

국내 7대 특·광역시 노동시장의 고용성장 요인분해* - 네 변인 다요인분해분석의 적용 -

박지한** · 김동현***

Decomposition of Employment Growth in Korean Metropolitan Labor Markets: An Application of a Four-way Multifactor Partitioning*

Jihan Park** · Donghyn Kim***

국문요약 본 연구는 국내 7대 특·광역시를 대상으로 지난 20년(1996~2016년)간의 고용성장에 대한 요인별 기여도를 파악하는 것이 목적이다. 이를 위해 통계청에서 제공하는 사업체 조사 자료를 바탕으로 다요인분해(multi-factor partitioning, MFP)분석을 수행하였다. 분석의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 장기간에 걸친 대도시권의 고용성장에서는 전반적으로 지역효과가 지배적인 영향력을 보이고 있으며, 산업구조효과가 이를 뒤따르고 있다. 동태적 다요인분해분석 결과는 향후 지역 간 고용 격차가 산업구조에 의해 설명될 가능성이 크다는 것을 보여준다. 둘째, 성별과 양질의 일자리구성효과는 지역별 고용성장에 큰 기여를 보이지 않는다. 단, 실질적인 개별 인자들의 기여를 보면 남성-상용근로자의 고용감소와 여성-비상용근로자의 고용성장 패턴을 유추할 수 있다. 이러한 결과는 각 지역 산업의 구조적 전환과 고용안정성이 동반된 질적성장을 도모할 수 있는 고용정책의 중요성과 필요성을 의미한다.

주제어 다요인분해분석(MFP), 고용성장, 노동시장, 지역 격차, 고용 격차

Abstract: This study aims to identify the contribution of factors to employment growth over the past 20 years (1996-2016) for seven metropolitan areas in Korea. For this purpose, we performed a multifactor partitioning (MFP) analysis based on the business survey data provided by Statistics Korea. The key findings of the analysis are as follows. First, over the long run, the region effect is dominant in metropolitan employment growth, followed by the industry mix effect. On the other hand, the dynamic MFP findings suggests that future regional employment disparities are likely to be explained by industry structure. Second, the gender mix and decent job mix effect do not significantly contribute to regional employment growth. However, the contributions of individual factors are not invalid, and it is possible to infer a pattern of declining employment for men-permanent workers and increas-

* 이 과제는 부산대학교 기본연구지원사업(2년)에 의하여 연구되었음

** 부산대학교 공과대학 도시공학과 석사과정(주저자)

*** 부산대학교 공과대학 도시공학과 부교수(교신저자, donghyn-kim@pusan.ac.kr)

ing employment for women-contingent workers. These results indicate the importance and necessity of employment policies that can promote structural transition in regional industries and qualitative growth accompanied by employment stability.

Key Words: Multifactor Partitioning, Employment Growth, Labor Market, Regional Disparities, Employment Disparities

1. 서론

한국은 지난 수십 년간 지속적인 고용성장을 경험해 왔다. 특히 7대 특·광역시시는 90년대 후반 현재의 체제를 갖추며, 고용성장의 거점으로서 역할 해왔다. 대도시에서의 고용 수요는 인구 유입의 원인이 되어 왔으며, 도시인구의 증가는 다시금 새로운 수요를 창출해 왔다. 즉 도시의 고용은 성장을 위한 매개체로서 도시의 물적 및 양적성장의 근원이 되어왔다. 이러한 연유로 도시 및 지역 정책에서 고용은 중요한 주제로 인식되고 논의되고 있다.

고용에 대한 정책적 논의의 중요성 그 자체가 정책의 실효성을 입증하지는 못한다. 개입으로 인한 역효과, 즉 정부 실패에 대한 우려는 언제나 존재하며, 정책의 반복된 실패는 그 타당성마저 위협한다. 실효성 증진의 차원에서 지역 고용성장에 대한 요인별 기여도를 명확히 파악할 필요가 있다. 요인분해는 성장 및 변화분에 대한 개별 요인의 기여를 파악할 수 있다는 점에서 이를 수행하기에 적합한 분석 방법이라 할 수 있다.

변이할당분석(shift-share analysis)은 도시 및 지역 경제 분석에서 성장요인 구분에 활용되는 고전적인 모형이다. 그러나 수학적 오류가 존재함이 보고되고 있으며, 활용할 수 있는 변수의 수도 제약이 존재한다. 대안적 모형으로 다요인분해(multifactor partitioning, MFP)가 제안되고 있으며(Ray, 1990; Lamarche et al., 2003), 더 합리적이고 세분된 결과의 도출을 돕는다. 그러나 사용자 친화적이라는 장점을 바탕으로 변이할당분석의 활용이 여전히 두드러지며, 비교적 덜 합리적인 결과들의 누적은 정책의 실효성을 저하할 수

있다.

본 연구는 20년(1996~2016년)에 걸친 국내 7대 특·광역시의 고용성장에 대한 다요인분해(MFP)를 수행하여 요인별 기여도를 식별하는 것을 목적으로 한다. 구체적으로, 각 지역의 고용성장에 대한 지역효과(region effect), 산업구조효과(industry mix effect), 성별구성효과(gender mix effect) 및 양질의 일자리구성효과(decent job mix effect)를 파악하며, 구조효과(mix effect)를 추가로 구분하여 제시한다. 이러한 분석 결과를 바탕으로 지역 고용 정책에 대한 시사점을 제공하고자 한다.

2. 선행연구 검토

1) 변이할당분석과 한계점

지역 고용성장에 대한 요인별 기여도를 파악하기 위한 연구에서는 변이할당분석이 분석기법으로써 주로 활용되고 있다. 변이할당분석은 도시 및 지역경제 계획수립을 위한 목적으로 고용과 같은 경제지표의 변동 요인을 분해하는 가장 보편적인 기법이다. 최초로 Dunn(1960)에 의해 국가성장률(National Growth Rate) 기법으로 제시된 바 있으며, 분석 방법의 단순성, 필요 자료 구득의 편리성 그리고 결과 해석의 용이성이라는 장점을 바탕으로 지역경제 모형으로써 널리 활용되고 있다. 전통적인 변이할당분석은 지역경제의 두 시점 간 성장분을 세 가지 효과, 즉 국가할당(성장)효과(national share or growth effect, NS), 산업구조효과(industrial mix effect, IM), 지역할당효과

(regional share effect, RS)로 구분하여 제시한다.

전통적인 변이할당분석은 높은 활용성을 바탕으로 국내외 지역경제, 지리학, 도시학 등의 여러 분야에서 오랫동안 널리 활용되어왔다(e.g., Bielik & Rajcaniova, 2008; Gabe, 2006; Jones, 2012; 이광배 외, 2019; 김주진, 2020 등). 그러나 변이할당분석은 여러 비판에 직면하고 있으며 주요 한계는 다음과 같다. 첫째, 두 시점, 즉 시작과 끝점의 변화량만을 고려한다(Barff & Knight III, 1988). 비교정태(comparative static)모형의 일환인 전통적인 변이할당분석은 기간 내 어느 특정 시점에서 발생할 수 있는 변화에 대한 적응을 고려하지 못한다. 둘째, 지역할당효과(RS)에 대한 이론적 내용의 부재다(Houston, 1967). 이에 모형의 유효성에 대한 본질적인 의문은 꾸준히 제기되고 있다. 셋째, 지역 간 연계성에 대한 문제이다. 국가의 성장은 지역 성장에 영향을 미치지만, 인접 지역 간 영향 관계는 고려하지 않는다. 마지막으로, 지역 내 산업간 연계(intraregional sectoral linkages)를 고려하지 못한다는 한계가 존재한다. 이와 같은 논의는 Esteban-Marquillas(1972)에 기초하며, 핵심은 산업구조효과(IM)와 지역할당효과(RS)의 얽힌(interwoven) 문제와 이를 분리하는 데 부문별 구조의 역할을 인식함에 있다.

전술한 한계를 해결하기 위한 다양한 수정(modified) 모형이 등장해왔다. Barff and Knight III(1988)는 Thirlwall(1967)의 초기 제안을 바탕으로 비교정태 접근에 대한 대안으로 동태적 변이할당분석(dynamic shift-share analysis)을 제안하고 있다. 이론적 부재를 보완하기 위한 대안적 방안으로는 회귀분석과의 연계가 주를 이루고 있다. Andrikopoulos et al.(1990)에서 처음으로 지역경쟁효과(RS)를 종속변수로 활용하였으며, 이에 착안한 연구들이 후속되고 있다(Mulligan & Molin, 2004; 변필성 외, 2005). 또한 Nazara and Hewings(2004)는 공간 변이할당분석(spatial shift-share analysis)을 제안한 바 있으며, 기본적인 구상은 분해된 요인들이 공간적으로 독립적이지 않다는 데 있다. 마지막으로, 지역 내 산업간 연계 관계를 고려하지 못한다는 한계를 극복하기 위한 시

도 중 하나로 다요인분해(MFP)가 제안되고 있다(Ray, 1990; Lamarche et al., 2003).

2) 다요인분해(MFP)분석

변이할당분석에 제기되는 산업간 연관관계를 고려하지 못한다는 한계를 수정하기 위해서는 지역 경제성장의 구성요소 중 지역 및 산업구조효과 간 얽힌(interwoven) 문제를 해결해야 한다. 즉, 상호작용효과(interaction effect)와 할당효과(allocation effect)를 얼마나 명확하게 구분해낼 수 있는가에 달려있다. 변이할당분석에서 지역요인(shift)은 잔차(residual)로써 계산되며, 상호작용효과는 분리되지 못한다(Rosenfeld, 1959). Esteban-Marquillas(1972) 역시 이러한 문제를 언급하고 있으며, 이를 수정하기 위한 새로운 공식을 제시하고 있다. 그러나 문제 인식에 반해 제시된 공식은 얽힌 문제를 더욱 심화하고 있다(Ray, 1990).

문제의 본질은 분석에 활용되는 고용성장률에 있다. 변이할당분석에서는 두 시점 간 지역과 산업의 고용변화로써 원(crude)성장률을 이용하게 되며, 이러한 원산업성장률과 원지역성장률은 연관관계에 의해서도 영향을 주고받게 된다(Ray, 1990). 가령, 한 지역에서 특정 산업부문의 특화는 원지역성장률의 상당한 상향 편향(bias)을 초래할 수 있다. 변이할당분석을 사용하는 경우, 이러한 문제를 간과한 채로 지역의 고용성장을 분해함으로써 순수한 요인별 기여를 파악하지 못하는 수학적 오류를 범하게 된다(Ray, 1990; Lamarche et al., 2003 참조). 다요인분해(MFP)분석은 상호작용효과와 할당효과를 추가로 구분해냄에 따라 이를 해결하고 있다. 원성장률 사용에 따른 문제를 해결하기 위해 표준화(standardized) 성장률을 활용해 고용성장을 분해하며, 표준화 성장률은 요인별 원성장률에 표준화 기중치를 두어 계산된다. 따라서 다요인분해분석에서는 고용의 실질 분포가 아닌 비례 분포를 활용하게 된다(Lamarche et al., 2003).

지역과 산업, 두 변인(two-way)을 사용하는 다요인분해분석은 지역 성장분을 다섯 가지 요인으로 구분

한다(Ray, 1990). 이는 ① 국가효과(national effect), ② 지역효과(region effect), ③ 산업구조효과(industry mix effect), ④ 상호작용효과(interaction effect), ⑤ 할당효과(allocation effect)이다. 국가효과, 지역효과, 산업구조효과는 변이할당분석에서와 같이 해석된다(Ray, 1990). 상호작용효과는 지역-산업의 상호작용(region-industry interaction)을 의미하며, 이는 지역-산업의 입지우위 등으로 해석된다(Ray, 1990; Ray et al., 2012; 정준호, 2017). 할당효과는 산업입지에 따른 전체(국가) 고용성장의 정도를 보여주는 것으로 이해될 수 있다. 다요인분해분석의 이점은 수학적 오류 수정에 한하지 않는다. 전통적인 변이할당분석은 지역과 산업별 성장분이라는 두 가지 범주의 분류체계에 제한되지만, 다요인분해분석은 분해에 활용할 수 있는 구성요소를 확장할 수 있다(Ray, 1990). 이를 통해 더 세분된 고용성장의 분해가 가능하다.

변이할당분석의 대안으로써 다요인분해분석은 지역의 고용성장 및 격차 분석에 활발히 적용되고 있으며, 점진적인 모형의 확장과 개선이 이루어지고 있다. 가장 기본적인 두 변인 다요인분해분석을 수행하는 연구는 변이할당분석과 같이 지역과 산업을 성장의 구성요소로 활용하게 되며(Breathnach et al., 2015; Ray et al., 2012, 2013; 정준호, 2014), 이들의 방법론적 타당성은 수학적 오류의 개선에 있다. 반면, 두 변인 다요인분해분석으로 도출된 지역효과를 회귀분석과 연계하여 이론적 부재를 추가로 보완하기도 한다(Ray et al., 2019). 그러나 기본적인 다요인분해분석 역시 두 시점 간 성장분만을 활용하며, 전통적인 변이할당분석과 마찬가지로 정태적이라는 한계를 지닌다. 이에 대한 대안으로써 성장률이 연간으로 분해 및 누적되는 동태적 다요인분해분석이 제안되고 있으며(Gardiner et al., 2013), 이를 활용한 실증연구도 누적되고 있다(Lagravinese, 2015; Ray et al., 2017; 김영수 외, 2016; 정준호, 2017). 또한 추가적인 요인을 분해에 도입할 수 있다는 다요인분해분석의 장점을 활용한 연구들도 보고된다(Bianchi & Biffignandi, 2018; Bianchi et al., 2023; Ray et al., 2017). Ray et al.(2017)은 성별(gender), Bianchi and Biffignandi(2018)는 사업체구

모(size-class)를 세 번째 변인으로 추가하여 세 변인 다요인분해분석을 수행하였다. 네 변인(four-way) 다요인분해분석을 수행한 연구에서는 성별과 나이를 추가로 도입하고 있다(Bianchi et al., 2023).

3) 국내 연구동향

변이할당분석은 지역 고용 및 경제성장을 분석한 다수의 연구에서 활용되고 있으며, 지역별 주요 결과를 다음과 같이 요약할 수 있다. 우선, 제조업의 생산성 저하와 고용감소 등 산업의 침체는 전국적으로 식별되는 현상이다(최원준 외, 2023). 그러나 이러한 전반적인 감소에도 지역 간 차이가 확인된다. 동남권, 대경권, 호남권에서는 제조업 산업의 침체가 더욱 두드러지나(이광배 외, 2019; 김주진, 2020; 최원준 외, 2023), 충남, 경기도는 제조업 고용과 산출액이 장기간에 걸쳐 꾸준히 상승하는 것으로 보인다(유범식 외, 2015; 황상연, 2018; 오세준·양영준, 2020). 반면, 같은 광역권 내에서도 특화산업에 구분이 존재한다. 동남권을 구성하는 부산과 경남은 각각 금융·보험업과 제조업에 특화되어 두 지역의 산업구조는 상호보완적이거나, 다른 지역에 비교우위를 가지기는 어려운 것으로 보인다(모수원 외, 2016). 수도권 내에서는 서울에 지식서비스업 등이 집적하고 있으며(최원준 외, 2023), 경기도와 인천은 제조업이 대표적인 특화산업이다(황상연, 2018). 이외는 반대로 광주와 전남 및 전북은 전반적으로 제조업 경쟁력이 낮으며, 사회서비스업과 공공행정 등에 경쟁력이 있다(이광배 외, 2019; 김주진, 2020). 꾸준한 인구 유입이 존재하는 제주도 와 경기도 등의 지역에서는 전기·가스·증기 및 수도 사업, 건설업, 숙박 및 음식점업 등의 산업에 특화를 보인다(양영준, 2019; 오세준·양영준, 2020).

반면, 변이할당분석과의 결과 대조를 통해 다요인분해분석의 방법론적 개선이 입증되고 있음에도(e.g., Ray, 1990; Lamarche et al., 2003; Bianchi et al., 2023), 다요인분해분석은 국내에서 그다지 활발히 사용되지 않고 있다. 이를 적용한 국내연구로는 정준호(2014, 2017)와 김영수 외(2016)가 거의 유일하다. 정

준호(2014)는 2007~2012년 전국 기초지자체를 대상으로 고용성장을 분석한 바 있다. 그 결과, 경기 일대 및 지방의 고용 중심지에서는 제조업이 지역 성장을 좌우하며, 서울 및 광역 대도시에서는 사업서비스 등의 차이가 성장 차이를 가장 잘 대변하고 있다. 김영수 외(2016)는 1989~2013년 충청남도의 산업별 부가가치액을 활용하여 동태적 다요인분해분석을 수행하였으며, 충남경제의 기반이 가공조립형 제조업에 있음을 주장하고 있다. 단, 특정 산업의 과도한 특화로 인해 경기변동으로 지역경제가 좌우되는 문제를 언급하고 있다. 마지막으로, 정준호(2017)는 동태적 다요인분해 분석을 적용하여, 2006~2014년 강원도의 고용성장을 분해하였다. 지역의 산업구조가 관광업과 같은 비교역재로 구성됨을 식별하였으며, 분석결과를 바탕으로 지역 유형화를 시도하였다. 이에 근거하여 외부 수요의 유지와 지역사회의 연계 및 혁신에 대한 다각적인 시사점을 도출하고 있다.

단, 국내를 대상으로 다요인분해분석을 수행한 선행연구에서는 지역 성장요인을 지역과 산업으로 한정하여 모형의 장점을 충분히 다 활용하지 못하고 있다. 특히, 미시적 차원에서 개별 경제주체들의 성장패턴을 식별하지 못하고 있다. 고용 안정성 및 성별 불평등과 같은 논의는 지역성장의 차원에서도 중요성이 대두되고 있으며, 본 연구에서는 거시적 차원에 한정하여 고용성장을 분석한 기존 연구의 한계를 보완하고자 한다.

3. 분석 자료 및 방법

1) 분석자료 및 대상

본 연구에서는 마이크로데이터 통합서비스(MDIS)에서 제공하는 전국사업체조사 자료를 활용하고 있다. 이는 1994년부터 매년 단위로 조사되는 개별 사업체의 데이터이며, 장기간에 걸친 고용분석을 수행하는 데에 장점이 있다. 공개용 데이터에서는 최대 시군구 단위에서 대표업종을 기준으로 각 사업체의 세세분류

(5-digit) 산업코드를 명시하고 있으며, 종사자 수, 성별, 종사상 지위 등의 정보를 제공하고 있다.

본 연구는 1996~2016년 국내 7개 특·광역시를 분석대상으로 한다. 우선, 연구의 공간적 범위인 7개 특·광역시는 국내 총 고용의 약 48%가 전 국토의 약 4% 면적에서 집중적으로 나타나는 노동시장이다. 즉, 이들은 국내에서 가장 발전한 대도시지역인 동시에 국토 내 타 공간단위와는 분명히 구분되는 지역인 셈이다.¹⁾ 또한, 서울을 비롯한 6대 광역시는 초광역권의 행정 및 사회경제적 중심점으로서 역할하고 있으며(권영섭 외, 2008), 지역단위의 고용 창출 및 경제성장 전략 수립을 위한 차원에서 이들의 산업구조와 그 동향은 중요성이 크다. 그러나 고용 및 경제성장을 분석한 대다수 국내사례는 특정 지역 또는 산업만을 대상으로 하고 있으며(e.g., 유병식 외, 2015; 양영준, 2019; 김주진, 2020 등 참조), 전국을 대상으로 한 유일한 사례도 비교적 짧은 시계열을 활용하고 있어 장기간의 동향 파악에는 한계가 있다(e.g., 정준호, 2014). 따라서, 그 중요성에 비해 기존 문헌에서는 7대 특·광역시를 대상으로 장기간에 걸친 고용성장을 분석한 사례를 찾기 힘들며, 이는 곧 차별화된 점으로써 의미를 지닌다. 시간적 범위는 울산이 현재의 광역시로 승격된 1996년 이후로 설정하였으며,²⁾ 1996년부터는 7대 특·광역시의 도시경계가 유지되고 있어 장기간에 걸친 분석에 이점이 있다.

산업군은 제9차 한국표준산업분류에 기반하여 분류하였다. 농업·임업·어업, 광업, 제조업 등 한국표준산업분류의 대분류와 일치하는 3개의 산업군을 구성하였고, 인프라와 관련되는 건설업과 전기·가스·증기 및 수도사업을 통합하여 건설·인프라업으로 구성하였다. 서비스업은 Browning and Singelmann(1978)의 분류체계에 따라 생산자서비스업, 유통서비스업, 사회서비스업, 개인서비스업으로 분류했다. 표 1은 고종환 외(2012)에서 제시한 연계표이며, 산업 대분류 코드를 활용해 매칭하였다. 결과적으로, 농림어업, 광업, 제조업, 건설·인프라업, 생산자서비스업, 유통서비스업, 사회서비스업, 개인서비스업 총 8개 산업군이 구성되었다.

〈표 1〉 서비스업 분류체계 연계

Browning and Singelmann (1978) 분류	한국표준산업(대분류, 9차개정 기준)
생산자 서비스업	통신업(J), 금융 및 보험업(K), 부동산 및 임대업(L), 사업서비스업(M)
유통서비스업	도매 및 소매업(G), 운수업(I)
사회서비스업	공공행정, 국방 및 사회보장 행정(N), 교육서비스업(O), 보건 및 사회복지사업(P), 국제 및 외국기관(U)
개인서비스업	숙박 및 음식점업(H), 오락, 문화 및 운동관련 서비스업(Q), 기타 공공, 수리 및 개인서비스업(R), 가사서비스업(S)

자료: 고종환 외(2012)

2) 네 변인 다요인분해분석

본 연구에서는 지역, 산업, 성별, 양질의 일자리에 대한 고용분포의 네 가지 변인을 분석에 활용하였으며, 이에 네 변인(four-way) 다요인분해분석을 수행하였다.³⁾ 지역은 j , 산업은 i , 성별은 k , 양질의 일자리 l 로 표기한다. E_{jikt}^0 은 기준연도(1996)의 지역 j , 산업 i , 성별 k , 양질의 일자리 l 의 고용이며, E_{jikt}^t 은 t 연도(1997~2016)의 지역 j , 산업 i , 성별 k , 양질의 일자리 l 의 고용이다. r 은 고용의 원 성장률, \hat{r} 은 표준화 성장률을 의미한다. 또한 $E_{...}$, $r_{...}$, $\hat{r}_{...}$ 은 각각 전 지역에 대한 고용, 원 성장률, 표준화 성장률을 의미한다. 네 변인 다요인분해분석의 계산은 3단계로 진행되며, 아래와 같다.

(1) 원(crude)성장률의 계산

지역 j 의 '0(=기준연도)'에서 't' 기간의 원 고용성장률은 식 1과 같다.

$$r_j = \frac{(E_j^t - E_j^0)}{(E_j^0)} \quad (1)$$

국가의 원 고용성장률은 해당 지역의 전체 고용 대비에 따라 가중되는 각 지역의 원 성장률의 합계인 식 2와 같다.

$$r_{...} = \frac{(E_{...}^t - E_{...}^0)}{(E_{...}^0)} = \sum_{j=1}^n r_j \left(\frac{E_j^0}{E_{...}^0} \right) \quad (2)$$

산업, 성별, 양질의 일자리에 대한 고용의 원 성장률도 같은 방식으로 계산된다.

(2) 성장률의 표준화

지역 j 의 표준화 성장률은 아래의 식 3과 같이 계산된다. 표준화 가중치를 부여함으로써 지역의 표준화 성장률에서는 다른 요인들의 방해(distribution)가 제거된다.

$$\hat{r}_j = \sum_i \sum_k \sum_l r_{ikl} \frac{E_i^0 E_k^0 E_l^0}{(E_{...}^0)^3} \quad (3)$$

국가의 표준화 성장률은 식 4와 같이 계산되며, 원 성장률과 마찬가지로 다른 변수들도 같은 방식으로 도출할 수 있다.

$$\hat{r}_{...} = \sum_j \hat{r}_j \left(\frac{E_j^0}{E_{...}^0} \right) \quad (4)$$

또한 네 변인 다요인분해분석에서 둘 이상의 변수 간의 상호작용효과(가령, 지역-산업-성별 상호작용효과)를 계산할 때는 세 번째 또는 네 번째 변수의 교란을 제거하기 위해 추가로 부분적인 표준화 과정을 요한다. 식 5는 지역 j 와 산업 i 에 대한 표준화 성장률이며, 성별 k 와 양질의 일자리 l 의 방해를 제거한 것이다. 마찬가지로, 식 6은 지역 j 와 산업 i , 성별 k 에 대한 표준화 성장률로서, 양질의 일자리 l 의 간섭을 제거한 것이다.

$$\hat{r}_{ij} = \sum_k \sum_l r_{jikl} \frac{E_k^0 E_l^0}{(E_{...}^0)^2} \quad (5)$$

$$\hat{r}_{ijk} = \sum_l r_{jikl} \frac{E_l^0}{E_{...}^0} \quad (6)$$

(3) 요인분해

네 변인 다요인분해분석에서 지역 j 의 성장률은 최종적으로 식 7과 같이, ① 국가효과(national effect),

② 지역효과(region effect), ③ 산업구조효과(industry mix effect), ④ 성별구성효과(gender mix effect), ⑤ 양질의 일자리구성효과(decent job mix effect), ⑥ 상호작용효과(interaction effect), ⑦ 할당효과(allocation effect)로 분해된다. 국가효과는 지역의 고용이 표준화된 국가성장률 수준으로 성장할 경우, 지역에 나타날 변화를 의미한다. 본 연구에서는 국가효과는 7개 대도시 전체의 합을 의미한다. 지역효과는 국가성장률 대비 지역 특성에 따른 고용변화 비율을 일컫는다. 산업구조효과는 표준화된 국가성장률 대비 각 지역 내 각 산업의 표준화된 성장률의 속도를 나타낸다. 즉, 각 지역 내 산업구조에 따른 고용변화 비율을 의미한다. 성별구성효과는 지역의 성별구성에 따른 영향을 의미하며, 양질의 일자리구성효과는 지역의 상용·비상용근로자의 구성이 지역성장률에 미치는 영향을 나타낸다. 상호작용효과는 주요 지표에는 포함되지 않으며, 변인별 성장분의 방향성이 일치하고 그 정도에 따른 편향(bias)으로 이해될 수 있다. 다시 말해, 서로에게 특화된(specialized) 변인끼리는 큰 상호작용효과를 가질 수 있으며, 이는 원성장률을 이용한 요인분해에서 발생할 수 있는 교란인 셈이다. 네 변인 다요인분해분석은 아래의 식 7의 ⑥과 같이, 변수 간 조합에 따라 총 11개의 상호작용 항을 생성한다.⁴⁾ 할당효과는 국가 표준화 성장률과 국가 원성장률의 차이로 계산되며, 산업의 입지에 따른 전국 고용성장률의 정도를 보여준다(Ray, 1990).

$$r_j = \tag{7}$$

$$r... \tag{1}$$

$$+(\hat{r}_j - \hat{r}...) \tag{2}$$

$$+ \sum_{i=1} \frac{E_{ji}^0}{E_j^0} (\hat{r}_i - \hat{r}...) \tag{3}$$

$$+ \sum_{k=1} \frac{E_{jk}^0}{E_j^0} (\hat{r}_k - \hat{r}...) \tag{4}$$

$$+ \sum_{l=1} \frac{E_{jl}^0}{E_j^0} (\hat{r}_l - \hat{r}...) \tag{5}$$

$$+ \sum_{i=1} \frac{E_{ji}^0}{E_j^0} (\hat{r}_{ji} - \hat{r}_j - \hat{r}_i + \hat{r}...) \tag{6}$$

$$+ \sum_{k=1} \frac{E_{jk}^0}{E_j^0} (\hat{r}_{jk} - \hat{r}_j - \hat{r}_k + \hat{r}...) \tag{6}$$

$$+ \sum_{l=1} \frac{E_{jl}^0}{E_j^0} (\hat{r}_{jl} - \hat{r}_j - \hat{r}_l + \hat{r}...) \tag{6}$$

$$+ \sum_i \sum_k \frac{E_{ijk}^0}{E_j^0} (\hat{r}_{ik} - \hat{r}_i - \hat{r}_k + \hat{r}...) \tag{6}$$

$$+ \sum_i \sum_l \frac{E_{jil}^0}{E_j^0} (\hat{r}_{il} - \hat{r}_i - \hat{r}_l + \hat{r}...) \tag{6}$$

$$+ \sum_k \sum_l \frac{E_{jkl}^0}{E_j^0} (\hat{r}_{kl} - \hat{r}_k - \hat{r}_l + \hat{r}...) \tag{6}$$

$$+ \sum_i \sum_k \frac{E_{jik}^0}{E_j^0} (\hat{r}_{jik} - \hat{r}_{ji} - \hat{r}_{jk} - \hat{r}_{ik} + \hat{r}_j + \hat{r}_i + \hat{r}_k - \hat{r}...) \tag{6}$$

$$+ \sum_i \sum_l \frac{E_{jil}^0}{E_j^0} (\hat{r}_{jil} - \hat{r}_{ji} - \hat{r}_{jl} - \hat{r}_{il} + \hat{r}_j + \hat{r}_i + \hat{r}_l - \hat{r}...) \tag{6}$$

$$+ \sum_k \sum_l \frac{E_{jkl}^0}{E_j^0} (\hat{r}_{jkl} - \hat{r}_{jk} - \hat{r}_{jl} - \hat{r}_{kl} + \hat{r}_j + \hat{r}_k + \hat{r}_l - \hat{r}...) \tag{6}$$

$$+ \sum_i \sum_k \sum_l \frac{E_{jikl}^0}{E_j^0} (\hat{r}_{ikl} - \hat{r}_{ik} - \hat{r}_{il} - \hat{r}_{kl} + \hat{r}_i + \hat{r}_k + \hat{r}_l - \hat{r}...) \tag{6}$$

$$+ \sum_i \sum_k \sum_l \frac{E_{jikl}^0}{E_j^0} (\hat{r}_{jikl} - \hat{r}_{jik} - \hat{r}_{jil} - \hat{r}_{jkl} - \hat{r}_{ikl} + \hat{r}_{ji} + \hat{r}_{jk} + \hat{r}_{jl} + \hat{r}_{ik} + \hat{r}_{il} + \hat{r}_{kl} - \hat{r}_j - \hat{r}_i - \hat{r}_k - \hat{r}_l + \hat{r}...) \tag{6}$$

$$+(\hat{r}... - r...) \tag{7}$$

4. 분석 결과

1) 7대 특·광역시 고용성장 추이

국내 7대 특·광역시의 고용은 1996년 약 750만 명에서 2016년 약 1,000만 명으로 약 33%의 증가하였다(표 2). 그러나 전반적인 성장세에 반해 지역별 고용 성장에 편차가 확인된다. 인천, 광주, 대전, 울산은 분석기간 내 전체 평균을 상회하는 고용성장을 경험했으나, 서울, 부산, 대구에서는 타 도시 대비 저조한 성

장세가 관측된다. 산업별 고용성장률은 이보다 더 큰 차이를 보인다. 농림어업, 광업과 제조업은 해당 기간 내 총 약 47만 개의 고용의 감소를 경험했다. 반면 생산자서비스업의 고용은 약 2배 이상 성장했으며, 전체 서비스업 분야에서는 약 300만 개의 고용이 창출되었다. 지역과 산업을 연계하여 살펴보면, 그 차이는 더욱 극명하다. 서울, 부산, 대구의 제조업은 각각 -63.23%, -15.45%, -7.71%의 고용감소를 경험하고 있으며, 이는 타 도시 대비 현저한 감소에 해당한다. 또한, 서울의 생산자서비스업 부분의 고용성장을

제외하면, 세 도시의 생산자서비스업 부분의 고용성장은 인천(90.91%), 광주(89.69%), 대전(80.74%), 울산(181.33%)에 비해 저조하다.

표 3은 지역 및 산업뿐만 아니라 성별 및 양질의 일자리별 고용변화 추이이다. 각 셀의 값은 2016년 고용자 수를 의미하며, 괄호 안의 값은 원성장률에 해당한다. 우선, 성별 및 상용·비상용 구분에 따른 고용성장 차이를 파악할 수 있다. 1996~2016년 여성고용은 약 62%의 성장하였으며, 이는 남성 고용성장률(약 17%)의 거의 4배에 달하는 수치이다. 또한, 비상용근로자

〈표 2〉 지역 및 산업별 고용성장 추이(1996~2016)

구분		계	농림 어업	광업	제조업	건설· 인프라	유통 서비스	개인 서비스	생산자 서비스	사회 서비스
계	1996	7576.66	8.61	5.16	1691.03	684.72	1946.25	1148.13	1238.04	852.72
	2016	10079.21	4.46	1.11	1230.99	714.58	2236.43	1608.37	2483.01	1798.24
	원성장률	33.03	-48.21	-78.57	-27.20	4.36	14.91	40.09	100.56	110.88
서울	1996	4038.19	3.98	3.874	757.48	454.91	1060.37	565.93	782.76	408.90
	2016	5075.99	0.403	0.043	278.50	374.71	1167.00	756.07	1686.42	812.84
	원성장률	25.70	-89.88	-98.89	-63.23	-17.63	10.06	33.60	115.45	98.79
부산	1996	1133.42	3.72	0.06	261.15	63.45	315.06	195.66	151.30	141.02
	2016	1402.40	3.20	0.08	220.80	97.69	339.01	244.15	229.43	266.04
	원성장률	23.73	-14.06	29.51	-15.45	53.96	7.60	24.78	51.64	88.65
인천	1996	668.96	0.12	0.74	250.56	38.03	127.38	111.16	66.23	74.73
	2016	984.08	0.08	0.64	234.63	52.42	213.01	167.27	126.44	189.60
	원성장률	47.11	-30.00	-14.11	-6.36	37.85	67.22	50.48	90.91	153.71
대구	1996	732.93	0.18	0.15	193.42	57.22	179.26	123.86	88.45	90.39
	2016	926.47	0.30	0.03	178.51	59.75	197.59	159.62	142.67	188.01
	원성장률	26.41	63.39	-80.00	-7.71	4.42	10.22	28.87	61.30	107.99
대전	1996	366.75	0.00	0.08	47.39	24.08	93.45	69.55	74.73	57.48
	2016	593.20	0.30	0.03	60.15	39.85	119.89	102.33	135.06	135.60
	원성장률	61.75	-	-67.95	26.93	65.52	28.29	47.13	80.74	135.91
광주	1996	341.47	0.06	0.05	48.93	27.86	92.99	65.67	51.09	54.81
	2016	578.90	0.12	0.05	80.84	53.23	119.56	100.99	96.91	127.20
	원성장률	69.53	105.00	-3.70	65.20	91.06	28.57	53.78	89.69	132.07
울산	1996	294.94	0.55	0.20	132.09	19.18	77.74	16.30	23.49	25.39
	2016	518.17	0.06	0.24	177.56	36.94	80.39	77.95	66.08	78.96
	원성장률	75.69	-89.98	18.41	34.42	92.58	3.42	378.17	181.33	210.96

주) 고용자 수는 1,000명 단위이며, 원성장률은 %로 표기함

의 고용이 지난 20년간 약 40% 정도 성장한 것과는 달리 상용근로자의 고용성장은 약 29%에 머무르고 있다. 지역 및 산업과는 무관하게 전반적으로 확인되는 추세는 남성 비상용근로자 대비 여성 비상용근로자의

상당한 고용성장이다. 산업과 성별에 따른 조합에서도 일관된 경향을 식별할 수 있다. 농림어업, 광업, 제조업, 건설·인프라업, 유통서비스업 부문에서는 남성 고용의 성장이 더 우세하며, 개인서비스업, 생산자서

〈표 3〉 특성별 고용성장 추이(1996~2016)

구분		농림어업	광업	제조업	건설·인프라업	유통서비스	개인서비스	생산자서비스	사회서비스
서울	상용(남)	0.31 (-91.0)	0.03 (-98.8)	101.01 (-76.1)	144.27 (15.5)	465.15 (1.6)	168.38 (30.4)	860.64 (96.5)	225.83 (15.2)
	상용(여)	0.06 (-90.7)	0.01 (-98.3)	65.57 (-70.1)	60.4 (-13.4)	275.86 (55.7)	164.59 (25.0)	551.65 (141.8)	403.87 (152.9)
	비상용(남)	0.04 (0.0)	0.00 (-99.4)	61.42 (-25.9)	179.84 (-24.9)	261.01 (-5.8)	172.21 (24.2)	138.11 (104.5)	66.73 (152.2)
	비상용(여)	0.01 (0.0)	0.00 (-100.0)	50.50 (54.4)	20.21 (107.2)	164.98 (11.3)	250.89 (50.7)	136.02 (176.6)	116.42 (336.3)
	합계	0.40 (-89.9)	0.04 (-98.9)	278.50 (-63.2)	374.71 (-17.6)	1167.00 (10.1)	756.07 (33.6)	1686.42 (115.4)	812.84 (98.8)
부산	상용(남)	2.02 (-36.6)	0.06 (28.3)	123.62 (-12.8)	31.33 (18.2)	115.57 (-7.5)	39.29 (16.8)	94.54 (58.7)	70.11 (7.6)
	상용(여)	0.15 (-45.6)	0.01 (55.6)	48.46 (-39.4)	7.64 (37.8)	54.94 (28.4)	39.47 (-3.5)	63.69 (64.3)	134.66 (134.7)
	비상용(남)	0.94 (274.9)	0.01 (0.0)	31.77 (13.2)	51.48 (73.8)	96.92 (14.6)	60.36 (24.2)	32.08 (79.8)	20.98 (136.3)
	비상용(여)	0.08 (8200.0)	0.00 (0.0)	16.95 (48.7)	7.23 (308.9)	71.57 (14.1)	105.03 (44.9)	39.12 (11.4)	40.29 (319.5)
	합계	3.20 (-14.1)	0.08 (29.5)	220.80 (-15.5)	97.69 (54.0)	339.01 (7.6)	244.15 (24.8)	229.43 (51.6)	266.04 (88.7)
인천	상용(남)	0.07 (-25.0)	0.53 (4.8)	142.93 (-11.2)	22.19 (47.2)	72.32 (60.4)	31.45 (62.5)	57.62 (92.4)	47.56 (46.1)
	상용(여)	0.01 (-29.4)	0.06 (-7.5)	56.62 (-12.5)	4.57 (65.7)	36.73 (154.4)	30.48 (48.7)	33.02 (94.6)	101.76 (248.4)
	비상용(남)	0.00 (-90.0)	0.05 (-73.0)	23.17 (25.2)	21.95 (16.8)	63.44 (61.1)	39.62 (29.5)	15.19 (60.9)	11.65 (89.1)
	비상용(여)	0.00 (100.0)	0.00 (300.0)	11.91 (86.2)	3.71 (165.0)	40.52 (42.4)	65.72 (61.4)	20.61 (108.7)	28.64 (320.0)
	합계	0.08 (-30.0)	0.64 (-14.1)	234.63 (-6.4)	52.42 (37.8)	213.01 (67.2)	167.27 (50.5)	126.44 (90.9)	189.60 (153.7)
대구	상용(남)	0.16 (-3.1)	0.02 (-80.7)	98.29 (-6.8)	21.58 (11.4)	55.42 (-5.8)	25.72 (24.6)	56.46 (37.3)	48.43 (11.6)
	상용(여)	0.03 (93.8)	0.00 (-87.0)	39.73 (-28.0)	5.15 (51.7)	30.21 (19.9)	24.18 (4.2)	38.40 (53.5)	93.37 (193.6)
	비상용(남)	0.11 (2020.0)	0.00 (-77.8)	26.66 (12.6)	29.42 (-11.2)	66.61 (24.4)	42.68 (25.7)	20.26 (91.4)	14.77 (107.7)
	비상용(여)	0.01 (500.0)	0.00 (0.0)	13.84 (52.2)	3.60 (168.0)	45.35 (8.9)	67.04 (45.5)	27.56 (134.9)	31.43 (290.2)
	합계	0.30 (63.4)	0.03 (-80.0)	178.51 (-7.7)	59.75 (4.4)	197.59 (10.2)	159.62 (28.9)	142.67 (61.3)	188.01 (108.0)

대전	상용(남)	0.23 (0.0)	0.02 (-67.6)	36.70 (41.1)	15.65 (35.1)	39.23 (20.0)	18.49 (32.8)	67.08 (81.9)	38.73 (30.1)
	상용(여)	0.07 (0.0)	0.00 (-66.7)	12.17 (0.6)	3.44 (83.7)	17.70 (37.3)	17.29 (20.3)	37.48 (184.0)	67.63 (229.9)
	비상용(남)	0.00 (0.0)	0.00 (-100.0)	7.32 (19.8)	18.36 (83.3)	36.34 (33.3)	25.78 (51.5)	13.95 (110.2)	10.73 (227.9)
	비상용(여)	0.00 (0.0)	0.00 (0.0)	3.96 (25.2)	2.40 (301.3)	26.62 (29.1)	40.77 (68.2)	16.55 (-8.1)	18.52 (371.1)
	합계	0.30 (0.0)	0.03 (-67.9)	60.15 (26.9)	39.85 (65.5)	119.89 (28.3)	102.33 (47.1)	135.06 (80.7)	135.60 (135.9)
광주	상용(남)	0.06 (146.2)	0.05 (35.3)	52.01 (105.9)	20.17 (53.8)	35.79 (7.8)	17.45 (47.1)	38.94 (76.5)	33.35 (24.1)
	상용(여)	0.02 (35.7)	0.01 (-40.0)	17.07 (20.6)	4.76 (106.1)	16.92 (28.1)	15.97 (21.3)	28.44 (84.1)	67.23 (223.8)
	비상용(남)	0.01 (-35.0)	0.00 (-100.0)	7.69 (24.6)	24.22 (103.5)	38.00 (48.4)	26.53 (49.2)	12.63 (107.6)	8.58 (163.1)
	비상용(여)	0.03 (0.0)	0.00 (0.0)	4.07 (21.5)	4.08 (658.7)	28.85 (37.5)	41.04 (79.5)	16.90 (125.8)	18.04 (361.6)
	합계	0.12 (105.0)	0.05 (-3.7)	80.84 (65.2)	53.23 (91.1)	119.56 (28.6)	100.99 (53.8)	96.91 (89.7)	127.20 (132.1)
울산	상용(남)	0.04 (-89.0)	0.22 (19.3)	145.49 (31.3)	14.02 (68.2)	24.90 (27.5)	11.34 (200.6)	30.11 (181.9)	19.49 (115.9)
	상용(여)	0.02 (-91.8)	0.02 (42.9)	18.58 (22.0)	2.80 (90.8)	11.81 (-5.3)	15.55 (615.4)	14.94 (109.9)	43.10 (284.8)
	비상용(남)	0.00 (0.0)	0.00 (-60.0)	10.52 (141.6)	18.14 (100.1)	23.42 (30.2)	17.05 (195.7)	7.23 (259.9)	5.41 (117.9)
	비상용(여)	0.00 (0.0)	0.00 (-100.0)	2.97 (71.0)	1.99 (524.2)	20.26 (-27.0)	34.01 (640.8)	13.81 (274.7)	10.97 (308.6)
	합계	0.06 (-90.0)	0.24 (18.4)	177.56 (34.4)	36.94 (92.6)	80.39 (3.4)	77.95 (378.2)	66.08 (181.3)	78.96 (211.0)

주) 셀의 값은 2016년 고용자 수(1,000명 단위)이며, 괄호 안은 원성장률(%임

비스업, 사회서비스업 부문에서는 여성이 더 높은 고용성장률을 보인다. 또한 타 산업 대비 농림어업, 제조업, 사회서비스업 부문에서 비상용근로자가 상용근로자보다 높은 성장률을 기록하고 있다.

2) 고용성장 요인분해 결과

표 4와 그림 1은 1996~2016년 7대 특·광역시와 광역시의 고용성장률에 대한 네 변인 다요인분해분석의 결과이다. 다요인분해분석은 기본적으로 변이할당분석의 대안적 모형이기 때문에 결과 해석에서는 지역효과와 산업구조효과가 가장 중요하다(정준호, 2017). 다요인분해분석의 지역효과 및 산업구조효과는 변이할당분석에

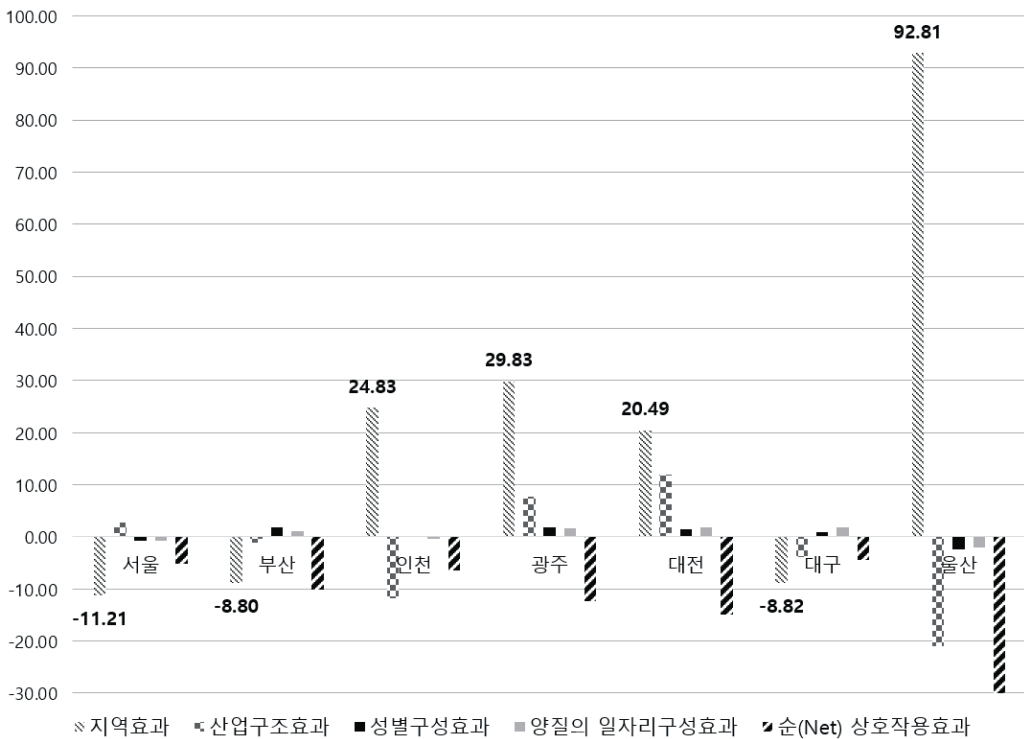
서와 동일하게 해석될 수 있다. 그러나 그 측정치는 분명히 구분된다(Lamarche et al., 2003 참조).

지역효과는 전반적으로 고용성장에 지배적인 영향력을 행사하고 있다. 서울(-11.21%), 부산(-8.80%), 대구(-8.82%)는 음(-)의 지역효과를 가지고 있다. 이는 해당 도시들의 표준화 지역성장률이 전체 표준화 성장률 대비 낮음을 의미하는 것이다. 반면, 인천(24.83%), 대전(20.49%), 광주(29.83%), 울산(92.81%)은 양(+의 지역효과가 식별된다. 지역효과가 양(+의 값을 가진다는 것은 그 지역의 고용성장률이 전체 평균을 웃도는 것을 의미한다. 산업구조효과(Industry mix effect)는 지역의 산업구조가 고용성장에 미친 기여도이다. 서울(2.80%), 대전(11.96%), 광

〈표 4〉 네 변인 다요인분해 분석 결과(1996~2016)

(단위: %)

구분	지역 원성장률	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
		국가효과	지역효과	산업구조 효과	성별구성 효과	양질의 일자리 구성효과	순(Net) 상호 작용 효과	할당효과
서울	25.70	33.04	-11.21	2.80	-0.83	-0.73	-5.20	7.84
부산	23.77	33.04	-8.80	-1.17	1.90	1.08	-10.11	7.84
인천	47.11	33.04	24.83	-11.77	0.01	-0.35	-6.49	7.84
대구	26.41	33.04	-8.82	-3.94	0.98	1.76	-4.45	7.84
대전	61.75	33.04	20.49	11.96	1.52	1.83	-15.01	7.84
광주	69.53	33.04	29.83	7.62	1.87	1.71	-12.39	7.84
울산	75.69	33.04	92.81	-21.06	-2.40	-1.96	-32.58	7.84



〈그림 1〉 네 변인 다요인분해분석의 효과(1996~2016)

주(7.62%)는 양(+)의 산업구조효과를 보인다. 양(+)의 산업구조효과는 지역의 양호한 산업구조를 의미하는 것이며(Ray, 1990), 이는 고성장 산업의 집중을 의미한다. 반면, 부산(-1.17%), 인천(-11.77%), 대구(-3.94%), 울산(-21.06%)은 음(-)의 값을 가진다.

이러한 지역 간 차이는 지역 및 산업별 원성장률을

바탕으로 설명될 수 있다(표 3). 서울은 전반적으로 더딘 고용성장을 보인다. 농림어업, 광업, 제조업, 건설업 부문에서 전체 평균에 못 미치는 고용성장을 경험하고 있으며, 서비스업에서도 생산자서비스업을 제외하고는 전체 평균 이하의 값이다. 양호한 산업구조를 지니고 있으나, 지역 자체의 경쟁력이 높다고 보기 어

렵다. 인천과 울산은 역의 상황에 해당하며, 지역 경쟁력에 비해 지역의 산업구조가 양호하다고 보기는 어려운 실정이다. 특히 울산은 지역 내 산업구조가 상당한 고용감소를 초래하고 있다. 반면, 부산과 대구는 제조업 및 서비스업 부문에서의 낮은 원성장률을 기록하고 있으며, 이는 두 도시의 지역효과와 산업구조효과가 모두 음(-)의 값을 가지는 것과 연계된다. 대전과 광주는 지역효과와 산업구조효과에서 모두 양(+)의 값을 보이고 있으며, 이는 타 도시 대비 제조업 및 건설·인프라업 부문에서 높은 고용성장의 영향으로 판단된다.

그림 2와 그림 3은 대도시지역별 지역효과를 일련의 시점에 따라 누계 추이로 제시한 것이며, 이는 두 시점만을 분석에 활용하는 정태적 접근에 대한 한계를 보완한다(Gardiner et al., 2013; Lagravinese, 2015; Ray et al., 2017).⁵⁾

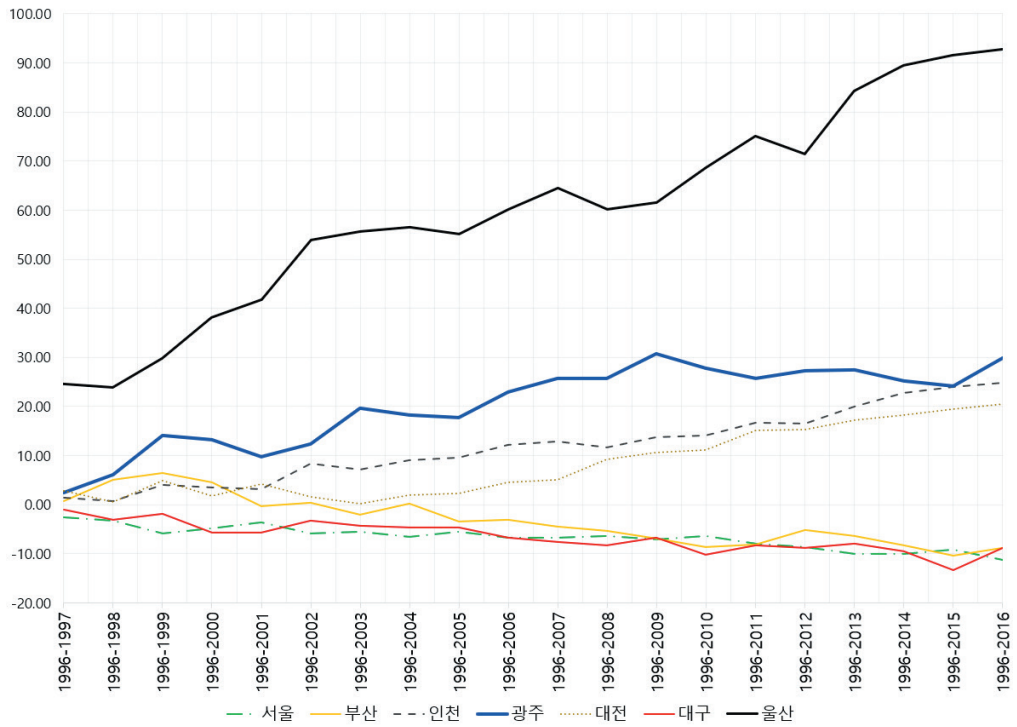
지역효과와 누계 추이는 20년간 전반적으로는 일관된 경향성을 보인다(그림 2). 그러나 개략적으로 부산, 광주, 울산에서 한 번의 변화가 식별되고 있다. 먼저, 부산의 경우 1999년을 기점으로 지역효과와 추세가 반전되며, 2000년대 초반 이후 음(-)으로의 전환이 이루어지고 있다. 광주는 2009년을 기점으로 누계 추이에 변화가 발생하고 있다. 기준연도(1996년)가 고정되어 있기에 광주의 연도별 지역효과는 2009년 이후로 음(-)의 값을 가짐을 추론할 수 있다. 울산의 경우에는 타 도시 대비 상당한 지역효과를 가짐을 식별한 바 있으며(표 4, 그림 1), 이는 누적 추이에서도 잘 드러나고 있다. 그러나 2002년을 기점으로 누계 추이의 기울기가 변하고 있으며, 이는 2000년대 초반 이후 울산은 이전과 같은 지역경쟁력을 지니지 못하고 있음을 보여준다. 특히, 1998~2002년 울산의 지역효과가 가파르게 증가한 배경으로는 96년 광역시로의 승격 이슈가 특정될 것이다.⁶⁾

반면, 산업구조효과의 누계 추이는 2000년까지 대동소이하게 전개되어왔으나, 이후에는 몇몇 지역을 바탕으로 발산하는 형태의 전개가 나타난다(그림 3). 부산, 대구, 인천, 울산의 경우에는 2000년을 기점으로 추세 전환이 발생하고 있으며, 산업구조효과가 고용감소에 꾸준히 기여하고 있다. 반면, 서울, 대전, 광주는

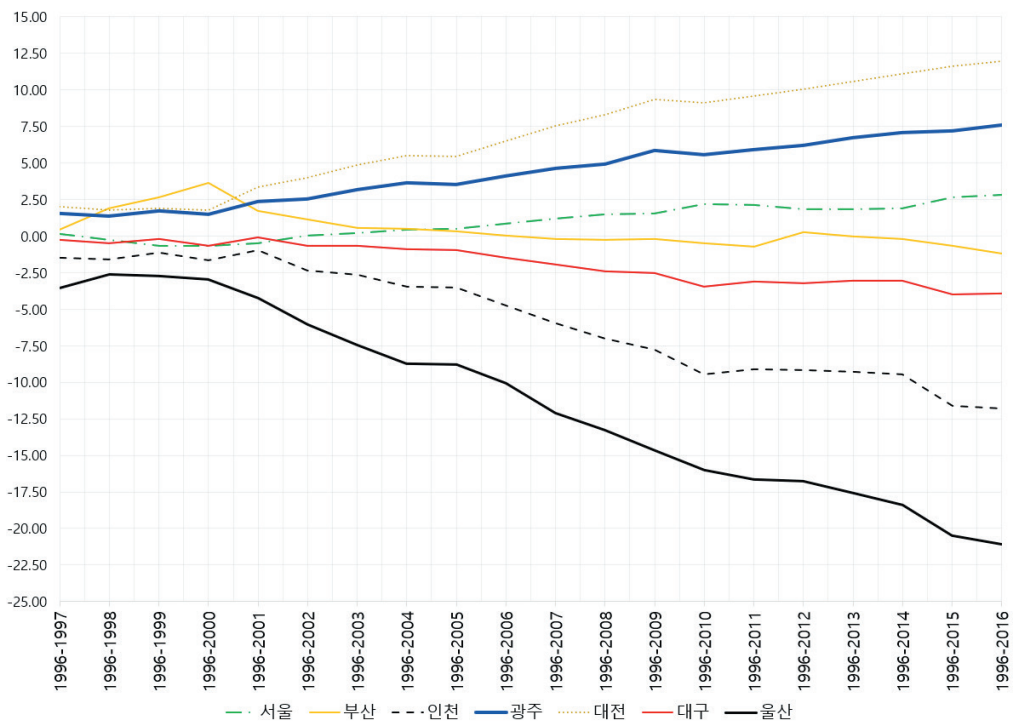
2000년 이후 산업구조효과가 꾸준히 우상향하고 있다. 제조업 기반의 산업구조는 지역의 고용성장을 저해하고 있으나, 서비스업 기반의 양호한 산업구조를 보유한 대도시지역은 지속적인 고용을 창출해내고 있다. 단, 과거 제조업 활동이 활발했던 서울은 생산자 서비스업을 필두로 구조적 전환이 이루어졌으며, 제조업의 전반적인 쇠퇴에도 산업구조효과가 꾸준히 성장하고 있다.

지역과 산업에 더해 성별과 양질의 일자리 변인으로 지역의 고용성장을 분해함에 따라 추가적인 두 가지 효과, 즉 성별구성효과와 양질의 일자리구성효과를 확인하였다. 표 4와 그림 1에 제시된 바와 같이, 두 효과는 지역효과와 산업구조효과에 비해 지역의 고용성장에 낮은 기여를 보인다. 이러한 결과는 앞선 원성장률과 대조된다. 울산(-2.40%, -1.96%)은 성별구성효과와 양질의 일자리구성효과가 가장 큰 영향력을 행사하는 지역인 것에 반해 지역 고용성장에 대한 기여는 2~3%에도 못 미친다. 다만 성별구성효과, 양질의 일자리구성효과가 지역 고용성장에 낮은 기여를 보이는 이유는 각 변인의 범주들(가령, 성별 변수에서 여성과 남성)이 지역 내에 혼재하는 비율 때문일 수 있다. 다시 말해, 지역 내 혼재율이 지역별로 크게 다르지 않고 영향력의 방향성이 상반되는데, 구조 또는 구성효과(mix effect)로 표현됨에 따라 상쇄가 발생할 수 있는 것이다.

표 5는 세 가지 구조(구성)효과를 분해한 결과이다. 먼저, 산업효과(industry effect)에서 제조업효과(manufacturing effect)는 상당한 고용감소를 초래하며, 생산자 및 사회서비스업효과는 고용증가에 기여하고 있다(표 5 (a)). 즉 산업구조효과의 대다수 변동성은 이 세 가지 산업효과에서 기인하는 것이다. 인천과 울산의 제조업효과는 상당한 음(-)의 값을 보인다. 원제조업성장률에서 인천(-6.4%)과 울산(34.4%)이 타 도시 대비 나은 고용성장을 보인 점을 고려하면, 이러한 차이는 주목할 만한 것이다. 서울은 상당한 음(-)의 원제조업성장률을 바탕으로 지역의 고용성장이 낮은 수준에 머물렀으나, 울산은 대다수 산업군에서 타 도시를 웃도는 원성장률을 바탕으로 상당한 지역 고용성장



〈그림 2〉 지역효과와의 누적 추이



〈그림 3〉 산업구조효과와의 누적 추이

〈표 5〉 세 가지 구조효과(mix effect) 분해 결과(1996~2016)

(단위: %)

구분	(a) 산업구조효과								
	mix	농림어업	광업	제조업	건설·인프라업	유통서비스	개인서비스	생산자서비스	사회서비스
서울	2.80	0.13	-0.10	-11.41	-0.74	-5.52	0.30	11.98	8.16
부산	-1.17	0.42	-0.01	-14.04	-0.37	-5.85	0.37	8.26	10.04
인천	-11.77	0.02	-0.11	-22.78	-0.37	-4.00	0.36	6.12	9.00
대구	-3.94	0.03	-0.02	-16.05	-0.51	-5.14	0.36	7.46	9.94
대전	11.96	0.00	-0.02	-7.86	-0.43	5.36	0.41	12.59	12.63
광주	7.62	0.02	-0.02	-8.72	-0.54	-5.72	0.41	9.25	12.93
울산	-21.06	0.24	-0.07	-27.24	-0.43	-5.54	0.12	4.92	6.94
구분	(b) 성별구성효과			(c) 양질의 일자리구성효과					
	mix	남	여	mix	상용	비상용			
서울	-0.83	-10.42	9.59	-0.73	-8.31	7.58			
부산	1.90	-9.43	11.34	1.08	-7.70	8.78			
인천	0.01	-10.12	10.13	-0.35	-8.18	7.83			
대구	0.98	-9.77	10.75	1.76	-7.48	9.23			
대전	1.52	-9.57	11.09	1.83	-7.45	9.28			
광주	1.87	-9.44	11.32	1.71	-7.49	9.20			
울산	-2.40	-10.99	8.59	-1.96	-8.72	6.76			

을 경험했다. 반면, 개별 산업효과는 상반된 결과를 도출하고 있다. 서울의 제조업효과는 오히려 타 도시 대비 양호한 편이며, 서울의 저조한 고용성장은 지역경쟁 요인에서 찾을 수 있다. 또한 앞서도 살펴본 바와 같이 울산의 급격한 고용성장이 양호한 산업구조에 기반한 것이 아닌 것으로 나타났다.

산업구조효과는 지역 내 각 산업군이 혼재함으로 인해 지역 고용성장에 지역효과보다 낮은 기여를 보이지만, 제조업, 생산자 및 사회서비스업 부문의 지역 간 고용성장 차이로 명확한 변동성이 존재하고 있다. 그러나 성별구성효과와 양질의 일자리구성효과는 이와 다르다. 지역 내 성별 및 양질의 일자리구성이 상이하다는 증거를 찾기는 어려우며, 대도시지역을 대상으로는 더욱이 그렇다.

표 5(b)-(c)는 성별구성효과와 양질의 일자리구성효과를 분해한 결과는 이를 명확히 제시한다. 모든 대도시지역에서 남성과 여성근로자 그리고 상용과 비상용근로자의 표준화 성장분은 상반된 방향성을 띠고 있

다. 또한 각 구성 내 개별 인자들의 영향력이 유사하여 상충하며, 구성효과(mix effect)는 낮은 기여를 보인다. 실제로 인천에서 남성과 여성의 구성에 따른 효과는 상충으로 인해 0.01%로 나타나며, 상용과 비상용근로자의 유사한 구성으로 -0.35%의 기여만 식별된다. 비교적 가장 큰 기여가 확인되는 울산에서도 두 구성효과의 영향력은 -2.0% 내외에 불과하다. 단, 실질적으로 각 인자의 기여가 무효하지는 않다.

더 중요한 점은 대도시지역을 대상으로 여성과 비상용근로자의 성장세가 뚜렷하게 일관된다는 것이다. 지난 20년간 7대 특·광역시에서는 상용근로자보다는 비상용근로자의 고용성장이 두드러졌으며, 비상용근로자 중에서는 여성의 고용성장이 더 가파르다(표 3). 그러나 이러한 원성장률은 타 영향 요인의 개입을 통제하지 못하며, 성장률의 표준화 과정을 통해서야 순수한 성장분을 도출할 수 있다. 결국, 남성과 여성 그리고 상용과 비상용 근로 간 뚜렷한 표준화 성장률의 대조는 비상용 근로와 여성의 고용성장이 무관하지 않

음을 시사한다.

5. 결론 및 시사점

본 연구는 국내 7대 특·광역시를 대상으로 네 번의 다요인분해분석을 적용해 지난 20년간(1996~2016년)의 고용성장을 분해하였으며, 이를 통해 지역별 고용성장에 대한 각 구성요소의 기여를 파악할 수 있었다. 분석결과를 바탕으로 다음과 같은 세 가지 결론을 도출할 수 있다.

첫째, 전반적인 성장세와는 달리 지역 간 고용성장을 격차가 식별되고 있다. 이러한 지역 간 고용성장 차이의 대부분은 지역효과와 산업구조효과에서 기인한다. 그러나 두 구성요소의 기여는 시간의 흐름에 따라 변화하고 있으며, 7대 특·광역시 전역을 대상으로 다음과 같은 경향성이 존재함을 파악할 수 있다. 지역효과가 지역 고용성장에 지배적인 영향을 미치고 있으나, 그 영향력이 감소하는 형태로 전개되고 있다. 반면, 산업구조효과는 영향력 자체는 지역효과보다 미약하지만, 2000년대 이후 꾸준한 경향성을 보이며 고용성장에 영향을 주고 있다. 결국, 지역 경쟁력이라는 힘의 구분이 약해질수록 지역 격차는 지역의 산업구조에 의해 견인되는 상대적인 힘의 격차로 설명될 가능성이 크다. 지역이 양호한 산업구조를 구축하기 위해 고려해야 할 산업군은 지역 간 산업구조효과의 차이를 설명했던 제조업, 생산자서비스업, 사회서비스업이다.

구체적으로는 전반적인 제조업 부분의 고용감소에 대응할 방안과 생산자 및 사회서비스업 부분의 산업을 유치하기 위한 노력이 요구될 것이다. 서울, 부산, 대구 등 과거 대표적인 제조업 도시는 큰 폭의 고용감소를 경험하고 있으나, 강조되어야 할 점은 부산과 대구의 쇠퇴가 단순히 제조업 쇠퇴에만 있지 않다는 것이다. 이들의 쇠퇴에는 오히려 고성장 산업으로의 전환 실패가 강조될 필요가 있다. 되려 인천과 울산에서 더 월등한 제조업 고용감소를 경험하고 있으며, 이는 원성장률에서와 극히 대조되는 부분이기도 하다. 대전과 광주에 애초에 제조업 특화가 이루어진 지역이 아니기

도 하며, 그 고용감소가 크게 두드러지지도 않는다. 이에 더해 서비스업 부문에 비교우위가 있어 양호한 산업구조효과를 보인다.

둘째, 지난 20년간 국내 대도시지역의 고용성장은 여성과 비상용근로자라는 특정 집단에 집중되고 있다. 이는 여성 대졸자의 증가에 따른 여성의 사회활동 증가와 노동시장 유연화 정책에 따른 불안정고용 증대의 결과로 볼 수 있다. 여성고용의 증가는 활용할 수 있는 노동 풀의 증가 및 형평성 향상이라는 결과를 낳은 바람직한 현상일 수 있다. 단, 비상용근로자의 고용성장이 말해주는 것은 과거 장기간에 걸친 고용성장이 질적 개선보다는 양적성장에 가깝다는 것이다. 더욱이 문제인 것이라면, 위계가 존재하지 않아야 할 성별과 종사상 위계가 분명한 양질의 일자리 변수라는 두 변수의 구성 내 특정 조합, 즉 여성과 비상용근로자의 조합에 대한 가능성이다.

국내 노동시장에서는 여성 노동력 활용의 중요성이 거듭 강조되고 있다.(금재호·윤자영, 2011; 김태홍 외, 2012; 오은진·김소연, 2021). 그러나 본 연구에서와 마찬가지로 여전히 비상용·비정규직과 같이 질적으로 낮은 고용에 여성 노동력이 집중되는 양상이다(금재호·윤자영, 2011; 김태홍 외, 2012). 이는 분명 정책적으로 관리 및 개선이 필요한 부분이다. 단, 여성고용의 양적·질적 수준 제고에서 본질적인 한계는 고용 주체가 개별 기업체라는 점이며(금재호·윤자영, 2011), 근래에는 일자리창출 규모 자체가 감소하고 있어 어려움이 가중되고 있다(김태홍 외, 2012). 따라서, 신규 고용 창출이라는 차원보다는 기존의 피고용자를 대상으로 한 근로환경의 개선작업이 더 현실적일 수 있다. 구체적으로는 모성보호제도⁷⁾ 등이 제안되고 있으며, 이는 일정부분 여성 경제활동의 안정화에 긍정적인 영향을 줄 것으로 보고된다(오은진·김소연, 2021).

마지막으로, 본 연구에서는 변이할당분석을 활용함으로써 인해 발생할 수학적 오류에 우려를 표한다. 보편적으로는 변이할당분석은 다요인분해분석보다 지역효과를 큰 값으로 추정하며(Ray, 1990; Lamarche et al., 2003; Bianchi et al., 2023), 이는 과도한 지역 경

쟁력으로 왜곡되어 해석될 가능성이 있다. 이러한 문제의 심각성은 지역 격차를 설명하는 주요한 두 가지 힘, 즉 지역효과와 산업구조효과의 조화에 있다. 과대 추정된 지역효과는 지역의 산업구조 분석의 정확성을 저해하며, 부정확한 문제 인식은 정책의 낮은 실효성으로 이어질 수밖에 없다. 지역과 산업의 집계 단위와 시점 간 불일치로 방법론 간 결과치를 명시적으로 비교하기에는 무리가 있다. 단, 인천과 울산은 다요인분해분석의 우수성을 입증하는 좋은 예시일 것이다(표 2, 표 4, 그림 2 및 3 참조).

주요 시사점은 다음과 같다. 거시적 차원에서는 지역 성장을 도모하기 위해 전반적인 산업구조의 전환과 개편이 요구된다. 전국적으로는 제조업 부문의 부흥을 고민해야 하며, 지역별로는 양호한 산업구조를 구축하기 위한 노력이 필요하다. 또한 고성장 산업 유지를 선행하여 고민하면서, 이를 기존의 주력산업과 연계할 방안을 모색해야 할 것이다. 반면, 미시적 차원에서는 개별 경제주체들의 질적 개선을 통해 생산성 향상을 꾀할 필요가 있다. 특히, 생산가능인구 감소라는 현실 앞에 여성의 경제활동 활성화는 분명한 지역의 경쟁요인이다. 실현할 수 있는 제도적 장치 중 하나는 임신과 육아 등으로 인한 경력단절 방지이며, 채용 아래 점진적 개선을 도모해야 할 것이다.

본 연구의 주요 한계는 다음과 같다. 우선, 다요인분해분석은 변이할당분석의 수학적 오류를 수정하고 있으나, 대안적 모형에 불과하다. 결국, 변이할당분석에 제기되는 모든 한계를 극복한 것이 아니기에 여전히 몇몇 문제들이 존재한다. 우선, 여전히 지역효과를 설명할 수 있는 이론적 근거는 없다. 지역의 고용성장에 대한 산업구조의 중요성이 커짐을 확인할 수 있으나, 여전히 지역효과가 더 큰 영향력을 행사하고 있다. 따라서 가장 중요한 구성요소에 대한 이론적·정책적 해석을 제공하기에는 한계가 있다. 또한 공간적 인접성을 고려하지 못한다. 도시 및 지역단위의 분석에서 공간적 접근의 중요성이 커지는 경향을 고려하면, 현상을 아주 잘 설명하고 있다고 말하기는 어렵다. 다만 이는 기술적인 부분으로 추후 모형의 확장으로 인한 개선의 여지가 있다.

향후 연구는 이러한 한계를 주목할 필요가 있을 것이다. 지역의 경쟁요인에 대한 설명을 위해 회귀분석을 연계하는 방식을 활용할 뿐만 아니라 공간계량모형을 이용하여 공간적 효과까지 고려한다면, 고용성장에 대한 더 다채로운 설명과 풍부한 해석이 가능할 것이다. 또한 다요인분해분석의 이점을 바탕으로 여타 변수를 활용할 수도 있다. 가령, 나이와 같은 변인은 본 연구에서 밝혀내지 못한 성별-양질의 일자리 조합에 대한 설명을 제공할지 모른다. 본 연구는 전술한 한계에도 불구하고 국내 대도시지역의 장기간 고용성장을 분해하여 세분된 영향요인을 식별하고 있으며, 향후 연구를 위한 방향성을 제공함으로써 의의가 있다.

주

- 1) 엄격한 관점에서 통근권을 고려한 도시(기능)권역이 노동시장의 특성을 보기에 가장 적합하나, 2005년 이후로 통계청에서 제시되고 있어 그 이전의 시점에서는 동질적인 지역단위로 보고 분석에 적용하기에 적합하지 않다.
- 2) 6) 1996년 12월 26일 광역시 승격이 법안이 통과되었으며, 이듬해인 1997년 7월 15일 울산광역시로 승격하였다. 단, 통계상 자료에서는 1996년 자료부터 울산광역시 단위로 집계되고 있다.
- 3) 양질의 일자리(Decent job or work) 요인은 지역의 성장과 무관하지 않다. 고용의 질 및 지적자원의 수준을 반영하는 양질의 일자리는 개별 사업체의 혁신과 생산성 향상으로 이어질 수 있다(박준규·허철무, 2022). 한 단계 더 나아가서는 지역차원의 경제 및 고용성장을 설명할 수 있는 요인으로 볼 수 있다. 더욱이, 최근의 기술진보와 경제충격 등으로 인한 일자리 양극화(job polarization)와 실업은 전 세계적인 이슈이다. UN에서도 SDGs를 발표하면서, 8번째 목표로 '양질의 일자리와 경제성장(Decent work and economic growth)'을 설정하며, 그 중요성을 인정하고 있다. 한국 역시 이러한 고용의 질 격차가 여전히 상당한 것으로 보고되며(통계개발원, 2023), 특히 본 연구에서처럼 장기간에 걸친 고용성장 분배에서는 고용 안정성이라는 차원이 주는 시사점이 적지 않다. 단, 양질의 일자리를 단편적으로 상용 또는 비상용근로자로 양분하여 파악하는 것에는 분명 한계가 존재할 수 있다.
- 4) 두 변인 다요인분해분석(Two-way MFP analysis)에서 지역과 산업의 얽힌 효과를 상호작용효과로 구분해낸 것처럼 네 변인 간 발생할 수 있는 모든 상호작용은 별도로 분리된다. 즉, 지역-산업, 지역-성별, 지역-양질의 일자리, 산업-

성별, 산업-양질의 일자리, 성별-양질의 일자리, 지역-산업-성별, 지역-산업-양질의 일자리, 지역-성별-양질의 일자리, 산업-성별-양질의 일자리, 지역-산업-성별-양질의 일자리의 11가지 상호작용 항이 생성된다(식 7의 ⑥ 참조). 따라서, 변이할당분석과 같이 서로 간의 영향 요인이 중첩되어 부정확한 결과 도출로 이어질 가능성은 희박하며, 이는 다요인분해분석(MFP) 사용의 장점 중 하나이다.

- 5) 동태적 다요인분해분석은 별도의 수식과 절차에 따라 계산하는 것이 아님을 명시하는 바이다. 단순히 시계열을 달리 하여, 누적적인(cumulative) 결과를 열거하는 방식에 불과하다. 선행된 문헌들에서 동태적 다요인분해분석(dynamic MFP)으로 명명하는 것에 합의가 이루어지고 있으나, 개념적으로는 다요인분해분석의 누적(계) 추이로 보는 것이 더 적절할 것이다.
- 7) 모성보호제도란 출산 및 육아 등을 이유로 휴가, 휴직, 근로시간 단축, 모성보호급여 등을 보장하는 제도이다(조보배, 2021).

참고문헌

고종환·주수현·박형호·정영호, 2012, 「부산지역 생산자서비스업의 일반균형 분석과 육성전략」, 한국은행 부산본부.

권영섭·임상연·구정은, 2008, 「미래 국토균형발전을 위한 다핵도시체계 확립과 육성 방안」, 국토연구원.

김영수·정준호·박창귀, 2016, 충남경제의 성장요인 및 회복력 분석, 「국토지리학회지」, 50(3), pp.323-338.

김주진, 2020, 변이할당분석을 이용한 지역산업구조 비교 분석: 전라남도과 전라북도 지역을 중심으로, 「지역개발연구」, 52(1), pp.53-74.

김태홍·양인숙·배호중·금재호·이상준, 2012, 「경제성장전략과 여성일자리(III): 여성고용구조와 정책과제」, 한국여성정책연구원.

금재호·윤자영, 2011, 「외환위기 이후 여성 노동시장의 변화와 정책과제」, 한국 노동 연구원.

모수원·최동오·이광배, 2016, 부산과 경남의 산업경쟁력: 입지계수와 변이할당분석, 「무역연구」, 12(5), pp. 309-323.

박준규·허철무, 2022, 양질의 일자리 요인이 근로자의 혁신 행동에 미치는 영향: 일·성장 균형의 매개효과 중심으로, 「경영컨설팅연구」, 22(6), pp.265-277.

변필성·김태환·김광익, 2005, 지역 경쟁력과 경제발전 간의 관계: 변이할당분석기법의 고용성장예의 적용을 토

대로, 「한국경제지리학회지」, 8(2), pp.267-284.

양영준, 2019, 동태적 변이할당분석을 이용한 제주특별자치도 산업구조특성 분석, 「한국융합학회논문지」, 10(8), pp.181-193.

오세준·양영준, 2020, 경기도 산업구조의 특성에 대한 동태적 변이·할당 분석, 「유라시아연구」, 17(3), pp.43-61.

오은진·김소연, 2021, 출산·육아기 모성보호제도 활용이 여성 경력단절에 미치는 영향, 「아시아여성연구」, 60(1), pp.163-208.

유범식·김성록·이종상, 2015, 변이할당분석을 이용한 충청남도 제조업의 변화와 전망: 회귀분석과 이차계획법의 적용, 「한국지역개발학회지」, 27(1), pp.165-183.

이광배·모수원·박정환, 2019, 변이할당분석과 입지계수를 이용한 광주광역시 제조업의 경쟁력 분석, 「산업경제연구」, 32(6), pp.2213-2229.

정준호, 2014, 산업별 고용성장의 공간구조와 일자리 창출전략. 이규용, 전병유, 임상훈, 정준호(편), 「한국의 지역 고용전략(II): 실행전략의 모색」, 한국노동연구원.

정준호, 2017, 고용성장의 지리적 패턴: 강원도 사례, 「사회과학연구」, 56(1), pp.61-90.

조보배, 2021, 모성보호제도의 법적 사각지대: 비정형 노동자의 돌봄권 보장을 위하여, 「여성연구」, 111(4), pp. 67-95.

최원준·차경수·이철용, 2023, 지역산업 성장요인에 관한 연구: 제조업을 중심으로, 「한국혁신학회지」, 18(3), pp. 69-88.

통계개발원, 2023, 「한국의 SDG 이행보고서 2023」, 통계청.

황상연, 2018, 인천 제조업의 노동생산성 변이할당분석, 「지역산업연구」, 41(2), pp.267-290.

Andrikopoulos, A., Brox, J., & Carvalho, E., 1990, Shift-share analysis and the potential for predicting regional growth patterns: Some evidence for the region of Quebec, Canada, Growth and Change, 21(1), pp.1-10.

Barff, R. A., & Knight III, P. L., 1988, Dynamic shift-share analysis, Growth and change, 19(2), pp. 1-10.

Bianchi, A., & Biffignandi, S., 2018, Employment growth by firm size during the recent crisis in Italy: A multifactor partitioning analysis, Growth and Change, 49(2), pp.314-338.

- Bielik, P., & Rajčániová, M., 2008, Shift-share analysis of employment growth-the case of the V4 countries, *Agricultural Economics*, 54(8), pp. 347-351.
- Bielik, P., & Rajčániová, M., 2008, Shift-share analysis of employment growth-the case of the V4 countries, *Agricultural Economics*, 54(8), pp. 347-351.
- Breathnach, P., Van Egeraat, C., & Curran, D., 2015, Regional economic resilience in Ireland: The roles of industrial structure and foreign inward investment, *Regional Studies, Regional Science*, 2(1), pp.497-517.
- Browning, H. L., & Singelmann, J., 1978, The transformation of the US labor force: the interaction of industry and occupation, *Politics & Society*, 8(3-4), pp.481-509.
- Dunn, E. S., 1960, A statistical and analytical technique for regional analysis, *Papers in Regional Science*, 6(1), pp.97-112.
- Esteban-Marquillas, J. M., 1972, I. A reinterpretation of shift-share analysis, *Regional and Urban Economics*, 2(3), pp.249-255
- Gabe, T. M., 2006, Growth of creative occupations in US metropolitan areas: A shift-share analysis, *Growth and Change*, 37(3), pp.396-415.
- Gardiner, B., Martin, R., Sunley, P., & Tyler, P., 2013, Spatially unbalanced growth in the British economy, *Journal of Economic Geography*, 13(6), pp.889-928.
- Houston, D. B., 1967, The shift and share analysis of regional growth: a critique, *Southern Economic Journal*, pp.577-581.
- Jones, P. S., 2012, Job creation and regional change under New Labour: A shift-share analysis, *Environment and Planning A*, 44(6), pp.1348-1362.
- Lagravinese, R., 2015, Economic crisis and rising gaps North-South: evidence from the Italian regions, *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 8(2), pp.331-342.
- Lamarche, R. H., Srinath, K. P., & Ray, D. M., 2003, Correct partitioning of regional growth rates: improvements in shift-share theory, *Canadian Journal of Regional Science*, 26(1), pp.121-144.
- Mulligan, G. F., & Molin, A., 2004, Estimating population change with a two-category shift-share model, *The Annals of Regional Science*, 38, pp.113-130.
- Nazara, S., & Hewings, G. J., 2004, Spatial structure and taxonomy of decomposition in shift-share analysis, *Growth and change*, 35(4), pp.476-490.
- Ray, D. M., 1990, Standardising employment growth rates of foreign multinationals and domestic firms in Canada: From shift-share to multifactor partitioning, *Multinational enterprises programme, Working Paper No. 62*, Geneva, Switzerland: International Labour Organization.
- Ray, D. M., Hall, P. G., & O'Donoghue, D. P., 2019, The elusive quest for balanced regional growth from Barlow to Brexit: Lessons from partitioning regional employment growth in Great Britain, *Growth and Change*, 50(1), pp.266-284.
- Ray, D. M., Lamarche, R. H., & Beaudin, M., 2012, Economic growth and restructuring in Canada's heartland and hinterland: From shift-share to multifactor partitioning, *The Canadian Geographer*, 56(3), pp.296-317.
- Ray, D. M., Lamarche, R. H., & MacLachlan, I. R., 2013, Restoring the "regional" to regional policy: A regional typology of Western Canada, *Canadian Public Policy*, 39(3), pp.411-430.
- Ray, D. M., MacLachlan, I., Lamarche, R., & Srinath, K. P., 2017, Economic shock and regional resilience: Continuity and change in Canada's regional employment structure, 1987-2012, *Environment and Planning A*, 49(4), pp.952-973.
- Rosenfeld, F., 1959, Commentaire: l'exposé de M. Dunn, *Economie Appliquée*, 12(4), pp.531-534.
- Thirlwall, A. P., 1967, A measure of the 'proper distribution of industry,' *Oxford Economic Papers*, 19(1), pp.46-58.

계재신청 2023.10.26

심사일자 2023.12.05

계재확정 2023.12.05

주저자: 박지한, 교신저자: 김동현