

인구이동이 인구재분포에 미치는 영향력의 시공간적 역동성 탐색: 우리나라 국내 인구이동에의 적용

이상일* · 이소영**

Exploring Spatiotemporal Dynamics of the Impact of Migration on Population Redistribution: A Case Study of Internal Migration in South Korea

Sang-Il Lee* · Soyoung Lee**

요약 : 본 논문의 주된 연구목적은 인구이동이 인구재분포에 미치는 영향력을 분석하기 위한 방법론적 토대를 공고히 하고, 그것을 바탕으로 우리나라 인구이동의 편향성 혹은 불균형성의 시공간적 역동성을 탐색하는 것이다. 방법론적인 측면에서, 인구이동 유효도 지수(MEI)가 순이동률(NMR)에 비해 보다 적절한 측도인 것으로 판단되었다. MEI는 NMR에 비해 측도로서의 타당도가 높으며, ‘소인구문제’로부터 상대적으로 자유롭고, 인구이동의 현재적 역동성을 파악하는데 상대적으로 유리한 것으로 평가되었다. 덧붙여 MEI는 NMR에 비해 스케일 확장성이 월등해 다중 스케일을 고려한 연구 프레임워크의 수립에 훨씬 유리한 것으로 판단되었다. MEI에 기반한 분석 프레임워크를 우리나라의 최근 25년간(1998~2022년)의 데이터에 적용하여 분석하였다. 연구 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전역 스케일의 분석 결과, 지난 25년간 전역적 MEI 값이 대략 5~10% 안에서 변동하는 경향을 보였으며, 특정한 시계열적 패턴을 보여주었다. 둘째, 지역별 스케일 분석의 결과, MEI가 NMR에 비해 인구이동의 역동성을 파악하는데 더 적절한 도구라는 사실이 입증되었다. 셋째, 지역-특수적 스케일 분석의 결과, 특별·광역시별로 매우 독특한 인구 교환 양상의 패턴이 드러났으며, 스케일 확장성이라는 측면에서 MEI는 NMR에 비해 월등하다는 사실이 입증되었다. 넷째, 지역간 스케일의 분석 결과, 인구이동 편향성이 두드러진 플로들이 확인되었다. 본 연구에서 제시된 연구 프레임워크는 다양한 방향으로 확장될 수 있는데, 집단 개별화 연구, 다변량 기법의 적용, 보다 작은 공간단위의 연구 등이다.

주요어 : 인구이동 유효도, 인구 재분포, 공간적 스케일, 순이동률, 스케일 확장성

Abstract : The main purpose of this paper is to solidify the methodological foundation for analyzing the impact of migration on population redistribution and to explore the spatiotemporal dynamics of migration unidirectionality or imbalance by applying it to Korean internal migration data. In terms of methodology, migration effectiveness index (MEI) was judged to be a more appropriate measure compared to net migration rate (NMR). It was evaluated that MEI is a more conceptually correct measure compared to NMR, is relatively free from the ‘small population problem’, and is relatively advantageous in grasping the current spatiotemporal dynamics of population movement. In addition, MEI has superior scale scalability compared to NMR, which is found to be much more advantageous in establishing a research framework considering multiple scales. An analysis framework based on MEI was applied to data from the last 25 years (1998-2022) in Korea and analyzed. The results of the study are summarized as follows. First, as a result of the global scale analysis, the global MEI

*서울대학교 사범대학 지리교육과 교수(Professor, Department of Geography Education, College of Education, Seoul National University, si_lee@snu.ac.kr)

**서울대학교 교육종합연구원 선임연구원(Senior Researcher, Center for Education Research, Seoul National University, sylee03051@gmail.com)

value has tended to fluctuate within about 5-10% over the past 25 years, showing a specific time series pattern. Second, the regional scale analysis has proven that MEI is a more appropriate tool for identifying the dynamics of current migration compared to NMR. Third, the region-specific scale analysis revealed a very unique pattern of population exchange by special and metropolitan cities, and proved that MEI is superior to NMR in terms of scale scalability. Fourth, as a result of the inter-regional scale analysis, some flows with marked unidirectionality were identified. The research framework presented in this study can be extended in various directions, including group disaggregated research, application of multivariate techniques, and research on smaller spatial units.

Key Words : Migration effectiveness, Population redistribution, Spatial scale, Net migration rate, Scalability

I. 서론

‘인구학적 균형 방정식(demographic balancing equation)’(Rowland, 2003) 혹은 ‘인구학적 계정 방정식(demographic account equation)’(Plane and Rogerson, 1994)은 한 지역의 인구 변동이 출산력, 사망력, 인구이동이라는 세 가지 요소의 상호작용을 통해 결정된다는 점(Rogers, 1995)을 간명하게 보여준다. 인구이동은 지역의 인구 규모 변화에 직접적인 영향을 끼칠 뿐만 아니라, 인구 구성에도 변화를 초래하여 결국 전출지와 전입지의 사망력과 출산력에도 변화를 야기한다(이상일·조대현, 2012). 이러한 과정을 제대로 이해하기 위해서는 한 국가를 하나의 다 지역 인구 시스템으로 보는 관점을 전지할 필요가 있다(Rogers, 1995; 2008; 2015). 국가는 인구이동을 통해 상호 연결된, 상대적으로 독립적인 하위 지역들로 구성되어 있고, “따라서 인구 연구의 핵심은 국가 전체 인구의 변동 양상이 아니라 인구이동을 통해 상호 연결되어 있는 다지역 인구들의 진화 과정이어야 한다.”(이상일·조대현, 2012; 이상일·김현미, 2022)

인구의 공간적 배열상에서의 변화를 인구재분포(population redistribution)라고 부를 수 있는데, 인구이동은 이러한 인구재분포의 주된 메커니즘이다(Stillwell *et al.*, 2001; Rees *et al.*, 2017). 총체적 인구 변동에서 인구이동이 차지하는 영향력이 상대적으로 큰 시기나 국가에서 인구이동은 인구재분포에서 지배적인 영향력을 갖는다. 인구재분포와 관련된 인구이동 연구는 전통적으로 국가 정주 체계 혹은 도시 체계의 발달에 대한 진화론적 모델과 관련되어 왔다(Zelinsky, 1971; Long, 1985). 즉, 사회적, 경제적, 인구학적 전환이 특정한 공간적 패턴을 보이는 인구이동의 흐름과 불가분의 관계를 맺고 있다는 논리이다. 그러나 최근의 관심은, 한 국가 인구 시스템 내에서 인구이동이 차지하는 영향력을 실증적으로 분석함으로써 인구 분포의 시공간

적 역동성을 보다 체계적으로 이해하고자 한다(Bell *et al.*, 2002; Rees *et al.*, 2017; Bell *et al.*, 2020).

그런데, 이러한 연구가 제대로 이루어지기 위해서는 다음의 두 가지 방법론적 사항에 대한 심도 깊은 이해가 선행되어야 한다. 첫째, 인구이동이 인구재분포에 끼치는 영향력의 정도를 측정하는 보다 적절한 지표가 무엇인가와 관련된 사항이다. 이러한 측면에서 MEI(migration effectiveness index, 인구이동 유효도 지수)와 NMR(net migration rate, 순이동률)의 차이를 이해하는 것은 매우 중요하다. 두 측도 모두 지역별 전출입이 보이는 불균형의 정도에 주목하지만, 인구이동 영향력의 서로 다른 측면을 측정한다(Stillwell *et al.*, 2000). 측도의 차이를 충분히 이해하고, 연구 과제에 따라 보다 적절한 측도를 사용하는 것이 무엇보다 중요하다. 둘째, 인구이동 영향력의 측도가 다양한 공간적 스케일(spatial scale)에 적용될 수 있는지와 관련된 사항이다. 이상일·이소영(2021)은 측도의 성격과 공간적 스케일을 결합하여 인구이동 관련 측도의 유형화를 시도한 바 있다. 인구이동 영향력 측도 역시 다양한 공간 스케일에 적용될 수 있는 유연성을 가져야 한다. 이러한 측면에서, MEI는 처음부터 지역별 스케일 뿐만 아니라 전역 스케일(시스템 유효도)과 지역 스케일(스트림 유효도)에 대해서도 제안되었고(Plane, 1984; 1994; Plane and Rogerson, 1994), 지역 스케일 측도인 NMR의 전역 스케일 버전인 ANMR(Aggregate Net Migration Rate, 합산순이동률)(Bell *et al.*, 2002) 역시 제안된 바 있다.

MEI 개념은 Thomas(1941)와 Shryock(1964)의 선구적인 연구에서 비롯된 것으로 알려져 있다(Plane and Rogerson, 1994; Plane, 1994). MEI를 이용한 인구 재분포에 대한 실증적 연구는 미국의 주간(inter-state) 인구이동 데이터에 대해 1990년대에 집중적으로 이루어졌다(McHugh and Gober, 1992; Plane, 1994; Miller, 1995; Manson and Groop, 1996). 최근에는 국가간 비교 연구(Stillwell *et al.*,

2000; Rees *et al.*, 2017; Bell *et al.*, 2020)와 한 국가를 대상으로 인구이동 영향력의 시공간적 역동성을 탐색하는 연구(Bonifazi and Heins, 2000; Fan, 2005; Drobne and Brešček, 2019; Stawarz and Sander, 2019; Kotsubo and Nakaya, 2022; Lomax, 2022)가 활발히 진행되고 있다. 우리나라의 MEI 관련 연구는 많지 않은데, 전역 수준과 시군구 수준의 시계열 분석을 시행한 연구(권상철, 2009; 장인수 등, 2020), 새로운 전역적 인구이동 영향력 지수를 제안하여 적용한 연구(이상림·오신휘, 2021; 이상림·임지혜, 2021) 등이 있다.

따라서 본 논문의 주된 연구목적은 인구이동이 인구재분포에 미치는 영향력을 분석하기 위한 방법론적 토대를 공고히 하고, 그것을 바탕으로 우리나라에서의 인구이동 편향성 혹은 불균형성의 시공간적 역동성을 탐색하는 것이다. 이를 위해 다음과 같은 하위 연구 과제를 설정한다. 첫째, 인구이동 영향력의 측도와 관련된 방법론적 정련화를 꾀한다. MEI와 NMR의 궁극적인 차이에 대한 심도 깊은 논의가 이루어진다. 또한 MEI 개념을 다양한 공간스케일에 적용하기 위한 개념적 토대에 대한 논의가 이루어진다. 둘째, 우리나라 1998-2022년 인구이동 데이터에 적용하여 인구이동 편향성 혹은 불균형성의 시공간적 역동성을 탐색한다. 전역 스케일(국가 수준) 뿐만 아니라 지역 스케일(시도, 시군구)의 분석도 시행함으로써 시공간적 역동성을 다각도로 분석한다.

II. 방법론적 정련화

1. 인구이동이 인구재분포에 미치는 영향력의 측정

인구재분포를 시간의 흐름에 따른 인구분포 상의 변화라고 폭넓게 정의한다면, 인구재분포는 사실상 출생, 사망, 인구이동 모두의 함수로 규정된다. 한 지역의 총체적인 인구 변동은 세 요소 모두에 의해 결정되기 때문에, 전체 인구의 공간적 배열 상에서의 변화 역시 그 세 요소 모두에 의해 결정된다. 그러나 많은 연구들은 주로 인구이동에 전적인 초점을 맞춘다. 그 이유는 크게 두 가지로 나누어 살펴볼 수 있다. 첫째, 인구재분포 개념은 기본적으로 인구 재위치라는 역동적인 과정을 전제한다. 인구재분포 개념이 대규모의 인구이동을 수반하는 도시화나 교외화

개념과 관련되어 발전해 왔다는 점이 이를 뒷받침해준다(Long, 1985). 둘째, 많은 국가들에서 인구 동태(출생과 사망)의 공간적 변동(spatial variation)이 감소하고 있는 추세인데, 이로 인해 인구이동의 중요성이 부각되는 측면이 있다(Stillwell *et al.*, 2001). 결국, 인구이동이라고 하는 인구 프로세스(원인)의 가장 직접적인 패턴(결과)은 바로 인구의 전위인 것이다.

그러나 인구재분포를 실질적으로 야기하는 것은 인구이동 그 자체가 아니라 인구이동의 분균형성 혹은 비대칭성이라는 점을 이해하는 것이 매우 중요하다(Long, 1985; Morrill, 1988). 모든 지역은 다른 모든 지역과 인구를 교환한다. 그런데 모든 지역쌍에서 인구 교환이 등량적으로 이루어진다면 인구 시스템 전체에서 인구재분포는 발생하지 않을 것이다. 즉, 지역 간에 인구 교환량 혹은 턴오버(turnover)의 규모 그 자체가 중요한 것이 아니라, 인구 교환의 일방성(unidirectionality) 혹은 편향성의 강도가 핵심이라는 것이다(Plane, 1994). 이러한 측면을 보다 정확히 묘사하기 위해 재분포라는 단어 대신 ‘순재분포(net redistribution)’라는 용어가 사용되기도 한다(McHugh and Gober, 1992). 방향에 따른 이동량의 차이가 큰 지역 간 이동 플로(flow)는 그렇지 않은 다른 이동 플로에 비해 인구재분포에 더 큰 공헌을 한다고 말할 수 있다. 유사한 방식으로, 전출과 전입 간의 차이가 큰 지역은 그렇지 않은 다른 지역에 비해 인구재분포에 더 큰 공헌을 한다고 말할 수 있다. 더 나아가 모든 지역 간 인구 교환이 보이는 총체적인 불균형성이 더 큰 인구 시스템은 다른 인구 시스템에 비해 인구이동의 영향력이 더 큰 시스템이라고 말할 수 있다.

이러한 인구이동의 불균형성, 혹은 인구 교환의 일방성 혹은 편향성과 가장 관련이 깊은 인구학적 개념이 바로 순이동(net migration)이다. 순이동은 전입(in-migration)과 전출(out-migration)의 차인데(Plane and Rogerson, 1994), 절댓값의 크기가 바로 인구이동의 불균형성 혹은 비대칭성의 지표가 된다. 그런데 순이동을 어떻게 표준화할 것인가가 측도의 성격과 타당성을 판단할 수 있는 가장 중요한 준거가 된다. 여기에서 순이동률(net migration rate, 이하 NMR)과 인구이동 유효도 지수(Migration Effectiveness Index, 이하 MEI)의 대조가 중요하다. 전형적인 지역 간 인구이동 O-D 매트릭스를 상정한다고 했을 때(이상일·이소영(2021)의 그림 1 참조), 가장 기본적인 지역별 인구이동 측도가 산출될 수 있고, 그 중의 하나가 NMR이다(Stillwell and Harland, 2010; 이상일·이소영, 2021).

$$NMR_i = \frac{IM_i - OM_i}{P_i} \times 100 = \frac{NM_i}{P_i} \times 100 \quad (1)$$

여기서 IM_i , OM_i , NM_i 는 i 지역의 전입, 전출, 순이동이고, P_i 는 해당 지역의 연앙인구이다. NMR은 한 지역의 순이동의 규모를 전체 인구 규모에 대한 상대적인 값으로 나타낸다. 즉, NMR은 한 지역의 순이동이 지역 전체의 인구 규모 변동에서 차지하는 영향력을 계측하는 것이다. 전출과 전입이 균형을 이루고 있다면 NMR의 값은 0이다.

이러한 NMR 개념에 대한 하나의 대안으로 제시되고 있는 것이 ‘인구이동 유효도 지수(Migration Effectiveness Index, MEI)’¹⁾라고 불리는 것으로, 다음의 수식에 의거해 주어진다(Plane, 1984; Plane, 1994; Plane and Rogerson, 1994; Stillwell *et al.*, 2000).

$$MEI_i = \frac{IM_i - OM_i}{IM_i + OM_i} \times 100 = \frac{NM_i}{GM_i} \times 100 \quad (2)$$

여기서 GM_i 는 총이동(gross migration)으로, 전입과 전출의 합계를 의미한다. MEI는 순이동이 총이동에서 차지하는 비중을 백분율로 나타낸 것으로, -100과 100 사이의 값을 갖는다. 전입과 전출이 동일하면 0, 전출은 없고 전입만 있는 경우라면 100, 거꾸로 전입은 없고 전출만 있는 경우라면 -100의 값을 갖는다. 그러므로 MEI는 인구이동의 일방성(Plane, 1994) 혹은 불균형성(Manson and Groop, 1996; Rees *et al.*, 2017)의 지표이다.

식 (1)과 식 (2)를 비교해 보면 NMR과 MEI의 차이는 오로지 분모에만 있다는 것을 알 수 있다. MEI의 개념을 보다 명확히 이해하기 위해 그림 1을 이용하고자 한다. 그림은 가상의 네 지역 A~D에서 발생한 서로 다른 전출입 양상을 보여주고 있는데(연앙인구는 동일한 것으로 전제), 화살

표는 인구이동의 방향을, 화살표의 굵기와 화살표 내 숫자는 이동량을 의미한다. 우선 그림 1의 A와 B를 비교하기로 한다. 이 경우는, 총이동은 200으로 동일하지만, 순이동은 B(100)가 A(0)보다 크다. 따라서 인구이동이 인구재분포에 미치는 영향은 B가 A보다 더 크다고 할 수 있다. 다음으로 C와 D를 비교하기로 한다. 이 경우는, 순이동은 50으로 동일하지만, 총이동은 C(300)가 D(150)보다 크다. 따라서 인구이동이 인구재분포에 미치는 영향은 D가 C보다 더 크다고 할 수 있다.

MEI과 NMR의 궁극적인 차이를 이 그림을 통해 설명하고자 한다. 우선, A와 B의 대조의 경우, 두 측도 사이에는 실질적 차이가 없다. NMR의 경우 연앙인구가 동일하고, MEI의 경우 총이동이 동일하기 때문이다. 분모의 규모가 다르기 때문에 NMR에 비해 MEI의 값이 더 크게 산출될 뿐, 인구이동이 인구재분포에 미치는 영향은 B의 경우가 A의 경우에 비해 더 크다고 하는 동일한 결론에 도달한다. 그런데, C와 D의 대조는 두 측도의 차이점을 잘 보여준다. NMR에 의거하면, 두 경우의 인구이동 영향력에는 아무런 차이가 없다. 이것은 D의 경우가 C의 경우에 비해 인구재분포에 대한 영향력이 더 크다고 하는 MEI의 결론과 배치된다. 이것은 MEI는 해당 지역의 인구 규모는 전혀 고려하지 않고 오로지 총이동 규모에 대한 순이동 규모의 상대적 크기만 계측한다는 점을 명확히 보여주고 있다. 이러한 측면은, 그림 1에 나타나 있는 인구 전출입 양상은 그대로 두고 A~D 지역의 연앙인구만 두 배로 증가한 상황을 상정하면 두 측도의 차이가 보다 선명하게 드러난다. 이 때 네 지역 모두 NMR은 절반으로 줄지만(a)는 0으로 동일), MEI의 값은 모두 동일하게 유지된다.

본 연구는 MEI가 NMR에 비해 인구이동이 인구재분포에서 갖는 영향력을 측정하는 보다 좋은 도구라고 주장하며, 다음의 세가지 근거를 제시하고자 한다. 첫째, MEI가

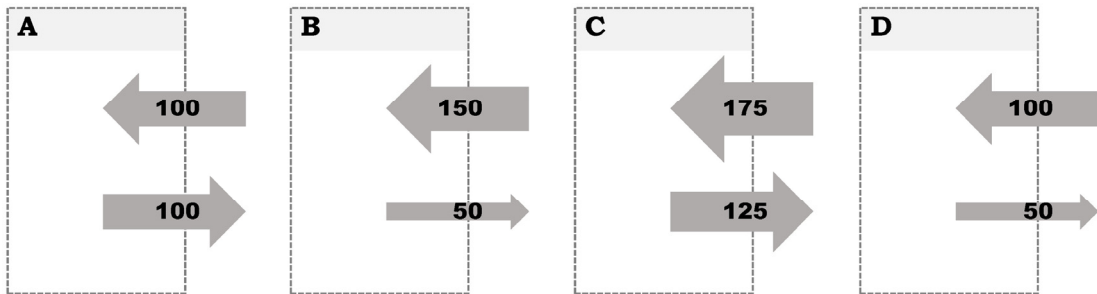


그림 1. 가상 지역(A~D)의 전출입 양상 비교(Rowland(2003)의 Figure 11.5를 수정함.)

NMR에 비해 보다 개념적으로 타당한 인구 측도이다. Rogers(1990)가 오래전에 지적한 것처럼, NMR은 개념적으로 올바른 인구학적 비율(rate) 측도가 아니다(Plane, 1994). 왜냐하면 분모가 분자를 위한 위험 인구(at-risk population)가 아니기 때문이다. 분모의 연앙인구는 분자의 한 부분인 전출의 위험 인구일 수는 있다. 그러나 또 다른 부분인 전입의 위험 인구일 수는 없다. 전입의 위험 인구는 인구 시스템 전체의 인구에서 해당 지역의 인구를 빼 값이어야 한다(Plane, 1994). 결국 NMR은 진정한 의미의 비율 측도가 아니다. 물론 MEI의 분모인 총이동이 분자인 순이동의 위험 인구라고 말하는 것은 아니다. 그러나 순이동의 규모는 전체 인구 규모보다 총이동의 규모에 보다 직접적인 영향을 받는다. 본질적으로, MEI는 비율 측도가 아니라 비(ratio) 측도로 제시된 것이다(Rowland, 2003).

둘째, MEI가 NMR에 비해 '소인구문제(small population problem)'로부터 상대적으로 자유롭다. 소인구문제란 경험 데이터로부터 비율(rate)을 산정하여 추정치로 사용하고자 하는 경우 분모가 너무 작으면 과대추정이 발생하여 통계적 신뢰성이 하락한다는 점을 지적하는 개념이다(Mu and Wang, 2008; Wang 2012; Chen, 2019). 이러한 문제는 주로 보건 통계와 관련하여 언급되지만, 인구학적 측도에서도 발생하는 것으로 지적되고 있다. 연앙인구가 매우 작을 경우 NMR이 극단적으로 높은 값을 보일 가능성이 있다는 점은 오래전부터 알려져 있었지만(Thomas, 1941; Plane, 1984), 이것이 소인구문제의 일종으로 순이동률의 과대추정 문제를 야기한다는 점은 상대적으로 최근에 알려진 것이다(Xu, 2014). 더 나아가 위험 인구가 너무 큰 경우에도 최종적인 지표가 너무 작은 값을 가지게 되어 전체적인 패턴에 아무런 영향력을 미치지 못하는 문제점 역시 나타날 수 있다. 모든 표준화 지수는 이러한 분모의 과소 혹은 과대 문제로부터 자유로울 수 없는데, MEI는 NMR에 비해 상대적으로 이러한 문제로부터 자유롭다고 말할 수 있다(Plane and Rogerson, 1994; Plane, 1994).

셋째, MEI가 NMR에 비해 인구이동의 해당 시점의 역동성을 파악하는데 상대적으로 유리하다. 이것은 분모가 연앙인구가 아니라 총이동이라는 점에 기인한 것이다. 우선, 앞에서도 언급된 것처럼, 순이동은 전체 인구보다 총이동과 보다 직접적인 관련이 있다. 이것은 전체적인 측도값을 보다 분자에 민감하게 만드는 역할을 한다. 연앙인구 속에는 또 다른 현재적 인구 프로세스인 출생과 사망도 함께 포함되어 있는 것이다. 결국, 이동의 총량 중 실질적인 인구

재분포를 일으키는 이동의 비중을 계산한다는 측면에서, MEI는 "인구이동의 방향성을 파악하기 위해 인구이동을 표준화하는 최선의 수단"(Plane, 1994)이며, 따라서 인구이동의 불균형성 혹은 비대칭성을 측정하는 보다 좋은 측도라고 말할 수 있다(Stillwell *et al.*, 2000; Rees *et al.*, 2017). 또한, 분자와 분모의 시점 일치도라는 측면도 있다. NMR의 분모인 연앙인구에는 과거에 발생한 인구이동의 누적적 결과가 모두 포함되어 있지만, MEI의 분모인 총이동은 해당 시점의 것으로 분자와 시점이 일치한다(Plane, 1984). 분모로 전체 인구를 사용한다는 것은 현재의 역동적 현상을 과거의 정태적 현상으로 정규화한다는 것을 의미한다. 이것은 NMR을 동일한 시점의 공간적 변동에 둔감한 측도로 만들 뿐만 아니라, 동일 지역에 대한 시간적 변동에도 둔감한 측도로 만든다. 결론적으로, MEI가 NMR에 비해 인구이동의 시공간적 변동에 보다 민감한 측도라 말할 수 있으며(Stillwell *et al.*, 2000), 인구이동 패턴의 변화를 체계적으로 분석하는데 훨씬 유리하다고 말할 수 있다(Plane, 1984).

2. 인구이동 유효도 지수의 스케일 확장성

이상일·이소영(2021)은 인구이동 연구에서 공간적 스케일 개념이 매우 중요하다는 점을 지적한 바 있다. 그것을 크게 두 가지로 정리할 수 있다. 첫째, 모든 인구이동 연구는 특정한 공간적 프레임워크 하에서 이루어지며, 그것은 전역 스케일과 지역 스케일을 설정하는 것과 결부되어 있다. 만약 지역 스케일이 다층적으로 규정된다면, 특정한 지역 스케일 하나를 선정할 수도 있고 다수의 지역 스케일을 동시에 고려할 수도 있다. 둘째, 모든 인구이동 관련 측도는 공간적 스케일에 의거해 크게 전역 스케일의 측도와 지역 스케일의 측도로 구분된다. 특히 후자는 다시 '지역별(by-regional)' 측도, '지역-특수적(region-specific)' 측도, '지역간(inter-regional)' 측도의 세 가지 하위 수준으로 세분화된다. 지역별 측도란 모든 지역의 개별 인구이동 특성을 보여주는 측도이고, 지역-특수적 측도는 특정 지역과 결부된 다른 모든 지역의 인구이동 특성을 보여주는 측도이고, 지역간 측도는 개별 지역쌍의 플로 특성에 대한 측도이다(이상일·이소영, 2021).

이런 관점에서 보면, 식 (2)에 나타나 있는 MEI 수식은 기본적으로 지역 스케일의 측도라 할 수 있다. 즉, 한 인구 시스템을 구성하고 있는 개별 지역에 귀속되는 측도로, 해

당 지역이 다른 모든 지역과의 인구 교환에서 보여주는 편향성 혹은 불균형성을 측정한다. 해당 지역의 전출과 전입 간의 차이가 크면 절댓값이 큰 MEI 값이 산출되고, 해당 지역이 인구 시스템 전체의 인구재분포에 큰 기여를 했다고 해석할 수 있다. 이러한 지역별 MEI로부터 공간적 스케일이라는 측면에서 확장의 가능성이 자연스럽게 연결된다. 즉, 인구 시스템 전체의 전역적인 인구이동 유효도 개념과 개별 지역쌍 플로별 인구이동 유효도 개념도 가능한 것이다. 인구 현상의 특정한 측면을 포착하는 측도가 다양한 공간 스케일에 대해 변용 적용될 수 있다면, 해당 측도의 ‘스케일 확장성(scalability)’이 양호하다고 할 수 있을 것이다. 따라서 여기서는 지역별 MEI 측도가 다른 공간 스케일의 인구이동 유효도를 측정하기 위해 확장될 수 있는지에 대해 다루도록 한다.

MEI의 스케일 확장성을 살펴보기 위해, 우선 상위 스케일로의 확장을 살펴보고자 한다. 이것은 Plane(1994)이 ‘시스템 유효도(system effectiveness)’라고 부른 것으로, 다음의 수식에 의거해 주어진다(Plane, 1984; 1994; Stillwell *et al.*, 2000).

$$MEI = \frac{\sum_i |IM_i - OM_i|}{\sum_i (IM_i + OM_i)} \times 100 = \frac{\sum_i |NM_i|}{\sum_i GM_i} \times 100 \quad (3)$$

전역적 MEI는 인구 시스템 전체의 인구이동의 불균형성 혹은 비대칭성을 요약해 주는데(Plane, 1984), 총이동 인구 중 순 인구재분포 인구의 비중을 백분율로 나타낸 것이다. 식 (2)에 나타나 있는 지역별 MEI가 -100에서 100사이의 값을 갖는데 반해, 전역적 MEI의 값은 0에서 100사이의 값을 갖는다. 모든 지역별 MEI의 값이 0이라면 전역적 MEI 값도 0이 되고, 모든 지역이 전출과 전입 중 한쪽 방향의 인구이동과만 관련되어 있다면(예를 들어 절반의 지역은 전출만, 다른 절반의 지역은 전입만) 100의 값이 산출된다. 모든 인구이동 플로가 일방적일 때 100의 값이 산출되는데 해석(Vias, 2010)은 잘못된 것이다. 한 지역과 다른 모든 지역 간의 인구이동 플로가 모두 일방적이어야 할 뿐만 아니라 그 일방성이 모두 전출 혹은 전입 하나와만 관련되어야 한다. 다시 말해, 어떤 지역은 전출지이기만 해야 하고, 다른 어떤 지역은 전입지이기만 해야 한다.

그런데, 전역적 MEI가 지역 스케일에 의존적이라는 점을 이해하는 것이 매우 중요하다. 예를 들어, 우리나라 2020년 총이동률(gross migration rate)의 경우, 시도 수준

에서는 4.9, 시군구 수준에서는 9.4, 읍면동 수준에서는 15.1로 다르게 계측된다(이상일·김현미, 2021; 이상일·이소영, 2021). 이처럼 전역적 MEI 값 역시 지역 스케일의 수준에 따라 다르게 나타날 가능성이 매우 크다. 이것은 측도의 공간 스케일 민감도, 더 나아가서는 MAUP(Modifiable Areal Unit Problem, 공간단위 임의성의 문제)(Openshaw, 1984; Fotheringham and Wong, 1991; Lee *et al.*, 2019; 이상일, 1999) 개념과도 연결되는 것으로, 중요한 방법론적 함의를 가진다. 전역적 MEI의 연구는 주로 국가 단위의 시계열 연구에 적용되어 왔고, 시간적 변동을 보여주는 그래프 등의 시각화 기법이 주로 사용되고 있다. 미국의 주 단위 연구(McHugh and Gober, 1992; Plane, 1994; Miller, 1995; Vias, 2010)가 대표적이는데, 시스템 유효도 변화 추이가 미국 전체의 경기 변동과 어떠한 관련성을 가지는지가 핵심적인 관심사였다. 흥미로운 것은, 둘 사이에 강한 음의 상관성이 있다는 연구 결과가 있는 반면(McHugh and Gober, 1992), 둘 사이의 음의 상관성의 강도는 실질적으로 낮다거나(Miller, 1995), 두 변수에 시차를 적용하면 오히려 강한 양의 상관성이 나타난다는 연구(Vias, 2010)가 존재한다. 영국과 오스트레일리아의 비교 연구(Stillwell *et al.*, 2000; 2001) 등이 있으며 우리나라도 유사한 연구가 있다(장인수 등, 2021).

식 (1)에 나타나 있는 지역별 NMR을 전역적 측도로 전환하려는 시도 역시 이루어졌다. ANMR(Aggregate Net Migration Rate, 합산순이동률)이 바로 그것인데, 다음과 같은 수식으로 주어진다(Bell *et al.*, 2002).

$$\begin{aligned} ANMR &= \frac{1}{2} \times \frac{\sum_i |IM_i - OM_i|}{\sum_i P_i} \times 100 \\ &= \frac{1}{2} \times \frac{\sum_i |NM_i|}{\sum_i P_i} \times 100 \end{aligned} \quad (4)$$

이것은 인구재분포를 실질적으로 야기하는 순이동의 규모가 전체 인구에서 차지하는 비중을 백분율로 표시한 것으로, 인구이동이 정주 체계 전체의 변화에 미치는 영향력을 측정한다. 모든 지역의 순이동에 대해 절댓값을 취하고 그것을 합산한다는 것은 인구 시스템 전체의 전출입량을 중복 계산하게 된다는 것을 의미하기 때문에 마지막에 2로 나눠줘야 한다. 식 (4)는 식 (3)에 의거해 다음과 같이 재정의될 수 있다(Rees *et al.*, 2017; Bell *et al.*, 2020).

$$ANMR = \left(\frac{1}{2} \times \frac{\sum_i GM_i}{\sum_i P_i} \times 100 \times \frac{\sum_i |NM_i|}{\sum_i GM_i} \times 100 \right) / 100$$

$$= CMI \times MEI / 100 \quad (5)$$

여기서 CMI(Crude Migration Intensity, 조이동강도)는 전역적 수준의 총이동률을 의미하는데, 전체 인구 중 해당 기간 동안 인구이동을 실행한 인구의 비중이다(이상일·이소영, 2021).²⁾ 이 수식이 말하는 것은, 인구이동이 야기하는 전체 시스템의 인구분포 상의 변화는 인구이동의 강도와 유효도의 결합 효과에 의해 결정된다는 사실이다. 인구이동의 강도가 높다고 하더라도, 즉, 지역간 인구이동량이 많다 하더라도, 유효도가 낮으면, 즉, 인구 교환이 등량적으로 이루어진다면, 전체적인 인구분포 상의 변화는 크지 않을 것이다. 역으로 인구이동 유효도가 높다 하더라도 인구이동의 강도가 낮다면 인구이동의 인구재분포에 대한 영향력은 낮을 것이다. 결국 인구이동의 강도와 인구이동 유효도가 동시에 높을 때, 인구이동이 인구재분포에 미치는 영향력은 극대화된다(Rees *et al.*, 2017; Bell *et al.*, 2020).

전역적 MEI가 지역별 MEI의 상위 스케일로의 확장이라면, 여기서는 하위 스케일로의 확장을 의미하는 지역간 MEI를 다루고자 한다. 이것은 Plane(1994)의 ‘스트림 유효도(stream effectiveness)’라고 부른 것으로, 다음의 수식에 의거해 주어진다(Plane, 1984; 1994; Stillwell *et al.*, 2000).

$$MEI_{ij} = \frac{Y_{ij} - Y_{ji}}{Y_{ij} + Y_{ji}} \times 100 = \frac{NM_{ij}}{GM_{ij}} \times 100 \quad (6)$$

여기서 Y_{ij} 와 Y_{ji} 는 각각 지역 i 에서 지역 j 로의 이동자수와 지역 j 에서 지역 i 로의 이동자수이다. 이것은 개별 지역쌍 수준에서의 인구이동 유효도를 측정하는 것으로, -100에서 100 사이의 값을 갖는다(Plane, 1984; McHugh and Gober, 1992; Vias, 2010). 두 지역 사이의 인구이동이 오로지 한 방향에서만 발생한다면 -100 혹은 100의 값이 산출되고, 두 지역 사이에서의 인구 교환이 완벽히 동등하게 발생한다면 0의 값이 산출된다.

세밀한 공간 스케일에서의 인구이동 유효도를 살펴보는 것은 매우 중요하다. 전역적 스케일과 지역별 스케일의 MEI 분석은 개별 플로가 가지고 있는 이질적 특성에 주목하지 않는다(Stillwell *et al.*, 2000). 지역별 MEI는 해당 지역과 다른 모든 지역과의 인구 교환 양상에 대한 평균적인

경향성만을 나타내며, 전역적 MEI는 지역별 MEI가 보여주는 공간적 변동을 일반화한다. 매우 상이한 플로의 조합이 동일한 지역별 MEI 값을 산출할 수 있고, 매우 상이한 지역별 MEI의 조합이 동일한 전역적 MEI 값을 산출할 수 있다. 지역간 MEI의 개념적 중요성에도 불구하고, 지역간 MEI의 값을 적극적으로 탐색하거나 분석에 활용한 연구는 많지 않다. 탐색의 측면에서는, 모든 플로를 동시에 표현하는 것이 불가능하기 때문에 높은 지역간 MEI를 보인 플로만 유선도(flow maps) 형태로 시각화하는 전략이 주로 사용된다(Plane, 1984; Stillwell, *et al.*, 2000; 이상일·이소영, 2021). 분석의 측면에서, 급격한 변동이 발생한 시점을 찾기 위해 지역간 MEI의 시점간 상관계수를 산출하는 전략이 주로 사용된다(McHugh and Gober, 1992; Miller, 1995; Vias, 2010). 인접 연도간 상관계수가 유난히 낮다면, 그 두 해 사이에 인구이동 측면에서 큰 변동이 발생했다고 해석하는 것이다. 또한 이러한 상관계수를 지역별로 계산해 특정한 시기에 큰 변동성을 보인 지역을 확인하는데 사용하기도 한다.

마지막으로, 지역-특수적 MEI의 가능성에 대해 논하고자 한다. 지역-특수적 측도는, 앞에서 언급한 것처럼, 특정 지역과 결부된 다른 모든 지역의 인구이동 특성을 보여주는 측도이다. 특정 지역을 고정시킨 상태에서 다른 모든 지역과의 지역간 MEI를 산출하는 것이므로, 식 (6)을 조금 변형한 다음의 수식을 제안할 수 있다.

$$MEI^*_j = \frac{Y_{*j} - Y_{j*}}{Y_{*j} + Y_{j*}} \times 100 = \frac{NM^*_j}{GM^*_j} \times 100 \quad (7)$$

이것은 MEI_{ij} 로 구성된 O-D 매트릭스에서 특정 행(*로 표시)만을 추출한 것이라 할 수 있다. 따라서 기본적으로는 식 (6)에 나타나 있는 지역간 MEI의 일부분이다. 그러나 여기에서 지역-특수적 MEI를 지역간 MEI와 분리하여 강조하고자 하는 것은, 인구 현상의 ‘공간 개별화(spatial disaggregation)’를 통해 “지역-특수적 인구 현상에 주목하는 것은 인구지리학에서는 선택이 아니라 필수”이기 때문이다(이상일·김현미, 2022).

이렇게 지역-특수적 관점을 취하는 것은 탐색적 측면에서 이점이 있다. 지역-특수적 유선도를 적극적으로 활용할 수 있다는 점도 있지만, 그보다 중요한 것은, 유선도 외에 코로플레스 맵(choropleth maps)이나 도형표현도(proportional symbol maps) 형태의 시각화가 가능하다는 점

이다. 식 (7)은 결국 특정 지역과 결부된 새로운 변수가 생성된다는 것을 의미하는데, 해당 지역을 제외한 다른 모든 지역이 변수값을 갖게 되기 때문에 이것을 이용한 시각화의 확장이 가능해진다. 이러한 전략은 O-D 매트릭스로부터 도착자-특수적 혹은 출발자-특수적 인구이동 비중 지도를 생성하는 것과 유사한 것이다(이상일·이소영(2021)의 그림 5와 그림 6 참조). 명시적으로 지역간 스케일의 MEI 연구라고 언급하지는 않았지만 몇몇 연구는 이 범주에 포함되는 것으로 간주할 수 있다. 주로 미국의 주 단위 연구가 이루어졌는데, 플로리다(Morrill, 1988), 텍사스(Plane, 1994), 캘리포니아(Manson and Groop, 1996)에 초점을 둔 연구들이 있다.

III. 우리나라 국내 인구이동의 분석

본 연구의 공간 프레임워크는 우리나라 전체를 전역 스케일로 하고, 지역 스케일로는 시도 수준과 시군구 수준을 동시에 고려한다. 시간 범위는 1998~2022년으로 총 25년간의 인구이동 데이터를 다룬다. 시작 시점을 1998년으로 한 것은, 데이터의 시공간적 일관성을 시군구 수준에서 최대한 확보할 수 있는 가장 이른 시점이 1998년이기 때문이다(인구이동 데이터의 시공간적 일관성의 중요성에 대해서는 Duke-Williams and Stillwell(2010) 참조). 지역별 전출입 데이터의 경우, 시도 수준에서는 1971년부터, 시군구 수준에서는 1995년부터 존재한다. 그런데 현재와 같은 229개의 시군구 단위 공간 체계(이상일·이소영, 2019)가 확립된 것은 1997년이고, 순이동률 계산에 필수적인 주민등록연앙인구가 시군구 단위로 존재하는 시작 시점은 1998년이다. 이러한 모든 점을 고려할 때 시군구 수준에서 최대한 시공간적 일관성을 확보할 수 있는 가장 이른 시점이 1998년이라고 판단한 것이다. 그러나 1998년 이전 연도의 측도값도 보완적으로 사용될 것이다.

본 연구에서 사용된 주된 데이터는 시도 및 시군구 수준의 국내인구이동통계와 주민등록인구현황(주민등록연앙인구)으로 모두 KOSIS(Korean Statistical Information Services, 국가통계포털)에서 구득한 것이다.³⁾ 1998~2022년間に 발생한 행정구역 변동의 영향력을 배제하기 위해, 모든 연도의 데이터를 2022년 12월 31일 현재의 행정구역에 맞추어 조정하였다. 이것은 인구이동 데이터의 통계적 분석 결과도 MAUP의 영향으로부터 자유로울 수 없다는

연구 결과(Stillwell *et al.*, 2018; Chatagnier and Stillwell, 2021; 김감영, 2011)를 최대한 반영하기 위한 조치이다.⁴⁾ 모든 분석과 시각화는 R 환경에서 수행되었다.

1. 전역 스케일 분석

우선 식 (3)에서 제시된 전역적 MEI에 의거한 인구이동 영향력의 변화 추이를 살펴보았다. 그림 2(a)는 1998~2022년 동안 시스템 MEI의 값이 어떻게 변화했는지를 시도 수준과 시군구 수준에서 보여주고 있다. 우선, MEI의 값의 수준에 대해 주목할 필요가 있다. 지난 25년간, 공간 수준에 관계없이, 전역적 MEI 값이 대략 5~10% 안에서 변동하는 경향을 보인다. 이는 각 연도별로 총 이동인구에서 실질적인 인구재분포를 야기하는 순이동인구의 비중이 5~10% 정도가 된다는 의미이다. 이정도 수준의 MEI는 과거 우리나라가 급격한 도시화를 겪던 시점과 비교하면 상당히 낮은 수준이라는 점을 우선 지적할 필요가 있다. 공간단위의 불일치 등의 문제로 본 연구에서는 제시되지 않지만, 시도 수준에서 MEI를 계산할 수 있는 가장 이른 연도인 1971년의 MEI는 32.7이었다. 그 이후 급격한 하락 경향을 보이지만 1970년대에는 15% 정도를 유지했고, 1980~1995년에도 대략 12~15% 정도를 나타냈다. 그러던 것이 1990년대 중후반 이후 10% 미만을 기록하고 있는 것이다.

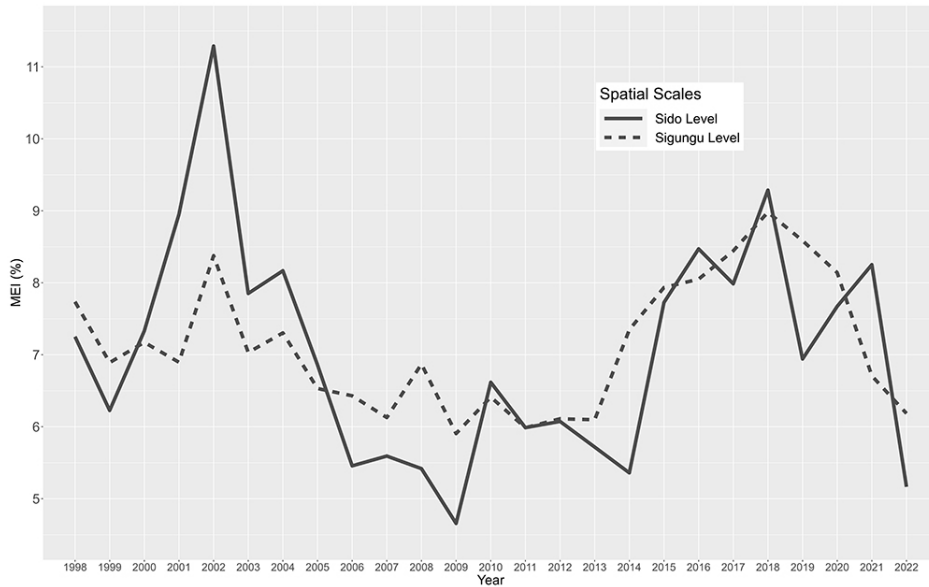
또한 그림 2(a)는 지난 25년 동안, 공간 수준에 관계없이, 특정한 시계열적 패턴이 존재함을 보여주고 있다. 즉, 2002년을 중심으로 한 2000년대 초반의 상승, 2000년대 중반에서 2010년대 중반에 이르는 대략 10년 간의 하락, 그리고 2010년대 중후반의 상승이 특징적으로 나타나고 있는 것이다. 2002년을 중심으로 한 상승은 세종특별자치시의 탄생과 수도권 2기 신도시의 건설과 직접적인 관련이 있다. 해당 지역으로의 편향적, 비대칭적 인구이동은 공간단위 수준에 관계없이 MEI 값의 상승을 이끌었을 것이다. 세종특별자치시가 시도 수준의 공간단위라는 점이 시도 수준에서의 2002년 피크가 시군구 수준에 비해 더 두드러지게 나타나는 이유인 것으로 보인다.

2000년대 중반에서 2010년대 중반의 하락 경향과 2010년대 중후반의 상승 경향은 수도권(특히 서울 외 수도권)의 인구 집중의 완화 및 반등 경향과 결부되어 있는 것으로 보인다. 1990년 이후의 지역별 인구 성장은 서울 외 수도권 지역의 일극적 성장으로 특징지어진다. 예를 들어 1990~1995년, 1995~2000년, 2005~2010년의 우리나라 전

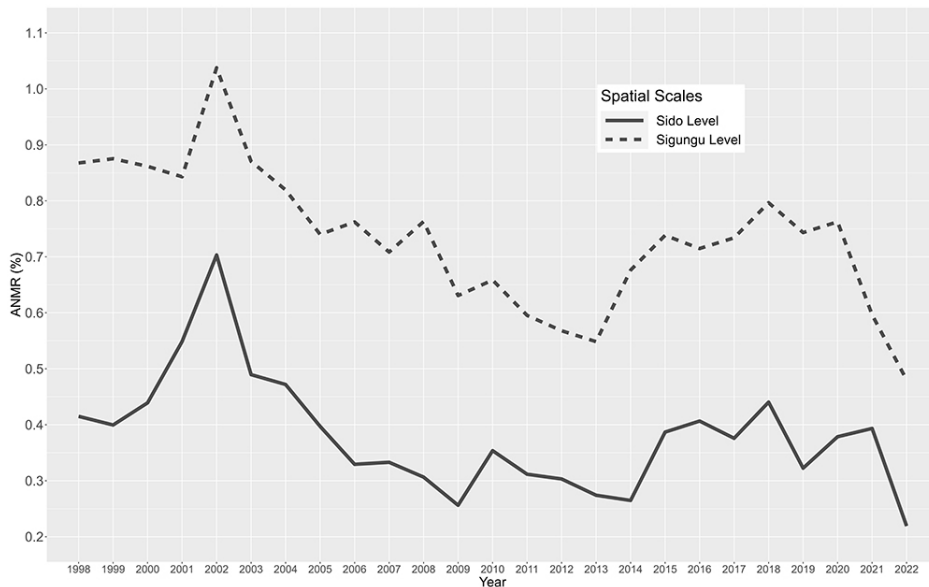
체 인구 성장에서 서울 외 수도권 지역이 차지하는 비중은 각각 133.8%, 98.3%, 130.1%였다. 이러한 일극적 성장이 2000년대 중반 이후 다소간 완화되는 경향을 보였는데, 2005~2010년과 2010~2015년의 비중이 각각 84.2%와 73.3%를 나타냈다. 그런데 이러한 완화 경향은 2015년 이후 재반등하는 경향을 보이는데, 2015~2020년의 비중이

143.2%에 달해 1990년대 초반의 비중을 능가하였다. 이러한 서울 외 수도권 지역의 인구 성장 일극화의 완화와 반등이 MEI에 투영되어 나타난 것으로 해석할 수 있다.

그림 2(b)에는 식(4)에 근거한 ANMR의 경향성이 나타나 있다. MEI와의 비교라는 측면에서 다음의 세 가지 정도를 언급할 필요가 있다. 첫째, ANMR은 인구이동이 인구재



(a) MEI의 경우



(b) ANMR의 경우

그림 2. 인구이동이 인구재분포에 미치는 영향력(1998~2022년)

분포에 미치는 영향력의 또 다른 측면을 포착한다. 시도 수준의 경우 0.2~0.7, 시군구 수준의 경우 0.5~1.0 정도의 분포를 보여주고 있는데, 이것은 인구재분포를 실질적으로 야기하는 순이동의 규모가 전체 인구에서 차지하는 비중이 대략 1% 미만이라는 점을 말해준다. 둘째, ANMR은 MEI와 유사한 시간적 경향성을 보여준다. 즉, 2002년을 중심으로 한 2000년대 초반의 상승, 2000년대 중반에서 2010년대 중반 기간 동안의 하락, 2010년대 중후반의 상승이 나타나고 있는 것이다. 이러한 경향성은 공간 수준에 관계없이 동일하게 나타나며, MEI의 시도 수준의 경향성과의 일치도가 높게 나타난다. 결국 시간적 변화 패턴이라는 측면에서 ANMR과 MEI 사이에는 큰 차이가 없는 것으로 판단된다.

그러나 MEI는 ANMR에 비해 다음의 두 가지 점에서 상대적으로 강점이 있는 것으로 보인다. 첫째, MEI가 ANMR에 비해 인구이동의 편향성을 측정하는데 훨씬 효과적이다. ANMR은 인구이동이 야기한 전체적인 인구분포 상의 변화에 초점을 맞추고 있기 때문에, 연도별 차이가 큰 의미가 없다. 2022년은 ANMR이 0.22%인데, 25년 전인 1998년도 겨우 0.42%이고, 인구이동의 영향력이 컸던 1970년대 초로 거슬러 올라가도 겨우 2% 내외이다. 인구이동의 편향성의 크기인 분자가 너무나 규모가 큰 분모에 묻히는 경향이 있다. 둘째, MEI가 ANMR에 비해 MAUP에 훨씬 저항적이다. 그림 2의 (a)와 (b)를 비교하면 이러한 측면을 손쉽게 발견할 수 있는데, MEI의 경우는 시도 수준과 시군구 수준 사이에 측도값의 수준이라는 측면에서는 아무런 차이가 없다. 이에 반해 ANMR의 경우는 모든 연도에서 시군구 수준의 ANMR이 시도 수준의 ANMR보다 높다. 이는 국제 비교 연구(Rees *et al.*, 2017)에서 밝혀진 사실에 정확히 부합하는 것일 뿐 아니라 시도 수준에만 집중된 다른 연구(Lee and Kim, 2020)의 한계를 보완할 수 있다.

그런데 MAUP에 저항적이라는 사실이 의미하는 보다 중요한 사실은 시간적 변동 패턴의 공간 수준간 일치도이다. 그림 2(a)에 나타나 있는 MEI의 두 공간 수준간 그래프 일치도는 그림 2(b)에 나타나 있는 ANMR의 두 공간 수준간 그래프 일치도에 비해 낮은 경향이 있다. 인구이동의 인구재분포에 대한 영향력이 공간 수준에 따라 다르게 발생하고, 그것의 차이를 탐색하는 것이 인구지리학의 관점에서 매우 중요하다는 점을 상기할 때, MEI가 MAUP에는 보다 저항적이면서 공간 수준에는 보다 민감하게 반응하는 특성이 MEI를 선호하게 하는 중요한 이유가 된다고 생

각한다. 그리고, 이러한 특성은 이후의 지역 스케일 분석에서 더욱 두드러질 것이다.

2. 지역 스케일 분석

지역 스케일의 분석은 시군구 수준에 집중하고자 한다. 앞에서 언급한 것처럼, 지역 스케일은 다시 지역별 스케일, 지역-특수적 스케일, 지역간 스케일로 세분화된다. 각각의 세부 스케일별 분석을 실시하였으며, 기존 연구와의 연결성을 위해 연도는 2020년을 선택했으며, 지역-특수적 스케일은 서울특별시와 부산광역시에 대한 분석에 집중하였다.

1) 지역별 스케일

그림 3은 2020년 우리나라 229개 시군구 공간단위에 대해 계산된 MEI와 NMR의 분포를 각각 보여주고 있다. 우선 그림 3(a)는 식(2)에 의거해 계산된 지역별 MEI이다. 앞에서 언급한 것처럼 지역별 MEI는 -100에서 100 사이의 값을 갖고, 부호는 순전입인지 순전출인지의 여부를 알려주며, 절댓값의 크기는 총이동에 대한 순이동의 상대적 크기를 나타낸다. 경기 김포시가 최댓값인 32.4을 보였는데, 이는 김포시의 전입(71,897명)과 전출(36,726명)을 합한 총이동(108,623명) 중 순이동(35,171), 즉 순전입이 차지하는 비중이 32.4%라는 의미이다. 즉, 김포시를 둘러싼 인구이동의 일방성이 그 정도 수준이라는 점이다. 이와는 반대로 경기 광명시가 최솟값인 -28.6을 보였는데, 이는 광명시의 전입(22,871명)과 전출(41,161명)을 합한 총이동(64,032명) 중 순이동(-18,290), 즉 순전출이 차지하는 비중이 -28.6%라는 의미이다. 그림 3(b)는 식(1)에 의거해 계산된 NMR이다. 경기 과천시가 최댓값인 8.0을 보였고, 경기 광명시가 최솟값인 -6.0을 보였다. 과천시가 최댓값을 보인 것은 전형적인 '소인구문제'의 예를 보여주는 것으로 판단할 수 있다. MEI에서 최댓값을 보였던 김포시가 두 번째로 높은 NMR을 보여주었고, 가장 낮은 값은 광명시와 동일하다는 측면에서는 두 지표 간의 일치도는 매우 높다고 할 수 있다. 실질적으로 그림 3(a)와 (b) 간의 피어슨 상관계수는 0.975로 극단적으로 높다. 이는 MEI의 분모인 총이동의 규모가 NMR의 분모인 연앙인구와 비례 관계에 있을 가능성이 매우 높기 때문이다.

그럼에도 불구하고, MEI가 현재 발생하고 있는 인구이동의 역동성을 파악하는데 보다 유리하다는 점에서 NMR

에 대한 상대적인 우위를 주장하고자 한다. 우선 인구가 증가하는 지역 중 대조적인 특성을 보이는 한 사례를 언급하고자 한다. 경기 의왕시와 강원 원주시의 NMR은 각각 1.51과 1.48로 거의 같고 순위도 229개 시군구 공간 단위 중 28등과 29등을 차지한다. 이것은 의왕시의 연앙인구(161,142명)가 원주시의 연앙인구(349,361명)의 절반 정도에 해당하고, 순이동이 2,439명과 5,161명으로 마찬가지로 절반 정도에 해당하기 때문이다. 즉, 인구 규모에 비례하여 순이동이 적기 때문에 유사한 NMR이 산출된 것이다. 그러나 의왕시와 원주시의 MEI는 각각 6.1과 10.6로 매우 큰 차이를 보이고, 등수도 34등과 22등으로 많은 차이를 보인다. 이는 두 도시의 총이동 규모가 의왕시(39,921명)와 원주시(48,907명) 사이에 엇비슷하기 때문이다. 즉, 총이동 규모는 비슷하고, 순이동은 연앙인구에 비례하여 의왕시가 절반 정도 수준이기 때문에 MEI의 값이 훨씬 작게 산출된 것이다. 인구이동이 해당 도시의 인구 성장에 미친 영향력은 거의 유사하지만, 인구이동의 편향성의 강도는 의왕시에 비해 원주시가 더 강하다고 말할

수 있고, 2020년의 시점에서 판단했을 때 인구이동이 해당 지역에서 갖는 의미는 의왕시보다 원주시에서 훨씬 더 크다고 말할 수 있다. 이와 유사한 사례로 경기 파주시, 의정부시, 충북 청주시, 경기 평택시, 제주시, 전남 순천시, 경기 남양주시, 강원 춘천시 등을 들 수 있다.

다음으로 인구가 감소하는 지역 중 대조적인 특성을 보이는 한 사례를 언급하고자 한다. 강원 태백시와 전남 장성군의 NMR은 각각 -2.27과 -2.25로 거의 같고 순위도 낮은 순으로 19위와 21위를 차지한다. 이것은 태백시의 연앙인구(42,288명)와 장성군의 연앙인구(44,715명)가 거의 같고, 순이동도 -952명과 -1,017명으로 거의 같기 때문이다. 다시 말해, 두 지역은 NMR에 의거해서는 인구이동 특성이 거의 동일한 지역이다. 그러나 태백시와 장성군의 MEI는 각각 -17.1과 -9.5로 매우 큰 차이를 보이고, 등수도 낮은 순으로 11위와 40위로 큰 차이를 보인다. 이는 두 도시의 총이동 규모가 태백시(5,572명)와 장성군(10,675명) 사이에서 크게 다르기 때문이다. 태백시는 전출입 규모는 장성군의 절반 수준임에도 불구하고, 순전출 규모가 엇비

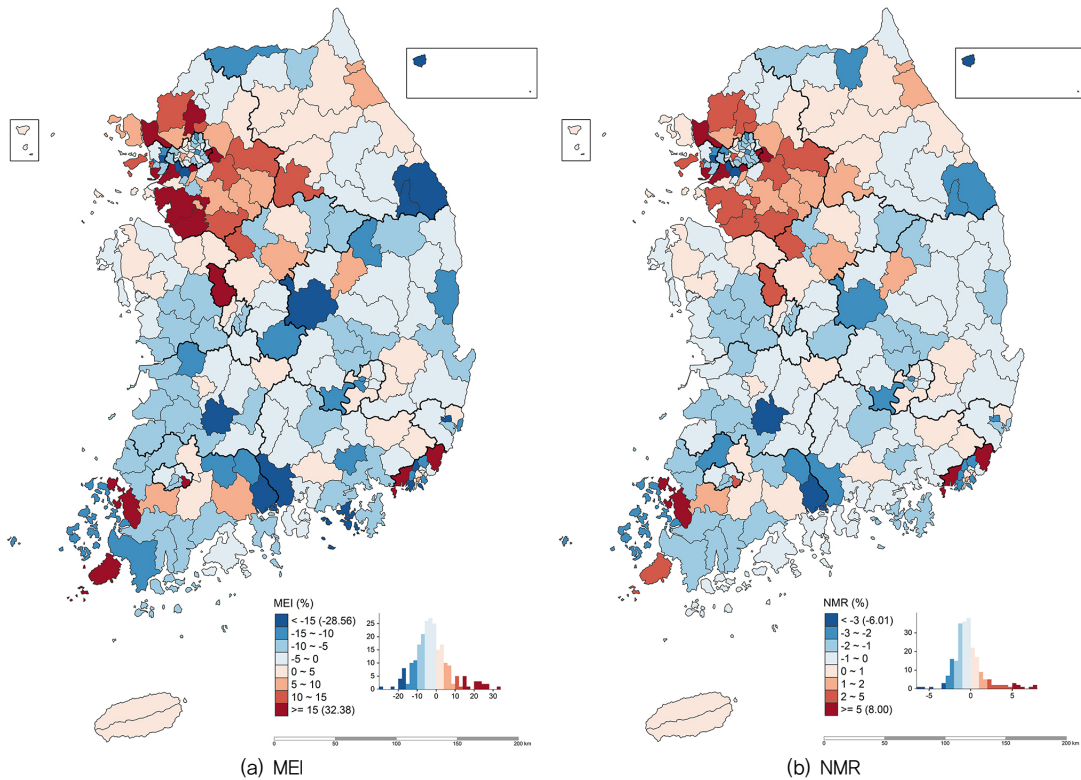


그림 3. 시군구별 MEI와 NMR의 분포(2020년)

숫하기 때문에 절댓값이 두 배나 큰 MEI를 나타낸 것이다. 인구가동이 해당 도시의 인구 감소에 미친 영향력은 거의 유사하지만, 인구가동의 편향성의 강도는 장성군에 비해 태백시가 훨씬 더 강하다고 말할 수 있고, 2020년의 시점에서 판단했을 때 인구가동이 해당 지역에서 갖는 의미는 장성군보다 태백시에서 훨씬 더 크다고 말할 수 있다. 이와 유사한 사례로 경남 통영시, 경북 상주시, 전북 익산시, 경북 영주시, 전남 해남군, 강원 삼척시 등을 들 수 있다.

이러한 측면은 향후 인구가동의 총량이 감소하는 경향이 지속된다는 점을 전제할 때 더 큰 의미를 가진다. 인구가 감소하는 지역의 순전출자는 감소하는 경향을 보일 수밖에 없다. 왜냐하면 인구 유출을 위한 기본 인구도 감소하기 때문이다. 만일 전체 인구도 감소하고 순전출량도 감소한다면, 어쩌면 NMR은 변화가 없을 수 있다. 더 극단적으로 전체 인구의 감소가 순전출이 아닌 자연감소에 의해 주도되어 전체 인구의 감소율이 순전출률을 상회할 경우, 해당 지역의 NMR의 절댓값은 감소할 수도 있다. 이 모든 것은 인구가동의 지역적 역동성을 탐색하기 위한 측도로서 NMR이 가지는 한계를 잘 보여준다. NMR은 인구 변동

의 다른 요소(자연 증감)의 영향에서 자유로울 수 없고, 순전히 인구가동만을 고려하는 MEI가 선호되어야 하는 충분한 이유가 되는 것이다.

2) 지역-특수적 스케일

그림 4는 식 (7)에 의거해 서울과 부산의 지역-특수적 MEI를 산출해 지도로 표현한 것이다. 그림 4(a)의 서울-특수적 MEI 지도에는 서울을 제외한 나머지 204개 시군구의 MEI 값이 나타나 있고, 그림 4(b)의 부산-특수적 MEI 지도에는 부산을 제외한 나머지 213개 시군구의 MEI 값이 나타나 있다(특별·광역시별 지역-특수적 공간단위 체계에 대해서는 이상일·김현미(2022) 참조). 우선 그림 4(a)의 서울-특수적 MEI 분포 패턴을 살펴보기로 한다. 만일 오로지 서울로의 전출만 있을 경우는 -100, 오로지 서울로부터의 전입만 있을 경우는 100, 서울과의 인구 교환이 등량적이라면 0의 값이 산출된다. 이렇게 보았을 때, 서울-특수적 MEI 분포는 매우 간명한 패턴을 보여준다. 즉, 수도권과 강원도의 대부분의 시군구는 순전입을 보이고, 나머지 지역의 대부분의 시군구는 순전출을 보인다. 서울-특수적

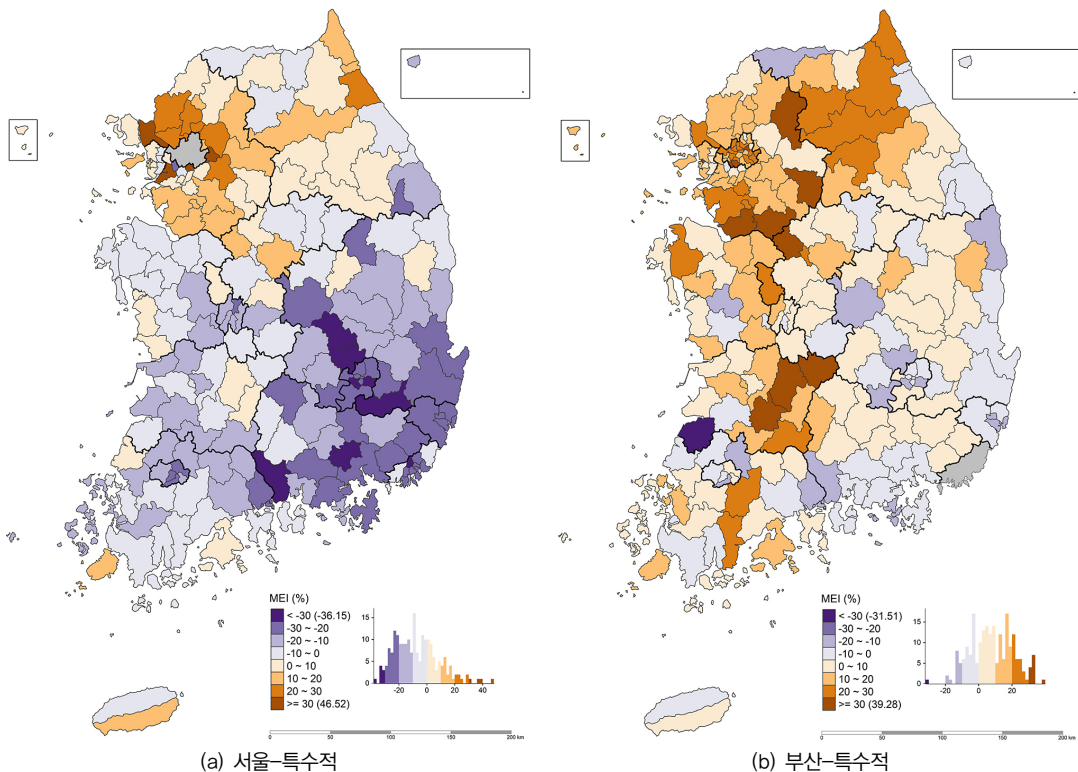


그림 4. 지역-특수적 MEI의 분포(2020년)

MEI 값이 높은 지역에는 경기 김포시(46.5), 시흥시(39.2), 하남시(36.3), 과천시(31.8) 등 주로 수도권 지역이 포함되고, 서울-특수적 MEI 값이 낮은 지역에는 부산 북구(-36.2), 경북 칠곡군(-33.7), 경남 하동군(-33.6), 대구 달서구(-33.2), 경북 청도군(-32.2), 경남 함안군(-30.4), 대구 수성구(-30.4), 경북 구미시(-30.2) 등 경상권 지역이 주로 포함된다. 서울의 입장에서 보면, 먼 지역(경상권)에서 인구를 얻어 가까운 지역(수도권)에서 잃는 상황이다.⁵⁾

그림 4(b)에 나타나 있는 부산-특수적 MEI 지도는 매우 다른 패턴을 보여준다. 우선 부산과의 인구 교환에서 순전입을 보이는 시군구가 순전출을 보이는 시군구에 비해 월등히 많다(총 213개 시군구 중 153개). 부산-특수적 MEI 값이 높은 지역 중 이동량이 비교적 많은 지역에는 서울 금천구(39.3), 경기 평택시(33.8), 인천 동구(33.3), 서울 관악구(32.8), 서울 동대문구(32.6), 경기 안성시(31.1) 등 주로 수도권 지역이 포함된다. 부산-특수적 MEI 값이 가장 낮은 지역은 전북 고창군(-31.5)인데, 다소간 예외적인 경우인 것으로 보이고, 이외에 -20 미만의 MEI를 보인 시군구는 전무하다. 대구 수성구(-19.1), 경남 통영시(-18.7), 울산 중구(-17.4), 광주 남구(-13.8), 경남 하동군(-13.7), 울산 남구(-13.7) 등이 상대적으로 낮은 MEI를 보여주었는데, 주로 부산과 가까운 시군구 들이다.

이 지역-특수적 MEI는 왜 MEI가 NMR보다 더 우월한 측도인지를 극명하게 보여준다. 지역-특수적 스케일과 다음에서 다룰 지역간-스케일에서는 MEI와 쌍을 이루는 NMR 관련 측도가 존재하지 않는다. NMR에 기반할 경우 순이동을 표준화하기 위해 연앙인구를 사용해야 하는데, 개별적인 지역쌍 수준까지 내려갔을 때 어느 지역의 연앙인구를 사용해야 하는지, 둘 다를 사용해야 하는지 선택하기 어렵고, 비록 선택을 했다 하더라도 그렇게 만들어진 측도의 가치를 정당화하기도 어렵다. 결국, 인구이동의 편향성 혹은 불균형성의 측정이라는 목적 하에 모든 스케일에 일관적으로 적용할 수 있는 측도의 클래스를 만들 수 있는냐의 여부, 즉 스케일 확장성이라는 측면에서 MEI는 NMR에 비해 월등한 우위에 있다고 말할 수 있다.

3) 지역간 스케일

식 (6)에 의거해 모든 지역쌍에 대해 MEI를 산출하면 가장 낮은 지역 스케일에서의 분석을 행할 수 있다. 여기에서는 시군구 수준과 시군 수준을 분리하여 다루고자 한다. 시군 수준이란 시군구 수준을 기본으로 하여 특별광역시

의 구군 경계를 없앤 것이다(이상일·이소영, 2019). 즉, 특별·광역시에 대해서는 시도 수준을, 나머지 지역에 대해서는 시군구 수준을 적용하여 결합한 것이다. 이 시군구 수준이 중요한 것은 인구이동 연구의 맥락에서는 통상적으로 사용되는 시군구 수준보다 활용성이 더 큰 경우가 많기 때문이다(이상일·김현미, 2021; 2022; 이상일·이소영, 2021).

그림 5(a)는 시군구 수준의 플로 MEI를 나타낸 것이다. 시군구 공간단위에는 모두 52,212개(229×228)의 방향적 지역쌍이 존재하지만, 플로 MEI의 관점에서는 그 절반에 해당하는 지역쌍만 고려하면 된다. 전체의 7.5%에 해당하는 지역쌍은 한 방향의 플로는 있으나 반대 방향의 플로는 없으며, 3.6%의 경우는 쌍방향 모두 플로가 없다. 결국 11.1%의 지역쌍은 최소한 한 방향으로의 플로가 0이며, 양방향 모두 플로가 없는 3.6%의 경우는 지역간 MEI가 산출되지 않는다. 전체의 10.1%에 해당하는 지역쌍이 완전한 균형을 보이며(MEI = 0), 14.7%의 지역쌍이 100 혹은 -100의 극단적인 편향성을 보인다. 그림 5(a)는 개별적인 MEI를 계산하고, 그 중 MEI 값이 25 이상이면 어느 정도의 규모(총이동 1,000 이상)를 보이는 플로만을 나타낸 것이다. 모두 91개의 지역쌍이 기준을 만족하였는데, 50 이상의 극단적인 MEI를 보인 플로는 경기 광명시에서 시흥시(64.9), 서울 강서구에서 경기 김포시(63.4), 경기 부천시에서 시흥시(61.6), 서울 구로구에서 시흥시(60.2), 서울 금천구에서 경기 시흥시(59.5), 경기 부천시에서 김포시(56.9), 경기 광명시에서 김포시(56.1), 서울시 구로구에서 경기 김포시(54.3), 경기 광명시에서 부천시(54.1), 인천 계양구에서 경기 김포시(53.3), 인천 부평구에서 경기 김포시(53.2), 서울 송파구에서 경기 하남시(51.7) 등 대부분 수도권 내 시군구간에서 발생한다. 이외에 부산 내 시군구간, 세종과 대전의 개별 구간, 그리고 나머지 국지적인 차원의 흐름이 관찰된다.

그림 5(b)는 시군 수준의 플로 MEI를 나타낸 것이다. 시군 공간단위에는 모두 26,082개(162×161)의 방향적 지역쌍이 존재한다지만, 플로 MEI의 관점에서는 그 절반에 해당하는 지역쌍만 고려하면 된다. 전체의 10.8%에 해당하는 지역쌍은 한 방향의 플로는 있으나 반대 방향의 플로는 없으며, 5.8%의 경우는 쌍방향 모두 플로가 없다. 결국 16.5%의 지역쌍은 최소한 한 방향으로의 플로가 0이며, 양방향 모두 플로가 없는 5.8%의 경우는 지역간 MEI가 산출되지 않는다. 전체의 13.1%에 해당하는 지역쌍이 완전한 균형을 보이며(MEI = 0), 22.2%의 지역쌍이 100 혹은

-100의 극단적인 편향성을 보인다. 그림 5(b)는 그림 5(a)와 동일한 기준을 만족하는 플로만을 추출하여 나타낸 것이다. 그림 5(b)는 시군 단위가 시군구 단위에 대해 가지는 상대적 강점을 잘 보여준다. 즉, 인구가동에서의 서울 혹은 수도권은 일극성이 보다 잘 표현되는 것이다. 모두 80개의 지역쌍이 기준을 만족하였는데, 50 이상의 극단적인 MEI를 보인 플로는 그림 4(a)에 나타난 시군구 수준의 극단적인 플로 중 서울의 구와 결부된 흐름을 제외한 것이 여기에 해당한다. 그림 5(b)가 5(a)에 비해 가지는 강점은 특별·광역시간 그리고 특별·광역시와 다른 시군과의 관련성을 파악할 수 있다는 것인데, 서울에서 경기 김포시(46.5), 서울에서 경기 시흥시(39.2), 대구에서 경기 평택시(38.3), 대구에서 경기 화성시(36.5), 인천에서 경기 김포시(36.4), 서울에서 경기 하남시(36.3) 등이 높은 값을 나타냈다.

IV. 결론

본 논문의 주된 문제 의식은 인구가동이 인구재분포에 미치는 영향력의 시공간적 역동성을 탐색하는데 가장 적절한 측도가 무엇인가와 관련된 것이었다. 이러한 방법론적 질문에 해답을 구하기 위해 MEI와 NMR의 본질적인 차이에 대한 심도 깊은 논의를 하였다. 그 결과 MEI가 NMR에 비해 상대적인 우위에 있는 것으로 판단되었다. 첫째, MEI가 NMR에 비해 보다 개념적으로 타당한 인구 측도이다. NMR은 비율(rate)의 개념으로 사용하기 위한 위험 인구의 정의가 잘못되어 있는데 반해, MEI는 기본적으로 비(ratio)의 개념으로 제시된 것이며, 분자와 분모가 보다 직접적으로 연결되어 있다. 둘째, MEI가 NMR에 비해 '소인구문제'로부터 상대적으로 자유롭다. 소인구문제는 기본적으로 측도의 분모가 작을 때 발생하는데, NMR은 이러한 문제에 취약한 반면, MEI는 상대적으로 강건하다. 셋째, MEI가 NMR에 비해 인구가동의 시공간적 역동성을 파악하는데 상대적으로 유리하다. MEI는 NMR에 비해 동일 시

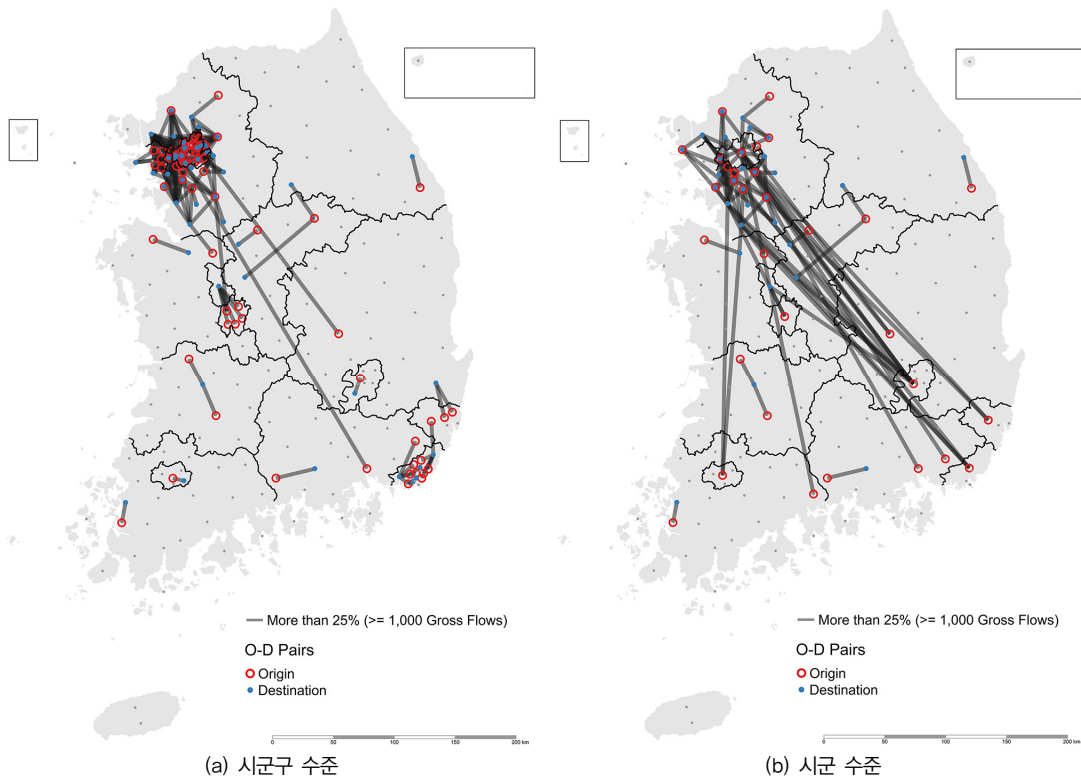


그림 5. 지역간-스케일 MEI의 분포(2020년)

점의 공간적 변동에 더 민감하고, 동일 공간의 시간적 변동에 더 민감하다. 여기에 덧붙여 MEI는 스케일 확장성이라는 측면에서도 큰 이점이 있다. 결국 인구이동이 인구재분포에 미치는 영향력의 시공간적 역동성을 다양한 공간스케일에서 파악하는데 MEI가 NMR 보다 우위에 있다는 결론을 내릴 수 있다.

MEI에 기반한 분석 프레임워크를 우리나라의 최근 25년간(1998~2022년)의 데이터에 적용하여 분석하였다. 크게 전역 스케일과 지역 스케일로 나누어 진행하였으며, 지역 스케일은 다시 지역별 스케일, 지역-특수적 스케일, 지역간 스케일로 세분화하였다. 연구 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전역 스케일의 분석 결과, 지난 25년간 전역적 MEI 값이 대략 5~10% 안에서 변동하는 경향을 보였으며, 특정한 시계열적 패턴을 보여주었다. 즉, 2000년대 초반의 상승, 2000년대 중반에서 2010년대 중반까지의 하락, 2010년대 중후반의 재상승이 나타났다. 전역적 분석의 결과는 MEI가 ANMR에 비해 인구이동의 편향성을 측정하는데 훨씬 효과적이며, MAUP에 훨씬 저항적이라는 사실을 잘 보여주었다. 둘째, 지역별 스케일 분석의 결과, MEI와 NMR의 공간 분포 간의 높은 일치성에도 불구하고, MEI가 NMR에 비해 현재 발생하고 있는 인구이동의 역동성을 파악하는데 더 적절한 도구라는 사실은 입증되었다. 셋째, 지역-특수적 스케일 분석의 결과, 특별·광역시별로 매우 독특한 인구 교환 양상의 패턴이 드러났으며, 스케일 확장성이라는 측면에서 MEI는 NMR에 비해 월등하다는 사실이 입증되었다. 넷째, 지역간 스케일의 분석 결과, 인구이동 편향성이 두드러진 플로들이 확인되었는데, 시군구 수준에서는 대부분 수도권 내 시군구간 플로가 두드러졌으며, 시군 수준에서는 서울 혹은 수도권의 일극성이 보다 잘 드러났다.

본 연구의 가장 큰 한계는 드러난 패턴을 인구 변동의 보다 거시적인 프로세스와 연결하여 설명하려는 시도를 하지 않았다는 점이다. MEI의 시간적 패턴은 해당 국가의 경기 변동과 관련되어 있고(McHugh and Gober, 1992; Plane, 1994; Miller, 1995; Vias, 2010), 2020년 이후는 코로나바이러스 감염증(COVID-19)의 영향도 분명히 반영되어 있을 것이다. 이에 대한 보다 심층적인 분석이 이루어질 필요가 있다. 또한 본 연구가 옹호하고 있는 MEI 기반의 연구는 다소 인구수에 집착하여 인구 구조의 중요성을 간과하는 측면이 있다. 등량적인 인구 교환은 MEI에서는 아무런 주목을 받지 못하는데, 만일 교환의 성별·연령별 구

조가 다르다면 해당 지역의 인구 구조에 변화가 야기되었을 것이다. 인구이동은 인구 수 뿐만 아니라 인구구조에서의 변화도 야기한다는 점은 절대로 간과되지 말아야 한다(Shryock, 1964).

MEI를 활용한 인구이동 연구는 다양한 방향으로 확장될 필요가 있다. 이와 관련하여 세 가지 사항을 지적하고자 한다. 첫째, 전체 인구에 초점을 맞추는 것에서 벗어나, 성별·연령별로 집단 개별화된 MEI 연구를 수행할 필요가 있다(Plane, 1992; Plane and Rogerson, 1994; Stillwell *et al.*, 2001; 김감영, 2010; 이상일·김현미, 2022). 전체 인구에 대한 MEI가 큰 의미가 없다 하더라도 특정 인구 집단에서는 유의미한 MEI가 나타날 수도 있다. 둘째, MEI에 기반한 다변량 기법의 적용 가능성을 타진할 필요가 있다. 지역의 연도별 MEI를 바탕으로 군집분석을 실행하여 지역구분을 행하는 연구(Morrill, 1988; Manson and Groop, 1996; Vias, 2010)가 전형이 될 수 있다. 셋째, 보다 작은 공간단위로 MEI 연구를 확장할 필요가 있다. 특히 도시 내부스케일(읍면동 수준)의 연구는 전세계적으로도 사례를 찾을 수 없다(우리나라의 도시내 읍면동 수준 인구이동 연구의 최근 예로 조대현(2020) 참조). 미국의 경우, 주가 아닌 카운티 단위의 연구는 존재하지만(Ambinakudige and Parisi, 2017; DeWaard *et al.*, 2020), 센서스 트랙트(census tract)와 같은 작은 공간단위에 대한 연구는 전무하다(대도시권 내 스케일에 적용된 예외적인 연구로 Ambinakudige *et al.*(2017) 참조). 본 연구가 MEI를 활용한 다양한 지리학적 분석을 진작하는데 기여하기를 기대한다.

註

- 1) 본 논문에서 사용하고자 하는 ‘인구이동 유효도(migration effectiveness)’(Manson and Groop, 1996; Stillwell *et al.*, 2000; Rowland, 2003)라는 명칭은 다른 유사한 용어에 대한 대표로 사용하고자 한다. 다른 용어로 ‘인구이동의 인구학적 효율성(demographic efficiency)’(Plane, 1984), ‘인구이동 효율성(migration efficiency)’(McHugh and Gober, 1992), ‘인구이동의 인구학적 유효도(demographic effectiveness of migration)’(Plane, 1994; Plane and Rogerson, 1994) 등이 있다. 또한 번역어로 ‘인구이동 영향력’(이상일·이소영, 2021)과

‘인구이동 효과성’(우해봉 등, 2020; 장인수 등, 2020; 이상림·임지혜, 2021) 등이 사용되고 있지만, 이 용어를 제안하고자 한다. 그리고 측도로서는 ‘인구이동 유효도 지수’라는 표현을 사용하고자 하는데, 측도의 성격을 고려할 때는 ‘인구이동 유효비(ratio)’가 보다 적절하지만(Rowland, 2003), ‘지수(index)’라는 표현이 보다 빈번히 사용되기도 하고(Stillwell *et al.*, 2000; Bell *et al.*, 2002), 뒤에서 논의할 측도의 스케일 확장성과 관련하여서는 보다 적절하다고 판단하였다.

- 2) CMI 혹은 전역적 총이동률은 $\frac{GM}{P} \times 100$ 의 수식으로 주어지는데(Bell *et al.*, 2020; 이상일·이소영, 2021), $\sum_i P_i = P$ 이고 $\frac{1}{2} \times \sum_i GM_i = GM$ 이기 때문에 수식이 성립한다.
- 3) 시도 및 시군구별 전출입 데이터와 주민등록연앙인구 데이터는 KOSIS의 [국내통계]-[주제별 통계]-[인구] 항목에서 다운로드하였고, 시도 및 시군구 간 O-D 데이터는 [온라인간행물]-[인구]-[국내인구이동통계] 항목에서 다운로드하였다.
- 4) 1998년 이후 발생한 행정구역 변동의 대부분은 군의 시 승격(화성시, 광주시, 양주시, 포천시, 당진시, 여주시) 혹은 기존 시와 군의 통합(제주시, 서귀포시, 청주시) 혹은 기존 시들의 통합(창원시)이어서 행정 경계의 일관성을 유지하는데 큰 어려움이 없다. 그러나 가장 중요한 사건은 2012년 7월 1일의 세종특별자치시의 탄생인데, 연기군 전체에 공주시 일부와 청원군 일부를 통합하여 조성된 것이므로 복잡한 행정 경계의 변동이 발생한 것이다. 연구의 편이를 위해 2012년 이전의 세종특별자치시는 연기군인 것으로 가정하고 데이터를 정리하여 사용하였다. 또한 2003년에 충청북도 증평군과 계룡시가 괴산군과 논산시로부터 각각 분리 독립하였는데, 1998~2002년의 증평군과 계룡시에 해당하는 데이터가 누락되어 있고, 해당 연도의 괴산군과 논산시의 데이터에 대한 조정도 이루어지지 않았다. 그러나 인구이동량이 많지 않아 전체에 미치는 영향이 크지 않을 것으로 판단한다.
- 5) 이러한 경향은 서울을 중심으로 1인 가구의 전출입 데이터를 실증적으로 분석한 연구 결과와 거의 일치한다(김감영, 2014). 즉, 지방의 1인 가구는 서울을

향하고, 서울의 1인 가구는 주로 경기도를 향한다.

참고문헌

- 권상철, 2009, “우리나라 인구이동의 지역구조: 이동권역과 공간적 인구재분배 지역 분석,” 한국도시지리학회지, 12(2), 49-63.
- 김감영, 2010, “연령별 인구이동 특성에 대한 탐색적 공간 데이터 분석(ESDA),” 한국지역지리학회지, 16(5), 590-609.
- 김감영, 2011, “공간 상호작용 모델에 대한 공간단위 수정 가능성 문제(MAUP)의 영향,” 대한지리학회지, 46(2), 197-211.
- 김감영, 2014, “서울시 1인 가구 이동의 시공간적 특성 탐색,” 한국지도학회지, 14(3), 91-108. <http://dx.doi.org/10.16879/jkca.2014.14.3.091>
- 이상림·오신휘, 2021, 「지역 인구변동의 요인별 지수화 및 정책 이슈의 유형화」, 한국보건사회연구원. <https://doi.org/10.23060/KIHASA.A.2021.35>
- 이상림·임지혜, 2021, 「인구통계 연보 체계 마련 및 연보 작성」, 한국보건사회연구원. <https://doi.org/10.23060/KIHASA.F.2021.09>
- 이상일, 1999, “기능지역의 설정과 ‘공간단위 수정가능성의 문제(MAUP)’,” 한국지리환경교육학회지, 7(2), 758-783.
- 이상일·김현미, 2021, “인구이동 플로의 연령-특수적 패턴 분석을 위한 방법론 연구 - 우리나라 시군구 단위 인구이동에의 적용 -,” 대한지리학회지, 56(5), 537-550. <https://doi.org/10.22776/kgs.2021.56.5.537>
- 이상일·김현미, 2022, “우리나라 대도시의 연령-특수적 전출입 플로 분석: 2020년 인구이동을 사례로,” 한국지도학회지, 22(2), 1-16. <https://doi.org/10.16879/jkca.2022.22.2.001>
- 이상일·이소영, 2019, “우리나라 센서스 지리의 고도화를 위한 제안: 메조-스케일 공간단위의 다양화,” 지리교육논집, 63, 1-13.
- 이상일·이소영, 2021, “인구이동 플로의 지리적 시각화를 위한 개념적 명료화: 우리나라 2020년 인구이동에 대한 주제도 제작” 한국지도학회지, 21(3), 23-42. <https://doi.org/10.16879/jkca.2021.21.3.023>

- 이상일·조대현, 2012, “지역간 인구이동의 예측을 통한 우리나라 시도별 장래 인구 추계: 다지역 코호트-요인법의 적용,” *대한지리학회지*, 47(1), 98-120.
- 장인수·우해봉·임지혜·손호성·박종훈, 2020, 「지역 인구 변화에 따른 정책 과제와 대응 방안」, 한국보건사회연구원.
- 조대현, 2020, “중소도시의 내부 인구이동과 주택시장 간의 연관성 분석: 강릉시 사례 연구,” *한국지도학회지*, 20(2), 71-85. <https://doi.org/10.16879/jkca.2020.20.2.071>
- Ambinakudige, S. and Parisi, D., 2017, A Spatiotemporal Analysis of Inter-County Migration Patterns in the United States, *Applied Spatial Analysis and Policy*, 10(1), 121-137. <https://doi.org/10.1007/s12061-015-9171-1>
- Ambinakudige, S., Parisi, D., Cappello, G.C., and Lotfata, A., 2017, Diversity or Segregation? A Multi-decadal Spatial Analysis of Demographics of Atlanta Neighborhoods, *Spatial Demography*, 5, 123-144. <https://doi.org/10.1007/s40980-017-0034-z>
- Bell, M., Bernard, A., Charles-Edwards, E., and Ke, W., 2020, Comparative Measures of Internal Migration, in Bell, M., Bernard, A., Charles-Edwards, E., and Zhu, Y., eds., *Internal Migration in the Countries of Asia: A Cross-national Comparison*, Springer, 31-48. https://doi.org/10.1007/978-3-030-44010-7_3
- Bell, M., Blake, M., Boyle, P., Duke-Williams, O., Rees, P., Stillwell, J., and Hugo, G., 2002, Cross-National Comparison of Internal Migration: Issues and Measures, *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 165(3), 435-464. <https://doi.org/10.1111/1467-985X.t01-1-00247>
- Bonifazi, C. and Heins, F., 2000, Long-term trends of internal migration in Italy, *International Journal of Population Geography*, 6(2), 111-131. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1220\(200003/04\)6:2<111::AID-IJPG172>3.0.CO;2-L](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1220(200003/04)6:2<111::AID-IJPG172>3.0.CO;2-L)
- Chatagnier, S. and Stillwell, J., 2021, Scale and zonation effects on internal migration indicators in the United Kingdom, *Population, Space and Place*, 27(6), e2455. <https://doi.org/10.1002/psp.2455>
- Chen, J., 2019, Geographical scale, industrial diversity, and regional economic stability, *Growth and Change*, 50(2), 609-633. <https://doi.org/10.1111/grow.12287>
- DeWaard, J., Fussell, E., Curtis, K.J., and Ha, J.T., 2020, Changing spatial interconnectivity during the “Great American Migration Slowdown”: A decomposition of intercounty migration rates, 1990-2010, *Population, Space and Place*, 26(1), e2274. <https://doi.org/10.1002/psp.2274>
- Drobne, S. and Drešček, U., 2019, Impact of Internal Migration on Population Redistribution in Slovenia, *Business Systems Research*, 10(2), 49-60. <https://doi.org/10.2478/bsrj-2019-017>
- Duke-Williams, O. and Stillwell, J., 2010, Temporal and spatial consistency, in Stillwell, J., Duke-Williams, O., and Dennett, A., eds., *Technologies for Migration and Commuting Analysis: Spatial Interaction Data Applications*, Business Science Reference, New York, 89-110. <https://doi.org/10.4018/978-1-61520-755-8.ch005>
- Fan, C.C., 2005, Interprovincial Migration, Population Redistribution, and Regional Development in China: 1990 and 2000 Census Comparisons, *The Professional Geographer*, 57(2), 295-311. <https://doi.org/10.1111/j.0033-0124.2005.00479.x>
- Fotheringham, A.S. and Wong, D.W.S., 1991, The Modifiable Areal Unit Problem in Multivariate Statistical Analysis, *Environment and Planning A*, 23(7), 1025-1044. <https://doi.org/10.1068/a231025>
- Kotsubo, M. and Nakaya, T., 2022, Trends in internal migration in Japan, 2012-2020: The impact of the COVID-19 pandemic, *Population, Space and Place*, 29(4), e34. <https://doi.org/10.1002/psp.2634>
- Lee, S.-I., Lee, M., Chun, Y., and Griffith, D.A., 2019, Uncertainty in the effects of the modifiable areal unit problem under different levels of spatial autocorrelation: A simulation study, *International Journal of Geographical Information Science*, 33(6), 1135-1154. <https://doi.org/10.1080/13658816.2018.1542699>

- Lee, Y. and Kim, D.-S., 2020, Internal migration in South Korea in Bell, M., Bernard, A., Charles-Edwards, E., and Zhu, Y., eds., *Internal Migration in the Countries of Asia: A Cross-national Comparison*, Springer, 93-111. https://doi.org/10.1007/978-3-030-44010-7_6
- Lomax, N., 2022, Internal migration: Census data as a gold standard for insight and visualization, *Journal of Maps*, 18(3), 543-550. <https://doi.org/10.1080/17445647.2022.2046655>
- Long, J.F., 1985, Migration and the phases of population redistribution, *Journal of Development Economics*, 17(1-2), 29-42. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(85\)90018-5](https://doi.org/10.1016/0304-3878(85)90018-5)
- Manson, G.A. and Groop, R.E., 1996, Ebbs and Flows in Recent U.S. Interstate Migration, *The Professional Geographer*, 48(2), 156-166. <https://doi.org/10.1111/j.0033-0124.1996.00156.x>
- McHugh, K.E. and Gober, P., 1992, Short-Term Dynamics of the U.S. Interstate Migration System, 1980-1988, *Growth and Change*, 23(4), 428-445. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.1992.tb00943.x>
- Miller Jr, G.H., 1995, Dynamics of the US Interstate Migration System, 1975-1992, *Growth and Change*, 26(1), 139-160. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.1995.tb00164.x>
- Morrill, R.L., 1988, Migration Regions and Population Redistribution, *Growth and Change*, 19(1), 43-60. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.1988.tb00461.x>
- Mu, L. and Wang, F., 2008, A Scale-Space Clustering Method: Mitigating the Effect of Scale in the Analysis of Zone-Based Data, *Annals of the Association of American Geographers*, 98(1), 85-101. <https://doi.org/10.1080/00045600701734224>
- Openshaw, S., 1984, *The Modifiable Areal Unit Problem*, Concepts and Techniques in Modern Geography, Norwich: Geo Books.
- Plane, D.A., 1992, Age-Composition Change and the Geographical Dynamics of Interregional Migration in the U.S., *Annals of the Association of American Geographers*, 82(1), 64-85.
- Plane, D.A. and Rogerson, P.A., 1994, *The Geographical Analysis of Population with Applications to Planning and Business*, New York: John Wiley & Sons.
- Plane, D.A., 1984, A systemic demographic efficiency analysis of US interstate population exchange, 1935-1980, *Economic Geography*, 60(4), 294-312.
- Plane, D.A., 1994, The Wax and Wane of Interstate Migration Patterns in the USA in the 1980s: A Demographic Effectiveness Field Perspective, *Environment and Planning A*, 26(10), 1545-1561. <https://doi.org/10.1068/a261545>
- Rees, P., Bell, M., Kupiszewski, M., Kupiszewska, D., Ueffing, P., Bernard, A., Charles-Edwards, E., and Stillwell, J., 2017, The Impact of Internal Migration on Population Redistribution: an International Comparison, *Population, Space and Place*, 23(6), e2036. <https://doi.org/10.1002/psp.2036>
- Rogers, A., 1990, Requiem for the net migrant, *Geographical Analysis*, 22(4), 283-300. <https://doi.org/10.1111/J.1538-4632.1990.TB00212.X>
- Rogers, A., 1995, *Multiregional Demography: Principles, Methods and Extensions*, New York: John Wiley & Sons.
- Rogers, A., 2008, Demographic Modeling of the Geography of Migration and Population: A Multiregional Perspective, *Geographical Analysis*, 40(3), 276-296. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.2008.00726.x>
- Rogers, A., 2015, *Applied Multiregional Demography: Migration and Population Redistribution*, New York: Springer.
- Rowland, D.T., 2003, *Demographic Methods and Concepts*, Oxford: Oxford University Press.
- Shryock, H.S., 1964, *Population Mobility within the United States*, Chicago: University of Chicago, Community and Family Study Center.
- Stawarz, N. and Sander, N., 2019, The Impact of Internal Migration on the Spatial Distribution of Population in Germany over the Period 1991-2017, *Comparative Population Studies*, 44, 291-316. <https://doi.org/10.12765/CPoS-2020-06>
- Stillwell, J. and Harland, K., 2010, Analysing interaction

- data, in Stillwell, J., Duke-Williams, O., and Dennett, A., eds., *Technologies for Migration and Commuting Analysis: Spatial Interaction Data Applications*, New York: Business Science Reference, 69-88. <https://doi.org/10.4018/978-1-61520-755-8.ch004>
- Stillwell, J., Bell, M., Blake, M., Duke-Williams, O., and Rees, P., 2000, Net migration and migration effectiveness: A comparison between Australia and the United Kingdom, 1976-96 part 1: Total migration patterns, *Journal of the Australian Population Association*, 17(1), 17-38. <https://doi.org/10.1007/BF03029446>
- Stillwell, J., Bell, M., Blake, M., Duke-Williams, O., and Rees, P., 2001, Net migration and migration effectiveness: A comparison between Australia and the United Kingdom, 1976-96: Part 2-Age-related migration patterns, *Journal of Population Research*, 18(1), 19-39. <https://doi.org/10.1007/BF03031953>
- Stillwell, J., Daras, K., and Bell, M., 2018, Spatial Aggregation Methods for Investigating the MAUP Effects in Migration Analysis, *Applied Spatial Analysis and Policy*, 11(4), 693-711. <https://doi.org/10.1007/s12061-018-9274-6>
- Thomas, D.S., 1941, *Social and Economic Aspects of Swedish Population Movements 1750-1933*, New York: The MacMillan Company.
- Vias, A.C., 2010, The Influence of Booms and Busts in the U.S. Economy on the Interstate Migration System, *Growth and Change*, 41(1), 115-135. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.2009.00518.x>
- Wang, F., 2012, Measurement, Optimization, and Impact of Health Care Accessibility: A Methodological Review, *Annals of the Association of American Geographers*, 102(5), 1104-1112. <https://doi.org/10.1080/00045608.2012.657146>
- Xu, Z., 2014, Spatial and Longitudinal Patterns in County Age-Specific Net Migration in the United States 1950-2010, *The Professional Geographer*, 66(4), 641-652. <https://doi.org/10.1080/00330124.2013.868690>
- Zelinsky, W., 1971, The Hypothesis of the Mobility Transition, *Geographical Review*, 61(2), 219-249. <https://doi.org/10.2307/213996>
- 교신: 이소영, 08826, 서울시 관악구 관악로 1, 서울대학교
교육융합연구원(이메일: sylee03051@gmail.com)
- Correspondence: Soyoung Lee, Center for Educational Research, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul, 08826, Republic of Korea (Email: sylee03051@gmail.com)

투 고 일: 2023년 3월 24일

심사완료일: 2023년 4월 17일

투고확정일: 2023년 4월 25일

