

패널 조사와 국제비교 조사를 통해 본  
일본사회의 불평등\*  
한국과의 비교를 중심으로

(パネル調査と国際比較調査を通じてみた日本社会の不平等：韓国との比較を中心に)

도쿄대학 사회과학연구소  
아리타 신

(東京大学社会科学研究所 有田 伸)

ISS Discussion Paper Series

F-183

February 2017

\*이 논문은 2016년 2월 25일에 서울대학교 호암교수회관에서 열린 제 11회 한국교육고용패널 학술대회(주최: 한국직업능력개발원 외)에서 발표된 것을 수정한 것이다.

## 1. 들어가며

이 논문은 패널 조사 데이터와 국제 비교 조사 데이터의 분석을 통해서 일본 사회의 불평등 구조를 밝히고자 하는 것이다. 일본사회에서는 여러 가지 불평등 중에서 “정규직과 비정규직 간의 불평등”이 심각한 사회문제로 대두되고 있다. 이 논문에서는 정규직과 비정규직 간에는 어떤 불평등이 어느 정도 존재하는지를 종합적인 시각에서 분석함으로써 일본사회 불평등의 특징을 알아보려고 한다.

이 문제를 검토하기 위해 국제비교 조사 데이터 및 패널 조사 데이터의 분석은 유익하다. 국제비교 조사 데이터를 분석하면 각 사회 불평등 구조의 특징을 선명하게 밝힐 수가 있고, 패널 데이터의 분석을 통해서 개인 간의 “관찰되지 않는 이질성”(unobserved heterogeneity)을 통제해서 순수한 “정규직과 비정규직 간의 보상 불평등”을 측정할 수가 있기 때문이다.

후자에 관해서는, 고정효과 모형(fixed effects model)이나 1 차 차분 모형(first difference model)은 비교적 강한 가정을 세우며 패널 데이터를 분석하여 그 결과를 “개인 간의 관찰되지 않는 이질성이 통제된 것”이라고 해석하는 모형이다. 그 때문에 이들 모형이 가지는 가정이 현실에 맞지 않는 경우, 이와 같은 해석은 타당하지 않다는 점에 유의해야 한다.

이 논문에서는 이상의 문제의식을 바탕으로 이들 모형이 가지는 효과의 대칭성 가정, 즉 “독립 변수의 변화 방향이 달라도 종속 변수의 변화 수준은 같다”라는 가정의 타당성을 “확장판 1 차 차분 모형”에 기초해서 검토한다. 더욱이 이 모형을 이용해서 “독립 변수의 변화가 종속변수의 변화를 결정한다”는 또 다른 시각에서 정규직과 비정규직 간의 이동이 실제로 어떠한 임금 변화를 일으키는지를 분석한다. 이들 분석을 통해서 일본에서 정규직과 비정규직 간 임금 불평등의 성격을 해명하고자 한다.

## 2. 일본에서의 패널 조사와 JLPS

### 2.1 일본에서의 패널 조사

먼저 일본에서의 패널 조사를 간략하게 소개해 보자. 일본에서 실시되어 온 주된 패널 조사로서는 이하와 같은 것들이 있다.

- (1) 도쿄대학 사회과학연구소 청년/장년 패널조사 (2007 년~)
- (2) 도쿄대학 사회과학연구소 고졸자 패널조사 (2004 년~)
- (3) 도쿄대학 사회과학연구소 중학생과 학부모 패널조사 (2015 년~)

(이상 데이터는 도쿄대학 사회과학연구소 데이터 아카이브

<http://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/en/access/ssjda-guide/> 에서 제공 및 제공예정)

(4) 일본 가계 패널조사(KHPS: 2004 년-/JHPS: 2009 년~)

(케이오 대학 패널 데이터 설계 분석 센터: <http://www.pdrc.keio.ac.jp/en/>)

(5) 소비 생활에 관한 패널조사(1993 년~)

(가계 경제 연구소: <http://www.kakeiken.or.jp/en/index.html/>)

기타 “21 세기 출생아/성년 종단 조사”(후생노동성), “가족/일/가계에 관한 국제 비교: 한국, 중국 패널 조사”(오차노미즈 여자대학), “청년들의 교육과 경력 형성에 관한 조사”(수도대학 도쿄) 등이 있다. 그러나 일본에서의 패널 조사는 한국만큼은 많지가 않은 상태라 할 수 있다.

## 2.2 도쿄대학 사회과학연구소 청년/장년 패널조사 (JLPS)

이들 중에서 이 논문에서는 “도쿄대학 사회과학연구소 청년/장년 패널조사” (Japanese Life Course Panel Survey: JLPS) 데이터를 분석한다. 이 조사는 2007 년에 일본 전국에 사는 당시 20-34 세(청년 조사) 및 35-40 세(장년 조사) 남녀를 대상으로 시작되며 이후 매년 추적조사가 실시되어 있다<sup>1</sup>. 이 조사는 “유권자 명단(選舉人名簿)”과 “주민 등록 명단(住民基本台帳)”에 기초해서 조사 대상자를 랜덤 추출(층화 이중 추출)했다<sup>2</sup>. 표1 및 표2 는 이 조사의 표본 수와 응답률을 나타낸 것이다<sup>3</sup>.

표 1 JLPS 표본수 및 응답률 (원표본)

	조사 시기	청년 조사			장년 조사		
		표본수	응답률(1)	응답률(2)	표본수	응답률(1)	응답률(2)
제1과	2007년1-3월	3367	35%	-	1433	40%	-
제2과	2008년1-3월	2719	81%	81%	1246	87%	87%
제3과	2009년1-3월	2443	79%	73%	1164	86%	81%
제4과	2010년1-3월	2174	73%	65%	1012	79%	71%
제5과	2011년1-3월	2232	76%	66%	1087	85%	76%
제6과	2012년1-3월	2121	79%	63%	1058	88%	74%
제7과	2013년1-3월	2038	79%	61%	1038	89%	72%
제8과	2014년1-3월	1989	81%	59%	1002	88%	70%
제9과	2015년1-3월	1931	81%	57%	974	88%	68%

응답률(1) 유효 조사 대상에 대한 응답 표본수 비율

응답률(2) 제1과 응답 표본수에 대한 각 과 응답 표본수 비율

<sup>1</sup> 청년 조사와 장년 조사의 설문지는 똑같다.

<sup>2</sup> 일본에서는 학술적인 목적에 한해서 유권자 명단이나 주민 등록 명단을 통한 개인 샘플링이 가능하다.

<sup>3</sup> 2011 년에 보충 표본을 추가했다. 이 조사의 상세한 내용은 도쿄대학 사회과학연구소 HP(<http://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/en/panel/purpose/>)를 참조.

표2 JLPS 표본수 및 응답률 (보충 표본)

	조사 시기	청년 조사			장년 조사		
		표본수	응답률(1)	응답률(2)	표본수	응답률(1)	응답률(2)
제1과	2011년1-3월	712	32%	-	251	31%	-
제2과	2012년1-3월	542	76%	76%	202	80%	80%
제3과	2013년1-3월	517	73%	73%	200	80%	80%
제4과	2014년1-3월	493	70%	69%	195	78%	77%
제5과	2015년1-3월	459	66%	65%	188	75%	75%

응답률(1) 유효 조사 대상에 대한 응답 표본수 비율

응답률(2) 제1과 응답 표본수에 대한 각 과 응답 표본수 비율

### 3. 2005 년 SSM 국제비교 조사 데이터를 이용한 일본 사회 불평등 분석<sup>4</sup>

#### 3.1 동아시아 비교라는 시각

패널 데이터 분석에 앞서, 먼저 횡단적인(cross-sectional) 국제비교 조사 데이터를 이용해서 동아시아 비교 시각에서 일본 사회 불평등의 특징을 확인해 보자.

일본, 한국, 대만이란 동아시아 국가들은 급속한 경제발전 과정에서 비교적 평등한 분배를 달성한 덕분에 다른 국가들에 비해서 사회적 불평등이 덜 심각하다는 평가를 받고 왔다 (World Bank 1993). 하지만 일본에서의 “격차 사회론(格差社會論)”이나 한국에서의 “사회 양극화론”이 예시하듯이 최근 이들 국가에서 사회적 불평등 확대가 심각한 사회문제로 부상되고 있다. 이러한 상황에서 사회의 불평등 구조와 발생/재생산 기제를 올바르게 이해하는 것이 학문적으로뿐만 아니라 실천적으로도 중요한 과제가 된다.

한 사회의 불평등 구조와 그 특징을 밝히기 위해서는 국제비교가 효과적인 방법인데 일본, 한국, 대만 등 동아시아 산업사회 간 비교는 특히 그 효과가 크다. 이들 국가는 노동 집약적인 제조업을 주축으로 한 산업화, (다른 나라들에 비해서) 철저한 농지개혁, 보편적이며 급속한 교육확대 등 불평등 구조의 운곽을 형성하는 조건이 유사한 반면에, 고용관행이나 사회보장제도, 교육제도 등 제도적 조건에는 미묘한 차이도 있다. 이들 “크게는 비슷하지만 자세하게 보면 서로 다른 사회”를 비교함으로써 각 사회 계층 구조와 불평등 구조의 특징을 더 세밀하게 묘사할 수 있을 것으로 기대된다.

#### 3.2 데이터와 변수

여기서는 2005 년 SSM (Social Stratification and Social Mobility) 조사 데이터를 이용해서 이들 국가 간에서 불평등 구조 비교를 시도한다. SSM 조사는 1955 년부터 10 년에 한

<sup>4</sup> 이 절의 내용은 Arita (2017)를 바탕으로 했다.

번씩 실시되어 온 전국 대규모 사회조사이다. 2005 년 조사에서는 일본뿐만 아니라 한국과 대만에서도 (기본적으로는) 동일한 조사가 실시되었다<sup>5</sup>. 여기서는 이들 데이터를 이용해서 사회경제적 불평등의 객관적 측면으로서 “개인 소득”, 주관적 측면으로서 “주관적 지위 평가”에 주목해서 각자의 결정구조를 알아본다. 구체적으로는 사람들의 개인 소득과 주관적 지위 평가가 “종사하는 일(job)에 관한 변수”와 “개인 속성에 관한 변수”에 의해서 어떻게 결정되는지, 그리고 이 변수들이 개인소득과 지위 평가에 미치는 영향은 상대적으로 얼마나 크고 작을지를 탐색적으로 분석하고자 한다.

사용하는 변수들에 관해서 더 자세하게 설명해 보자. 산업사회에서는 개인이 어떤 일(job)을 갖는지가 그의 소득이나 생활기회를 결정하는 가장 중요한 요인이 된다. 서구의 사회계층론자들은 사람들이 종사하는 “일”을 분류하는 기준으로서 주로 “직종(occupation)”과 “종사상의 지위(employment status)”에 주목해 왔다. 한편, 한국이나 일본에서는 이에 더하여 “기업체 규모”나 “고용 형태 (정규직/비정규직 차이)”에 따른 임금/소득 격차에도 큰 관심이 모여 왔다. 일본에서는 후발적 산업화에 기인한 경제구조 이중성 때문에 기업체 규모 변수가 큰 영향력을 가지는 것으로 이해되어 왔지만, 더 한편에서는 기업체 규모 간에 존재하는 지불 능력 차이가 “연공(年功)적인 임금 상승이나 종신고용 등 일본적 고용관행의 은혜를 얼마나 제공할 수 있는지”의 차이를 낳기 때문에 일본에서는 특히 이 변수의 영향력이 커질 수도 있다. 또한 정규직/비정규직 간 격차도 같은 맥락에서 이해될 수가 있다. 즉, 일본에서는 정규직과 비정규직 구별이 임금 연공제 등 일본적 고용관행 은혜의 향수 여부까지 포함하기 때문에 이 변수가 더욱 심각한 불평등을 수반한다는 것이다 (히라타 2008).

위에서 살펴 본 “일 관련 변수”뿐만 아니라 “개인 속성 관련 변수”도 사람들 소득이나 사회적 지위에 큰 영향을 미친다. 여기서는 그 중에서 “교육수준(학력)”, “연령”, “성별”의 영향에 주목한다. 일반적으로 교육수준은 사람들 보상을 결정하는 중요한 요인이기는 하지만 각 사회의 교육제도 특징이나 “학력주의”(學歷主義) 정도에 따라서 그 영향력은 사회마다 다를 수도 있다. 개인의 “연령”은 노동시장에서의 경력연수와 밀접하게 관련되기 때문에 이 변수 역시 보상에 큰 영향을 미치며, 일본에서는 사원들의 생애 단계(life stage)에 따른 생활비를 기업체가 지원하는 경향이 강하기 때문에(오노 1989) 다른 사회에 비해서 연령효과가 더욱 커질 가능성이 있다. 또한, 동아시아 사회에서는 “성별”로 노동시장이 분단되는 경향이 있기 때문에 선행연구들과 같이 이 논문에서도 남녀별로 분석을 실시한다. 표 3 은 분석에서 사용하는 변수들을 나타낸 것이다.

---

<sup>5</sup> 2005 년 SSM 조사의 자세한 내용에 관해서는 미와 사토시, 고바야시 다이ске 편, 2008, 『2005 년 SSM 일본 조사의 기초분석』 (2005 년 SSM 조사 연구회) 간담 자료 참조. (<http://srdq.hus.osaka-u.ac.jp/PDF/2005%20SSM%20Report%20Vol.1.pdf>)

표3 사용하는 변수

종속변수	
개인 소득	연간 개인 소득의 자연 대수치
주관적 지위 평가	1(최저)부터 10(최고)까지 10단계
독립변수	
직종 (ISCO 대분류)	관리, 전문, 기술/준전문, 사무, 서비스/판매 농림어업, 기능, 조립/기계종작, 단순 노무
종사상의 지위	자영/고용주, 가족 종사자, 비고용자(정규직+비정규직)
고용형태	정규 근로자(자영/고용주, 가족종사자 및 정규 비고용자) 비정규 근로자(비정규 비고용자)
기업체 규모	소규모 (30인 미만) , 중규모 (30인 이상 300인 미만) , 대규모(300인 이상, 공무원 포함)
연령	연령, 연령 자승 (모두 45세로 중심화)
교육수준	중학이하, 고등학교, 전문학교/단기대학, 대학이상

### 3.3 분석 방법

“일 관련 변수”와 “개인 속성 관련 변수”들이 개인 소득과 주관적 지위에 대해서 가지는 영향력을 알아보기 위해 회귀분석(OLS)을 사용한다. 그러나 여기서 영향력을 검토하는 독립변수는 질적 변수들이 많다. 이들 변수의 영향력은 각 범주에 대응하는 더미 변수를 회귀 모형에 투입함으로써 추정된다. 문제는 이 방법으로는 각 범주의 영향력은 대응하는 더미 변수에 의해서 개별적으로 측정되지만, 3 개 이상의 범주로 구성되는 변수(예를 들어서 “직종” 변수)의 전체적인 영향력을 하나의 지표로 집약적으로 파악할 수가 없다는 것이다. 이 때문에 “직종 효과와 기업체 규모 효과는 어느 쪽이 더 클까”와 같은 물음에 답하기는 어렵다.

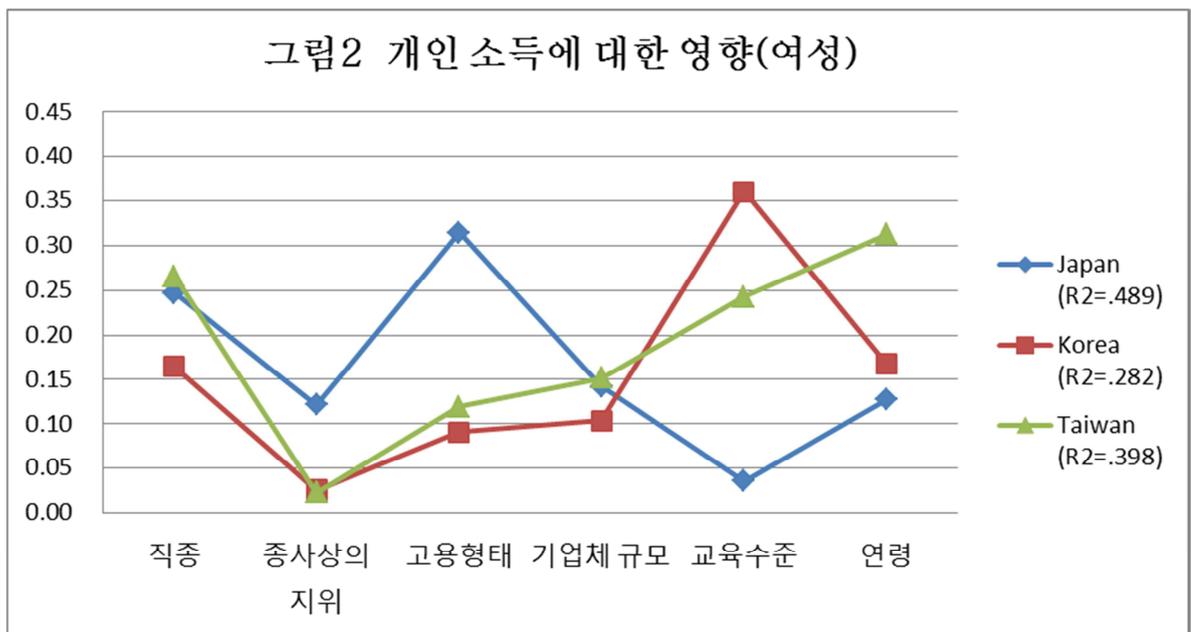
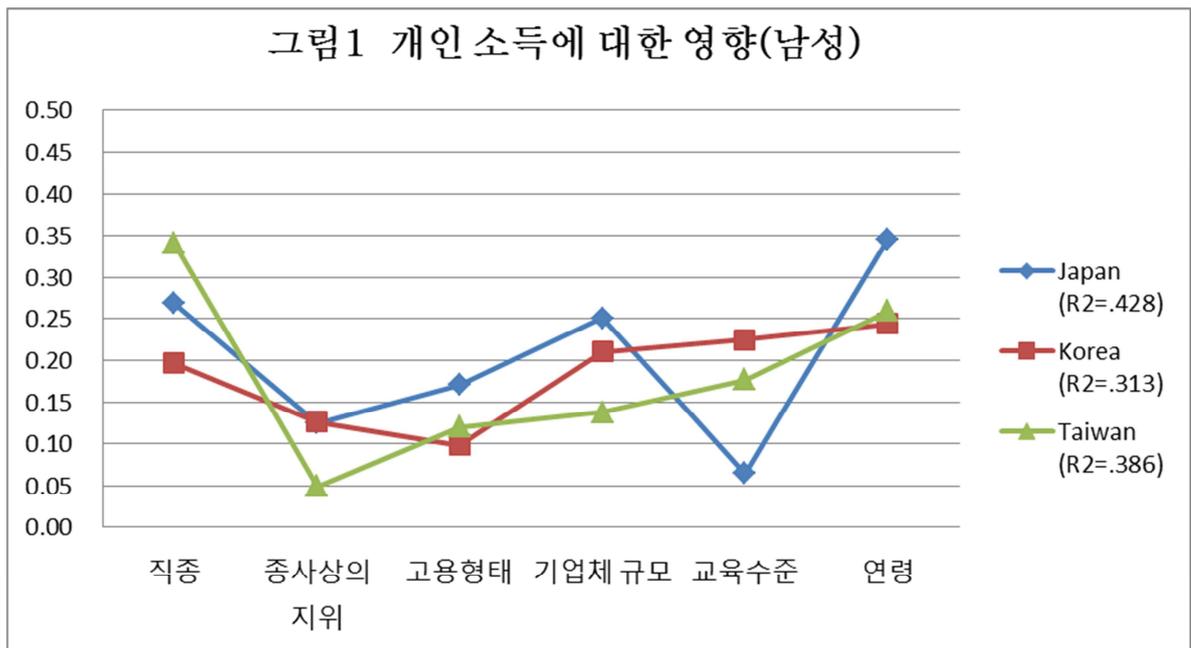
이 문제에 대처하기 위해 Wright(1997)에서 사용된 방법을 따르고자 한다. 화이트는 회귀분석에서 3 개 이상의 범주로 구성되는 질적 독립변수의 전체적인 영향력을 측정하기 위해 다음과 같은 방법을 취한다.

- (1) 각 범주에 대응하는 더미 변수를 사용해서 통상의 회귀분석을 실시한다.
- (2) 더미 변수의 계수 추정치(비표준화 계수)를 자신의 값으로 하는 “통합변수”를 독립변수마다 하나씩 새로 만든다. (기준 범주 값은 0)
- (3) 새로 만들어진 통합변수를 독립변수로 대체한 회귀모형을 측정한다. (이 모형의 결정계수는 (1)의 모형과 똑같아진다.)
- (4) 위 모형의 표준화 회귀 계수치(beta)가 각 독립변수의 전체적인 영향력을 나타낸다.

이 논문에서도 위 방법으로 독립변수들의 전체적 영향력을 측정해서 그 크기를 서로 비교한다.

### 3.4 분석 결과

그림 1 과 그림 2 는 위 방법으로 측정한 각 독립변수의 개인소득에 대한 전체적인 영향력을 남녀별로 나타낸 것이다.

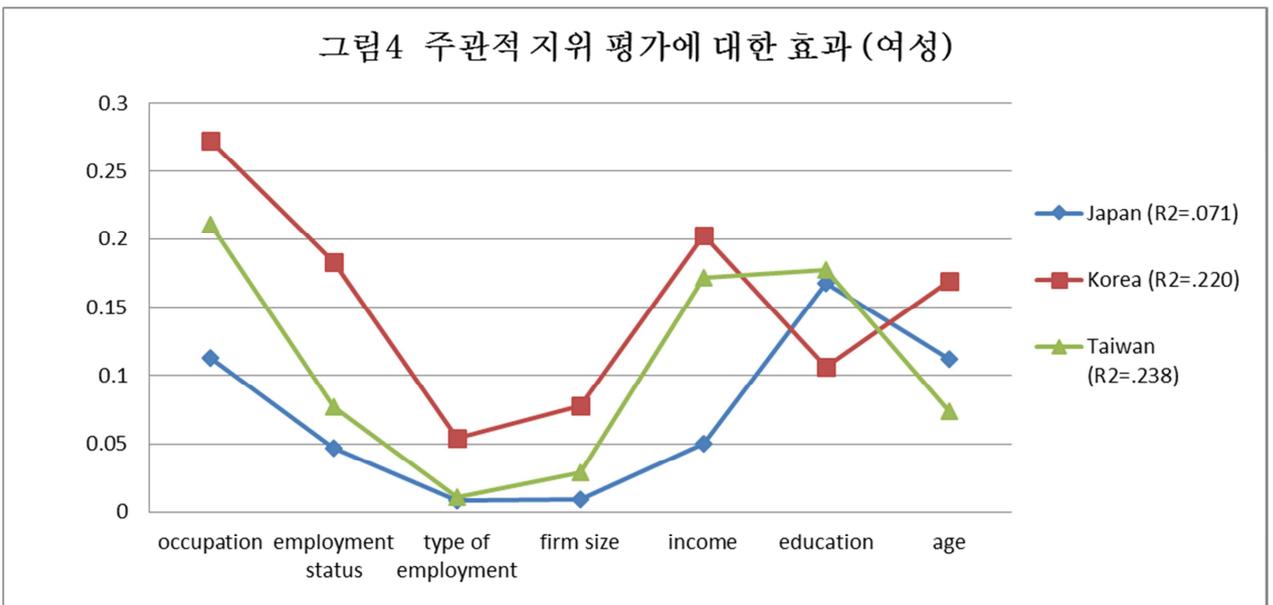
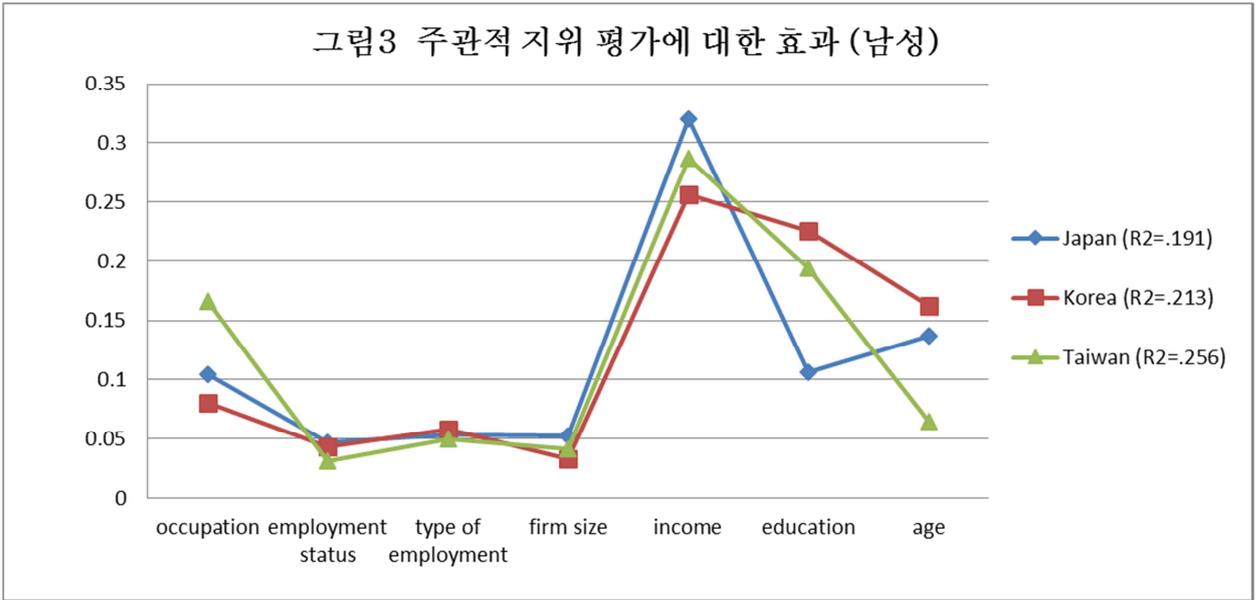


이 그림에 따르면, 개인 소득에 대한 독립변수들의 영향력에는 일본, 한국, 대만 간에서 작지 않은 차이가 존재한다. 남성의 경우 대만에서는 “일 관련 변수” 중 직업(직종)이 미치는 효과가 압도적으로 큰 반면에 일본에서는 기업체 규모나 고용형태도 그에 못지않은 영향력을 갖는다. 일본사회의 소득 결정구조는 다차원적(multi-dimensional)인 성격을 띠고 있다고 할 수 있다. 한국은 대만과 일본의 중간에 위치하지만 일본에 비교적 가깝다. 한편 “개인 속성 변수”에 관해서는, 일본에서는 연령 효과가 특히 큰 반면에 한국에서는 교육수준의 영향이 극히 강하다. 한국은 “학력 주의” 경향이 현저하다고 할 수 있다.

여성의 경우를 나타낸 그림 2 를 보면, 대만에서는 개인 소득의 결정구조에 남녀 간 차이가 거의 없다. 한편 한국에서는 약간의 차이가 있으며, 일본에서는 그 차이가 더욱 크다. 일본에서는 남성의 경우 효과가 컸던 기업체 규모나 연령 변수가 여성의 소득에 대해서는 별다른 영향력을 미치지 않는다. 일본에서는 연공적 임금제의 덕분이나 대기업에서 일하는 것에 따른 임금 프리미엄이 남자에만 베풀어지는 것이 된다. 이와 같은 성별 격차는 일본에서 “기업체에 의한 생활보장”이 남성 부양자 모형(male bread-winner model)에 강하게 의거하기 때문에 생긴 것으로 해석된다.

주관적 지위 평가에 관해서는(그림 3 과 그림 4) 남자의 경우 모든 사회에서 개인 소득이 압도적인 효과를 가지되, 한국에서는 개인 소득을 통제 한 후에도 교육 수준이 여전히 큰 영향을 미치고 있는 것이 특징적이다. 한국에서는 일본이나 대만과 달리 개인 학력(學歷)이 사람들 사회적 지위에 대해서 큰 “상징적 효과”를 가지는 것으로 이해된다. 한편, 일본에서는 소득 등을 통제 한 후에도 대기업에서 일하는 사람들의 주관적 지위가 유의하게 높다. 대기업에서의 높은 고용 안정성이나 임금상승 가능성이 그들 지위평가를 높이는 것으로 해석된다.

이상 분석을 통해서 동아시아 국가들은 산업화 패턴이 비슷함에도 불구하고 불평등 구조에는 작지 않은 차이가 있는 것이 밝혀졌다. 한 걸음 더 나아가면 고용형태와 같은 조직 관련 변수나 성별 변수의 영향이 크다는 점에서 일본 사회는 “제도적인 불평등”이 보다 심각한 반면에, 대만에서는 제도적 조건보다도 시장 메커니즘이 사회경제적 불평등에 더 큰 영향을 미친다고 할 수 있다. 한국은 일본에 더 가깝지만 교육수준이 사람들 소득과 지위에 극히 큰 영향을 미치는 점에서 특징적이다.



## 4. JLPS 데이터를 이용한 고용형태 간 임금 격차 분석

### 4.1 사용하는 데이터와 분석방법

이상의 분석을 통해서 일본에서는 연령이나 교육수준을 통제한 후에도 기업체 규모나 고용형태가 사람들의 소득 수준에 큰 효과를 미치는 것이 밝혀졌다. 이들 효과는 “능력 차이 등의 개인적 요인에는 돌릴 수 없는 취업기회 그 자체에 연결된 격차”라고 해석할 수 있다. 그러나 이러한 해석에 대해서는 반론도 가능할 것이다.

“연령이나 교육수준 변수를 모형에 투입했다 하더라도 아직 관찰되지 않은 개인적 조건 차이가 남아 있어서 그것이 사람들의 소득수준을 결정하고 있는 것이 아닐까?”라는 의문이 그 예이다. 물론 이 의문에 대해서는 더 다른 개인적 요인을 모형에 투입함으로써 대처할 수도 있지만 그렇다고 해도 한계가 있다.

이러한 문제에 대해서는 패널 데이터 분석이 유용하다. 고정효과(fixed effects) 모형이나 1 차 차분(first difference) 모형 등 패널 데이터 분석 기법을 이용하면 비록 측정되지 않은 것이라도 시간적으로 변하지 않은 개인적 조건의 영향을 완전히 통제할 수 있기 때문이다. 이들 기법을 이용하면 능력이나 기능의 차이를 포함해서 개인 간의 “관찰되지 않은 이질성”(unobserved heterogeneity)을 완전히 통제한 후의 순수한 고용형태 효과나 기업체 규모 효과를 측정할 수 있는 것으로 기대된다.

이를 위해 여기서는 “도쿄대학 사회과학연구소 청년/장년 패널조사”(JLPS) 데이터를 이용해서 근로자 임금에 고용형태 차이가 미치는 영향을 분석한다. 분석에는 조사 대상자의 임금 수준을 자세하게 묻기 시작한 제 2 파 이후 (제 6 파까지) 데이터를 이용한다. 또한, 분석대상은 비고용자에 한정한다.

종속변수는 시간당 임금의 대수 치이며 독립변수는 제 3 절 분석과 같은 변수들을 사용한다<sup>6</sup>. 분석방법은 고정효과 모형을 사용하며<sup>7</sup>, 고정효과 모형 결과와 비교하기 위해 개인 “간”의 차이에 기초하는 Between Effects 모형의 결과도 같이 제시한다.

## 4.2 고정효과 모형의 분석결과

표 4 는 이들 모형의 측정결과를 나타낸 것이다. 먼저 개인 “간”의 차이를 이용하는 Between Effects 모형(BE 모형 3)의 결과를 보면 연령, 직종, 학력 등을 다 통제하고 나서도 비정규직 더미 변수는 유의한 부의 효과를 갖는다. 측정된 계수 값을 따르면 다른 조건이 같더라도 비정규직에 종사함으로써 남성의 경우 18.5%, 여성의 경우는 20.4% 각각 임금이 줄어든다. 또 기업체 규모 변수들도 비슷한 수준의 효과를 가지며 기업체 규모 간의 임금 격차도 적지 않은 것을 알 수 있다.

하지만 개인 “내”의 차이에 기초해서 “관찰되지 않은 이질성”을 통제하려는 고정효과 모형의 결과는 이와 전혀 다르다. FE(고정효과) 모형 1 의 측정 결과를 보면 성별을 막론하고 비정규직 더미 변수는 유의한 효과를 가지지 않는다. 기업체 규모에 관해서도 남성의 경우는 그 효과가 유의하지 않는다.

이와 같은 결과가 나왔을 때 우리는 “개인 ‘간’의 차이에 기초한 경우는 고용형태나 기업체 규모가 임금수준에 영향을 미치는 것처럼 보이지만 개인 간의 관찰되지 않은 이질성을 완전히 통제해서 개인 ‘내’의 차이에 기초한 경우 이들 변수는 임금수준에 유의한 영향을 미치지 않는다”고 결론짓게 마련이다. 과연 그것은 타당할 것인가?

<sup>6</sup> 다만 기업체 규모의 구분 기준 등 범주 분류는 다소 바꿨다.

<sup>7</sup> 이들 분석모형에 관해서는 Baltagi (2008) , Wooldridge (2002) 등을 참조.

표4 Between Effects (BE) 모형 및 Fixed Effects (FE) 모형의 추정 결과(일본)

	남		성		여		성	
	BE모형1 b	BE모형2 b	BE모형3 b	FE모형1 b	BE모형1 b	BE모형2 b	BE모형3 b	FE모형1 b
고령형태 (ref:정규직)								
비정규직	-0.330 ***	-0.304 ***	-0.205 ***	-0.030	-0.246 ***	-0.228 ***	-0.194 ***	-0.017
기업체 규모 (ref: 1-4인)								
5-29인		0.063	0.089	-0.017		0.049	0.039	0.061 **
30-299인		0.105 *	0.104 *	-0.016		0.144 **	0.120 **	0.064 **
300-999인		0.209 ***	0.191 ***	-0.012		0.207 ***	0.179 ***	0.067 **
1,000인 이상		0.360 ***	0.305 ***	0.013		0.228 ***	0.221 ***	0.109 ***
관공청		0.293 ***	0.171 **	0.012		0.343 ***	0.215 ***	0.070 *
연령			0.026 ***				0.012 ***	
직종 (ref:전문직)								
관리직			0.245 ***	0.002			0.499 *	0.232 ***
사무직			-0.065 *	-0.010			-0.090 ***	-0.045 *
판매직			-0.206 ***	-0.076 **			-0.174 ***	-0.032
숙련직			-0.157 ***	-0.032			-0.219 ***	-0.074 *
반숙련직			-0.177 ***	-0.053 *			-0.254 ***	-0.046
비숙련직			-0.168 ***	-0.028			-0.126 ***	-0.040
농업직			-0.003	-0.017			-0.283 *	-0.030
DKNA			-0.080	-0.039			-0.172 *	-0.056
교육수준 (ref:중학교)								
고등학교			-0.027				-0.120	
전문학교			-0.013				-0.013	
단기대학 · 고등전문학교			-0.044				-0.067	
대학교			0.024				0.031	
대학원			0.039				0.160	
DKNA			0.298				0.336 *	
조사시점 (ref: wave2)								
wave3	-0.036	-0.024	-0.034	0.027 **	0.066	0.071	0.062	0.026 **
wave4	-0.067	-0.110 *	-0.156 ***	0.043 ***	0.085	0.087 *	0.038	0.037 ***
wave5	0.020	-0.011	-0.069	0.060 ***	0.009	0.016	-0.029	0.042 ***
wave6	-0.118 *	-0.138 *	-0.183 ***	0.081 ***	0.006	0.001	-0.074 *	0.057 ***
정수	7.297 ***	7.122 ***	6.371 ***	7.244 ***	7.067 ***	6.905 ***	6.673 ***	6.940 ***
R <sup>2</sup> : within	0.001	0.001	0.000	0.028	0.000	0.001	0.003	0.031
: between	0.073	0.163	0.387	0.108	0.128	0.181	0.315	0.118
: overall	0.037	0.108	0.308	0.093	0.106	0.157	0.271	0.103
관찰수	5,752	5,752	5,752	5,752	5,068	5,068	5,068	5,068
샘플수	1,689	1,689	1,689	1,689	1,580	1,580	1,580	1,580

\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05.

### 4.3 고정효과 모형이 가지는 가정

여기서 유의해야 하는 것은 고정효과 모형은 비교적 강한 가정을 세우면서 분석결과를 “개인 간의 관찰되지 않은 이질성이 통제된 결과”로 간주하는 모형이라는 점이다. 이 사실은 그렇게 심각하게 생각되지는 않지만 패널 데이터 분석에서 적절치 않은 결론을 내리지 않기 위해서 고려해 볼 만한 문제이다.

고정효과 모형이 가지는 가정 중에서 이 논문에서는 “효과의 대칭성” 가정에 초점을 맞춘다. 고정효과 모형에서는 다음과 같은 방법으로 개인 간의 “관찰되지 않는 이질성”이 통제된다.

먼저 각 시점에서 각 개인의 독립변수와 종속변수 관계를 식(1)과 같이 상정한다. 여기서  $\alpha_i$ 는 시간적으로 변하지 않는 각 개인에 고유한 효과를 나타내며  $\varepsilon_{it}$ 는 서로 독립이며 동일한 분포를 따르는 (independent and identically distributed) 오차항을 나타낸다. 고정효과 모형은 이 식의 시점 간 평균인 식(2)을 식(1)에서 뺀 식(3)을 추정에 이용한다. 이 식(3)에서는 개인에 고유의 효과인  $\alpha_i$ 가 사라지기 때문에 이 효과를 완전히 통제된 상태에서 계수  $\beta$ 를 추정할 수 있게 된다. 또한,  $\alpha_i$ 의 제거는 식(1)에서 1 시점 이전(t-1)의 식(1)을 뺀으로써도 가능해진다. 이 식(4)를 추정에 이용하는 것이 1 차 차분 모형이다.

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\bar{y}_i = \bar{\mathbf{x}}_i\beta + \alpha_i + \bar{\varepsilon}_i \quad (2)$$

$$y_{it} - \bar{y}_i = (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)\beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (3)$$

$$y_{it} - y_{i(t-1)} = (\mathbf{x}_{it} - \mathbf{x}_{i(t-1)})\beta + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i(t-1)}) \quad (4)$$

식(3)이나 식(4)를 추정에 이용하는 고정효과 모형과 1 차 차분 모형에서는 시점 간의 순서는 전혀 고려되지 않는다. 만일 패널 데이터 세트에서 시점 순서를 역전시키거나 교체한다고 하더라도 분석결과에는 아무런 변화가 생기지 않는다.

“효과의 대칭성” 가정은 여기서 생긴다. 고정효과 모형이나 1 차 차분 모형에서는 독립변수의 변화 수준이 같으면 변화의 방향이 달라도 종속변수에 똑같은 정도의 변화(그 방향을 반대이지만)를 일으킬 것으로 상정된다<sup>8</sup>. 하지만 이들 모형이 추정에 이용하는 “각 개인 ‘내’에서 변수 값의 시점 간 편차”는 원래 기점과 종점을 가지는 구체적인 “변화”의 결과로 생긴 것이다. 이 점을 고려하면 소비 행동에서의 “톱니 효과”(ratchet effect)와 같이 독립변수의 변화 방향이 다르면 종속변수의 변화 수준이 달라질 가능성도 부정할 수 없다<sup>9</sup>.

우리 분석 사례에 관해서 말하자면, 위의 고정효과 모형에서 “비정규직 더미 변수”의

<sup>8</sup> 이들 모형이 식(1)에 기초한다는 것을 생각하면 이것도 당연한 결과이다.

<sup>9</sup> 이 가능성은 Lieberman(1985)에서 논의된 것이기도 하다.

모수( $\beta$ )는 “정규직에서 비정규직에 이동했을 때의 임금 변화 수준”을 나타냄과 동시에 그 기호의 역전 값( $-\beta$ )이 “비정규직에서 정규직에 이동했을 때의 임금 변화 수준”을 나타내기도 한다(표 5). 그러나 “독립변수의 변화 방향이 다르면 종속변수의 변화 수준도 다르다”는 가능성을 인정하면 양자가 서로 다를 수도 있다. 과연 현실은 어떤가?

표5 종사상 지위 변화가 일으키는 소득 변화 사례

		종 점	
		정규직	비정규직
기 점	정규직	0	$\beta$
	비정규직	$-\beta$	0

#### 4.4 “효과의 대칭성” 가정을 완화하는 방법

이 문제를 실증적으로 검토하기 위해 “확장판 1 차 차분 모형”을 이용한다. 통상 1 차 차분 모형은 위 식(4)를 추정에 이용하는데, 확장판 모형은 이 식(4)에다가 2 시점 간 이동 패턴에 대응하는 모수를 직접 투입하거나 대체하거나 해서 이동 패턴별의 종속변수 변화를 따로 추정하려는 모형이다<sup>10</sup>. 구체적으로는 정규직에서 비정규직으로 이동한 경우의 효과와 그 역으로 비정규직에서 정규직으로 이동한 경우의 효과를 표 6 과 같이 다른 모수( $\beta$ 와  $\gamma$ )로 따로 추정한다. 더욱이 2 시점 간에서 변수 값이 변화하지 않는 경우의 상태(정규직에 머물렀는지 비정규직에 머물렀는지)에 따라서 임금 변화 수준이 다를 것도 허용한다<sup>11</sup>.

표6 고정 효과 모형의 가정을 완화한 경우의 파라미터

(a) 변화의 방향을 구별한 모형

		종 점	
		정규직	비정규직
기 점	정규직	0	$\beta$
	비정규직	$\gamma$	0

(b) (더욱이) 변화하지 않는 경우의 상태를 구별한 모형

		종 점	
		정규직	비정규직
기 점	정규직	0	$\beta$
	비정규직	$\gamma$	$\delta$

<sup>10</sup> 자세한 내용은 아리타(2013a, 2013b)를 참조.

<sup>11</sup> 이와 같은 새로운 모수를 추가함으로써 “(독립변수의) 수준이 (종속변수의) 수준을 결정한다”라는 세계관을 완전히 떠나서 “변화가 변화를 결정한다”는 또 다른 세계관에 입각하게 되는 점에는 주의해야 한다.

구체적인 추정방법은 다음과 같다. 먼저 JLPS 제 2 파에서 제 6 파까지의 인접하는 2 시점 간(4 개 쌍)에서 각각 1 차 차분(식(4))을 구한다. 이 1 차 차분에 관해서 표 6 을 따라서 수동(手動)으로 모수를 대체/추가한다. 이들 “변형된” 1 차 차분을 다 풀(pool)해서 일반화 추정 방정식(GEE)에 의해서 모수를 추정한다.

#### 4.5 가정을 완화한 모형의 추정결과

표 7은 이와 같은 방법으로 실시한 1 차 차분 모형의 추정결과를 나타낸 것이다. 먼저 FD 모형 1 은 아무런 변경도 가하지 않는 통상의 1 차 차분 모형이다. 고정효과 모형과도 비슷한 이 모형에서는 역시 비정규직 더미 변수가 유의한 효과를 가지지 않는다.

한편, FD 모형 2 는 고용형태 변화의 방향이나 패턴을 구별한 모형이다. 남성의 경우 정규직에서 비정규직으로 이동했을 때 시간당 임금이 0.082 줄어든다. 이 효과는 1% 수준에서 유의한 것이다. 고정효과 모형이나 통상 1 차 차분 모형의 가정이 맞다면 그 역방향인 “비정규직에서 정규직으로의 이동” 더미 변수의 모수는 +0.082 의 값을 취할 것이다. 그러나 실제로는 이 모수의 추정치는 -0.029 로 (통계적으로는 유의하지 않지만) 부의 값이 되어 있다. 정규직에서 비정규직으로 이동하면 유의한 수준의 임금 저하가 생기는 반면에, 비정규직에서 정규직으로 이동한다 하더라도 임금 수준은 유의하게 오르지 않는다는 것이다. 이와 같은 “효과의 비대칭성(非對稱性)” 때문에 고정효과 모형이나 통상의 1 차 차분 모형에서는 비정규직 더미 변수에 유의한 효과가 나타나지 않았던 것으로 이해된다.

한편, 여성에 관해서는 이와 같은 “효과의 비대칭성”은 발견되지 않았다. 비정규직 더미 변수에 관해서는 고정효과 모형이나 통상 1 차 차분모형의 결과를 그대로 받아들여도 무방할 것으로 여겨진다.

또한, FD 모형 3 의 결과를 보면 “비정규직에서 비변화(非變化)” 더미 변수가 부의 유의한 효과를 갖는다. 고용형태가 변하지 않았을 경우에도 정규직에 머물렀을 때에 비해서 비정규직에서 머물렀을 때는 상대적으로 임금 상승 정도가 낮아진다. 고정효과 모형이나 통상의 1 차 차분 모형이 가지는 가정과는 달리 독립변수가 변하지 않는 경우에도 “어느 상태에서 변하지 않았는지”에 따라 종속변수의 변화 정도가 달라지는 것이다.

표7 1차 차분 모형 (FD) 의 추정 결과 (일본)

	남		성 FD모형3 b	여		성 FD모형3 b
	FD모형1 b	FD모형2 b		FD모형1 b	FD모형2 b	
고용형태 (ref:정규직)						
비정규직	-0.015			0.010		
고용형태변화 (ref: 비변화(모형2), 정규직에서 비변화(모형3))						
정규직→비정규직		-0.082 **	-0.077 *		0.006	0.001
비정규직→정규직		-0.029	-0.026		-0.013	-0.017
비변화시의 상태 (ref: 정규직에서 비변화)						
비정규직에서 비변화			-0.041 ***			-0.014 **
기업체 규모 (ref: 1-4인)						
5-29인	0.007	0.007	0.006	0.035	0.035	0.037
30-299인	0.015	0.016	0.013	0.029	0.029	0.030
300-999인	0.033	0.035	0.033	0.036	0.036	0.038
1,000인 이상	0.047	0.050	0.049	0.065 *	0.065 *	0.065 *
관공청	0.068	0.072	0.071	0.025	0.025	0.027
직종 (ref:전문직)						
관리직	0.012	0.012	0.009	0.322 ***	0.322 ***	0.315 ***
사무직	0.022	0.022	0.021	-0.036	-0.036	-0.034
판매직	-0.047	-0.048	-0.052	-0.027	-0.026	-0.025
숙련직	-0.007	-0.005	-0.007	-0.087 *	-0.087 *	-0.084 *
반숙련직	-0.020	-0.020	-0.019	-0.056	-0.055	-0.054
비숙련직	-0.029	-0.030	-0.032	-0.035	-0.035	-0.033
농업직	-0.001	0.008	0.006	-0.035	-0.034	-0.034
DKNA	-0.031	-0.030	-0.031	-0.059	-0.059	-0.057
조사시점 (종점 ref: wave3)						
wave4	-0.006	-0.006	-0.007	-0.015	-0.015	-0.015
wave5	-0.013	-0.014	-0.014	-0.023 *	-0.023 *	-0.023 *
wave6	-0.009	-0.010	-0.010	-0.009	-0.009	-0.009
정수	0.030 ***	0.032 ***	0.035 ***	0.029 ***	0.029 ***	0.034 ***
Wald통계량 (df)	22.17(17)	31.12(18)	42.62(19)	51.3(17)	51.34(18)	59.35(19)
관찰수	3,834	3,834	3,834	3,205	3,205	3,205
샘플수	1,362	1,362	1,362	1,198	1,198	1,198

\*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05.

## 5. 맺으며

이상의 분석을 통해서 일본사회에서는 정규직과 비정규직 간의 불평등이 다른 동아시아 사회에 비해서 상대적으로 크다는 것, 그리고 일본에서 정규직과 비정규직 간의 “변화”가 일으키는 임금 변화는 남성의 경우 “효과의 대칭성” 가정이 충족되지 않는 것이 밝혀졌다. 이 결과는 방법론적인 측면에서, 그리고 실질적인(substantial) 측면에서 큰 함의를 갖는다.

먼저 방법론적인 함의로서는 “개인 간의 관찰되지 않는 이질성”의 통제가 가능하다는 이점을 갖는 고정효과 모형이나 통상의 1 차차분 모형의 결과를 해석할 때 일정한 주의가 필요하다는 것이다. 이들 모형의 가정들이 현실 데이터에 들어맞지 않은 경우, 추정 결과에서 통계적으로 유의하지 않은 변수를 아무런 효과를 미치지 않는 변수라고 생각하면 현실의 중요한 측면을 놓치게 된다. 이 경우에는 이들 모형이 가지는 어떤 가정이 현실에 맞지 않는지를 신중하게 판단하면서 그 가정을 완화해서 더 세밀한 분석을 시도하는 것이 바람직하다.

패널 데이터가 갖는 엄청난 정보량에 비하면 우리가 가지는 분석기법은 아직 한정적이다. 더 다양한 기법을 개발해 나가면서 패널 데이터의 진가를 발휘할 수 있도록 앞으로도 꾸준한 노력이 필요할 것이다.

실질적인 함의로서, 일본사회에서 심각한 “정규직과 비정규직 간 불평등”은 아주 복잡한 성격을 띠고 있다. 비정규직에 비해서 정규직의 임금 수준이 높다 하더라도 비정규직에서 정규직으로의 이동은 높은 임금 상승을 수반하지는 않는다. 그래도 정규직에서 비정규직으로 이동하면 임금수준이 유의하게 떨어져 버리는 것이다. 일본사회에서 비정규직 문제의 심각성과 복잡성을 여실히 나타내는 결과라고 할 수 있다.

이상과 같은 복잡한 불평등은 제도적 조건들의 영향 때문에 나타난 것으로 생각된다. 일본에서 정규직과 비정규직이라는 분류는 “일본적 경영”이라는 인사 관리 제도하에서 형성되며 재생산되어 온 것인 데다가, 이들 범주에 대해서 사회 구성원들이 부여한 “의미”나 “상정”이 이들 범주 간의 불평등을 정당화하고 있다는 점이 특히 중요하다<sup>12</sup>. 이와 같은 불평등의 성격을 이해하고 불평등 문제를 해결하기 위해서는 제도적 조건의 영향도 고려한 세밀한 분석이 필요하다. 그것을 위해 사회학의 역할은 굉장히 클 것이다.

### [부기]

이 논문은 과학연구비 보조금(기반연구 B: 24330148, 16H03688)을 받아서 실시한 연구의 성과이다.

---

<sup>12</sup> “비정규직” 취업자의 능력에 대한 부정적인 시선이 한 예이다. 더 자세한 내용은 아리타(2016)를 참조.

SSM 조사 데이터의 사용에 대해서는 2015년 SSM 조사위원회로부터 허가를 받았다.

도쿄대학 사회과학연구소 패널 조사의 실시에 대해서는 사회과학연구소 연구자금 및 주식회사 아웃소싱의 장학 기부금을 받았다. 패널 조사 데이터의 사용에 대해서는 사회과학연구소 패널 조사 기획위원회로부터 허가를 받았다.

#### [참고문헌]

- 아리타 신(有田伸), 2013a, 「変化の向き・経路と非変化時の状態を区別したパネルデータ分析: 従業上の地位変化をもたらす所得変化を事例として(변화의 방향, 경로와 비변화시의 상태를 구별한 패널 데이터 분석: 종사상의 지위 변화가 일으키는 소득 변화를 사례로)」『理論と方法(이론과 방법)』 28(1): 69-85.
- 아리타 신(有田伸), 2013b, 「パネルデータを用いた正規職/非正規職間賃金格差の社会学的分析: 『観察されない異質性の統制』の陥穽を超えて(패널 데이터를 사용한 정규직/비정규직 간 임금격차의 사회학적 분석: “관찰되지 않는 이질성의 통제”의 함정을 넘어서)」 도쿄대학사회과학연구소 Panel Data Project Discussion Paper Series 68, [http://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/dp/PanelDP\\_068Arita.pdf](http://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/dp/PanelDP_068Arita.pdf)
- 아리타 신(有田伸), 2016, 『就業機会と報酬格差の社会学: 非正規雇用・社会階層の日韓比較(취업기회와 보수격차의 사회학: 비정규고용·사회계층의 일한 비교)』東京大学出版会.
- Arita, Shin, 2017, “A Comparative Analysis of Social Stratification in Japan, Korea and Taiwan: Where is the Locus of Social Inequality?”, ISS Discussion Paper Series F-182, Institute of Social Science, The University of Tokyo. <http://jww.iss.u-tokyo.ac.jp/publishments/dp/dpf/pdf/f-182.pdf>
- Baltagi, Badi H., 2008, *Economic Analysis of Panel Data 4th ed.*, Chichester: John Wiley and Sons.
- 히라타 슈이치(平田周一), 2008, 「非正規雇用の増加と格差の拡大(비정규고용의 증가와 격차 확대)」佐藤嘉倫編『2005年SSM調査シリーズ 15 流動性と格差の階層論』2005年SSM調査研究会, 133-52.
- Liebersohn, Stanley, 1985, *Making it Count: The Improvement of Social Research and Theory*, Berkeley: University of California Press.
- 오노 아키라(小野旭), 1989, 『日本的雇用慣行と労働市場(일본적 고용관행과 노동시장)』東洋經濟新報社.
- Wooldridge, Jeffrey M., 2002, *Economic Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge: The MIT Press.
- World Bank, 1993, *The East Asian Miracle: Economic Growth and Public Policy*, World Bank.
- Wright, Erik Olin, 1997, *Class Counts: Comparative Studies in Class Analysis*, Cambridge: Cambridge University Press.