

## 수도권과 비수도권 간 자산 격차의 요인분해

정준호\*

### A Decomposition of the Gap between the Capital and Non-Capital Regions in the Inequality of Wealth

Jun Ho Jeong\*

**요약** : 본 논문은 2018년 가계금융복지조사 원자료를 대상으로 기존 O-B(Oaxaca-Blinder) 요인분해를 일반화하고 정교화한 가중화 및 RIF(Recentered Influence Function) 회귀 기반의 2단계 O-B 요인분해 기법을 사용하여 순자산 불평등의 수도권과 비수도권 격차 요인들을 분석한다. 이는 소득, 연령, 교육, 가구유형 등과 같은 사회·경제적 요인들의 지역 간 분포 차이가 순자산 불평등의 지역 간 격차에 어떻게 기여했는지를 밝히는 것이다. 자료의 한계에도 불구하고, 분석 결과는 소득, 이혼, 농림어업과 기능조립직, 다문화가구 변수들의 지역 간 차이는 순자산 불평등의 수도권과 비수도권 간 격차를 심화시키지만, 상용직, 관리전문사무직, 서비스판매직, 가구규모 변수들은 그 격차를 완화시키고, 생애주기의 지역 간 차이는 상쇄적인 역할을 한다는 것을 보여준다.

**주요어** : 수도권, 비수도권, 자산 격차, 2단계 O-B 요인분해, 지니-재중심 영향함수

**Abstract** : This paper attempts to analyze the contribution of different socioeconomic factors such as income, age, gender, household composition, education and employment status etc. to the difference between the Capital and Non-Capital Regions in the net wealth inequality of household in Korea. To this end, a two-stage Oaxaca-Blinder type decomposition is employed regarding the regional gap in the inequality of net wealth based upon the Recentered Influence Function of the Gini index for 'the 2018 Household Finance and Living Conditions Survey.' Despite the shortcomings of the survey data on wealth, the findings reveal that regional differences in income, marriage status (divorce), job type (agriculture, forestry and fishery related, and technical and assembly), family type (multi-cultural) variables deepen the regional gap in the net-wealth inequality, but employment status (full-time), job type (administrative and specialized, and service sales), household size variables mitigate the gap, and that regional differences in life cycles play an offsetting role.

**Key Words** : Capital Region, Non-Capital Region, Wealth Inequality, Two-Stage Oaxaca-Blinder decomposition, Gini-Recentered Influence Function

이 논문은 2016년도 강원대학교 대학회계 학술연구조성비로 연구하였음(관리번호-520160391).

\* 강원대학교 부동산학과 교수(Professor, Department of Real Estate, Kangwon National University, jhj33@kangwon.ac.kr)

## 1. 서론

소득과 부의 불평등에 관한 논의가 최근 각광을 받고 있다. 소득 불평등은 기술변화, 제도 변화, 세계화 등에 의해 야기된 것으로 이해되고 있다. 피케티의 '21세기 자본'은 부의 불평등에 관한 논의를 급속히 불러일으켰다. 그는 최근에 급증하는 부의 불평등이 세습사회의 등장을 야기하고 있다고 경고했다. 우리나라의 맥락에서 부의 불평등은 부동산 투기와 그에 따른 부동산 가격의 급격한 상승과 연관된 것으로 이해된다. 1997년 외환위기 이후 가계금융이 자유화되고 저금리 시대가 열리면서 '재테크의 대중화'가 일어났다(정준호, 2008). 이것이 자산 불평등에 미친 효과는 긍정과 부정 두 측면에서 바라볼 수 있다. 부동산 가격 상승은 양자의 효과를 가질 수 있기 때문이다(정준호·전병유, 2017; Carpentier *et al.*, 2017).

소득과 달리 부(또는 자산)에 대한 미시적 통계자료는 그렇게 많지 않을 뿐만 아니라, 이에 대한 자료의 신뢰성 문제가 제기된다. 예를 들면, 고(高)자산층의 과소보고의 문제가 있다. 이는 공식적인 통계조사에서 금융과 부동산 자산을 포함한 실제 가계 자산의 보유 규모에 대한 파악이 용이하지 않다는 것을 의미한다. 사회적으로 가계의 자산 축적이 공정하게 이루어지지 않았다는 일부 공감대가 있으며, 이는 이를 의식한 행위로 볼 수 있다. 또한 실제 자산의 보유 규모를 제대로 공개할 경우 이에 따른 세금 회피 및 탈루의 문제가 발생할 수 있기 때문에 그렇게 할 수도 있다. 자산 불평등과 관련하여 상속 및 증여와 같은 세대 간 이전을 통한 부의 세습 문제가 제기되면서 이는 공정성의 훼손으로 받아들여지고 있다. 이러한 사회적 분위기도 자산의 보유 규모에 대한 정확한 파악을 어렵게 하는 데 일조한다.

자산 불평등에 관한 연구는 자료상의 제약으로 많이 진전되지 못한 것이 사실이다. 통계청, 금감

원, 한국은행 등이 공동 발간하는 '가계금융복지조사'는 그나마 가장 현실에 근접한 미시 통계자료로 인정되고 있다(김낙년·김종일, 2013). 물론 금융 자산의 경우 실제 규모와 많은 괴리가 있다는 지적이 있기는 하다. 이러한 조사 자료에 입각하여 주요 OECD 국가와 비교하면 우리나라의 자산 불평등도는 그렇게 높은 편이 아니다(정준호·전병유, 2017). 실제 국민이 체감하는 것보다는 자산 불평등도가 낮은 것으로 나타난다.

우리나라의 지역 간 격차에서 수도권과 비수도권 간 소득 격차가 중요하게 받아들여진다(정준호, 2018). 그러나 자료이용의 제약과 구득의 한계로 지역 간 자산 격차에 관한 연구는 거의 드문 편이다. 최근에 부동산 가격 상승과 관련하여 수도권과 비수도권 간 자산의 보유 규모 격차가 벌어지면서 비수도권 주민의 수도권에 대한 상대적 박탈감이 증가하고 있는 것이 사실이다. 자료 제약의 문제와 부동산 가격의 차별적 상승, 상대적 박탈감과 공정성의 훼손이라는 우리나라의 맥락들을 염두에 두고서, 과연 가구 순자산 불평등의 수도권과 비수도권 간 격차는 어느 정도이며 이러한 격차에 어떠한 요인들이 기여하고 있는가를 실증적으로 규명하려는 것이 본 논문의 목적이다.

이를 분석하기 위해 Firpo *et al.*(2009, 2018)이 제안한 '2단계 요인분해법(two stage decomposition)'을 활용한다. 이는 종속변수인 순자산 불평등 정도를 나타내는 분포 통계량(예: 지니계수)에 대한 재중심 영향함수(Recentered Influence Function, 이하 RIF)값과 경제·사회·인구학적인 설명변수들 간 관계를 선형 근사화(approximation)하고 이러한 관계를 지역 간 차이로 O-B 요인분해(Oaxaca-Blinder decomposition)한 것이다. 이는 기존 선형 요인분해 기법을 일반화하고 정교화한 것이다. 현재까지 이러한 분석방법을 국내 연구에 도입하여 사용한 연구는 거의 없다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2절에서 2단계 요

인분해법을 사용한 국내·외 기존 선행연구들을 검토하고 순자산 불평등의 지역 간 격차의 요인들을 분해하는 분석방법에 대해 기술한다. 3절은 본 논문에서 사용하는 통계자료와 변수선정에 대해 논의하고 주요 변수들에 대한 기술통계량을 제시하고 이를 검토한다. 4절은 2018년 가계금융복지조사 자료에 2단계 요인분해법을 적용하여 추정된 실증연구 결과들을 제시하고 이에 대해 논의한다. 5절은 분석 결과들을 요약하고 결론을 맺는다.

## 2. 선행연구 및 분석방법

### 1) 선행연구

Fortin *et al.*(2011)은 사회과학, 특히 경제학에서 사용되는 요인분해 방법들에 대해 검토한다. 남녀 간 임금격차가 존재할 경우 어떤 요인들이 이를 설명하는가를 분석하기 위해 Oaxaca(1973)와 Blinder(1973)는 선형 가정 하에 반사실적인(counterfactual) 분석을 토대로 남녀 간 평균임금 차이를 분석하는 새로운 방법을 내놓았다. 이들의 요인분해에 관한 연구는 사회과학, 특히 경제학에서 선구적인 것으로 받아들여진다. 이들의 방법은 O-B(Oaxaca-Blinder) 요인분해로 일컬어지고 있으며 현재 가장 많이 사용되는 분석기법들 중의 하나이다.

방법론 차원에서 O-B 요인분해를 평균이외에 지니계수, 변이계수, 분위수 등과 같은 다양한 분포 통계량에 확대·적용하려는 연구들이 이제까지 많이 진행되어 왔다(Fortin *et al.*, 2011). 예를 들면, DiNardo *et al.*(1996)은 선형 가정을 유지하기 위해 재가중화(reweighting) 방법을 제안했다. Juhn *et al.*(1993)는 회귀 잔차를 활용한 방법을, Machado and Mata(2005) 및 Melly(2005)는 분위 회귀에 기

반한 방법을 제시했다. 그리고 Chernozhukov *et al.*(2013)가 제시한 방법은 분포 회귀에 기반한 것이었다. Firpo *et al.*(2009, 2018)는 DiNardo *et al.*(1996)의 재가중화 방법을 수용하고 RIF 회귀를 이용하는 2단계 요인분해 방법을 제안했다. 이들 중에서 재가중화와 RIF 회귀를 이용하는 2단계 요인분해 방식이 계산하기 용이하고 각 설명변수별로 상세 요인분해(detailed decomposition)가 가능하다는 장점을 가지고 있다(Firpo *et al.*, 2018).

RIF 회귀방법을 사용하여 요인분해를 수행한 실증연구로는 Firpo *et al.*(2018)이 선구적이다. 이 방식을 이용하면 평균뿐만 아니라 영향함수(Influence Function, 이하 IF)가 계산가능한 분위수, 변동계수, 지니계수 등과 같은 분포 통계량의 경우에도 선형 요인분해가 가능하다. 불평등 정도를 측정하는 가장 대표적인 통계량인 지니계수를 대상으로 RIF 회귀와 O-B 요인분해로 집단 간 특성들의 차이가 불평등에 미친 효과를 분석하는, 즉 ‘지니-RIF 요인분해’ 방법을 사용하는 해외 연구들이 최근 늘어나고 있다(예: Gardin, 2016; Carpentier *et al.*, 2018; Cowell *et al.*, 2017; Davies *et al.*, 2017; Choe and Van Kerm, 2018).

Gardin(2016)는 스페인과 독일 간 소득 불평등의 격차에 관한 국제 비교연구를 수행하여 스페인의 지니계수가 독일과 비교하여 상대적으로 높은 것은 낮은 고용률, 높은 자영업, 낮은 교육수준, 이민가구의 유입에 기인하며, 대가족 시스템과 퇴직연금이 소득 불평등을 완화시켜 준다는 분석결과를 내놓았다. Carpentier *et al.*(2018)은 12개 EU 국가들을 사례로 LTV(loan-to-value)의 한도 제한, 주택가격, 신용비용, 상속동기 등이 순자산 불평등에 미친 효과를 추정했다. 이들은 자산 불평등이 LTV 비율, 주택가격, 신용비용, 상속동기 등에 의해 영향을 받는데, LTV는 자산 불평등에 정(+)의 효과를, 주택가격은 부(-)의 효과를, 상속동기는 부(-)의 효과를 미치며, 신용비용은 유의한 관계를

보여주지 않는다는 분석결과를 제시했다. Cowell *et al.*(2017)은 8개의 부유한 OECD 국가들의 자산 불평등에서 상속 및 증여와 생애주기에 따른 자산의 보유 패턴이 중요한 역할을 한다는 것을 보여주었다. Davies *et al.*(2017)는 캐나다를 사례로 인구·사회학적 특성의 차이가 자산 불평등의 변화에 미친 효과를 분석했다. 이들에 따르면 인적 자본과 가족구성의 차이가 순자산 불평등을 보정하는(compensating) 역할을 한다는 것을 보여주었다. Choe and Van Kerm(2018)는 룩셈부르크에서 외국인 노동자의 임금이 임금 불평등에 기여한 바를 분석했다. 이들에 따르면 외국인 노동자의 임금이 상대적으로 낮아 전체적인 임금분포 패턴을 하향화하는 측면이 있지만 임금 불평등에 미친 효과는 작고 이를 심화시키지 않는다는 놀라운 결과를 제시했다.

지니계수를 분포 통계량으로 2단계 요인분해법을 사용한 국내 연구는 거의 없다. 전술한 해외 연구와 달리 거의 모든 국내 연구는 분위수를 분포 통계량으로 삼아 RIF 회귀분석을 하고 이에 대해 표준적인 O-B 요인분해를 수행한 것이다. 예를 들면, 허식(2015)은 분위회귀 임금분해를 통해 유리천장 효과의 존재 여부를 추정했다. 그는 민간부문의 노동시장에서 이 효과가 나타나고 기업규모별로는 90분위 이상에서 그것이 심화된다는 점을 보여주었다. 김계식·민인식(2013)는 도시근로자를 대상으로 임금수준에 대한 요인분해를 통해 구조효과가 구성효과보다 더 크다는 점과 교육수준과 근속년수가 임금 불평등을 심화시키는 요인들이라는 것을 확인했다.

본 연구는 기존 국내 연구들과 달리 몇 가지 측면에서 차별성이 있다. 첫째, 방법론 측면이다. 분위수가 아니라 지니계수를 분포 통계량으로 하여 2단계 요인분해법을 수행한다는 점에서 기존 연구와 차별적이다. 재가중화 방법과 RIF 회귀분석을 이용하는 O-B 요인분해는 자산 불평등의 수도권과 비

수도권 간 격차를 유발하는 요인들을 파악하는 데 정교하고 적실성이 있는 분석 수단으로 생각된다. 둘째, 분포 통계량을 분위수를 사용하는 기존 국내 연구와는 달리 지니계수를 사용한다는 점에서 자산 불평등의 지역 간 격차에 대한 심화된 이해를 도모할 수 있을 것이다. 분위수는 규모의 차이를 파악하는 데는 도움이 되지만 전체 분포의 불평등도를 요약하는 통계량은 아니다. 셋째, 자산과 소득 불평등에 관한 연구에서 지역 단위의 연구가 많지가 않다. 전술한 바와 같이, 이는 자료상의 제약에 기인하는 바가 크지만, 기존 통계자료를 최대한 활용하여 국내에서 지역 간 경제적 격차의 정점으로 이해되는 자산 불평등의 수도권과 비수도권 간 격차의 요인들을 분석한다는 점에서 본 연구는 기존 연구와 차별성이 있다고 생각된다.

## 2) 분석방법

본고에서 사용될 분석방법은 Firpo *et al.*(2009, 2018)와 Fortin *et al.*(2011)이 제안한 RIF 회귀에 기반한 재가중화(reweighted) O-B 요인분해이다. 이들이 제안한 요인분해 방식은 RIF 회귀를 이용하여 Oaxaca(1973)와 Blinder(1973)의 요인분해를 일반화한 것이다. 이는 선형 회귀식에서 종속변수를 분포 통계량(예: 평균, 지니계수, 분위수 등)의 RIF 값으로 대체한 후에 기존 O-B 요인분해를 적용하는 것이다. 분포를 요약하는 지니계수, 변동계수, 평균, 분위수 등 다양한 분포 통계량의 RIF 값이 계산될 수 있으면 기존 O-B 요인분해가 적용될 수 있다. 이 방법은 선형 모형이어서 계산하기 용이하다는 장점을 가지고 있다(Firpo *et al.*, 2018). 분포 통계량이 평균이면 이는 기존의 O-B 요인분해와 동일하다. 왜냐하면 기존 O-B 요인분해는 선형 과정과 평균치에 기반하고 있기 때문이다.

(1) RIF

불평등의 정도를 지니계수로 요약한 두 분포들 간 차이 또는 변화에 대한 요인분해는 IF에 기반한 선형 근사에 기반한다(Firpo *et al.*, 2009, 2018). IF는 통계학에서 주로 이상치(outlier)의 탐색에 활용된다. 이는 연속함수에서 일차 미분계수( $f'(x)\Delta x \approx f(x+\Delta x)-f(x)$ )와 유사한 것으로 주어진 분포 통계량에서 한 개의 관측치가 가감될 경우 그것이 그 분포에 미치는 영향 또는 변화를 일컫는다(Hampel, 1974). 따라서 IF는 특정 관측치가 분포 통계량에 미치는 영향을 측정하는 분석기법이다. IF는 다음과 같이 정의된다.

$$IF(y;v(F))=\lim_{\varepsilon \rightarrow 0}([v(1-\varepsilon)F+\varepsilon\delta_y]-vF)/\varepsilon, 0 \leq \varepsilon \leq 1 \quad (\text{식 } 1)$$

여기서  $F$ 는  $Y$ 의 누적 분포이고,  $v$ 는  $Y$ 의 분포를 요약하는 분포 통계량이다.  $\varepsilon\delta_y$ 는  $y$ 값을 질량으로 하는 분포를 일컫는다. RIF는 IF에 분포 통계량  $v(F)$  ( $=v$ )를 합산하여 얻을 수 있는,  $y$ 지점에서 확률분포  $F$ 를 가지는  $v$ 의 추정치이다. 따라서 RIF는 다음과 같이 정의된다.

$$RIF(y;v(F))=v(F)+HF(y;v(F)) \quad (\text{식 } 2)$$

IF의 기댓값이 0이기 때문에 RIF의 기댓값은  $v(F)$ 이다. 이는 어떤 분포 통계량(예: 평균)의 회귀 추정치는 최소자승법과 동일한 회귀계수를 갖는다는 것을 함의한다. 어떤 분포 통계량든지 RIF의 계산이 가능하다.  $RIF(y;v)$ 의 조건부 기댓값은 선형 함수, 즉  $E(RIF(y;v)|X)=X'\beta$ 로 나타낼 수 있다(Firpo *et al.*, 2009, 2018). 반복 기댓값 법칙(law of iterated expectation)에 따라 어떤 분포 통계량  $v$ 는  $E(RIF(y;v))=E_x[E(RIF(y;v)|X)]=E(X)\beta$ 이다. 여기서  $\beta$  계수는  $E(X)$ 에서의 어떤 변화가 지니계수와 같은 분포 통계량에 미친 한계적 효과로 해석된다.

(2) 재가중화 및 RIF 회귀에 기반한 2단계 O-B 요인분해

앞서 언급한 바와 같이 어떤 요인들이 특정 분포의 변화 또는 차이에 미치는 효과를 분석하기 위해 고안된 대표적인 기법이 O-B 요인분해이다(Oaxaca, 1973; Blinder, 1973). Firpo *et al.*(2009, 2018)는 RIF 회귀에 기반한 O-B 요인분해 기법을 제안했다. 이를 통해 설명변수들이 평균뿐만 아니라 불평등 지수와 같은 다양한 분포 통계량에 미친 효과를 추정할 수 있다. 이 방식은 전술한 Machado and Mata(2005), Melly(2005), Chernozhukov *et al.*(2013) 등이 제안한 요인분해 방법들과는 상이하다. 이들은 기존의 O-B 요인분해 방식을 이용하여 비연속적인 일반적인 분포 통계량을 분해하는 방식들을 제안했다. 하지만 이들이 내놓은 방법들은 Firpo *et al.*(2009, 2018)과 달리 추정과 계산이 어렵고 두 집단 간 변화 또는 차이에 대한 각 설명변수의 기여도를 추정하는 상세 요인분해까지는 나아가지는 못했다.

본 연구는 Firpo *et al.*(2009, 2018)가 제안한 재가중화 O-B 요인분해 기법을 사용한다. 이를 설명하기 위해 앞서 표준적인 O-B 요인분해가 간략히 소개될 필요가 있다. 이는 선형 가정에 기반하여 목표가 되는(targeted) 분포 표본에 준거집단 표본의 평균적 특성을 부여하는 반사실적 분석을 통해 두 집단(지역) 간 평균의 차이( $\mu_1-\mu_0$ )(본고에서는 수도권-비수도권)을 다음과 같이 분해하는 것이다.

$$\hat{\mu}_1-\hat{\mu}_0=(\hat{v}_1-\hat{v}_c)-(\hat{u}_0-\hat{v}_c) \quad (\text{식 } 3)$$

위의 식에서  $\hat{u}_c$ 는 반사실적 상황을 나타내는 항이다. 두 집단(지역) 간 차이는 구체적으로 다음과 같이 분해될 수 있다.

$$\hat{\Delta}_{OB}^v=(\bar{X}_1-\bar{X}_0)\hat{\beta}_1^v+\bar{X}_0(\hat{\beta}_1^v-\hat{\beta}_0^v)=\hat{\Delta}_{X,OB}^v+\hat{\Delta}_{S,OB}^v \quad (\text{식 } 4)$$

이처럼 표준적인 O-B 요인분해는 평균이라는 분포 통계량(예: 평균임금)의 두 집단(지역) 간 차이



를 구성(composition)효과( $\widehat{\Delta}_{x,OB}^v$ )와 구조(structure)효과( $\widehat{\Delta}_{s,OB}^v$ )로 분해한 것이다. 또한 이들 두 요인에 대한 각 설명변수의 기여도를 상세하게 분해하는 것이 가능하다. 전자를 전체 요인분해이라고 하고, 후자를 상세 요인분해라고 한다. O-B 분해에서 구성효과는 설명변수들의 두 집단(지역) 간 차이와 관련되어 있으며, 반면에 구조효과는 이러한 설명변수들에 대한 수익(return)의 두 집단(지역) 간 차이와 연관되어 있다.

하지만 이러한 요인분해 방식은 크게 두 가지의 한계들을 가지고 있다. 첫째는 Oaxaca and Ramsom(1999)이 지적한 식별(identification) 문제이다. 이는 상세 요인분해에서 어떤 설명변수가 범주변수일 경우 이러한 설명변수의 구조효과에 대한 기여도가 기준집단(base group)의 선택에 따라 다르다는 것이다. 둘째는, Barksy *et al.*(2002)가 지적한 바와 같이, 기존 O-B 요인분해는 조건부 기댓값이 선형일 경우에만 일관성이 있는 구성효과와 구조효과를 제공한다는 점이다.

첫 번째 문제에 대한 해결책으로 Yun(2005)은 일련의 더미변수 계수들의 합이 1이 되는, 즉 범주변수의 계수들을 정규화하는 방법을 제안했다. 하지만 Fortin *et al.*(2011)는 이러한 방법은 임시적이고 이에 대한 일반적인 해법은 존재하지 않는다고 주장한다. Firpo *et al.*(2018)는 이러한 정규화 방법이 설명변수의 설명력을 제한하고 그것의 계수는 제약된다는 점을 지적하고 있다. 스페인과 독일 간 소득 불평등 격차의 요인들을 분석한 Gardin(2016)은 이러한 문제를 회피하기 위해 구성효과에 1차적인 관심을 부여한다. Firpo *et al.*(2018)도 정규화 방법을 사용하고 있지 않다. 마찬가지로 본 연구도 정규화 방법을 분석에 적용하지 않고, Gardin(2016)처럼 구성효과에 1차적인 관심을 둘 것이다. 왜냐하면 상세 구성효과의 요인분해와 전체 요인분해 결과들은 식별문제에 의해 영향을 받지 않기 때문이다.

두 번째 문제에 대한 해결책은 모수 또는 비모

수적인 로짓 또는 프로빗 회귀 분석에 기반한 재가중화(reweighting)를 통해 선형 가정을 확보하고 이를 검토하는 것이다(DiNardo *et al.*, 1996). DiNardo *et al.*(1996)는 재가중화를 반사실적 분포를 구축하는 것으로 생각한다.  $m$ (비수도권)과  $n$ (수도권)이라는 두 집단(지역)에서 그 차이가  $n-m$ (수도권-비수도권)이라고 하면, 반사실적 분포는  $m$ 이  $n$ 과 동일한 특성을 가질 경우  $m$ 이 보여줄 특정 변수(예: 임금, 자산, 소득)의 분포를 말한다. 재가중화 인자( $\Psi(X)$ )는 수학적 변형을 통해 다음과 같이 정의될 수 있기 때문에, 이는 로짓 또는 프로빗 회귀모형을 통해 계산가능하다.

$$\begin{aligned} \Psi(X) &= \frac{\Pr(X|r_1=1)}{\Pr(X|r_1=0)} \\ &= \frac{\Pr(r_1=1|X)/\Pr(r_1=1)}{\Pr(r_1=0|X)/\Pr(r_1=0)} \end{aligned} \quad (\text{식 5})$$

구체적으로  $\Pr(r_1=1|X)$ 의 추정은 다음과 같이 진행된다. 첫째, 두 집단(지역)을 풀링(pooling)하고  $X$ 의 함수로서  $r_1$ 에 속할 확률을 추정한다. 둘째,  $n$ 에 속할 예측 확률을 이용하여  $m$ 의  $\Psi(X)$ 를 추정한다. 마지막으로,  $m$ 의  $\Psi(X)$ 를 활용하여 특정 변수의 반사실적 통계량을 계산한다(Fortin, *et al.*, 2011).

Firpo *et al.*(2018)는 선형 가정의 문제에 대처하기 위해 DiNardo *et al.*(1996)의 재가중화 방식을 수용한다. 이를 통해 어떤 분포의 두 집단(지역) 간 차이 또는 변화가 상세하게 분석될 수 있다는 것이다. 2단계 요인분해법은 다음과 같이 진행된다. 1단계에서 로짓 또는 프로빗 회귀모형에 기반한 재가중화 방법을 사용하여 어떤 분포의 변화 또는 차이가 전체적으로 구성효과와 구조효과로 분해되는 것이다. 2단계에서는 RIF 회귀분석 방법을 이용하여 이러한 두 요인들이 각 설명변수별로 상세 분해되는 것이다. 2단계 요인분해법은 1단계에서 로짓 모형으로 기중치를 추정하고 2단계에서는 분포 통계량의 RIF를 종속변수로 대체하여 최소자승법을 활

용하기 때문에 추정하기가 용이하다. 또한 이러한 방식은 선형 가정을 유지하고 있기 때문에 구조효과에 대한 각 설명변수별 기여도를 분석할 수 있다는 이점을 가지고 있다(Firpo *et al.*, 2018).

두 집단(지역) 간 차이( $r_1 - r_0$ )는 로짓 모형에 기반한 재가중화 방법과 RIF 회귀식을 이용한 2단계 O-B 요인분해(OBR)를 통해 다음과 같은 네 개의 항들로 분해될 수 있다(Firpo *et al.*, 2018).

$$\begin{aligned} \widehat{\Delta}_{OBR}^v &= (\bar{X}_1 - \bar{X}_1^C) \hat{\gamma}_1^v + \bar{X}_1^C (\hat{\gamma}_1^v - \hat{\gamma}_1^{vC}) \\ &\quad + \bar{X}_0 (\hat{\gamma}_1^{vC} - \hat{\gamma}_0^v) + (\bar{X}_1^C - \bar{X}_0) \hat{\gamma}_1^{vC} \\ &= \widehat{\Delta}_{X,p}^v + \widehat{\Delta}_{X,e}^v + \widehat{\Delta}_{S,p}^v + \widehat{\Delta}_{S,e}^v \end{aligned} \quad (\text{식 6})$$

첫째 항은 순수 구성효과( $\widehat{\Delta}_{X,p}^v$ )이다. 이는  $r_0$  표본과 반사실적인 표본( $r_1$  표본의 특성을 가정한 재가중화된  $r_0$  표본)를 사용하여 O-B 요인분해를 수행함으로써 얻어진다. 둘째 항은 모형설정 오차(specification error)( $\widehat{\Delta}_{X,e}^v$ )이다. 이는 이러한 요인분해에서 설명되지 않는 전체 효과이다. 이 항을 통해 선형 가정 여부를 판단할 수 있다. 셋째 항은 순수 구조효과( $\widehat{\Delta}_{S,p}^v$ )이다. 이는  $r_1$  표본과 반사실적 표본을 활용하여 요인분해를 수행함으로써 얻어진다. 넷째 항은 재가중화 오차(reweighting error)( $\widehat{\Delta}_{S,e}^v$ )이다. 이는 이러한 요인분해에서 설명된 전체 효과이다. 이 항을 통해 재가중화의 타당성을 판단할 수 있다.

### 3. 자료 및 기술적 통계

#### 1) 자료 및 변수설정

본고의 분석에 사용되는 자료는 통계청·한국은행·금융감독원 등이 공동하는 발간하는 ‘2018년 가계금융복지조사’ 원자료이다. 이는 약 2만여 가구의

소득, 자산, 소비 등을 매년 조사한 것으로 국내에서 발간되는 가구단위의 소득과 자산 실태에 대한 가장 공신력이 있는 통계자료로 인정되고 있다(김낙년·김종일, 2013). 이 자료는 전국을 대상으로 통계를 작성하고 있지만 세부 지역별로 표본수가 많지 않아 통계적 신뢰성의 문제가 발생할 수 있기 때문에 세부 지역별 자료는 일반에게 수도권과 비수도권에 한정하여 공개되고 있다. 이러한 자료 공개의 한계로 인해 본 연구가 관심을 두는 지역 단위의 분석은 수도권과 비수도권에 한정한다. 이러한 자료 공개의 제한이외에 우리나라 지역분석에서 수도권과 비수도권 간의 구분은 학계와 정책서클에서 의미가 있는 것으로 널리 받아들여지고 있다. 즉 소득과 자산의 지역 간 격차에서 수도권과 비수도권 간의 격차가 적실성이 있는 것으로 이해되고 있는 것이다. 이러한 점을 감안하면 순자산 불평등의 수도권과 비수도권 간 격차의 요인에 대한 비교 분석은 유의미하고 유용성이 있을 것으로 생각된다.

본 연구에서 순자산 불평등의 수도권과 비수도권 간 격차의 요인들을 분석하기 위해 사용되는 변수들은 Killewald *et al.*(2017)이 정리한 미시적 수준에서 가구의 자산 축적에 영향을 미치는 요인들, 즉 저축(소득, 세대 간 이전(상속 및 증여), 교육수준을 포함한 가계의 인구·사회학적 특성과 가구구조 등이다. 최근에는 자산의 축적 요인에서 소득과 상속 및 증여가 논의의 초점이다(Piketty, 2011). Davies *et al.*(2017)는 캐나다를 사례로 인적 자본과 가구구조의 특성이 자산 격차에 미치는 영향에 초점을 둔 바가 있다.

선진국에서 최근 들어 가계의 저축률이 하락하고 있는데, 특히 저소득계층에서 두드러진다. 이는 저소득층의 자산 축적이 여의치 않지만 고소득층은 그렇지 않다는 것을 시사한다. 소득자료는 유량(flow)이고, 자산은 저량(stock)이기 때문에 자산 축적을 고려하면 단년도의 소득 자료보다는 다년도의 평균소득 자료를 사용하는 것이 나올 수 있다

(Killewald *et al.*, 2017). 하지만 자료의 한계로 인해 통상적으로 단년도의 경상소득을 사용하는 경우가 흔하다.

가계 자산 축적의 주요한 동인들 중의 하나로 세대 간 이전(상속 및 증여)이 최근에 각광을 받고 있다. Piketty(2011)는 이러한 요인이 최근 유럽과 미국의 자산 축적과 불평등의 동학에서 매우 중요한 역할을 하고 있다는 실증연구를 제시하고 세습 사회의 등장을 경고한 바가 있다. 홍민기(2017)는 KLIPS 자료를 이용하여 세대 간 이전(상속 및 증여)이 가계의 총자산 축적에 약 20% 정도 기여한다는 실증연구를 내놓았다. 반면에 미국과 유럽 등 서구 사례에서는 대체적으로 가계 자산 축적의 약 35-45%가 상속 및 증여에 기인하는 것으로 나타난다(Davies and Shorrocks, 2000). 하지만 이 요인은 가계 통계에서 제대로 조사하기가 가장 힘든 항목이고, 또한 정의에 따라 상속 및 증여의 범위가 달리 설정될 수가 있다. 본 연구에서 사용되는 가계금융복지조사에는 이에 대한 조사항목이 없다. 따라서 본 연구에서 이 요인은 제외하기로 한다.

소득(저축)과 세대 간 이전이외에 연령, 교육수준, 종사상 지위, 직종 등을 포함한 인구·사회학적 구조와 가구구조의 특성은 가계의 자산 축적에서 중요한 역할을 한다(Killewald *et al.*, 2017; Davies *et al.*, 2017). 즉 성별, 혼인, 연령, 교육 등의 가구주 특성, 1인 가구, 혼인, 가구원수 등의 가구구조 특성, 정책, 제도적 특성 등이 가계 자산의 축적에 영향을 미칠 수 있다. Davies *et al.*(2017)는 캐나다를 사례로 특히 고학력 교육수준이 자산 격차의 변화에 미치는 유의미한 요인이라는 점을 보고하고 있다. 본 연구에서도 기존 연구와 마찬가지로 성별, 연령, 종사상지위, 직종, 혼인 상태 등 가구주의 인구·사회학적 특성 및 1인 가구, 고령가구, 가구원수 등과 같은 가구구조 등의 특성을 고려한다.

요약하면, 본 분석에서 가계의 자산 축적에 영향을 미치는 저축(소득), 세대 간 이전, 인구·사회학

적 요인 및 가계구조 특성 등의 요인들을 자산 불평등의 수도권과 비수도권 간 격차를 유발하는 요인들로 고려하는 것이다. 단 자료 이용의 한계로 인해 세대 간 이전 요인은 본 연구에서 제외한다. 이는 본 연구의 한계이기도 하다.

## 2) 기술적 통계

표 1은 지역별 2018년 가구 순자산의 구성요소별 지니계수를 계산한 것이다. 이는 수도권과 비수도권 간에 순자산의 어느 구성요소가 더 불평등한지를 비교하여 보여주고 있다. 전반적으로 보면 자산의 불평등도는 비수도권보다는 수도권에서 더 높다. 지역과 무관하게 순자산의 불평등도가 총자산의 그것보다는 더 높다. 하지만 부채의 불평등도는 비수도권이 수도권보다 더 높다. 구체적으로 보면 수도권의 총자산과 순자산의 지니계수는 각각 0.574와 0.601인 반면 비수도권의 경우에는 각각 0.559와 0.569이다. 다른 나라와 달리 우리나라의 경우 지역과 무관하게 부동산자산의 불평등도(수도권: 0.664, 비수도권: 0.628)가 금융자산의 그것(수도권: 0.632, 비수도권: 0.616)보다 더 높다. 이는 금융자산이 조사에서 많이 누락되는 문제와 최근 부동산 가격의 상승에 기인한 것으로 보인다. 또한 부채의 불평등도가 자산의 그것보다 더 크며, 비수도권의 경우 더 심하다는 것이다. 수도권의 부채 지니계수는 0.748인데 반해 비수도권의 그것은 0.795이다. 지역과 무관하게 총자산의 불평등도가 순자산의 그것보다 낮은 것은 무엇보다 부채 때문이다. 특히 비수도권의 경우 부채에 의한 영향력이 더 크다. 예를 들면, 총자산의 수도권과 비수도권 간 지니계수 차이는 0.015이지만 순자산의 경우에는 0.032이다. 순자산 불평등도의 지역 간 차이가 총자산의 그것보다 2.2배 더 크다.

지니계수이외에 소득이나 자산의 집중도(P-shares)를 통해 불평등도의 변화 또는 차이를 분석



표 1. 수도권과 비수도권 가구의 순자산 구성요소별 지니계수(2018년)

구분	수도권	비수도권	전국
총자산(A)	0.574	0.559	0.575
- 금융자산	0.632	0.616	0.633
- 실물자산	0.652	0.614	0.643
· 부동산자산	0.664	0.628	0.658
부채(B)	0.748	0.795	0.775
순자산(A-B)	0.601	0.569	0.593

주: 영과 음의 값을 계산에 포함했으며, 가구 가중치를 적용하였음.

자료: 2018 가계금융복지조사 원자료(<http://kosis.kr>).

하는 연구들이 최근 각광을 받고 있다(예: Piketty and Saez, 2013). 여기서 순자산의 집중도( $S(p_1, p_2)$ )는 전체 순자산의 분포에서 두 분위 간 누적비중의 차이( $L(F; p_2) - L(F; p_1)$ ), 즉 두 분위의 구간( $[p_1, p_2]$ ,  $p_1 \leq p_2$ )에 속하는 순자산이 전체 순자산에서 차지하는 몫이다(Davies *et al.*, 2017: 1242).

표 2는 2018년 수도권과 비수도권의 순자산 분위별 순자산 집중도를 보여주고 있다. 6개의 분위구간별 순자산의 집중도를 계산했는데, P(1-40)는 하위층, P(40-80)은 중산층, 상위 중산층P(80-99), P(99-100)는 최상위층에 해당된다고 볼 수 있다. 하위층의 경우 비수도권의 순자산 집중도(6.7%)가 수도권의 그것(5.4%)보다 더 높다. 중산층도 하위층의 경우와 마찬가지로 비수도권의 집중도가 수도권의 그것보다 더 높다. 하지만 상위 중산층의 경우 수도권과 비수도권이 각각 57.3%와 54.7%를 차지한다. 그리고 상위 1%도 수도권의 비중(10.8%)이 비수도권(10.0%)보다 더 높다. 따라서 비수도권의 경우 하위층과 중산층의 순자산 집중도가 수도권의 그것보다 더 높지만, 상류층의 경우에는 이와는 상반된다. 상위 20% 이상(P80-100)의 수도권 상류층의 순자산 규모와 비중은 비수도권의 그것을 압도하고 있다. 그러나 상위 20% 분위집단(P80-90)에서는 수도권과 비수도권 사이에 순자산 집중도의

표 2. 수도권과 비수도권 가구의 순자산 분위별 순자산 집중도(2018년) (단위: %)

구분	수도권	비수도권	전국
P(1-40)	5.4	6.7	5.9
P(40-80)	33.8	35.7	34.1
P(80-90)	19.8	19.8	19.6
P(90-95)	16.1	15.3	15.7
P(95-99)	21.4	19.6	21.1
P(99-100)	10.8	10.0	10.9

주: 영과 음의 값을 계산에 포함했으며, 가구 가중치를 적용하였음.

자료: 2018 가계금융복지조사 원자료(<http://kosis.kr>).

차이가 거의 없다. 엄밀히 말해 상위 10% 분위집단(P90-100)에서 수도권의 순자산 집중도가 비수도권의 그것을 능가하고 있다.

본 연구에서 사용되는 종속변수는 순자산이고, 설명변수들은 경상소득, 연령(연령제곱), 성별(남·여), 혼인상태(미혼·기혼·사별·이혼), 교육수준(초·중·고·대졸), 종사상지위(상용·임시일용·자영업·기타), 직종(관리전문사무·서비스판매·농림어업·기능조립·단순노무기타), 가구원수, 가구유형(노인·조손·다문화·장애인가구) 등이다. 이들 변수의 평균과 표준편차와 같은 기초 통계량은 표 3에 나타나 있다. 수도권 가구의 평균 순자산과 경상소득 규모는 각각 4.33억원과 6.24천만원이지만, 반면에 비수도권 가구의 그것들은 각각 2.82억원과 4.93천만원이다. 수도권 가구의 평균 순자산과 경상소득 규모가 비수도권의 그것보다 훨씬 크다. 가구주 평균연령의 경우 수도권이 53.5세이지만 비수도권의 그것은 57.3세이다. 수도권의 가구주가 비수도권의 그것보다 더 젊다.

표 3. 분석에 사용된 변수들의 기초통계량 비교: 평균과 표준편차

(단위: 만원, 개, 명)

변수	수도권		비수도권	
	평균	표준편차	평균	표준편차
순자산	43,279.4	76,463.9	28,235.2	42,556.7
경상소득	6,238.3	7,301.0	4,927.4	4,855.5
연령	53.5	14.5	57.3	14.8
남성	0.8	0.4	0.7	0.4
여성	0.2	0.4	0.3	0.4
미혼	0.1	0.3	0.1	0.3
기혼	0.7	0.5	0.7	0.5
사별	0.1	0.3	0.2	0.4
이혼	0.1	0.3	0.1	0.3
초졸	0.1	0.3	0.2	0.4
중졸	0.1	0.3	0.1	0.3
고졸	0.4	0.5	0.3	0.5
대졸	0.4	0.5	0.3	0.5
상용직	0.5	0.5	0.4	0.5
임시·일용직	0.1	0.3	0.1	0.3
자영업	0.2	0.4	0.3	0.4
기타	0.2	0.4	0.3	0.4
관리전문사무	0.3	0.5	0.2	0.4
서비스판매	0.1	0.3	0.1	0.3
농림어업	0.0	0.1	0.1	0.3
기능조립	0.2	0.4	0.2	0.4
단순노무기타	0.1	0.3	0.1	0.3
가구원수	2.7	1.3	2.6	1.3
노인가구	1.0	0.4	1.0	0.4
조손가구	1.0	0.0	1.0	0.1
다문화가구	1.0	0.1	1.0	0.1
장애인가구	1.0	0.3	1.0	0.3

주: 가구 가중치를 적용하지 않은 것임.

자료: 2018 가계금융복지조사 원자료(<http://kosis.kr>).

#### 4. 분석결과

그림 1은 지역별 순자산 분위에 따른 지니계수의 RIF, 즉  $RIF(y;G)$ 의 평균값의 분포를 보여주고 있다. 또한 그림 1에서 수평선은 지역별 전체 지니계

수, 즉 RIF값의 평균값이다. 이는 어느 분위가 전체 평균값 이하 또는 이상인지를 식별하기 위해 그려 놓은 것이다. 예상한 바와 같이 RIF의 평균값은 최상위와 최하위 분위에서 가장 높은 것으로 나타난다. 수도권은 경우 상위 1%와 하위 1% 집단의 RIF 평균값은 각각 1.522와 3.366이고, 이는 수도권 전

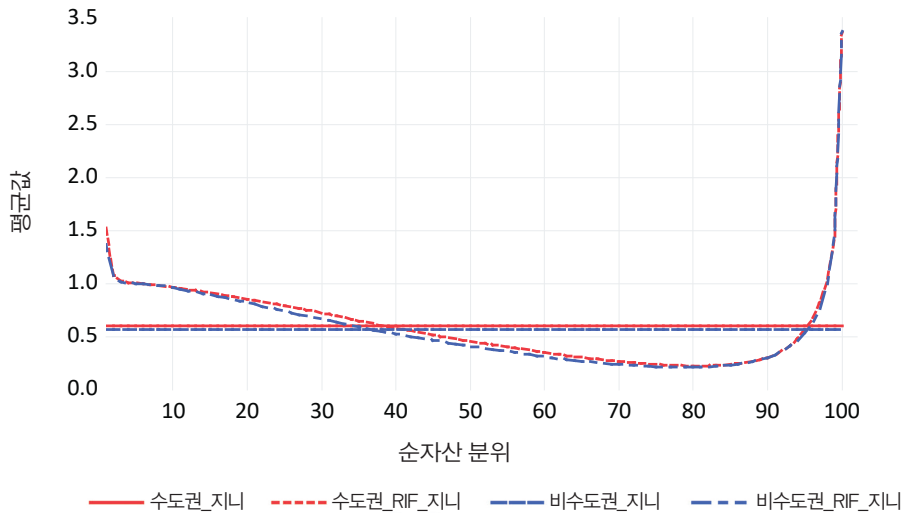


그림 1. 수도권과 비수도권 가구의 순자산 분위별 지니 및 지니-RIF

자료: 2018 가계금융복지조사 원자료(<http://kosis.kr>).

체 평균의 각각 2.5와 5.6배이다. 반면에 비수도권은 각각 1.365와 3.373이고, 이는 전체 평균의 각각 2.4와 5.9배이다. 순자산 분위별 RIF 평균값은 수도권과 비수도권의 경우 각각 39-95분위와 35-96분위 사이에서 전체 평균값보다 낮으며, 81분위와 79분위에서 최저가 된다. 이를 보면 수도권 가구의 순자산 불평등도가 비수도권의 그것보다 높다는 것을 알 수가 있다.

그림 1에서 보는 바와 같이, 불평등 지수의 영향이 최상위 분위집단에서 매우 높다는 것은 주지의 사실이다. 하지만 전체 평균값 이상의 분위집단의 비율은 상위보다는 하위집단에서 더 높다(Gradin, 2016; Davies *et al.*, 2017). 예를 들면, 수도권과 비수도권의 경우 하위집단은 각각 1-38분위와 1-34분위에서, 반면에 상위집단은 각각 96-100분위와 97-100분위에서 전체 평균을 넘어선다. 이러한 점에서 보면 불평등지수의 정도는 하위집단과 상위집단 간의 상대적 비중에 의해 좌우된다.

다른 한편으로, Davies *et al.*(2017)이 지적한 바와 같이, 지니계수는 어떤 분포에서 그 분포의 중

간에 민감하다. 예를 들면, 지니계수의 RIF 분포에서 하위 중산층(P40-80)과 비교하여 상위 중산층(P80-100)의 비중 증가는 지니계수를 낮출 수가 있다. 따라서 그림 1의 지니계수의 RIF는 이 점을 고려하여 이해될 필요가 있다.

전술한 바와 같이, O-B 요인분해를 통해 순자산 불평등의 지역 간 격차의 요인들이 분석될 수가 있다. 표 4는 기존 O-B 요인분해(OB)와 재가중화 O-B 요인분해(OBR)의 두 가지 추정결과들을 보여주고 있다. 이러한 요인분해는 가구 특성이 비수도권( $n$ )과 같지만 수도권( $n$ )과 같이 평가될 경우의 반사실적인 상황을 이용한다. 기존 O-B 요인분해는 선형 가정에 기반하며 이것이 유지되지 않으면 구조효과에 대한 해석에서 문제가 발생할 수 있다. 이러한 문제에 대처하기 위해 Fortin *et al.*(2011)과 Firpo *et al.*(2018) 등이 제안한 재가중화 O-B 요인분해(OBR)를 적용한다. 이는 O-B 요인분해의 추정결과가 어느 정도 선형 가정을 유지하고 있는지를 가늠할 수 있게 한다.

표 4에는 OB와 OBR의 추정결과가 제시되어 있

표 4. 지니계수-RIF 회귀방법을 이용한 O-B 요인분해

구분	OB 요인분해		OBR 요인분해	
수도권	0.601*** (106.13)		0.601*** (75.63)	
수도권(반사실)	-		0.588*** (99.3)	
비수도권	0.569*** (134.61)		0.569*** (166.73)	
전체 요인분해				
전체 차이	0.032*** (4.50)		0.032*** (3.68)	
- 구성효과	0.013*** (2.79)		0.013*** (3.08)	
- 구조효과	0.019*** (2.68)		0.019** (2.17)	
상세 요인분해				
	구성효과	구조효과	순구성효과	순구조효과
경상소득	0.020*** (5.34)	-0.044 (-1.33)	0.018*** (5.84)	-0.100*** (-3.45)
연령	0.054*** (4.03)	0.164 (0.65)	0.053*** (4.25)	0.300 (1.06)
연령제곱	-0.051*** (-3.16)	-0.091 (-0.60)	-0.050*** (-3.31)	-0.205 (-1.22)
성별(남성)	-0.000 (-0.74)	0.012 (0.82)	-0.000 (-0.77)	0.008 (0.41)
혼인상태(소계)	0.000 (0.21)	-0.036 (-1.20)	0.001 (0.62)	-0.011 (-0.34)
- 미혼	0.001 (0.36)	-0.005** (-2.15)	0.001 (0.38)	-0.004 (-1.63)
- 기혼	-0.001 (-0.92)	-0.025 (-0.95)	-0.000 (-0.47)	-0.002 (-0.07)
- 이혼	0.001* (1.66)	-0.006** (-2.15)	0.001*** (2.60)	-0.004 (-1.34)
교육수준(소계)	-0.001 (-0.39)	0.037* (1.81)	-0.001 (-0.51)	0.031 (1.18)
- 중졸	0.001 (0.99)	0.002 (0.63)	0.000 (1.03)	-0.001 (-0.15)
- 고졸	0.001* (1.65)	0.024*** (2.86)	0.001* (1.82)	0.021* (1.73)
- 대졸	-0.003 (-1.05)	0.011 (0.99)	-0.003 (-1.10)	0.011 (0.81)
종사상지위(소계)	-0.003* (-1.75)	0.027 (1.26)	-0.003* (-1.89)	0.011 (0.42)

- 상용직	-0.005** (-2.08)	0.020* (1.78)	-0.005** (-2.18)	0.015 (1.12)
- 임시·일용직	-0.000 (-0.05)	0.001 (0.38)	0.000 (0.10)	-0.001 (-0.31)
- 자영업	0.002 (1.15)	0.006 (0.65)	0.002 (1.20)	-0.003 (-0.29)
직종(소계)	0.001 (0.28)	-0.016 (-1.03)	0.001 (0.30)	-0.014 (-0.74)
- 관리전문사무직	-0.010*** (-3.56)	-0.005 (-0.73)	-0.010*** (-3.78)	-0.005 (-0.66)
- 서비스판매직	-0.000 (-1.26)	-0.003 (-0.92)	-0.001*** (-2.67)	-0.003 (-0.67)
- 농림어업직	0.010*** (2.75)	-0.008* (-1.78)	0.010*** (2.71)	-0.008 (-1.43)
- 기능조립직	0.002** (2.41)	0.000 (0.05)	0.002*** (3.34)	0.002 (0.26)
가구원수	-0.005*** (-3.78)	-0.005 (-0.17)	-0.004*** (-4.04)	0.026 (0.83)
가구유형(소계)	-0.002 (-0.69)	-0.006 (-0.51)	-0.002 (-0.70)	-0.008 (-0.88)
- 노인가구	-0.002 (-0.64)	0.000 (0.01)	-0.002 (-0.67)	-0.002 (-0.24)
- 조손가구	0.000 (-1.46)	0.000 (0.81)	0.000 (-1.55)	0.000 (0.45)
- 다문화가구	0.001** (1.98)	0.001 (1.51)	0.001** (2.53)	0.001 (0.87)
- 장애인가구	-0.001 (-1.25)	-0.006** (-2.34)	-0.000 (-1.30)	-0.007** (-2.24)
상수	-	-0.025 (-0.23)	-	-0.020 (-0.16)
계	0.013*** (2.79)	0.019*** (2.68)	0.014*** (3.16)	0.020** (2.35)
	모형설정 오차	재가중화 오차	모형설정 오차	재가중화 오차
계	-	-	-0.001 (-0.75)	-0.001 (-0.22)
수도권(N)	6,208			
비수도권(N)	12,432			

주: 1) \*\*\*, \*\*, \*는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

2) 괄호안의 수치는 z값임.

다. 두 추정결과 간에 큰 차이가 없다. OBR 추정결과를 보면, 모형설정 오차와 재가중화 오차는 통계적으로 유의하지 않으며 그 크기도 매우 작다. 따라

서 선형 가정이 유지되고 있기 때문에 구조효과에 대한 해석에서 큰 문제는 없을 것으로 보인다. 또한 재가중화의 오차도 매우 작고 통계적으로 유의하지



않아 로짓 모형이 적절하게 설정되어 가중치가 잘 적용된 것으로 보인다. 이는 기존 O-B 요인분해 분석의 신뢰성을 보여주고 있다. 이처럼 OB와 OBR의 추정결과들 사이에 큰 차이가 없기 때문에 이하에서는 OBR의 추정결과를 중심으로 순자산 불평등의 지역 간 격차의 요인들에 대해 논의한다.

우선 순자산 지니계수의 지역 간 격차에 대한 전체 요인분해의 추정결과를 들여다보자. 수도권( $n_1$ )과 비수도권( $n_0$ )의 순자산 지니계수는 각각 0.601과 0.569이고, 그 차이( $n_1 - n_0$ )는 0.032(% $\Delta = 5.3%$ )이다. 수도권 지역의 최근 부동산 가격의 급상승으로 수도권의 자산 규모가 상대적으로 크게 증가한 것으로 생각되지만 통계조사에 따른 순자산의 수도권과 비수도권 간 격차는 그렇게 크지가 않은 것으로 나타나고 있다. 표 4에 보는 바와 같이, 수도권 가구가 비수도권 가구의 평균적인 특성을 가지는 것으로 가정하고 계산되는 반사실적 수도권 지니계수는 0.588이다. 따라서 수도권( $n_1$ ) 지니계수와 반사실적 수도권( $n_0$ ) 지니계수 간의 차이( $n_1 - n_0$ )는 0.013(% $\Delta = 2.1%$ )이다. 이는 소득수준, 인구·사회화적인 변수 등 특성들의 지역 간 차이가 있기 때문에 순자산 불평등도의 지역 간 격차가 크지는 않지만 다소 있다는 것을 시사한다.

O-B 요인분해는 순자산 불평등의 지역 간 격차(0.032)를 설명된(explained) 부분(0.013)과 설명되지 않은(unexplained) 부분(0.019)으로 분해한다. 평균적인 특성들의 지역 간 차이, 즉 ‘구성효과’로 일컬어지는 전자는 순자산 불평등의 지역 간 격차의 39.5%를 설명한다. 반면에 설명되지 않은 부분인 ‘구조효과’는 60.5%를 차지하고 있다. 이는 특성 변수들에 대한 수익으로 해석된다. 따라서 순자산 불평등의 지역 간 격차를 설명하는 데에 구조효과(60.5%)가 구성효과(39.5%)보다 더 크다. 이는 무엇보다 제한된 수의 특성 변수들을 분석에 사용한 것에 기인한다. 환언하면, 상속 및 증여, 자산 포트폴리오의 이질성과 선택, 제도적 특성, 문화적 요

인 등과 같은 다양한 요인들이 지역 간 자산 격차를 설명하고 있을 것으로 예상되지만, 구성효과가 상대적으로 작은 것은 자료상의 제약으로 이러한 요인들을 충분히 분석에 포함하지 못한 것에 기인하는 것으로 보인다.

상세 요인분해 결과를 보면 수도권과 비수도권 간의 차이가 크지 않아 대체적으로 순자산 불평등의 지역 간 격차에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 설명변수들이 많지 않다는 것을 알 수가 있다. 그러나 일부 설명변수들은 순자산 불평등의 지역 간 격차에 통계적으로 유의미한 영향을 미치고 있다. Gardin(2016)의 국가 간 소득 불평등 격차에 대한 비교연구처럼, 본 연구도 구조효과에 비해 구성효과의 설명력이 크지는 않지만 특성들의 지역 간 차이를 반영하는 구성효과에 우선 집중한다. OB 추정결과에서 구성효과는 각 설명변수의 지역 간 차이( $n_1 - n_0$ )를 해당  $n_0$  계수에 곱한 값이며, OBR 추정결과에서 구성효과는 각 설명변수의 지역 간 차이( $n_1 - n_0$ )를 해당  $n_0$  계수에 곱한 값이다. 여기서  $n_0$ 는  $n_0$ 의 특성을 가진 가중치가 재조정된  $n$ 의 평균과 계수를 가리킨다.

순수 구성효과를 설명하는 10% 이내 수준에서 통계적으로 유의한 설명변수군은 경상소득, 연령(연령제곱), 종사상 지위 관련 설명변수군, 가구원 규모 변수들이다. 경상소득의 지역 간 차이는 순자산 불평등의 지역 간 격차를 심화시키고, 반면에 종사상 지위 관련 설명변수군과 가구 규모의 지역 간 차이는 순자산 불평등의 지역 간 격차를 완화시킨다. 연령과 연령제곱 변수들의 계수 부호들이 각각 양(+)과 음(-)이어서 생애주기의 지역 간 차이가 순자산 불평등의 지역 간 차이에 상쇄적인 영향을 미치고 있다.

소득의 지역 간 차이는 순자산 불평등의 지역 간 격차(0.014)의 134.2%(0.018)를 설명하지만, 종사상지위 관련 설명변수군과 가구 규모의 지역 간 차이는 각각 그것의 -21.8%(-0.003)와 -28.3%(-

0.004)를 설명한다. 따라서 세대 간 이전을 제외한 경우 소득의 지역 간 차이가 순자산 불평등의 지역 간 격차를 설명하는 주요 요인들 중의 하나이다. 반면에 종사상지위 관련 설명변수군과 가구 규모의 지역 간 차이는 이러한 순자산 불평등의 지역 간 격차를 상쇄해 주는 요인들이다. 연령(0.053)과 연령제곱(-0.050)의 지역 간 차이는 서로 상쇄가 되고 있다. 이처럼 연령에 따른 생애주기의 지역 간 차이는 순자산 불평등의 지역 간 격차에 상쇄의 역할을 하고 있다.

세부 설명변수별로 보면 소득규모(+), 연령(+), 연령제곱(-), 이혼(+), 고졸(+), 상용직(-), 관리전문사무직(-), 서비스판매직(-), 농림어업직(+), 기능조립직(+), 가구규모(-), 다문화가구(+) 등의 설명변수들의 지역 간 차이가 10% 이내의 수준에서 통계적으로 유의하게 순자산 불평등의 지역 간 격차에 영향을 미치고 있다. 이들 중에서 순자산 불평등의 지역 간 격차를 심화시키는 설명변수들은 소득규모(0.018), 연령(0.053), 이혼(0.001), 농림어업직(0.010), 기능조립직(0.002), 다문화가구(0.001)이며 이들 변수들의 구성효과 합계는 0.084이다. 반면에 지역 간 격차를 완화시키는 설명변수들은 연령제곱(-0.050), 상용직(-0.005), 관리전문사무직(-0.010), 서비스판매직(-0.001), 가구규모(-0.004)이며 이들 변수들의 구성효과 합계는 -0.069이다.

순자산 불평등의 지역 간 격차를 야기하는 특성 요인들로 거론될 수 있는 가장 중요한 요인은 소득의 지역 간 차이이다. 이외에 Davies *et al.*(2017)의 경우처럼 교육수준의 차이도 자산 불평등의 지역 간 격차에 유의미한 영향을 미치고 있다. 이혼 및 다문화가구처럼 취약 가구의 지역 간 차이는 지역 간 격차에 정(+ )의 영향을 미치고 있다. 또한 근로소득과 밀접한 연계를 가지면서 구조조정 위험(예: 농업과 제조업 일부)에 처해 있는 직종별 지역 간 차이도 통계적으로 유의한 방향으로 지역 간 격

차를 야기하고 있다.

다른 한편으로, 상용직과 같은 정규직의 종사상지위와 고소득 직종(관리전문사무직과 서비스판매직)의 지역 간 차이는 지역 간 격차를 완화시키고 있다. 그런데 정규직과 고소득 직종의 지역 간 차이는 지역 간 산업구조와 구조조정 상황을 반영하고 있으며, 이는 근로소득과 직접적으로 연계되어 있기도 하다. 따라서 상속과 증여와 같은 세대 간 이전 변수를 제외할 경우 순자산 불평등의 지역 간 격차를 유발하는 요인은 직·간접적으로 소득 변수와 연관되어 있다. 그리고 가구 규모는 가계의 규모의 경제를 반영하고 있는 변수이다. 가구원수가 많을수록 가구의 자산 규모가 대체적으로 늘어날 수 있기 때문에 가구 규모의 지역 간 차이는 지역 간 격차를 완화시켜 주고 있는 것으로 보인다.

연령과 연령제곱 변수는 양(+ )과 음(- )이고 개별 설명변수들 중에 그 계수의 값이 상대적으로 가장 크지만 서로 상쇄가 되고 있다. 연령에 따른 생애주기의 지역 간 차이가 순자산 불평등의 지역 간 격차를 상쇄하는 요인으로 볼 수 있다. 이는 인구고령화 추세와 관련하여 수도권과 비수도권 간 연령대의 차이를 반영하고 있다.

O-B의 요인분해에서 구조효과의 해석에는 주의할 필요가 있다. 전술한 바와 같이 선형 가정을 위배하지 않는 모형 설정이 이루어져야 한다. 본 연구는 구성효과의 해석에 집중한다고 앞서 언급한 바가 있다. 그럼에도 불구하고 구조효과에 대해 들여다보면 소득과 장애인가구 변수들을 제외하고 다른 설명변수들은 10% 이내의 유의수준에서 통계적으로 유의하지 않다는 것을 알 수가 있다. 구조효과는 특성 변수들에 대한 수익의 지역 간 차이를 나타낸다. 소득규모와 장애인가구 변수에 대한 수익의 지역 간 차이는 지역 간 격차를 완화시키고 있는 것으로 나타나고 있다. 장애인가구의 경우 일부 자산항목의 구입에 대한 직·간접적인 공적 보조와 지원이 이러한 결과를 야기하고 있는 것으로 보인다.

## 5. 요약 및 결론

이 논문은 2018년 가계금융복지조사 원자료를 대상으로 Firpo *et al.*(2009, 2018)이 제안한 가중화 및 RIF 회귀에 기반한 O-B 요인분해 기법을 사용하여 순자산 불평등의 수도권과 비수도권 격차의 요인들을 분석하였다. 이 방법은 기존 O-B 요인분해를 일반화하고 정교화한 것이고 국내 연구에서 거의 사용되지 않은 것이다. 이러한 점에서 본 연구의 의의가 있다고 볼 수 있다.

본 연구에서 드러난 분석결과들은 요약하면 다음과 같다. 첫째, 지니계수로 측정된 순자산의 불평등도에서 비수도권보다 수도권이 더 높다. 그 격차는 그렇게 크지는 않으며 비수도권 주민들이 체감하는 것과는 상반되게 나오는 것으로 볼 수 있다. 하지만 수도권이 경제중심지이고 대도시 지역이라 고자산층과 저자산층이 상대적으로 많이 분포하고 있다는 점에서 이는 수긍할만하다. 반면에 부채의 경우에는 이와는 대조적으로 비수도권의 격차가 수도권의 그것보다 높다.

둘째, 전체 요인분해 결과는 순자산 불평등의 지역 간 차이를 설명하는 데 있어 순수 구조효과가 순수 구성효과보다 더 크다는 것을 보여준다. 이는 지역 간 자산불평등의 격차가 상속 및 증여, 자산 포트폴리오의 이질성과 행태, 문화적 요인, 제도적 특성 등 비관측 요인들에 의해 설명될 여지가 크다는 것을 함의한다.

셋째, 상세 구성효과에 대한 분석결과에 따르면, 소득, 이혼, 농림어업과 기능조립직, 다문화가구 등과 같이 통계적으로 유의한 특성 변수들은 순자산 불평등의 지역 간 격차를 심화시키지만, 상용직, 관리전문사무직, 서비스판매직, 가구규모 등과 같이 통계적으로 유의한 특성 변수들은 그 격차를 완화시킨다. 인구와 인구제곱 변수의 부호가 각각 양(+)과 음(-)이어서, 생애주기의 지역 간 차이는 상쇄효

과를 가진다.

마지막으로, 상세 구조효과와 경우 소득규모와 장애인가구 변수가 통계적으로 유의하고 이들 변수의 지역 간 차이가 자산 불평등의 지역 간 격차를 완화시키고 있다.

본 논문은 O-B 요인분해가 가지는 일반적인 식별 문제를 해결하지 못했으며, 자산 격차를 야기하는 비관측 요인들을 조사 자료의 한계로 충분히 반영하지 못했다는 분석의 한계를 가지고 있다. 하지만 보다 정교화된 방법론에 의거하여 순자산 불평등의 지역 간 격차를 야기하고 완화시키는 주요한 특성 요인들을 규명한 것은 연구의 성과로 볼 수 있을 것이다. 자산 불평등의 지역 간 격차를 심화시키거나 완화시키는 주요한 특성 요인들은 소득과 정규직(상용직)과 같은 종사상위위 관련 변수들이다. 따라서 지역 차원에서 순자산 불평등의 격차를 완화하기 위해서는 소득 보장과 괜찮은 일자리 창출이 절실히 요구된다.

특히 비수도권의 주요 제조업 중심지에서 구조조정이 단행되고 있는 상황에서 지역 간 소득 격차가 벌어지고 이는 다시 수도권과 비수도권 간 자산 격차를 더 심화시킬 수 있다. 또한 지역 간 자산 격차에서 생애주기 가설이 작동하는 상황에서 비수도권의 고령화 속도가 수도권의 그것보다 더 빠르다. 따라서 제조업 구조조정과 고령화 효과에 의한 지역 간 차이가 수도권과 비수도권 간 자산 격차를 유발할 수 있기 때문에 비수도권 지역에 대한 세심한 정책적 지원과 배려가 요구된다.

## 참고문헌

김계숙·민인식, 2013, “무조건 분위회귀를 이용한 도시 지역 임금불평등 변화 분해,” 국토계획 48(3), pp. 53-74.  
 김낙년·김종일, 2013, “한국 소득분배 지표의 재검토,” 한

- 국경제의 분석 19(2), pp.1-57.
- 정준호, 2008, “참여정부의 부동산정책 평가: 주택시장의 가격안정화 정책을 중심으로,” *동향과 전망* 74호, pp.115-158.
- 정준호, 2018, “지역 간 소득격차와 위험공유,” *공간과 사회* 28(2), pp.12-44.
- 정준호·전병유, 2017, “국가 간 비교 관점에서 본 한국의 자산불평등: 한국, 미국, 스페인 주택자산의 불평등 효과를 중심으로,” *국토지리학회지* 51(2), pp.149-164.
- 허식, 2015, “공공부문과 민간부문 간의 유리천장효과 비교분석,” *응용경제* 17(2), pp.57-83.
- 홍민기, 2017, *자산 불평등과 세대 간 이동성이 노동시장에 미치는 영향*, 연구보고서, 서울: 한국노동연구원.
- Barsky, R., Bound, J., Charles, K. and Lupton, J. P., 2002, “Accounting for the black-white wealth gap: A nonparametric approach,” *Journal of the American Statistical Association* 97, pp.663-73.
- Blinder, A., 1973, “Wage discrimination: Reduced form and structural estimates,” *Journal of Human Resources* 8, pp.436-55.
- Carpantiera, J.-F., Olivera, J. and Van Kerm, P., 2018, “Macroprudential policy and household wealth inequality,” *Journal of International Money and Finance* 85, pp.262-277.
- Chernozhukov, V., Fernández-Val, I. and Melly, B., 2013, “Inference on counterfactual distributions,” *Econometrica* 81(6), pp.2205-2268.
- Choe, Chung and Van Kerm, P. 2018, “Foreign workers and the wage distribution: What does the Influence Function reveal?,” *Econometrics* 6(3), pp.1-26.
- Cowell, F. A., Nolan, B., Olivera, J. and Van Kerm, P., 2017, Wealth, top incomes and inequality, in Hamilton, K. and Hepburn, C. (eds.), *Wealth: Economics and Policy*, Oxford: Oxford University Press, pp.175-203.
- Davies, J. B. and Shorrocks, A. F., 2000, The Distribution of wealth, in Atkinson, A. B. and Bourguignon F. (eds.), *Handbook of Income Distribution, Handbooks in Economics Vol. 16.*, Amsterdam; Elsevier Science, pp.605-675.
- Davies, J. B., Fortin, N. M. and Lemieux, T., 2017, “Wealth inequality: Theory, measurement and decomposition,” *Canadian Journal of Economics* 50(5), pp.1224-1261.
- DiNardo, J., Fortin, N. M. and Lemieux, T., 1996, “Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach,” *Econometrica* 64(5), pp.1001-44.
- Firpo, S., Fortin, N. M. and Lemieux, T., 2009, “Unconditional quantile regressions,” *Econometrica* 77(3), pp.953-73.
- Firpo, S., Fortin, N. M. and Lemieux, T., 2018, “Decomposing wage distributions Using Recentered Influence Function Regressions,” *Econometrics* 6(2), pp.1-40.
- Fortin, N. M., Lemieux, T. and Firpo, S., 2011, “Decomposition methods,” in Ashenfelter, O. and Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics Vol. 4A*, Amsterdam: North-Holland, pp.1-102.
- Gradin, C., 2016, Why is income inequality so high in Spain? in Cappellari, L., Polachek, S. W. and Tatsiramos, K.(eds.), *Income Inequality Around the World (Research in Labor Economics, Volume 44)*, Cheltenham: Emerald Group Publishing Limited, pp.109-77.
- Hampel, F. R., 1974, “The influence curve and its role in robust estimation,” *Journal of the American Statistical Association* 69(346), pp.383-93.
- Juhn, C., Murphy, K. and Pierce, B., 1993, “Wage inequality and the rise in returns to skill,” *Journal of Political Economy* 101, pp.410-42.
- Killewald, A., Pfeffer, F. T. and Schachner, J. N., 2017, “Wealth inequality and accumulation,” *Annual Review of Sociology* 43, pp.379-404.
- Machado, José A. F. and Mata, José, 2005, “Counterfactual decomposition of changes in wage distributions Using quantile regression,” *Journal of Applied Econometrics* 20, pp.445-65.

Melly, B., 2005, "Decomposition of differences in distribution using quantile regression," *Labour Economics* 12, pp.577-590.

Oaxaca, R. and Ransom, M., 1999, "Identification in detailed wage decompositions," *The Review of Economics and Statistics* 81(1), pp.154-57.

Oaxaca, R., 1973, "Male-female wage differentials in urban labor markets," *International Economic Review* 14, pp.693-709.

Piketty, T., 2011, "On the long-run evolution of inheritance: France 1820-2050," *Quarterly Journal of Economics* 126(3), pp.1071-1131.

Piketty, T. and Saez, E., 2013, "Top incomes and the great recession: Recent evolutions and policy implications," *IMF Economic Review* 61(3), pp.456-78.

Yun, Myeong-Su, 2005, "A simple solution to the identifica-

tion problem in detailed wage decompositions," *Economic Inquiry* 43, pp.766-72.

교신: 정준호, 24341, 강원도 춘천시 강원대학길 1, 강원대학교 사회과학대학 부동산학과, 전화: 033-250-6838, 이메일: jhj33@kangwon.ac.kr

Correspondence: Jun Ho Jeong, Department of Real Estate, Kangwon National University, 1 Kangwondaehak-gil, Chuncheon-si, Gangwon-do, 24341, Korea, Tel: 82-33-250-6838, e-mail: jhj33@kangwon.ac.kr.

최초투고일 2019년 3월 21일  
수정일 2019년 5월 2일  
최종접수일 2019년 5월 9일