표를 발전시킨 것이 시장잠재력이다. 시장잠재력의 경우 거리와 무관한 잠재력 지표를 이용하는 경우 (Graham, 2009; Combes, et al., 2008)와 경제권 집으로부터의 거리 구간을 추가적으로 이용하는 경우를 들 수 있다(Rice et al., 2006; Rosenthal and Strange, 2008).

집적의 경제에 관한 다양한 실증분석이 존재한다. 영국을 대상으로 도시규모증가의 생산성 탄력도를 추정한 결과 Ciccone(2002)는 0.015, Fingleton(2003)은 0.05, Rice et al.(2006)은 0.054로 각기 얻어졌다. 이러한 탄력성의 크기는 프랑스를 대상으로 하여 실증분석을 한 Combes et al. (2011)의 0.08, 스페인을 대상으로 한 Martinez-Galarraga et al.(2008)의 0.05와 크게 다르지 않다. 한편, 미국을 대상으로 추계한 Ciccone and Hall(1996)의 0.06, Ciccone(2002)의 0.05 및 Rosenthal and Strange(2004)의 0.04~0.12도 이와 유사하다.

Melo et al.(2011)에서는 집적의 경제의 생산성 탄력도에 대한 추정결과차에 영향을 주는 요인이 무엇인지에 대한 메타분석(meta-analysis)이 수행되었다. 1965~2002년에 수행된 34개 연구의 729개 탄력성을 분석한 결과 탄력성의 단순평균은 0.058, 표준편차는 0.115인 것으로 얻어졌다. 탄력성의 평균을 기간별로 보면 1965~1969년 0.055, 1970~1979년 0.026, 1980~1989년 0.042, 1990~2002년 0.081로 나타났다. 추정된 탄력성의 크기에 유의한 영향을 주는 요인들은 기간, 국가 혹은 지역 이질성(heterogeneity) 등이며 서비스 산업

을 대상으로 하는 경우는 탄력성이 높고 패널 자료(panel data)를 이용하는 경우와 지역 간 차이를 감안한 모형을 구축하는 경우는 탄력성이 낮다는 결론을 얻었다. 한편 추정된 탄력성의 크기에 영향을 주지 않는 것으로 판명된 요인들은 다음과 같다. 즉, 단일 국가를 대상으로 하는 경우 어떤 지리적 단위를 사용하는지의 여부, 기업이나 노동자 등과 같은 개인차원의 자료를 사용하는지 아니면 산업전체의 자료를 사용하는지의 여부, 도시전체의 인구를 사용하는지 혹은 시장잠재력을 사용하는지 등은 추정된 탄력성의 크기에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다.

III. 지역 간 소득격차와 생산성격차

지역 간 소득격차를 분석하기 위해 먼저 해야 할 일은 지역 소득을 나타내는 지표를 결정하는 일이다. 여기에서는 어느 지역의 소득을 그 지역의 일인당 평균 수입(earnings)으로 나타내기로 하며 구체적으로는 각 산업별 임금을 고용비중을 가중치로 하여 구한 가중평균임금으로 정의하기로 한다. 이 경우 어느 지역의 일인당 평균 수입이 높은 이유로 높은 생산성이 임금을 반영되어 임금이 높거나 상대적으로 고임금인 산업의 비중이 높은 2가지를 들 수 있다. 따라서 지역 간 생산성의 차이를 분석하기 위해서는 먼저 수입을 생산성 요인과 산업구성 요인으로 요인분해하는 것이 필요하다.

이를 위해 다음을 정의하기로 한다. W_i^k 를 i 번째 지역, k 번째 산업의 임금 n_i^k 를 i 번째 지역 k 번째 산업의 취업자 수라 하자. $N_i \equiv \sum_k n_i^k$ 는 i 번째 지역의 총고용자 수이며, $\lambda_i^k \equiv n_i^k/N_i$ 는 i 번째 지역, k 번째 산업의 고용비중이다. 여기에서 \sum_k 는 k 에 관해 합했다는 것을 의미한다. 이 경우 i 번째

지역의 일인당 가중평균임금 혹은 일인당 수입 E_i 는 식 (1)과 같이 나타난다.

$$E_i = \sum_k W_i^k \lambda_i^k \quad (1)$$

한편, $\mu(W^k) \equiv \sum_i W_i^k n_i^k / \sum_i n_i^k$ 는 k번째 산업의 전지역 평균임금이며 $\mu(\lambda^k) \equiv \sum_i n_i^k / \sum_i N_i$ 는 k번째 산업의 전 지역 평균 고용비중이다. 이상의 정의를 이용하여 E_i 를 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.¹⁾

$$\begin{aligned} E_i &= \sum_k W_{ik} \mu(\lambda^k) + \sum_k \mu(W^k) \lambda_i^k + \\ &\quad \sum_k (W_{ik} - \mu(W^k)) (\lambda_i^k - \mu(\lambda^k)) \\ &\quad - \sum_k \mu(W^k) \mu(\lambda^k) \\ &\equiv Q_i + C_i + \text{Cov}(W_i, \lambda_i) \end{aligned} \quad (2)$$

어느 지역의 수입이 높을 수 있는 이유로 다음의 2가지를 들 수 있다. 첫째는 그 지역 각 산업의 생산성이 높아 임금이 높을 수 있기 때문이고, 둘째는 생산성이 높은 산업의 비중이 높을 수 있기 때문이다. 전자를 나타내는 것은 생산성 지수 (productivity index) Q_i , 후자는 산업구성지수 (industrial composition index) C_i 라 할 수 있다.²⁾ 구체적으로 Q_i 는 각 산업별 비중을 전 지역 평균으로 고정한 경우 i번째 지역의 평균임금으로 나타내는데 이것이 높다는 것은 곧 그 지역의 생산성이 높다는 것을 의미한다. 한편, C_i 는 산업별 임금을

전 지역 평균수준으로 고정시켰을 때 산업별 비중의 차이가 초래하는 수입의 차이를 나타낸다. 마지막으로 $\text{Cov}(W_i, \lambda_i) \equiv \sum_k (W_{ik} - \mu(W^k)) (\lambda_i^k - \mu(\lambda^k)) - \sum_k \mu(W^k) \mu(\lambda^k)$ 는 항등식을 만드는 과정에서 도출되는 항으로서 W_i 와 λ_i 사이의 공분산이 된다.

여기에서는 먼저 E_i , Q_i 및 C_i 의 현황에 대해 살펴보기로 한다. 이들을 구하기 위한 기초자료로 필요한 것은 i번째 지역, k번째 산업의 임금, W_i^k 및 i번째 지역 k번째 산업의 취업자 수 n_i^k 이다. 각각의 자료는 KOSIS에 수록된 해당 자료를 이용하였다. 실증분석에서 사용된 임금은 월임금총액을 총근로시간으로 나누어서 구한 시간당 임금의 개념이다.³⁾ 지역은 자료의 이용가능성을 감안하여 서울(1), 부산(2), 인천(3), 대구(4), 광주(5), 대전(6) 및 울산(7)의 7개 특별시 및 광역시를 고려하였다. 즉 $i = 1 \dots 7$ 이다.

산업은 임금과 취업자 수 자료를 서로 연결시키면서 일관성 있게 이용하기 위해 크게 5가지의 산업만을 고려하였다. 이는 제조업(1), 건설업(2), 도소매·음식·숙박업(3), 사업·개인·공공서비스 및 기타(4), 전기·운수·통신·금융(5)이다. 즉, $k=1 \dots 5$ 이다. 한편, 사업·개인·공공서비스 및 기타(4)에는 부동산 임대 및 사업서비스업, 교육, 보건, 사회복지, 개인서비스업 등이 포함되며 전기·운수·통신·금융(5)에는 전기, 가스, 증기, 수도, 운수, 출판, 영상, 방송, 통신, 정보서비스, 금융, 보험 등이 포함된다.⁴⁾

1) 이 식은 Rice et al.(2006) 등 이 분야의 연구에서 흔히 사용되는 식이다. 또한, 이 식이 가중평균임금에 관한 식이지만 분석의 대상으로 일인당 수입, 즉 소득임에 유의할 필요가 있으며 이 변수 역시 이 분야의 실증분석에서 소득변수로 흔히 사용되고 있다.

2) 산업비중을 나타내는 방법으로 여러 가지가 있을 수 있지만 여기에서는 고용비중을 산업비중으로 고려하였다.

3) 노동부 임금통계는 5인 이상 사업장에 관한 것이므로 전체근로자를 나타내지 못하는 점이 있는 것이 사실이나 자료이용의 편의성으로 그대로 이용하였다.

4) 여기에서의 산업분류가 지나치게 대분류인 것은 사실이지만 KOSIS의 공식적인 분류이며 임금통계와 고용통계를 일관성있게 연결시키기 위해 불가피한 선택이다. 또한 국가 전체를 대상으로 실증분석을 수행하는 경우 지역과 산업을 비교적 대분류로 해도 추정 결과에 별다른 문제를 초래하지 않는다(Melo et al., 2011).

〈표 1〉 연도별 E_i , Q_i 및 C_i 의 요약통계(단위: 원)

	2004			2005			2006		
	E_i	Q_i	C_i	E_i	Q_i		E_i	Q_i	C_i
평균	8628	8614	9373	9514	9441	10196	10365	10273	11135
표준편차	1093	1036	112	1275	1194	97	1329	1251	110
최대치	10845	10779	9487	11817	11774	10297	12877	12827	11248
최소치	7345	7496	9190	8020	8152	10042	8903	9057	10956
	2007			2008			2009		
	E_i	Q_i	C_i	E_i	Q_i	C_i	E_i	Q_i	C_i
평균	10871	10775	11689	11622	11523	12521	11562	11468	12388
표준편차	1301	1239	100	1450	1383	110	1346	1285	96
최대치	13420	13367	11798	14463	14401	12645	14215	14150	12514
최소치	9522	9628	11527	10128	10244	12350	10178	10260	12222

분석에 필요한 표본의 수를 결정하는 것은 지역 수이다. 표본의 수가 지역의 수인 7개에 불과한 것을 극복하기 위해 각 지역별로 2004년~2009년의 시계열 자료를 이용하기로 한다. 이 경우 표본의 수는 6개 연도의 7개 지역으로 42개가 된다. 일종의 횡단면 자료와 시계열 자료의 공동이용(pooling)으로 연도별로 차이가 발생할 수 있는 요인들은 실증분석에서 적절하게 고려되어야 한다.

이상의 자료를 이용하면 식 (1)과 식 (2)에 의

해 E_i , Q_i 및 C_i 를 구할 수 있다. 여기에서의 일차적인 관심은 지역별 E_i 의 차이가 Q_i 의 차이에 의한 것인지 아니면 C_i 의 차이에 의한 것인지를 살펴보는 것이다.

이를 위해 각 연도별 E_i , Q_i 및 C_i 의 요약통계를 정리한 것이 〈표 1〉이다. 모든 연도에 대해 일관적으로 나타나고 있는 사실은 E_i 및 Q_i 의 경우 평균, 최대치, 최소치, 표준편차 등의 크기가 매우 유사한 반면 C_i 는 다른 양상을 보인다는 것이다. 특히

〈표 2〉 분산동일성 검정의 결과

	2004			2005			2006		
	자유도	검정통계량	유의수준	자유도	검정통계량	유의수준	자유도	검정통계량	유의수준
Bartlett	2	18.4	0.0001	2	21.7	0.0000	2	20.8	0.0000
Levene	(2,18)	2.24	0.1350	(2,18)	4.98	0.0190	(2,18)	4.31	0.0294
BF	(2,18)	1.45	0.2616	(2,18)	3.40	0.0558	(2,18)	2.54	0.1064
	2007			2008			2009		
	자유도	검정통계량	유의수준	자유도	검정통계량	유의수준	자유도	검정통계량	유의수준
Bartlett	2	21.6	0.0000	2	21.8	0.0000	2	22.5	0.0000
Levene	(2,18)	3.69	0.0453	(2,18)	3.95	0.0376	(2,18)	3.90	0.0390
BF	(2,18)	1.85	0.1853	(2,18)	1.71	0.2081	(2,18)	1.60	0.2282

C_i 의 경우 표준편차는 E_i 및 Q_i 의 십분의 일에도 못 미칠 정도로 작는데 이는 C_i 의 최대치와 최소치의 차이가 별로 없다는 데에서도 짐작될 수 있다.

이러한 사실들은 E_i 변화의 대부분이 C_i 가 아니라 Q_i , 즉 산업구성상의 차이가 아니라 생산성의 차이에 기인할 수 있다는 것을 짐작하게 한다. 이러한 점을 엄밀하게 파악하기 위해 분산의 동질성 검정과 변동계수를 파악하기로 한다. 여기에서 분산의 동질성 검정은 E_i , Q_i 및 C_i 3개 변수가 분산이 동일한 모집단으로부터 추출된 것인지의 여부를 검정하는 것이다. 여기에서 분산이 동일한 모집단에서 추출되었다는 것의 의미는 지역 간 변화의 양태가 동일하다는 것을 의미한다.

분산의 동질성 검정을 위해 흔히 사용되는 방법으로 바틀레트(Bartlett) 검정, 레빈(Levene) 검정 및 브라운-포사이드(Brown-Forsythe, BF) 검정을 들 수 있다(Good, 2005). 3가지 검정 모두 귀무가설은 모든 변수의 분산이 동일하다는 것이다. 한편 바틀레트 검정의 검정통계량은 χ^2 -통계량이며 레빈 및 브라운-포사이드 검정의 검정통계량은 F-통계량이다. 검정 결과는 <표 2>에 정리되어 있는데 여기에서 유의수준은 주어진 검정통계량으로 귀무가설을 기각하는 데 따르는 유의수준이다. 전체적으로 보아 모든 해에 대해 E_i , Q_i 및 C_i 3개 변수가 분산이 동일한 모집단으로부터 추출되었다는 귀무가설은 상당한 신뢰수준 하에서 기각된다.⁵⁾ 이러한 검정의 결과와 <표 1>의 사실을 종합하는 경우 E_i 및 Q_i 의 분산은 비슷하지만 C_i 의 분산은 상이하다고 결론지을 수 있다.

이번에는 <표 3>에 나타난 바와 같이 표준편차/평균으로 정의되는 변동계수(coefficient of variation)를 살펴보기로 한다. 모든 해에 대해 일관적으로

<표 3> 변동계수

	E_i	Q_i	C_i
2004	0.127	0.120	0.012
2005	0.134	0.126	0.010
2006	0.128	0.121	0.010
2007	0.120	0.115	0.009
2008	0.125	0.120	0.009
2009	0.116	0.112	0.008

나타나는 사실은, E_i 및 Q_i 의 변동계수 크기는 매우 비슷한 반면 C_i 의 변동계수 크기는 거의 0에 가깝다는 것이다. 이러한 사실들은 우리나라의 경우 지역 간 수익 차이는 거의 모두 생산성 차이에 기인하는 것으로 볼 수 있다는 것이다. 이는 지역 간 산업구성에는 통계적으로 유의한 차이가 존재하지 않는다는 것을 의미하기도 하는데 이는 곧 산업구조상 도시들의 특색이 별로 없다는 것을 나타내는 것으로 해석될 수 있다.

IV. 지역 간 생산성격차의 결정요인

앞의 분석에서 지역 간 소득격차의 거의 대부분이 지역 간 생산성 차이에 의해 발생한다는 사실을 알았다. 여기에서는 거리를 감안하는 집적의 경제가 생산성에 영향을 미치는지의 여부를 검정하기로 한다. 집적의 경제가 생산성에 영향을 준다는 유의적인 실증분석 결과를 얻는다면 이는 집적의 경제의 차이가 지역 간 소득격차를 야기시키는 요인의 하나라는 것을 의미한다. 또한, 실증분석의 결과를 이용하면 집적의 경제의 어느 정도의 차이가 생산성에 어느 정도의 차이를 초래하는지

5) 레빈과 BF 검정의 경우 일부 연도에 있어서 유의성이 다소 떨어지는 것이 사실이나 전체적인 결론에 영향을 미칠 정도는 아니라고 판단하였다.

에 대해 구체적인 답변을 구할 수 있게 된다.

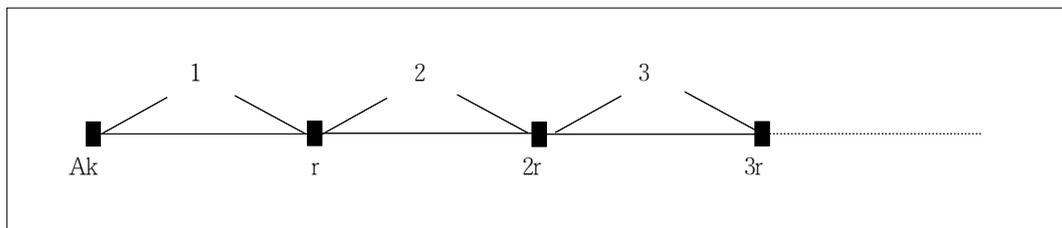
일반적으로 집적의 경제를 정의하기 위해서는 어느 지역, 즉 어느 경제군집을 중심으로 한 일정 범위 내 주변지역의 경제량이 고려된다. 이 경우 집적의 경제의 정도가 높아진다는 것은 경제군집 근처의 경제량이 많아진다는 것을 의미한다. 어느 경제군집과 그 주변지역을 클러스터(cluster)라 부르는 경우 집적의 경제의 정도가 커진다는 것은 클러스터의 유효 크기(effective size)가 커진다는 것을 의미한다. 클러스터의 유효 크기(effective size)가 커진다는 것은 경제군집 근처의 경제량이 증가한다는 것을 의미한다.

클러스터의 유효 크기가 커질 수 있는 경우는 2가지가 있다. 첫 번째는 클러스터 자체의 크기가 전체적으로 커져 경제군집 근처의 경제량도 커지는 경우이다. 둘째는 클러스터의 전체 크기는 일정하지만 지리적으로 경제군집에 가까운 지역의 경제량이 증가하여 접근성(proximity)이 커지는 경우이다. 클러스터의 크기가 경제적 군집의 생산성에 어떠한 영향을 줄 것인지는 집적의 경제와 연관된 순효과가 어떠한지에 달려 있다. 만일 순효과가 정(+)이라면 클러스터의 크기 증가는 경제적 군집의 생산성을 증가시키게 된다. 접근성이 생산성에 정(+)의 영향을 주는 경우, 클러스터의 크기가 일정해도 경제군집 근처의 경제량이 상대

적으로 증가하면 경제군집의 생산성이 증가할 것으로 예상할 수 있다.

실증분석을 위해서는 경제군집, 경제량, 접근성 등을 정량화하여 정의할 필요가 있다. 여기에서는 서울 및 6개 광역시를 경제군집으로 고려하고 자료의 이용가능성을 고려하여 인구를 경제량으로 고려하기로 한다.⁶⁾ 한편, 접근성을 나타낼 수 있는 지표로 경제군집으로부터 일정 거리 이내에 있는 인구를 이용하기로 한다. 접근성 지표를 만들기 위해 먼저 해야 할 작업은 경제군집과 일반시 사이의 거리를 정의하는 것이다. 실증분석을 염두에 두는 경우 거리를 연속변수로 고려하기는 어렵다. 여기에서는 경제군집의 중심으로부터 일정 간격으로 원을 그려 얻은 밴드(band)를 이용하기로 한다. 한 경제군집의 중심으로부터 반경이 r 인 원을 그렸을 때 그 원안의 지역을 1번째 밴드라고 한다. 이어서 반경이 $2r$ 인 원을 그렸을 때 반경이 $2r$ 인 원과 r 인 원 사이의 지역을 2번째 밴드라고 한다. 이런 식으로 여러 개의 밴드를 정의할 수 있으며 어느 밴드 내 모든 지역의 경제군집에 대한 접근성은 모두 동일한 것으로 전제한다.

k 번째 경제군집의 중심 위치를 A_k 라 할 경우 이 경제군집에 대한 접근성은 오직 A_k 로부터의 거리에만 의존하는 것으로 가정되므로 각 밴드의 위치는 직선으로 나타낼 수 있다. 이는 각 지역의



〈그림 1〉 밴드의 정의

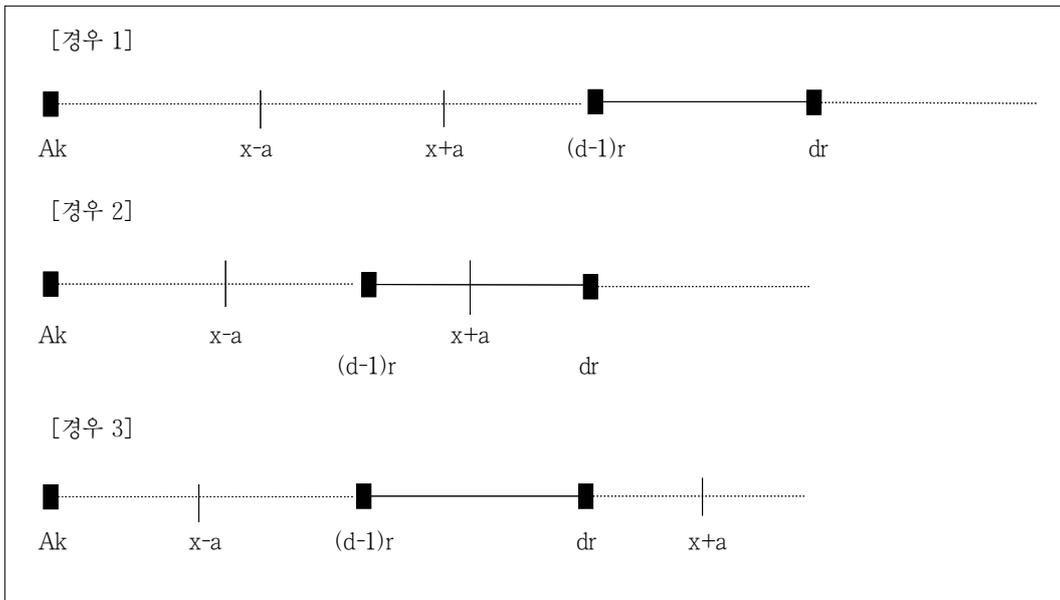
6) 경제활동인구를 사용하는 것이 보다 적절할 수 있으나 도시별 경제활동참가율에 관한 자료가 미비하여 부득이 인구를 그대로 사용하였다.

특징이 오직 중심상업지역(CBD)으로부터의 거리에만 의존하는 단일도심모형의 경우 원형의 도시를 직선으로 나타낼 수 있는 것과 동일한 경우에 해당한다. 이를 그림으로 나타낸 것이 <그림 1>인데 k번째 경제군집으로부터의 거리가 r 이내인 지역이 밴드 1, r과 2r 사이의 지역이 밴드 2, ... 등으로 정의된다.

P_{kj-d} 를 k번째 경제군집의 d번째 밴드(band)에 있는 j번째 일반시의 인구라 하자. P_j 를 j번째 일반시의 인구라고 하는 경우 P_{kj-d} 는 P_j 의 일부가 되는데 그 크기는 다음과 같은 방식으로 구해진다. 먼저 일반시가 원형이라고 단순화한다면 일반시의 면적 S에 관한 자료를 이용하여 일반시의 반경 a를 $a=(S/\pi)^{1/2}$ 로 구할 수 있다. 다음으로 NGIS의 OD 자료로부터 얻을 수 있는 경제군집과 일반시 사이의 거리를 각각의 중심지로부터의 거리라고 단순화시킨다. 만일 k번째 경제군집과 j번째 일반시 사이의 거리가 x라고 하는 경우 j번째 일반시

는 k번째 경제군집으로부터의 거리가 x-a와 x+a 사이에 위치하게 된다.

이러한 j번째 도시의 전형적인 예로 <그림 2>의 세 가지 경우를 생각할 수 있다. [경우 1]은 j번째 일반시가 모두 d번째 밴드 안쪽에 위치하고 있는 경우인데 이 경우 P_{kj-d} 는 0이 된다. [경우 2]는 j번째 도시의 일부가 d번째 밴드에 포함되는 경우인데 이 경우 $P_{kj-d}=[(x+a-(d-1)r)/2a] \times P_j$ 가 된다. [경우 3]은 j번째 도시가 d번째 밴드 전후에 모두 걸쳐 있는 경우인데 이 경우 $P_{kj-d}=[r/2a] \times P_j$ 가 된다. k번째 경제군집으로부터의 거리가 (d-1)r과 dr 사이인 d번째 밴드에 포함되는 인구의 총수는 $\sum_j P_{kj-d} = P_{k-d}$ 가 되는데 여기에서 \sum_j 는 j에 대해 더했다는 의미이다. d의 값에 따라 j의 값이 k가 될 수도 있는데 예를 들어 d=1이고 r=10km이고 k번째 경제군집이 서울인 경우 j=k라는 것은 서울의 중심으로부터 반경 10km 이내에는 서울시의 인구가 있다는 것을 의미한다.



<그림 2> P_{kj-d} 의 결정

d가 일정한데 $P_{k;d}$ 가 커진다는 것은 경제군집을 포함하는 클러스터(cluster)의 크기가 커진다는 것을 의미한다. 클러스터의 크기가 경제군집의 생산성에 어떠한 영향을 줄 것인지는 집적의 경제와 연관된 순효과가 어떠한지에 달려 있다. 만일 순효과가 정(+)이라면 클러스터의 크기 증가는 경제군집의 생산성을 증가시키게 된다. $P_{k;d}$ 의 크기가 일정한데 d가 증가한다는 것은 같은 크기의 인구의 위치가 k번째 경제군집으로부터 상대적으로 멀어진다는 것을 의미하는데 이는 생산성을 감소시키는 요인으로 작동하게 된다.

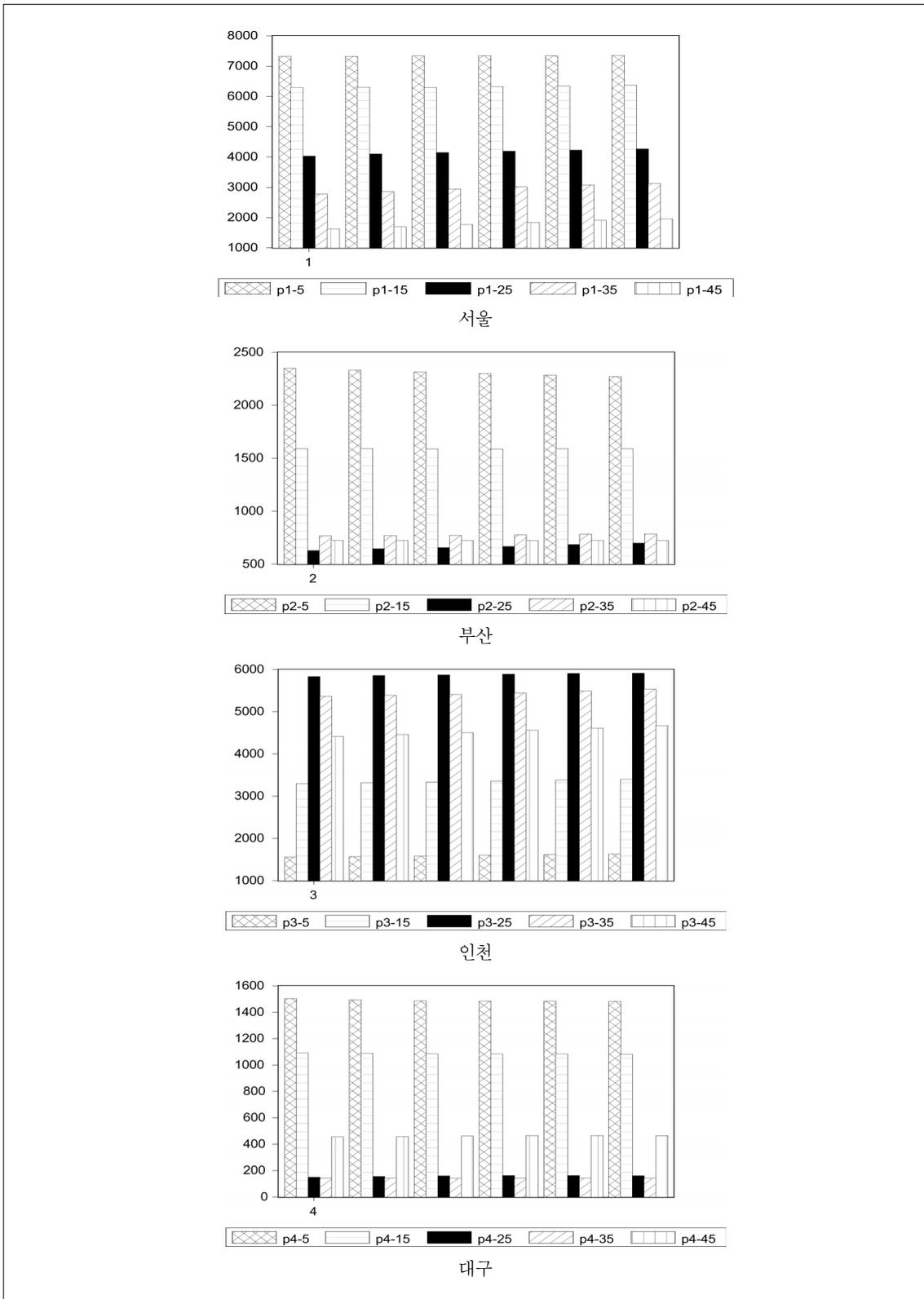
실증분석에 있어 2004~2009년의 생산성 지수 Q_k 를 이용하기로 한다. 수 개년에 걸친 시계열 자료를 이용하는 상황이기 때문에 경제량은 실질치를 이용하는 것이 타당하다. 따라서 피설명변수로 $Q_k \times 100 / CPI$ 를 이용하기로 한다. 여기에서 CPI는 해당 연도의 소비자물가지수이다. 접근성 지표를 만들기 위해서는 밴드의 지리적 크기를 정의할 필요가 있는데 여기에서는 $r=10km$, d의 최대치를 5로 하기로 한다. d의 최대치를 5로 한다는 것은 어느 경제군집의 생산성에 영향을 줄 수 있는 물리적 거리의 한계를 50km로 생각한다는 것이다. 다음으로 생각할 것은 경제군집에서 d번째 밴드까지의 거리, $\delta(d)$ 를 정의하는 것이다. 가장 단순한 방법은 d번째 밴드 중간지점까지의 거리인 $(d-1) \times 10 + 5$ 로 정의하는 것이다. 이는 곧 $r=10km$ 인 경우 경제군집으로부터 0~10km 사이에 위치한 밴드 1의 거리는 5km, 10~20km 사이에 위치한 밴드 2의 거리는 15km, 20~30km 사이에 위치한 밴드 3의 거리는 25km, ... 로 정의한다는 것이다. $r=10km$, d의 최대치는 5로 하는 경우 2004년~2009년의 연도별, 경제군집별, 거리별 인구의 분포는 <그림 3>과 같다.

클러스터 크기 효과와 접근성 효과를 모두 고려하기 위해 식 (3)과 같은 모형을 생각한다.

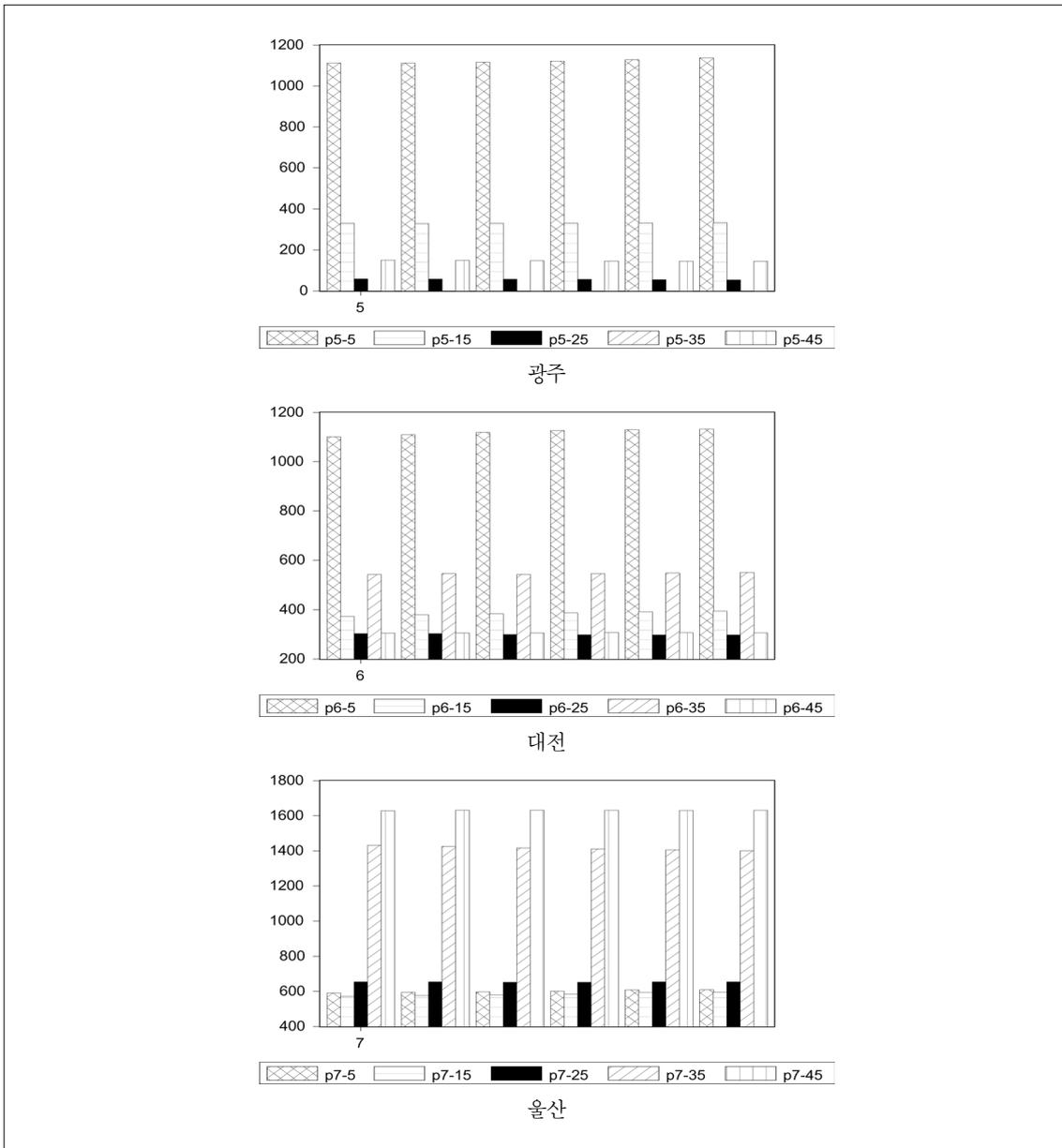
$$\log(Q_k \times 100 / CPI) = \alpha + \beta_1 \log[\sum_d P_{k;d} \exp(\beta_1 \delta(d))] + \sum_i \gamma_i X_i \quad (3)$$

여기에서 X_i 는 생산성에 영향을 줄 수 있는 외생변수이다. 실제로 식 (3)을 추정하는 경우 몇 가지 문제에 당면할 수 있다. 가장 큰 문제는 $\delta(d)$ 가 모든 연도에 걸쳐 일정한 상수가 되기 때문에 추정이 불가능하다는 것이다. 이 문제를 해결하기 위해 생산성에 영향을 주는 거리는 정보통신, 수송수단의 발전 등을 감안한 유효거리인 것으로 정의하며 여기에서는 물리적으로 같은 거리라도 유효거리는 매년 2.5%씩 감소하는 것으로 가정한다. 여기에서 유효거리가 감소하는 것으로 가정하는지 혹은 증가하는 것으로 가정하는지의 여부는 β_1 추정치의 부호에는 영향을 주지 않는다. 몇 % 감소하는 것으로 가정하는지는 β_1 추정치의 크기에 영향을 줄 수 있는데, 여기에서는 표본기간의 평균 물가상승률과 비슷하게 2.5%를 가정하였다. 이는 명목유효거리가 물리적 거리와 같이 거의 일정하다는 것을 의미한다. 기호를 새로 정의하지 않고 이하에서는 $\delta(d)$ 가 유효거리를 나타내는 것을 그대로 이용하기로 한다.

또 다른 문제는 $r=10km$, $d=5$ 로 하는 경우 하나의 값으로 고정된 β_1 에 너무 많은 설명변수가 걸린다는 것이다. 시행착오를 거쳐 밴드 1~3 및 밴드 4~5 2개로 그룹을 짓는 것이 가장 적절하다는 사실을 알았다. 이에 따라 전자를 밴드 I, 후자를 밴드 II라 하기로 한다. 이 경우 식 (3)의 \sum_d 에서 $d=I, II$ 가 되며 $\delta(I)$ 및 $\delta(II)$ 의 물리적 거리는 15km 및 40km가 된다. 이에 따라 β_1 은 유효거



<그림 3> 각 경제군집별 밴드 내 인구



〈그림 3〉 각 경제군집별 밴드 내 인구(계속)

리가 25km 증가하는 경우 생산성에 미치는 효과의 크기를 나타낸다.

X_1 는 생산성에 영향을 미칠 수 있는 접근성 이외의 요인을 나타낸다. 여기에서 X_1 은 산업구조가 다른 경제군집들과 현저히 다른 울산을 1로 하고

나머지 지역은 0으로 하는 더미변수(dummy variable)이다. 이 밖에 도시의 노동생산성에 영향을 줄 수 있는 변수로서 대학교 이상 졸업자 1인당 특허출원건수, X_2 를 고려하기로 한다. X_2 계수의 부호는 정(+)이 될 것으로 예상된다. 이상에

기초하여 식 (3)을 회귀분석한 결과는 <표 4>에 나타나 있다.

<표 4>에 나타난 회귀분석 결과의 의미에 대해 살펴보기로 한다. 먼저 β_0 의 값이 0.0507이라는 것은 클러스터의 크기가 2배가 되면 생산성이 $0.0507 \times \log(2) = 0.035$, 즉 3.5% 증가한다는 것을 의미한다. 한편, β_1 의 값이 -1.3004라는 것은 경제군집으로부터의 거리가 1단위 증가하는 경우, 본 연구에서는 25km 증가하는 경우, 클러스터의 크기가 생산성에 미치는 효과가 $\exp(-1.3004) = 0.272$, 즉 27.2% 하락한다는 것을 의미한다.

<표 4> Q_i를 대상으로 한 회귀분석의 결과

	계수값	t-통계량	유의수준
α	9.3867	29.88	0.0000
β_0	0.0507	3.55	0.0011
β_1	-1.3004	-2.46	0.0185
γ_I	0.1078	2.98	0.0051
γ_{II}	0.1127	5.02	0.0000
adj-R2: 0.6083			

이러한 회귀분석의 결과는 영국을 대상으로 비슷한 회귀분석을 한 Rice et al.(2006)의 결과, 즉 $\beta_0 = 0.0462$, $\beta_1 = -1.5138$ 의 결과와 크게 다르지 않다. 또한, β_0 값에 관해서는 프랑스를 대상으로 한 Combes et al.(2011)의 0.08, 스페인을 대상으로 한 Martinez-Galarraga et al.(2008)의 0.05, 미국을 대상으로 한 Ciccone and Hall(1996), Ciccone(2002)의 0.05 등의 추정결과와도 매우 유사하다.

앞의 III에서 분석된 바와 같이 E_i 변화의 대부분이 Q_i 에 의해 설명된다면 E_i 를 피설명변수로 하여 식 (3)을 추정하여도 비슷한 결과를 얻어야 할 것이다. 이를 알아보기 위해 E_i 를 대상으로 회귀분석을 수행한 결과는 <표 5>에 나타나 있다. 추정결과 $\beta_0 = 0.0502$, $\beta_1 = -1.3346$ 으로 얻어져 Q_i 에 대한

회귀분석 결과와 매우 유사함을 알 수 있다.

<표 5> E_i 를 대상으로 한 회귀분석의 결과

	계수값	t-통계량	유의수준
α	9.3747	29.25	0.0000
β_0	0.0503	3.45	0.0014
β_1	-1.3346	-2.42	0.0202
γ_I	0.1561	4.23	0.0001
γ_{II}	0.1244	5.44	0.0000
adj-R2: 0.6343			

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 우리나라의 7개 특별시 및 광역시 5개 산업의 2004~2009년의 시계열자료를 이용하여 지역 간 소득격차의 원인에 대한 실증분석이 수행되었다. 소득의 구성요인을 생산성 요인과 산업구성 요인으로 분해하여 관찰한 결과에 의하면 소득격차의 대부분은 생산성 요인에 의해 발생하는 것으로 나타났다. 이러한 관찰의 결과는 분산의 동질성 검정 및 변동계수의 크기 비교 등에 의해서도 재차 확인될 수 있다.

지역 간 생산성격차의 결정요인을 분석하는 데 있어서는 집적의 경제를 나타내는 시장잠재력과 경제군집에의 접근성을 모두 포함하는 모형이 고려되었다. 시장잠재력을 나타내는 지표로 경제군집과 그 주변지역으로 정의되는 클러스터의 인구가 사용되었다. 경제군집에의 접근성은 경제군집으로부터의 거리가 10km씩 증가하는 밴드(band)와 각 밴드에 포함되는 일반시의 인구를 이용하여 분석되었다. 집적의 경제 이외에 생산성에 영향을 주는 요인으로 지역더미 변수와 노동의 질을 나타내는 대리변수로서 대학교 이상 졸업자 1인당 특허출원건수를 고려하였다. 이상을 감안하여 회귀

분석을 수행한 결과 우리나라의 경우 클러스터의 크기가 2배가 되면 생산성은 3.5% 증가하는 것으로 나타났으며 경제군집으로부터의 거리가 25km 증가하면 클러스터의 크기가 생산성에 미치는 효과는 약 27.2% 감소하는 것으로 나타났다.

경제행위의 지리적 집중에 의해 긍정적 외부효과가 발생하는 경우 중요한 과제는 어떻게 지역별로 비슷하게 경제행위를 집중시켜 소득격차를 줄일 수 있겠는가 하는 것이다. 즉, 경제활동의 지리적 집중의 출발점을 어디에서 찾아야 할 것인지가 문제이다. 본 연구의 실증분석 결과를 종합하여 다음과 같은 대안을 제시할 수 있다. 도시 간 소득격차는 주로 생산성 요인에 의해 설명이 되며 산업구성 요인은 설명력이 없을 뿐 아니라 도시 간 산업구성도 개별적으로는 울산에서 약간의 차이를 보이지만 전체적으로는 거의 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 지역별 특성이 모두 다른 대도시 산업 구성상의 차이가 거의 인식되지 않는다는 것은 매우 부자연스러운 것이다.

한편, 집적의 경제와 연관된 시장잠재력과 접근성의 증가는 생산성에 영향을 미쳐 결과적으로 소득격차를 초래하는 가장 중요한 요인인 것으로 나타났다. 그런데 집적의 경제 효과를 보려면 경제활동을 지리적으로 집중시켜야 하는데 어느 도시는 경제활동의 지리적 집중이 강하게 이루어졌고 어느 도시는 그렇지 못한 이유가 지역별 특성의 차이에도 불구하고 산업구성이 대동소이한 것일 가능성이 있다. 만일 그렇다면 지역 특성에 맞지 않은 산업구조를 갖고 있는 지역의 경우 지역특성에 맞는 산업을 육성하는 것이 집적의 경제를 촉발시키는 출발점이 될 수 있다.

본 연구에서는 경제군집으로부터의 거리가 멀어지면 생산성에 미치는 효과가 급속히 하락한다

는 것, 즉 집적의 경제 요인 중 접근성이 생산성에 주는 효과가 매우 크다는 결론을 얻었다. 이러한 점은 가급적 토지를 효율적으로 사용하는 콤팩트한 도시개발의 중요성과 함께 실질적으로 경제군집으로부터의 거리를 줄일 수 있는 도시하부구조 투자의 중요성, U-시티의 발전 등의 요인이 도시 생산성에 중요하다는 점을 시사한다.

참고문헌

- Aberg, Y., 1973, "Regional productivity differences in Swedish manufacturing", *Regional and Urban Economics*, 3: 131-155.
- Acemonglu, D., Johnson, S., and Robinson, J. A., 2001, "The conditional origins of comparative development: an empirical investigation", *American Economic Review*, 91(5): 1369~1401.
- Bloom, D. E. and Sachs, J. D., 1998, "Geography, demography and economic growth in Africa", *Brookings Papers on Economic Activity*, 207~273.
- Ciccone, A., 2002, "Agglomeration effects in Europe", *European Economic Review*, 46(2): 213~228.
- Ciccone, A. and Hall, R. E., 1996, "Productivity and the density of economic activity", *American Economic Review*, 86: 54~70.
- Combes, P., Duranton, G., and Gobillon, L., 2004, "Spatial wage disparities: sorting matters", *CEPR ap 4240*.
- Combes, P., Duranton, G., Gobillon, L., and Roux, S., 2008, "Estimating agglomeration economies with history, geography and worker effects", *CEPR discussion paper 6728*.
- Combes, P., Lafourcade, M., Thisse, J., and Toutain, J., 2011, "The rise and fall of spatial inequalities in France: a long-run perspective", *Explorations in Economic History*, 1~29.
- Davis, D. R. and Weinstein, D. E., 2002, "Bones, bombs and break points: the geography of economic

- activity”, *American Economic Review*, 92(5): 1269~1289.
- Diamond, J., 1997, *Guns, germs and steel: the facts of human societies*, N.Y., W.W. Norton and Co.
- Ebert, R. W. and McMillen, D. P., 1999, “Agglomeration economies and urban public infrastructure”, *Handbook of Regional Science and Urban Economics*, Elsevier, Amsterdam.
- Fingleton, B., 2003, “Increasing returns: evidence from local wage rates in Great Britain”, *Oxford Economic Papers*, 55: 716~739.
- Gallup, J. L., Sachs, J. D., and Mellinger, A. D., 1998, “Geography and economic development”, in Plekovic, B. and Stiglitz, J. E.(eds.), *Annual World Bank conference on development economics*, 127~178, The World Bank.
- Gerking, S., 1994, “Measuring productivity growth in US regions: a survey”, *International Regional Science Review*, 16: 155~185.
- Gleaser, E. L. and Mare, D. C., 2002, “Cities and skills”, *Journal of Labour Economics*, 19: 316~342.
- Good, P. I., 2005, *Permutation, Parametric, and Bootstrap Tests of Hypotheses*, 3rd ed, New York: Springer.
- Graham, D. J., 2009, “Identifying urbanization and localization externalities in manufacturing and service industries”, *Papers in Regional Science*, 63~84.
- Hanson, G. H., 1996, “Economic integration, industry trade and frontier regions”, *European Economic Review*, 40(3~5): 941~949.
- Head, K. and Mayer, T., 2004, “Market potential and the location of Japanese Investment in the European Union”, *Review of Economics and Statistics*, 86: 959~972.
- Henderson, J. V., 1986, “Efficiency and resource usage and city size”, *Journal of Urban Economics*, 19: 47~70.
- _____, 2003, “Marshall’s scale economy”, *Journal of Urban Economics*, 53: 1~28.
- Krugman, P., 1991, “Increasing returns and economic geography”, *Journal of Political Economy*, 99(3): 483~499.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., and Vishny, R. W., 1998, “Law and Finance”, *Journal of Political Economy*, 106(6): 1113~1155.
- Martinez-Galarraga, J., Paluzie, E., Pons, J., and Tirado, D., 2008, “Agglomeration and labour productivity in Spain over the long term”, *Clometrica*, 2(3): 195~212.
- Melo, P. C., Graham, D. J., and Noland, R. B., 2011, “A meta-analysis of estimates of urban agglomeration economies”, *Regional Science and Urban Economics*, 39: 332~342.
- Mion, G. and Naticchioni, P., 2005, “Urbanization externalities market potential and spatial sorting of skills and firms”, *CEPR papers 5172*.
- Moomaw, R. L., 1981, “Productivity and city size: a critique of the evidence”, *the Quarterly Journal of Economics*, 96: 675~688.
- _____, 1983, “Spatial productivity variations in manufacturing: a critical survey of cross-sectional analysis”, *International Regional Science Review*, 8: 1~22.
- Nakamura, R., 1985, “Agglomeration economies in urban manufacturing industries: a case of Japanese studies”, *Journal of Urban Economics*, 17: 108~124.
- Reddings, S. and Sturm, D., 2008, “The Cost of Remoteness: Evidence of German division and reunification”, *American Economic Review*, 98(5): 1766~1797.
- Reddings, S. and Venables, A., 2004, “Economic Geography and International Inequality”, *Journal of International Economics*, 62: 53~82.
- Rice, P., Venables, A. J., and Patucchini, E., 2006, “Spatial Determinants of Productivity: analysis of regions of Great Britain”, *Regional Science and Urban Economics*, 36: 727~752.
- Rodrick, D., Subramanian, A., and Trebbi, F., 2004, “In-

- stitution rules: the primacy of institutions over geography and integration in economic development”, *Journal of Economic Growth*, 9(2): 131~165.
- Rosenthal, S. S. and Strange, W., 2003, “Geography industrial organization and agglomeration”, *Review of Economics and Statistics*, 85: 377~393.
- _____, 2004, “Evidence on the nature and sources of agglomeration economies”, in Henderson, J. V. and Thisse, J. F.(eds.), *Handbook of Urban and Regional Economics*, 4, Elsevier, Amsterdam.
- _____, 2008, “The attenuation of human capital spillovers”, *Journal of Urban Economics*, 373~389.
- Sveikauskas, L., 1975, “The productivity of cities”, *Quarterly Journal of Economics*, 89: 393~413.
- Sveikauskas, L., Cowdy, J., and Funk, M., 1988, “Urban productivity: city size or industry size”, *Journal of Urban Economics*, 28: 185~202.
- Wheeler, C. H., 2001, “Search, sorting and urban agglomeration”, *Journal of Labour Economics*, 19: 879~899.

원 고 접 수 일 : 2011년 6월 27일

1차심사완료일 : 2011년 7월 28일

최종원고채택일 : 2011년 8월 4일