

동적공간패널모형을 이용한 지역 실업률 결정요인 분석

김소연

안동대학교 경제학과 시간강사

류수열

안동대학교 경제학과 교수

Analysis of Determinants of Regional Unemployment Rate Using Dynamic Spatial Panel Model

So-Youn Kim^a, Su-Yeol Ryu^b

^aDepartment of Economics, Andong National University, South Korea

^bDepartment of Economics, Andong National University, South Korea

Received 28 February 2022, Revised 18 March 2022, Accepted 25 March 2022

Abstract

Purpose - This study analyzed the determinants of local unemployment rate in Korea using panel data from 16 metropolitan cities and provinces from 2000 to 2018.

Design/methodology/approach - We use a dynamic spatial panel model that considers characteristics of the regional unemployment rate such as the common factors effect, spatial dependence, and serial correlations.

Findings - The local unemployment rate is affected by the past and present values of the national unemployment rate. And it is significantly affected by the past local unemployment rate and the past neighboring unemployment rate because spatial dependence and serial correlations are clearly present. In addition, when the industrial structure diversity and labor productivity were high, the regional unemployment rate decreased, and when the education level was high, the regional unemployment rate increased.

Research implications or Originality - In order to reduce regional unemployment rate, it is necessary to plan and establish regional customized industrial structure policies under the stance of diversification rather than specializing the regional industrial structure and accompany improvement of the quality of education with the number of years of education. In addition, the redistribution of labor from low labor productivity sectors to high labor productivity sectors through technology development will help to reduce the local unemployment rate.

Keywords: Common Factors, Regional Unemployment, Serial Correlations, Spatial Dependence, Spatial Panel Model

JEL Classifications: C21, C23, J64

I. 서론

IMF 외환위기 이후 우리나라 경제의 성장잠재력 약화는 실업률 증가로 이어지면서 실업이 사회적 문제로 대두되었다. 글로벌 금융위기 이후 경기회복에도 고용 없는 성장(jobless growth)이 이루어져

^a First Author, E-mail: abcd2id@nate.com

^b Corresponding Author, E-mail: sryu@anu.ac.kr

© 2022 The Institute of Management and Economy Research, All rights reserved.

왔으며 실업률은 점진적으로 증가하는 추세이다.

실업문제 해결과 관련하여 OECD (2005)는 국가의 실업문제를 지역 차원에서 대응해야 한다고 지적하였다. 실업률은 국가 경기변동에 영향을 받는 것과 더불어 지역 노동시장의 특성이 지역 실업률을 결정하는 요인으로 작용하기 때문에 지역 노동시장 여건을 고려한 지역 단위의 일자리 창출 정책이 필요하다는 것이다. 이것은 곧 실업이 단순히 노동의 수급불일치에 의해 생성되는 것이 아닌 국가경제와 지역경제의 다양한 요소를 포함하고 있다는 것을 의미한다.

우리나라는 경제위기를 겪으면서 중앙정부와 지방정부 차원에서 경제불황을 극복하고 실업문제를 해결하기 위한 다양한 정책들을 실시하였다. 지역 실업률과 관련한 연구는 주로 거시경제지표인 지역 경제성장과의 관계를 분석하거나 지역 실업률에 영향을 미치는 요인에 대한 분석 등이다. 후자의 경우, 공통적으로 인구구성, 산업구조, 교육정도 등이 지역 실업률 결정요인으로 고려되었다.

특히 지역균형발전 정책으로 지역 내에 존재하는 산업들 중에 경쟁우위에 있는 특화산업들을 대상으로 집중적으로 지원하는 사업들이 시행되었으며, 집적경제 및 규모의 경제 효과로 인해 고용을 증가하여 지역 실업률을 감소시키고자 하였다. 이와 관련하여 산업구조의 다양성(industrial diversity) 또는 특화(specialization)가 지역 실업률에 미치는 영향에 대한 연구들도 수행되어 왔다.

한편 실업률의 분석은 국가 실업률을 활용한 시계열 분석보다 지역 실업률을 활용한 패널분석을 실시하는 것이 지역별로 관찰되지 않는 특성을 반영할 수 있어 모형설정의 오류를 줄일 수 있다. 그러나 패널데이터를 사용할 때 각 시점의 공간단위 관측치 사이의 횡단면 의존성(cross-sectional dependence)과 각 지역단위 관측치 사이에 발생하는 시계열 자기상관(serial correlations)의 문제가 발생할 수 있어 지역 실업률을 활용한 패널분석을 실시할 때 다음의 특성을 고려해야 한다.

먼저 횡단면 의존성은 전체 지역에 영향을 미치는 ‘공통요인 효과(common factors effect)’와 인접 지역 간 상호작용에 의한 ‘공간의존성(spatial dependence)’으로 구분할 수 있다. Pesaran (2006)에 의해 전국 실업률은 공통요인으로 간주할 수 있으며, 전국 실업률은 국가의 경기변동(business cycle)을 설명하는 대리변수가 될 수 있으므로, 지역 실업률은 곧 경기변동에 공통으로 영향을 받는다는 특성을 모형에서 고려해야 한다.

다음으로 지역 실업률은 인접 지역의 실업률에 영향을 받아 ‘공간의존성’을 갖는다. Anselin (1988)에 의하면 지역 간 상호작용에 의한 공간의존성이 존재하는 경우에 이를 고려하지 않고 모형을 추정할 경우 일치추정량(consistent estimator)을 얻을 수 없는 문제가 발생하며, 이러한 공간효과는 공간계량모형(spatial econometrics model)을 통해 제어할 수 있다.

또한 현재 지역 실업률이 과거 지역 실업률에 영향을 받는다는 ‘시계열 자기상관’이 존재하며, 이는 동적패널모형(dynamic panel model)을 적용함으로써 해결할 수 있다.

이와 관련하여 Molho (1995)는 지역 실업률 분석에 공간의존성을 가장 먼저 고려하였으며, Pattacchini and Zenou (2007)는 지역 실업률에 공간의존성과 시계열 자기상관이 존재함을 입증하였다. Elhorst (2008)와 Lee and Yu (2010)는 패널데이터의 두 문제를 조합하여 다루기 시작하였고, 이를 실업률 분석에 적용하면 동적공간패널모형(dynamic spatial panel model)을 통해 지역 실업률의 공간의존성과 시계열 자기상관을 다룰 수 있다. Vega and Elhorst (2016)는 지역 실업률에 횡단면 의존성과 시계열 자기상관이 존재하는 경우에 이를 고려하지 않으면 추정에 편향(bias)이 발생할 수 있음을 지적하면서 동적공간패널모형을 통해 지역 실업률의 공통요인 효과와 공간의존성 및 시계열 자기상관을 모두 고려하였다. 또한 Zeilstra and Elhorst (2014)는 실업률 분석에 있어 지역의 노동시장을 설명하는 변수에만 초점을 맞춘다면 국가적 요인을 무시한 결과를 도출하게 되므로 국가적 변수와 지역적 변수들을 모두 고려해야 한다고 주장하였다.

본 연구는 지역 실업률의 특성인 공통요인 효과와 공간의존성 및 시계열 자기상관을 모두 고려한 모형을 통해 우리나라 지역 실업률의 결정요인으로 산업구조 다양성과 인구구성, 산업구조, 교육정도의 영향을 분석하고자 한다.

논문의 구성은 다음과 같다. II장에서 실업률 결정요인을 분석한 선행연구에 대해 살펴보고, III장에서 자료와 분석모형을 제시하고, IV장에서 분석 결과와 V장에서 요약 및 결론을 제시한다.

II. 선행연구

실업률에 관한 연구는 오랜 기간 동안 진행되어 왔으며, 주로 경제성장과의 상관관계를 검증하는 연구와 실업률 구조에 관한 연구 및 자연실업률 추정을 위한 연구, 실업률 결정요인 분석 등으로 전개되어 왔다.

이와 더불어 지역 실업률에 영향을 미치는 결정요인에 관한 실증연구가 다양하게 진행되고 있으며, Elhorst (2003)는 지역 실업률에 대한 41개의 선행연구를 바탕으로 지역 실업률의 이론적 구성과 분석모형 및 설명변수에 대해 설명하였다. 이 연구에서 지역 실업률은 다양한 지역적 요인에 따라 변화한다는 결과를 제시하였고, 주로 인구, 교육정도, 경제성장, 노동시장 참여, 이주, 노동 수요요인 및 임금 등의 요인에 영향을 받는다는 결과를 제시하였다. Marelli et al. (2011)은 글로벌 금융위기 이전에 주로 국가 차원에서 실업률을 분석한 것과 달리 금융위기 이후에는 지역 실업률을 중심으로 실업에 대한 분석이 이루어져야 함을 강조하며 지역 경제의 부문별 영향을 분석하였다. Arntz and Wilke (2009)는 지역별 고용정책과 지역 실업보상 제도 등의 요인이 지역 실업률을 결정하는 요인임을 제시하였다.

특히 산업구조 다양성을 포함한 여러 결정요인이 지역 실업률에 미치는 영향에 관한 연구가 국내외 학자들에 의해 수행되었다. Izraeli and Murphy (2003)와 Mizuno, Mizutani and Nakayama (2006)는 각각 미국과 일본을 대상으로 지역 실업률에 영향을 미치는 결정요인에 대해 일반패널모형을 통해 분석하였고, 그 결과 산업구조 다양성은 실업률을 낮추는 요인으로 나타났다. Shihe, Xiaofang and Guojun (2010)은 중국의 지역 실업률 결정요인을 일반패널분석을 통해 분석하였고, 그 결과 선진국과 달리 경제성장기에 있는 지역에서 산업구조 다양성은 지역 실업률을 증가시키는 것으로 나타났으며, 지역 경제성장과 인적자본이 지역 실업률을 낮추는 것으로 나타났다. Basile et al. (2012)과 Deller and Watson (2015)은 각각 이탈리아와 미국의 지역 실업률에 공간의존성이 존재함을 확인하고, 공간효과를 고려한 모형을 통해 분석한 결과 산업구조 다양성이 지역 실업률 감소에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

우리나라를 대상으로 류수열, 윤석민(2007)은 5개 광역경제권별 회귀모형을 통해 산업구조 다양성이 지역 실업률에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 결과 산업구조 다양성이 실업률에 미치는 영향은 지역별 차이가 있으며, 특히 수도권과 경북은 산업구조가 다양할수록 실업률이 낮아지는 것으로 나타났다. 고석찬(2009)과 류수열 외(2014)는 각각 패널고정효과모형과 비선형 패널회귀모형을 통해 광역시·도의 지역 실업률을 분석하였으며, 산업구조 다양성이 높을수록 실업률이 낮게 나타나고 교육정도가 높을수록 지역 실업률이 증가하는 것으로 나타났다. 박종훈, 이경재(2018)는 청년층 실업률을 대상으로 다층로짓모형을 통해 산업구조 다양성의 영향을 분석한 결과, 도시지역에서 산업구조 다양성은 청년 실업률을 낮추는 효과가 있으며, 농촌지역에서는 특화산업 중심의 산업구조가 청년 실업률을 낮추는 효과가 있는 것으로 나타났다.

한편 Vega and Elhorst (2016)는 지역 실업률의 공통요인 효과와 공간의존성 및 시계열 자기상관을 모두 고려하여 네덜란드 지역 실업률의 특성을 분석하였다.¹⁾ 그 결과, 지역 실업률은 전국 실업률과 인근 지역의 실업률 및 과거 지역 실업률에 영향을 받는 것으로 나타났다. 그러나 분석모형에서 지역 실업률에 영향을 미치는 기타 설명변수를 고려하지 않았다.

산업구조 다양성을 비롯한 여러 요인들이 지역 실업률에 미치는 영향을 분석한 연구 중 지역 실업률의 세 가지 특성을 모두 고려한 연구는 아직까지 존재하지 않는다. 특히 우리나라 지역 실업률을 대상으로 한 연구는 주로 일반패널모형을 통해 이루어져 왔고, 지역 실업률의 공간효과를 고려하여 결정요인을 분석한 연구는 없는 실정이다.

본 연구는 우리나라 지역 실업률의 결정요인을 분석하되, 지역 실업률의 세 가지 특성인 공통요인 효과와 공간의존성 및 시계열 자기상관을 모두 고려하여 이를 분석하고자 한다.

1) Pesaran (2006)이 제시한 공통요인의 개념을 통해 지역 실업률의 전국 실업률과의 동조현상을 고려하였고, LeSage and Pace (2009)의 공간계량모형을 이용하여 지역 실업률의 공간의존성을 모형에 적용하였음. 실업률의 시계열 자기상관은 Hyclak (1996)가 제시한 동적모형(serial dynamics model)을 통해 분석하였음.

III. 자료 및 분석모형

1. 자료

본 연구의 분석기간은 2000년부터 최근 자료수집이 가능한 2018년까지로 설정하였다.

종속변수인 지역 실업률은 통계청 「경제활동인구조사」에 공표된 16개 광역시·도 행정구역별 실업률을 활용하였다. 지역 실업률은 1999년 5월 이전까지 경제활동인구조총괄 1주 기준으로 작성되었고, 1999년 6월 이후부터 4주 기준으로 작성되어 2000년부터 일관된 기준으로 작성된 통계자료를 활용하였다.

설명변수로 먼저 강한 횡단면 의존성을 나타내는 공통요인이자 경기변동을 나타내는 거시변수인 전국 실업률을 활용하였다. Blanchard and Katz (1992)와 전병유(2009)에 의하면 전국 실업률은 전체 지역 실업률에 공통으로 영향을 미치는 변수로 취급되며, 특히 Thirlwall (1966), Brechling (1967)의 경기변동 민감도 모형(cyclical sensitivity model)과 Izraeli and Murphy (2003), 류수열, 윤성민(2007), 고석찬(2009)에서 전국 실업률이 경기변동을 나타내는 국가적 변수로서 지역 실업률에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

지역 실업률은 공통요인에 의한 영향과 함께 지역 노동시장의 다양한 요소에 영향을 받으므로, 지역 실업률 결정요인으로 설명변수를 선정하여 모형에 포함하였다. 설명변수의 선정은 선행연구에서 가장 일반적으로 사용된 변수를 참고하되, 우리나라 지역통계의 수집이 가능하고 의미 있는 변수로 산업구조 다양성, 교육수준, 노동생산성, 경제활동참가율을 모형에 포함하였다.²⁾

산업구조 다양성이 지역 실업률에 미치는 영향을 살펴보기 위해 허핀달-허쉬만 지수(Herfindahl-Hirschman Index, 이하 허핀달 지수)를 활용하였다. 허핀달 지수는 산업구조 내에서 특정 산업의 비중을 이용하여 집중도를 파악하는 방법이며, 특정 산업에 대한 집중도가 높아질수록 값이 증가하고, 특정 산업에 완전히 집중되어 있을 경우 최대값 1, 모든 산업이 균등하게 분포되어 있을 경우 최소값 $1/N$ 이 계산된다.³⁾

본 연구에서 허핀달 지수 측정을 위해 통계청 전국사업체조사의 16개 시·도 산업별 고용자수를 이용하였고, 연구의 시간적 범위인 2000년에서 2018년 동안 한국표준산업분류가 8차에서 9차, 10차로 개정되었기 때문에 산업분류의 시계열적 일관성을 위해 산업분류에 대한 통폐합을 실시하였다. 특히 농림어업, 광업, 전기가스수도사업, 서비스업 등은 대분류를 사용하고, 제조업의 경우 세분화된 중분류를 사용하였다.⁴⁾

교육수준은 지역인적자본 공급이 지역노동시장에 미치는 영향을 다루기 위한 변수로서, 교육수준 정도를 나타내는 대리변수인 대졸비율을 모형에 포함하였다. 대졸비율은 25세부터 64세 인구 중 2년제 및 4년제 대학 졸업자 비율로 측정하고, 자료는 통계청에서 공표하는 「경제활동인구조사」의 교육정도별 경제활동인구를 활용하였다.

노동생산성은 두 가지 측면에서 지역 실업률에 영향을 미친다. 노동생산성 증가로 인해 동일한 고용량으로 더 많은 생산을 할 수 있어 일자리 결원을 줄여 일자리 창출을 어렵게 만드는 반면, 노동생산성 향상은 산출량 증가를 통해 노동에 대한 수요를 확대시켜 실업률을 감소시킬 수 있다. 본 연구에서는 노동생산성 변수로 한국생산성본부의 지역별 제조업 부가가치 노동생산성 지수를 활용하였으며, 이는 근로자수와 근로시간의 곱으로 이루어진 노동투입량 대비 통계청의 「광업·제조업 조사」의 실질 부가가치 산출량

2) 신석하, 조동철(KDI, 2003)은 실업률 결정요인으로 기존 문헌에서 제시하고 있는 요인들의 중요성을 강조하면서, 인구, 산업구조, 생산성의 변화 등을 제시함. Elhorst (2000)는 지역 실업률을 설명하는 변수들에 대해 여러 연구들을 검토하는 형식으로 설명하고 있으며, 주로 중복되는 변수로 인구, 교육정도, 경제성장, 노동시장 참여 등을 제시함. 특히 Zeilstra and Elhorst (2014)는 국가 차원의 설명변수와 지역 차원의 설명변수를 구분하였으며, 지역 노동시장 변수로 인구구성, 교육수준, 고용성장, 노동생산성, 경제활동참가율을 제시함.

3) $HI_{rt} = \sum_{i=1}^I \left(\frac{E_{irt}}{E_{rt}} \right)^2$ 로 계산되며, E_{irt} 는 r 지역 t 시점에 입지한 i 산업의 총 종사자수, E_{rt} 는 t 시점 r 지역의 총 종사자수, i 는 전체 산업의 수를 나타냄.

4) 박계현(2010)에서 사용한 데이터 분류 방법을 활용함.

비율로 이루어진다.

마지막으로 노동시장참가를 모형에 포함하였다. Fleisher and Rhodes (1976)에서 지역 실업률은 노동시장의 참여와 동시에 결정되기 때문에 노동시장 참가율을 고려하지 않는 분석은 편향된 추정이 될 수 있다고 하였다. 본 연구에서는 통계청 「경제활동인구조사」에서 제공하는 경제활동참가율을 활용하였으며, 이는 만 15세 이상의 인구 중에서 경제활동인구가 차지하는 비율로 정의된다.

〈Table 1〉은 모형에 사용된 변수들의 전반적인 정보를 제공하기 위해 데이터의 기초통계량을 보여준다.

Table 1. Summary Statistics of the Dataset

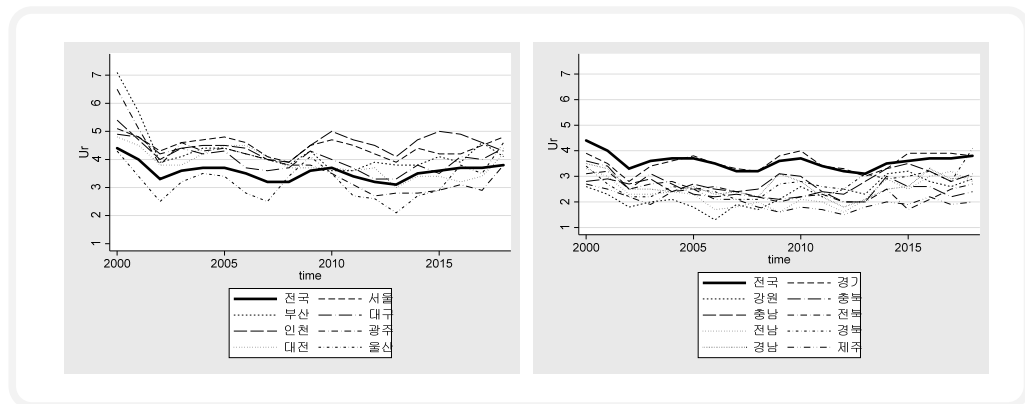
Variable	Unit	Mean	Std.Dev.	Min	Max
Regional Unemployment Rate	<i>UR</i> %	3.17	0.9155	1.30	5.70
Natiional Unemployment Rate	<i>UN</i> %	3.53	0.2403	3.1	4.0
Herfindahl-Hirschman Index	<i>HI</i>	0.07	0.1430	0.05	0.12
College Graduation Rate	<i>Edu</i> %	38.63	10.5085	16.24	64.97
Labor Productivity Index	<i>Lab</i>	155.18	65.2093	61.30	385.90
Labor Force Participation Rate	<i>Par</i> %	61.98	2.9484	56.30	72.30

Note: obs=304, n=16, T=19

2. 지역 실업률의 특성

〈Fig. 1〉을 통해 2000년부터 2018년까지 우리나라 광역시 지역(좌)과 도 지역(우) 실업률의 추이를 살펴보면, 전반적으로 지역 실업률의 흐름이나 주기가 전국 실업률과 유사한 형태로 움직이는 것을 알 수 있다. 일반적으로 광역시의 실업률이 도 지역에 비해 높게 나타났고, 광역시 실업률의 시기별 변화가 도 지역에 비해 크게 나타났음을 알 수 있다. 또한 광역시의 실업률은 외환위기 이후와 글로벌 금융위기 이후 지역 간 격차가 확대되는 모습을 보였으며, 도 지역의 경우, 경기도의 실업률이 전국 실업률과 매우 비슷한 추이를 보이며 그 외 지역 실업률은 전국 실업률보다 낮은 수치를 유지하고 있다.

Fig. 1. The National and Regional Unemployment Rate



Chudik et al. (2011)은 지역 실업률과 전국 실업률의 동조현상을 ‘공통요인 효과(common factors effect)’라 하였으며, 전체 지역에 영향을 미치는 강한 횡단면 의존성(semi strong cross-sectional dependence)이라 하였다. 그리고 인접 지역의 변수로부터 영향을 받는 ‘공간의존성(spatial dependence)’을 약한 횡단면 의존성(weak cross-sectional dependence)이라 설명하였다.

우리나라 지역 실업률에 횡단면 의존성이 존재하는지 Chudik et al. (2011)의 α -test와 Pesaran (2004)의 CD test (cross-sectional dependence test)를 통해 검정할 수 있다. α -test의 통계량은 $0=\alpha < 0.5$ 범위에서 약한 횡단면 의존성을 나타내는 지역 간 공간의존성이 존재함을 의미하며, $0.5 \leq \alpha < 1$ 범위에서 강한 횡단면 의존성을 나타내는 공통요인 효과로 해석할 수 있다. CD test의 귀무가설은 ‘횡단면 의존성이 존재하지 않는다’이고, 여기서 횡단면 의존성은 인접 지역 간 상호작용에 의한 공간의존성을 의미한다.⁵⁾

지역 실업률의 표본 데이터에 대해 α -test를 한 결과, $\alpha=0.9439$ 로 공통요인 효과가 존재하는 것으로 나타났으며, CD test를 한 결과, t값이 14.690($p=0.000$)로 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 지역 실업률에 공간의존성이 존재하는 것으로 나타났다.

한편 <Table 2>는 우리나라 16개 광역시·도의 지역 실업률에 대해 일정 기간 관측한 시차 상관계수를 나타낸 것이다. 우리나라 지역 실업률은 시계열 상관관계(serial correlations)⁶⁾를 갖는 것으로 나타났으며, 이러한 상관관계는 시간이 지남에 따라 점차 감소하는 경향을 보이고 있다. 즉, 주어진 한 시점의 실업률이 가까운 미래시점의 실업률에 영향을 주는 것으로 나타났다.

Table 2. Serial Correlation Coefficient of Regional Unemployment Rates

Year	2000	2001	2007	2012	2018
2000	1.000				
2001	0.959	1.000			
2007	0.866	0.928	1.000		
2012	0.711	0.759	0.869	1.000	
2018	0.661	0.655	0.711	0.815	1.000

3. 분석모형

지역 실업률 결정요인을 분석하기 위한 함수를 다음과 같이 설정한다.

$$UR = UR(UN, HI, Edu, Lab, Par)$$

여기서 노동생산성 지수는 자연로그로 전환하였는데, 시계열데이터의 단위를 맞추어 비교가 가능하기 때문이다.

분석모형은 지역 실업률 패널데이터와 관련된 특성인 공통요인 효과와 공간의존성 및 시계열 자기상관을 모두 고려한다.

먼저 공통요인 효과(common factors effect)는 Pesaran (2006)에 의해 제시된 각 시점별 변수의 평균을 이용하여 도출할 수 있다.⁷⁾ 이를 지역 실업률에 적용하면 각 시점별 지역 실업률 평균을 전국

5) 검정통계량은 $CD = \sqrt{2T/N(N-1)} \left(\sum_{r=1}^{N-1} \sum_{j=r+1}^N \hat{\rho}_{rj} \right)$ 와 같이 정의되며, T 는 기간, N 은 각 지역에 대한 관측치 수이고, $\hat{\rho}_{rj}$ 는 지역 r 과 j 의 상관계수를 나타냄.

6) 시계열자료의 서로 다른 기간 잔차항들이 상관관계를 가져서 잔차항의 독립성 가정을 위반하는 경우를 말하며, 자기상관(autocorrelation)이라고도 함.

7) Pesaran (2006)은 종속변수 또는 설명변수의 횡단면 평균을 통하여 관찰되지 않는 요인의 선형조합을 추정 방법으로 제안함.

실업률로 간주할 수 있고(Vega and Elhorst, 2016), 전국 실업률 변수는 전 지역에 걸쳐 공통으로 영향을 미치는 공통요인이 되므로 이를 모형에 포함함으로써 공통요인 효과를 통제한다.

공간의존성(spatial dependence)은 공간계량모형(spatial econometrics model)을 통해 통제할 수 있다. 패널데이터에 공간의존성이 존재하는 경우에 이를 고려하지 않고 모형을 추정할 경우 추정모수의 편의(estimation bias)가 발생할 수 있으며 일치추정량(consistent estimator)이 될 수 없는 문제가 있다(Anselin, 1988). 공간계량모형은 공간가중행렬(W)을 적용하여 공간자기상관을 통제하는 모형이며, 대표적인 모형은 공간자기회귀 종속변수를 활용하는 공간자기회귀모형(spatial autoregressive model: SAR)이 있다(Anselin et al, 2004).

본 연구에서는 공간자기회귀모형을 적용하여 공간자기회귀 종속변수인 인접 지역의 실업률을 설명변수로 포함한다.⁸⁾ 이때 공간가중행렬은 인접 지역 간 의존성을 나타내는 $N \times N$ 형태의 행렬로서 행렬원소인 w_{rj} 는 지역 r 과 j 간 상호의존성 크기를 나타내며, 두 지역의 경계선이 공유되면 1을, 그렇지 않으면 0을 부여한 후 모든 행 원소의 합이 1이 되도록 행 표준화(row-standardization)를 실시하여 도출하였다.

지역 실업률 데이터의 시계열 자기상관은 동적패널모형(dynamic panel model)을 통해 해결할 수 있으며, 이는 모형에 종속변수의 과거변수(lagged dependent variable)를 설명변수로 사용함으로써 시차 상관관계를 통제한다. 모형에는 종속변수의 과거변수 뿐만 아니라 공통요인을 나타내는 전국 실업률의 과거변수 및 공간의존성을 나타내는 인접 지역 실업률의 과거변수도 포함시킨다.

추정 이전에 설명변수들 간 다중공선성(multicollinearity)을 확인하기 위해 VIF (variance inflation factor)를 측정한 결과, 변수들 모두 10보다 작고, $1/VIF$ 가 0.1보다 크게 나와 다중공선성 문제가 없음을 검증하였다.⁹⁾

지역 실업률의 세 가지 특성을 모두 고려하여 동적공간패널모형(dynamic spatial panel model)인 식(1)을 도출하였다.

$$UR_{rt} = \alpha_1 UR_{rt-1} + \alpha_2 \sum_{j=1}^N w_{rj} UR_{jt} + \alpha_3 \sum_{j=1}^N w_{rj} UR_{jt-1} + \alpha_4 UN_t + \alpha_5 UN_{t-1} + \alpha_6 HI_{rt} + \alpha_7 Edu_{rt} + \alpha_8 \ln Lab_{rt} + \alpha_9 Par_{rt} + \mu_r + (\lambda_t) + \epsilon_{rt} \quad (1)$$

여기서 UR_{rt} 는 지역 $r = 1, 2, 3, \dots, N$ 에 시점 $t = 1, 2, 3, \dots, T$ 의 실업률을 나타내고, ϵ_{rt} 는 모든 지역의 모든 시점에서 평균이 0이고 분산이 ϵ 로 독립적으로 동일하게 분포되는(i.i.d., independent and identically distributed) 오차항이다. α_1 은 시차자기회귀계수, α_2 는 공간자기회귀계수, α_3 는 시차 공간자기회귀계수이며, w_{rj} 는 공간가중행렬의 원소이다. α_4 와 α_5 는 전국 실업률과 과거 전국 실업률이 지역 실업률에 미치는 영향을 나타낸다.

패널고정효과모형¹⁰⁾은 지역고정효과(μ_r)와 시간고정효과(λ_t)를 포함하는 모형으로 확장할 수 있으나, 시간고정효과는 식에서 제외하도록 한다. 시간에 따라서는 변하지만 모든 지역에 공통적으로 나타나는 시간고정효과는 부분적으로 공통요인 효과를 포함하고 있기 때문에 공간의존성이 과대평가될 수 있기 때문이다. 즉, 시간고정효과가 모형에 추가될 경우, t 기와 $t-1$ 기의 전국 실업률과 강한 다중공선성을 가질 수 있기 때문에 이를 제거하였다.

8) LeSage and Pace (2009)는 종속변수가 인접 지역의 설명변수들에 의해서도 영향을 받을 수 있다는 공간더빈모형(spatial Durbin model: SDM)의 사용을 제안함. 산업구조 다양성(HI) 변수에 대해 공간더빈모형을 적용 즉, 인접 지역 HI를 설명변수로 포함해야 할 것인가에 대한 wald test를 실시한 결과, 귀무가설 'HI 변수를 SDM 모형에서 SAR 모형으로 단순화한다.'를 기각하지 못함 ($p=0.1169$). 따라서 인접 지역 산업구조 다양성 변수는 설명변수에 포함하지 않음.

9) 설명변수들이 서로 간에 강한 선형관계를 가질 때에 생기는 다중공선성 문제는 유의해야 할 변수들이 유의하지 않게 되는 결과를 낳을 가능성이 높음.

10) 패널회귀모형에서 오차항이 고정효과인지 또는 확률효과인지에 대해 하우스만 검정(Hausman test)을 실시한 결과, 귀무가설 ' $cov(x_{it}, \mu_r) = 0$ '을 유의수준($p=0.000$)에서 기각되어 고정효과 모형을 선택함.

IV. 실증분석 결과

패널데이터를 활용한 회귀분석을 실시하기 전에 패널데이터의 안정성 여부를 확인하기 위한 패널 단위근 검정을 실시하였다. LLC 검정법(Levin, Lin, and Chu, 2002)으로 검정한 결과, *UR*, *UN*, *HI*, *Edu*, *lnLab* 변수가 귀무가설 ‘패널데이터가 단위근을 갖는다’를 유의수준에서 기각하였고, *Par* 변수는 기각하지 못하였으나, *Par* 변수에 대해 HT 검정법(Harris and Tzavalis, 1999)으로 검정한 결과, 유의수준에서 기각하였기 때문에 패널분석에 수준변수를 그대로 사용하였다.

Table 3. Panel Unit Root Test Results

Variable	Statistic	p-value
<i>UR</i>	-1.5979 *	(0.0550)
<i>UN</i>	-1.5975 *	(0.0551)
<i>HI</i>	-2.3355 ***	(0.0098)
<i>Edu</i>	-3.6712 ***	(0.0001)
<i>Lab</i>	-1.8151 **	(0.0348)
<i>Par</i>	0.7676 **	(0.0337)

Notes: 1. ***, ** and * denotes the null can be rejected at significant level of 1%, 5% and 10%.
2. Using the lag selection process by AIC (Akaike information criterion).

앞서 우리나라 지역 실업률 변수에 횡단면 의존성이 존재함을 확인하였다. 추가적으로 횡단면 의존성을 고려하지 않은 패널회귀모형을 추정한 후 잔차에 대해 α -test와 CD test를 실시한 결과, $\alpha=0.9354$ 로 공통요인에 의한 횡단면 의존성이 존재하는 것으로 나타났으며, CD test의 t값이 17.28($p=0.000$)로 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 공간의존성이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 두 종류의 횡단면 의존성 즉, 공통요인 효과와 공간의존성을 모두 고려하여 공간패널회귀분석을 실시한다. 공간패널모형의 추정은 Yu et al. (2008)의 준최우법(QMLE)을 통해 실시하였다.

(Table 4)는 지역 실업률의 세 가지 특성을 모두 고려한 식(1)을 추정한 결과이다.

Table 4. Spatial Panel Model Estimation Results

Variable	Coef.	p-value
α_1 <i>UR</i> _{<i>r,t-1</i>}	0.5265 ***	(0.000)
α_2 <i>WUR</i> _{<i>jt</i>}	0.0562	(0.405)
α_3 <i>WUR</i> _{<i>jt-1</i>}	-0.1845 **	(0.027)
α_4 <i>UN</i> _{<i>t</i>}	0.8235 ***	(0.000)
α_5 <i>UN</i> _{<i>t-1</i>}	-0.3443 ***	(0.002)
α_6 <i>HI</i> _{<i>r,t</i>}	16.3301 **	(0.010)
α_7 <i>Edu</i> _{<i>r,t</i>}	0.0106 ***	(0.002)
α_8 <i>lnLab</i> _{<i>r,t</i>}	-0.5202 ***	(0.002)
α_9 <i>Par</i> _{<i>r,t</i>}	-0.0177	(0.316)
<i>R</i> ²	0.6375	
Log-likelihood	-42.3025	

Note: ***, ** and * denotes the null can be rejected at significant level of 1%, 5% and 10%.

시차자기회귀계수 α_1 은 양(+)의 부호로 유의하게 나타나 지역 실업률의 시계열 자기상관이 뚜렷한 것으로 확인되었고, 공간자기회귀계수인 α_2 는 유의하지 않는 것으로 나타나 지역 실업률에 현재 인접 지역 실업률은 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 시차공간자기회귀계수 α_3 의 추정치는 음(-)의 부호로 유의미하게 나타나 시차를 두고 인접 지역 실업률의 영향을 받는 것으로 나타났다. 이와 관련하여 Molho (1995)는 지역 실업률에 미치는 결정요인으로 과거 인접 지역 실업률의 영향이 가장 강하다고 주장하였고, 이는 노동수요 충격에 대한 이주(migration)의 영향으로 설명하였다. Rios (2017)는 과거 인접 지역 실업률이 지역 실업률에 음(-)의 영향을 미치는 것에 대하여 인접 지역의 실업률 증가는 임금률을 감소시키고, 근로자들은 이주하여 노동을 공급하고자 하기 때문이라고 설명하였다. 또한 Lottmann (2012), Vega et al. (2014)과 Vega and Elhorst (2016), Almeida et al.(2020)에서 지역 실업률에 과거 지역 실업률과 현재 인접 지역 실업률이 양(+)의 영향을 미치고, 과거 인접 지역 실업률은 음(-)의 영향을 미치는 결과를 제시하였다.

지역 실업률에 미치는 전국 실업률의 영향을 나타내는 α_4 와 α_5 는 각각 양(+)과 음(-)의 부호로 추정치가 유의하게 나타나, 전 지역에 공통요인으로 영향을 미치는 전국 실업률의 효과가 유의하다는 것을 알 수 있으며, 이는 Vega and Elhorst (2016)에서 제시된 결과와 같다. 특히 α_4 는 양(+)의 부호로 나타나 현재 전국 실업률이 높을수록 지역 실업률은 높아지며, 전국 실업률이 경기를 나타내는 변수이므로 일반적으로 경기가 불황일 때 생산활동이 위축되어 지역 실업률이 증가한다고 것을 의미한다. 그럼에도 불구하고 지역 실업률 결정요인 분석에 전국 실업률을 고려하지 않는다면 국가적 요인을 무시한 결과를 도출하게 된다.

산업구조 다양성 변수의 추정치 α_6 는 양(+)의 값으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 허핀달 지수가 큰 지역일수록 즉, 산업이 특화된 지역일수록 지역 실업률은 높다는 것이며, 산업구조 다양성의 증대가 지역 실업률을 낮추는 효과를 갖는다는 것을 의미한다.

산업구조 다양성이 실업률을 낮춘다는 결론은 우리나라를 대상으로 한 고석찬(2009), 류수열 외(2014) 등과 같은 결과를 보여준다. 산업구조의 다양성이 낮고 특화산업의 비중이 높은 지역의 산업은 국가 경기변동에 따라 영향을 받을 가능성이 크며, 주기적으로 발생하는 대내외적인 경제상황 변화와 기술의 변화과정에서 특화산업의 어려움이 발생할 경우, 그 여파가 지역 노동시장에 부정적인 영향을 미쳐 높은 실업률을 야기할 수 있다.

교육수준이 지역 실업률에 미치는 영향을 나타내는 α_7 의 값은 양(+)의 값으로 유의하게 나타나, 교육수준이 높을수록 지역 실업률이 증가하는 것으로 나타났다. 내생적 성장이론과 인적자본이론에서 교육은 생산성을 향상시키고 실업률을 낮춘다고 주장하지만, 고석찬(2009)에 의하면 높은 교육수준을 필요로 하는 기술지향적 직무에서 보다 긴 탐색과정이 초래되어 실업이 증가할 수 있다. 특히 우리나라를 대상으로 한 연구 중 김경근(2003), 금재호(2007), 송부용 외(2011), 김영재 외(2012)는 지나친 고학력자 과잉공급이 실업률을 상승시킨다는 것을 밝혔고, 고석찬(2009)과 류수열 외(2014)는 교육수준이 높은 근로자들은 취업 준비기간이 길고 재취업에 더 긴 시간이 소요되어 실업률을 높인 것으로 판단하였다.

노동생산성이 지역 실업률에 미치는 영향을 나타내는 α_8 의 추정치는 음(-)의 값으로 유의하게 나타나, 노동생산성이 높을수록 지역 실업률은 감소하는 것으로 나타났다. 이는 노동생산성 향상을 통한 산출증가가 고용 증대를 유발한다는 산출효과로 설명할 수 있다. 또한 Mortensen and Pissarides (1998)는 노동생산성이 높은 산업에 신규 기업의 진입이 촉진되고, 공석 및 취업자 수가 증가하여 실업률이 감소한다는 자본화 효과(capitalization effect)를 제시하였다.

노동시장참가가 지역 실업률에 미치는 영향을 나타내는 α_9 의 추정치는 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 일반적으로 낮은 노동시장참가율은 낮은 인적자본투자자와 낮은 구직의지를 반영하기 때문에 실업률을 증가시키는 효과가 있다. 그러나 전병유(2009)는 우리나라를 대상으로 실업률이 높은 지역의 경제활동참가율이 낮지 않은 것으로 나타나 지역 실업률과 경제활동참가율 사이에 뚜렷한 관계가 없는 것으로 분석하였고, 김용민, 윤일현(2016)은 노동시장에 참가하는 인구의 변화에 인구구성의 변화를 고려하지 않는다면 이는 노동수급에 영향을 미치지 않는다고 분석하였다.

추가적으로 지역 실업률 결정요인 분석을 위해 동적공간패널모형을 추정한 후 잔차에 대해 α -test와 CD test를 실시한 결과, $\alpha=0.3314$ 로 공통요인에 의한 횡단면 의존성이 제거된 것으로 나타났으며, CD test의 t값이 $-0.92(p=0.359)$ 로 유의수준에서 귀무가설이 기각되지 않아 공간의존성이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이를 통해 지역 실업률 분석에 있어 횡단면 의존성이 적절히 통제된 것으로 설명할 수 있다.

V. 요약 및 결론

우리나라는 IMF 외환위기 이후 경제불황을 극복하고 높아진 실업률을 감소시키기 위해 중앙정부와 지방정부를 중심으로 다양한 정책을 실시해 왔다. 특히 정부는 지역균형발전과 일자리 창출 위해 지역의 특화산업을 대상으로 집중적으로 지원하는 사업들을 시행해 왔다. 또한, 지방정부는 지역의 고용 안정을 위해 지역 실업률을 줄일 수 있는 경제 및 고용정책 등을 실시해 오고 있다.

지역 실업률은 공통요인 효과를 나타내는 전국 실업률과 동조현상을 보이고, 인접 지역 간 상호작용에 의한 공간의존성이 존재하며, 시계열 자기상관을 갖고 변화한다. 지역 실업률 결정요인 분석에 있어 이러한 특성을 고려하지 않으면 추정치에 심각한 편이가 발생할 수 있다.

본 연구는 지역 실업률의 세 가지 특성을 모두 고려한 동적공간패널모형을 통해 2000년부터 2018년까지 우리나라 지역 실업률 결정요인에 대한 분석을 실시하였다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 우리나라 지역 실업률은 과거와 현재의 전국 실업률에 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다. 전국 실업률은 경기변동을 나타내는 변수로서 전체 지역에 공통으로 영향을 미치는 강한 횡단면 의존성을 반영하는 요인이다. 즉, 지역 실업률은 과거와 현재의 국가 경기변동에 영향을 받는다는 것을 의미한다.

둘째, 우리나라 지역 실업률은 공간의존성과 시계열 자기상관이 뚜렷하여 과거 지역 실업률 및 과거 인접 지역 실업률에 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 지역 실업률 결정요인 분석 시 공간의존성과 시차 상관관계를 고려해야 하며, 이를 통해 추정의 편이를 최소화할 수 있다.

셋째, 허핀달 지수를 이용하여 산업구조 다양성이 지역 실업률에 미치는 영향을 분석한 결과, 산업구조 다양성이 높을수록 지역 실업률은 낮아지는 것으로 나타났다. 이러한 추정결과를 고려하였을 때, 2000년 이후 지역 산업의 특화를 위해 추진되어 온 다양한 산업정책은 지역 실업률 감소의 관점에서 오히려 유의한 기여를 하지 못한 것으로 나타났다. 지역 실업률 감소를 위해서는 지역 산업구조 다양성의 증대를 기조로 한 산업정책들도 수립될 필요가 있다.

넷째, 일반적인 인적자본이론과는 다르게 우리나라는 교육수준과 실업률의 관계가 역으로 나타났다. 교육을 통한 숙련도의 향상이 동반되어야 지역 실업률 감소에 도움이 될 것으로 판단된다.

다섯째, 노동생산성이 높을수록 지역 실업률이 감소하는 것으로 나타나, 노동생산성이 낮은 부문은 생산성을 제고를 위해 필요한 기술개발 등의 지원을 강화할 필요가 있다.

본 연구는 동적공간패널모형을 통해 패널데이터에 존재하는 공통요인 효과와 공간의존성 및 시계열 자기상관을 모두 고려하여 분석하였다는 점에서 기존 지역 실업률 결정요인 연구와 차별화된다. 분석 결과를 통해 지역 실업률에 영향을 미치는 요인들을 고려하여 지역별로 다양한 특성을 연계한 고용정책을 발굴하는 방안이 강구되어야 할 것이다.

References

- 고석찬 (2009), “지역 산업구조의 다변화가 실업과 고용불안정에 미친 영향”, *한국지역개발학회지*, 21(3), 337-366.
- 금재호 (2007), “청년실업의 현황과 원인 및 대책”, *사회과학논총*, 9, 27-54.
- 김경근 (2003), “한국사회의 교육열과 청년실업”, *한국교육학회, 교육학연구*, 41(4), 87-105.

- 김영재, 정상완, 박상록 (2012), “한국 청년실업 유형별 전략적 관리 방안에 관한 연구”, *취업진로연구*, 2(1), 67-89.
- 김용민, 윤일현 (2016), “일본 광역경제권의 실업률 결정요인”, *인문사회과학연구*, 17(2), 385-408.
- 류수열, 윤석민 (2007), “광역경제권의 산업구조 다양성과 실업률”, *지역연구*, 23(3), 27-43.
- 류수열, 최기홍, 고승환, 윤성민 (2014), “산업구조의 다양성이 실업과 고용불안정에 미치는 영향: 패널회귀모형을 이용한 지역경제 분석”, *한국경제지리학회지*, 17(1), 129-146.
- 박재현 (2010), “한국 산업의 지역별 구조변화, 위험, 성장에 관한 연구”, 부산대학교 대학원 박사학위 청구논문.
- 박종훈, 이경재 (2018), “지역 노동시장의 산업구조를 고려한 청년층 고용 활성화 방안에 관한 연구”, *한국지역개발학회지*, 30(4), 133-159.
- 송부용, 김영순, 김기영 (2011), “청년일자리 미스매치 요인분석”, *한국지역경제학회*, 19, 287-312.
- 신석하, 조동철 (2003), “한국의 자연실업률 추정방법 비교연구”, *KDI 정책연구시리즈*, 1-94.
- 전병유 (2009), “지역 간 고용 성과 격차에 관한 연구”, *경제연구*, 27(4), 121-148.
- Almeida, A., A. Galiano, A.A. Golpe, and J.M. Martín (2020), “Regional Unemployment and Cyclical Sensitivity in Spain”, *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 13(2), 187-199.
- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics : Methods and Models*, Kluwer Academic Publisher.
- Anselin, L., R.J.G.M. Florax, and S.J. Rey (2004), *Advances in Spatial Econometrics : Methodology, Tools and Application*, Berlin, Springer.
- Basile, R., A. Girardi, M. Mantuano and F. Pastore (2012), “Sectoral Shifts, Diversification and Regional Unemployment: Evidence from Local Labour Systems in Italy”, *Empirica*, 39, 525-544.
- Blanchard, O.J. and L.F. Katz (1992), *Regional Evolutions*, Brookings Papers on Economic Activity, 1, 1-75.
- Brechling, F. (1967), *Trends and Cycles in British Regional Unemployment*, Oxford Economic Papers, 19, 1-21.
- Christopher A.P. and M.C. Lan (1990), *Regional Migration, Wages and Unemployment: Empirical Evidence and Implications for Policy*, Oxford Economic Papers, 42(4), 812-831.
- Chudik, A., M.H. Pesaran and E. Tosetti (2011), “Weak and Strong Cross-Section Dependence and Estimation of Large Panels”, *The Econometrics Journal*, 14, 45-90.
- Deller S. and P. Watson (2015), “Spatial Variations in the Relationship between Economic Diversity and Stability”, *Applied Economics Letters*, 23(7), 520-525.
- Elhorst, J.P. (2003), “The Mystery of Regional Unemployment Differentials: Theoretical and Empirical Explanations”, *Journal of Economic Surveys*, 17(5), 709-748.
- Elhorst, J.P. (2008), “Serial and Spatial Error Correlation”, *Economics Letters*, 100(3), 422-424.
- Fleisher, B.M. and G. Rhodes (1976), “Unemployment and the Labor Force Participation of Married Men and Women: A Simultaneous Model”, *The Review of Economics and Statistics*, 58(4), 398-406.
- Harris, R.D. and E. Tzavalis (1999), “Inference for Unit Roots in Dynamic Panels Where the Time Dimension is Fixed”, *Journal of Econometrics*, 91, 201-226.
- Hyclak, T. (1996), “Structural Changes in Labor Demand and Unemployment in Local Labor Markets”, *Journal of Regional Science*, 36, 653-663.
- Izraeli, O. and K.J. Murphy (2003), “The Effect of Industrial Diversity on State Unemployment Rate and Per Capita Income”, *The Annals of Regional Science*, 37, 1-14.
- Lee, L. and J. Yu (2010), “Estimation of Spatial Autoregressive Panel Data Models with Fixed Effects”, *Journal of Econometrics*, 154(2), 165-185.
- LeSage, J.P. and R.K. Pace (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Taylor and Francis, Boca Raton, FL.
- Levin, A., F. Lin and C. Chu (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108, 1-24.
- Lottmann, F. (2012), “Explaining Regional Unemployment Differences in Germany: a Spatial Panel Data Analysis”, No. 2012-026, SFB 649, discussion paper.

- Mizuno, K., F. Mizutani and N. Nakayama (2006), "Industrial Diversity and Metropolitan Unemployment", *Annals of Regional Science*, 40(1), 157-172.
- Molho, I. (1995), "Spatial Autocorrelation in British Unemployment", *Journal of Regional Science*, 35(4), 641-658.
- Mortensen, D.T. and C.A. Pissarides (1998), "Technological Progress, Job Creation, and Job Destruction", *Review of Economic Dynamics*, 1(4), 733-753.
- OECD (2005), *How Persistent are Regional Disparities in Employment?*, Employment Outlook, Paris: OECD.
- Patacchini, E. and Y. Zenou (2007), "Spatial Dependence in Local Unemployment Rates", *Journal of Economic Geography*, 72(2), 169-191.
- Pesaran, M.H. (2004), *General Diagnostic Tests for Cross-Section Dependence in Panels*, Working Paper, University of Cambridge and USC, June.
- Pesaran, M.H. (2006), "Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure", *Econometrica*, 74(4), 967-1012.
- Pissarides, C.A. (1998), *Equilibrium Unemployment Theory*, The MIT Press.
- Rios, V. (2017), "What Drives Unemployment Disparities in European Regions? A Dynamic Spatial Panel Approach", *Regional Studies*, 51(11), 1599-1611.
- Shihe, F.U., D. Xiaofang and C. Guojun (2010), "Industry Specialization, Diversification, Churning, and Unemployment in Chinese Cities", *China Economic Review*, 21(4), 508-520.
- Thirlwall, A.P. (1966), "Regional Unemployment as a Cyclical Phenomenon", *Scottish Journal of Political Economy*, 13, 205-219.
- Vega, S.H. and J.P. Elhorst (2016), "A Regional Unemployment Model Simultaneously Accounting for Serial Dynamics, Spatial Dependence and Common Factors", *Regional Science and Urban Economics*, 60, 85-95.
- Yu, J., R. de Jong and L.F. Lee (2008), "Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Dynamic Panel Data with Fixed Effects When both N and T are Large", *Journal of Econometrics*, 146, 118-134.
- Zeilstra, A. and J.P. Elhorst (2014), "Integrated Analysis of Regional and National Unemployment Differentials in the European Union", *Regional Studies*, 48(10), 1739-1755.