

지역소멸 대응을 위한 이직현황분석: 국민연금 빅데이터를 활용한 통합적 모델링

양성준¹⁾ 전바울²⁾ 김영주³⁾

본 보고서의 내용은 작성자 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는 무관합니다. 본 보고서의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는 작성자 이름을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

- 1) 전북대학교 통계학과 교수
- 2) 전북대학교 통계학과 연구원
- 3) 한국은행 전북본부 기획조사팀 조사역

< 차례 >

I. 서론	1
1. 개요	1
2. 선행연구	2
3. 연구의 의의	3
II. 데이터 소개 및 요약	4
III. 분석 모형	14
1. 로지스틱 모형	15
2. 다항로지스틱 모형	21
3. 로지스틱 모형과 다항로지스틱 모형의 적합도 비교	25
4. 로지스틱 모형: 전북지역	26
5. 다항로지스틱 모형: 전북지역	29
6. 로지스틱 모형과 다항로지스틱 모형의 적합도 비교: 전북지역	32
7. 시간효과 분석 모형	32
IV. 결론	36
1. 연구 결과 및 시사점	36
2. 연구의 한계	38

< 요약 >

본 연구에서는 국민연금공단에서 제공하는 2018년부터 2024년까지의 사업장 및 사업장가입자 빅데이터를 이용하여 이직현황을 분석하였다. 이를 바탕으로 이직과 연관된 특성들을 면밀히 살펴보고 점차 심화되고 있는 지역소멸 위험에 대응하기 위한 시사점들을 도출해 내고자 하였다.

이를 위한 분석 모형으로는 먼저 로지스틱모형을 이용하여 비이직 대비 이직확률을 개인특성, 사업장특성, 산업, 지역을 나타내는 변수들을 설명변수로 하여 모형화하였고, 이직자들만을 대상으로 역내이직 대비 역외이직확률을 동일 설명변수들로 모형화하여 그 연관성을 분석하였다. 이후 이직행동을 비이직과 이직, 역내이직과 역외이직과 같이 이범주로만 간주하여 각각 별개의 모형을 이용하여 분석하는 것을 넘어서서 비이직, 역내이직, 역외이직확률을 한 번에 고려할 수 있는 보다 통합적인 모형화를 시도하였다. 이를 위해 다항로지스틱모형을 도입하여 적합하였다. 또한 이직행동과 설명변수들과의 연관성이 시간에 따라 어떻게 변화하는지를 시간변동계수모형을 이용하여 간단히 살펴보았다.

주요 분석결과를 요약하면 개인 특성에서는 연령이 젊고 남성인 경우 이직, 역외이직 등이 더 활발하게 나타나는 것으로 관측되었다. 임금의 상승 폭이 커질 때에도 비슷한 연관성이 나타났다. 사업장 특성에서는 업력이 짧을수록 이직이 활발하게 나타났으며 규모는 뚜렷한 연관성을 보여주지 않았다. 산업분야별로는 서비스업에서 이직이 가장 활발하게 관측되었으며 제조업에서의 이직이 가장 저조했다. 한편 17개 시도지역으로 나누어 관측한 결과 지역별로 다양한 차이를 나타내었으나 공통적으로는 서울 대비 타 지역들의 역내이직은 저조하였고 역외이직은 더 활발하게 관측되었다. 이직과 연관된 일부 특성들은 시간에 따라 변화하는 양상을 나타내었는데 시기적으로는 코로나 팬데믹과 함께 이직활동이 다소 위축되었다가 이후 회복되는 모습이 일부 관측되었다. 전북지역의 경우 타 지역들에 비해 역내이직은 매우 높은 편이고 역외이직은 매우 낮은 편에 속하나 역외이직의 경우 시간에 따라 꾸준히 증가한다는 특징을 나타내었다. 또한 연령과 성별 등 개인 특성과 이직행동 간의 연관성이 전국을 대상으로 관측했을 때에 비해 좀 더 뚜렷하게 나타나는 특징을 보였다.

본 연구를 통해 고수준의 보상이 가능한 양질의 일자리가 집중되어 있는 지역으로의 경제활동인구 유출위험이 존재하며 젊은 층에서 그 위험이 더 큼을 알 수 있다. 직업이동은 지역경제 위축, 지역소멸 위험을 불러올 수 있으므로 이를

억제하기 위한 일자리 대책이 필요할 것으로 보인다. 전북의 경우 역외이직이 타 지역에 비해 활발하게 나타나지는 않았으나 소멸위험지수, 청년실업률 등의 측면에서 부진한 현 상황을 고려할 때 이를 타개하기 위한 더 적극적인 대응이 주문된다. 이에 연령과 성별 등에 따른 맞춤형 대책 개발이 효과적일 수 있을 것으로 여겨진다. 마지막으로 코로나 판데믹 종료 시기 이후 나타나는 이직 특성의 일부 변화가 순전히 판데믹 종료에 의한 것인지 최근 이루어지고 있는 지역소멸 극복을 위한 정부, 지자체의 정책적 노력에 의한 것인지는 향후 관찰이 필요하다.

I. 서론

1. 개요

인구의 감소로 인한 지역소멸은 지자체 뿐 아니라 국가적으로 해결이 필요한 당면 과제이다. 최근 발표된 연구(이상호 (2024))에 따르면 전국 17개 시도 가운데 8개가 소멸위험 지역으로 분류되었고 특히 부산이 광역시 중 처음으로 소멸위험단계에 진입한 것으로 나타나 지역소멸이 더 이상 일부 지역에만 국한된 것이 아님을 보여주었다. 지역소멸은 근본적으로 저출산 및 고령화에 기인하는 것으로 볼 수 있으나 주거, 직업, 교육 등 여러 사유에 따른 지역의 인구 유출 또한 해당 지역의 경제활동인구 감소, 경기침체 등을 초래할 수 있어 심각한 지역불균형 및 지역소멸의 가속화로 이어질 수 있다. 2023년 발표된 통계청의 국내인구이동통계¹⁾를 참고하면 시도간 이동에 해당하는 전출자 중 가장 많은 35.1%가 직업을 사유로 한 것으로 나타났으며 가족(26.6%), 주택(18.0%), 교육(8.5%)이 그 뒤를 이었다. 전체 이동자 중에서는 직업에 의한 이동이 22.8%로 주택(34.0%), 가족(24.1%)에 이어 3번째로 높은 비중을 차지했음을 감안하면 이는 직업이동이 지역 인구 유출의 주요한 원인이 될 수 있음을 시사한다 하겠다. 이상호 (2024)에서는 소멸위험도가 높은 지역일수록 전문직 비중이 적고 저숙련직 종사자 비중이 높아 양질의 일자리 비중이 떨어진다고 분석하였다. 이는 열악한 일자리 구조가 경제활동인구의 유출과 더불어 지역소멸 위험을 더욱 가속화시킬 수 있음을 함의한다. 이직을 통한 인구이동에 대한 이해는 지역소멸 극복을 위한 대응방안 마련 및 정책수립 등에 중요한 정보를 제공해 줄 수 있을 것이다. 따라서 직업과 관련된 인구이동의 특징을 좀 더 면밀하게 살펴보고 결과가 주는 시사점을 분석해 볼 필요가 있다.

한편 전북지역은 소멸위험지수가 17개 시도 중 14번째로 전남, 경북, 강원 다음으로 소멸위험이 큰 지역인 것으로 나타났다. 또한 본 지역의 직업에 의한 역외이동 비중은 43.3%로 전국 17개 시도 중에 가장 높은 비중을 나타내었다. 이는 타 지역 대비 경제활동인구의 유출 위험이 매우 높음을 말해준다. 최근 호남지방통계청 전주사무소에서 발표한 결과²⁾에 따르면 전년 같은 기간 대비 전북의 고용률은 1% 상승하였지만 이는 주당 근로시간 36시간 미만인 취업자의 증가에 주로 기인한 것으로 조사되어 일자리 구조 자체는 악화된 것으로 분석되었다.

1) 2023년 국내인구이동통계 결과 (2023, 통계청)

2) 2024년 6월 고용동향 (2024, 호남지방통계청 전주사무소)

2. 선행연구

몇몇 선행연구(Topel and Ward (1992), 원지영 (2015), 문영만, 홍장표 (2017a), 황광훈 (2019))에서는 개인 특성과 더불어서 직업 및 고용여건이 인구이동의 주요 결정요인이 됨을 지적하고 있다. 이들은 모두 청년층을 대상으로 한 연구로 임금 또는 고용형태, 사업체 규모 등 객관적인 근로조건과 연관된 특성들이 유의미하게 이직 가능성을 높임을 보였다. 주로 임금이 낮거나, 사업체 규모가 작거나, 일용직 등 고용형태가 불안정한 경우 이직확률이 높음을 보였고 이외에도 성별, 학력 등의 개인 특성들도 이직확률과 연관됨을 보여주었다.

이직특성이 지역 소멸에 주는 시사점은 이직을 통한 지역이동, 즉 역외이직의 특성에 대한 면밀한 분석으로부터 더 의미있게 발견될 수 있다. 문영만, 홍장표 (2017b), 서옥순 외 (2011), 문영만, 류장수 (2020)에서는 성별이 역외이직과 연관됨을 보였는데 주로 남성의 경우 역외이직 가능성이 높은 것으로 나타났으며 문영만, 이장수 (2020), Hansen 외 (2003)에서는 임금이 청년 층에서 지역이동의 주요 요인으로 작용함을 보여주었다. 해외사례로는 Hunt (2004)에서 높은 임금과 숙련된 일자리들이 집중되어 있는 도시 지역으로의 이직이 지방에서 많이 발생하여 지역소멸을 앞당김을 지적하였고, Partridge 외 (2008)에서도 소득기회격차(임금수준)가 미국 중소도시와 농촌 지역의 인재유출을 부추긴다고 분석하였다. Yu 외 (2022)에서는 중국 북부지역의 농촌에서 이직에 따른 인구감소에 대한 임금과 근로환경의 영향력이 시간에 따라 더 중요해짐을 보여주었다. 또한 Olney and Thompson (2024)에서는 임금의 차이가 미국 내 지역이동의 중요한 요인이지만 주택가격이 더 중요함을 지적하였다. 연구에 따라 차이가 있기는 하지만 대체적으로 임금, 성별, 고용환경 등이 이직을 통한 지역이동에서 중요한 요인으로 나타났다.

최근 관련하여 주목할 만한 연구가 있었는데 전바울, 최문정 (2024)에서는 국민연금 빅데이터를 활용하여 이직을 통한 지역이동의 특징을 살펴보았다. 이는 전수행정 자료를 최초로 활용한 연구로 대표성과 객관성 등 데이터의 질적인 측면에서 매우 우수하며 사용 데이터가 일부 연령층에 국한되거나 서베이 결과 등인 기존 연구들과는 확연히 구분되는 특징점을 가진다. 제공되는 행정자료 중 고용보험 데이터의 경력직 노동력 이동현황자료는 사업장별로 요약된 정보를 제공하지만 개인수준의 정보를 제공하지는 않으며 통계청의 국내인구이동통계의 경우 개인수준의 정보만이 나타나 있고 사업장의 정보는 포함되어 있지 않다. 반면 국민연금에서 제공하는 데이터에는 국민연금에 가입되어 있는 전 국민의 개인 및 소속 사업장 자료를 모두 망라하고 있는 데이터로 그 대표성과 질적 측면에서 매우 우수하다. 위 연구에서는 2018~2021년 기간 동안의 데이터를 활용하여 개인의 행동을 비이직/이직, 역내이직/역외이직 두 경우로 나누어 각각 로지스틱 모형을 이용하여 분석하였다. 분석결과 연령, 성별, 임금

수준 등의 개인특성과 규모, 업력 등의 사업장특성이 두 경우 모두 이직행동과 연관됨을 보였으며 서울을 제외한 대부분의 지역에서 역외이직을 택할 확률이 높음을 보였다.

3. 연구의 의의

전바울, 최문정 (2024)의 연구는 최초연구의 성격상 비교적 간단한 실증모형을 통한 특성 파악에 집중하였다. 개인의 이직 행동을 비이직/이직으로 분류하여 모형을 적합하였고 이직자만을 대상으로 다시 역내이직/역외이직으로 분류하여 또 다른 모형을 적합하였다. 이러한 접근은 분석과정과 각 모형 해석의 단순성 측면에서는 선호되지만 두 모형을 따로 적합하고 해석해야 한다는 단점이 있다. 또한 위 연구는 각 2018년부터 2021년까지 4개년 동안의 데이터를 바탕으로 2018~2019년, 2019~2020년, 2020~2021년으로 세 기간에 걸쳐 이직여부를 나타내는 데이터를 얻은 후 각 기간의 데이터에 대해서 별개의 로지스틱 모형을 각각 적합하여 분석하였다.

본 연구의 의의는 크게 세 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 우선 전수행정자료를 이용한 빅데이터 분석이라는 측면에서 가지는 데이터의 질적인 우수성은 위 선행연구와 동일하다. 하지만 시간의 흐름에 따라 좀 더 넓은 폭의 데이터 확보가 가능해졌으므로 본 연구에서는 국민연금에서 제공되는 2018년부터 2024년까지 총 7개년 동안의 사업장 및 사업장가입자 빅데이터를 활용하여 분석한다. 둘째, 국민연금 가입을 유지하고 있는 한 개인의 이직특성이 비이직/역내이직/역외이직으로 세 수준을 가지는 다범주 변수로 간주될 수 있음을 고려하여 이를 활용한 좀 더 통합적인 모형화를 시도한다. 본 연구에서는 다항로지스틱모형(Multinomial logistic model)을 적용하여 세 이직특성을 한 번에 모형화하여 분석을 실시한다. 셋째, 선행연구는 세 시점에 걸쳐 이직특성과 다른 요인들과의 연관성을 분석하였고 연도별로 어떤 변화가 있었는지 간단히 분석하였다. 예컨대 각 시점에서의 로지스틱 모형 적합을 통해 시간에 따라 역외이직 확률이 높아짐을 보여주었다. 본 연구에서는 좀 더 넓은 폭의 데이터가 확보되었으므로 이직특성과 주요 변수들 간 연관성의 시간에 따른 변화를 좀 더 면밀하게 관찰하고자 한다.

II. 데이터 소개 및 요약

본 연구에서는 국민연금 빅데이터³⁾를 활용하였다. 국민연금공단의 사업장 데이터와 사업장가입자 데이터를 2018년 6월부터 2024년 6월까지 총 7개년을 대상으로 하여 제공받았다. 즉 7개년도 데이터는 매년 6월 기준이다.⁴⁾ 사업장 데이터와 사업장가입자 데이터는 각각 13개, 26개의 열(변수)을 가지며 본 데이터를 이용하여 사업장 NPS번호를 기준으로 병합 및 가공하였다. 병합된 데이터⁵⁾는 개인NPS번호, 사업장 NPS번호, 시도지역, 성별, 연령, (월)임금, 사업장규모, 업력, 업종으로 총 9개의 열을 가진다. 시도지역을 나타내는 지역변수는 사업장가입자 데이터를 기준으로 고객법정동코드의 맨 앞 2자리만 추출하여 저장하였으며 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산, 세종, 경기, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주로 총 17개의 시도로 구분되어 있다. 성별, 연령, 임금, 업종은 사업장가입자 데이터로부터, 사업장규모 및 업력은 사업장 데이터로부터 추출되었다. 변수들 중 사업장규모는 소속된 근로자수를 나타내며 업력은 사업장이 지속된 기간(년)을 나타낸다. 임금의 경우 월별 급여를 나타내며 연도에 따라 다르지만 400만원~500만원 선에서 상한이 존재한다. 업종의 경우 총 70여가지의 사업장 산업 분류수준이 존재하나 선행연구와 마찬가지로 원활한 해석을 위해 광업/제조업/서비스업/농림어업 등 4개의 범주로 묶어서 변수화하여 분석에 사용할 예정이다. <표 1>은 숫자로서의 의미를 가지는 연속형 변수들과 범주형 변수 중 성별에 대한 간단한 데이터 요약 결과이다. 연도별로 차이가 있지만 대략 1,300만~1,400만 건 이상의 레코드가 존재하며 남성의 비율이 조금 더 높다.

<표 1> 주요 변수 기초통계량

2018.6월				
성별	여성	5,682,534	남성	7,970,898
	최소	중간값	평균	최대
연령	9	41	40.71	60
임금(원)	225,000	2,268,000	2,573,927	4,490,000
사업장 규모(명)	1	29	2,394	101,722
업력(년)	0	11	12.85	30
2019.6월				
성별	여성	5,860,958	남성	8,167,147
	최소	중간값	평균	최대
연령	14	41	40.9	60
임금(원)	99,000	2,389,000	2,696,979	4,680,000
사업장 규모(명)	1	28	2,430	105,055
업력(년)	0	11	13.13	31

- 3) 전주에 위치한 국민연금공단 금융혁신빅데이터플랫폼의 데이터 안심구역을 통해 데이터를 요청 및 이용하였다.
 4) 고용과 관련된 계절적 특징 존재로 인하여 데이터 추출 시점에 따라 나타나는 차이가 있을 수도 있다. 이에 매년 3월, 12월을 기준으로 데이터를 추출하여 검토해 본 결과 시점에 따라 나타나는 차이는 두드러지지 않았다.
 5) 문서 말미의 <부록 1> 참고

2020. 6월				
성별	여성	5,915,936	남성	8,193,537
	최소	중간값	평균	최대
연령	15	42	41.18	60
임금(원)	100,000	2,500,000	2,825,203	4,860,000
사업장 규모(명)	1	28	2,431	106,573
업력(년)	0	11	13.48	32

2021. 6월				
성별	여성	6,092,291	남성	8,327,608
	최소	중간값	평균	최대
연령	14	42	41.25	60
임금(원)	98,000	2,580,000	2,920,381	5,030,000
사업장 규모(명)	1	27	2,489	111,705
업력(년)	0	11	13.77	33

2022. 6월				
성별	여성	6,270,252	남성	8,481,086
	최소	중간값	평균	최대
연령	13	42	41.37	60
임금(원)	200,000	2,687,000	3,024,917	5,240,000
사업장 규모(명)	1	28	2,572	117,995
업력(년)	0	11	14.14	34

2023. 6월				
성별	여성	6,324,198	남성	8,490,360
	최소	중간값	평균	최대
연령	13	42	41.5	60
임금(원)	10,000	2,816,000	3,181,337	5,530,000
사업장 규모(명)	1	29	2,663	124,128
업력(년)	0	12	14.72	35

2024. 6월				
성별	여성	6,346,362	남성	8,437,254
	최소	중간값	평균	최대
연령	11	42	41.73	60
임금(원)	320,000	2,967,000	3,360,301	6,170,000
사업장 규모(명)	1	30	2,795	128,121
업력(년)	0	13	15.38	36

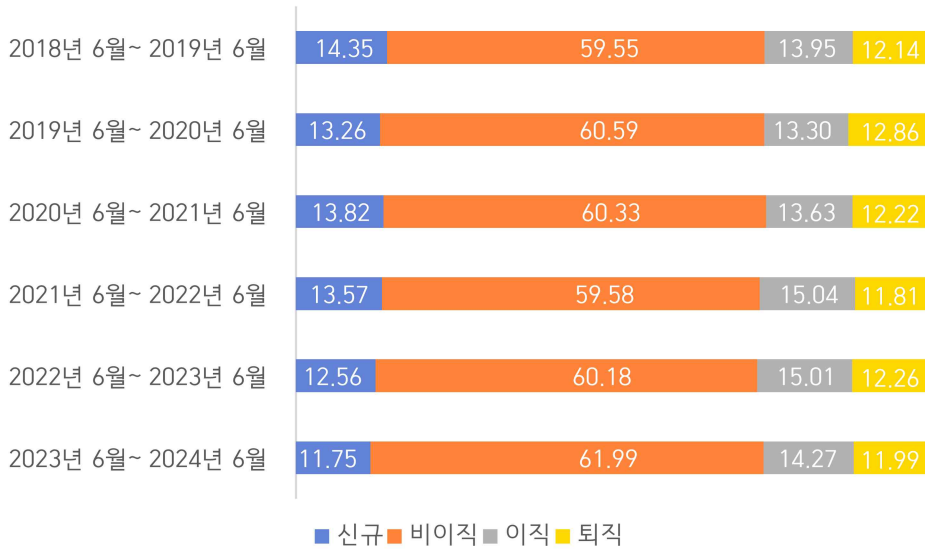
연금 가입자의 사업장 이동 여부를 파악하기 위해 병합된 데이터를 개인NPS 번호를 기준으로 2개년씩 자료를 연결하여 2018~2019년, 2019~2020년, 2020~2021년, 2021~2022년, 2022~2023년, 2023~2024년 총 6개 시점의 자료를 새롭게 구성하였다.⁶⁾ 그 이후 2개년도의 사업장 코드가 같은 경우 비이직, 상이할 경우 이직, 가입자 및 사업장 코드가 전년도에만 있는 경우 퇴직, 후년도에만 있는 경우 신규로 분류하였다. <표 2>와 <그림 1>은 이에 대한 요약 결과를 나타낸다.

6) 앞으로 보고서 내에서 2018~2019년으로 표기된 것은 2018년 6월, 2019년 6월 두 시점을 비교하여 나타난 이직 특성 자료를 지칭한다. 다른 연도에 대해서도 동일하다.

<표 2> 연금가입자의 이동 특성 요약 (괄호 안은 상대비율)

기간	총인원	신규	비이직	이직	퇴직
2018~2019년	16,378,584	2,350,128 (14.35)	9,754,260 (59.55)	2,285,081 (13.95)	1,989,115 (12.14)
2019~2020년	16,634,520	2,205,049 (13.26)	10,078,342 (60.59)	2,211,373 (13.30)	2,139,756 (12.86)
2020~2021년	16,910,380	2,336,961 (13.82)	10,202,651 (60.33)	2,303,817 (13.63)	2,066,951 (12.22)
2021~2022년	17,297,846	2,346,877 (13.57)	10,306,407 (59.58)	2,602,446 (15.04)	2,042,116 (11.81)
2022~2023년	17,497,572	2,197,868 (12.56)	10,530,056 (60.18)	2,625,200 (15.01)	2,144,448 (12.26)
2023~2024년	17,423,913	2,047,236 (11.75)	10,800,358 (61.99)	2,486,934 (14.27)	2,089,385 (11.99)

<그림 1> 연금가입자의 비율



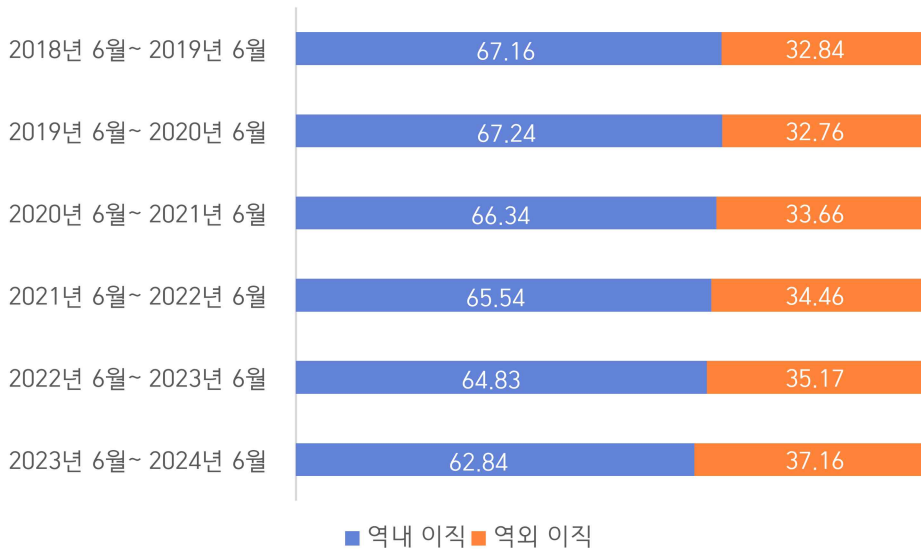
전체적으로 가입자 중 신규와 퇴직의 비율이 줄어들고 있다. 그 중 신규 비중의 감소가 더욱 뚜렷한데 이는 인구구조의 변화로 인한 고령화에 기인한 것으로 보인다. 이직자의 비율은 2019~2020년에 감소했다가 이듬해 소폭 증가 후 2021~2022년에 급격히 증가하는 데 이는 코로나 팬데믹 초기에 노동시장이 경직되어 나타난 이직활동의 위축이 시간이 지남에 따라 완화된 것으로 해석된다. 가장 최근 시점의 이직률은 14.27%로 코로나 팬데믹 이전인 13.95%에 비해 소폭 증가한 상태이나 이것이 전체적인 이직률 증가 추이를 나타내는 것인지, 코로나 팬데믹 해체에 따른 영향이 남아있는 것인지는 시간에 따른 관측이 더 필요할 것으로 보인다.

이직은 지역이동으로 연결될 수 있으며 이는 지역경제활동 인구의 유출과 밀접한 관련이 있다. 이에 이직자 중 동일 시·도지역 내에서 이직한 경우를 역내이직, 타지역으로 이직한 경우를 역외이직으로 다시 구분하여 살펴보았다. 정리된 결과는 <표 3>, <그림 2>와 같이 나타난다.

<표 3> 역내/역외 이직 비율

기간	역내 이직	역외 이직
2018~2019년	67.16	32.84
2019~2020년	67.24	32.76
2020~2021년	66.34	33.66
2021~2022년	65.54	34.46
2022~2023년	64.83	35.17
2023~2024년	62.84	37.16

<그림 2> 역내/역외 이직 비율



전체적으로 시간이 지남에 따라 역내 이직 비율이 감소하고 역외 이직 비율이 뚜렷하게 증가하는 것으로 보인다. 이러한 경향은 산업구조의 변화, 이직자들의 이동성향 변화, 정부의 고용 정책 등 다양한 원인으로부터 나타날 수 있어 좀 더 면밀한 분석이 필요하다 하겠다. 다만 직업으로 인한 인구 이동의 증가는 여러 지역의 근로가능 연령대의 인구 순유출 위험의 증가를 의미하게 되고 이에 따른 인구감소 및 경제활동 약화가 더욱 심화될 수 있음을 함의한다.

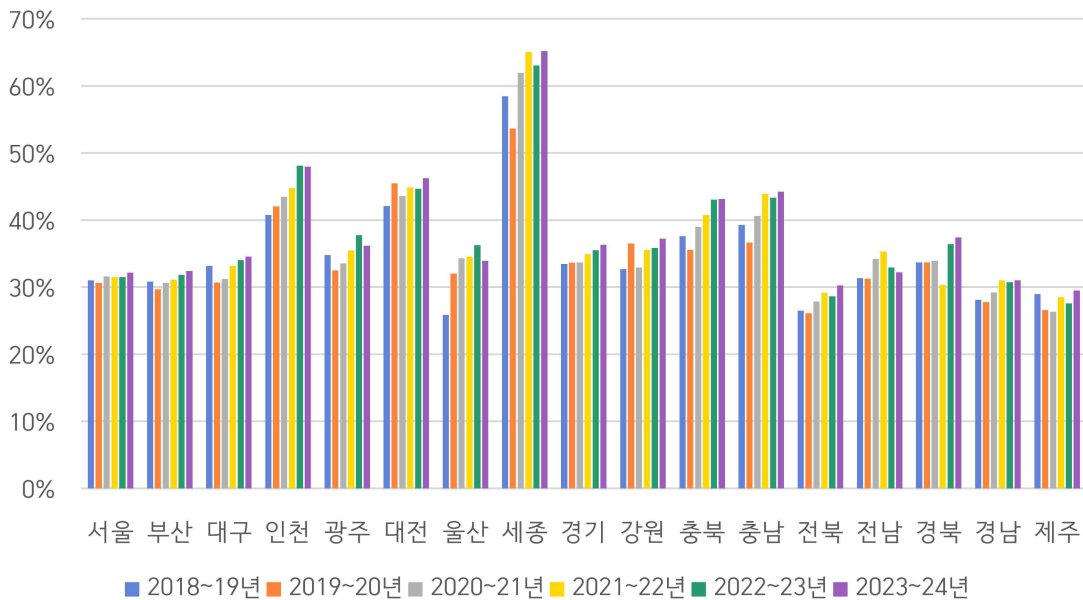
역외이직의 비율이 증가하더라도 지역간 이동이 상호간에 균형있게 일어나거나 수도권에서 비수도권으로 이동하는 비율이 오히려 더 크다면 지역소멸과 직접적으로 연

관되지 않는 것이다. 하지만 이러한 이동이 불균형하다면 역외이직에 의한 유출이 큰 지역에서는 경제활동 인구의 감소가 심각하게 나타날 수 있다. 따라서 역외이직 비율을 지역별로 다음 <표 4>와 <그림 3>을 통하여 조금 더 자세히 살펴보았다.

<표 4> 지역/연도별 역외이직 비율

연도 지역	2018~2019년	2019~2020년	2020~2021년	2021~2022년	2022~2023년	2023~2024년
서울	31.02	30.61	31.61	31.47	31.51	32.16
부산	30.81	29.66	30.62	31.13	31.85	32.40
대구	33.18	30.67	31.23	33.14	34.04	34.53
인천	40.75	42.04	43.46	44.76	48.10	47.95
광주	34.79	32.48	33.56	35.45	37.74	36.18
대전	42.11	45.49	43.56	44.86	44.66	46.24
울산	25.85	32.02	34.30	34.53	36.29	33.93
세종	58.45	53.63	61.94	65.04	63.03	65.19
경기	33.44	33.62	33.68	34.92	35.49	36.33
강원	32.69	36.52	32.92	35.55	35.84	37.22
충북	37.60	35.55	38.98	40.73	43.05	43.14
충남	39.27	36.65	40.60	43.90	43.32	44.22
전북	26.49	26.08	27.86	29.14	28.61	30.24
전남	31.34	31.27	34.21	35.32	32.94	32.23
경북	33.67	33.67	33.93	30.35	36.42	37.40
경남	28.08	27.78	29.18	31.01	30.72	31.01
제주	28.98	26.58	26.33	28.48	27.57	29.50

<그림 3> 지역/연도별 역외이직 비율



거의 전 지역에 걸쳐서 시간에 따라 역외이직 비율이 증가하는 것으로 보인다. 단 마지막 연도인 2023~2024년도에 일부 지역에서는 안정화되는 경향이 보이는데 이는 코로나 팬데믹의 종료에 따른 영향일 수 있다. 즉 위축되었던 이직이 활발해지면서 역외이직 비율이 급격하게 증가했다가 다시 안정화되는 과정일 수 있다. 이러한 추세가 지속될지는 향후 연구에서 추가 시점의 데이터 확보 후 확인할 필요가 있다.

한편 도 지역 중에는 충남/충북/강원/경기/경북의 역외이직 비율이 상대적으로 높았고 전남/전북/경남/제주 지역의 역외이직 비율은 상대적으로 낮은 수준에 머물러 있다. 역외이직 비율이 높은 도 지역 중 충남/충북은 대전/세종에 근접해있고 강원/경기는 서울과 상대적으로 가깝다는 지리적 특성으로 인하여 역외이직이 상대적으로 좀 더 활발하게 나타나는 것으로 보인다.

지역 외에 성별, 연령대별, 임금수준별 이직상태를 비이직/역내이직/역외이직으로 요약한 결과 또한 <표 5>~<표-7>, <그림4>~<그림6>⁷⁾에 나타나 있다. 성별에 대해서는 2019~2020년까지는 여성의 이직률이 높았으나 2020~2021년부터는 남성의 이직률이 조금 더 높게 나타난다. 역외이직 비율은 전 연도에 걸쳐서 남성이 여성에 비해 상대적으로 높으며 시간의 흐름에 따라서 꾸준히 증가하는 것으로 보인다. 연령별로 보면 상대적으로 젊은 층에서 이직률이 더 높아 이직이 활발하게 일어나는 것으로 파악된다. 20대에서의 이직률이 가장 높았으며 30, 40대는 비슷한 수준을 나타내었는데 50대는 근소하지만 30, 40대보다 이직이 좀 더 활발했다. 이는 경력자들의 이직과 은퇴시점에 다른 직업으로의 이동 등이 결합된 현상일 수 있다. 또한 2021~2022년에 20대에서 가장 급격하게 이직률이 증가하였다가 최근 안정화되었고, 30대에서의 증가가 그 다음을 차지하였다. 즉 2021~2022년의 이직률 증가는 20, 30대의 활발한 이직에서 주로 기인한 것으로 볼 수 있다. 역외이직의 비율은 전 연령층에서 꾸준히 증가하는데 가장 최근 증가폭이 가장 두드러졌다. 임금 수준별로는 전 연도에 걸쳐서 임금수준이 낮을수록 이직률이 높게 나타났는데, 이는 임금수준이 낮을수록 현 직장에서의 만족도가 낮을 수 있으므로 자연스러운 것으로 관측된다. 한편 역외이직 확률은 모든 임금수준에서 어느 정도 증가세를 보였다. 다만 400만원 미만에서는 2019~2020년 소폭 감소 후 다시 증가하는 모습을 나타낸 반면, 400만원 이상에서는 꾸준한 증가를 나타내었으며 그 증가세 또한 가장 두드러졌다. 즉 역외이직 확률의 증가세는 400만원 이상 고소득이 어느 정도 견인하고 있는 것으로 보인다.⁸⁾

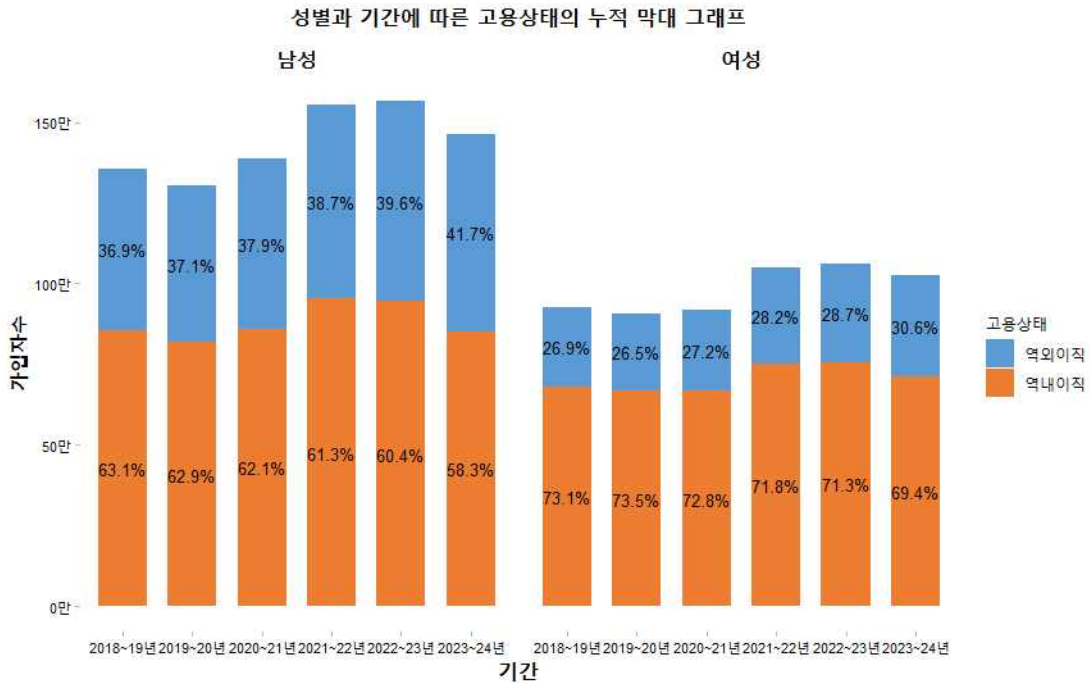
7) 그림에서 비이직자는 제외되었으며 각 막대의 높이는 해당 연도의 총 관측치수를, 막대에 표시된 숫자는 역내/역외이직의 상대비율을 나타낸다. 단, 비이직자를 포함할 경우 역내/역외이직 비율이 구분이 어려워지는 관계로 비이직자는 그림에서 제외하였으며 비이직자의 비율은 그림에 대응되는 표에서 확인할 수 있다.

8) 다만 임금수준의 경우 매년 최저임금 수준 변화의 영향을 받을 수 있다. 최저임금 월 209시간 노동 기준 월 임금이 2022년까지는 200만원을 하회하지만 2023년부터는 200만원을 초과한다. 즉 해당되는 근로자들이 속하는 구간이 달라져 이에 따라 연도별 변화가 다르게 나타날 수 있음을 유념할 필요가 있다.

<표 5> 성별에 따른 이직 상태

기간	성별	비이직	역외이직	역내이직
2018~2019년	여성	3,886,739 (80.72)	249,269 (5.18)	678,824 (14.10)
	남성	5,867,521 (81.22)	501,260 (6.94)	855,728 (11.84)
2019~2020년	여성	4,037,655 (81.63)	240,914 (4.87)	667,472 (13.50)
	남성	6,040,687 (82.26)	483,640 (6.59)	819,347 (11.16)
2020~2021년	여성	4,153,218 (81.91)	249,952 (4.93)	667,556 (13.16)
	남성	6,049,433 (81.36)	525,725 (7.07)	860,584 (11.57)
2021~2022년	여성	4,225,501 (80.12)	295,391 (5.60)	752,974 (14.28)
	남성	6,080,906 (79.65)	601,453 (7.88)	952,628 (12.48)
2022~2023년	여성	4,357,495 (80.41)	304,502 (5.62)	757,018 (13.97)
	남성	6,172,561 (79.79)	618,882 (8.00)	944,798 (12.21)
2023~2024년	여성	4,485,555 (81.41)	313,765 (5.69)	710,235 (12.89)
	남성	6,314,803 (81.19)	610,573 (7.85)	852,361 (10.96)

<그림 4> 성별에 따른 이직상태



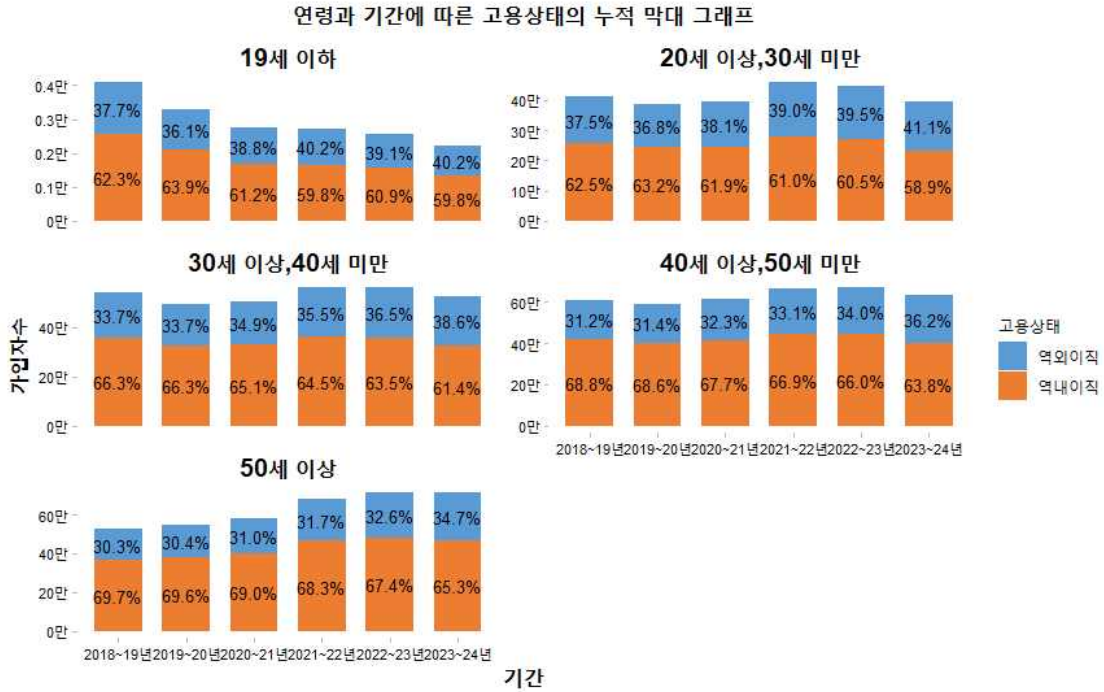
<표 6> 연령에 따른 이직 상태

기간	연령	비이직	역외이직	역내이직
2018~2019년	19세 이하	13,880 (77.24)	1,540 (8.57)	2,550 (14.19)
	20세 이상,30세 미만	1,213,605 (74.77)	153,493 (9.46)	255,952 (15.77)
	30세 이상,40세 미만	2,517,826 (82.35)	182,089 (5.96)	357,737 (11.70)
	40세 이상,50세 미만	2,810,262 (82.20)	189,764 (5.55)	418,780 (12.25)
	50세 이상	2,315,818 (81.52)	158,869 (5.59)	366,224 (12.89)
2019~2020년	19세 이하	11,603 (77.86)	1,192 (8.00)	2,108 (14.14)
	20세 이상,30세 미만	1,259,195 (76.61)	141,389 (8.60)	242,97 (14.78)
	30세 이상,40세 미만	2,543,696 (83.74)	166,634 (5.49)	327,102 (10.77)
	40세 이상,50세 미만	2,864,788 (82.97)	184,743 (5.35)	403,261 (11.68)
	50세 이상	2,469,306 (81.89)	166,003 (5.51)	379,957 (12.60)
2020~2021년	19세 이하	9,348 (77.31)	1,064 (8.80)	1,679 (13.89)
	20세 이상,30세 미만	1,246,574 (76.00)	149,939 (9.14)	243,696 (14.86)
	30세 이상,40세 미만	2,502,111 (83.18)	176,640 (5.87)	329,360 (10.95)
	40세 이상,50세 미만	2,898,372 (82.60)	197,214 (5.62)	413,382 (11.78)
	50세 이상	2,584,742 (81.63)	180,175 (5.69)	401,340 (12.68)
2021~2022년	19세 이하	7,901 (74.29)	1,099 (10.33)	1,635 (15.37)
	20세 이상,30세 미만	1,203,929 (72.44)	178,664 (10.75)	279,476 (16.81)
	30세 이상,40세 미만	2,444,176 (81.35)	199,136 (6.63)	361,041 (12.02)
	40세 이상,50세 미만	2,939,439 (81.56)	219,804 (6.10)	444,640 (12.34)
	50세 이상	2,733,744 (80.14)	214,794 (6.30)	462,791 (13.57)
2022~2023년	19세 이하	8,264 (76.31)	1,003 (9.26)	1,563 (14.43)
	20세 이상,30세 미만	1,220,713 (73.33)	175,157 (10.52)	268,814 (16.15)
	30세 이상,40세 미만	2,482,202 (81.55)	204,857 (6.73)	356,569 (11.72)
	40세 이상,50세 미만	2,988,168 (81.68)	227,825 (6.23)	442,443 (12.09)
	50세 이상	2,850,972 (80.03)	231,774 (6.51)	479,514 (13.46)
2023~2024년	19세 이하	7,366 (76.71)	899 (9.36)	1,337 (13.92)
	20세 이상,30세 미만	1,220,903 (75.51)	162,890 (10.07)	233,099 (14.42)
	30세 이상,40세 미만	2,576,922 (83.04)	203,108 (6.55)	323,205 (10.42)
	40세 이상,50세 미만	3,027,422 (82.75)	228,366 (6.24)	402,725 (11.01)
	50세 이상	2,998,608 (80.74)	248,017 (6.68)	467,278 (12.58)

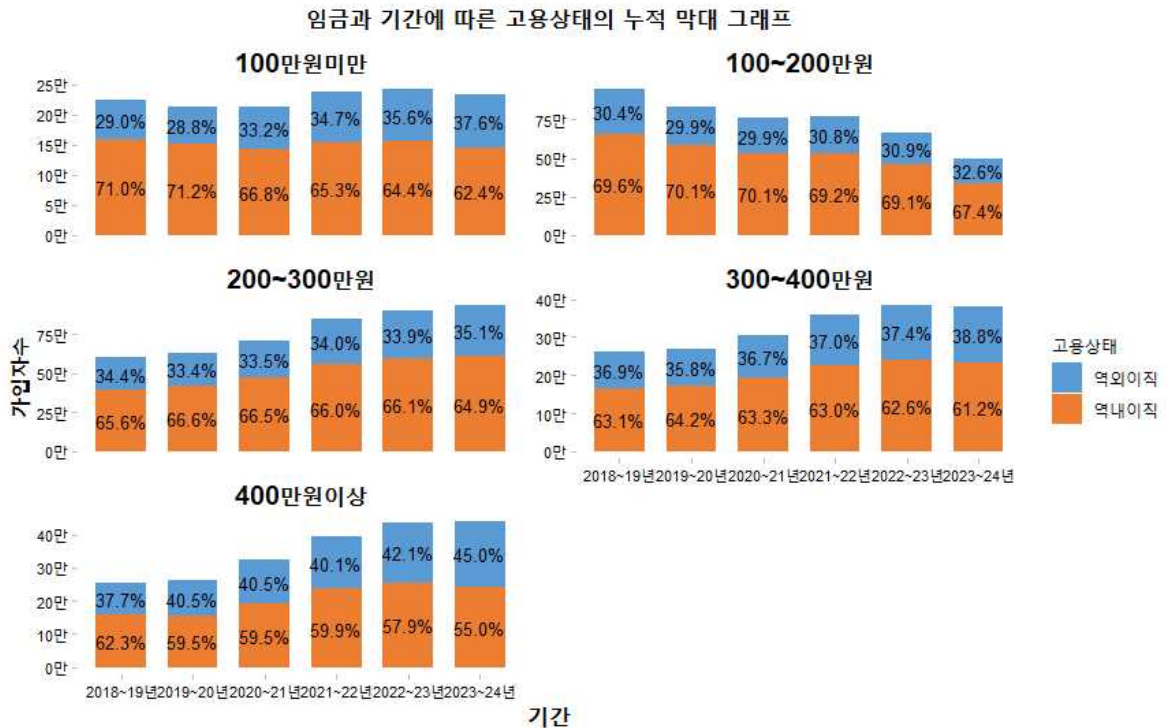
<표 7> 임금에 따른 이직 상태

기간	임금	비이직	역외이직	역내이직
2018~2019년	100만원 미만	512,578 (69.54)	65,167 (8.84)	159,404 (21.62)
	100~200만원	2,990,203 (75.95)	287,476 (7.30)	659,135 (16.74)
	200~300만원	2,344,602 (79.67)	205,703 (6.99)	392,753 (13.35)
	300~400만원	1,385,785 (84.16)	96,208 (5.84)	164,550 (9.99)
	400만원 이상	2,521,092 (90.82)	95,975 (3.46)	158,710 (5.72)
2019~2020년	100만원 미만	469,044 (68.73)	61,519 (9.01)	151,847 (22.25)
	100~200만원	2,795,664 (76.96)	250,353 (6.89)	586,449 (16.14)
	200~300만원	2,560,323 (80.24)	210,446 (6.60)	420,076 (13.17)
	300~400만원	1,504,469 (84.79)	96,498 (5.44)	173,332 (9.77)
	400만원 이상	2,748,842 (91.33)	105,738 (3.51)	155,115 (5.15)
2020~2021년	100만원 미만	439,068 (67.32)	70,695 (10.84)	142,416 (21.84)
	100~200만원	2,480,819 (76.59)	226,582 (7.00)	531,646 (16.41)
	200~300만원	2,766,778 (79.70)	235,833 (6.79)	469,039 (13.51)
	300~400만원	1,584,244 (83.89)	111,661 (5.91)	192,541 (10.20)
	400만원 이상	2,931,742 (90.06)	130,906 (4.02)	192,498 (5.91)
2021~2022년	100만원 미만	429,017 (64.32)	82,691 (12.40)	155,316 (23.28)
	100~200만원	2,188,322 (74.02)	236,547 (8.00)	531,408 (17.98)
	200~300만원	2,915,174 (77.57)	286,703 (7.63)	556,305 (14.80)
	300~400만원	1,671,976 (82.28)	133,362 (6.56)	226,789 (11.16)
	400만원 이상	3,101,918 (88.75)	157,541 (4.51)	235,784 (6.75)
2022~2023년	100만원 미만	438,200 (64.39)	86,162 (12.66)	156,198 (22.95)
	100~200만원	1,922,936 (74.38)	204,989 (7.93)	457,505 (17.70)
	200~300만원	3,089,497 (77.47)	304,683 (7.64)	593,903 (14.89)
	300~400만원	1,778,833 (82.23)	143,673 (6.64)	240,826 (11.13)
	400만원 이상	3,300,590 (88.30)	183,877 (4.92)	253,384 (6.78)
2023~2024년	100만원 미만	426,377 (64.60)	87,868 (13.31)	145,771 (22.09)
	100~200만원	1,548,111 (75.68)	162,414 (7.94)	335,206 (16.39)
	200~300만원	3,292,953 (77.90)	328,165 (7.76)	606,251 (14.34)
	300~400만원	1,871,759 (83.10)	147,776 (6.56)	233,011 (10.34)
	400만원 이상	3,661,158 (89.26)	198,115 (4.83)	242,357 (5.91)

<그림 5> 연령에 따른 이직 상태



<그림 6> 임금에 따른 이직 상태



III. 분석 모형

선행연구에서는 연령, 업력 등의 수치형 변수들을 모두 더미 변수화하여 범주형 변수로 바꾸어 모형 적합에 사용하였다. 이는 개별 변수들의 연관성에 대한 해석 용이성 측면에서는 장점을 가질 수 있으나 추정해야 할 모수가 증가하여 모형 자체의 복잡도가 커지고 계산량이 증가한다는 측면에서는 불리하다. 본 연구에서는 임금을 제외한 수치형 변수는 그대로 모형 적합에 사용하고자 하였다. 이는 첫째로는 수치형 변수의 정보를 손실 없이 그대로 이용하고자 함이고, 둘째로는 본 연구에서 고려하는 주요 모형들의 적합을 좀 더 용이하게 하기 위해서이다. 분석에 사용되는 데이터의 크기가 매우 큰 관계로 사용하는 모형의 복잡도가 조금만 증가하여도 계산량의 급격한 증가로 인한 비효율이 초래될 수 있다. 본 연구는 세 가지 이직특성 비이직/역외이직/역내이직을 함께 고려하는 통합적인 분석을 목표로 하고 있어 이에 따른 모형의 복잡도 증가를 피할 수 없다. 따라서 추가적인 더미 변수의 사용으로 인한 추가적인 모형 복잡도의 증가를 피하고자 하였다. 단 임금을 나타내는 변수는 두 시점 간 임금의 변화로 바꾸어 더미 변수화하여 사용하였다. 이는 다음 두가지 요인을 고려한 것인데 첫째, 임금수준 자체보다는 임금의 변화가 보다 직접적으로 이직과 연관될 수 있을 것이라는 판단으로 인한 것이다. 박은규, 정진철 (2021)에서는 비이직자에 비해 이직자의 경우 평균적으로 2.7% 높은 임금상승을 기대할 수 있음을 언급하였다. 또한 한국경영자총협회에서 발표한 근로자이직트렌드조사⁹⁾에 따르면 20~40대 이직계획이 있는 근로자 중 61.5%가 ‘금전보상불만족’을 이직사유로 꼽았다. 즉 이직을 통해 임금수준의 상승을 기대하는 근로자들이 많을 수 있어 이를 보다 직접적으로 모형에 반영하고자 하였다. 둘째, 임금의 경우 국민연금공단에서 제공되는 데이터에 각 연도마다 상한치가 정해진 채로 기록되어 있어 수치형 변수 그대로 사용할 경우 고임금 근로자의 이직특성에 왜곡이 나타날 수 있을 것으로 판단하였다. 결과적으로 임금변화(단위:만원)는 0 미만, 0 이상~40 미만, 40 이상~70 미만, 70 이상으로 총 4개의 구간으로 범주화하였다. 이는 임금변화 변수를 산출한 후 각 구간에 할당되는 관측치의 비율이 지나치게 불균형해지지 않도록 설정한 것이다. 0 미만 구간은 임금이 감소하였음을 의미하며, 0 이상~40 미만에서 70 이상으로 갈수록 임금의 상승폭이 큼을 의미한다. 범주형 변수로는 성별과 산업변수, 지역변수가 있는데 전술하였듯이 산업변수는 광업/제조업/서비스업/농림어업등 4개의 범주로 묶어서 변수화하였고, 지역변수는 17개의 시도 정보를 가지며 지역별 차이를 파악하는데 중요한 변수로 판단되므로 그대로 모형에 포함시켜 분석을 진행하였다.

9) 2024년 근로자이직트렌드조사 (2024, 한국경영자총협회)

1. 로지스틱모형

로지스틱 모형은 이범주 반응변수의 모형화를 가능케 하는 매우 잘 알려진 모형 중 하나이다. 이진형¹⁰⁾ 반응변수 y 와 설명변수 x_j , $j=1,2,\dots,p$ 에 대하여 다음과 같은 모형을 고려하게 된다.

$$\log \frac{p_i}{1-p_i} = b_0 + b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2} + \dots + b_p x_{ip}, \quad i=1,2,\dots,n$$

여기서 n 은 관측치의 개수이고 $p_i = P(y_i = 1 | x_{i1}, \dots, x_{ip})$ 로 설명변수들이 주어졌을 때 반응변수가 1의 값을 가질 확률을 나타낸다. 로지스틱 모형은 이 확률의 로그-오즈(log-odds)값($\log \frac{p_i}{1-p_i}$)을 설명변수들에 의한 선형함수로 모형화한다.

가. 비이직 vs 이직

먼저 동일직장 유지 대비 이직한 경우 여러 특성들과의 연관성을 분석하였다. 즉 병합된 데이터에서 신규와 퇴직을 제외한 가입자들이 분석 데이터가 된다. 단, 연령 등에 결측치가 존재하는 경우가 있어 해당 개체는 모형 적합에서 제외되었다. 반응변수가 이직여부가 되고 비이직인 경우 0, 이직인 경우 1의 값을 가지는 것으로 상정하였다. 모형 적합에 고려한 설명변수는 다음과 같다.

□ 설명변수

- 개인특성 : 연령, 성별, 임금변화(월별, 더미, 단위:만원)
- 사업장특성 : 규모(근로자수), 업력(년)
- 산업특성 : 산업분류(더미)
- 지역특성 : 지역분류(더미)

7개년간의 데이터에서 인접한 2개년씩의 데이터에 의해 얻어진 ① 2018-2019년, ② 2019-2020년, ③ 2020-2021년, ④ 2021-2022년, ⑤ 2022-2023년, ⑥ 2023-2024년 총 6개 시점의 사업장이동 데이터에 대해서 각각 로지스틱 모형을 적합하였다. 이는 선행연구인 전바울, 최문정 (2024)의 연구에서 3개 시점의 데이터를 이용했던 것을 확장한 것이다. 단 선행연구에서는 지역변수를 사업장의 위치를 기준

10) 이진형(binary) 변수란 두 수준 중 하나의 값을 가지는 변수를 나타낸다. 보통 0과 1로 두 수준을 나타내며 0이 기준수준, 1이 비교수준이 된다.

으로 고려하였는데 본 연구에서는 가입자의 거주지를 기준으로 고려하였다. 이는 이직과 인구유출의 연관성을 보다 직접적으로 관측하고자 하는 의도를 반영하는 것이다. <표 7>은 비이직 대비 이직확률을 모형화하여 시점별로 적합한 결과이다. 표에서 교차비는 odds ratio(타 수준에 대한 오즈값/기준 수준의 오즈값)¹¹⁾를 나타낸다. 값이 1보다 크면 수치형 설명변수에서는 변수 값의 증가에 따라 확률이 증가함을 나타내고 범주형 설명변수에서는 기준 수준 대비 해당 수준의 확률이 크다는 것을 나타낸다. 1보다 작으면 반대로 해석할 수 있다. 교차비가 1에서 유의미하게 벗어나는지를 통계적으로 검정하였고 유의한 것은 굵은 글씨체(bold)로 표시하였다. 이 경우 해당변수가 이직확률과 통계적으로 유의미하게 연관됨을 의미한다.¹²⁾

먼저 연령과 업력이 증가함에 따라 이직확률은 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 상대적으로 젊은 층에서, 업력이 짧은 사업장에서 더 활발하게 이직이 일어남을 나타낸다. 업력이 짧은 경우 상대적으로 안정성 측면에서 열악할 수 있고 이것이 임금수준 등에도 영향을 줄 수 있어 이직확률을 높일 수 있을 것으로 보인다. 또한 젊은 층에서 이직의 기회도 좀 더 많고 근로자의 이직 희망도 높을 수 있어 이를 반영한 결과로 해석할 수 있다. 이는 선행연구와도 어느 정도 일치하는 결과를 보여주는 것이다. 한편 규모가 작아지면 이직확률은 증가하는 것으로 보이나 교차비의 값이 1에 매우 가까워 그 차이가 크지는 않은 것으로 보인다. 선행연구에서는 고용규모가 커짐에 따라 교차비가 증가하다가 나중에 감소하는 역U자형의 결과가 관측되었는데 이러한 비선형성으로 인하여 현재의 결과가 나타났을 가능성도 배제할 수는 없다. 성별에 대해서는 여성에 비해 남성의 이직이 활발하게 관측되었다. 언급된 변수들의 경우 연도에 상관없이 어느 정도 일관된 방향으로의 연관성이 관측되었다. 임금의 변화는 0 미만인 범주에 비하여 0 이상~40 미만 범주에서 이직확률이 오히려 크게 감소하는 것으로 나타났다. 이는 비이직의 경우 연차에 따라 임금이 동결되거나 상승되는 경우가 많고 임금감소가 일어나는 경우는 상대적으로 드물 것이므로 해당 근로자들은 0 미만 그룹보다는 0 이상~40 미만(혹은 그 이상)의 범주에 포함되는 경우가 많기 때문으로 보인다. 또한 자발/비자발적인 이직으로 인해 임금이 감소된 근로자들은 0 미만 그룹에 포함될 수 있을 것이다. 즉 0 미만 그룹에 이직자들이 상대적으로 다수 포함되는 것이 자연스럽다. 주의깊게 관측해야 할 부분은 임금의 상승폭이 큰 구간으로 갈수록 0 미만 그룹 대비 교차비의 값이 증가한다는 점이다. 이는 임금의 상승폭이 커질수록 이직확률이 큰 폭으로 증가함을 나타내며 교차비의 변화와 증가가 매우 뚜렷하게 관측된다. 또한 2021~2022년 사이에 교차비의 값이 가장 크게 나타났는데 이는 해당

11) 기준 수준을 R, 타 수준을 A라 하면 교차비는 $\frac{p_A/(1-p_A)}{p_R/(1-p_R)}$ 으로 정의된다. $\frac{p_A/(1-p_A)}{p_R/(1-p_R)} > 1$ 과 $\frac{p_A}{p_R} > 1$ 은 동치관계에 있어 로지스틱 모형 하에서 두 수준의 확률의 크기를 비교하고자 할 때 교차비가 주로 활용된다. (=1, <1인 경우에 대해서도 마찬가지로 동치관계가 성립한다.)

12) 단 본 자료는 전수행정자료이므로 표본추출에 의한 변동성은 존재하지 않는다. 또한 자료의 수가 매우 많아 표준오차가 작게 추정되므로 대부분의 계수(혹은 교차비)가 유의하게 나타난다. 즉 유의확률을 통한 추론 과정에 큰 의미를 부여하기보다는 교차비의 크기와 방향성에 대한 해석에 초점을 두는 것이 유리할 수 있다.

년도에 임금변화가 이직확률의 변화와 가장 크게 연관되었음을 보여준다. 산업변수에 대해서는 광업 대비 제조업의 이직확률은 상대적으로 낮게, 서비스업(및 기타)의 이직확률이 더 높게 나타났다. 농림어업의 경우 연도별로 높고 낮음이 모두 관측되었다. 단 일부 교차비 중 통계적으로 유의미하지 않은 것이 있고, 산업분류 방식이 연도에 따라 차이가 있어 이에 따른 편이가 다소 존재할 수 있다는 점을 밝혀둔다. 지역에 대해서는 세종, 강원, 충남, 충북은 서울 대비 이직률이 전체적으로 높게 나타났고 대구, 대전, 경남, 제주는 이직률이 서울 대비 낮게 나타났다. 이외 지역들은 연도에 따라 다른 방향성을 나타내었다. 특징적인 것은 과거에 비해 최근에 서울 대비 이직률이 높아진 지역이 더 많다는 점인데 2018~2019년도에 서울보다 이직률이 높은 지역이 7개였다면 2022~2023년도와 2023~2024년도에는 각각 10개, 11개로 늘어났다. 전북의 경우 최근 2개 시점에 대해서 교차비의 값이 1보다 커져 서울 대비 이직률이 높은 것으로 나타났다. 시간에 따라서 관측해보면 연령, 성별, 업력, 규모 변수에 대해서는 큰 변화가 보이지 않으나 임금변화, 산업변수, 지역변수 등은 시간에 따라 이직확률과 연관된 방향성의 변화가 어느 정도 관측된다. 임금변화의 경우 2019~2021년에는 교차비의 값이 어느 정도 감소하는 것으로 보이다가 2021~2022년에 급격한 증가 후 안정화되는 경향이 보인다. 이는 코로나 팬데믹 기간 동안 임금(변화)에 따른 이직심리가 위축되었다가 회복되고 안정화되는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 지역에 따라서는 시점에 따른 변화들이 조금씩 관측되는데 전체적으로 2019~2020년에 서울 대비 이직률이 감소한 지역들이 다수 눈에 띄며 2021~2022년을 기점으로 다시 이직이 활발해지는 경향성을 보여준다. 특히 울산에서 2019년~2021년을 거치면서 교차비가 1.508에서 0.923으로 큰 폭으로 떨어졌는데 이는 조선업황의 부진으로 산업위기대응특별지역으로 지정되었던 것과 관련이 있어 보인다.

<표 7> 비이직/이직 로지스틱 모형 적합결과

		2018 -2019년	2019 -2020년	2020 -2021년	2021 -2022년	2022 -2023년	2023 -2024년	기준 수준	
		교차비	교차비	교차비	교차비	교차비	교차비		
개인 특성 변수	연령	0.991	0.991	0.992	0.989	0.991	0.993		
	성별	남성	1.092	1.119	1.196	1.161	1.169	1.147	여성
	임금 변화	0 이상 ~40 미만	0.299	0.301	0.298	0.452	0.283	0.237	0미만
		40 이상 ~70 미만	1.160	0.951	0.922	1.559	0.888	0.650	
	70 이상	2.010	1.881	1.957	3.384	1.928	1.474		
사업장 특성 변수	업력	0.967	0.964	0.966	0.967	0.966	0.966		
	규모	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999		
산업 변수	농림어업	1.107	0.997	0.888	1.104	1.026	1.125	광업	
	서비스업 및 기타	1.180	1.081	1.092	1.158	1.069	1.199		
	제조업	0.815	0.726	0.732	0.821	0.716	0.771		
지역 변수	부산	0.937	0.889	0.895	0.947	0.976	1.014	서울	
	대구	0.914	0.844	0.839	0.859	0.939	0.970		
	인천	1.018	0.937	0.902	0.970	1.032	1.020		
	광주	1.024	0.935	0.967	1.009	1.045	1.051		
	대전	0.856	0.939	0.859	0.865	0.909	0.934		
	울산	1.508	0.923	0.884	0.880	1.018	1.075		
	세종	1.065	1.207	1.176	1.002	1.097	1.059		
	경기	0.955	0.966	0.944	0.982	1.046	1.033		
	강원	0.970	1.069	1.015	1.042	1.047	1.089		
	충북	1.061	1.025	1.000	0.992	1.109	1.060		
	충남	1.017	0.992	1.033	1.076	1.080	1.065		
	전북	0.988	0.980	0.996	0.985	1.058	1.036		
	전남	0.979	1.015	1.018	0.956	1.060	1.096		
	경북	0.903	0.895	0.883	1.136	0.961	0.983		
경남	0.904	0.877	0.901	0.887	0.928	0.967			
제주	1.044	0.980	0.955	0.953	0.960	0.997			
상수항		0.818	0.862	0.825	0.651	0.910	0.795		
관측치수		11,224,096	11,421,515	11,624,483	12,021,626	12,272,736	12,348,248		

** 굵은 글씨로 처리된 교차비는 유의수준 0.05에서 유의미한 것으로 판명되었음

나. 역내이직 vs 역외이직

다음으로 이직자들을 대상으로 역내이직 대비 역외이직 한 경우의 확률과 여러 특성들과의 연관성을 모형화하였다. 반응변수는 역내이직인 경우 0, 역외이직인 경우 1의 값을 가지는 것으로 상정하였다. 모형 적합에 고려한 설명변수는 앞선 모형의 경우와 동일하게 고려하였고, 마찬가지로 7개년의 자료에 대해 인접한 2개년씩의 자료에 의해 총 6개 시점의 사업장이동 데이터에 대해서 각각 로지스틱 모형을 적합하였다. <표 8>은 모형 적합된 결과이다.

결과로부터 연령이 낮을수록, 남성일수록 역외이직 확률이 증가하는 것으로 나타났다. 즉 젊은 남성의 경우 이직에 의한 인구유출 위험이 커지는 것으로 보인다. 여성의 경우 기혼일 경우 가족 돌봄 등에 대한 부담으로 역외이동이 상대적으로 적을 것이다. 이 변수들에 대한 교차비는 시간에 따라 큰 변화가 관측되지는 않았다. 임금변화에 대해서는 0 미만 그룹 대비 임금상승폭이 커질수록 역외이직확률이 커지는 것으로 나타났다. 업력과 규모의 경우 전 시점에 걸쳐 교차비가 유의미하게 1보다 크게 관측되었고 시간에 따른 변화는 크지 않았다. 즉 업력과 규모의 값이 클수록 역외이직확률이 크게 관측되었는데, 이는 상대적으로 안정되어 있는 사업장에서 역외이직이 더 활발하다는 의미로 볼 수 있다. 산업변수에서는 광업 대비 제조업의 교차비가 1보다 작게 관측되어 역외이직확률이 상대적으로 떨어지는 것으로 관측되었다. 이는 국내 제조업의 약화로 인한 것으로 보인다. 타 산업들 또한 광업 대비 대부분 작은 역외이직확률을 보여주었으나 통계적으로 유의미하지 않은 경우가 많았다. 지역에 따라서는 거의 전 지역에서 서울 대비 타 지역의 역외이직확률이 더 크게 관측되었다. 이는 직업이동에 따른 인구유출 가능성을 그대로 나타내준다고 하겠다. 교차비 값이 1보다 커서 역외이직이 가장 활발하게 일어나는 곳은 세종, 대전, 인천, 충남, 충북 등으로 관측되며 시간에 따라서는 판데믹 기간(2020~2021년)에 역외이직이 일부 지역에서 다소 위축되었다가 2022년 이후 점차 증가하는 경향성이 대부분의 지역에 걸쳐서 눈에 띈다. 세종은 서울 대비 가장 높은 역외이직률을 보여주었는데, 이는 공공기관들을 중심으로 행정기능이 집중되어 있는 규모가 크지 않은 계획도시라는 특성 때문으로 생각된다. 한편 전북은 제주와 더불어 서울 대비 역외이직 확률이 가장 낮은 지역으로 관측되었는데, 섬으로 고립되어 있는 제주의 특성을 고려한다면 사실상 역외이직이 가장 낮은 지역으로 볼 수 있다. 그러나 전북의 역외이직 확률 또한 시간에 따라 증가하고 있는 추세이다.

<표 8> 역내이직/역외이직 로지스틱 모형 적합결과

		2018 -2019년	2019 -2020년	2020 -2021년	2021 -2022년	2022 -2023년	2023 -2024년	기준 수준	
개인 특성 변수	연령	0.989	0.991	0.989	0.990	0.990	0.991		
	성별	남성	1.420	1.410	1.437	1.409	1.425	1.440	여성
	임금 변화	0 이상 ~40 미만	0.775	0.796	0.782	0.769	0.800	0.809	0미만
		40 이상 ~70 미만	0.867	0.854	0.887	0.912	0.894	0.903	
		70 이상	1.029	1.057	1.052	1.076	1.100	1.067	
사업장 특성 변수	업력	1.019	1.017	1.014	1.011	1.012	1.012		
	규모 ¹³⁾	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000		
산업 변수	농림어업	0.863	0.928	1.064	0.942	0.994	0.830	광업	
	서비스업 및 기타	0.933	0.964	1.061	0.877	0.899	0.781		
	제조업	0.765	0.821	0.929	0.753	0.807	0.711		
지역 변수	부산	1.137	1.112	1.089	1.119	1.167	1.155	서울	
	대구	1.316	1.204	1.152	1.263	1.324	1.319		
	인천	1.849	2.034	2.031	2.139	2.452	2.369		
	광주	1.423	1.341	1.294	1.416	1.574	1.440		
	대전	1.920	2.267	1.985	2.080	2.046	2.119		
	울산	0.795	1.248	1.289	1.309	1.401	1.217		
	세종	4.356	4.286	4.640	5.489	5.004	5.314		
	경기	1.302	1.329	1.250	1.318	1.349	1.365		
	강원	1.261	1.544	1.250	1.405	1.418	1.463		
	충북	1.601	1.532	1.665	1.771	1.925	1.878		
	충남	1.760	1.678	1.753	2.016	1.979	1.995		
	전북	0.961	0.959	0.991	1.060	1.031	1.088		
	전남	1.168	1.216	1.306	1.382	1.213	1.158		
	경북	1.352	1.394	1.303	1.031	1.451	1.470		
	경남	1.023	1.081	1.037	1.164	1.130	1.121		
제주	1.078	1.039	0.892	1.006	0.978	1.034			
상수항		0.529	0.457	0.474	0.593	0.542	0.618		
관측치수		2,104,638	2,011,857	2,107,452	2,387,974	2,415,462	2,232,383		

** 굵은 글씨로 처리된 교차비는 유의수준 0.05에서 유의미한 것으로 판명되었음

13) 소수점 4째 자리 이하에서 처음 0이 아닌 값이 관측될 정도로 1에 가까운 값을 나타내었다.

2. 다항로지스틱모형

다항로지스틱 모형은 다범주 반응변수의 모형화를 가능케 하는 모형이다. K 개의 수준을 가지는 범주형 반응변수 y 와 설명변수 $x_j, j=1,2,\dots,p$ 에 대하여 다음과 같은 모형을 고려하게 된다.

$$\log \frac{p_i^k}{p_i^K} = b_0 + b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2} + \dots + b_p x_{ip}, \quad i=1,2,\dots,n, \quad k=1,2,\dots,K-1$$

여기서 n 은 표본의 개수이고 분자인 $p_i^k = P(y_i = k | x_{i1}, \dots, x_{ip})$ 로 설명변수들이 주어졌을 때 반응변수가 각 비교 수준 k 의 값을 가질 확률을 나타낸다. 분모인 $p_i^K = P(y_i = K | x_{i1}, \dots, x_{ip})$ 로 반응변수가 기준 수준의 값을 가질 확률을 나타낸다. 다항로지스틱 모형은 이 확률들의 비의 로그값을 설명변수들에 의한 선형함수로 모형화한다. 본 모형의 경우 이직의 특성이 가지는 세 수준 비이직/역외이직/역내이직을 함께 고려하여 모형화할 수 있다는 장점이 있다. 이범주 로지스틱 모형의 경우와 마찬가지로 하나의 범주를 기준 수준으로 설정해야 하는데 본 연구에서는 비이직을 기준 수준으로 하고 비교 수준을 역외이직과 역내이직으로 설정하여 분석을 진행하였다. 이 모형에서의 교차비는 기준 수준 대비 타 수준에 대한 오즈값들의 비로써 해석 자체는 이범주 로지스틱 모형과 크게 다르지 않다. 사용하는 설명변수 또한 앞선 모형들과 동일하게 설정하였다. <표 9-1>과 <표 9-2>는 6개 시점의 이직데이터에 대한 다항로지스틱모형 적합결과이다. 모형의 적합을 위해서 통계소프트웨어 R에서 nnet 패키지의 multinom() 함수를 사용하였다.

적합결과 모든 교차비 값이 유의수준 0.05에서 유의미하였다. 전체적으로 연령이 감소할 때 비이직 대비 역외/역내이직 확률이 증가하는데 역외이직확률에의 연관성이 더 두드러지게 나타났다. 즉 젊은 층일수록 역내외이직이 활발해지지만 역외이직이 더욱 활발해지는 것으로 이해할 수 있다. 또한 2018~2019년에는 여성 대비 남성의 역내이직확률이 더 낮은 수준으로 나타나기도 하였으나 전반적으로 남성의 경우 여성에 비해 이직이 더 활발하게 관측되었는데 역외이직이 상대적으로 더 활발했으며 2020년~2021년 사이에 교차비의 값이 가장 커져서 성별의 효과가 가장 두드러지게 나타났다가 이후에 다소 안정화되는 것으로 보인다. 임금의 변화는 0 미만인 구간을 제외하면 임금변화가 커질수록 이직이 활발하게 나타났으며 역내이직에 비해 역외이직에서 그 연관성이 뚜렷하게 관측되었다. 임금변화에 따른 교차비의 변화는 2021~2022년에 가장 크게 나타났는데 이러한 관측결과는 전반적으로 앞선 이범주 로지스틱 모형 적합결과와 크게 다르지 않았다. 업력과 규모는 클수록 역내외이직확률을 감소시켰으나 규모의 경우 매우 큰 차이를 나타내지는 않았고 시점에 따라 대체

로 일관된 흐름을 보이는 것으로 관측되었다. 산업에 따른 분류에서는 광업 대비 제조업의 경우 교차비 값이 1보다 작아 역내외이직활동이 모두 열세에 있었으나 타 산업의 경우 광업 대비 교차비 값이 대체로 1보다 커 활발한 이직이 나타난 것으로 보인다. 지역변수를 보면 대부분의 지역에서 서울 대비 역외이직은 더 활발¹⁴⁾하나 역내 이직은 반대의 경향을 보이고 있다. 또한 시 지역에서 나타나는 역내외이직의 교차비 차이가 도 지역에 비해 전반적으로 더 크다. 도 지역에서는 역내외이직의 교차비 차이가 상대적으로 크지 않은 것으로 보아 역내외이직활동 간의 차이가 시에 비해 덜 크게 나타나는 것으로 보인다. 단 시 지역에서도 부산, 대구는 교차비 차이가 작게 나타났다. 도 지역에서는 충남, 충북의 교차비 차이가 매우 크게 나타났다. 도 지역 중 강원도의 경우 역외이직 교차비의 시간에 따른 증가 추세가 눈에 띄는데, 이는 고속철도 개통(2017년 12월 서울-강릉선 개통)에 따른 타 지역과의 연결성 강화의 영향일 수 있다. 세종을 제외한 대부분의 시에서 비이직 대비 역외이직에 대한 교차비 값이 2020-2021년에 감소했다가 그 다음해부터 다시 증가하는 양상이 눈에 띈다. 코로나 팬데믹에 의한 이직활동의 위축에 의한 것으로 보이며 이듬해부터 값이 다시 증가하기 시작하여 현재까지 대부분 이어지고 있다. 이러한 양상은 다른 도에서도 일부 관측되나 시만큼 뚜렷하지는 않은 특징을 보인다. 전북지역의 경우 서울 대비 역내이직 교차비 값은 타 지역 대비 매우 큰 편에, 역외이직 교차비 값은 매우 작은 편에 속하는 것으로 관측된다. 또한 역내이직 교차비 값은 연도에 따라 상승, 하락을 번갈아 보이고 있고 역외이직 교차비 값은 증가추세에 있다. 하지만 두 값 모두 시간에 따라 큰 폭의 변화를 나타내지는 않고 있다. 즉, 이직 자체가 매우 활발하거나 변화가 크지는 않으나 역외이직에 비해 역내이직이 좀 더 활발하고 역외이직이 꾸준히 증가세에 있다고 할 수 있다.

14) 역외이직이 더 활발하다는 것은 비이직 대비 역외이직확률이 더 높다는 의미이다.

<표 9-1> 다항로지스틱 모형 적합결과 : 2018~2021년

			2018-2019년		2019-2020년		2020-2021년		기준 수준
			교차비		교차비		교차비		
반응 변수	역외이직 / 역내이직		역외 이직	역내 이직	역외 이직	역내 이직	역외 이직	역내 이직	비이직
개인 특성 변수	연령		0.984	0.994	0.987	0.994	0.986	0.995	
	성별	남성	1.379	0.974	1.398	1.001	1.515	1.061	여성
	임금 변화	0 이상 ~40 미만	0.248	0.329	0.252	0.330	0.251	0.327	0미만
		40 이상 ~70 미만	1.018	1.244	0.826	1.027	0.831	0.977	
		70 이상	2.006	2.006	1.893	1.870	1.980	1.938	
사업장 특성 변수	업력		0.978	0.960	0.974	0.959	0.975	0.961	
	규모		0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	
산업 변수	농림어업		1.009	1.175	1.010	1.004	0.924	0.873	광업
	서비스업 및 기타		1.125	1.223	1.098	1.085	1.139	1.068	
	제조업		0.687	0.899	0.670	0.764	0.705	0.747	
지역 변수	부산		1.011	0.902	0.954	0.851	0.940	0.869	서울
	대구		1.093	0.835	0.957	0.787	0.915	0.800	
	인천		1.491	0.819	1.452	0.721	1.380	0.692	
	광주		1.278	0.914	1.132	0.845	1.133	0.889	
	대전		1.255	0.680	1.510	0.687	1.276	0.667	
	울산		1.320	1.581	1.054	0.863	1.029	0.817	
	세종		2.290	0.549	2.623	0.630	2.588	0.572	
	경기		1.128	0.877	1.162	0.874	1.087	0.877	
	강원		1.119	0.903	1.406	0.919	1.159	0.947	
	충북		1.421	0.907	1.351	0.881	1.364	0.836	
	충남		1.430	0.840	1.370	0.829	1.451	0.846	
	전북		0.942	1.003	0.941	0.983	0.978	0.997	
	전남		1.053	0.943	1.120	0.957	1.180	0.939	
	경북		1.077	0.824	1.092	0.803	1.030	0.813	
	경남		0.906	0.898	0.912	0.853	0.914	0.890	
제주		1.080	1.025	0.996	0.962	0.870	0.987		
상수항			0.287	0.518	0.258	0.596	0.262	0.555	
관측치수			11,224,096		11,421,515		11,624,483		

<표 9-2> 다항로지스틱 모형 적합결과 : 2021~2024년

		2021-2022년		2022-2023년		2023-2024년		기준 수준	
		교차비		교차비		교차비			
반응 변수	역외이직/ 역내이직	역외 이직	역내 이직	역외 이직	역내 이직	역외 이직	역내 이직	비이직	
개인 특성 변수	연령	0.982	0.992	0.985	0.994	0.988	0.996		
	성별	남성	1.451	1.033	1.466	1.034	1.440	1.008	여성
	임금 변화	0 이상 ~40 미만	0.375	0.501	0.241	0.310	0.202	0.260	0미만
		40 이상 ~70 미만	1.420	1.645	0.798	0.945	0.589	0.692	
70 이상		3.466	3.321	2.000	1.877	1.493	1.459		
사업장 특성 변수	업력	0.974	0.964	0.973	0.962	0.972	0.962		
	규모	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999	0.999		
산업 변수	농림어업	1.075	1.135	1.025	1.044	1.016	1.247	광업	
	서비스업 및 기타	1.082	1.219	1.008	1.125	1.043	1.360		
	제조업	0.701	0.908	0.631	0.783	0.628	0.907		
지역 변수	부산	1.015	0.909	1.077	0.924	1.121	0.952	서울	
	대구	0.992	0.794	1.123	0.852	1.165	0.870		
	인천	1.528	0.725	1.741	0.722	1.693	0.715		
	광주	1.259	0.895	1.390	0.889	1.333	0.913		
	대전	1.319	0.657	1.377	0.693	1.436	0.692		
	울산	1.035	0.809	1.254	0.910	1.212	1.006		
	세종	2.334	0.433	2.484	0.504	2.435	0.457		
	경기	1.169	0.894	1.264	0.944	1.265	0.917		
	강원	1.283	0.930	1.302	0.930	1.382	0.945		
	충북	1.410	0.804	1.654	0.865	1.563	0.825		
	충남	1.639	0.827	1.626	0.836	1.610	0.813		
	전북	1.011	0.965	1.069	1.043	1.098	0.993		
	전남	1.145	0.864	1.177	1.000	1.184	1.041		
	경북	1.181	1.109	1.207	0.847	1.246	0.855		
	경남	0.971	0.844	0.998	0.891	1.042	0.922		
제주	0.946	0.950	0.929	0.965	1.013	0.976			
상수항		0.240	0.398	0.317	0.571	0.296	0.471		
관측치수		12,021,626		12,272,736		12,348,248			

3. 로지스틱 모형과 다항로지스틱 모형의 적합도 비교

비이직/이직, 역내이직/역외이직 두 경우 별개의 로지스틱 모형으로 분석한 결과와 비이직/역외이직/역내이직을 한번에 고려한 다항로지스틱 모형을 모형 적합도의 관점에서 간단히 살펴보았다. 반응변수가 연속형인 통상적인 선형모형의 경우 결정계수(R^2) 값이 모형의 설명력을 나타내고 데이터 적합성에 대한 측도로 간주될 수 있다. 본 연구의 경우 반응변수가 범주형이므로 결정계수를 그대로 이용할 수는 없다. 대신에 대응되는 개념으로 연구자들에 의해서 제안된 측도 중 하나를 사용할 것이다. 고려한 측도는 Cox-Snell's R^2 라고 알려진 값으로 Null 모형(설명변수를 고려하지 않고 절편만 고려한 모형)과 현재 사용하는 모형의 가능도함수(likelihood function)를 바탕으로 다음과 같이 계산된다.

$$R_{CS}^2 = 1 - \left[\frac{L_N}{L_S} \right]^{2/n} : L_N, L_S \text{ 는 Null 모형과 현재 모형의 가능도함수}$$

위 값은 결정계수와 비슷하게 0과 1 사이에서만 값을 가지고 1에 가까울수록 적합도가 좋은 것으로 볼 수 있다. <표 10>은 적합된 모형에 대한 위 측도 계산 값이다.

<표 10> Cox-Snell의 R^2

	로지스틱모형		다항로지스틱모형
	역내이직/역외이직	비이직/이직	
2018~2019년	0.0267	0.1108	0.1945
2019~2020년	0.0278	0.1071	0.1973
2020~2021년	0.0267	0.1088	0.1969
2021~2022년	0.0283	0.1094	0.1999
2022~2023년	0.0303	0.1203	0.2073
2023~2024년	0.0310	0.1192	0.2040

여기서 역내이직/역외이직 모형의 경우 사용한 데이터셋이 다르므로 나머지 두 모형과 직접 비교는 의미가 없다. 위 표로부터 비이직/이직 모형의 경우 전 연도에 걸쳐 적합도 값이 0.10~0.12 수준으로 나타났다. 한편 다항로지스틱모형의 경우 적합도가 0.20에 가까운 수준으로 나타나 로지스틱 모형에 비해 월등히 높게 나타났다. 이는 반응변수를 이직/비이직에서 이직/역외이직/역외이직으로 세분화하여 다범주로 고려

하는 모형이 자연스럽게 모형 적합도를 높여주어 얻게 되는 이득이 적지 않음을 보여 준다. 즉 다항로지스틱 모형 사용에 대한 정당성을 모형 적합도의 측면에서도 어느 정도 부여해 준다 하겠다.

4. 로지스틱 모형 : 전북지역

지금까지는 전체 데이터를 대상으로 지역변수를 도입하여 모형을 적합하고 분석하였다. 추가적으로 전북지역의 이직특성에 대해 좀 더 면밀하게 살펴보고자 데이터를 전북지역에 한정시켜 분석을 실시하였다. 이를 위해 각 연도별로 지역변수에 전북이 포함된 관측치만을 추출하여 분석 데이터를 도출하였다. 즉 2018~2019년 데이터에서는 2018년 혹은 2019년에 지역변수가 전북에 해당하는 근로자들을 모두 포함하였다.¹⁵⁾ 나머지 연도에 대해서도 비슷한 작업을 수행하여 데이터를 구축한 후 이항, 다항로지스틱 모형을 고려하였다. 전북지역에 한정함으로써 지역변수가 자연스럽게 배제됨을 고려하면 다른 설명변수는 앞선 모형 적합에서와 동일하게 설정하였다.

가. 비이직 vs 이직

반응변수가 이직여부가 되고 비이직인 경우 0, 이직인 경우 1의 값을 가지는 것으로 상정하였다. 즉 전북지역에서의 비이직/이직 특성에 대한 모형화를 실시하였다. 아래 <표 11>이 적합 결과를 나타낸다.

적합결과 젊을수록, 업력이 짧을수록, 규모가 클수록 이직확률이 증가하였고 연도별로 비슷한 강도의 경향성을 나타내었다. 이는 전체 데이터로 적합했을 때와 크게 다르지 않은 결과이다. 규모의 경우 1을 기준으로 반대의 결과가 관측되었지만 1에 매우 가까운 값으로 유의미한 차이라고 보이지는 않는다. 성별의 경우에도 남성의 경우 여성에 비해 이직확률이 높게 나타나 전체 데이터 적합시와 유사했지만 교차비의 값이 상대적으로 더 크게 나타나 성별에 따른 차이가 전북 지역에서 좀 더 두드러지게 관측되었다. 임금의 변화는 0 미만 대비 임금증가폭이 커질수록 이직확률이 더 높게 나타났는데 2021~2022년에 교차비 값이 다른 연도에 비해 크게 나타난 특성까지 포함하여 전체 데이터 적합시 관측되었던 특성과 유사하게 나타났다. 산업변수 측면에서는 광업 대비 타 산업의 이직이 상대적으로 덜 활발하게 나타났으며 농림어업과 제조업의 이직률이 상대적으로 낮고 서비스업의 이직률이 가장 높게 나타났다. 서비

15) 여기서 2018년에 지역변수가 전북에 해당하는 관측치만을 추출하여 데이터를 구축할 수도 있을 것이다. 이 경우 전북에 거주했던 사람들을 대상으로 이직 특성을 직접적으로 분석할 수 있다는 장점은 있으나, 외부에서 전북 지역으로 유입되는 근로자들의 특성은 포함하지 못한다는 단점이 있다. 본 연구에서는 전북과 연관되어 경제활동을 수행한 근로자 전체를 대상으로 분석을 실시하고자 하는 목적으로 2018, 2019년 양 시점에 지역변수가 전북에 해당하는 근로자를 모두 포함하였다. 이 경우 전북에서 유출되는 근로자와 유입되는 근로자가 구분되지 않는다는 단점이 있을 수 있는데, 이는 3장 5절에서 이를 구분한 다범주모형을 고려함으로써 해소하였다.

스업의 이직률이 높은 것은 전체 데이터 분석에서와 유사하나 광업 대비 농림어업의 이직률은 전북에서 현저하게 낮게 나타났다. 단 전북의 산업구조 특성상 광업의 비중이 높지 않고 그 형태도 타 지역과는 다를 수 있음을 유념해야 한다.

<표 11> 비이직/이직 로지스틱 모형 적합결과 (전북지역 한정)

		2018 -2019년	2019 -2020년	2020 -2021년	2021 -2022년	2022 -2023년	2023 -2024년		
		교차비	교차비	교차비	교차비	교차비	교차비	기준 수준	
개인 특성 변수	연령	0.991	0.990	0.990	0.989	0.991	0.992		
	성별	남성	1.147	1.281	1.321	1.278	1.305	1.276	여성
	임금 변화	0 이상 ~40 미만	0.266	0.295	0.285	0.428	0.301	0.237	0미만
		40 이상 ~70 미만	1.179	0.930	0.879	1.386	0.894	0.680	
	70 이상	2.095	1.910	2.079	3.301	2.134	1.688		
사업장 특성 변수	업력	0.958	0.964	0.960	0.959	0.966	0.966		
	규모 ¹⁶⁾	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000		
산업 변수	농림어업	0.517	0.450	0.479	0.650	0.790	0.938	광업	
	서비스업 및 기타	0.844	0.665	0.688	0.871	0.911	1.133		
	제조업	0.627	0.523	0.491	0.624	0.650	0.771		
상수항		1.551	1.639	1.742	1.129	1.255	1.078		
관측치수		274,167	280,623	287,137	295,756	298,221	299,016		

나. 역내이직 vs 역외이직

다음으로 반응변수를 역내이직인 경우 0, 역외이직인 경우 1의 값을 가지는 것으로 상정하여 마찬가지로 전북지역 한정 데이터에 대해서 연도별로 로지스틱 모형을 적합하였다. <표 12>는 모형 적합된 결과이다.

연령이 젊을수록 역외이직이 더 활발하게 나타났는데 그 효과는 전국 대상 결과에 비해 더 강하게 나타났다. 성별에 대해서도 남성이 역외이직이 더 활발함은 동일하였으나 그 강도는 전북에서 더 강하게 나타났다. 즉 젊은 남성의 역외이직이 전북에서 더 활발하게 나타난다는 것을 의미한다. 업력에 대한 교차비는 1을 중심으로 크고 작은 것이 교차되어 연도별로 역외이직 확률과 상이한 연관성을 보여주었다. 규모는 클수록 역외이직확률이 컸으나 앞서와 마찬가지로 그 효과가 아주 뚜렷하지는 않았다.

16) 소수점 넷째자리에서 처음 0이 아닌 숫자가 나타날 정도로 1에 가까운 값을 나타내었다.

임금변화의 경우 0 미만 대비 역외이직 확률은 전북에서 좀 더 크게 나타났지만 임금이 상승했음을 전제로 했을 때 임금상승폭이 커짐에 따른 역외이직 확률의 변화는 전북과 전국에서 유사하게 나타난 것으로 관측된다. 산업별로는 광업 대비 타 산업 역외이직 확률은 그 변화가 매우 복잡하게 나타났으며 2019~2022년에 급격하게 증가 후 다소 감소하였다. 특히 농림어업에서 역외이직확률의 증가가 매우 눈에 띄는데 이는 농림어업 종사자수의 감소와 밀접하게 연관된 것으로 보인다. 통계청 전주사무소에서 최근 발표한 결과¹⁷⁾에 따르면 농림어업 및 임업 종사자수가 2020년 7월 기준 19만 4천명에서 2024년 10월 기준 16만 1천명 수준으로 감소하였다.

<표 12> 역내이직/역외이직 로지스틱 모형 적합결과 (전북지역 한정)

		2018 -2019년	2019 -2020년	2020 -2021년	2021 -2022년	2022 -2023년	2023 -2024년	기준 수준	
		교차비	교차비	교차비	교차비	교차비	교차비		
개인 특성 변수	연령	0.983	0.983	0.985	0.986	0.986	0.985		
	성별	남성	1.746	1.811	1.720	1.808	1.639	1.713	여성
	임금 변화	0 이상 ~40 미만	0.859	0.869	0.812	0.836	0.779	0.845	0미만
		40 이상 ~70미만	0.914	0.857	1.002	0.982	1.000	0.954	
	70 이상	1.217	1.170	1.197	1.224	1.250	1.198		
사업장 특성 변수	업력	1.013	0.999	0.994	1.005	0.998	0.994		
	규모	1.001	1.001	1.001	1.001	1.001	1.001		
산업 변수	농림어업	0.377	0.459	0.902	2.116	1.020	1.302	광업	
	서비스업 및 기타	0.660	0.957	1.275	1.564	0.810	1.025		
	제조업	0.765	0.939	1.429	1.603	0.804	1.044		
상수항		1.244	0.987	0.740	0.556	1.219	1.082		
관측치수		65,882	65,607	69,205	74,449	76,657	71,542		

17) 2024년 11월 고용동향 (2024, 호남지방통계청 전주사무소)

5. 다항로지스틱 모형 : 전북지역

반응변수를 다범주로 설정하여 통합모형을 적합하였다. 단 역외이직을 전북에서 타 지역으로 나가는 유출과 타 지역에서 전북으로 들어오는 유입으로 구분하여 반응변수를 비이직/유입/유출/역내이직 네 범주로 설정하였다. 기준수준은 비이직으로 설정하여 비이직 대비 유입/유출/역내이직 확률을 설명변수에 대하여 모형화하여 적합하였다. 결과는 아래 <표 13-1>, <표 13-2>에 나타나 있다.¹⁸⁾

먼저 연령이 감소하면 비이직 대비 이직확률들은 모두 증가하는 것으로 나타났는데 유출확률의 증가가 가장 크고 유입, 역내이직이 그 뒤를 이었다. 즉 젊은 층에서 유출의 위험이 가장 높게 관측되었다. 이는 경제활동인구의 감소와 직결될 수 있다. 하지만 교차비의 값이 연도에 따라 폭이 크지는 않지만 1에 가까운 쪽으로 완화되어, 연령에 따른 유출 위험이 다소 줄어들고 있다는 점은 긍정적으로 해석할 수 있다. 성별로는 남성의 비이직 대비 유입/유출확률이 여성에 비해 모두 크게 관측되었으며 시점의 차이는 있지만 모두 증가 후 약간 감소하는 추세에 있다. 임금변화를 살펴보면 0 미만 구간을 제외하고 임금이 상승폭이 커질수록 비이직 대비 유입/유출/역내이직 확률은 모두 증가하는 추세이다. 이는 전국 대상 데이터 모형적합 결과와 상통하는 것이다. 교차비의 값의 뚜렷한 증가는 비이직 대비 유입/유출/역내이직 확률이 모두 임금이 상승폭에 따라 크게 증가함을 보여준다. 추가적으로 주목할 만한 것은 유입에 비해 유출의 교차비가 큰 값을 가지고 그 차이가 임금이 변화가 커짐에 따라 증폭되고 있다는 점이다. 이는 임금이 상승폭에 따른 유출확률의 증가가 유입확률에 비해 더욱 뚜렷하게 나타남을 말해준다. 다시 말해 큰 폭으로 임금이 상승된 근로자들의 경우 유입되는 경우보다 유출되는 경우가 더 빈번하게 발생할 수 있다는 것이다. 이는 지역 내에 고임금을 보장하는 양질의 일자리가 얼마나 존재하는지와도 관련이 있을 수 있다. 업력은 클수록 비이직 대비 이직확률들을 감소시켰으며 유입/유출/역내이직간 뚜렷한 차이를 보이지는 않았다. 규모 또한 앞선 결과와 마찬가지로 큰 영향을 주지는 않는 것으로 보인다. 산업특성변수에 대해서는 해마다 교차비의 변화가 심한데 이는 산업이 경제상황이나 정책의 영향 등을 직접적으로 받는 변수이기 때문인 것으로 판단되며 특정 지역에 한정했을 때는 그 변화가 더 극심하게 나타나는 것으로 보인다. 농림어업의 경우 유출 교차비의 값이 우세하다가 최근 들어 유입 교차비가 크게 증가하였다. 즉 광업 대비 농림어업의 비이직 대비 유입확률의 증가세가 뚜렷하다. 연도별 차이는 있지만 서비스업 교차비가 가장 큰 값에 주로 머물러 있고 유입에서의 값이 더 큰 것으로 보아 서비스업은 이직이 활발하며 타 산업 대비 유출의 위험이 크지는 않은 것으로 보인다.

18) 본 모형에서는 유의성 결과는 따로 표시하지 않았고, 교차비에 의한 방향성만 관측하였다. 전술하였듯이 본 데이터는 전수행정자료로 통계적 추론 자체보다는 산출된 교차비의 방향성 해석에 좀 더 의의를 둘 수 있다.

<표 13-1> 다항로지스틱 모형 적합결과 (전북지역 한정) : 2018~2021년

		2018-2019년			2019-2020년			2020-2021년				
		교차비			교차비			교차비			기준 수준	
반응 변수	비이직/유입 /유출/역내이직	역외이직		역내 이직	역외이직		역내 이직	역외이직		역내 이직	비 이직	
		유입	유출		유입	유출		유입	유출			
개인 특성 변수	연령	0.985	0.975	0.997	0.981	0.978	0.997	0.984	0.976	0.996		
	성별	남성	1.512	1.503	0.927	1.967	1.551	1.003	1.771	1.624	1.072	여성
	임금 변화	0 이상 ~40 미만	0.221	0.240	0.303	0.248	0.281	0.327	0.218	0.265	0.326	0 미만
		40 이상 ~70 미만	0.970	1.060	1.352	0.717	0.905	1.071	0.731	0.924	0.939	
		70 이상	1.851	2.555	2.026	1.583	2.445	1.883	1.862	2.530	1.980	
사업장 특성 변수	업력	0.968	0.973	0.958	0.974	0.967	0.968	0.966	0.962	0.969		
	규모	1.000	0.999	0.998	1.000	0.999	0.998	1.000	0.999	0.998		
산업변수	농림어업	0.271	0.589	0.907	0.305	0.517	0.711	0.446	0.722	0.639	광업	
	서비스업 및 기타	0.766	0.659	1.053	0.833	0.571	0.704	1.000	0.742	0.655		
	제조업	0.560	0.589	0.741	0.600	0.501	0.552	0.682	0.599	0.460		
상수항		0.379	0.606	0.641	0.324	0.562	0.762	0.287	0.551	0.865		
관측치수		274,167			280,623			287,137				

<표 13-2> 다항로지스틱 모형 적합결과 (전북지역 한정) : 2021~2024년

		2021-2022년			2022-2023년			2023-2024년			기준 수준		
		교차비			교차비			교차비					
반응 변수	비이직/유입 /유출/역내이직	역외이직		역내 이직	역외이직		역내 이직	역외이직		역내 이직			
		유입	유출		유입	유출		유입	유출				
개인 특성 변수	연령	0.984	0.976	0.995	0.988	0.977	0.997	0.988	0.978	0.998	비 이직		
	성별	남성	1.765	1.631	1.010	1.768	1.551	1.067	1.731	1.554		1.011	여성
	임금 변화	0 이상 ~40 미만	0.328	0.418	0.490	0.228	0.280	0.348	0.191	0.229		0.268	0 미만
		40 이상 ~70 미만	1.035	1.557	1.539	0.728	1.004	0.956	0.565	0.704		0.744	
	70 이상	2.779	4.367	3.163	1.910	2.800	1.988	1.496	2.130	1.593			
사업장 특성 변수	업력	0.967	0.968	0.962	0.969	0.973	0.970	0.969	0.969	0.973			
	규모	1.000	0.999	0.998	1.000	0.999	0.998	1.000	0.999	0.998			
산업변 수	농림어업	0.970	0.970	0.511	0.849	0.789	0.832	1.856	0.849	0.865	광업		
	서비스업 및 기타	1.240	1.070	0.779	1.126	0.688	1.060	2.454	0.815	1.162			
	제조업	0.851	0.838	0.553	0.786	0.499	0.773	1.599	0.591	0.805			
상수항		0.175	0.280	0.612	0.223	0.576	0.508	0.121	0.531	0.470			
관측치수		295,756			298,221			299,016					

6. 로지스틱 모형과 다항로지스틱 모형의 적합도 비교 : 전북지역

3장 3절에서와 같이 전북지역에 한정하여 이항로지스틱 모형과 다항로지스틱 모형의 적합도를 산출하여 비교하여 보았다.

<표 14> Cox-Snell의 R^2

	로지스틱모형		다항로지스틱모형
	역내이직/역외이직	비이직/이직	
2018~2019년	0.0872	0.1320	0.2847
2019~2020년	0.0732	0.1093	0.2631
2020~2021년	0.0750	0.1225	0.2774
2021~2022년	0.0674	0.1173	0.2800
2022~2023년	0.0663	0.1236	0.2867
2023~2024년	0.0715	0.1301	0.2820

위 표로부터 다항로지스틱모형의 경우 적합도가 두 배 이상 증가하는 것으로 나타나 본 모형의 사용이 적합도 측면에서 매우 큰 이점이 있음을 보여준다.

7. 시간효과 분석모형

앞서 적합한 모형들은 시점별로 별개의 모형을 적합한 것이다. 적합한 모형의 교차비를 이용하여 각 변수와 이직특성의 연관성에 대한 시간에 따른 변화를 살펴볼 수 있었다. 본 연구에서 사용한 데이터가 매우 많은 수의 관측치를 가지는 빅데이터임을 고려할 때 각 모형은 신뢰할만 하다고 볼 수 있다. 하지만 다음의 측면에서 개선의 여지가 있다. 첫째, 시점에 따라 분리된 데이터를 분석에 사용하였으나 시점별로 공유되는 특성이 존재할 수 있다. 이에 모든 시점의 데이터를 함께 분석에 이용함으로써 데이터의 더욱 효율적인 활용이 가능하다. 둘째, 현재까지의 분석은 각 연도별로 특정 시점을 기준으로 추출된 데이터를 이용한 것이다. 전바울, 최문정 (2024)의 연구는 12월 기준이며 본 연구는 6월을 기준으로 하였다. 하지만 개인의 이직은 저마다 다른 시점에서 일어날 수 있어 기준 시점에 따라 다른 데이터가 추출될 수 있다. 또한 기준 시점 이전에 한 차례 이상의 이직이 일어났을 경우 이에 대한 정보가 소실될 수 있고 이런 것들이 분석결과에 영향을 줄 수 있다.

본 연구에서는 연도별 변화를 관측하기 위한 분석을 추가로 고려할 것이다. 이를 위해 변동계수모형(Varying coefficient model)을 고려한다. 이 모형은 Hastie and

Tibshirani (1993)에 의해 제안된 이후 지난 30여년 간 매우 방대한 관심을 받으며 연구되어 왔다. 본 연구에서 고려하는 것은 시간변동계수모형으로 다음과 같은 형태를 가진다.

$$\log \frac{p_i}{1-p_i} = b_0(T_i) + b_1(T_i)x_{i1} + b_2(T_i)x_{i2} + \dots + b_p(T_i)x_{ip}, \quad i=1,2,\dots,n$$

위에서 T_i 가 시간을 나타내는 변수이다. 위 모형은 T_i 에 대한 의존도를 무시하면 이항 로지스틱 모형과 동일하다. 위와 같은 모형이 적용된 대표적인 문헌사례 중 Fan and Zhang (1999)은 홍콩의 오염물질 수준과 호흡기질환 입원자 수의 관계를 모형화하고 시간효과를 살펴보기 위해 위 모형을 활용하였고 Cheng and Zhang (2009)은 유아 사망률의 시간효과를 보기 위해 시간변동계수모형을 도입하였다. 본 연구에서는 위 모형의 적용을 위해 6개 시점의 데이터를 모두 병합하되 시간변수를 새롭게 삽입하여 분석에 활용한다. 단 현재 데이터가 6개년도에 달하고 각 데이터의 관측치가 1,000만개를 넘는다는 점을 고려할 때 이를 모두 병합하여 복잡한 모형을 고려하는 것은 계산 여건상 거의 불가능하다. 따라서 반응변수를 역내외이직에 한정하고 중요한 몇 개의 설명변수를 식별하여 일변량 모형으로 적합하였다. 또한 로지스틱 모형에서와 같이 데이터를 전북지역에 한정시켜 모형 적합을 진행한다.

가. 시간변동계수모형 : 전북지역

성별, 연령, 임금의 변화를 단일 설명변수로 가지는 일변량 시간변동계수모형을 적합하였다. 단 2018~2024년 6월 기준 자료로 시간의 효과를 보기에는 관측시점이 충분하지 않다고 판단하였다. 이에 2018년 6월부터 2024년 6월까지 1년 간격이 아닌 6개월 간격의 데이터를 받아 병합 후 분석을 진행하였다. 관측 시점을 더 촘촘히 함으로써 시간 효과에 대한 좀 더 면밀한 관찰이 가능하고 이직 특성이 관측단계에서 소실되는 것을 줄일 수 있을 것으로 기대하였다. 추정을 위해서는 통계소프트웨어 R의 mgcv 패키지 내에 bam() 함수를 이용하였다.

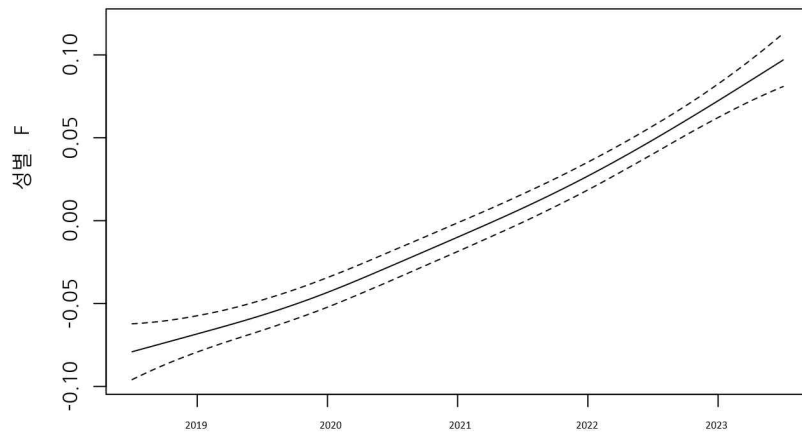
본 모형에서 추정 대상은 각 변수의 계수함수 $b_j(\cdot)$ 이므로 시간에 따른 변화를 나타내는 함수형태로 추정된다. 적합결과 모든 경우에 대해서 통계적으로 유의미한 결과가 도출되었다. <그림 7-1>~<그림 7-3>은 추정된 함수와 신뢰구간을 나타낸다. 단 수치형 변수에 대해서는 계수함수 그대로를 나타내고 범주형 변수의 경우 범주형 변수가 특정 수준값을 가질 때의 로그 오즈(log-odds)값의 추세를 나타낸다.

여성의 이직확률은 연도에 따라 증가하는 모습을 나타내는데 그 추세는 선형에 가깝다. 반면 남성의 이직확률은 전체적으로는 증가하지만 연도별로 증감을 반복하는

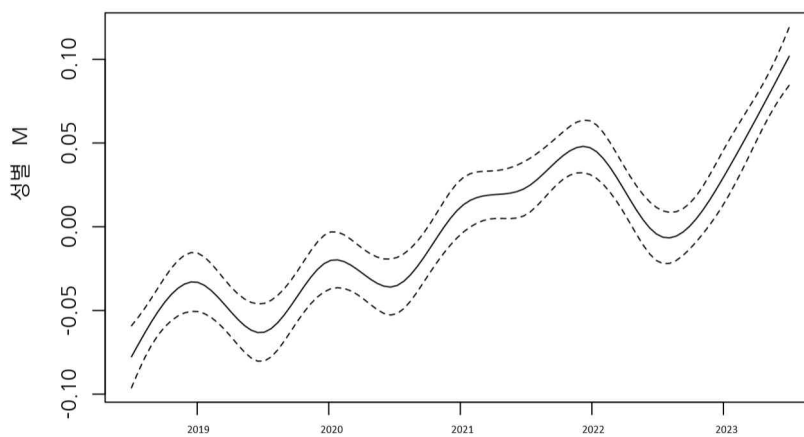
형태를 보였다. 특히 2022~2023년 사이에 크게 감소하였다가 다시 증가하고 있다. 연령에 대해서는 계수함수값이 음수에 머물러 있으므로 연령이 감소할수록, 즉 젊을수록 이직확률이 증가함을 나타낸다. 한편 계수의 절대값이 시간에 따라 0에 가까워지고 있으므로 연령과 이직확률과의 연관성은 점차 약화되고 있는 것으로 나타났다. 임금변화변수의 계수함수는 2020년 이전에는 음수값을 가지다가 그 이후 양수의 값을 가지며 증가 후 최근 안정화되고 있다. 또한 2020년 이전에는 신뢰구간이 0을 포함하는 구간도 상당히 눈에 띈다. 즉 2020년 이전에는 임금상승이 커지면 오히려 이직확률을 둔화시키는 방향으로 연관되었으나 효과가 미미하였고, 2020년 이후에는 임금상승이 커지면 이직률이 높아지는 방향으로의 연관성이 관측되었다.

<그림 7-1> 시간변동계수모형에서의 계수함수 추정결과 : 성별

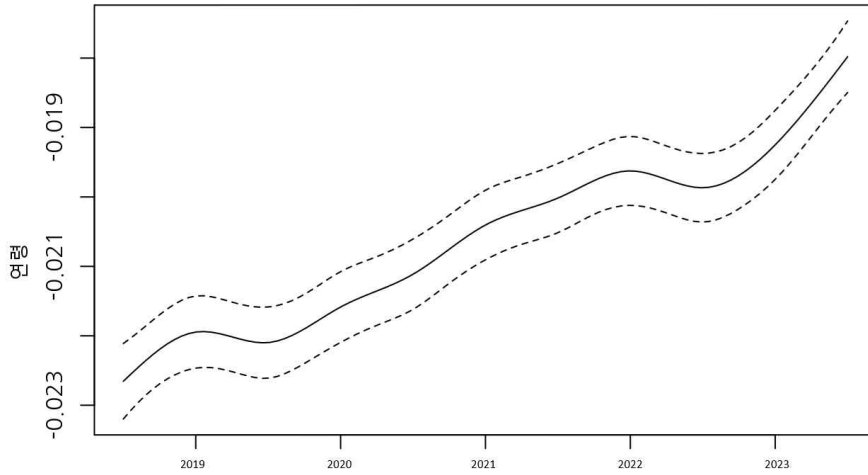
(여 성)



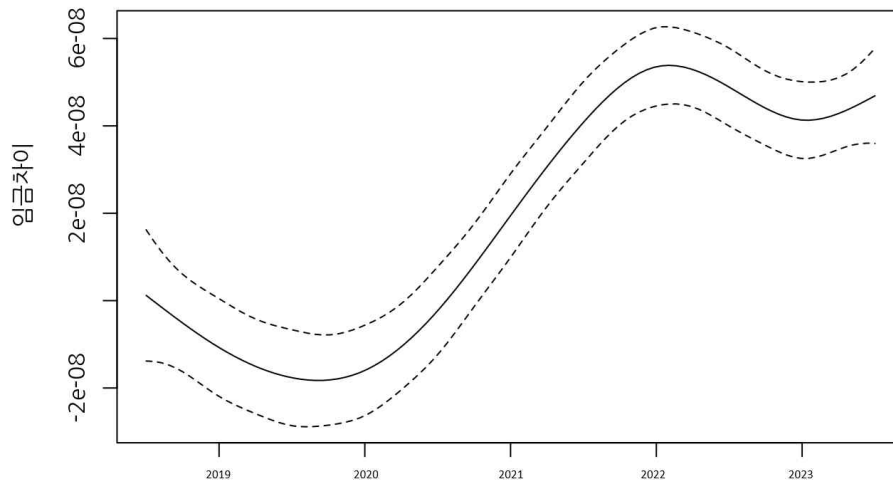
(남 성)



<그림 7-2> 시간변동계수모형에서의 계수함수 추정결과 : 연령



<그림 7-3> 시간변동계수모형에서의 계수함수 추정결과 : 임금변화



나. 시간변동계수모형 : 전국

전체 데이터를 이용하여 시간변동계수모형을 적합하였다. 이 결과는 <부록 2>에 수록되어 있다.

IV. 결론

1. 연구 결과 및 시사점¹⁹⁾

전체적으로 이직률은 과거에 비해 높은 수준을 보이고 있으며 역외이직률 또한 꾸준히 증가하고 있다. 즉 근로자들은 다양한 사유에 의해 사업장을 이동하고 때로는 이것이 지역이동까지 이어지기도 한다. 직업을 사유로 한 이동의 지역간 불균형은 인구구조의 변화를 가져올 수 있을 뿐 아니라 경제활동가능인구의 감소로 인한 해당 지역의 경제 위축을 불러올 수 있다. 이는 산업기반을 약화시켜 양질의 일자리수를 감소시키고 이는 또 다시 인재유출을 가속화시켜 지역소멸 위험을 부채질할 수 있다. 본 연구에서는 여러 해에 걸쳐 이직특성을 관찰하고 개인/산업/사업장/지역 특성들과 어떻게 연관되는지를 살펴본 후 지역소멸 대응을 위한 시사점을 도출하고자 하였다. 특히 이직 특성이 다양하게 나타날 수 있음을 고려하여 이를 한 번에 모형에 포함시켜 분석하는 통합적인 모형화를 시도하였으며, 전북지역의 특성을 타 지역과 비교하여 살펴보았다.

먼저 연령이 낮을수록 이직은 활발한 것으로 나타났으며 역외이직이 더욱 활발한 것으로 관측되었다. 또한 남성의 경우 여성에 비해 이직이 활발했으며 역외이직이 역내이직에 비해 더욱 활발한 것으로 나타났다. 즉 젊은 남성의 경우 역외이직이 가장 활발하게 나타날 것으로 기대할 수 있다. 소멸위험지수²⁰⁾의 정의상 젊은 남성의 유출이 직접적으로 지수를 악화시키지는 않지만 혼인율/출산율의 감소, 젊은 여성의 동반 유출 등에 의해 간접적으로 지수값을 낮추게 될 수 있을 것이다. 임금변화는 임금이 상승했다는 전제로 상승폭이 커질수록 이직을, 특히 역외이직을 더 활발하게 하였다. 이는 고수준의 보상이 가능한 양질의 일자리를 확보한 지역으로의 이동 가능성이 크다는 것을 의미한다. 보통 수도권과 광역시에 그러한 일자리가 집중되어 있어 타 지역들에서 유출을 막을 수 있는 대책이 요구될 것이다. 업력은 높을수록, 규모는 클수록 이직이 억제되는 것으로 나타났다. 또한 산업별로는 서비스업의 이직이 상대적으로 활발하였으며 제조업이 가장 이직이 저조했다. 대부분의 지역에서 서울 대비 역내 이직은 덜 활발하고 역외이직은 더 활발했는데 이는 서울을 제외한 타 지역들에서 존재하는 인재유출 위험을 보여준다 하겠다. 예외도 있었지만 시 지역들에 비해 도 지역들에서 역내외이직률의 차이가 작게 나타난 것도 특징적이다. 역외이직의 교차비가 2020~2021년에 감소했다가 다시 증가하는 모습도 나타나는데 최근에는 일부 지역에서 다시 약간 감소하는 모습도 보인다. 첫 감소세와 이후 증가는 코로나 팬데믹으로 인한 위축과 이후 완화로 해석할 수 있겠지만 최근 다시 감소하는 모습은 팬데믹 해

19) 연구 결과 및 시사점은 통합모형인 다항로지스틱 모형 분석을 중심으로 기술되었다.

20) 20~39세의 여성인구를 65세 이상의 인구로 나눈 값이다.

제 이후 급격한 증가가 안정화되는 것으로 볼 수 있을지 혹은 최근 지역소멸 극복을 위한 정부 및 지자체의 노력²¹⁾에 의한 역외유출 감소세로 인한 것인지 이후 추가적으로 살펴볼 필요가 있을 것으로 보인다.

전북은 타 지역과 비교해 보았을 때 역내이직은 매우 활발한 편에, 역외이직은 매우 부진한 편에 속한다는 특징을 보였다. 다만 역외이직은 큰 폭은 아니지만 시간에 따라 점차 증가하는 것으로 나타났다. 하지만 전북은 현재도 소멸위험이 매우 크고 일자리 여건이 좋지 않아 향후 인구 유출이 더 악화될 가능성이 있다. 최근 발표²²⁾에 의하면 전북지역의 청년(15세~29세) 실업률은 11.4%로 17개 시도 중 가장 높았다. 서론에서 언급한 것처럼 소멸위험지수는 17개 시도 중 14위를 차지하고 있다. 역외이직이 아주 활발하지는 않지만 점차 증가하는 추세임을 고려해 볼 때 상황은 더 악화될 가능성이 있다. 따라서 현 상황을 타개하기 위한 적극적인 대응이 필요할 것으로 보인다.

전북지역 데이터 분석으로부터는 젊은 층에서 유출이 더 활발함을 볼 수 있다. 남성의 경우 여성보다 역외이직이 활발하였는데 유출과 유입 모두 상당히 활발한 것으로 보인다. 단 유출보다 유입에 대한 교차비가 큰 것으로 나타나 유입이 좀 더 활발한 것으로 보인다. 연령과 성별의 교차비는 1에서 더 뚜렷하게 벗어나 전국에 비해 이직과의 연관성이 더 강력하게 나타났다. 또한 임금의 상승폭이 클수록 유출과의 연관성이 더욱 극명하게 나타났다. 이는 성별이나 연령에 따른 맞춤형 일자리 정책이 전북지역에 좀 더 요구될 수 있음을 시사한다. 특히 젊은 여성층에서 남성에 비해 유입 대비 유출위험이 상대적으로 높게 관측되므로 이에 대한 정책적 고려가 필요할 것으로 보인다. 해당 그룹은 소멸위험지수와도 직접적으로 연결되는 층이다. 산업특성에서는 서비스업에서 최근 유입의 교차비가 매우 큰 폭으로 증가하였다. 앞선 분석에서도 서비스업의 이직이 활발하게 관측되었고 상대적으로 유연한 근로형태를 가짐을 고려할 때 단기적으로는 서비스업에 초점을 맞춘 일자리 정책을 고려하는 것도 지역경제에 온기를 불어넣기에는 좋을 것이다. 하지만 고임금을 기대할 수 있는 양질의 일자리를 창출하는 방식으로 임금상승에 따른 역외유출을 막고 근로자들이 전북 내에 정주할 수 있도록 하는 장기적인 대책이 필요하다. 현재 전북에서 시행중인 지자체-대학 협력기반 지역혁신사업(RIS)과 지역혁신중심 대학지원체계(RISE)를 적극적으로 활용하여 지역산업발전과 일자리유치, 지역정주여건 개선, 지역인재 등을 이끌어 내는 것도 좋은 방안 중 하나일 것이다. 한편 임금변화 변수가 유출과 더 강하게 연관되지만 임금상승에 따른 유입교차비의 상승폭도 적지 않다. 전북지역의 주택가격이 17개 시도 중 15위에 해당²³⁾하기 때문에 주거비용이 상대적으로 저렴하다는 이점이 있어 소득 대비 생활수준은 타 지역에 비해 좋을 수 있다. 이를 고려한 정책 개발 및 홍보도

21) 2022년~2031년까지 매년 1조원의 지방소멸대응기금을 투입하여 광역 15개, 기초 107개 지역을 지원하고 있다. 이에 일자리, 정주여건 마련 등을 위한 정책으로 일부 지역의 청년 고용률이 상승했다는 보고가 있다.

22) 통계청 국가통계포털(KOSIS)

23) 2024년 8월 전국주택가격동향조사 결과 (2024, 한국부동산원)

필요할 수 있을 것이다.

2. 연구의 한계

전북지역에 한해서는 유입과 유출을 모두 고려하였지만 전국 대상으로는 유입은 고려하지 못하였다. 역외이직율이 높은 것이 지역소멸을 불러오는 잠재적인 위험이 될 수 있지만 타 지역에서 역외이직하는 근로자들 중 다수가 해당 지역으로 유입된다면 오히려 지역경제가 더 활성화될 수 있을 것이다. 본 연구에서는 모형 복잡도 증가에 대한 우려로 유입을 고려하는 모형은 도입하지 못하였다. 데이터 요약 수준에서 혹은 모형 수준에서는 전북지역과 같이 지역별로 유입/유출을 고려하는 방식으로 위 한계는 일부 해소할 수 있을 것으로 생각된다. 또한 계산량이 많은 관계로 시간변동계수 모형 분석시 단일변수를 활용한 일변량 분석에만 한정되어 다변량 분석에 의한 결론을 도출하지는 못하였다. 또한 데이터 추출 간격을 6개월로 단축하였으나 이 또한 충분히 촘촘한 시점에서의 관측은 아닌 것으로 생각된다. 향후 충분한 시간을 두고 데이터를 좀 더 단순화하여 더 촘촘한 시간 간격에서 다변량 분석을 시행한다면 시간변동계수모형에 의한 시간효과 관측의 신뢰성이 더 커질 것으로 여겨진다.

참고문헌

- [1] 문영만, 류장수. "동남권 (부산, 울산, 경남) 청년의 유출입 특성 및 유출 결정요인." 지역 사회연구 (2020): 59-86.
- [2] 문영만, 홍장표. "청년 취업자의 기업규모별 이직 결정요인 및 임금효과." 산업노동연구 23.2 (2017a): 195-230.
- [3] 문영만, 홍장표 (2017b). "청년층의 노동시장 격차 및 지역인재 유출요인: 수도권과 비수도권을 중심으로: 수도권과 비수도권을 중심으로." 지역사회연구 25.2 (2017): 165-187.
- [4] 박은규, 정진철. "대졸 청년층의 초기 노동시장에서의 이직 결정요인 및 임금효과 분석." 직업과 자격 연구 10.1 (2021): 65-89.
- [5] 서옥순, 김종욱, 김도관 . "부산지역 대졸자의 지역이동 분석 및 청년고용 활성화 방안" 부산발전연구원 보고서 (2011): 2011-06-342
- [6] 원지영. "청년층 이직의 결정 요인과 효과: 직무 관련 요인을 중심으로: 직무 관련 요인을 중심으로." 비판사회정책 46 (2015): 348-376.
- [7] 이상호. "지방소멸 2024: 광역대도시로 확산하는 소멸위험." 지역산업과 고용 (2024): 126-137.
- [8] 전바울, 최문정. "국민연금 빅데이터를 활용한 이직자의 지역간 이동 특징 분석." 한국경제포럼 16.4 (2024): 29-57.
- [9] 황광훈. "청년층의 이직 결정요인 및 임금효과 분석." 직업능력개발연구 22.1 (2019): 137-172.
- [10] 2023년 국내인구이동통계 결과 (2023, 통계청)
- [11] 2024년 6월 고용동향 (2024, 호남지방통계청 전주사무소)
- [12] 2024년 11월 고용동향 (2024, 호남지방통계청 전주사무소)
- [13] 2024년 근로자이직트렌드조사 (2024, 한국경영자총협회)
- [14] 2024년 8월 전국주택가격동향조사 결과 (2024, 한국부동산원)
- [15] Cheng, Ming-Yen, Wenyang Zhang, and Lu-Hung Chen. "Statistical estimation in generalized multiparameter likelihood models." Journal of the American Statistical Association 104.487 (2009): 1179-1191.
- [16] Fan, Jianqing, and Wenyang Zhang. "Statistical estimation in varying coefficient models." The annals of Statistics 27.5 (1999): 1491-1518.
- [17] Hansen, Susan B., Carolyn Ban, and Leonard Huggins. "Explaining the "brain drain" from older industrial cities: The Pittsburgh region." Economic development quarterly 17.2 (2003): 132-147.
- [18] Hastie, Trevor, and Robert Tibshirani. "Generalized additive models; some applications." Generalized Linear Models: Proceedings of the GLIM 85 Conference held at Lancaster, UK, Sept. 16 - 19, 1985. Springer US, 1985.
- [19] Hunt, Jennifer. "Are migrants more skilled than non migrants? Repeat, return, and same employer migrants." Canadian Journal of Economics/Revue canadienne

d'économique 37.4 (2004): 830-849.

- [20] Olney, William W., and Owen Thompson. The Determinants of Declining Internal Migration. No. w32123. National Bureau of Economic Research, 2024.
- [21] Partridge, Mark, et al. "Lost in Space: Population Dynamics in the American Hinterlands and Small Cities." Unpublished manuscript available at <http://economy.okstate.edu/rickman/lostinspace.pdf> (2007).
- [22] Topel, Robert H., and Michael P. Ward. "Job mobility and the careers of young men." *The Quarterly Journal of Economics* 107.2 (1992): 439-479.
- [23] Yu, Zhonglei, et al. "The pattern and local push factors of rural depopulation in less-developed areas: A case study in the mountains of North Hebei Province, China." *International Journal of Environmental Research and Public Health* 19.10 (2022): 5909.

부 록

1. 제공 데이터 변수 목록

		컬럼명	컬럼한글명
사업장 데이터	1	WKPL_NPS_NO	사업장NPS번호
	2	RRG_DT	재등록일자
	3	MTR_WKPL_NPS_NO	모사업장NPS번호
	4	ML_JNNGP_CNT	남자가입자수
	5	FML_JNNGP_CNT	여자가입자수
	6	JNNGP_CNT	가입자수
	7	WKPL_JNNGP_STNM	사업장가입상태
	8	LDONG_ADDR_CD	주소코드
	9	LDONG_NM	주소
	10	LVL2_NM	표준산업분류
	11	WKPL_ADPT_DT	사업장적용날짜
	12	WKPL_SCSN_DT	사업장탈퇴날짜
	13	SCSN_RSNM	탈퇴사유
사업장 가입자 데이터	1	WKPL_NPS_NO	사업장NPS번호
	2	WKPL_LSS_RSCD	사업장상실사유코드
	3	ACQZ_DT	취득일자
	4	LSS_DT	상실일자
	5	PYMT_XPTN_YN	납부예외여부
	6	LEVY_XPTN_YN	징수예외여부
	7	DEL_RSCD	삭제사유코드
	8	WKPL_STYL_DVCD	사업장형태구분코드
	9	CORP_RGST_DVCD	법인등록구분코드
	10	CUST_LDONG_ADDR_CD	고객법정동주소코드
	11	JNNG_STS_DVNM	취득여부구분
	12	FRNR_YN	외국인여부
	13	SEX_DVCD	성별구분코드
	14	AGE_ZN_CD	연령대코드
	15	FNL_ACQZ_PRD_MCNT	최종취득기간개월수
	16	JNNGP_CNT	가입자수
	17	CRTR_INCM_MHAMT	기준소득월액
	18	USR_YN	사용자여부
	19	LVL2_NM	표준산업분류
	20	HOME_LDONG_ADDR_NM	주거법정동주소
	21	HOME_LDONG_ADDR_CD	주거법정동주소코드
	22	PYMT_XPTN_YN	납부예외여부
	23	NPS_NO	개인 NPS 번호
	24	MR2_DTY_YN	2년 이상 근무여부
	25	FST_ACQZ_DT	최초 취득일자
	26	FST_WKPL_ACQZ_RSCD	최초사업장취득사유코드

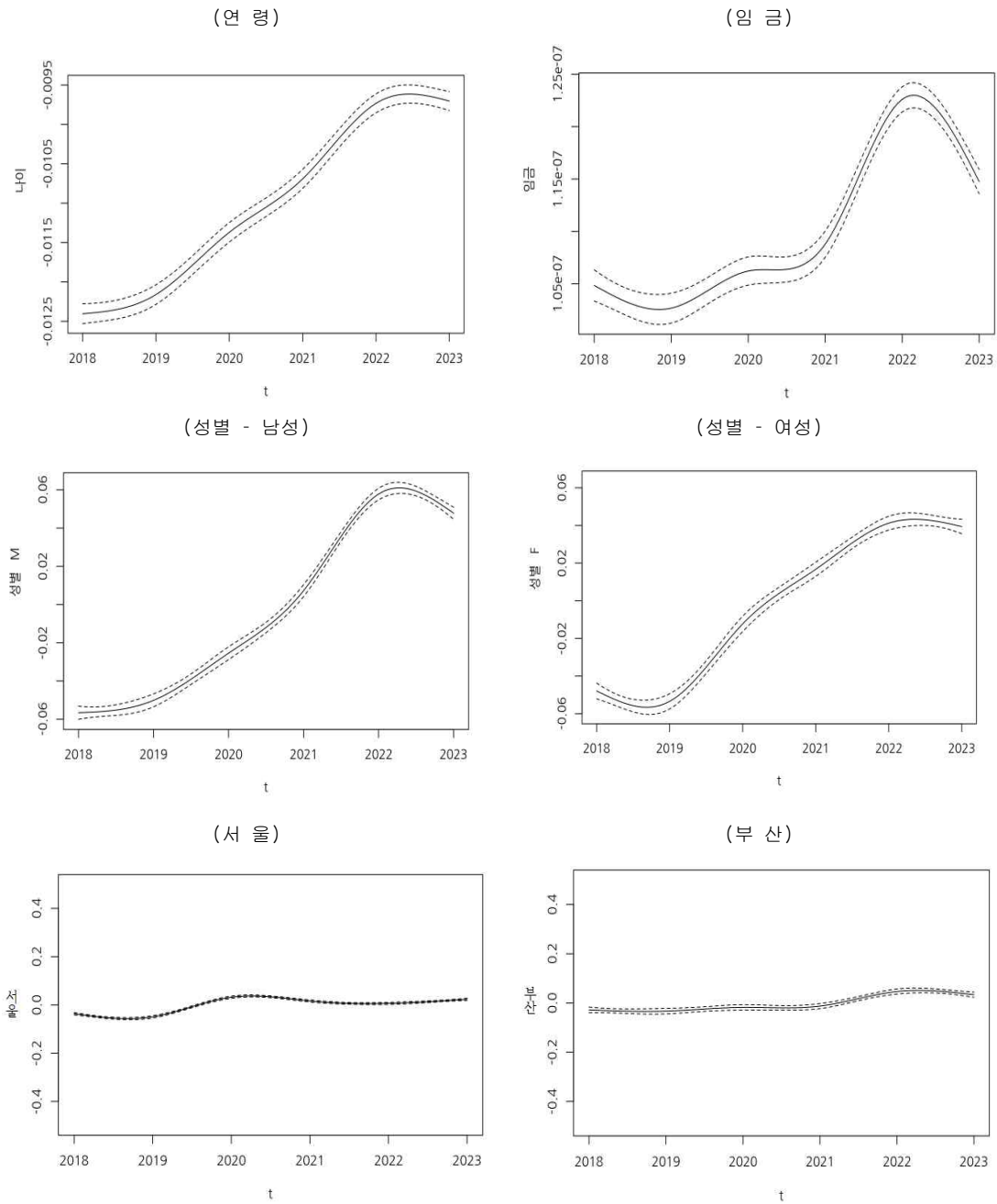
2. 시간변동계수모형 : 전국 (3월 기준 데이터)

전국 대상 데이터에 대해 주요 변수들을 단일 설명변수로 가지는 일변량 시간변동 계수모형을 적합하였다. 단, 본문에서는 6월 기준 데이터가 사용되었지만 여기에서는 3월 기준 데이터가 사용되었으며 1년 단위로 기록된 시점의 데이터를 모두 병합하여 분석에 사용하였다. 본 모형 적합에서는 반응변수로 역내이직/역외이직만을 고려하였고 설명변수로 연령, 성별, 임금, 지역 네 가지 변수를 고려하였다. 임금의 경우 상한 값이 있기는 하지만 전체적인 경향성 파악을 위해 구간화하거나 임금변화로 변환하지 않고 원 변수인 수치형 그대로 사용하였다. 지역의 경우 17개 시도를 가지는 범주형 변수를 그대로 사용하였다. <부록: 그림 1>~<부록: 그림 3>은 추정된 함수와 신뢰 구간을 나타낸다.

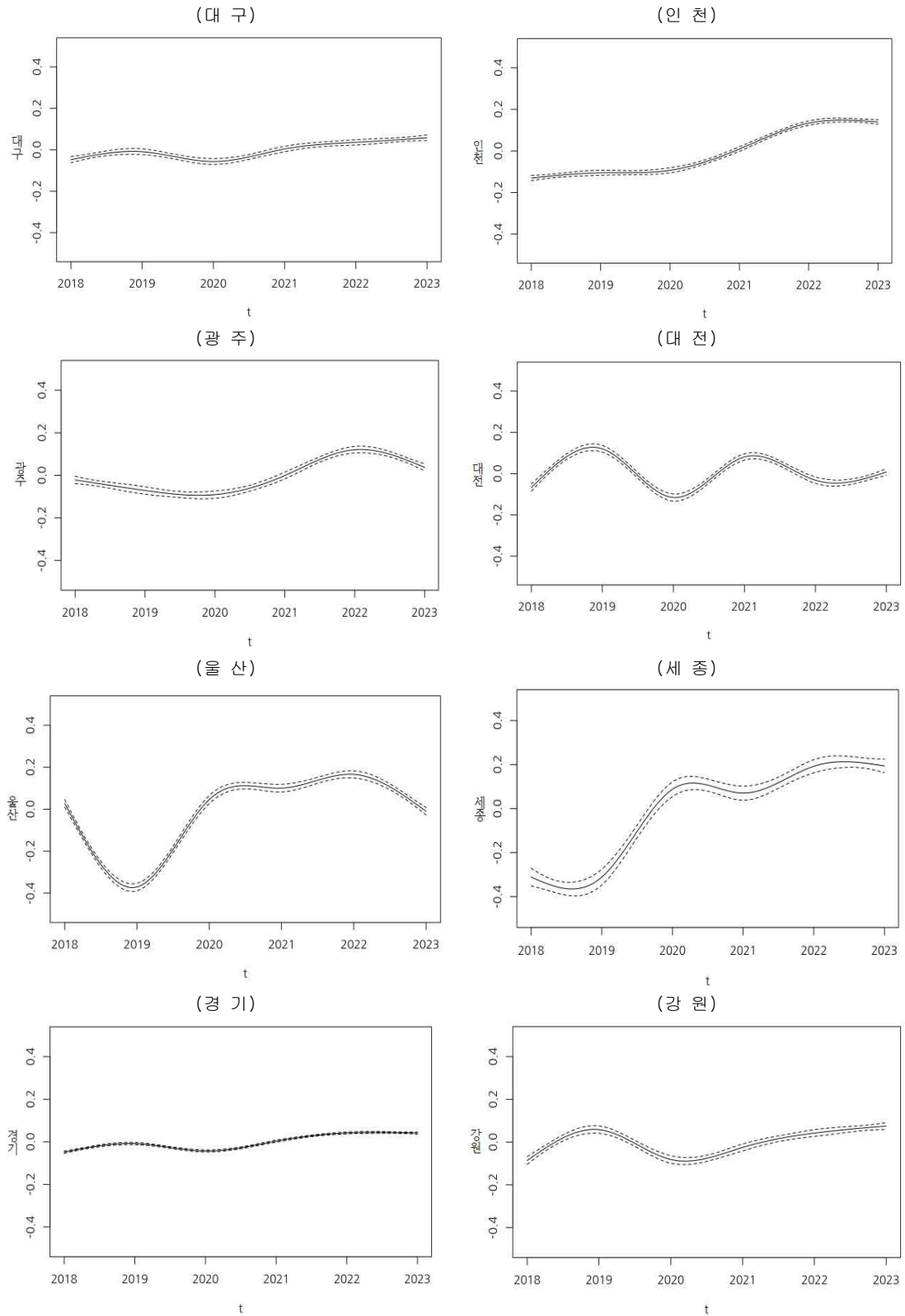
우선 연령에 대한 계수함수값이 음수이므로 연령이 커질수록 역내이직 대비 역외이직 확률이 감소함을 말해준다. 시간에 따라서는 계수가 0에 근접하고 있으므로 연령에 의한 효과는 시간에 따라 감소하고 있다고 해석할 수 있다. 임금에 대해서는 계수가 양수이므로 고임금일수록 역외이직 확률이 높아진다고 생각할 수 있다. 한편 임금의 효과는 2021년까지는 어느 정도 비슷한 수준을 유지하다가 2021년 이후 급격하게 증가 후 다시 감소하는 추세를 보인다. 즉 고임금일 때 역외이직 확률의 증가가 2021년에 최대가 된 이후 안정화되고 있음을 볼 수 있다. 성별에서는 남성의 경우 역외이직 확률이 꾸준히 증가하다가 2023년에 감소하였다. 여성의 경우 2019년에 소폭 감소 후 꾸준히 증가하다가 남성과 마찬가지로 2023년에 감소하였다. 2021년과 2022년 사이에 남성과 여성의 역외이직확률이 역전되어 남성이 우세해지는 것으로 보이는데 이는 모든 시점에 걸쳐서 남성이 우세했던 로지스틱, 다항로지스틱 모형 적합결과와는 다소 상이한데 해당 모형들은 다변량 모형인 반면 본 모형은 일변량 모형임을 감안해야 한다. 연령, 임금, 성별의 경우 모두 역외이직확률이 감소하는 형태가 나타난다는 것이 특징적이다.

지역에 대한 계수추정결과를 보면 지역에 따라 역외이직확률의 변화가 매우 다양하게 나타난다. 하지만 전체적으로는 상승하는 추세가 다수 눈에 띈다. 한편 세종지역의 2020년까지의 역외이직 확률은 서울 대비 떨어지는 것으로 나타났는데 이것은 본문 3장 1절과 2절에서의 결과와는 다소 배치되는 것이다. 상대적으로 보면 대전, 울산, 세종, 강원, 충북, 충남, 경북에서 변화의 폭이 큰 것으로 보이고 서울, 부산, 대구, 전북, 제주는 매우 낮은 폭의 변화를 보이는 것으로 나타났다. 특징적인 것은 낮은 폭의 변화를 보이는 지역 중 나머지 세 지역은 광역시이고 도 지역은 전북과 제주 뿐인데 제주는 지역적으로 고립되어 있는 특징이 있음을 고려할 때 전북의 역내외이직 특성은 주목할 만하다. 이직특성이 경제적인 상황이나 사건들의 영향을 크게 받을 수 있음을 고려할 때 역외이직확률이 뚜렷하게 크지는 않지만 큰 변화가 없다는 것은 산업의 영향을 크게 받는 양질의 일자리의 비중이 도내에 많지 않다는 의미로 해석될 수 있다.

<부록: 그림 1> 시간변동계수모형에서의 계수함수 추정결과 : 연령, 임금, 성별, 지역1



<부록: 그림 2> 시간변동계수모형에서의 계수항수 추정결과 : 지역2



<부록: 그림 3> 시간변동계수모형에서의 계수함수 추정결과 : 지역3

