

# 한국노동시장의 최근 변화와 노동시장정책의 새로운 평가방법

- 일 시 : 2023년 2월 2일(목), 14:30-16:30
- 장 소 : 고려대학교 국제관 2층 214호

주 최 : 한국경제학회 · 한국노동경제학회

후 원 : 포스코 · 한국수출입은행 · 전국은행연합회



---

## 프 로 그 램

---

### 제 1 전체회의 - 한국노동시장의 최근 변화와 노동시장정책의 새로운 평가방법

- 주 최 : 한국경제학회 · 한국노동경제학회
  - 일 시 : 2월 2일(목), 14:30 - 16:30
  - 장 소 : 국제관 2층 214호
  - 후 원 : 포스코, 한국수출입은행, 전국은행연합회
  
  - 전체사회 : 김덕파(한국경제학회 사무국장, 고려대)
  - 개회사 및 회장 기조연설 : 이종화(한국경제학회 회장, 고려대)  
“인구가 감소하는 성장 모형과 한국 경제에의 적용”
  - 패널사회 : 김진영(한국노동경제학회 회장, 고려대)
  
  - 발 표 1 : 강창희(중앙대)  
“대체로 해롭지 않은 정책평가론 I”
  - 발 표 2 : 김세익(고려대)  
“대체로 해롭지 않은 정책평가론 II”
  - 발 표 3 : 허재준(한국노동연구원)  
“노동시장 격차와 고용정책 혁신 방향”
  - 발 표 4 : 이정민(서울대)  
“근로시간 단축에서 효율성 향상으로의 패러다임 전환”
-





---

## 목 차

---

### | 개회사 및 회장 기조연설 |

인구가 감소하는 성장 모형과 한국 경제에의 적용 .....	1
이종화(한국경제학회 회장, 고려대)	

### | 주제발표 |

발표 1 : 대체로 해롭지 않은 정책평가론 I .....	29
강창희(중앙대)	
발표 2 : 대체로 해롭지 않은 정책평가론 II .....	65
김세익(고려대)	
발표 3 : 노동시장 격차와 고용정책 혁신 방향 .....	85
허재준(한국노동연구원)	
발표 4 : 근로시간 단축에서 효율성 향상으로의 패러다임 전환 .....	107
이정민(서울대)	

---



[개회사 및 회장 기조연설]

# 인구가 감소하는 성장 모형과 한국 경제에의 적용

2023. 2. 2.

이 종 화  
(한국경제학회 회장, 고려대)



경제학 공동학술대회 2023년 2월

한국경제학회장 기조연설(Presidential Address) 초고

저자의 허락 없이는 인용이나 배포를 삼가해 주십시오.

## 인구가 감소하는 성장모형과 한국 경제에의 적용\*

이종화\*\*

2023년 2월

### 논문초록

한국 경제가 앞으로 인구가 감소하면서 경제성장률이 지속적으로 하락하게 되고 장기적으로는 제로 또는 마이너스성장을 할 것이라는 전망이 나온다. 본 연구는 인구증가율이 마이너스인 경제의 균형 경제성장경로를 분석한다. 성장모형에 따르면 인구증가율에 비례하여 경제성장률이 결정되지 않는다. 물적자본 축적, 물적자본과 노동의 대체 정도, 인적자본 축적률과 기술진보율 등 다른 요소들이 지속적인 성장에 매우 중요하다. 한국의 경제성장률 예측을 위해 통계청의 장래인구추계를 가정하고 2060년까지 성장모형을 시뮬레이션하였다. 파라미터의 값에 따라 다른 결과가 나왔으나, 2050~2060년에 연평균 GDP 증가율은 0.2~1.5%, 일인당 GDP 증가율은 1.5~2.9%의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 한국 경제가 기술 진보, 노동력의 질적 향상, 물적자본 투자에 힘쓰고 부족한 노동을 자본과 기술로 대체할 수 있으면 높은 성장경로를 따라 지속 발전할 수 있다.

**핵심 주제어:** 경제성장, 고령화, 기술진보, 인구구조, 인적자본, 저출산

**경제학문헌목록 주제분류:** J11, J24, O33, O41, O53

\* 논문 작성을 위한 자료를 수집하고 분석을 도와준 송은비 교수와 초고를 읽고 조언을 해주신 어윤종 교수에게 감사드린다. 이 논문은 고려대학교 연구비의 지원을 받아 수행되었다 (K2109171).

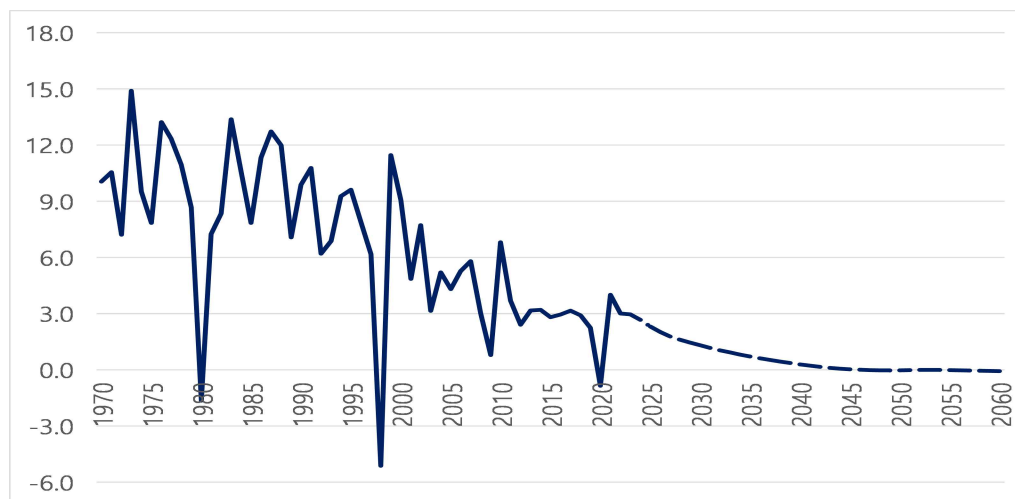
\*\* 고려대학교 경제학과 교수, e-mail: [jongwha@korea.ac.kr](mailto:jongwha@korea.ac.kr)

## I. 서론

한국은 초저출산이 지속되고 총인구가 감소하기 시작했다. 앞으로도 인구가 계속 감소할 것으로 예상된다. 인구가 계속 감소하면 경제성장은 어떻게 될까? 인구가 감소하고 생산가능인구가 줄어들면 한국경제가 저성장을 벗어나지 못할 것이라는 주장이 나온다. 경제성장률이 0에 이르고 소득이 정체되며 결국은 마이너스 성장으로 경제 규모가 축소될 것이라는 예측이 있다.

<그림 1>은 1970년 이후 경제성장률(실질 GDP 증가율)의 추이와 경제협력개발기구(Organization for Economic Co-operation and Development, OECD)의 예측치를 보여 준다. 외환위기 이후(2000~2019년)의 평균 경제성장률은 4.1%로 외환위기 이전(1970~1999년)의 경제성장률인 8.9%에 비해 크게 하락하였다. 팬데믹 이전 5년간(2015~2019)의 평균 경제성장률은 2.8%로 저성장 추세가 가속되고 있다. OECD(2021)는 한국의 경제성장률이 2023년부터 10년간은 연평균 1.8%로 낮아지고 2033년부터는 0%대를 유지하다가 2047년부터는 마이너스가 될 것으로 예측하였다. 글로벌 투자은행 골드만 삭스(Goldman Sachs)는 한국의 경제성장률이 2020년대의 2%에서 2040년대 0.8%, 2050년대 0.3%, 2060년대에는 -0.1%로 떨어질 것으로 전망하였다(Daly and Gedminas, 2022). KDI도 인구구조 변화로 우리 경제의 성장세가 점차 둔화할 것으로 예측하였다(김지연 외, 2022). 이 연구는 한국 경제가 총요소 생산성 증가율을 1%로 유지할 것으로 가정한다. 이러한 가정 하에, 경제성장률이 2020년대 2%대에서 2050년에는 0.5%로 하락하고 1인당 GDP 증가율은 1.3%일 것으로 전망한다. 총요소 생산성이 더 낮아지면 경제성장률이 더 많이 하락할 수 있다.

<그림 1> 한국의 경제성장률 추이와 예측치(%)



자료: 세계은행(World Bank), World Development Indicators). 2022년 이후는 예측치는 OECD(2021)의 장기경제전망치임.

기존 연구들은 주로 성장회계식을 사용하여 인구 감소가 노동투입에 미치는 영향을 중심으로 장기경제전망을 하였다. 그러나 인구구조의 변화는 노동력뿐 아니라 자본투입과 기술진보에도 영향을 미친다는 것을 감안하면, 실제로 경제성장에 미치는 영향은 좀 더 복잡하다. 예를 들어 노동력이 감소하였을 때 기업은 노동을 대체하기 위해 물적자본 투입을 늘리며 자본과

기술 집약적인 산업이 발전할 수 있다. 반면에 노동력 감소로 인해 물적자본의 생산성이 하락하여 기업이 물적자본 투자를 줄일 수 있다. 인구가 감소하면 시장규모가 축소되기 때문에 기술혁신을 위한 투자 역시 줄 수 있다.

<그림 2>에서 보면 전 세계 183개 국가에서 2010~2019년 기간의 연평균 인구증가율은 연평균 GDP 증가율과는 양의 관계가 있다. 또한 일인당 GDP 증가율과는 통계적으로 유의하지 않은 약한 음의 관계가 있다. 상관관계가 두 변수 간의 인과관계를 의미하지 않지만, 인구증가율이 1%포인트 높은 경제에서 GDP 증가율은 0.74%포인트 높았다. 그러나 인구증가율이 낮고 경제성장률이 높거나 반대로 인구증가율이 높고 경제성장률이 낮은 국가도 많았다. 이는 우선 인구가 변화해도 생산에 투입되는 노동량이 비례하여 변하지 않기 때문이다. 노동량은 생산가능인구의 경제활동참가율, 취업률, 노동시간에 의해 결정된다. 그리고 경제성장률은 노동력뿐 아니라 물적자본량과 총기술(생산성)의 변화에 영향을 받는다.<sup>1</sup>

<그림 2> 인구증가율과 GDP 증가율, 일인당 GDP 증가율(2010~2019년 기간 평균)



주: 변수 간의 단순회귀 추정식은 다음과 같다(괄호 안은 추정 계수의 표준 오차):

$$\text{GDP 증가율} = 0.021(0.003) + 0.744(0.154) \times \text{인구증가율}, R^2 = 0.114.$$

$$\text{일인당 GDP 증가율} = 0.021(0.003) - 0.257(0.154) \times \text{인구증가율}, R^2 = 0.015$$

자료: The Penn World Table 10.0(Feenstra, et al., 2015),

본 연구는 인구가 감소하는 경제에서 균형 경제성장경로가 어떻게 결정되는지를 성장모형을 통해 분석한다. 또한 이것을 한국 경제에 적용하여 2060년까지 장기경제성장률을 분석한다. 성장모형에 따르면, 균형 경제성장경로에서 노동력의 감소만으로 경제성장률이 비례하여 하락하지 않는다. 균형 성장률은 내생적으로 결정되는 물적자본 축적률, 인적자본 축적률, 기술진보율에 의하여 결정된다. 생산함수의 특성에 따라 물적자본이 노동을 대체하는 정도가 다르고 이에 따라 노동력이 감소할 때 물적자본 축적률은 달라진다.

인구증가율이 마이너스인 경우를 성장모형에 명시적으로 도입한 연구는 많지 않다. Christiaans(2011), Sasaki and Hoshida(2017), Sasaki(2019), Jones(2022)는 인구증가율이 마이너스인 경우를 성장모형에 명시적으로 도입한 연구는 많지 않다.

1) 인구감소를 우리보다 더 일찍 겪고 있는 일본의 경우 2010~2019년 기간에 인구증가율은 -0.11%, GDP 증가율은 1.21%였다. 2000~2008년 기간에는 인구증가율은 0.14%, GDP 증가율은 1.29%였다.

너스일 때, 생산함수의 특성, 저축률, 물적자본의 감가상각률 등 여러 파라미터의 값에 따라 균제상태(steady-state)에서 지속적인 성장이 이루어지거나 정체할 수 있음을 보여 준다.

내생적 경제성장모형에서 인구의 크기는 기술진보율을 결정하고 장기경제성장에 중요한 역할을 한다. Romer(1990)와 Kremer(1993)의 내생적 성장모형에서 인구 규모가 클수록 기술진보율이 높다. 그러나 실제 자료를 분석한 후속 연구에 따르면 인구 규모가 늘었을 때 경제성장률이 이에 비례하여 상승하는 규모효과(scale effect)가 발생하지 않는다. Jones(1995)는 인구 규모가 아닌 인구증가율이 기술진보율을 결정하는 내생적 기술진보 모형을 제시하였다. 또한 최근 연구는 인구(노동력) 증가율이 신규 기업의 시장 진입을 결정하는 중요한 요인임을 보여 준다 (Karahan et al., 2019; Hopenhayn et al. 2022).

본 연구는 기존 연구에 기초하여 인구증가율이 마이너스인 경우를 명시적으로 도입하고 인구 변화가 기술진보에 영향을 미치는 효과를 고려한 성장모형을 제시한다. 이 모형에서는 물적자본과 인적자본의 축적도 균형경제성장 경로에 상당한 영향을 미친다.

한국 경제에 맞추어 성장모형의 파라미터 값을 대입하고 모의실험(시뮬레이션)을 하여 앞으로 2060년까지 GDP와 일인당 GDP 증가율은 어떻게 변화해 갈지를 분석할 것이다. 균제상태가 아닌 이행경로에서 균형성장경로를 분석하는 점에서 기존 연구와는 차별된다. 한국 경제는 아직 미국과 같은 선진국의 균제상태에 이르지 못했다. 세계은행의 자료에 따르면 2021년 한국의 구매력(PPP)를 조정한 1인당 GDP는 47,243달러이며 미국은 69,288달러이다. 앞으로도 상당한 기간에 걸쳐 한국 경제가 이행경로에 있을 것으로 예상할 수 있다. 따라서 앞으로 40년에 걸친 이행경로에서 노동력이 지속적으로 감소할 때 물적자본과 인적자본의 축적, 기술의 향상이 어떻게 한국경제의 성장률을 변화시키는지 살펴보고자 한다.

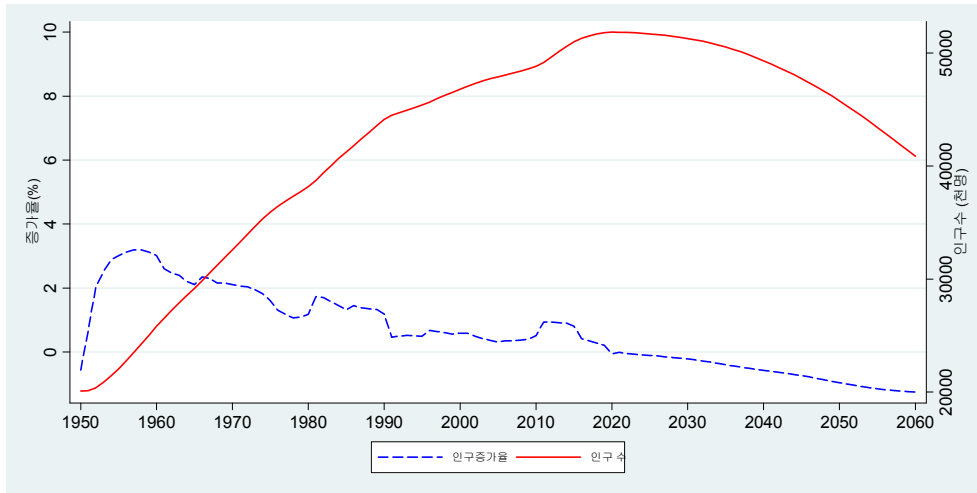
## II. 한국의 인구 구조 변화

한국은 한국전쟁 이후 출산율이 증가하면서 인구가 빠르게 늘었다. 당시 태어난 베이비 붐 세대가 1970년대부터 15세 이상이 되면서 생산가능인구가 빠르게 증가했다. 풍부한 양질의 노동력은 한국 경제의 고도성장에 크게 기여하였다(Han and Lee, 2020).

그러나 이제 급속한 저출산과 고령화, 인구 감소로 한국 경제가 상당한 도전을 받고 있다. 1980년대 중반부터 합계출산율은 1.5이하로 낮아졌다. 2020년부터 인구의 절대 규모가 감소하기 시작했다. UN 추계에 따르면 한국의 총인구는 2022년의 5,182만명에서 2060년에는 4,087만명으로 줄어들 것으로 예상된다(<그림 2>). 인구증가율은 2022~2030년 평균-0.13%에서 2050~2060년에는 -1.1%로 하락할 것으로 예상된다. 합계출산율은 앞으로 상승할 것으로 예상되지만, 2060년에 1.25로 여전히 저출산을 벗어나지 못한다(<그림 3>). 65세 이상 인구 비율을 계속 늘어나 2060년에는 44%에 달할 것으로 예측된다.

<그림 2> 총인구 수와 인구 증가율의 추이와 UN의 전망치, 1950~2060

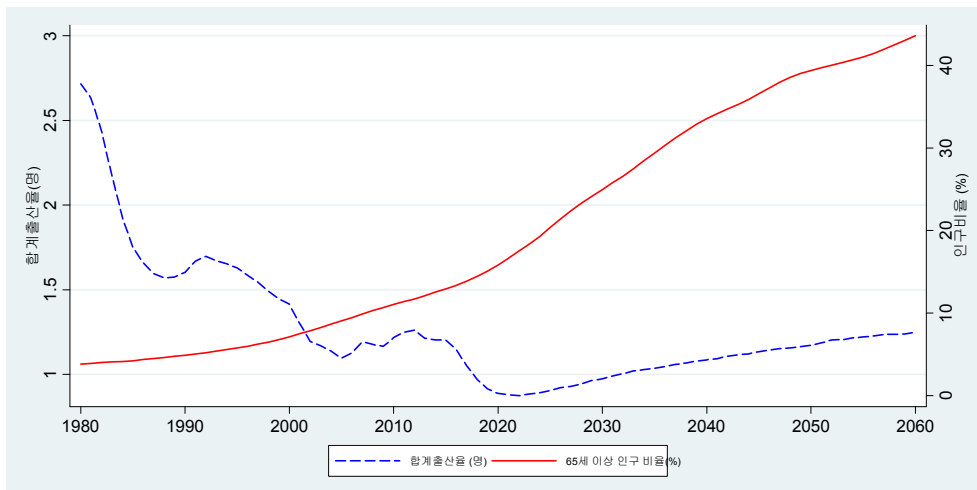




주: 전망치는 UN이 중간(medium) 시나리오를 가정하여 예측한 값임.

자료: UN World Population Prospects 2022 (<https://population.un.org/wpp>)

<그림 3> 합계출산율과 65세 이상 인구 비율의 추이와 전망, 1980~2060



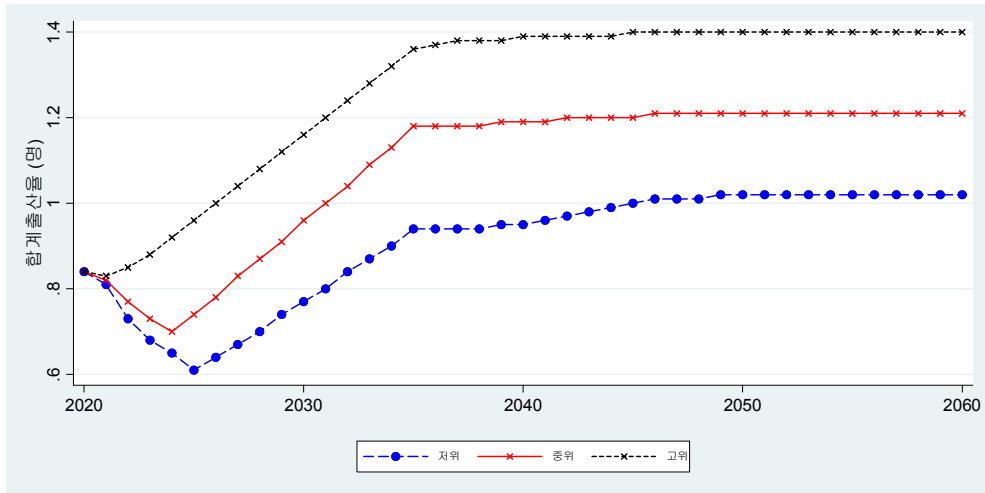
주: 전망치는 UN이 중간(medium) 시나리오를 가정하여 예측한 값임.

자료: UN World Population Prospects 2022 (<https://population.un.org/wpp>)

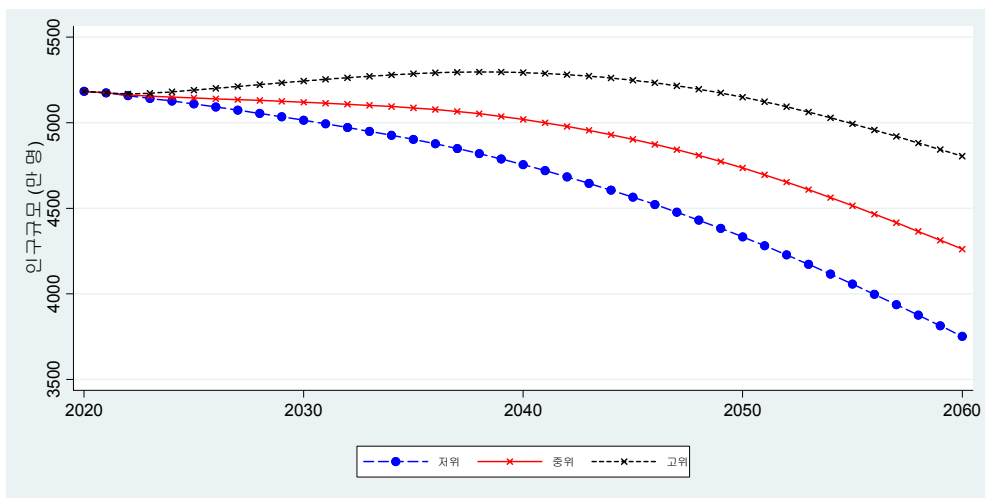
통계청은 인구변동요인별(출생, 사망, 국제이동)로 가정을 조합하여 고위, 중위, 저위의 세 가지 추계치를 발표한다. <그림 4>는 2020~2060 기간의 출산율, 인구 규모, 인구증가율의 세 가지 추계치를 보여 준다. 고위, 중위, 저위 세 가지 시나리오 모두 합계출산율이 앞으로 상승하여 각각 1.0, 1.2, 1.4로 안정적인 값에서 머물 것으로 예상된다. 총인구는 2060년까지 고위, 중위, 저위 시나리오별로 각각 4,805만, 4,262만, 3,752만으로 감소할 것으로 예측된다. 인구가 감소하는 속도는 점점 빨라져서 인구증가율이 2060년에 고위, 중위, 저위 시나리오에서 각각 -0.80%, -1.21%, -1.64%로 떨어진다.

<그림 4> 통계청의 시나리오별 장래 인구 전망, 2020-2060

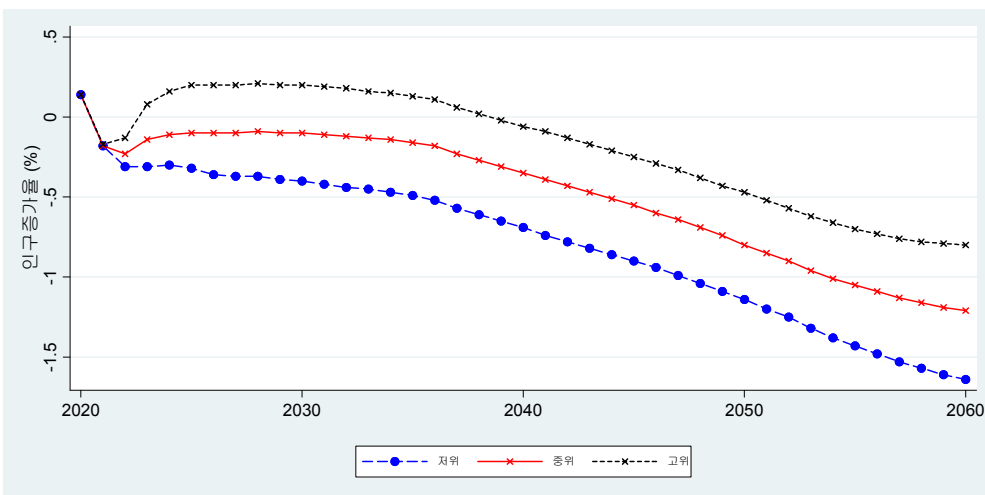
#### A. 합계출산율



## B. 인구



## C. 인구증가율



자료: 통계청 「장래인구추계」 (2021년 12월) (<https://kosis.kr/index/index.do>)

인구가 감소하면 생산가능인구(만15~64세 인구)가 감소하고 노동력도 따라서 감소할 것으로 예상된다. 그러나 노동력을 총취업자 수로 좀 더 정확하게 계산하려면 연령, 성, 교육 수준 별로 인구 구조의 변화와 각 그룹의 취업률의 변화를 고려해야 한다. 예를 들어 여성의 노동시장 참가율과 취업률이 높아지면 노동력이 증가한다. 또한 65세 이상 인구가 계속 늘어나면서 고령

층의 취업률에 따라 전체 취업자 수가 매우 달라진다. 현재는 고령층의 취업률이 늘어나는 추세이다. 통계청 자료에 따르면 65~79세 고령층의 고용률은 2015년 37.6%에서 2022년에는 43.9%로 늘어났다.

기존 연구들은 여성노동자와 고령층의 취업률에 따라 노동공급의 규모가 크게 달라지고 이에 따라 경제성장이 달라질 수 있음을 보인다. 김선빈 외(2021)에 따르면 인구구조변화로 생산연령인구가 감소해 총생산이 앞으로 많이 감소할 전망이다. 하지만 여성 노동의 양적 확대와 질적 개선이 이루어지는 경우 생산량 감소의 상당한 부분을 상쇄할 수 있다. 이철희·이지은(2017), 이철희(2022)는 노동공급규모 감소 정도는 인구구조의 변화뿐만 아니라 성별·연령별 인구 그룹별로 경제활동참가율, 실업률, 근로시간의 변화와 각 그룹의 생산성에 달려 있음을 보여준다. 여성과 고령자의 노동시장참가율이 개선되고 생산성을 높일 수 있으면 인구 감소가 생산량에 미치는 부정적 효과의 많은 부분을 해소할 수 있다고 주장한다.

한국 경제에서 여성과 고령자의 노동시장참가율이 높아지는 효과를 통해 인구 감소에 따른 노동력 감소를 일정 부분 상쇄할 수 있을 것이다. 노동력의 변화보다는 다른 생산요소의 축적과 생산 기술의 변화에 초점을 두기 위해, 본 연구에서는 노동력이 인구와 같은 율로 계속 감소할 것으로 단순하게 가정한다. 앞으로 2060년까지 통계청의 저위(저출산) 시나리오에 따라 인구와 노동력이 같은 증가율로 변화한다고 가정한다.

### III. 인구가 감소하는 경제의 성장모형

#### 1, 인구 감소를 고려한 솔로우 성장모형

한 경제의 생산함수를 다음과 같이 정의하자.

$$Y_t = F(K_t, A_t h_t L_t) \quad (1)$$

단,  $Y_t$ 는 총생산량이고,  $K_t$ 와  $L_t$ 는 각각 생산요소인 물적자본과 노동을 나타내며  $A_t$ 는 기술수준,  $h_t$ 는 일인당 인적자본을 나타낸다. 신고전과 생산함수는 한계생산 감소의 법칙을 따르며, 규모에 대한 보수불변(일차동차성)의 특징을 갖는다.

인구증가율은 노동력 증가율과 같다고 가정한다. 인구증가율  $n_t$ 는 매기마다 0 또는 음의 값을 가지며 인구가 지속적으로 감소하는 것을 보인다. 다만 장기균형으로 가면 인구증가율이 음의 값으로 일정하다고 가정한다.

$$\dot{L}_t \equiv \frac{dL_t}{dt} = n_t L_t \Leftrightarrow L_t = L_0 e^{n_t t}, \quad n_t \leq 0, \lim_{t \rightarrow \infty} n_t = n^{ss} \leq 0 \quad (2)$$

단순한 모형에서 기술진보율은 외생적으로 일정하게 주어져 있다고 가정하자.

$$\dot{A}_t = \frac{dA_t}{dt} = g A_t \Leftrightarrow A_t = A_0 e^{gt} \quad (3)$$

단순한 모형에서 일인당 인적자본은 매기마다 1의 값으로 일정하다고 가정하자.

$$h_t = \bar{h} = 1 \quad (4)$$

물적자본의 저축률(투자율)은  $0 < s < 1$ 로 일정하고 감가상각률은  $\delta > 0$ 로 일정한 경우를 가정하자.  $K_t$ 의 시간에 따른 동태적 변화는 다음 식에 의해 결정된다.

$$\dot{K}_t = sY_t - \delta K_t \quad (5)$$

위의 식을 고쳐쓰면  $K_t$ 와  $K_t/L_t$ 의 성장률은 다음 식으로 유도된다.

$$\frac{\dot{K}_t}{K_t} = s \left( \frac{Y_t}{K_t} \right) - \delta \quad (6)$$

$$\frac{(\dot{K}_t/L_t)}{(K_t/L_t)} = s \left( \frac{Y_t}{K_t} \right) - (n_t + \delta) \quad (7)$$

(7)식에서 보면 인구증가율  $n$ 의 값은 두 가지 경로를 통해 일인당 물적자본량의 성장률에 영향을 미친다. 우선  $n$ 이 마이너스이면 각 노동자에 일정하게 배분해주는 물적자본이 남으면서 일인당 물적자본량이 증가한다. 그리고 인구가 감소하여 일인당 물적자본량이 증가하면 물적자본의 생산성( $Y_t/K_t$ )이 낮아진다. 이 경로는 일인당 자본량의 증가율을 낮춘다.

신고전과 생산함수는 유효노동력(AL)을 사용하여 유효노동력당 물적자본량( $k$ )과 유효노동력당 생산량( $y$ )의 관계식으로 고쳐 쓸 수 있다.

$$y_t = f(k_t), \quad y_t \equiv \frac{Y_t}{A_t L_t}, \quad k_t \equiv \frac{K_t}{A_t L_t}$$

(7)식을 유효노동력당 물적자본량의 동태적 변화식으로 고쳐쓰면,

$$\dot{k}_t/k_t = sf(k_t)/k_t - (n_t + g + \delta) \quad (8)$$

이 경제가 일인당 물적자본량 또는 유효노동력당 물적자본량이 적은 초기값에서 출발하여 점차 물적자본이 빠르게 축적되는 경우를 가정하자. (8)식에서 보면, 유효노동력당 물적자본량의 평균생산이 감소하면서 유효노동력당 물적자본량의 증가속도(성장률)는 감소한다. 경제의 장기균형인 균형상태(steady-state)에서는 유효노동력당 물적자본량( $k$ )과 유효노동력당 생산량( $y$ )의 증가율은 0이다. 따라서 균형상태에서 일인당 물적자본량과 일인당 생산량은 기술진보율( $g$ )의 속도로 성장한다. 생산량( $Y$ )의 증가율인 경제성장률은 균형상태의 노동력 증가율( $n^{ss}$ )과 기술진보율의 합으로 결정된다.

이 경제가 균형상태에 도달하는 데는 상당한 시간이 필요하다. 경제성장은 장기 균형으로 수렴해가는 이동경로(transition path)로 설명할 수 있으며 이 경로에서 일인당 물적자본량과 일인당 생산량의 증가율이 낮아지고 경제성장률도 낮아진다. 이 경제의 수렴속도는 균형상태 근방에서 테일러 전개를 하면 다음과 같이 구할 수 있다(이종화·김진일, 2021, pp. 43-44).

$$\dot{k}_t = -\beta(k_t - k^{ss}) \quad (9)$$

$$\text{단, } \beta = \left[ 1 - \frac{f'(k^{ss})k^{ss}}{f(k^{ss})} \right] (n^{ss} + g + \delta) = (1 - \alpha(k^{ss}))(n^{ss} + g + \delta)$$

파라미터  $\beta$ 는 수렴속도(speed of convergence)이다.  $\beta$ 의 값이 클수록  $k_t$ 는 균형의 유효 노동력당 물적자본량( $k^{ss}$ )를 향하여 빠르게 수렴한다.  $\alpha(k^{ss})$ 는 균형상태에서 자본의 몫이다.  $n$ 의 값이 작으면 수렴속도가 낮아지고 균형상태에 이르는 시간이 더 오래 걸린다.

(1)의 생산함수를 시간( $t$ )으로 미분하면 생산량의 증가율, 즉 경제성장률을 각 생산요소인 자본( $K$ ), 노동( $L$ ), 기술( $A$ ) 증가율의 합계로 분해하는 성장회계(growth accounting) 식을 구할 수 있다(이종화·김진일, 2021, pp.47).

$$\begin{aligned} \frac{\dot{Y}_t}{Y_t} &= \left( \frac{\partial Y_t}{\partial K_t} \frac{K_t}{Y_t} \right) \frac{\dot{K}_t}{K_t} + \left( \frac{\partial Y_t}{\partial (A_t L_t)} \frac{A_t L_t}{Y_t} \right) \left( \frac{\dot{L}_t}{L_t} + \frac{\dot{A}_t}{A_t} \right) \\ \Rightarrow \frac{\dot{Y}_t}{Y_t} &= \alpha_K \frac{\dot{K}_t}{K_t} + \alpha_L n_t + \alpha_L g \end{aligned}$$

$\alpha_K$ 와  $\alpha_L$ 은 각각 물적자본과 유효노동력의 생산 기여도이다. 완전경쟁시장에서  $\alpha_K$ 는 자본의 몫,  $\alpha_L$ 은 노동의 몫과 같다. 일차동차성을 갖는 신고전파 생산함수에서 노동의 몫과 자본의 몫을 합하면 1이다.<sup>2</sup> 따라서 위 식을 고쳐 쓰면

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \alpha_K \frac{\dot{K}_t}{K_t} + (1 - \alpha_K)n_t + (1 - \alpha_K)g = \alpha_K \frac{(K/L)_t}{(K/L)_t} + (1 - \alpha_K)g + n_t \quad (10)$$

$$\frac{(Y/L)_t}{(Y/L)_t} = \alpha_K \frac{(K/L)_t}{(K/L)_t} + (1 - \alpha_K)g \quad (11)$$

이 경제의 이행경로의 경제성장률 변화를 구체적인 값으로 알기 위해서는 구체적인 함수의 형태와 파라미터의 값이 필요하다. 생산함수를 노동과 물적자본 간의 대체탄력성이 1인 경우와 1보다 더 큰 값을 갖는 경우로 나누어 알아보자.

### (1) 콥-더글러스(Cobb-Douglas) 생산함수의 균형성장경로

물적자본과 노동 간의 대체탄력성이 1로 일정한 콥-더글러스(Cobb-Douglas) 생산함수를 가정하자.

2) (14)' 식의 CES 생산함수에서는

$$\alpha_K = \frac{f'(k_t)k_t}{y_t} = \frac{\alpha k_t^{\rho}}{\alpha k_t^{\rho} + (1 - \alpha)}, \alpha_L = \frac{f(k_t) - k_t f'(k_t)}{y_t} = \frac{(1 - \alpha)}{\alpha k_t^{\rho} + (1 - \alpha)} \text{로 구해진다.}$$

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha} \quad (0 < \alpha < 1)$$

일인당 물적자본량, 일인당 생산량, 총생산량의 증가율의 식은 다음과 같이 유도된다.

$$\frac{(\dot{K}_t/L_t)}{(K_t/L_t)} = s \left( \frac{K_t}{L_t} \right)^{\alpha-1} A_t^{1-\alpha} - (n_t + \delta) \quad (12)$$

$$\frac{(\dot{Y}/L)_t}{(Y/L)_t} = \alpha \frac{(\dot{K}/L)_t}{(K/L)_t} + (1-\alpha)g \quad (13)$$

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \frac{(\dot{Y}/L)_t}{(Y/L)_t} + n_t = \alpha \frac{(\dot{K}/L)_t}{(K/L)_t} + (1-\alpha)g + n_t \quad (14)$$

(12)식에서 기술수준이 높아지면 노동력의 감소를 대체할 수 있다. (13), (14)식에서 주어진 노동-물적자본 비율에서  $n$ 의 값이 마이너스이면 생산량의 증가율은 일인당 생산량의 증가율보다  $n$ 의 크기만큼 낮아진다.

균제상태에서 일인당 물적자본량과 일인당 생산량은 각각 다음과 같이 구해진다.

$$\left( \frac{K_t}{L_t} \right)^* = k_t^* A_t^* = \left( \frac{s}{n+g+\delta} \right)^{\frac{1}{1-\alpha}} A_0 e^{gt}$$

$$\left( \frac{Y_t}{L_t} \right)^* = y_t^* A_t^* = \left( \frac{s}{n+g+\delta} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} A_0 e^{gt}$$

위의 식에서 인구증가율  $n$ 의 값이 낮을수록 균제균형에서의 일인당 물적자본량과 일인당 생산량이 더 높은 수준이 된다. 이 경제가 균제상태에 도달하는 데는 상당한 시간이 필요하다. 수렴속도는 다음과 같다.

$$\beta = (1-\alpha)(n^{ss} + g + \delta)$$

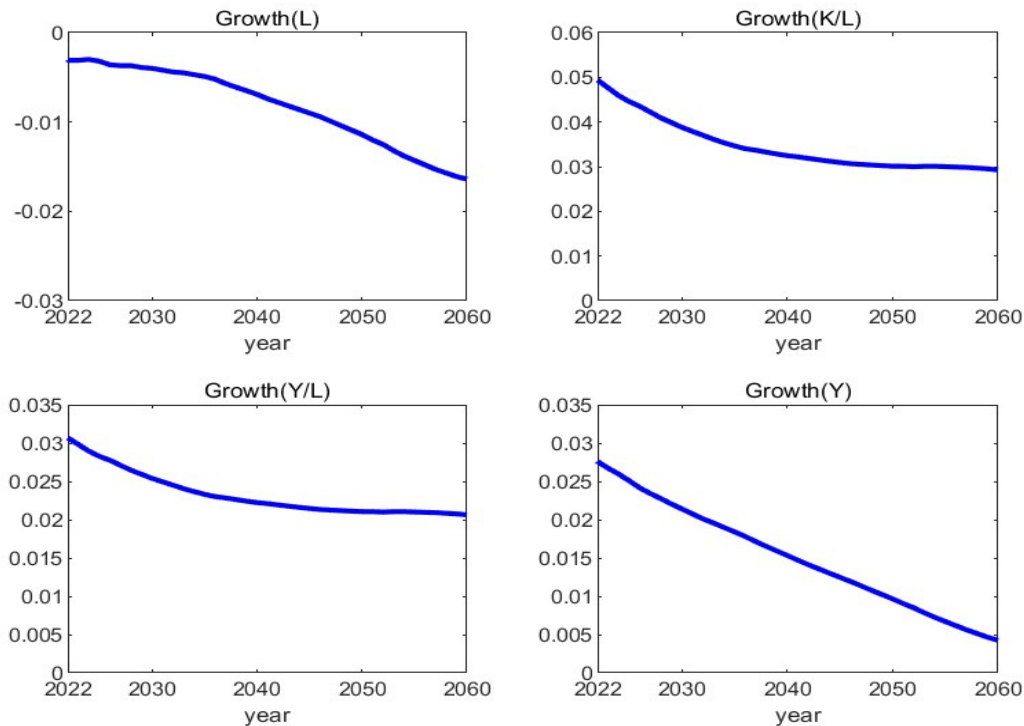
수렴속도는  $\alpha, n, g, \delta$ 의 파라미터에 의해 결정된다. 이종화(2021)와 한국은행 통계자료를 참고하여 물적자본의 몫( $\alpha$ ) 1/2, 저축률 0.3, 기술진보율( $g$ ) 0.012, 감가상각률( $\delta$ ) 0.05를 가정한다. 인구증가율은 통계청의 저위출산율 가정에 따른 예측치를 기준으로 하여 노동력의 증가율은 균제상태로 가면서 -0.015에서 유지되는 것으로 가정하면  $\beta=0.024$ 이다. 이 수렴속도로는 반감기(half-life), 즉 현재와 균제 상태 사이의 격차를 절반으로 줄이는 데 걸리는 시간은 29년이다.

이제 정해진 파라미터의 값과 함께 일인당 자본량과 기술 수준의 초깃값이 주어지면 이동경로에서 경제성장률을 구할 수 있다. 2021년에 초깃값으로 인구성장률, 즉 노동력 증가율은 0%이고 잠재 경제성장률과 일인당 경제성장률을 3%로 같다고 가정하자. 2022년부터 2060년까지 약 40년에 걸쳐 한국경제가 균제상태에 접근해가는 이행경로에서 일인당 물적자본, 일인당 생산량, 총생산량의 증가율의 추이를 구한다. 인구증가율은 통계청의 저위출산율 가정에 따른 예

측치를 따라가는 것으로 가정한다. 2022년에 -0.3%에서 시작하여 점진적으로 하락한다.

<그림 5>는 성장모형을 시뮬레이션하여 구한 주요 변수의 변화를 그래프로 보여 준다. 인구 증가율  $n$ 의 값이 마이너스이고 점점 더 작아지면서 일인당 물적자본량의 증가율은 2022년의 4.8%에서 점점 낮아져 2060년에는 2.9%에 달한다. 총생산량(GDP)의 증가율은 2.7%에서 0.3%로 계속하여 낮아진다. 일인당 생산량의 성장률은 3.0%에서 2060년에는 2.0%로 점진적으로 낮아진다. 2050~2060년 기간의 연평균 GDP 증가율은 0.6%이고 일인당 GDP 증가율은 인구증가율만큼 높아서 연평균 2.1%이다.

<그림 5> 솔로우 성장모형의 균형성장경로: 대체탄력성이 1인 경우



## (2) CES 생산함수의 균형성장경로

다음과 같은 CES 생산함수를 가정하자.

$$Y_t = [\alpha K_t^\rho + (1 - \alpha)(A_t L_t)^\rho]^{1/\rho} \quad (15)$$

$\alpha$ 는 0과 1 사이의 값으로 물적자본이 최종재 생산에 기여하는 정도를 나타내는 파라미터이다.  $\rho$ 는 노동과 물적자본 간의 대체 파라미터이며  $\rho < 1$ 의 값을 갖는다.  $\rho$ 는 물적자본과 유효노동 간의 대체탄력성(elasticity of substitution between physical capital and labor)  $\sigma$ 를 결정한다. 즉,  $\sigma = \frac{1}{1-\rho}$ 이다. 대체탄력성  $\sigma$ 는 생산요소의 자본과 노동의 상대가격 변화에 대해 노동과 자본을 대체하는 정도를 나타낸다.  $\sigma > 1$ 이면 노동과 자본은 서로 대체관계(gross

substitutes)이며 물적자본과 노동의 상대가격 변화에 대해 물적자본과 노동 투입 비율의 변화가 상대적으로 큰 경우이다.

CES 생산함수를 고쳐 쓰면,

$$y_t = f(k_t) = [\alpha k_t^\rho + (1-\alpha)]^{1/\rho} \quad (15)$$

k의 성장률은 다음 식으로 유도된다.

$$\dot{k}_t/k_t = sf(k_t)/k_t - (n_t + g + \delta) = s[\alpha + (1-\alpha)k_t^{-\rho}]^{1/\rho} - (n_t + g + \delta)$$

이때  $0 < \rho < 1$  ( $\sigma > 1$ )로 노동과 물적자본 간의 대체탄력성이 1보다 큰 경우를 고려하자. 자본이 축적되면서 유효노동력 당 물적자본의 평균생산물은 양의 상수값인  $s\alpha^{1/\rho}$ 으로 수렴한다. 따라서  $s\alpha^{1/\rho}$ 가  $n^{ss} + g + \delta$ 보다 크면, 유효노동력 당 물적자본의 성장률은  $s\alpha^{1/\rho} - n^{ss} - g - \delta$ 으로 수렴한다.  $n$ 의 값이 적을수록 k의 성장률이 더 높은 곳으로 수렴한다.

일인당 물적자본량 성장률의 식은 다음과 같이 유도된다.

$$\frac{(\dot{K}_t/L_t)}{(K_t/L_t)} = s \left( \frac{Y_t}{K_t} \right) - (n_t + \delta) = s[\alpha + (1-\alpha)(K_t/A_t L_t)^{-\rho}]^{1/\rho} - (n_t + \delta) \quad (16)$$

노동력이 감소하면서 일인당 물적자본량이 커지는 경우를 고려해 보자. 대체탄력성이 클수록 (즉,  $\rho$ 의 값이 0에 가까울수록). 물적자본의 생산성이 크게 하락하지 않을 수 있다. 생산요소 간의 대체탄력성이 클 때, 노동력이 부족해지더라도 물적자본으로 노동을 쉽게 대체할 수 있다. 대체탄력성이 클수록 같은 노동-물적자본 비율에서 일인당 물적자본량의 증가율이 높다. 따라서 일인당 생산과 총생산의 증가율이 하락하는 속도가 낮아진다((10)식과 (11)식 참조). 경제성장률이 더 높아진다.

한국 자료를 대상으로 대체탄력성을 추정한 실증연구는 제한적이다. 이종화(2021)는 1986~2017 기간에 걸쳐 CES 생산함수 시스템을 추정하면 대체탄력성은 1.61로 높은 편이다. 하지만 외환위기에 발생한 한국 경제의 구조적인 변화를 제외하기 위해 이 기간을 제외하고 외환위기 전과 후로 나누어 추정하면 대체탄력성의 추정치가 1에 가까운 값을 갖는 것으로 나타난다. Song(2021)는 CES 생산함수와 이윤극대화의 일계조건을 사용하여 대체탄력성을 추정했다. 1970~2004년의 한국은행의 경제 전체와 비농업 부문의 총량 자료를 이용하여  $\sigma$ 의 값이 각각 1.18, 1.20임을 보였다. 그리고 KLEMS 데이터를 사용하여 48개 산업의  $\sigma$ 를 추정하고 부가가치로 가중 평균했을 때 제조업은 1.26, 서비스업은 1.12의 값을 구했다. <표 1>은 그 결과를 보여준다.



<표 1> CES 생산함수의 대체탄력성 추정치

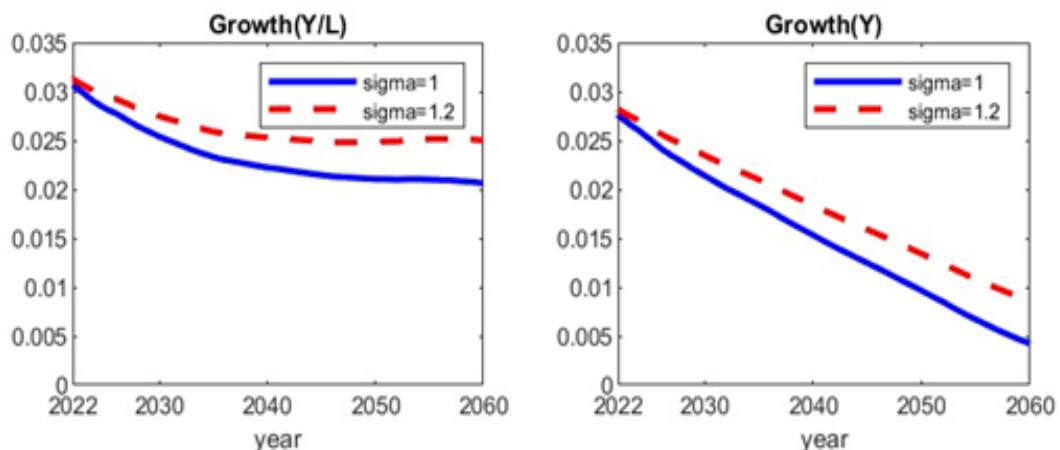
부문	$\sigma$
경제 전체	1.1756
비농업 부문	1.1993
제조업	1.264
서비스업	1.115

자료: Song(2021)

<그림 6>은 대체탄력성  $\sigma$ 의 값을 송은비(2021)의 추정치 1.2로 가정하고 이중화(2021)와 한국은행 통계자료를 참고하여 앞의 콥-더글러스 생산함수의 경우와 똑같은 파라미터값 ( $\alpha = 0.5$ ,  $s = 0.3$ ,  $g = 0.012$ ,  $\delta = 0.05$ )을 가정했다. 이때 한국경제가 균제상태에 접근해가는 이행 경로에서 일인당 생산량과 총생산량의 증가율의 추이를 구한 결과를 보여 준다. 시뮬레이션 값을 대체탄력성이 1인 경우와 비교하여 제시하였다.

그림에서 보듯이 대체탄력성이 클수록 균형성장경로에서 경제성장률이 더 높다. 이 경제는 생산요소 간의 대체탄력성이 높기 때문에 인구가 감소하고 노동력이 부족해지면 물적자본으로 노동을 대체하면서 물적자본의 생산성을 더 높게 유지할 수 있다. 따라서 일인당 물적자본량과 일인당 생산의 증가율을 상대적으로 높게 유지할 수 있다((16)식 참조). 그리고 노동의 생산기여도가 점점 줄어들면서 노동감소가 총생산 성장률에 미치는 영향이 줄어들어 든다((10)식과 각주 2참조). 이것은 증가율이 마이너스가 되기 때문이다. 또한 점점 경제성장률이 하락하는 속도도 느려진다. 생산량의 증가율은 2022년의 2.73%에서 2060년에 0.9%로 계속하여 낮아진다. 일인당 생산량의 증가율은 2060년에는 2.5%로 낮아진다. 2050~2060년 기간의 연평균 GDP 증가율은 1.1%, 일인당 GDP 증가율은 2.5%로 낮아진다.

<그림 6> 솔로우 성장모형의 균형성장경로: 대체탄력성이 1.2인 경우



## 2. 내생적 기술진보와 인적자본 축적을 고려한 성장모형

앞 절의 성장 모형은 장기균형에서 일인당 생산량 증가율이 외생적으로 주어진 기술진보율

에 의해 결정된다는 점에서 한계가 있다. 또한 모형을 단순화하기 위해 노동자가 보유한 인적 자본의 양이 항상 일정하다고 가정하였다. 이제 이 절에서는 기술진보율과 인적자본의 축적이 내생적으로 결정되고 이에 따라 경제성장률이 결정되는 내생적 성장 모형을 소개한다. 그리고 시뮬레이션으로 한국 경제의 성장률의 예측값을 구할 것이다.

## (1) 기술진보

다음과 같은 기술진보식을 가정하자.

$$\dot{A}_t = \psi L_t^\lambda A_t^\phi \Leftrightarrow \frac{\dot{A}_t}{A_t} = \psi L_t^\lambda A_t^{\phi-1}, \quad 0 \leq \lambda \leq 1, \quad \phi \leq 1 \quad (17)$$

위 식에서는 기술진보는 전체 노동력의 크기와 이미 축적된 기술에 의해 결정된다. 이 식에서  $\psi$ 는 효율성을 나타내는 파라미터이다.

일반적인 내생적 기술진보 모형에서 기술진보는 경제 전체의 인구(노동력)에 의해 결정된다. 기업이 기술혁신에 성공했을 때 얻을 수 있는 이윤의 크기는 시장의 규모에 달려 있는데, 인구의 크기는 시장의 규모를 결정하는 중요한 요소이다. 또한 노동력이 많을수록 기술진보를 위해 투입할 수 있는 노동력의 규모가 커진다. 여기서 노동력은 인적자본, 연구개발(R&D) 인력을 모두 포함하는 포괄적인 개념으로 생각할 수 있다. 또한 노동력이 많을수록 노동자가 학습효과(learning-by-doing)나 외부효과를 통해 생산성을 높일 수 있다.  $L$ 의 승수 파라미터  $\lambda$ 의 값은 노동력 투입에 따른 기술진보의 크기를 결정한다.  $\lambda=1$ 이면  $L$ 의 한계 생산성이 일정하고 노동력이 두 배이면 기술진보율이 두 배로 높아진다.  $0 < \lambda < 1$ 인 경우는  $L$ 의 한계 생산성이 감소한다.

파라미터  $\phi$ 의 값은 지금까지 축적한 기술( $A$ )의 경험이 신기술 개발에 미치는 영향을 나타낸다.  $\phi > 0$ 이면 축적된 기술이 신기술 개발에 도움이 된다. 아이작 뉴턴이 말한 “거인의 어깨 위에 올라타기(standing on the shoulders of giants)” 효과라고 할 수 있다.  $\phi = 1$ 이면  $A$ 의 크기는 새로운 기술 발전에 비례하여 영향을 미친다. 만일  $\phi = 0$ 이면 지금까지 축적한 기술( $A$ )은 기술 발전에 영향을 미치지 못한다.  $\phi < 0$ 이면 이미 개발된 기술이 많을수록 새로운 기술을 발전시키기가 점점 더 어려운 경우이다. Bloom 외(2020), Philippon(2022) 등 최근 연구들은 실증 자료를 이용하여 기존 기술의 외부효과가 매우 적거나 오히려 신기술 발전을 저해하는 효과가 있음을 보였다.

한국경제에서 인구증가율이  $n_t < 0$ 의 값으로 지속적으로 감소하는 경우 기술진보율은  $\lambda$ 와  $\phi$ 의 파라미터 값에 달려 있다. (18)식에서 보면  $\lambda$ 의 값이 클수록 인구감소는 기술진보율을 낮추는 효과가 크다. 그리고  $\phi$ 의 값이 작을수록 이미 축적된 기술 수준이 높아질수록 기술진보율에 미치는 효과가 낮아진다.

이 경제의 인구증가율이 음이면 인구 규모가 줄면서 기술진보 속도가 점점 줄어들게 된다. 만일  $n < 0$ 의 값으로 매기 인구증가율이 일정한 경우를 가정하면 기술 수준  $A_t$ 의 변화를 구할 수 있다(부록 A1 참조).

(17)식에서  $\phi \neq 1$ 인 경우는

$$A_t = A_0 \left[ 1 - \frac{(1-\phi)\psi L_0^\lambda A_0^{\phi-1}}{\lambda n} (1 - e^{\lambda n t}) \right]^{\frac{1}{1-\phi}} = A_0 \left[ 1 - \frac{(1-\phi)g_{A_0}}{\lambda n} (1 - e^{\lambda n t}) \right]^{\frac{1}{1-\phi}} \quad (18)$$

여기서  $g_{A_0}$ 는  $t=0$ 에서 기술진보율로  $g_{A_0} = \psi L_0^\lambda A_0^{\phi-1}$ 이다. 그리고  $\phi=1$ 인 경우는 다음과 같이 구해진다.

$$\log A_t = \log A_0 - \frac{\psi L_0^\lambda}{\lambda n} (1 - e^{\lambda n t}) = \log A_0 - \frac{g_{A_0}}{\lambda n} (1 - e^{\lambda n t}) \quad (19)$$

## (2) 인적자본 축적

인적자본은 개인이 보유한 능력과 기술숙련도를 포괄하는 개념으로 노동의 질적 수준을 의미한다. 인적자본을 더 많이 보유한 노동자는 생산성이 더 높다. 인적자본은 노동자에게 개인적으로 중요할 뿐 아니라 국가 전체의 경제 성장과 정치, 사회 발전에도 중요한 영향을 미친다 (Barro and Lee, 2015). 인적자본은 교육, 직무 경험, 직무 훈련을 통해 축적할 수 있다 (Acemoglu, 2008; Barro and Lee, 2013).

일인당 인적자본이 일정하지 않고 인적자본 투자에 의해 결정되는 경우를 고려해 보자. 경제 주체는 전체 노동력(인적자본 포함)  $h_t L_t$  중 일정 부분  $0 < u < 1$ 을 인적자본 축적에 투자하고, 나머지  $1-u$ 는 생산에 투입한다.  $u$ 는 일정한 값으로 외생적으로 결정되는 경우를 가정한다. 일인당 인적자본  $h$ 는 인적자본 축적에 투입된 인적자본 투자의 크기에 따라 늘어난다.

이 경제의 생산함수는 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$Y_t = [\alpha K_t^\rho + (1-\alpha)((1-u)h_t L_t A_t)^\rho]^{1/\rho} \quad (20)$$

$h$ 의 동태적 변화식은 다음과 같다고 가정한다.

$$\dot{h}_t = B(uh_t)^\epsilon - \delta h_t, \quad B > 0, \quad 0 < \epsilon < 1 \quad (21)$$

따라서  $h$ 의 증가율은 다음과 같다.

$$\frac{\dot{h}_t}{h_t} = B u^\epsilon h_t^{\epsilon-1} - \delta \quad (22)$$

여기서  $B$ 는 효율성 지표로서 같은 크기의 인적자본투자가 얼마나 인적자본을 빨리 증가시키는지를 결정한다.  $\delta$ 는 인적자본의 감가상각률이다. 파라미터  $\epsilon$ 는 지금까지 축적한 인적자본량이 새로운 인적자본을 축적하는 데 미치는 영향을 나타낸다.  $\epsilon > 0$ 이면 과거에 축적된 인적자본은 새로운 인적자본의 축적에 도움이 된다. 예를 들어 부모와 교사의 인적자본이 많을수록 자녀 세대의 인적자본은 빠르게 증가한다. 그러나  $\epsilon < 1$ 을 가정하면 인적자본이 축적되면서 인적자본의 축적속도는 점점 느려진다.

위의 식으로부터  $h$ 의 시간 경로를 풀면 다음과 같다(부록 A2 참조).

$$h_t = \left[ \frac{1}{\delta} (g_{h_0} - \delta) h_0^{1-\epsilon} - (g_{h_0} h_0^{1-\epsilon}) \exp(-(1-\epsilon)\delta t) \right]^{1/1-\epsilon} \quad (23)$$

여기서  $g_{h_0}$ 는  $t=0$ 에서 인적자본 축적률을 표시한다( $g_{h_0} = Bu^\epsilon h_0^{\epsilon-1} + \delta$ ).

### (3) 확장된 내생적 성장모형과 한국경제에의 적용

이제 기술진보식과 인적자본축적식을 함께 고려하여, 균형 경제성장경로를 구해보자.

생산함수는 일반적인 CES 생산함수를 고려한다. 이 경제의 주요 식을 모아서 다시 쓰면 아래와 같다.

- CES 생산함수

$$Y_t = [\alpha K_t^\rho + (1-\alpha)((1-u)h_t L_t A_t)^\rho]^{1/\rho} \quad (20)'$$

- 물적자본 축적식

$$\begin{aligned} \dot{K}_t &= s Y_t - \delta K_t \\ \Rightarrow \frac{(\dot{K}_t/L_t)}{(K_t/L_t)} &= s \left( \frac{Y_t}{K_t} \right) - (n_t + \delta) = s [\alpha + (1-\alpha)(K_t/(A_t(1-u)h_t L_t))^{-\rho}]^{1/\rho} - (n_t + \delta) \end{aligned} \quad (24)$$

- 인구변화식

$$\dot{L}_t \equiv \frac{dL_t}{dt} = n_t L_t \Leftrightarrow L_t = L_0 e^{n_t t}, \quad n_t \leq 0, \lim_{t \rightarrow \infty} n_t = n^{ss} \leq 0 \quad (2)'$$

- 기술진보식

$$\frac{\dot{A}_t}{A_t} = \psi(L_t h_t)^\lambda A_t^{\phi-1}, \quad 0 \leq \lambda \leq 1, \phi \leq 1 \quad (25)$$

- 인적자본 축적식

$$\frac{\dot{h}_t}{h_t} = Bu^\epsilon h_t^{\epsilon-1} - \delta, \quad B > 0, 0 < \epsilon < 1 \quad (22)'$$

- 일인당 물적자본량, 일인당 생산량, 총생산량의 증가율의 관계식

$$\frac{\dot{Y}_t}{Y_t} = \frac{(\dot{Y}/L)_t}{(Y/L)_t} + n_t = \alpha_K \frac{(\dot{K}/L)_t}{(K/L)_t} + (1-\alpha_K) \left( \frac{\dot{A}_t}{A_t} + \frac{\dot{h}_t}{h_t} \right) + n_t \quad (26)$$

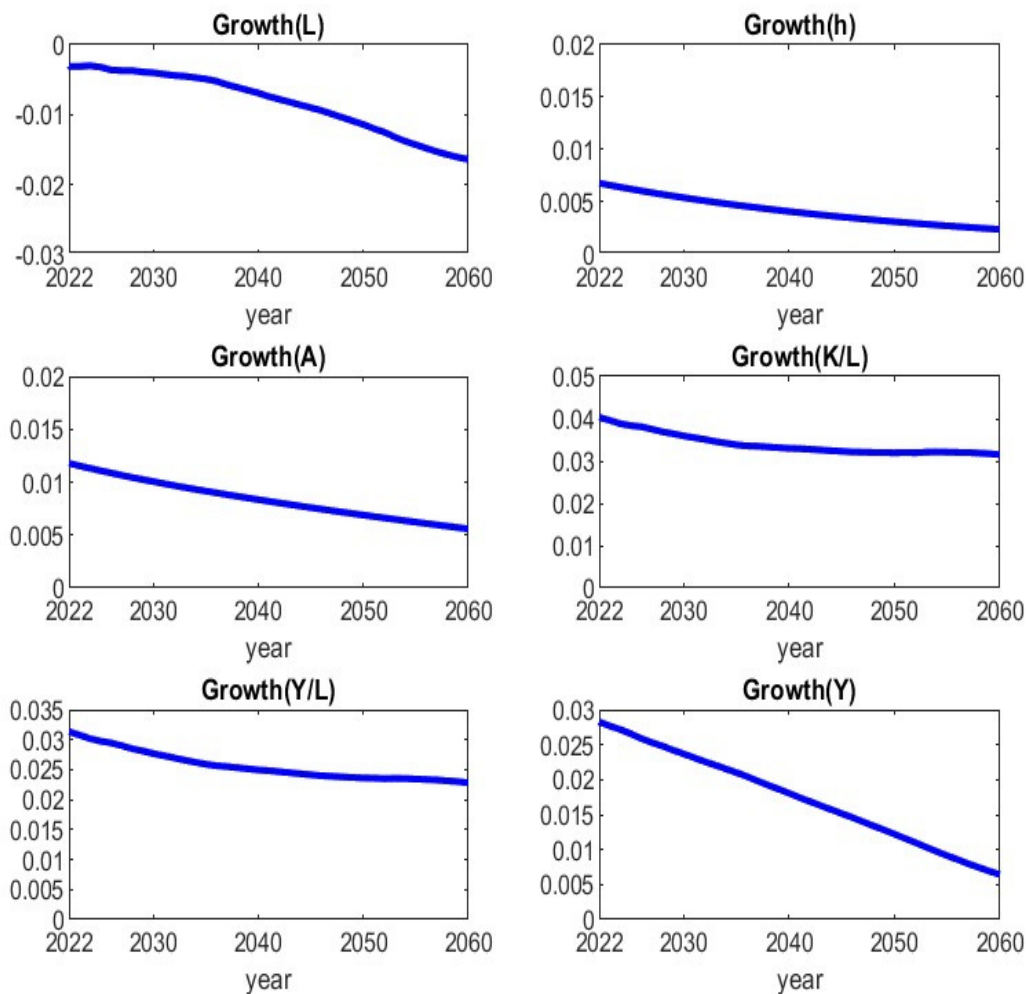
위의 여섯 식으로 이루어진 경제시스템을 고려하자. 생산함수식에서 보면, 인구가 감소하면 생산량이 줄어드는 효과가 발생한다. 기술진보식에서 인구가 줄어들면서 기술진보율도 점점 하락한다. 그러나 인구증가율의 감소는 주어진 노동-물적자본 비율에서 일인당 자본량의 증가율을 높인다. 그리고 (24)식에서 기술수준 높아지거나 인적자본량이 많아지면 노동력의 감소를 대체하여 일인당 물적자본량의 증가율을 높인다. 또한 (26)식에서 기술진보율과 인적자본 축적률의 상승은 경제성장률을 직접적으로 높이는 효과가 있다.

시뮬레이션을 위해 대체탄력성  $\sigma$ 의 값을 1.2로 하고 앞의 절의 기본 성장모형에서 가정한 파  
라미터값( $\alpha = 0.5$ ,  $s = 0.3$ ,  $g = 0.012$ ,  $\delta = 0.05$ )을 똑같이 가정한다. 기술진보율은 Bloom 외  
(2020)와 Jones(2022)에서 가정한 기술진보가 점점 힘들어지는 경우를 가정하여 파라미터의 값  
을  $\lambda = 0.75$ ,  $\phi = -1$ 를 기본값으로 정하였다. 인적자본의 축적률은 이종화(2022)의 추정치에서  
최근의 인적자본의 축적률의 값과 계속 감소하는 추세를 반영하여 초기 성장률이 0.007에서 점  
진적으로 하락하도록 파라미터  $\epsilon = 0.5$ 인 경우를 가정하였다.

<그림 7>은 이 모형에서 균제상태에 접근해가는 이행경로 상의 일인당 물적자본, 일인당 생  
산량, 총생산량의 증가율의 추이를 구한 결과를 보여 준다. 기술진보율은 초기값 0.012에서  
0.0056로 점진적으로 하락한다. 인적자본의 축적률은 초기 성장률이 0.007에서 장기적으로  
0.0024로 하락한다. 생산량의 증가율은 2060년에 0.64%로, 일인당 생산량의 증가율은 2.3%로  
점진적으로 낮아진다. 이 내생적성장모형에서 2050~2060년 기간의 연평균 GDP 증가율은 0.9%,  
일인당 GDP 증가율은 2.3%로 낮아진다.

<그림 7> 내생적 기술진보와 인적자본축적을 고려한 성장 모형의 균형성장 경로:

( $\phi = -1$ ,  $\epsilon = 0.5$ ,  $s = 0.3$ ,  $\sigma = 1.2$ 인 경우)



(4) 다른 경제 구조와 정책 환경에서 균형경제성장경로의 변화

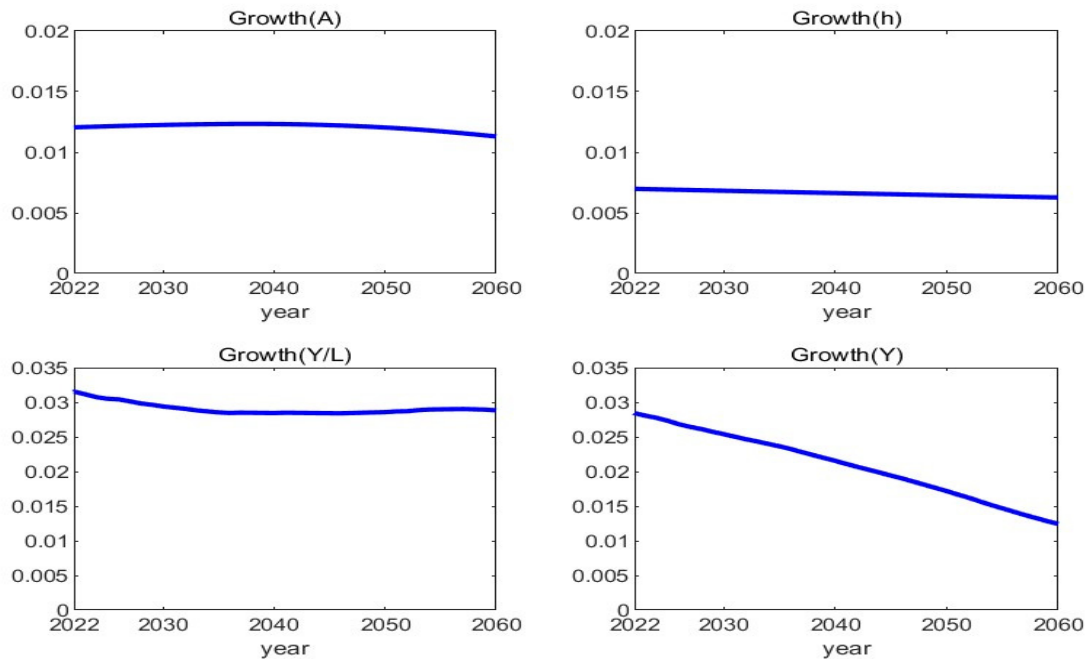
앞의 기본 내생적 성장모형에서는 (A) 기술진보율과 인적자본 축적률이 점진적으로 하락하고, (B) 물적자본의 축적률이 0.3으로 일정하고, (C) 물적자본과 노동의 대체탄력성이 1.2인 것을 모두 가정하였다. 이제 이들 가정이 경제 구조의 변화나 정책에 따라 달라질 때, 균형 성장률이 기본 모형에 비해 어떻게 달라지는지 살펴 보자.

i) 기술진보율과 인적자본 증가율을 모두 계속 높게 유지하는 경우

아래 <그림 8>은 이 모형에서 기술진보율이 1.2%, 인적자본 증가율이 0.7%에 가깝게 지속적되는 경우 균형상태에 접근해가는 이행경로에서 기술진보율, 인적자본축적률, 일인당 생산량과 총생산량의 증가율의 추이를 보여 준다. 이를 위해, 기술진보식 (25)에서  $\phi = 0.95$ 로 하고, 인적자본축적식 (22)'에서  $\epsilon = 0.95$ 로 한다.

시뮬레이션 결과 2050~2060년 기간의 연평균 GDP 증가율은 기본모형의 0.9%에서 1.5%로 높아진다. 일인당 GDP 증가율은 2.3%에서 2.9%로 높아진다.

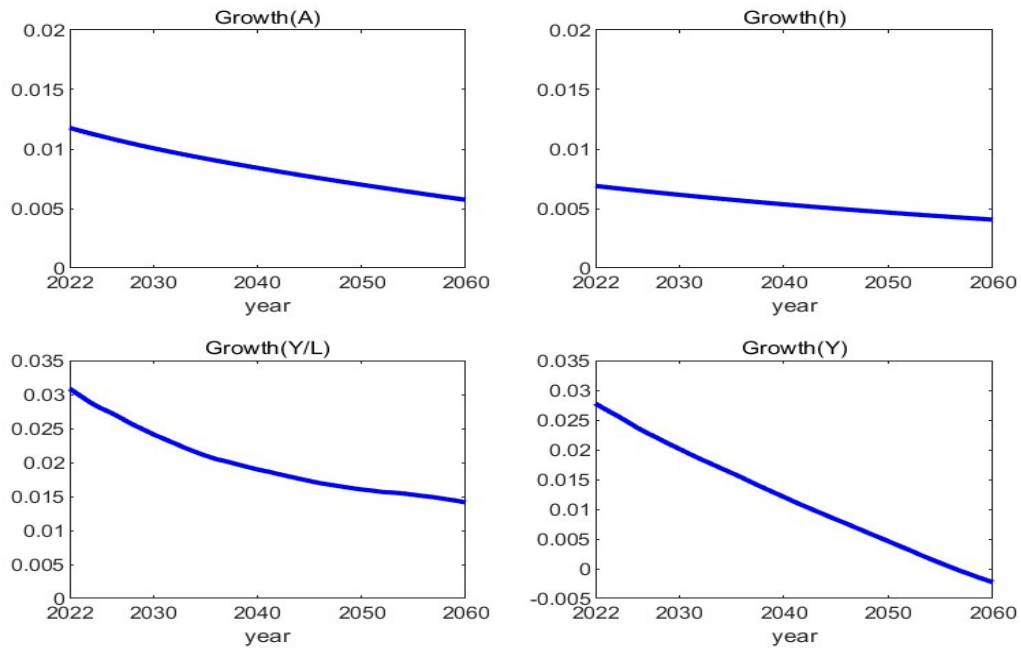
<그림 8> 내생적 기술진보율과 인적자본축적율이 높은 경우( $\phi = 0.95$ ,  $\epsilon = 0.95$ )



ii) 물적자본의 투자율이 낮아지는 경우

<그림 9>는 기본 모형에서 물적자본 투자율이 0.3에서 2060년에 현재 미국의 수준인 0.2가 되도록 지속적으로 하락하는 경우를 가정한 경우이다. 시뮬레이션 결과 2050~2060년 기간의 연평균 GDP 증가율은 기본모형의 0.9%에서 0.2%로 낮아진다. 일인당 GDP 증가율은 2.3%에서 1.5%로 낮아진다.

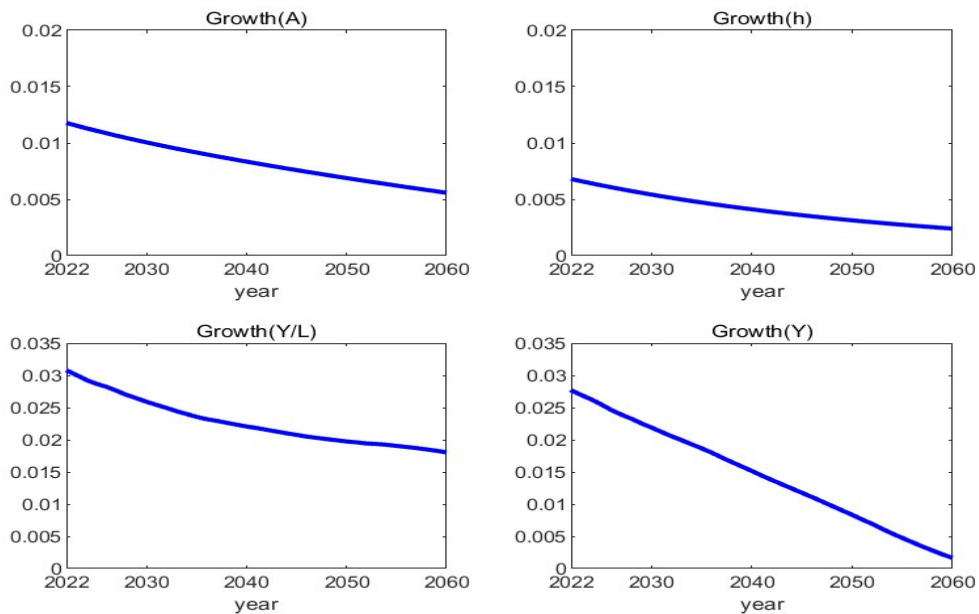
<그림 9> 물적자본 투자율이 0.3에서 2060년까지 0.2로 지속적으로 하락하는 경우



iii) 대체탄력성이 1인 경우

<그림 10>는 물적자본과 노동의 대체탄력성이 1인 콥-더글러스 생산함수를 가정한다. 이때 일인당 생산량과 총생산량의 증가율의 추이를 구한 결과를 보여 준다. 시뮬레이션 결과 2050~2060년 기간의 연평균 GDP 증가율은 기본모형의 0.9%에서 0.5%로 낮아진다. 일인당 GDP 증가율은 2.3%에서 1.9%로 낮아진다.

<그림 10> 대체탄력성이 1인 경우



(그림7)~(그림10)의 시뮬레이션 결과를 <표2>에 정리하였다.

<표2> 모형의 시뮬레이션 결과: 2050~2060년의 평균값

모형	가정	GDP 증가율	일인당 GDP 증가율
기본모형	$\phi = -1$ , $\epsilon = 0.5$ , $s = 0.3$ , $\sigma = 1.2$	0.9%	2.3%
모형 1	기술진보율과 인적자본 증가율이 현재의 수준을 유지함( $\phi = 0.95$ , $\epsilon = 0.95$ )	1.5%	2.9%
모형 2	물적자본 투자율( $s$ )이 0.3에서 2060년까지 0.2로 지속적으로 하락	0.2%	1.5%
모형 3	물적자본과 노동의 대체탄력성( $\sigma$ )이 1임	0.5%	1.9%

위의 결과에서 보면, 인구증가율이 지속적으로 감소하면서 한국 경제는 2022년의 GDP 증가율 2.7%와 일인당 GDP 증가율 3.0%를 유지하기가 어렵고 경제성장률의 하락을 겪을 수 밖에 없다. 그러나 앞으로 30~40년에 걸쳐 어떤 균형성장경로를 가느냐는 여러 파라미터의 값에 달려 있다. 예를 들어 모형 1과 기본모형을 비교하면 기술진보율과 인적자본 증가율을 높게 유지하면 2050~2060년 연평균 경제성장률이 약 0.6%포인트만큼 높아진다. 반면에 모형 2에서 물적자본 투자율이 앞으로 잠정적으로 낮아지면 경제성장률이 기본모형보다 약 0.7%포인트만큼 낮아질 수 있다. 모형3과 기본모형을 비교하면, 물적자본과 노동의 대체탄력성에서 1과 1.2의 차이는 2050~2060년 연평균 경제성장률에서 약 0.4%포인트만큼 차이를 가져온다.

## V. 결론

한국 경제가 앞으로 인구가 감소하면서 경제성장률이 지속적으로 하락할 것이라는 연구가 많다. 인구감소가 노동 공급과 자본 투자를 감소시키고 기술 혁신도 후퇴시킬 것이라는 비관적인 전망이 나온다. 본 연구는 인구증가율이 마이너스인 경제의 균형 경제성장경로를 성장모형을 통해 분석하였다. 통계청의 장래인구추계를 가정하고 성장모형을 시뮬레이션하여 2060년까지 한국의 경제성장률을 예측한 결과, 기본모형에서는 2050~2060년에 연평균 GDP 증가율 0.9%, 일인당 GDP 증가율 2.3%로 추정된다. 그러나 물적자본 투자율, 물적자본과 노동의 대체정도, 인적자본 축적률과 기술진보율에 대한 가정에 따라 2050~2060년에 연평균 GDP 증가율은 0.2~1.5%, 일인당 GDP 증가율은 1.5~2.9%의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 기술진보율과 인적자본 증가율을 현재 수준으로 유지할 수 있으면, 2050~2060년 연평균 경제성장률은 기본모형보다 약 0.6%포인트 높아져서 1.5%가 된다. 한국 경제가 기술 진보, 노동력의 질적 향상, 물적자본 투자율을 높게 유지하고 부족한 노동을 자본과 기술로 대체할 수 있으면 높은 성장경로를 따라 지속 발전할 수 있다.

지속가능한 성장을 위해 출산율을 높이고 여성과 고령 노동자의 노동시장 참가율을 높이는 정책에 대해 많은 논의가 있다. 저출산·고령화는 다양한 경제·사회문제를 초래하기 때문에 대



책을 세워야 한다. 노동력의 양적 확대는 성장잠재력을 높이고 국력을 높이는 데 중요하다. 하지만, 그에 못지않게 인적자본 확충, 기술혁신, 물적자본 축적에 힘써야 한다. 교육시스템과 노동시장 개혁을 통한 인적자본의 축적이 필요하다. 산업 구조와 기술이 빠르게 변화하지만, 교육시스템은 이에 맞춰 변화하지 못하고 있다. 한국 근로자의 직무능력은 국제 비교에서 낮게 나타난다(Lee and Wie, 2017). 이는 교육과 직무능력의 불일치(mismatch)와 함께 노동시장의 경직성에서 기인한다. 한국의 임금체계는 연공서열 중심이어서 직무능력과 성과에 대한 보상이 미흡하다. 기술혁신을 위해서 선진국 수준에 걸맞은 기술혁신 역량과 시스템을 갖추어야 한다. 세계경제포럼(WEF)의 국제 평가에 따르면 한국은 연구개발 지출과 특허 출원 수 등의 양적 지표에서 세계 최상위 국가이지만, 혁신 기업의 성장, 기업가정신, 혁신 아이디어 수용 등의 항목에서는 순위가 상당히 낮다(Schwab, 2016). 디지털 혁명과 인공지능의 시대에 신기술을 발전시키고 기술 집약적인 신산업을 효과적으로 발전시키는 정책이 요구된다.

본 연구는 출산율, 노동력 증가율, 물적자본의 투자율이 외생적으로 결정되는 것으로 가정하고 미래에 대한 기대가 경제 주체(가계, 기업)의 의사결정에 미치는 영향은 무시하였다는 데 한계가 있다. 또한, 정부의 최적 정책에 대한 분석을 구체적으로 진행하지 못했다. 이를 고려한 모형을 통한 분석은 후속 연구로 미룬다.

## <부록>

### A1. 기술진보 식(19)의 유도

기술진보식  $\dot{A} \equiv dA_t/dt = \psi L_0^\lambda e^{\lambda n t} A_t^\phi$  은 1계 비선형 미분방정식이다. 아래와 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$A_t^{-\phi} dA_t = \psi L_0^\lambda e^{\lambda n t} dt \quad (A1)$$

양변을 적분을 취한다.

$$\int A_t^{-\phi} dA_t = \int \psi L_0^\lambda e^{\lambda n t} dt \quad (A2)$$

적분하여 정리하면(단  $\phi \neq 1$ )

$$\frac{1}{(1-\phi)} A_t^{1-\phi} = \frac{\psi L_0^\lambda e^{\lambda n t}}{\lambda n} + C \quad (A3)$$

위 식은 미분방정식의 일반해(general solution)이다.  $C$ 는 임의의 상수이며 초기값, 즉  $A_0$  ( $t=0$ 일 때의  $A_t$ )의 값을 이용하여  $C$  값을 정할 수 있다.

최종적으로 아래와 같은  $A_t$  값을 얻을 수 있다.

$$A_t = A_0 \left[ 1 - \frac{(1-\phi)\psi L_0^\lambda A_0^{\phi-1}}{\lambda n} (1 - e^{\lambda n t}) \right]^{\frac{1}{1-\phi}} = A_0 \left[ 1 - \frac{(1-\phi)g_{A_0}}{\lambda n} (1 - e^{\lambda n t}) \right]^{\frac{1}{1-\phi}} \quad (\text{A4})$$

여기서  $g_{A_0} \equiv \psi L_0^\lambda A_0^{\phi-1}$ 는  $t=0$ 에서 기술진보율을 표시한다.

$\phi=1$ 인 경우는 (A2)의 양변을 적분하여 정리하면,

$$\log A_t = \log A_0 - \frac{\psi L_0^\lambda}{\lambda n} (1 - e^{\lambda n t}) = \log A_0 - \frac{g_{A_0}}{\lambda n} (1 - e^{\lambda n t}) \quad (\text{A5})$$

여기서  $g_{A_0}$ 는  $t=0$ 에서 기술진보율을 표시한다.

## A2. 인적자본 축적식의 유도

인적자본식이 아래와 같이 주어졌다.

$$dh_t/dt = B(uh_t)^\epsilon - \delta h_t, \quad B > 0, 0 < \epsilon < 1, \delta > 0$$

따라서,  $g_{h_0} = Bu^\epsilon h_0^{\epsilon-1} - \delta$ 이다.

(A6)

위 식에서 단순하게 하기 위해  $t$  하첨자는 생략하고  $Bu^\epsilon = A$ 로 표시하여 다음과 같이 고쳐 쓸 수 있다.

$$\frac{1}{Ah^\epsilon - \delta h} dh = dt$$

양변을 적분을 취하면

$$\int \frac{1}{Ah^\epsilon - \delta h} dh = \int dt.$$

위 식 왼쪽의 적분을 풀어보자.  $h^\epsilon = r$ 라고 정의하면  $dh = \frac{1}{\epsilon} r^{\frac{1}{\epsilon}-1} dr$ 이다.

이를 이용하여 고쳐쓰면

$$\int \frac{1}{Ah^\epsilon - \delta h} dh = \frac{1}{\epsilon} \int \frac{1}{A - \delta r^{\frac{1}{\epsilon}-1}} r^{\frac{1}{\epsilon}-2} dr$$

다시  $A - \delta r^{\frac{1}{\epsilon}-1} = s$ 로 정의하면  $\delta(1 - \frac{1}{\epsilon}) r^{\frac{1}{\epsilon}-2} dr = ds$ . 이를 이용하여 고쳐쓰면

$$\begin{aligned}
\int \frac{1}{Ah^\epsilon - \delta h} dh &= \frac{1}{\epsilon} \int \frac{\epsilon}{(\epsilon-1)\delta} \frac{1}{s} ds \\
&= \frac{1}{(\epsilon-1)\delta} \int \frac{1}{s} ds \\
&= \frac{1}{(\epsilon-1)\delta} \ln|s| \\
&= \frac{1}{(\epsilon-1)\delta} \ln|A - \delta h^{1-\epsilon}|
\end{aligned}$$

양변의 적분을 정리하면 ( $A - \delta h^{1-\epsilon} > 0$ 을 가정함),

$$\begin{aligned}
\frac{1}{(\epsilon-1)\delta} \ln|A - \delta h^{1-\epsilon}| &= t + C \\
A - \delta h^{1-\epsilon} &= \exp(-(1-\epsilon)\delta(C+t))
\end{aligned}$$

$A = Bu^\epsilon$ 을 다시 대입하여 정리하면

$$h = \left[ \frac{1}{\delta} (Bu^\epsilon - \exp(-(1-\epsilon)\delta(C+t))) \right]^{1/1-\epsilon}$$

$C$ 를 구하자.

$$h_0 = \left[ \frac{1}{\delta} (Bu^\epsilon - \exp(-(1-\epsilon)\delta C)) \right]^{1/1-\epsilon}$$

$$C = \frac{1}{(\epsilon-1)\delta} \log(Bu^\epsilon - \delta h_0^{1-\epsilon})$$

이 값을 다시 대입하여 정리한다.

$$h_t = \left[ \frac{1}{\delta} (Bu^\epsilon - (Bu^\epsilon - \delta h_0^{1-\epsilon}) \exp(-(1-\epsilon)\delta t)) \right]^{1/1-\epsilon} \quad (A7)$$

(A6)에서  $Bu^\epsilon = (g_{h_0} - \delta)h_0^{1-\epsilon}$ 이다. 여기서  $g_{h_0}$ 는  $t=0$ 에서 인적자본축적률을 표시한다. 즉,

$g_{h_0} = Bu^\epsilon h_0^{\epsilon-1} + \delta$  식을 대입하면,

$$h_t = \left[ \frac{1}{\delta} (g_{h_0} - \delta)h_0^{1-\epsilon} - (g_{h_0} h_0^{1-\epsilon}) \exp(-(1-\epsilon)\delta t) \right]^{1/1-\epsilon} \quad (A8)$$

## 참 고 문 헌

김선빈, 한종석, 홍재화, 여성경제활동을 통한 저출산고령화 경제적 충격 대응, 『경제학연구』, 69(3), 2021, pp.133-177.

김지연, 정규철, 허진옥, “장기경제성장률 전망과 시사점,” KDI, 2022.

이종화, “인적자본과 경제발전,” 『경제논집』, 제55권 제2호, 2016, pp. 269-276..

- 이종화, 생산요소 간 대체와 기술진보가 한국 경제의 성장 및 분배에 미친 영향 분석, 『한국경제포럼』, 14(2), 2021, pp.1-28.
- 이종화·김진일, 『동태적 거시경제학』, 박영사, 2021.
- 이철희, 장래 인구변화가 노동투입 규모에 미치는 영향, 『노동경제논집』, 45(2), 2022, pp.37-68.
- 이철희, 이지은, 인구고령화가 노동수급에 미치는 영향, 『경제분석』, 23(4), 2017, pp.34-77.
- 한국은행, “경제통계시스템,” (검색 일자: 2022. 12. 1).
- Acemoglu, D., *Introduction to Modern Economic Growth*, Princeton University Press, 2008.
- Barro, R. J. and J.-W. Lee, “A New Data Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010,” *Journal of Development Economics* 104, 2013, pp.184-198.
- Barro, R. J. and J.-W. Lee, *Education Matters: Global Schooling Gains from the 19th to the 21st Century*. Oxford: Oxford University Press, 2015.
- Bloom, N., C. I. Jones, J. Van Reenen, and M. Webb, “Are Ideas Getting Harder to Find?” *American Economic Review* 110(4), 2020, pp.1104 - 1144.
- Christiaans, T., “Semi-endogenous Growth When Population Is Decreasing,” *Economics Bulletin* 31(3), 2011, pp.2667 - 2673.
- Daly, K, and T. Gedminas, “The Path to 2075 – Slower Global Growth, But Convergence Remains Intact”, GS Global Economics Paper, 6 December, 2022.
- Feenstra, R. C., R. Inklaar, and M. Timmer, “The Next Generation of the Penn World Table,” *American Economic Review* 105(10), 2015, pp.3150-3182.
- Han, J. S., and J.-W. Lee, “Demographic Change, Human Capital, and Economic Growth in Korea,” *Japan and the World Economy* 53, March 2020, 100984.
- Hopenhayn, H., Neira, J., and Singhania, R, “From Population Growth to Firm Demographics: Implications for Concentration, Entrepreneurship and the Labor Share,” *Econometrica*, 90(4), 2022, pp.1879-1914.
- Jones, C. I, “R&D-Based Models of Economic Growth,” *Journal of Political Economy* 103(4), 1995, pp.759 - 784.
- Jones, C. I, “The End of Economic Growth? Unintended Consequences of a Declining Population,” *American Economic Review* 112(11), 2020, pp.3489-3527.
- Karahan, F., B. Pugsley, and A. Sahin, “Demographic Origins of the Startup Deficit.” NBER Working Paper 25874, 2019.
- Kremer, M., “Population Growth and Technological Change: One Million B.C. to 1990,” *Quarterly Journal of Economics* 108(4), 1993, pp.681 - 716.
- Lee, J.-W. and D. Wie. “Returns to Education and Skills in the Labor Market: Evidence from Japan and Korea.” *Asian Economic Policy Review* 12, no. 1, 2017, pp.139-160.
- OECD, *Long-Term Baseline Projections* (Paris: OECD Publications, 2021).
- Philippon, T. “Additive Growth,” NBER Working Paper No.. 29950, 2022.
- Romer, P, M, “Endogenous Technological Change,” *Journal of Political Economy* 98(5),

1990, pp.S71 - 102.

Sasaki, H., "The Solow Growth Model with a CES Production Function and Declining Population," *Economics Bulletin*, 39(3), pp.1979-1988.

Sasaki, H., and K. Hoshida, "The Effects of Negative Population Growth: An Analysis using a Semi-endogenous R&D Growth Model," *Macroeconomic Dynamics* 21(7), 2017, pp.1545 - 1560.

Schwab, K.Ed., *Global Competitiveness Report* (Switzerland: World Economic Forum), 2019.

Song, E., "What Drives Labor Share Change? Evidence from Korean Industries," *Economic Modelling* 94, 2021, pp. 370-385.

United Nations, *World Population Prospects 2019*, New York City: United Nations, 2022.

# Growth Model with Declining Population and Its Application to the Korean Economy

Jong-Wha Lee\*

## Abstract

Facing population decline, Korea is expected to experience a continuous fall in its economic growth rate in the future. This study analyzes the growth path of an economy with a negative population growth rate. The growth model implies that the equilibrium economic growth rate is not determined proportionally to the rate of population growth. Other important factors, such as physical and human capital accumulation, technological progress and elasticity of substitution between physical capital and labor, also play an important role in determining the growth rate. Assuming the future population projections of the National Statistical Office, we simulate the model to predict Korea's economic growth rates until 2060. Depending on the parameter values, average annual GDP growth in 2050–2060 is estimated to be 0.2–1.5%, and per capita GDP growth is 1.5–3%. The Korean economy can grow on a higher growth path by improving the quality of the labor force and promoting technological progress and investment in physical capital.

**Key Words:** Economic Growth, Aging, Population structure, Human Capital

**JEL Classification:** J11, J24, O33, O41, O53

\*Professor, Economics Department, Korea University, 145 Anam-ro, Seongbuk-gu, Seoul, 02841, Korea. Phone: +82-2-3290-2216. e-mail: [jongwha@korea.ac.kr](mailto:jongwha@korea.ac.kr).

[발 표 1]

## 대체로 해롭지 않은 정책평가론 I

2023. 2. 2.

강 창 희  
(중앙대)





# 대체로 해롭지 않은 정책평가론 I (Mostly Harmless Program Evaluation)

강 창 희  
(ckang@cau.ac.kr)

중 앙 대 학 교  
경 제 학 부

2023년 2월

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ↺ ↻

1/59

## 현대 정책평가론

### ① 2021년 노벨 경제학상 수상자

- David Card "for his empirical contributions to labour economics."
- Joshua D. Angrist and Guido W. Imbens "for their methodological contributions to the analysis of causal relationships."
- "Natural experiments help answer important questions for society."

### ② 4가지 방법론

- Randomized treatment/control using natural experiments.
- Difference-in-differences (이중차분법)
- Instrumental variables method (도구변수법)
- Regression discontinuity design (회귀단절모형)

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ↺ ↻

2/59

## 참고문헌

- ① Imbens and Wooldridge (2009), Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation, *Journal of Economic Literature*, 47(1), pp.5-86.
- ② Athey and Imbens (2017), The State of Applied Econometrics: Causality and Policy Evaluation, *Journal of Economic Perspectives* 31(2), pp.3-32.
- ③ Angrist and Pischke (2014), *Mastering 'Metrics* [강창희 · 박상곤 역(2017), *고수들의 계량경제학: 인과관계란 무엇인가*, 시그마프레스]
- ④ Angrist and Pischke (2009), *Mostly Harmless Econometrics* [강창희 · 박상곤 역(2014), *대체로 해롭지 않은 계량경제학*, 경문사]
- ⑤ 강창희 외 (2013), "관광정책 및 관광사업 프로그램 평가방법", 문화체육관광부
- ⑥ 네이버 블로그: <https://blog.naver.com/c-kang>

# 현대 정책평가론의 개요

- 실험 기반 접근법
  - ① 처치의 내생성 판정
  - ② 처치의 무작위 배정 혹은 외생적 배정: 자연실험, 현장실험, 실험실 실험
  - ③ 이중차분법(Difference-in-differences, DID): 단순형, 일반형, 강건형.
  - ④ 도구변수법(Instrumental variables method, IV)
  - ⑤ 회귀단절모형(Regression discontinuity, RD)
- 한국의 적용 사례들

## 1. 처치의 내생성

### (1) Basics of Treatment Effect Analysis

- Major difficulties of estimating a causal effect  $\beta_1$

- 1 Given  $y_i = \beta_0 + d_i\beta_1 + \epsilon_i$ ,

$$\hat{\beta}_1^{OLS} = \beta_1 + \frac{\sum_{i=1}^N (d_i - \bar{d})u_i}{\sum_{i=1}^N (d_i - \bar{d})^2} \xrightarrow{plim} \beta_1 + \frac{Cov(d_i, u_i)}{Var(d_i)}$$

- 2 Given  $y_i = \beta_0 + d_i\beta_1 + X_i\beta_2 + u_i$ ,

$\hat{\beta}_1^{OLS}$  is not a consistent and causal estimator of  $\beta_1$  under endogeneity:  
 $Cov(d_i, u_i) \neq 0$

- 3 Direction of Bias

- Positive (upward) bias if  $Cov(d_i, u_i) > 0$
- Negative (downward) bias if  $Cov(d_i, u_i) < 0$
- No bias if  $Cov(d_i, u_i) = 0$

## 1. 처치의 내생성

### (1) Basics of Treatment Effect Analysis

- Program evaluators cast serious doubt on the promise of controlling for  $X_i$  to obtain a causal estimate.
- They believe an experiment (either natural or man-made) is the only hope.
- Hence, they exploit natural experiments(자연실험), field experiments(현장실험), or laboratory experiments(실험실 실험).

## 2. 실험 접근법

- Rubin Causal Model based on a potential outcomes framework

① Treatment effect of individual  $i = Y_i(1) - Y_i(0)$

② Either  $Y_i(1)$  or  $Y_i(0)$  is always unobservable.

③ Define Average Treatment Effects (ATE):

$$E[Y_i(1) - Y_i(0)], E[Y_i(1) - Y_i(0)|d_i = 1], E[Y_i(1) - Y_i(0)|d_i = 0]$$

④ Let us estimate  $E[Y_i(1) - Y_i(0)|d_i = 1]$ .

- $E[Y_i(1) - Y_i(0)|d_i = 1] = E[Y_i(1)|d_i = 1] - \underline{E[Y_i(0)|d_i = 1]}$

- $= \{E[Y_i(1)|d_i = 1] - E[Y_i(0)|d_i = 0]\}$

- $= \{E[Y_i(1)|d_i = 1] - E[Y_i(0)|d_i = 0]\}$

- $= \{E[Y_i|d_i = 1] - E[Y_i|d_i = 0]\} - \text{selection bias}$

- $\text{selection bias} = 0$  if  $[Y_i(0) \perp\!\!\!\perp d_i]$  or  $[Cov(d_i, u_i) = 0]$ .

## 2. 사례: 한국의 제도를 이용한 연구

- 중고등학교 평준화 제도:

① 동료효과 추정: Kang(2007, JUE), Hong and Lee(2017, QE)

② 사립학교(v. 공립학교) 운영 자율성의 효과: Hahn, Wang, Yang(2018, J. Pub. E)

③ 단성학교(v. 남녀공학)의 효과:  
Park, Behrman, Choi(2013, Demography); Choi, Moon, Ridder(2014, AER); Hahn and Wang(2018, OBES)

④ 교사-학생 성별 매치의 효과: Lim and Meer(2017, JHR)

⑤ 자립형 사립고의 효과: 박윤수(2014, KDI)

- 2012-13년 여행바우처 사업(서울): Park, Park, Kang(2018, AE)

### 3. 이중차분, Difference-in-differences (DID)

#### ① 이중차분법의 개요

- 단순형
- 일반형: 2원 고정효과 모형(Two-way fixed effects, TWFE)
- 강건형(Heterogeneity-robust DID)

#### ② 이중차분법 적용 사례

- Employment effects of minimum wages in the U.S.
- '사회보험료 지원사업(두루누리사업)'의 효과
- 그외 논문들

### 3. 이중차분법

① 사례: 최저임금 인상이 고용규모에 미치는 효과  
(Card and Krueger (1994, AER))

② NJ의 시간당 최저임금이 1992년 4월 1일부터 \$4.25에서 \$5.05로 "예상치 못하게" 인상.

③ 자료의 구조: NJ와 PA 접경 지역에 위치한 개별 사업체들(fast-food restaurants)에 대한 1992년 초반과 후반의 종업원 수, 사업체 특성 변수들

### 3. 이중차분법

- 기초 통계량:

- 1992년 초반(2월, 3월)과 후반(11월, 12월)에 관측된 정보를 이용.
- 사업체별 평균 종업원 수

연도 \ 지역	PA	NJ	NJ-PA
Pre (0)	$\bar{Y}_{PA,0}$	$\bar{Y}_{NJ,0}$	$\bar{Y}_{NJ,0} - \bar{Y}_{PA,0}$
Post (1)	$\bar{Y}_{PA,1}$	$\bar{Y}_{NJ,1}$	$\bar{Y}_{NJ,1} - \bar{Y}_{PA,1}$
(1)-(0)	$\bar{Y}_{PA,1} - \bar{Y}_{PA,0}$	$\bar{Y}_{NJ,1} - \bar{Y}_{NJ,0}$	DID

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ≡ ≡

11/59

### 3. 이중차분법

- 이중차분 추정량 =  $(\bar{Y}_{NJ,1} - \bar{Y}_{NJ,0}) - (\bar{Y}_{PA,1} - \bar{Y}_{PA,0})$   
=  $(ATE + \text{time trend}) - (\text{time trend})$

- 통계적 특성:

- Given parallel trends of untreated potential outcomes:

$$E[Y_{NJ,1}(0) - Y_{NJ,0}(0)] = E[Y_{PA,1}(0) - Y_{PA,0}(0)]$$

- $ATE = E[Y_{NJ,1}(1) - Y_{NJ,1}(0)] = E[Y_{NJ,1}(1)] - E[Y_{NJ,1}(0)]$   
=  $\{E[Y_{NJ,1}(1)] - E[Y_{NJ,0}(0)]\} - \{[E[Y_{PA,1}(0)] - E[Y_{PA,0}(0)]]\}$

- 초반과 후반의 관측치들을 수직 결합한 자료(pooled data)의 추정모형:

$$Y_i = \beta_0 + \delta_0 Post_i + \beta_1 NJ_i + \delta_1 (Post_i \cdot NJ_i) + u_i \quad (1)$$

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ≡ ≡

12/59

## Card and Krueger (1994, AER)

TABLE 3—AVERAGE EMPLOYMENT PER STORE BEFORE AND AFTER THE RISE IN NEW JERSEY MINIMUM WAGE

Variable	Stores by state			Stores in New Jersey <sup>a</sup>			Differences within NJ <sup>b</sup>	
	PA (i)	NJ (ii)	Difference, NJ - PA (iii)	Wage = \$4.25 (iv)	Wage = \$4.26-\$4.99 (v)	Wage ≥ \$5.00 (vi)	Low- high (vii)	Midrange- high (viii)
1. FTE employment before, all available observations	23.33 (1.35)	20.44 (0.51)	-2.89 (1.44)	19.56 (0.77)	20.08 (0.84)	22.25 (1.14)	-2.69 (1.37)	-2.17 (1.41)
2. FTE employment after, all available observations	21.17 (0.94)	21.03 (0.52)	-0.14 (1.07)	20.88 (1.01)	20.96 (0.76)	20.21 (1.03)	0.67 (1.44)	0.75 (1.27)
3. Change in mean FTE employment	-2.16 (1.25)	0.59 (0.54)	2.76 (1.36)	1.32 (0.95)	0.87 (0.84)	-2.04 (1.14)	3.36 (1.48)	2.91 (1.41)
4. Change in mean FTE employment, balanced sample of stores <sup>c</sup>	-2.28 (1.25)	0.47 (0.48)	2.75 (1.34)	1.21 (0.82)	0.71 (0.69)	-2.16 (1.01)	3.36 (1.30)	2.87 (1.22)
5. Change in mean FTE employment, setting FTE at temporarily closed stores to 0 <sup>d</sup>	-2.28 (1.25)	0.23 (0.49)	2.51 (1.35)	0.90 (0.87)	0.49 (0.69)	-2.39 (1.02)	3.29 (1.34)	2.88 (1.23)

Notes: Standard errors are shown in parentheses. The sample consists of all stores with available data on employment. FTE (full-time-equivalent) employment counts each part-time worker as half a full-time worker. Employment at six closed stores is set to zero. Employment at four temporarily closed stores is treated as missing.

<sup>a</sup>Stores in New Jersey were classified by whether starting wage in wave 1 equals \$4.25 per hour ( $N = 101$ ), is between \$4.26 and \$4.99 per hour ( $N = 140$ ), or is \$5.00 per hour or higher ( $N = 73$ ).

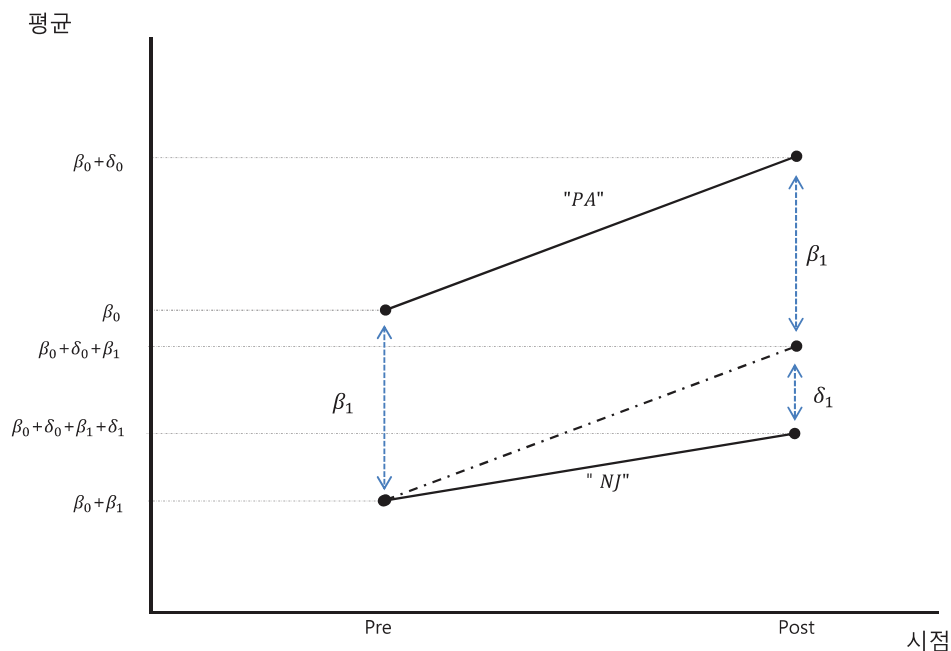
<sup>b</sup>Difference in employment between low-wage (\$4.25 per hour) and high-wage ( $\geq$  \$5.00 per hour) stores; and difference in employment between midrange (\$4.26-\$4.99 per hour) and high-wage stores.

<sup>c</sup>Subset of stores with available employment data in wave 1 and wave 2.

<sup>d</sup>In this row only, wave-2 employment at four temporarily closed stores is set to 0. Employment changes are based on the subset of stores with available employment data in wave 1 and wave 2.

## 3. 이중차분 추정법

- 공통 추세(common trends, parallel trends)의 가정.



### 3. 이중차분 추정법

- 추정모형:

$$Y_i = \beta_0 + \delta_0 Post_i + \beta_1 NJ_i + \delta_1 (Post_i \cdot NJ_i) + u_i$$

where

- ①  $E_{11} \equiv E(Y|Post = 1, NJ = 1) = \beta_0 + \delta_0 + \beta_1 + \delta_1$
- ②  $E_{10} \equiv E(Y|Post = 1, NJ = 0) = \beta_0 + \delta_0$
- ③  $E_{01} \equiv E(Y|Post = 0, NJ = 1) = \beta_0 + \beta_1$
- ④  $E_{00} \equiv E(Y|Post = 0, NJ = 0) = \beta_0$
- ⑤ 이중차분 추정량  $= (E_{11} - E_{10}) - (E_{01} - E_{00}) = (\beta_1 + \delta_1) - \beta_1 = \delta_1$

- 여타의 설명변수들( $X_i$ )을 고려하는 경우의 이중차분 추정량

$$Y_i = \beta_0 + \delta_0 Post_i + \beta_1 NJ_i + \delta_1 (Post_i \cdot NJ_i) + x_i' \gamma + e_i$$

### 3. 이중차분 추정법

- 연습문제

- 1 코로나 백신의 효과성을 검증하기 위한 이중차분 분석
- 2 '지역 가'의 주민들에게만 "예상치 못하게" 2021년 초에 코로나 백신 접종
- 3 인구 1천명 당 확진자 수

연도	지역 가(n=100K)		지역 나(n=50K)
	접종자(50%)	미접종자(50%)	미접종자
2020	A	B	C
2021	D	E	F

- 4 올바른 이중차분 추정치는?
- 1:  $(D-A)-(E-B)$
  - 2:  $(D-A)-(F-C)$
  - 3:  $(D-A)-[0.5*(E+F)-0.5*(B+C)]$
  - 4:  $[0.5*(D+E)-0.5*(A+B)]-(F-C)$
  - 5:  $(E-B)-(F-C)$





### 3.(1). 단순형 이중차분

$$Y_i = \beta_0 + \delta_0 Post_i + \beta_1 NJ_i + \delta_1 (Post_i \cdot NJ_i) + x_i' \gamma + u_i$$

- ① 처치변수를 다음과 같이 정의할 수 있음.  $(Post_i \cdot NJ_i) \equiv d_i$

$$Y_i = \beta_0 + \delta_0 Post_i + \beta_1 NJ_i + \delta_1 d_i + x_i' \gamma + e_i$$

- ② 처치 자격 상태( $d$ )는 다음과 같음.

		Region	
		A(0)	B(1)
Year	0	0	0
	1	0	1

### 3.(1). 단순형 이중차분

- ① 아래의 모형을 OLS 추정해 이중차분 추정치를 구할 수 있음.

$$Y_i = \beta_0 + \delta_0 Post_i + \beta_1 NJ_i + \delta_1 d_i + x_i' \gamma + e_i$$

- ② 위 식은 패널 고정효과(개체효과) 모형을 적용해 추정할 수 있음.

$$Y_{it} = \tau_0 + \tau_1 Post_{it} + \tau_2 d_{it} + \alpha_i + e_{it}$$

$$DID = \tau_2.$$

- ③ 패널자료가 이용 가능한 경우에는 종속변수의 차분을 이용할 수도 있음.

$$\Delta Y_i = \delta_0 + \delta_1 NJ_i + \Delta u_i$$

$$DID = \delta_1.$$

a. Card and Krueger (1994, AER)

TABLE 4—REDUCED-FORM MODELS FOR CHANGE IN EMPLOYMENT

Independent variable	Model				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
1. New Jersey dummy	2.33 (1.19)	2.30 (1.20)	—	—	—
2. Initial wage gap <sup>a</sup>	—	—	15.65 (6.08)	14.92 (6.21)	11.91 (7.39)
3. Controls for chain and ownership <sup>b</sup>	no	yes	no	yes	yes
4. Controls for region <sup>c</sup>	no	no	no	no	yes
5. Standard error of regression	8.79	8.78	8.76	8.76	8.75
6. Probability value for controls <sup>d</sup>	—	0.34	—	0.44	0.40

*Notes:* Standard errors are given in parentheses. The sample consists of 357 stores with available data on employment and starting wages in waves 1 and 2. The dependent variable in all models is change in FTE employment. The mean and standard deviation of the dependent variable are  $-0.237$  and  $8.825$ , respectively. All models include an unrestricted constant (not reported).

<sup>a</sup>Proportional increase in starting wage necessary to raise starting wage to new minimum rate. For stores in Pennsylvania the wage gap is 0.

<sup>b</sup>Three dummy variables for chain type and whether or not the store is company-owned are included.

<sup>c</sup>Dummy variables for two regions of New Jersey and two regions of eastern Pennsylvania are included.

<sup>d</sup>Probability value of joint *F* test for exclusion of all control variables.

A set of navigation icons typically found in Beamer presentations, including symbols for back, forward, search, and other slide controls.

21/59

b. 유경준/강창희/최바울 (2015, 경제학연구)

- 실업문제 완화와 근로 빈곤층에 대한 소득지원을 목적으로 유럽에서는 1990년대부터 저임금 근로자들에 대한 사회보험료 지원/감면정책이 실시됨.
- 우리나라에서는 2012년 2월~6월까지 사회보험료 지원사업(시범사업)이 일부 지역에서 실시됨: “두루누리(시범)사업”
  - 2012년 7월부터는 전국적으로 확대 실시되고 있음.
- 본 연구는 ‘두루누리 사업’(시범사업+본사업)이 근로자들의 사회보험 가입률 및 고용규모에 미친 영향을 평가함.

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ◻ ▶ ◀ ≡ ≡ ▶ ◀ ≡ ≡ ▶ ≡ ≡ ≡ ▶ ↺ 🔍 ↻

22/59

## b. 유경준/강창희/최바울 (2015, 경제학연구)

- 2012/02~06까지 시범사업이 전국 16개 시군구에서 진행됨.
  - ① 전국 16개 광역시도별로 각각 2개의 시군구를 선정 한 후, 하나는 처치지역, 다른 하나는 통제지역으로 설정
  - ② 처치지역: 서울 동대문구, 부산 부산진구, 대구 달서구, 인천 부평구, 광주 서구, 대전 서구, 울산 남구, 안양, ...
  - ③ 통제지역: 서울 광진구, 부산 사상구, 대구 북구, 인천 남구, 광주 북구, 대전 중구, 울산 울주군, 의정부,...

## b. 유경준/강창희/최바울 (2015, 경제학연구)

〈Table 2〉 Changes in the Insured of the National Employment Insurance (NEI) between the Pre- and Post-Pilot Program (for Establishments with Less Than 10 Employees)

Panel A. Changes in the Insured

Period \ Treatment group	Treated Regions	Control Regions	Difference
5 Months in the Pre-Treatment Period (Feb, 2011~Jun, 2011)	8,751	5,202	3,549
5 Months in the Post-Treatment Period (Feb, 2012~Jun, 2012)	22,601	11,145	11,456
Difference	13,850	5,943	7,907

Panel B. Number of the Newly Insured

Period \ Treatment group	Treated Regions	Control Regions	Difference
5 Months in the Pre-Treatment Period (Feb, 2011~Jun, 2011)	92,393	59,127	33,266
5 Months in the Post-Treatment Period (Feb, 2012~Jun, 2012)	109,215	65,962	43,253
Difference	16,822	6,835	9,987

### 3.(2). 일반형 이중차분

- 지역이 3개 이상, 그리고 연도가 3개 이상인 경우를 생각해 보자.  
그리고 처치가 지역별로 다른 시점에 적용되는 경우를 생각해 보자.

[표 1]

		Region			
		A	B	C	D
Year	0	0	0	0	0
	1	0	1	0	0
	2	0	1	1	0
	3	0	1	1	1

- 위의 경우에는 처치/통제집단, 그리고 처치/통제연도를 간단하게 정의하기가 어려움.

### 3.(2). 일반형 이중차분

- 지역별/연도별 평균  $Y$

		Region			
		A	B	C	D
Year	0	[0] 5.03939	[0] 5.23799	[0] 5.43858	[0] 5.31094
	1	[0] 5.17456	[1] 5.34387	[0] 5.27835	[0] 5.64508
	2	[0] 5.66750	[1] 5.34352	[1] 4.94023	[0] 5.73434
	3	[0] 5.69714	[1] 5.29884	[1] 4.93636	[1] 6.09712

### 3.(2). 일반형 이중차분 I

- (표 1)을 이용해 처치변수  $d_{it}(= 0/1)$ 를 정의함.
- 아래의 모형을 OLS 추정함:

$$y_{it} = \alpha + \sum_{s=1} \beta_s \cdot 1[T_i = t] + \sum_{g=2} \gamma_g \cdot 1[G_i = g] + \tau d_{it} + u_{it}$$

- 위의 모형은 아래와 같은 2원 고정효과 모형(Two-Way Fixed Effects, 연도효과+지역효과)으로 표현할 수 있음.

$$y_{it} = \alpha + T_t + G_g + \tau d_{it} + u_{it}$$

- 이중차분 추정치를 아래와 같은 고정효과 모형(연도효과+개체효과)으로도 구할 수 있음.

$$y_{it} = \alpha + T_t + \tau d_{it} + h_i + u_{it}$$

A set of navigation icons typically found in Beamer presentations, including symbols for back, forward, search, and other slide controls.

27/59

### 3.(2). 일반형 이중차분 I [부록]

- (표 1)을 이용해 처치변수  $d_{it}(= 0/1)$ 를 정의함.
- 처치변수  $d_{it}$ 가 연속형 변수인 경우에도 동일한 모형을 사용함.

$$y_{it} = \alpha + T_t + G_g + \tau d_{it} + u_{it}$$

$$y_{it} = \alpha + T_t + \tau d_{it} + h_i + u_{it}$$

- 이 경우  $\tau = \frac{\Delta E(y)}{\Delta d}$ 로서 해석됨.

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ◻ ▶ ◀ ≡ ≡ ▶ ◀ ≡ ≡ ▶ ≡ ≡ ≡ ▶ ↺ 🔍 ↻

28/59

## a. Cho, Chun, Lee (2015, JCE)

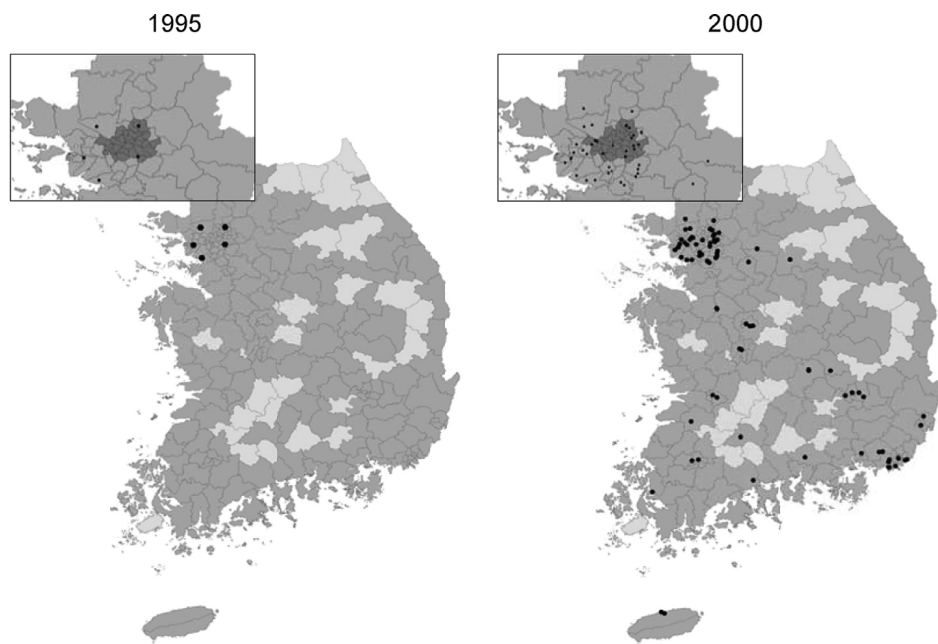
- Objective: Effects of the entry of large discount stores(대형마트) on local retail employment.
- Empirical strategy: Staggered entry of large discount stores in different counties.

① Fig 1: Diffusion of large discount stores, 1995-2010.

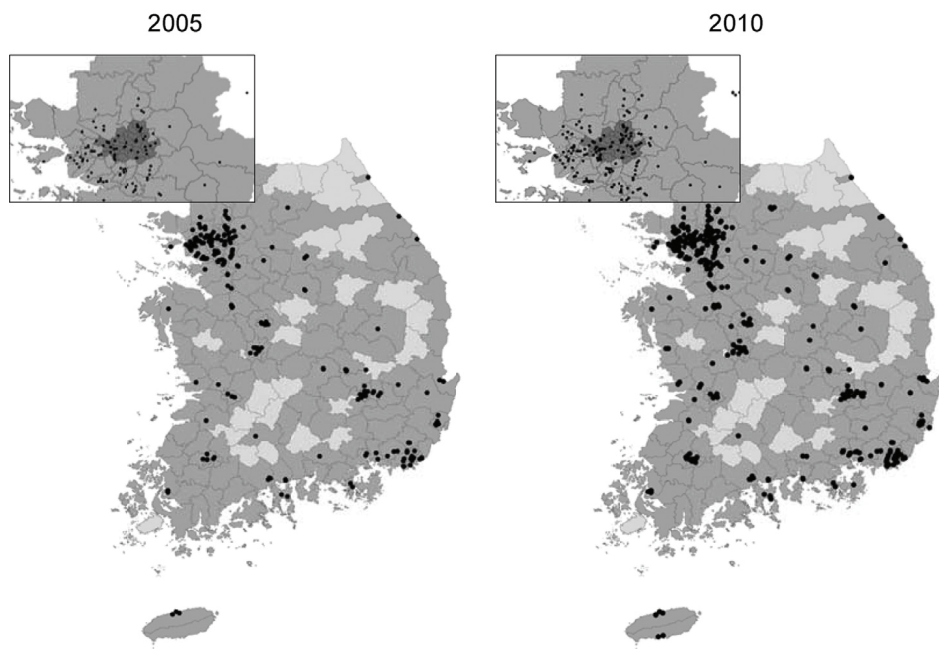
② Empirical specification:

- $\frac{Emp}{Pop}_{it} = \alpha + \beta \cdot Entry_{it} + \mu_i + \eta_t + \mu_i \times trend + \epsilon_{it}$
- $\beta$  is the DID estimate;  $\mu_i \times trend$  is county-specific linear trends.

## a. Cho, Chun, Lee (2015, JCE)



### a. Cho, Chun, Lee (2015, JCE)



Navigation icons: back, forward, search, etc.

31/59

### 3.(3). 일반형 이중차분 II

- 어떤 경우에는 처치( $d = 0/1$ ) 지속기간별로 처치효과를 구하고자 할 수 있음.

[표 2]

		Region			
		A	B	C	D
Year	0	0	0	0	0
	1	0	d1	0	0
	2	0	d2	d1	0
	3	0	d3	d2	d1

Navigation icons: back, forward, search, etc.

32/59





### 3.(4). 일반형 이중차분 III

- 이 경우에도 추정방법은 '일반형 이중차분 추정법 I'과 유사함.

- ① (표 3)을 이용해 처치변수  $d_i (= 0/1$  또는 연속변수)를 정의함.
- ② 아래와 같은 고정효과 모형(연도효과+지역효과)을 추정함.

$$y_{it} = \alpha + T_t + G_g + \tau d_{it} + u_{it}$$

- ③ 이중차분 추정치를 아래와 같은 고정효과 모형(연도효과+개체효과)으로도 구할 수 있음.

$$y_{it} = \alpha + T_t + \tau d_{it} + h_i + u_{it}$$

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ↺ 🔍 ↻

35/59

### 3.(5). 일반형 이중차분 IV

- 일반형 이중차분 추정법 I, II, III은 모두 공통 추세(common or parallel trends)의 가정이 처치집단과 통제집단 사이에 성립한다고 전제함
- 처치 이전 관측치들이 2개 이상이면 ‘공통 추세’의 성립 여부를 확인해 볼 수 있음.
- [표 1]로 돌아가보자. 지역별/연도별 평균  $Y$

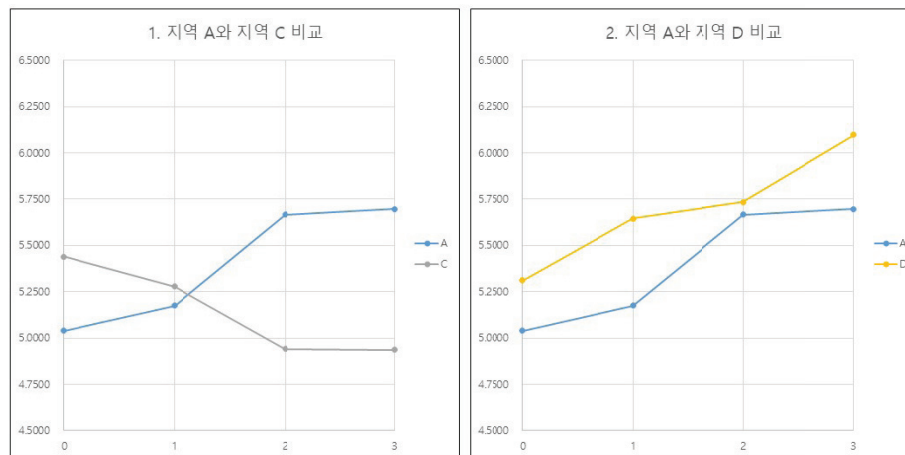
		Region			
		A	B	C	D
Year	0	[0] 5.03939	[0] 5.23799	[0] 5.43858	[0] 5.31094
	1	[0] 5.17456	[1] 5.34387	[0] 5.27835	[0] 5.64508
	2	[0] 5.66750	[1] 5.34352	[1] 4.94023	[0] 5.73434
	3	[0] 5.69714	[1] 5.29884	[1] 4.93636	[1] 6.09712

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ▶ ↺ 🔍 ↻

36/59

### 3.(5). 일반형 이중차분 IV

- 공통 추세의 성립 여부 검증
- 지역 C는 시점 2, 지역 D는 시점 3에 처치 시작.



Navigation icons: back, forward, search, etc.

37/59

### 3.(5). 일반형 이중차분 IV

- 각 지역별(A,B,C,D)로 상이한 (처치 이전) 추세를 통제할 필요가 있음.
- 이런 사전 추세(pre-trends)가 제대로 통제되지 않는 경우 '추세의 효과'와 '처치효과(ATE)'가 제대로 구분되지 못함.
- 실증분석에서 일반적으로 사용되는 방법: 지역별 추세선을 모형에 추가함.

$$y_{it} = \alpha + T_t + G_g + \tau d_{it} + \underline{\delta_g \times t} + u_{it} \quad (1)$$

$$y_{it} = \alpha + T_t + \tau d_{it} + h_i + \underline{\delta_g \times t} + u_{it} \quad (2)$$

Navigation icons: back, forward, search, etc.

38/59



### 3.(7). 단순형 이중차분(확장) II

$$Y_i = \beta_0 + \delta_0 Post_i + \beta_1 TGroup_i + \delta_1 (Post_i \cdot TGroup_i) + x'_i \gamma + u_i$$

- ① 이때  $TGroup_i$ 는 더미변수(0/1).
- ②  $TGroup_i$ 을 0과 1 사이의 값을 갖는 연속형 변수로 설정할 수도 있음.
- ③ Baek and Park(2018, ILR Review).

- 2007년 7월부터 5인 이상 모든 사업체에 동시 시행된 "비정규직 보호법"이 사업체의 고용규모, 생산성에 미친 효과를 추정.
- 추정모형.

$$Y_{ijrt} = \beta After_t \cdot Treat_i + X'_{ijrt} \Phi + \delta_i + \rho_j + \gamma_r + \tau_t + \lambda_{rt} + \mu_{jt} + \epsilon_{ijrt}$$

- $Y_{ijrt}$  = outcome of an establishment  $i$  in industry  $j$  in region  $r$  at year  $t$ ;
- $Treat_i$  = the proportion of fixed-term contract and dispatched workers among all workers at each establishment in 2005 (the intensity of the treatment)

A set of navigation icons typically found in Beamer presentations, including symbols for back, forward, search, and other slide controls.

41/59

### 3.(8). 이중차분법을 적용한 연구들: 한국의 사례

- 주5일 근무제의 효과:
  - ① 노동시간 및 노동생산성: Park and Park(2019, JPAM)
  - ② 산업재해: Lee and Lee(2016, LE)
  - ③ 건강상태 및 행동: Ahn(2016, HE)
- 이혼숙려제의 효과: Lee(2013, JLE)
- 2007년 비정규직법의 효과: Yoo and Kang(2012, ILRR), Baek and Park(2018, ILRR)
- 최근 국내 사회정책 이슈
  - ① 최저임금 인상의 경제적 효과: 홍민기(2019, 경제발전연구), 김대일/이정민(2019, 경제학연구)
  - ② 지역화폐 발행의 경제적 효과: 송경호/이환웅(2021, 한국경제의 분석), 강창희/강지원/김성아(2022, 노동경제)
  - ③ 2020년 재난지원금의 소비 효과: Kim, Koh and Lyou(2020), 김미루/오윤해(2021), 홍민기(2020)

A set of small navigation icons typically found in Beamer presentations, including symbols for back, forward, search, and other slide controls.

42/59

#### 4. 통제군 합성법 (Synthetic Control Method, SCM)

## 1 배경

- 개체  $j (= 1, \dots, J + 1)$ 의  $Y_{jt}$ 가  $(t = 1, \dots, T)$ 에 걸쳐 관측되었다고 가정하자.
- 그리고 개체  $j = 1$ 에만  $t = T$  시점에 처치가 적용되었다.
- 나머지  $J$ 개의 개체들( $j = 2, \dots, J + 1$ )은 통제집단(혹은 기증자 모듬, donor pool)을 형성함.

② 목표: 처치효과  $[Y_{1T}(1) - Y_{1T}(0)]$  추정

- $Y_{1T}(1)$ 는  $Y_{1T}$ 를 통해 관측 가능.
- 그러나 가상적 대응치(counterfactual)  $Y_{1T}(0)$ 은 관측 불가능.
- 관측된  $Y_{jT}(j = 2, \dots, J + 1)$ 들을 이용해  $Y_{1T}(0)$ 을 구축할 필요가 있음.
- SCM은 "합성통제 관측치(synthetic control)"  $\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{jT}$ 를 생성하는 한 방법을 제안함.

#### 4. 통제군 합성법 (Synthetic Control Method, SCM)

① 목표: 처치효과  $[Y_{1T}(1) - Y_{1T}(0)]$  추정

- Abadie, Diamond, Hainmueller (2010, JASA)은 아래의 두 조건을 만족하는 최적의 개체별 가중치  $w_i$ 를 도출하는 방법을 제안함.

$$(a) \sum_{j=2}^{J+1} w_j = 1; \quad (b) w_j \geq 0 \quad (j = 2, \dots, J+1)$$

- 최적의 가중치가  $\hat{w}_j$ 로 주어질 때 처치효과 추정치는:

$$\hat{\tau} = Y_{1T} - \sum_{j=2}^{J+1} \hat{w}_j Y_{jT}$$

## 4. 통제군 합성법 (Synthetic Control Method, SCM)

- Abadie, Diamond, Hainmueller(2010)은 1989년부터 미국 캘리포니아에서 시행된 Proposition 99(담배세 25센트 인상)이 1인당 담배소비에 미친 영향을 추정함.
- 추정결과

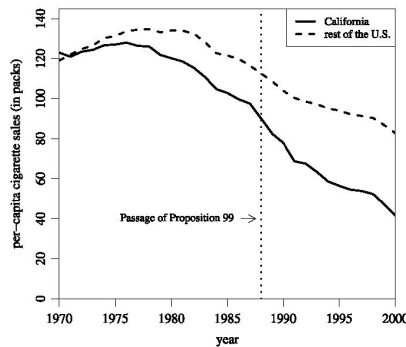


Figure 1. Trends in per-capita cigarette sales: California vs. the rest of the United States.

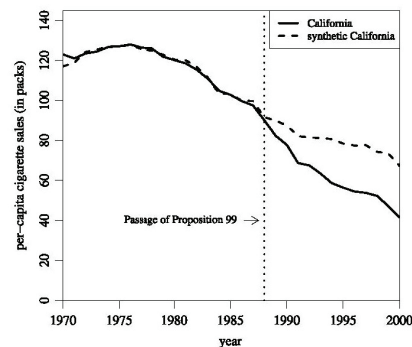


Figure 2. Trends in per-capita cigarette sales: California vs. synthetic California.

- 최적 가중치 추정값: Colorado (0.164), Connecticut (0.069), Montana (0.199), Nevada (0.234), Utah (0.334), 다른 주의  $w_j = 0$ .

## 4. 통제군 합성법 (Synthetic Control Method, SCM)

### 1 변수 정의

- 개체  $j = 1$ 의 처치 전 특성변수  $(k \times 1)$  벡터를  $Z_1$ , 처치 전 성과지표들의  $((T - 1) \times 1)$  벡터를  $(Y_{11}, Y_{12}, \dots, Y_{(1,T-1)})'$ 으로 정의.
- 개체  $j = 1$ 의 처치 전 변수들로 구성된  $((k + M) \times 1)$  벡터를  $X_1 = (Z_1', Y_1^1, Y_1^2, \dots, Y_1^M)'$ 로 정의.
- $Y_1^m$ 은  $(Y_{11}, Y_{12}, \dots, Y_{(1,T-1)})$ 의 임의의 선형결합을 의미함.  
예를 들어,  $Y_1^1 = Y_{11}$ ,  $Y_1^2 = Y_{12}$ , ...,  $Y_1^M = Y_{(1,T-1)}$  등.
- 개체  $j (= 2, \dots, J + 1)$ 에 대해서도 유사하게  $((k + M) \times 1)$  벡터  $X_{j0} = (Z_j', Y_j^1, Y_j^2, \dots, Y_j^M)'$ 를 정의.
- $J$ 개의  $X_{j0}$ 들로 구성된  $((k + M) \times J)$  행렬  $X_0 = (X_{20}, X_{30}, \dots, X_{(J+1,0)})$ 를 정의





## a. Abadie, Diamond, Hainmueller (2010, JASA)

### 1 Abadie, Diamond, Hainmueller (2010, JASA):

- They use state-level panel data over 1970-2000 with  $Y_{jt}$  per capita cigarette consumption.
- They used a donor pool of 38 states excluding states with other smoking-discouraging measures ( $J = 38$ ).
- $X_j$  includes the 1980-1988 averages of cigarette prices, logged per capita GDP, % population aged 15-24 & per capita beer consumption, and  $Y_{j,1975}$ ,  $Y_{j,1980}$  &  $Y_{j,1988}$ .
- $k = 4$  and  $M = 3$ .

## a. Abadie, Diamond, Hainmueller (2010, JASA)

- ADH(2010)은 1989년부터 미국 캘리포니아에서 시행된 Proposition 99(담배세 25센트 인상)이 1인당 담배소비에 미친 영향을 추정함.
- 추정결과

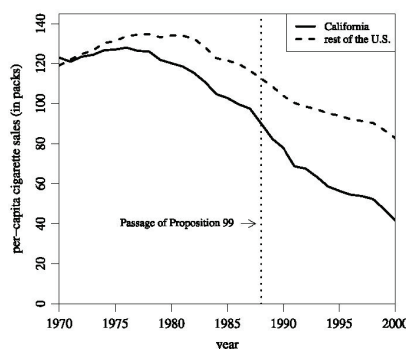


Figure 1. Trends in per-capita cigarette sales: California vs. the rest of the United States.

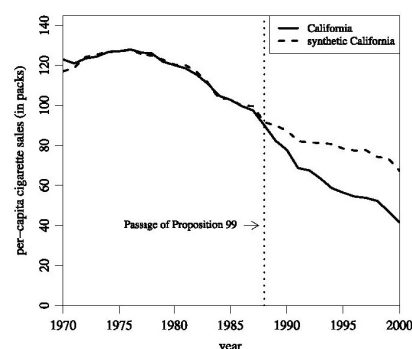


Figure 2. Trends in per-capita cigarette sales: California vs. synthetic California.

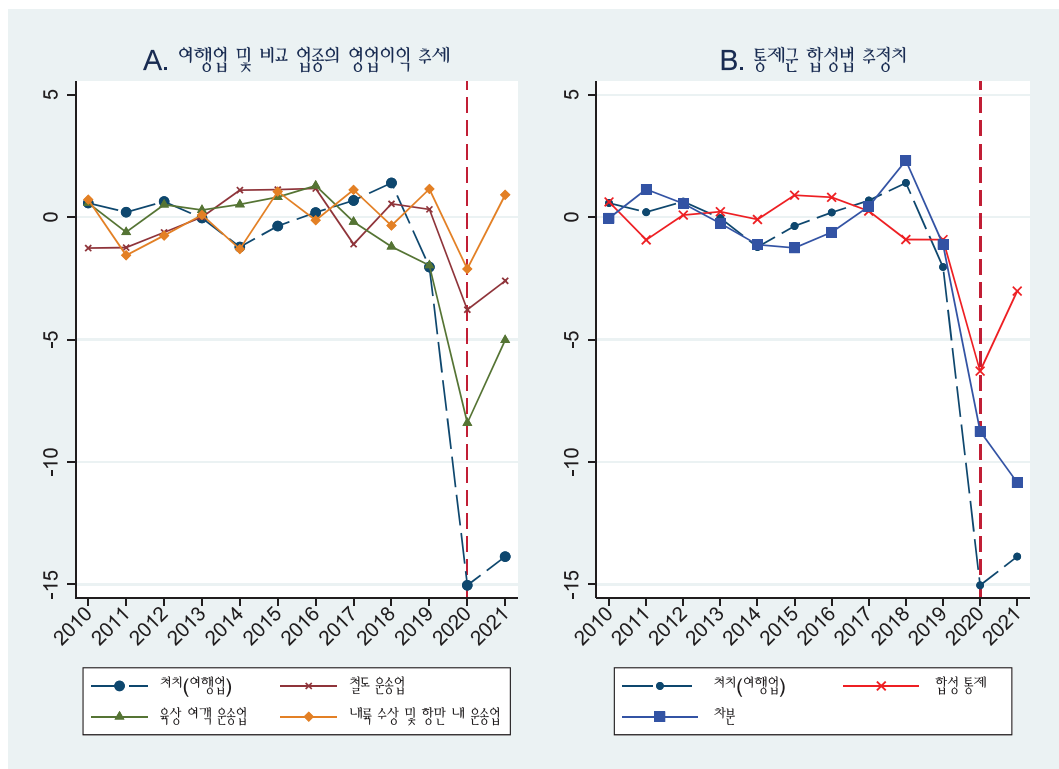
- 최적 가중치 추정값: Colorado (0.164), Connecticut (0.069), Montana (0.199), Nevada (0.234), Utah (0.334), 다른 주의  $w_j = 0$ .

### b. 여행업 손실보상액 추정

① 목표: 2020-21년 여행업 집합금지 명령에 따른 손실(보상)액 추정.

- 원자료: 소분류 산업별/연도별 영업이익 2010-2021.
- 기증자 모듈 1: 여객 운송업으로 분류되는 3개 소분류 산업들  
철도 운송업, 육상 여객 운송업, 내륙 수상 및 항만 내 운송업
- 기증자 모듈 2: 대면 접촉 강도가 여행업과 유사한 산업들

### b. 여행업 손실보상액 추정



## 5. 강건형 이중차분법

### (1) 2원 고정효과 모형(TWFE)의 결함

- de Chaisemartin and D'Haultfoeuille (CH, 2022):

$$y_{igt} = \alpha_g + \tau_t + \beta_{FE} d_{gt} + u_{igt} \quad (a)$$

$$(g = 1, 2, \dots, G; \quad t = 1, 2, \dots, T)$$

- $E(\hat{\beta}_{FE}) = \sum_{(g,t): d_{gt} \neq 0} [W_{gt} \cdot TE_{gt}]$   
where treatment effect  $TE_{gt} = y_{gt}(1) - y_{gt}(0)$
- $W_{gt}$  is proportional to  $N_{gt}(d_{gt} - d_{g,.} - d_{.,t} + d_{.,.})$ .
- $N_{gt} > 0$ , but it is possible that  $(d_{gt} - d_{g,.} - d_{.,t} + d_{.,.}) < 0$ .
- Hence, it is possible that  $W_{gt} < 0$ .

### 5.(1) TWFE의 결함

- An example:

t / g	Early(A)	Late(B)	Avg.
1	0	0	0
2	1	0	1/2
3	1	1	1
Avg.	2/3	1/3	1/2

- Consider cell  $(g = A, t = 3)$   
where  $d_{A3} = 1$ ;  $d_{A,.} = \frac{2}{3}$ ;  $d_{.,3} = 1$ ;  $d_{.,.} = \frac{1}{2}$ .
- $(d_{gt} - d_{g,.} - d_{.,t} + d_{.,.}) = 1 - \frac{2}{3} - 1 + \frac{1}{2} = -\frac{1}{6}$ .
- Hence,  $W_{A3} < 0$ .
- Recall  $E(\hat{\beta}_{FE}) = \sum_{(g,t): d_{gt} \neq 0} [W_{gt} \cdot TE_{gt}]$

## 5.(2) DID vs. TWFE

- Goodman-Bacon (2021) shows:

$$\hat{\beta}_{FE} = \sum_{(g \neq g', t < t')} [v_{g,g',t,t'} \cdot DID_{g,g',t,t'}] \quad (b)$$

where  $DID_{g,g',t,t'} \equiv (y_{g',t'} - y_{g',t}) - (y_{g,t'} - y_{g,t})$

and  $(v_{g,g',t,t'} > 0, \sum v_{g,g',t,t'} = 1)$ .

- ➊ From the preceding example,  $\hat{\beta}_{FE} = (DID_{B,A,1,2} + DID_{A,B,2,3})/2$   
where  $DID_{B,A,1,2} \equiv (y_{A2} - y_{A1}) - (y_{B2} - y_{B1})$ .
- ➋ Under parallel trends,  $E[DID_{B,A,1,2}] = TE_{A2}$   
but  $E[DID_{A,B,2,3}] = TE_{B3} - TE_{A3} + TE_{A2}$ .
- ➌ Thus,  $E(\hat{\beta}_{FE}) = TE_{A2} + \frac{1}{2}(TE_{B3} - TE_{A3})$ .
- ➍ If  $TE_{A2} = TE_{A3}$ ,  $E(\hat{\beta}_{FE}) = \frac{1}{2}TE_{A3} + \frac{1}{2}TE_{B3}$

### 5.(3). Heterogeneity-robust DID, 강건형 이중차분

- 현재 네가지 추정법에 제안되어 있음:  
Borusyak, Jaravel and Spiess(BJS, 2021); CH(2020);  
Callaway and Sant'Anna(CS, 2021); Sun and Abraham(SA, 2021)
- 추정법들 사이의 관계
  - ①  $CS(2021) = SA(2021)$
  - ②  $CS(2021) \supset CH(2020)$
  - ③  $CS(2021)$  vs.  $BJS(2021)$

### 5.(3). Heterogeneity-robust DID, 강건형 이중차분

- Callaway and Sant'Anna(CS, 2021) 추정법

① **평행추세의 가정 확장:** Given  $t > s$ ,

$$E[y_{gt}(\mathbf{O}_t) - y_{gs}(\mathbf{O}_s)] = E[y_{g't}(\mathbf{O}_t) - y_{g's}(\mathbf{O}_s)]$$

② 시점  $g$ 에 최초로 처치가 시작된 집단 코호트가 시점  $g + h$ 에 경험하는 평균 처치효과 :

$$TE_{g,g+h} \equiv E[y_{g,g+h}(\mathbf{O}_g, 1_h) - y_{g,g+h}(\mathbf{O}_{g+h})]$$

③ Under extended parallel trends, it can be proven:

$$\begin{aligned}
& E[(y_{g,g+h} - y_{g,g-1}) - (y_{n,g+h} - y_{n,g-1})] \\
&= E[y_{g,g+h}(\mathbf{O}_g, 1_h) - y_{g,g-1}(\mathbf{O}_{g-1})] \\
&\quad - E[y_{n,g+h}(\mathbf{O}_{g+h}) - y_{n,g-1}(\mathbf{O}_{g-1})] \\
&= TE_{g,g+h}
\end{aligned}$$

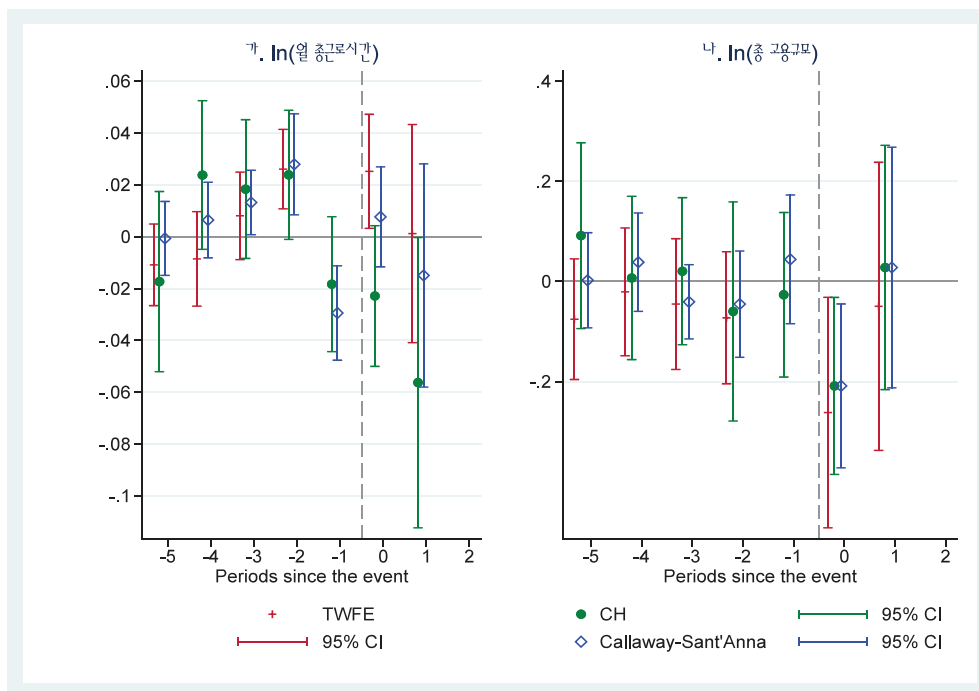
4 Aggregate  $TE_h = \sum_g w_g TE_{g,g+h} \quad (h = \dots, -2, 0, 1, 2, \dots)$

5 In Stata, `"cstdid outcome, time(timeid) gvar(cohort)"`

A set of navigation icons typically found in Beamer presentations, including symbols for back, forward, search, and other slide controls.

57/59

## <그림> Heterogeneity-robust DID



◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ◻ ▶ ◀ ≡ ≡ ▶ ◀ ≡ ≡ ▶ ≡ ≡ ≡ ▶ ↺ 🔍 ↻

58/59

## 6.결론: 현대 정책평가론의 개요

- 실험 기반 접근법

- ① 처치의 외생적 배정: 자연실험, 현장실험, 실험실 실험

- ② 이중차분법(Difference-in-differences, DID):

- Harmless: 처치집단=처치 자격 집단, 통제집단=처치 미자격 집단
- Harmful: 처치집단=처치 수혜 집단, 통제집단=처치 미수혜 집단
- Design a policy in a way that incorporates experimental factors.
- If every effort fails, the last resort is to match a treated observation with observationally similar untreated observations.

- ③ 도구변수법(Instrumental variables method, IV)

- ④ 회귀단절모형(Regression discontinuity, RD)

## 참 고 문 헌

- 강창희·강지원·김성아(2022), “지역화폐가 지역의 고용에 미치는 영향”, 『노동경제논집』, 제45집 2호, pp.69~110.
- 김미루·오윤희(2021), “The Impact of COVID-19 Regional Cash Subsidies on the Sales of Local Businesses in South Korea,” KDI Journal of Economic Policy, 43(2), 103-123.
- 김대일·이정민(2019), “2018년 최저임금 인상의 고용효과”, 『경제학연구』, 제67권 4호, pp.5~35.
- 박윤수(2014), “학교선택과 학교생산성에 관한 실증연구 (An Empirical Study on School Choice and School Productivity),” KDI Policy Study 2014-18, 1-46
- 박윤수·강창희·고영우(2018), 『대학규제와 사교육에 관한 연구』, KDI 연구보고서 2018-09.
- 송경호·이환웅(2021), “지역화폐(지역사랑상품권)의 경제적 효과: 소상공인 매출액에 미친 영향을 중심으로”, 『한국경제의 분석』, 제27권 3호, pp.1~53.
- 유경준·강창희·최바울(2016), “사회보험료 지원사업(두루누리 사업)의 효과: 현대 성과평가론의 적용”, 『경제학연구』, 제64집 1호, pp.73~106.
- 홍민기(2019), “2018년 최저임금 인상의 효과 추정”, 『경제발전연구』, 제25권 2호, pp. 1-28
- 홍민기(2020), “코로나19와 긴급재난지원금이 소비지출에 미친 영향”, 『노동리뷰』, 제189호, pp. 21-38.
- Ahn, Taehyun (2016), Reduction of Working Time: Does It Lead to a Healthy Lifestyle?, Health Economics, 25(8), 969-983
- Athey, Susan and Guido Imbens (2017), The State of Applied Econometrics: Causality and Policy Evaluation, Journal of Economic Perspectives 31(2), pp.3-32.
- Angrist, Joshua D. and Jorn-Steffen Pischke (2009), Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion, NJ: Princeton University Press. [강창희·박상곤 역(2014), 『대체로 해롭지 않은 계량경제학』, 경문사]
- Angrist, Joshua D. and Jorn-Steffen Pischke (2014), Mastering Metrics: The Path from Cause to Effect, NJ: Princeton University Press. [강창희·박상곤 역(2017), 『고수들의 계량경제학: 인과관계란 무엇인가』, 시그마프레스]
- Baek, Jisun and WooRam Park (2018), Firms' Adjustments to Employment Protection Legislation: Evidence from South Korea, ILR Review, 71(3), 733-759
- Bhuller, Havnes, Leuven and Mogstad (2013), Broadband Internet: An Information Superhighway to Sex Crime?, Review of Economic Studies, 80(4), 1237-1266.
- Borusyak, K., Jaravel, X. and Spiess, J. (2021), Revisiting event study designs: Robust and efficient estimation. arXiv preprint arXiv:2108.12419.

- Callaway, B. and Sant'Anna, P. H. (2021), 'Difference-in-differences with multiple time periods', *Journal of Econometrics* 225, 200-230.
- Card, David and Alan B. Krueger (1994), "Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania," *American Economic Review*, 84(4), 772-793.
- Cho, Chun and Lee (2015), How does the entry of large discount stores increase retail employment? Evidence from Korea, *Journal of Comparative Economics*, 43(3), 559-574.
- Choi, Moon and Ridder (2014), Estimation of an Education Production Function under Random Assignment with Selection, *American Economic Review*, 104(5), 206-11
- de Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020), 'Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects', *American Economic Review* 110(9), 2964-2996.
- de Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2022), Two-Way Fixed Effects And Differences-In-Differences With Heterogeneous Treatment Effects: A Survey, NBER Working Paper 29691.
- Hahn and Wang (2018), The Effectiveness of Single-Sex Schools through Out-of-School Activities: Evidence from South Korea, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 81(2), 369-393
- Hahn, Wang and Yang (2018), Does greater school autonomy make a difference? Evidence from a randomized natural experiment in South Korea, *Journal of Public Economics*, 161, 15-30
- Hong, S.C. and Jungmin Lee (2017), Who is sitting next to you? Peer effects inside the classroom, *Quantitative Economics* 8(1), 239-275.
- Imbens, G. and J. Wooldridge (2009), "Recent Development in the Econometrics of Program Evaluation," *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5-86.
- Kang, C. (2007), "Classroom Peer Effects and Academic Achievement: Quasi-Randomization Evidence from South Korea," *Journal of Urban Economics*, 61(3), 458-495
- Kim, Seonghoon and Koh, Kanghyock and Lyoo, Wonjun, Do COVID-19 Stimulus Payments Stimulate the Economy? Evidence from Card Transaction Data in South Korea (September 29, 2020). Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3701676> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3701676>.
- Lee, Jungmin and Yong-Kwan Lee (2016), Can working hour reduction save workers?, *Labour Economics*, 40(C), 25-36
- Lim and Meer (2017), The Impact of Teacher-Student Gender Matches: Random Assignment Evidence from South Korea, *Journal of Human Resources*, 52(4), 979-997



- Park H., Behrman, J. R. and Choi, J. (2013). 'Causal effects of single-sex schools on college entrance exams and college attendance: random assignment in Seoul high schools', *Demography*, Vol. 50, pp. 447-469.
- Park, WooRam and Yoonsoo Park (2019), When Less is More: The Impact of the Regulation on Standard Workweek on Labor Productivity in South Korea, *Journal of Policy Analysis and Management*, 38(3), 681-705.
- Park, S., C. Park and C. Kang (2018), 'Effects of a Holiday Trip on Health and Quality of Life: Evidence from a Natural Experiment in South Korea,' *Applied Economics*, 50(42), 4556-4569.
- Sun, L. and Abraham, S. (2021), 'Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects', *Journal of Econometrics* 225, 175-199.
- Yoo, Gyeongjoon and Changhui Kang (2012), The Effect of Protection of Temporary Workers on Employment Levels: Evidence from the 2007 Reform of South Korea, *ILR Review*, 65(3), 578-606



[발 표 2]

## 대체로 해롭지 않은 정책평가론 II

2023. 2. 2.

김 세 익  
(고려대)



# Mostly Harmless Program Evaluation II

*Seik Kim*

*Department of Economics*

*Korea University*

*2023 Korea's Allied Economic Associations Annual Meeting*

1



## Road Map

Effects of Treatment on Outcomes

- ▶ Potential Outcomes, Regression Equations, and Causal Effects
- ▶ Identification via Conditional Independence
- ▶ Identification via Instrumental Variables
- ▶ Sharp Regression Discontinuity
- ▶ Fuzzy Regression Discontinuity

2



## Potential Outcomes

### Effects of Treatment on Outcomes

- ▶ a binary treatment variable,  $d_i = \{0, 1\}$
- ▶ potential outcome variables,  $\begin{cases} Y_{0i} & \text{if } d_i = 0 \\ Y_{1i} & \text{if } d_i = 1 \end{cases}$   
e.g., do hospitals make people healthier?
- ▶ an observed outcome variable,  
 $y_i = Y_{0i}(1 - d_i) + Y_{1i}d_i = Y_{0i} + (Y_{1i} - Y_{0i})d_i$
- ▶ an individual treatment effect,  $Y_{1i} - Y_{0i}$
- ▶ the average treatment effect (ATE),  $E[Y_{1i} - Y_{0i}]$
- ▶ a typical average treatment effect,  $E[Y_{1i} - Y_{0i} | \text{subpopulation}]$   
e.g., ATE, ATT, ATuT, LATE, ITT

3

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ≡ ≡ ↺ ↻ ↻

## Difference in Observed Outcomes

### Treatment Effects and Selection Bias

- ▶ a naive comparison of averages,  
 $E[y_i | d_i = 1] - E[y_i | d_i = 0] = E[Y_{1i} | d_i = 1] - E[Y_{0i} | d_i = 0] \quad (*)$
- ▶ average treatment effect on the treated (ATT) + selection bias  
 $(*) = E[Y_{1i} - Y_{0i} | d_i = 1] + (E[Y_{0i} | d_i = 1] - E[Y_{0i} | d_i = 0])$
- ▶ average treatment effect on the untreated (ATuT) + selection bias  
 $(*) = E[Y_{1i} - Y_{0i} | d_i = 0] + (E[Y_{1i} | d_i = 1] - E[Y_{1i} | d_i = 0])$
- ▶ in randomized controlled trials,  $d_i$  is independent of  $Y_{0i}$  and  $Y_{1i}$ ,  
 $(*) = E[Y_{1i} - Y_{0i} | d_i = 1] = E[Y_{1i} - Y_{0i} | d_i = 0] = E[Y_{1i} - Y_{0i}]$
- ▶ in general,  $i$  chooses  $d_i$ .

4

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ≡ ≡ ↺ ↻ ↻

## Identification via Conditional Independence

Conditions for Causal Interpretation: Binary Decision Variable Case

- ▶ when  $i$  chooses  $d_i$ , then  $d_i$  is not independent of  $(Y_{0i}, Y_{1i})$ .
- ▶ conditional independence,  $((Y_{0i}, Y_{1i}) \perp d_i) | x_i$
- ▶ “conditional-on- $x_i$ ” comparisons,

$$\begin{aligned} & E[y_i | x_i = \tilde{x}, d_i = 1] - E[y_i | x_i = \tilde{x}, d_i = 0] \\ = & E[Y_{1i} | x_i = \tilde{x}, d_i = 1] - E[Y_{0i} | x_i = \tilde{x}, d_i = 0] \\ = & E[Y_{1i} - Y_{0i} | x_i = \tilde{x}]. \end{aligned}$$

5

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ↺ ↻ ↻

## Identification via Conditional Independence

Conditions for Causal Interpretation: Multiple Decision Variable Case

- ▶ potential earnings that person  $i$  would receive after obtaining  $s$  years of schooling,  $Y_{si}$
- ▶ conditional independence,  $(Y_{si} \perp s_i) | x_i$  for  $s = 0, 1, \dots, \bar{s}$ .
- ▶ “conditional-on- $x_i$ ” comparisons,

$$\begin{aligned} & E[y_i | x_i = \tilde{x}, s_i = \tilde{s} + 1] - E[y_i | x_i = \tilde{x}, s_i = \tilde{s}] \\ = & E[Y_{\tilde{s}+1,i} | x_i = \tilde{x}, s_i = \tilde{s} + 1] - E[Y_{\tilde{s}i} | x_i = \tilde{x}, s_i = \tilde{s}] \\ = & E[Y_{\tilde{s}+1,i} - Y_{\tilde{s}i} | x_i = \tilde{x}] \end{aligned}$$

- ▶ note that in the absence of  $x_i$ ,

$$\begin{aligned} & E[y_i | s_i = \tilde{s} + 1] - E[y_i | s_i = \tilde{s}] \\ = & E[Y_{\tilde{s}+1,i} | s_i = \tilde{s} + 1] - E[Y_{\tilde{s}i} | s_i = \tilde{s}] \\ = & E[Y_{\tilde{s}+1,i} - Y_{\tilde{s}i} | s_i = \tilde{s} + 1] + (E[Y_{\tilde{s}i} | s_i = \tilde{s} + 1] - E[Y_{\tilde{s}i} | s_i = \tilde{s}]). \end{aligned}$$

6

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ↺ ↻ ↻

## Regression and Causality

### Causal Link between Schooling and Wages

- ▶ a binary case,  $y_i = Y_{0i} + (Y_{1i} - Y_{0i}) d_i$   
 $= E[Y_{0i}] + (Y_{1i} - Y_{0i}) d_i + (Y_{0i} - E[Y_{0i}]) \equiv \alpha + \rho_i d_i + \eta_i$
- ▶ a constant effects model with a binary treatment,  $\alpha + \rho d_i + \eta_i$
- ▶ a linear constant effects causal model,  $Y_{si} \equiv f_i(s) = \alpha + \rho s + \eta_i$
- ▶ substituting  $s_i$  for  $s$ ,  $y_i = Y_{s_i,i} \equiv f_i(s_i) = \alpha + \rho s_i + \eta_i$
- ▶ conditional independence,  $(\eta_i \perp s_i) | x_i \Rightarrow E[\eta_i | x_i, s_i] = E[\eta_i | x_i]$
- ▶ assume  $E[\eta_i | x_i] = x_i' \beta$ ,

$$\begin{aligned} E[Y_{si} | x_i, s_i] &= E[Y_{si} | x_i] \\ &\equiv E[f_i(s) | x_i] \\ &= \alpha + \rho s + E[\eta_i | x_i] = \alpha + \rho s + x_i' \beta \text{ for all } s. \end{aligned}$$

7

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ↺ ↻ ↻

## Regression and Causality

### Causal Link between Schooling and Wages

- ▶ from the previous page,

$$E[Y_{si} | x_i, s_i] \equiv E[f_i(s) | x_i, s_i] = \alpha + \rho s + x_i' \beta \text{ for all } s$$

- ▶ substituting the observed value of  $s_i$  for  $s$ ,

$$E[y_i | x_i, s_i] = E[Y_{s_i,i} | x_i, s_i] \equiv E[f_i(s_i) | x_i, s_i] = \alpha + \rho s_i + x_i' \beta$$

- ▶ the resulting regression model

$$y_i = \alpha + \rho s_i + x_i' \beta + u_i,$$

where  $u_i$ , by construction, is uncorrelated with  $s_i$  and  $x_i$ .

- ▶ the regression coefficient  $\rho$  is the causal effect of interest.

8

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ↺ ↻ ↻







## Practical Issues

- ◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ 13 ↺ 🔍 ↻

(Population Analog of) Wald estimator

- 14



## Assumptions for IV Approach to Heterogeneous Potential Outcome Models

- theorem. (local average treatment effect) suppose*

- 

## Local Average Treatment Effect

10



## IVs in Randomized Trials

ATT, LATE, and ITT

- ▶ a randomized trial with one-sided noncompliance
- ▶ if the compliance problem is largely confined to the treatment group, i.e., there are (almost) no always-takers, the treated population consists (almost) entirely of compliers, then LATE is ATT.
- ▶ an intention-to-treat effect (ITT),  $E[y_i|z_i = 1] - E[y_i|z_i = 0]$ , is the causal effect of the offer of treatment, a comparison by  $z_i$  status in randomized trials with imperfect compliance.
- ▶ the share of compliers is  $\Pr(D_{1i} > D_{0i}) = P(d_i = 1|z_i = 1)$ .

*theorem. (LATE and ATT) suppose*

1. *the assumptions of the LATE theorem hold.*
2.  $E[d_i|z_i = 0] = P(d_i = 1|z_i = 0) = 0$

*then,* 
$$\frac{E[y_i|z_i = 1] - E[y_i|z_i = 0]}{P(d_i = 1|z_i = 1)} = E[Y_{1i} - Y_{0i}|d_i = 1].$$

19

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ≡ ≡ ≡ ≡

## IVs in Randomized Trials (\*)

ATT, LATE, and ITT

*theorem. (LATE and ATT)*

$$\frac{E[y_i|z_i = 1] - E[y_i|z_i = 0]}{P(d_i = 1|z_i = 1)} = E[Y_{1i} - Y_{0i}|d_i = 1].$$

*proof.*  $E[y_i|z_i = 1] = E[Y_{0i}|z_i = 1] + E[(Y_{1i} - Y_{0i})d_i|z_i = 1]$ ,  
 while  $E[y_i|z_i = 0] = E[Y_{0i}|z_i = 0]$  because  $z_i = 0$  implies  $d_i = 0$ .  
 therefore,  $E[y_i|z_i = 1] - E[y_i|z_i = 0] = E[(Y_{1i} - Y_{0i})d_i|z_i = 1]$   
 since  $E[Y_{0i}|z_i = 1] = E[Y_{0i}|z_i = 0]$  by independence.  
 but,  $E[(Y_{1i} - Y_{0i})d_i|z_i = 1]$   
 $= E[Y_{1i} - Y_{0i}|d_i = 1, z_i = 1] P(d_i = 1|z_i = 1)$   
 $= E[Y_{1i} - Y_{0i}|d_i = 1] P(d_i = 1|z_i = 1)$   
 as  $d_i = 1$  implies  $z_i = 1$ , since no one with  $z_i = 0$  is treated. ◻

- ▶ ITT divided by the difference in compliance rates between treatment and control groups measures the ATT.
- ▶ ITT is also the reduced-form effect on the randomly assigned offer of treatment.

20

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ≡ ≡ ≡ ≡

## Generalizing LATE

### Generalizing Late in General

- ▶ the LATE theorem applies to a causal model in which a single dummy instrument is used to estimate the impact of a dummy treatment with no covariates.
- ▶ multiple instruments. the 2SLS estimator is a linear combination of the underlying Wald estimators, where the weight depends on the relative strength of each (mutually exclusive) instrument in the first stage.
- ▶ models with variable treatment intensity. the 2SLS estimator (the Wald estimator) is a weighted average of unit causal effects,  $E[Y_{si} - Y_{s-1,i} | s_{1i} \geq s > s_{0i}]$ , with a weighting function is the share of  $\Pr(s_{1i} \geq s > s_{0i})$ , the size of the group of compliers at point  $s$ .
- ▶ models with covariates. the 2SLS estimator is known to be a weighted average of covariate-specific LATEs,  $E[Y_{1i} - Y_{0i} | x_i, D_{1i} > D_{0i}]$ , where the weights are proportional to the average conditional variance of the population first-stage fitted value,  $E[d_i | x_i, z_i]$ , at each value of  $x_i$ .

21

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ↺ ↻ ↻

## Alternative to LATE

### Average Treatment Effect via No Correlation between Selection and Treatment Effects

- ▶ instead of assuming monotonicity, assume  $\text{cov}(D_{1i} - D_{0i}, Y_{1i} - Y_{0i}) = 0$  to identify  $E[Y_{1i} - Y_{0i}]$ .
- ▶ consider  $y_i = Y_{0i} + (Y_{1i} - Y_{0i})d_i \equiv \alpha + \rho_i d_i + \eta_i = \alpha + \rho d_i + \eta_i + (\rho_i - \rho)d_i$ , where  $\rho \equiv E[\rho_i]$
- ▶ if  $\text{cov}(z_i, \eta_i + (\rho_i - \rho)d_i) = 0$ , then  $\rho \equiv E[Y_{1i} - Y_{0i}]$  is identified by  $\text{cov}(z_i, y_i) / \text{cov}(z_i, d_i)$ .
- ▶ i.e., if any heterogeneity of the impact of  $d_i$  on  $y_i$  in the error term,  $\eta_i + (\rho_i - \rho)d_i$ , is uncorrelated with  $z_i$ , then the ATE is identified.
- ▶ i.e., the ATE is identified if an individual's type  $D_{1i} - D_{0i}$  is on average unrelated to the size of that individual's  $Y_{1i} - Y_{0i}$ .

22

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ↺ ↻ ↻

# Sharp Regression Discontinuity Design

## Basic Setup

- ▶ observe  $(y_i, d_i, r_i)$ , where  $r_i$  is called the running variable (or forcing variable, assignment variable, etc.).
- ▶ observe  $\begin{cases} E[Y_{0i}|r_i = r] & \text{for } r < r_0 \\ E[Y_{1i}|r_i = r] & \text{for } r \geq r_0 \end{cases}$
- ▶ causal effect of interest,  $\rho_{SRD}(r) = E[Y_{1i} - Y_{0i}|r_i = r]$
- ▶ assumption. (continuity of conditional regression functions)  
 $E[Y_{0i}|r_i = r]$  and  $E[Y_{1i}|r_i = r]$  are continuous in  $r$ .
- ▶ assumption. (unconfoundedness (or conditional independence))  
 $Y_{0i}, Y_{1i} \perp d_i | r_i$ .

*theorem. (ATT at  $r_0$ ) suppose*

1. continuity of conditional regression functions
2. unconfoundedness

*then  $\rho_{SRD}(r_0) = \lim_{r \downarrow r_0} E[y_i | r_i = r] - \lim_{r \uparrow r_0} E[y_i | r_i = r]$ .*

23

# Sharp Regression Discontinuity Design

$d(r)$ ,  $E[Y_0|r]$ ,  $E[Y_1|r]$ , and  $E[y|r]$

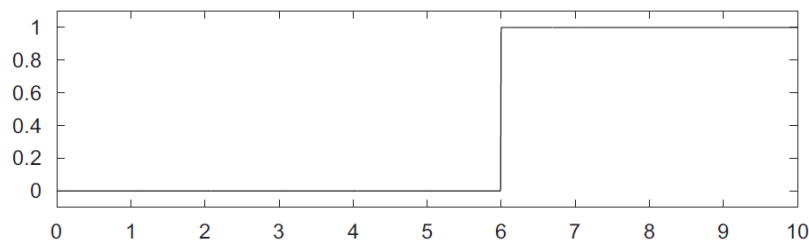


Fig. 1. Assignment probabilities (SRD).

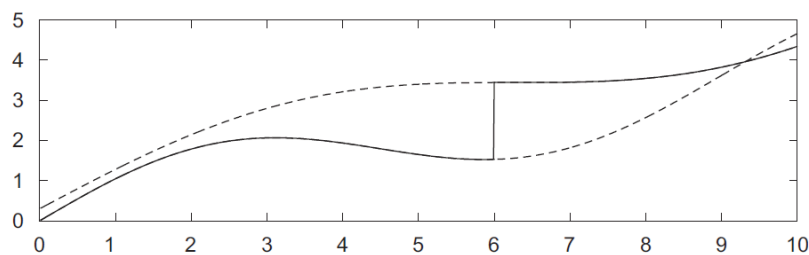


Fig. 2. Potential and observed outcome regression functions.

24



## Identification

$$\rho_{SRD}(r_0) = \lim_{r \downarrow r_0} E[y_i | r_i = r] - \lim_{r \uparrow r_0} E[y_i | r_i = r].$$

similarly,  $E[Y_{1i}|r_i = r_0] = \lim_{r \downarrow r_0} E[y_i|r_i = r]$

thus, the average treatment effect at  $r_0, \rho_{SRD}$ , satisfies

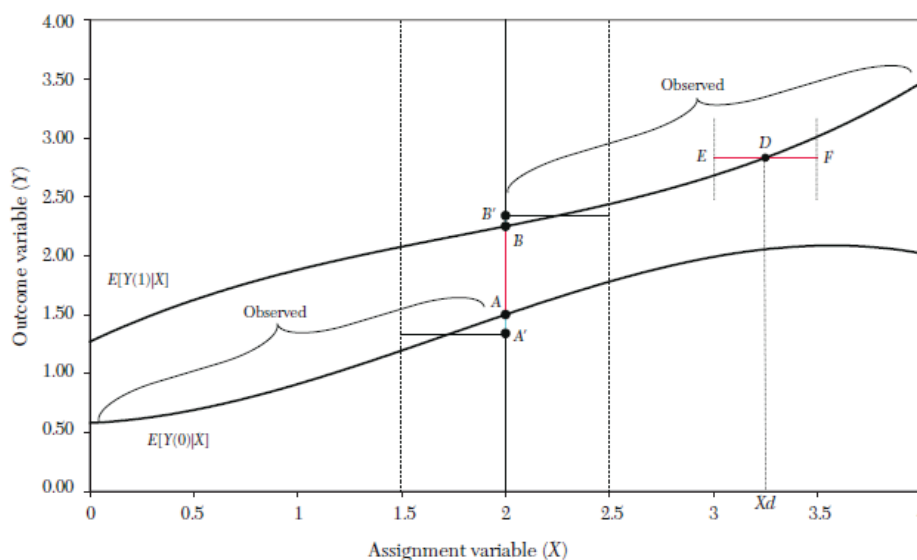
$$\begin{aligned} \rho_{SRD}(r_0) &\equiv \rho_{SRD} = E[Y_{1i} - Y_{0i} | r_i = r_0] \\ &= \lim_{r \downarrow r_0} E[y_i | r_i = r] - \lim_{r \uparrow r_0} E[y_i | r_i = r]. \quad \square \end{aligned}$$

- ▶  $\rho_{SRD}$  is interpreted as the ATT at the discontinuity point.
- ▶ or, it can be interpreted as a weighted ATE, where the weights are the relative ex ante probability that the value of an individual's assignment variable will be in the neighborhood of the threshold.

25



## Identification and Estimation



26





## Practical Issues

- 29



- 30



## Fuzzy Regression Discontinuity Design

$E[d(r)]$ ,  $E[Y_0|r]$ ,  $E[Y_1|r]$ , and  $E[y|r]$

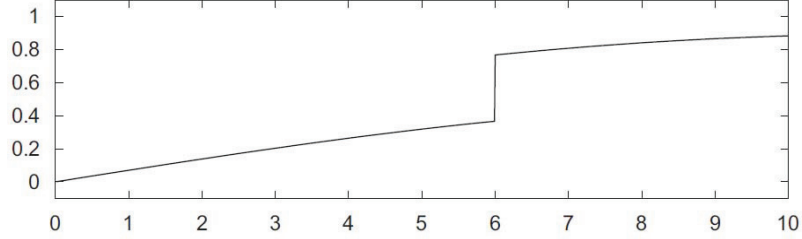


Fig. 3. Assignment probabilities (FRD).

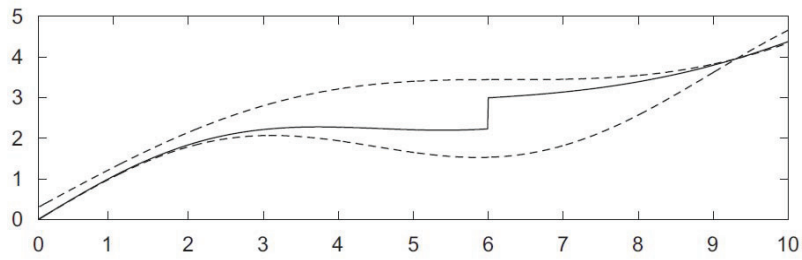


Fig. 4. Potential and observed outcome regression (FRD).

31

## Fuzzy Regression Discontinuity Design

### Identification

- ▶ the discontinuity becomes an IV for treatment status instead of deterministically switching treatment on or off.
- ▶ potential treatment status given cutoff point  $r$ ,  $D_i(r)$ , where  $D_i(r) = 1$  if unit  $i$  would receive the treatment when the cutoff point was equal to  $r$ .
- ▶ causal effect of interest,  $\rho_{FRD}(r) = E[Y_{1i} - Y_{0i} | \text{compliers at } r]$
- ▶ assumption. (monotonicity)  
 $D_i(r)$  is non-decreasing in  $r$  at  $r = r_0$ .

*theorem. (LATE at  $r_0$ ) suppose*

1. continuity of conditional regression functions
2. monotonicity

$$\text{then } \rho_{FRD}(r_0) = \frac{\lim_{r \downarrow r_0} E[y_i | r_i = r] - \lim_{r \uparrow r_0} E[y_i | r_i = r]}{\lim_{r \downarrow r_0} E[d_i | r_i = r] - \lim_{r \uparrow r_0} E[d_i | r_i = r]}.$$

32

## Fuzzy Regression Discontinuity Design (\*)

### Identification

- ▶ complier, a unit such that  $\lim_{r \downarrow r_0} D_i(r) = 1$  and  $\lim_{r \uparrow r_0} D_i(r) = 0$ .
- ▶ 
$$\rho_{FRD} = \frac{\lim_{r \downarrow r_0} E[y_i | r_i = r] - \lim_{r \uparrow r_0} E[y_i | r_i = r]}{\lim_{r \downarrow r_0} E[d_i | r_i = r] - \lim_{r \uparrow r_0} E[d_i | r_i = r]}$$
$$= E[Y_{1i} - Y_{0i} | \text{unit } i \text{ is a complier at } r = r_0].$$
- ▶ the estimand is an average effect of the treatment, but only averaged for units with  $r = r_0$  (by RD), and only for compliers (people who are affected by the threshold).
- ▶ the average causal effect of the treatment is the ratio of the jump in the regression of the outcome on  $r$  to the jump in the regression of the treatment indicator on  $r$ .

33

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ↺ ↻ ↻

## Fuzzy Regression Discontinuity Design

### Regression Approach

- ▶ consider  $y_i = \alpha + \beta(r_i - r_0) + \rho d_i + \eta_i$ , but  $d_i \neq 1 (r_i \geq r_0)$ .
- ▶ fuzzy RD leads naturally to a 2SLS estimation strategy.
- ▶ the first-stage equation is  $d_i = \delta_0 + \delta_1(r_i - r_0) + \phi z_i + e_{1i}$ , where  $z_i = 1 (r_i \geq r_0)$ .
- ▶ the causal relationship of interest, the second-stage, is estimated by  $y_i = \alpha + \beta(r_i - r_0) + \rho \hat{d}_i + e_{2i}$ .
- ▶ if the model is  $y_i = \alpha + \beta(r_i - r_0) + \rho d_i + \gamma(r_i - r_0) d_i + \eta_i$ , two first-stage equations are needed.

34

◀ ◻ ▶ ◀ ◻ ▶ ◀ ≡ ▶ ◀ ≡ ▶ ≡ ≡ ↺ ↻ ↻



[발 표 3]

## 노동시장 격차와 고용정책 혁신 방향

2023. 2. 2.

허 재 준  
(한국노동연구원)





# 노동시장 격차와 고용정책 혁신 방향

허재준

2023.2.2.

## 불평등연구

- 불평등에 대한 관심 부각은 비교적 최근 : 금융위기 이후 10년간
  - 토마 피케티(2013) <Le capital au XXI<sup>e</sup> siècle>
  - IMF(2015) <불평등의 원인과 영향>
  - 앤서니 앳킨슨(2015) <Inequality>
  - 앵거스 디튼 2015 노벨경제학상: 소비와 복지, 빈곤의 연관성 분석 공로
  - 브랑코 밀라노비치(2016) <Global Inequality>
- ...
- 하지만 불평등, 자본주의의 속성과 변화 전망은 고전파 경제학자의 주된 관심
  - 장자크 루소의 담론을 이어받은 애덤 스미스
  - 데이비드 리카르도
  - 칼 마르크스

## 내용

- 노동시장의 격차 지표들
  - 소득
  - 소득이동성, 자산불평등
  - 임금
  - 고용률과 근로형태
- 불평등과 임금격차의 근저
  - 소득불평등 확대의 원인
  - 규모별, 성별 임금격차가 한국에서 특별히 큰 이유
  - 불평등 규정요인과 전망
- 고용노동정책 혁신과제
  - 노동관련법
  - 숙련공급과 인재양성
  - 소득불평등 임금격차 완화
  - 노사와 국회의 책무성
  - 미래규범으로의 전환
- 에필로그

3

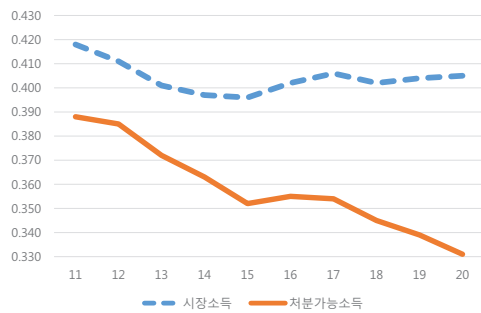
## 소득 불평등

- 전체 가구의 시장소득 지니계수는 개선, 중위-하위(P50/P10) 격차와 상대빈곤율은 증가
  - 근로연령인구(18-65세)의 지니는 감소, 은퇴연령인구의(66세 이상) 지니계수는 0.55-0.56의 높은 수준 유지
  - 중위-하위(P50/P10) 격차도 근로연령인구에서는 완만하게나마 감소
- =>
  - 근로연령인구의 소득불평등은 완화되고 있지만 은퇴연령인구의 소득불평등은 지속
  - 하위 소득계층의 상대소득 저하
  - 소득세 역진성 교정, 사회보험료 부과기반 확대, 공적연금수급자 증가, 기초연금, 인상 등으로 가처분소득 기준 노인소득불평등은 현저히 개선되고 있지만 여전히 노인빈곤율이 38.7%으로 OECD #1

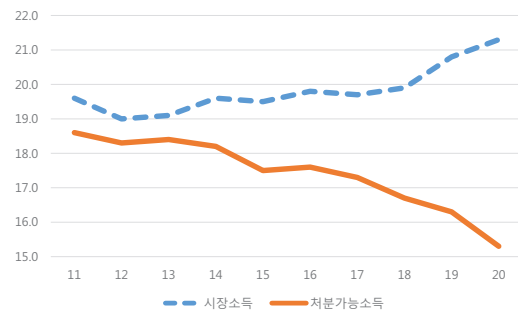
4

# 전체가구

## • 지니계수



## • 상대빈곤율

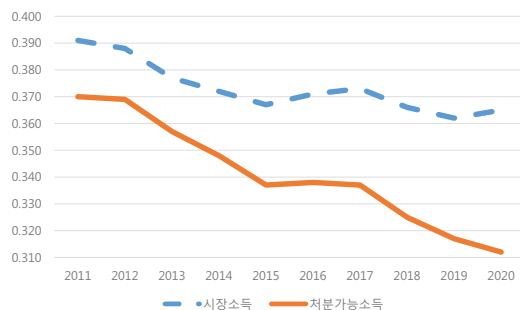


자료: 통계청, 가계금융복지조사

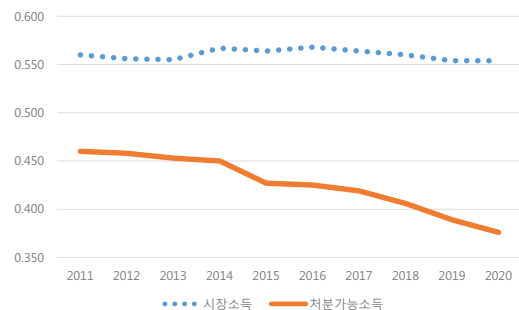
5

# 지니계수

## • 근로연령인구(18-65세)



## • 은퇴연령인구(66세+)

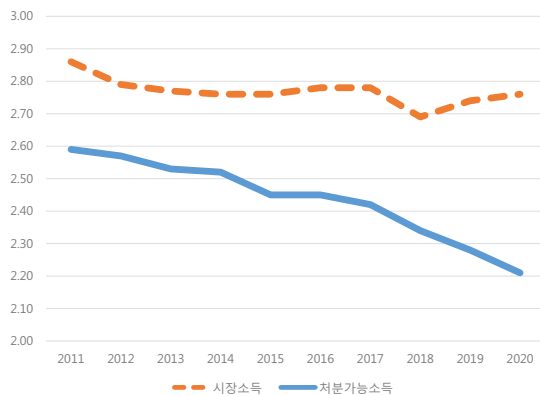


자료: 통계청, 가계금융복지조사

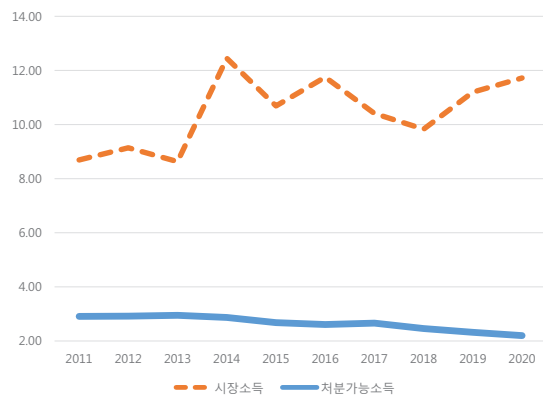
6

## 중위-하위소득배율(P50/P10)

### • 근로연령인구(18-65세)



### • 은퇴연령인구(66세+)



자료: 통계청, 가계금융복지조사

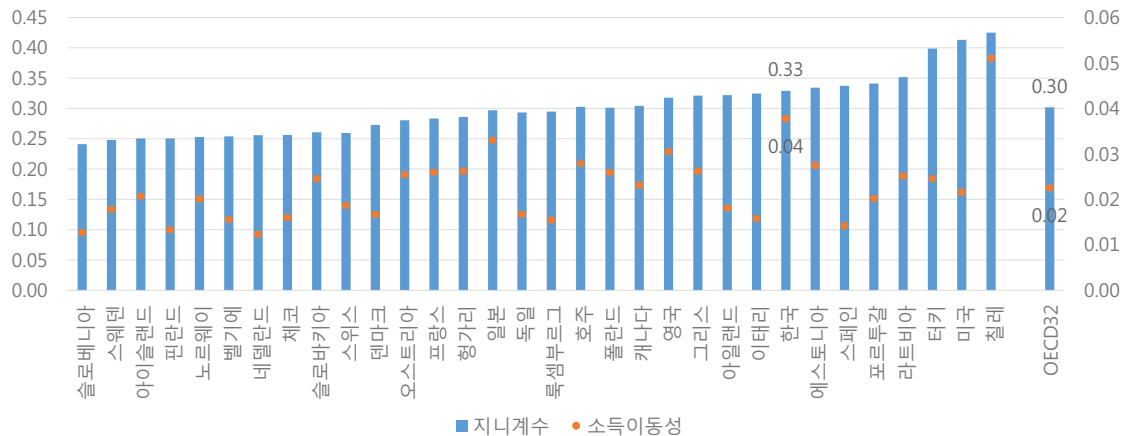
7

## 소득이동성, 자산불평등

- [소득이동성] 90년대 후반보다 2010년대 전반 들어 줄었지만 여전히 다른 OECD회원국보다는 양호
  - 즉 일단 저소득군이나 고소득군에 속한 뒤 거기에 고착하는 정도는 다른 OECD국에 비해 높지 않은 편
- [자산불평등] 다른 OECD 국가에 비해 낮은 편이며 05년 이후 감소, 17년 이후 증가
  - 부동산 가격 급등효과에 기인하는 바가 커 최근 더욱 확대되었을 것으로 예상되었지만 21년도에 개선

8

## 지니계수와 소득이동성

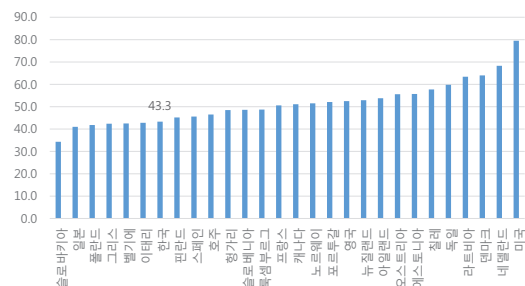
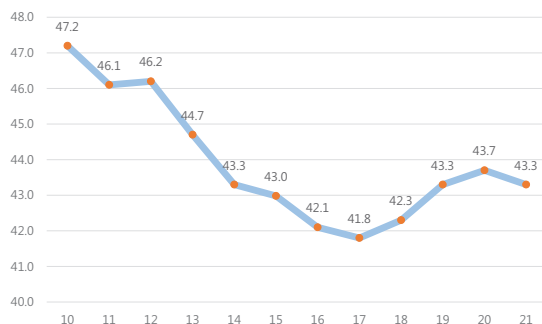


자료: OECD(2018) *A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility*

9

## 자산불평등

- 상위 10%의 순자산 점유율 추이
- 상위 10%의 순자산 점유율 국제비교



자료: 통계청, 가계금융복지조사

Balestra and Tonkin(2018), "Inequalities in household wealth across OECD countries"

10

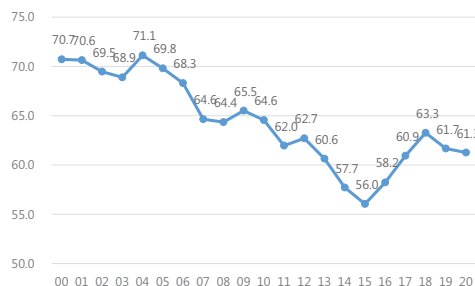
## 임금격차

- [중소기업] 1980년대 후반 이후 2014년까지 지속 증가, '15년부터 축소, '19년 이후 다시 증가; 대기업 임금의 61.3% 수준
  - 노동시장 이중구조의 분절성 강화의 증거? 중소기업의 상대적 생산성 정체 결과?
- [비정규직] 시간당임금은 개선, 월임금은 정규직의 43.9%에 불과
  - 시간제근로자 증가 + 근로일수, 근로시간, 부가급여, 근속 모두 정규직보다 짧은 것과 관련
- [성별] 시간임금, 월임금 모두 확대; OECD #1

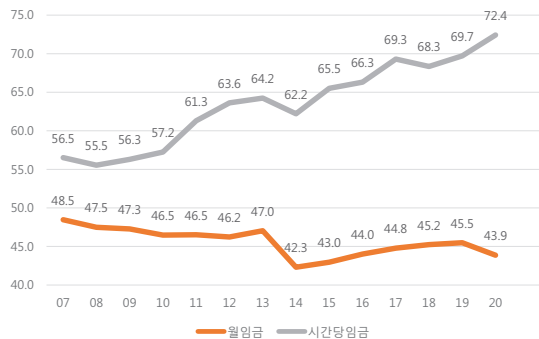
11

## 규모별 vs. 비정규직 임금격차

- 사업체규모별 임금격차(300인 이상=100)



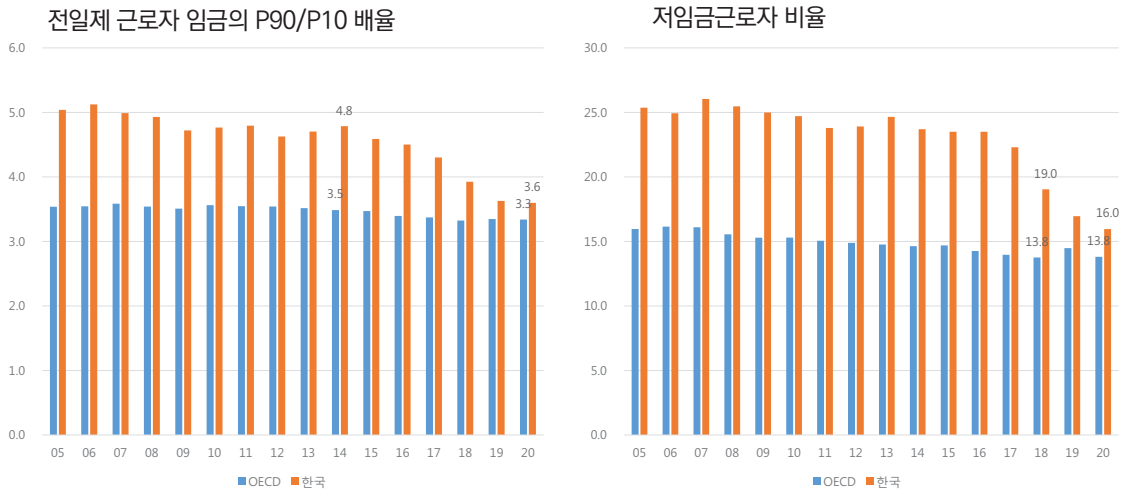
- 비정규직 상대임금(정규직 =100)



자료: 고용노동부, 고용형태별 근로실태조사

12

## 개인임금 불평등도 국제비교

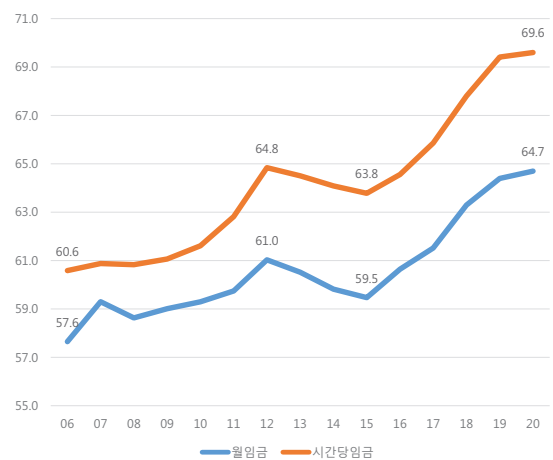


자료:OECD.Stat, Decile ratios of gross earnings

13

## 성별 임금격차

- 교육, 근속, 성별 직종 분리, 사업체 규모 등 통제해도 설명되지 않는 부분 10-20% 이상

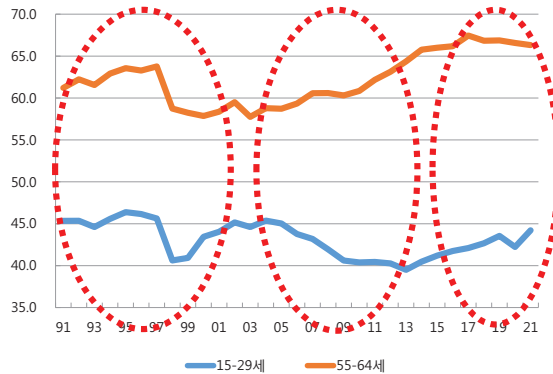


자료: 고용노동부, 고용형태별 근로실태조사

14

## 청년층 고용률과 근로형태

### • 연령계층별 고용률



자료: 통계청, 경제활동인구조사

### • 전반적으로 지난 30년간 고연령자는 증가 청년층은 감소

- 고연령층 고용증가는 청년고용에 (-)?

### • 시기별로 상반된 움직임

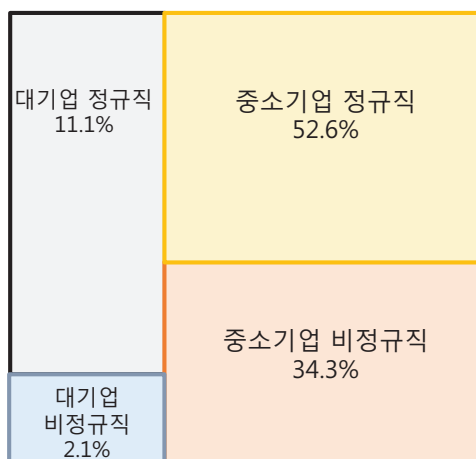
- 90년대: 강한 (+) 상관관계
- 2003-13: 강한 (-) 상관관계
- 2014- : 약한 (+) 상관관계

### • 중소기업 비정규직

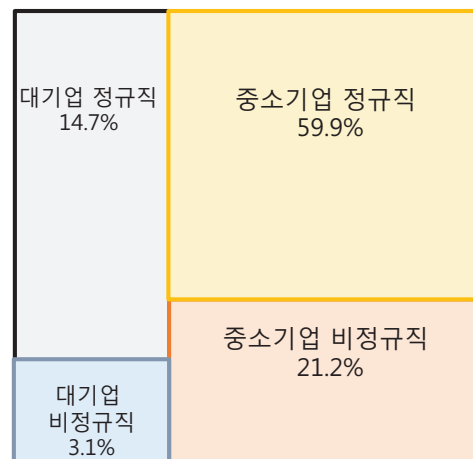
- 전체 노동시장 1/3 vs. 청년층 1/5

15

## 전체



## 청년층



자료: 통계청, 경제활동인구부가조사 2020.8월

16



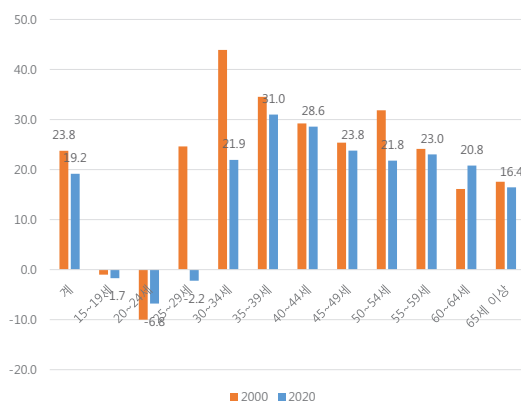
## 노동시장 내 청년층 특성

- 대졸 이상 청년층의 니트(NEET) 비율은 1/4
- 더 나은 구직기회를 얻고자 1년 이상 졸업을 유예
- 졸업 후에도 1년 가까운 기간 동안 구직활동
- 취업하는 청년 중 2/3는 비정규직으로 직업생활을 시작
- 대졸자의 1/5은 대학에서 교육받을 필요가 없는 일자리에 취업
- 극심한 취업난으로 결혼과 출산을 늦추거나 포기

17

## 성별 고용률과 근로형태

- 고용률 차이는 축소



자료: 통계청, 경제활동인구조사

- 여성고용이 충격에 부정적 영향  
비대칭적으로 더 받음

- 정규직 중 여성 비율:  
38.5%('14)→38.6%('21)
- 비정규직 중 여성 비율:  
53.5%('14)→55.7%('21)
- 여성근로자 중 비정규직 비율:  
43.7%('04)→39.9%('14)  
→47.4%('21)
- Cf. 남성근로자 중 비정규직 비율:  
32.2%('04)→26.4%('14)  
→31.1%('21)

18

## 내용

- 노동시장의 격차 지표들
  - 소득
  - 소득이동성, 자산불평등
  - 임금
  - 고용률과 근로형태
- 불평등과 임금격차의 근거
  - 소득불평등 확대의 원인
  - 규모별, 성별 임금격차가 한국에서 특별히 큰 이유
  - 불평등 규정요인과 전망
- 고용노동정책 혁신과제
  - 노동관련법
  - 숙련공급과 인재양성
  - 소득불평등 임금격차 완화
  - 노사와 국회의 책무성
  - 미래규범으로의 전환
- 에필로그

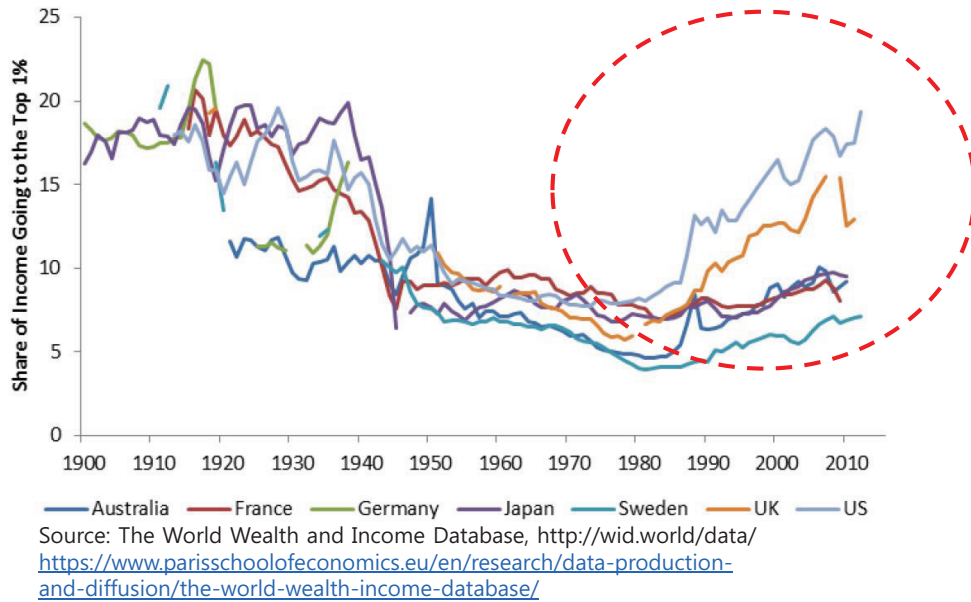
19

## 불평등확대의 원인

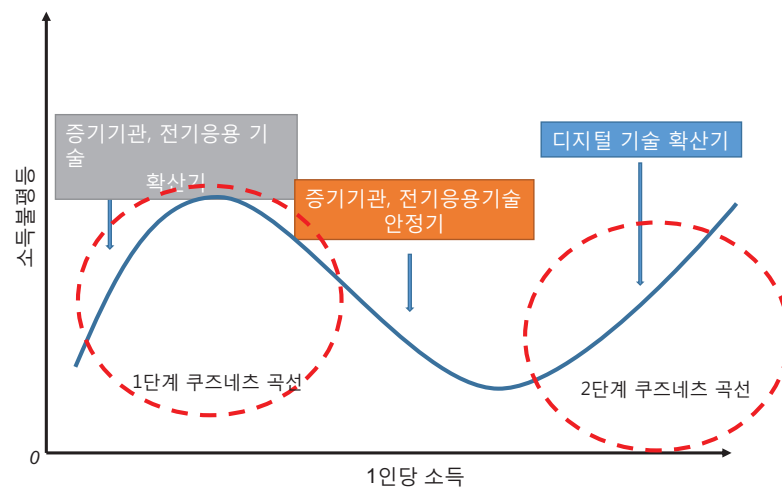
- 범용기술 확산(디지털 혁명)기에는 적응력에 따라 격차 확대
- 세계화(지구촌 차원에서의 생산기지 이동과 무역자유화)로 고소득국가의 중하위소득계층 소득감소
- 제도· 규범· 관행 적응지체로 시장소득 분배가 고숙련자· 부자에 유리한 경향
- 대감염, 인플레이션과 같은 거시경제 충격은 비대칭적으로 취약계층에 더 부정적 영향

20

## 피케티 커브: 최상위 1% 소득자의 소득



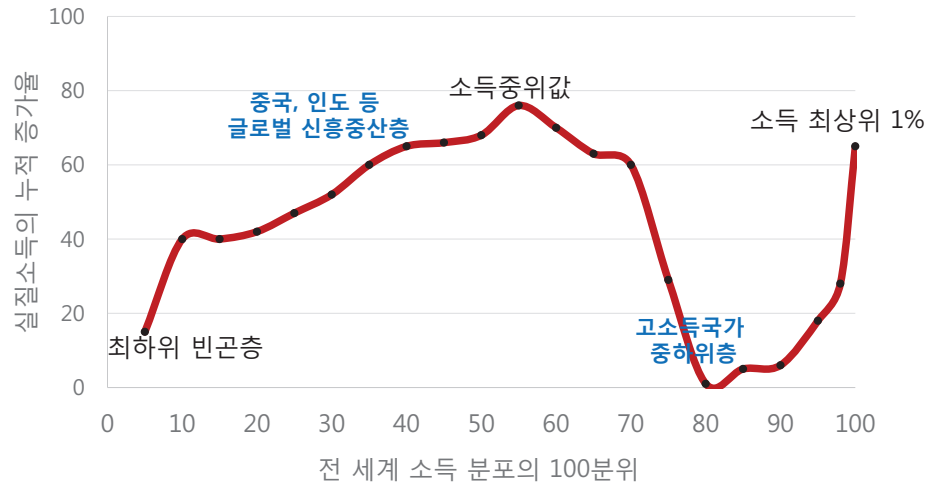
21



자료: 허재준(2019), 인공지능과 노동의 미래: 우려와 이론과 사실

22

## 전 세계 소득 수준별 1인당 실질소득 증가율 (1988~2008년간의 누적 증가율, %)



자료: Milanovic(2016)

23

## 규모별, 성별 임금격차, 청년고용-임금

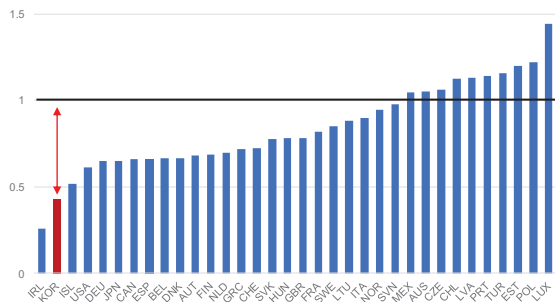
- [규모] 대기업·제조업에 비해 중소기업·서비스업 생산성 현저히 저조, 조직률과 교섭력이 규모에 따라 현격한 차이
  - 중소기업 생산성 대기업의 1/3,
  - 제조업 생산성은 서비스업은 1/2 미만
  - 공공부문, 규모 클수록 조직률 높음
- [여성] 고위직·고임금 분위의 여성 비중 과소, 경력 단절
  - Economist지의 유리천정지수, 한국은 부동의 1위
  - 임금차이를 설명하는 요인 중 근속이 전체 격차의 1/4이상을 설명
- [청년고용-임금] 저성장과 숙련수요 부응 실패
  - 경제성숙에 따른 성장을 둔화
  - 범용기술 확산기에 필연적인 디지털 숙련공급 부족과 교육시스템 적응지체
  - 현행 임금체계로는 근속 늘어나도 청년층이 고연령층만큼 높은 임금수준 누리기 어려움

24

# 한국의 제조업-서비스업, 대기업-중소기업 생산성 격차

## 제조업-서비스업 생산성 격차

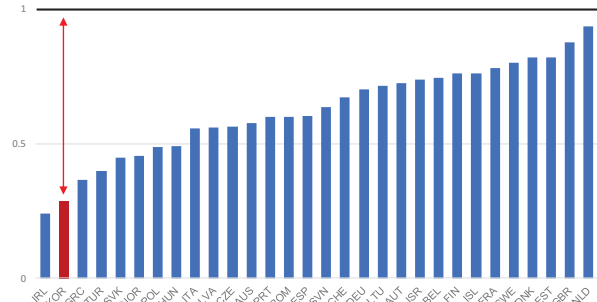
REAL VALUE ADDED PER WORKER IN BUSINESS SERVICES  
RELATIVE TO MANUFACTURING - 2016



자료: OECD STAN database

## 대-중소기업 생산성 격차

REAL VALUE ADDED PER WORKER IN SMEs (<249 WORKERS)  
RELATIVE TO LARGE FIRMS (250+ WORKERS) - 2016



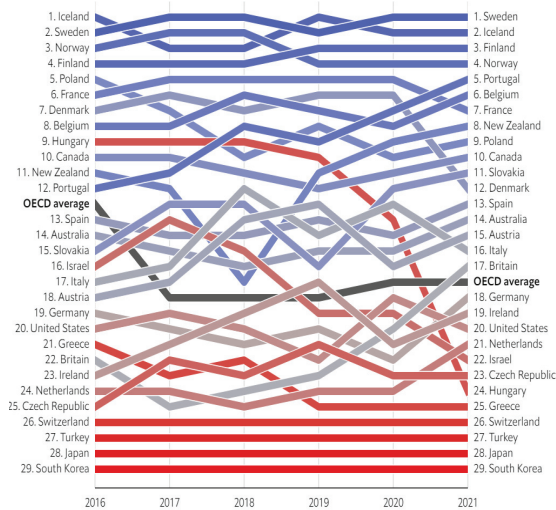
자료: OECD SDBS Structural Business Statistics 25

## 발언권과 교섭력

- 부문별 조직률
  - 공무원 88.5%
  - 공공부문 69.3%,
  - 교원 16.8%
  - 민간 11.3%
- 사업장 규모별 조직률
  - 300명 이상 :49.2%
  - 100~299명 10.6%
  - 30~99명 2.9%
  - 30명 미만 0.2%

Cf. 노동조합 조직률 '20 : 14.2%('19년 12.5%),  
• 전체 조합원 수' 20: 2,805천명('19년 2,540천명)

## Economist지의 유리천장지수



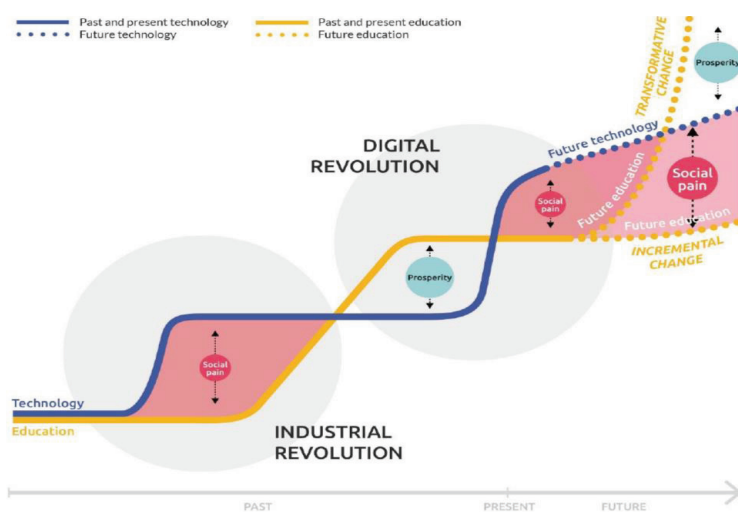
### • 유리천장지수를 구성하는 주요 지표

- 경제활동참가율,
- 임금,
- 여성의 대학졸업률,
- 경영대학원 응시율,
- 관리직 비율,
- 임원 비율,
- 국회의원 비율,
- 자녀보육비용,
- 육아휴직기간 등

자료: Economist. 2022.3.7.

27

## 노동시장으로의 이행과 교육



Source: OECD (2019). "OECD Future of Education and Skills 2030".

### ◆ 교육이 기술발전을 따라잡지 못하고 뒤처지면서 사회후생과 빈부격차가 악화

- ✓ 산업혁명에 대응해 확장된 초중고 및 대학 교육시스템이 그동안 경제사회 발전에 크게 기여해 왔으나, 디지털 혁명 이후에는 지식주입만을 중시한 기존의 교육시스템이 변화의 장애물로 작용하기 시작
- ✓ 교육이 기술변화에 뒤처질 때는 사회후생이 악화되고 기술변화를 선도할 때는 사회후생이 개선(Goldin & Katz 2010)

28

## 내용

- 노동시장의 격차 지표들
  - 소득
  - 소득이동성, 자산불평등
  - 임금
  - 고용률과 근로형태
- 불평등과 임금격차의 근저
  - 소득불평등 확대의 원인
  - 규모별, 성별 임금격차가 한국에서 특별히 큰 이유
  - 불평등 규정요인과 전망
- 고용노동정책 혁신과제
  - 노동관련법
  - 숙련공급과 인재양성
  - 소득불평등 임금격차 완화
  - 노사와 국회의 책무성
  - 미래규범으로의 전환
- 에필로그

29

## 불평등 원인 요인에 관한 전망과 과제

- 범용기술 확산에 따른 불평등은 기술 평준화와 교육 표준화와 더불어 완화
- 글로벌 공급망 재구성, 안보·위험분산 중요성 대두로 세계화 영향 축소
- 패러다임 전환에 부합하게 다양한 영역에서 제도, 규범, 관행을 개선하는 일은 당면 과제
- 역량있는 사람을 발굴하고 충격에 대응할 경기안정화 자원과 수단을 준비해 두는 것은 거시경제 안정성을 위한 필요조건이자 과제

30

## 고용노동정책 어젠더 마련을 위한 질문

- 자율성 증진과 획일성 탈피 없이 대응 방안과 새로운 규범 마련이 가능한가?
- 이익분쟁에서 노사합의보다 사법부의 해석을 더 중요하게 보는 사법부의 판단(통상임금에 관한 대법원 판례 등)이 초래하고 있는 노동시장 내 거래비용 증가는 어떻게 줄일 수 있는가?
- 범용기술이 확산되는 경제사회 패러다임 전환기에 교육체계 적응은 후행하는 경향; 과도기에 대학과 훈련기관 효과성 증진하는 방법은?
- 이해당사자간 이해조정을 할 방안과 구도는 어떻게 설정되어야 하는가?

31

## 노동관련법

- 생산방식과 일하는 방식 변화에 부응하도록 개선
- 노동기준을 획일적으로 정하고 강제하기보다 노사가 자율적으로 해당 사업장에 맞는 규범을 만들어 나가는 기반 제공
- 법정근로시간과 최저휴식시간을 준수하는 것 외에는 노사가 근로시간과 일하는 방식에 대한 자율적으로 결정할 수 있게
- 저축한 근로시간으로 장기휴가, 주4일 근무도 가능하고, 자녀가 3세 때까지는 경력단절 없이 돌보며 일할 수 있는 관행 정착

32



## 숙련 공급과 인재양성

- 기계를 조작하더라도 디지털 문해력을 갖고 조작하고 관찰하는 것이 중요
- 대학은 스타트업과 대기업의 미래사업 발굴팀과 피드백하는 교육 프로그램 활성화
- 청년층·재직자 막론하고, 지털 문해력 증진에 초점 맞춰 지원책 재조정하고, 데이터를 활용해서 중소기업의 생산성을 증진하는 인재와 프로그램 공급
- 숙련수요를 잘 공급할 수 있는 기관이 참여하도록 직업훈련기관 자격기준 바꾸어 재훈련/향상훈련 효과성 증진

33

## 소득불평등·임금격차 완화

- 조세제도, 근로장려금, 최저임금, 실업급여, 국민취업지원제도, 적극적노동시장정책의 최적조합으로 분배 개선
- 거시경제 안정화 정책
- 현금급여는 선별적으로, 복지서비스는 보편적으로 제공하되 비용은 소득에 따라 차등 부담
- 고용서비스와 복지서비스를 융합한 사회서비스 제공으로 노동시장 적응성 제고
- 외부노동시장 발달을 촉진하기 위해 직종·직무·고용형태별 임금정보 공시
- 연령-임금 기울기 줄이는 임금체계 개선

34

## 노사와 국회의 책무성

- 국회와 전문가 역할 확대
- 국회가 특정 의제에 관해 전문가들이 숙의하는 장을 만들고 그 결과를 청문하는 절차를 거쳐 사회적 대화 의제로 삼을 복수의 안을 마련한 후 이해당사자간 대화
- 노조는 권위주의 시대의 피해의식, 경영계는 권위주의 시대의 산업평화 향수 탈피
- 기업과 정규직, 노조는 비정규직과 종속적 자영업자에 책무성 발휘

35

## 미래규범으로의 전환

- 장벽으로 작용하고 있는 산업화 과정에서 만든 규범을 디지털 시대, 융합시대에 부합하게 전환하여 산업 생태계의 건강성 증진
- '구규제를 디지털전환 시대에 부합한 규제로 합리화하는 컨트롤타워' 가동해서 칸막이 행정 극복

36

## 에필로그

- 중소기업의 저생산성, 임금격차, 소득불평등 완화는 구조적 · 장기적 처방  
필요
  - 새로운 기업 생태계 형성 과정에서 저생산성 균형에 빠져 있는 중소기업 생태계가 변화해야 격차 문제의 상당부분이 해결
  - 스타트업 문화는 양성평등 우호적이기도 해서 성별 격차 해소에도 기여
- 모든 일간지들이 스타트업들을 소개하는 고정란을 둘 정도로 지난 7년간 스타트업 창업 크게 증가
  - 1분에 하나씩 생겨나고 있는 법인 중 상당수가 스타트업
  - 스타트업과 스타트업 문화 확산을 염두에 두고 근로기준, 적극적 노동시장정책, 교육 훈련 수단 등을 구사하고 조율할 필요
- 정책도 융합적 통섭적 견지에서 펼쳐야 하는 시대
  - 역량있는 사람을 발탁하고 그런 추진방식을 구사하는 것이 중요한 시대

37

감사합니다!

38



[발 표 4]

근로시간 단축에서 효율성 향상으로의  
패러다임 전환

2023. 2. 2.

이 정 민  
(서울대)



## 근로시간 단축에서 효율성 향상으로의 패러다임 전환

이정민

서울대 경제학부

언제부터인지 근로시간 단축은 우리나라 노동시장 정책에서 거부할 수 없는 지상명령이 되어버린 것 같다. 필자도 이런 글을 썼던 적이 있었던 것 같은데, “우리나라는 장시간 노동으로 악명이 높고 OECD 국가들 중 멕시코와 꼴등을 다퉈다”는 내용으로 시작되는 신문기사나 보고서, 학술논문을 어렵지 않게 찾을 수 있다. 물론 우리나라 근로시간이 길다는 것은 사실이다. 통계청 자료에 따르면 2021년 우리나라 전체 취업자의 연간 근로시간은 1,915시간으로 미국 1,791시간, 일본 1,607시간보다 길고, 독일 1,349시간, 프랑스 1,490시간보다는 훨씬 길다. 그렇지만 우리나라의 근로시간이 다른 선진국보다 길기 때문에 근로시간을 단축해야 한다고 주장하는 것은 논리적 비약이다.

이론적으로 노동공급 모형이나 노동수요 모형을 생각해 보면 경제학자들이 왜 일률적인 근로시간 단축을 우려하는지 쉽게 알 수 있다. 단순한 노동공급 모형에서 근로자는 근로시간을 늘리면 소득이 증가하고 소비를 더 할 수 있지만 그만큼 여가시간이 줄어든다는 상충관계를 감안하여 최적의 근로시간을 선택한다. 따라서 근로시간을 외생적으로 줄이게 되면 소득과 소비가 줄고 불필요한 여가가 늘면서 효용이 감소한다. 노동수요 모형에서도 근로시간의 단축은 기업과 심지어 근로자에게 부정적인 결과를 가져온다. 정부가 주당 법정근로시간을 제한하면 기업은 초과근로에 대한 할증을 지불하고 초과근로를 사용하거나, 노동을 자본으로 대체하거나 아니면 생산량을 줄이는 식으로 대응을 하는데 이때 비용은 늘고 수입은 감소하기 때문에 이윤이 감소한다. 특정 조건 하에서는 신규 고용이 창출되는 부분적으로 긍정적인 효과가 나올 수 있다. 그런데 그동안의 실증연구들을 보면 이런 소위 ‘일자리 나누기’(work sharing)가 제대로 실현된 적은 없었던 것 같다(Jennifer Hunt, 1999; Daiji Kawaguchi, Hisahiro Naito and Izumi Yokoyama, 2008; 이정민·김형락, 2012). 되돌아 보면 이렇게 빈약한 근거 하에서 고용 창출이라는 기치 아래 근로시간 단축이 시행된 것이 놀랍다.

근로시간을 단축하면 몇 가지 긍정적인 결과가 나타날 수 있다. 근로시간 단축의

고용 이외의 사회경제적 효과에 대해서는 우리나라 연구들이 꽤 많이 축적되어 있는데 이들 연구들에서 몇 가지 긍정적인 효과를 찾을 수 있다. Lee and Lee (2016)은 2004년 이후 실시된 주5일 근무제가 산업과 규모에 따라 시행 시점이 다른 자연 실험적 상황인 점에 착안해 근로시간의 인과적 효과를 추정했는데, 그 결과 근로시간이 줄면서 산재가 줄었다는 점을 발견했다. Ahn (2016)은 주5일 근무제의 시행 이후에 흡연률이 낮아지고 정기적으로 운동을 하는 등 건강이 개선되는 효과를 발견했다. 또 근로시간이 줄면서 생산성이 올라갔다는 연구 결과도 있다(Park and Park, 2019). 그러나 이러한 연구 결과가 근로시간 단축을 정책 목표로 삼아야 한다는 점을 의미하는 것은 아니다. 앞서 지적했던 근로시간 단축의 부정적 결과를 고려해야 하고 긍정적인 효과를 보인 결과의 경우에는 근로시간 단축이 유일한 정책 수단일 아닐 수 있으며 여러 정책 수단 중 가장 효과적인 수단인지는 따져봐야 할 수 있다. 예를 들어, 근로시간을 줄이면 산재율이 떨어질 수 있지만 산재율을 떨어뜨리는 수단 중 근로시간 단축이 경제적으로 가장 효과적인 수단이지는 않을 것이다. 또 근로시간 단축을 통한 생산성 제고가 의도치 않았던 일시적 효과일 뿐 지속가능한 전략은 아닐 것이다. 생산성 향상을 위해 근로시간을 단축하자는 주장보다는 생산성이 향상되면 오래 일하지 않아도 된다는 것이 더 설득력이 있게 들린다. 기술진보를 통해 노동생산성이 혁신적으로 향상되면서 인간이 장시간 반복노동에서 벗어나고 있다는 역사적 사실도 이를 뒷받침해 준다.

근로시간 단축이 정책 목표로서 의미가 있는 경우는 근로시간이 비효율적으로 과도하게 긴 경우이다. 고용노동부의 2022년 근로시간 설문조사에 따르면 주52시간제를 실시한 후에 나타난 긍정적인 효과로 불필요한 야근의 감소와 업무 효율성 향상이 언급된 점을 보면 이를 확인할 수 있다. 그런데 불필요한 야근이나 업무의 비효율성은 무엇보다 기업 자신에게 해가 되는 요인이기 때문에 정부가 규제를 하지 않더라도 기업 스스로 이를 개선할 유인을 가지고 있다. 그럼 이들 기업은 왜 스스로 이런 문제를 해결하지 못했을까? 아마도 그동안 일하는 방식의 관행을 깨기 어렵고 기업의 인사관리시스템이 그만큼 고도화되어 있지 못해서였을 가능성이 크다. 이들 기업에게 근로시간 단축은 효율성을 증가시키게 되는 일종의 충격요법처럼 작동했을 수 있다. 그러나 그동안 연구에서 고용에 미치는 부정적 영향을 발견한 점을 생각하면 이런 충격요법이 다수의 기업에서 작동한 것은 아니라고 짐작할 수 있다. 효율성이 이윤에 결정적인 영향을 미친다는 사실을 고려할 때 그리 놀랍지 않은 결과라고 볼 수 있다.



근로시간을 줄이는 것이 근로자에게도 절대선이 아니다. 근로자 설문조사의 결과를 보면 주52시간제에 대한 긍정적인 평가와 부정적인 평가가 비슷한 수준에서 나타났다. 현재 일하는 시간에 대한 만족도도 건강이나 공부를 위해 지금보다 덜 일하고 싶다는 사람부터 소득과 커리어 발전을 위해 더 일하고 싶다는 사람까지 다양하게 비슷한 비중으로 나타났다. 따라서 일률적인 근로시간 단축이 근로자 전체의 입장에서 반드시 좋은 것은 아니다. 근로자와 기업은 근본적으로 운명공동체이다. 소득을 보전하고 근로시간을 줄이는 것이 한 시점에서는 좋은 것일 수 있지만 이러한 조치가 지속가능할 수는 없기 때문에 결국 기업이 경쟁력을 잃고 일자리가 사라지면 근로자도 손해를 보게 된다.

플랫폼 노동과 재택·원격근무가 증가하면서 주업과 부업, 사무실과 집의 구분까지 모호해지는 일도 벌어지고 있다. 아직은 노동시장의 일부에 해당되지만 최근 기술 발전의 속도를 볼 때 이런 식의 혼란이 대부분의 직종과 일자리에서도 나타나는 것이 아주 먼 미래의 일이라고 볼 수만은 없다. 우리 경제의 성장 동력이 단순 조립·가공 위주의 공장제 생산 부문에서 창의와 혁신, 효율이 더 중요한 부문으로 옮겨감에 따라, 일의 시작에서 종료까지 노동을 시와 분으로 측정하고 노동량에 따라 급여를 받는 것보다는 효율적으로 일하고 성과에 따라 보상받는 것이 점차 더 중요해지는 시점이다. 근로시간의 실질적인 단축은 사무실과 작업장에서 일하는 방식을 혁신함으로써 달성할 수 있다. 일하는 방식의 혁신은 기술의 발전, 보상체계 등 제도적 혁신, 노동시장에서 인력의 효율적 배치에 의해서만 가능한 일이다. 근로시간 단축에서 효율성 향상으로 패러다임 전환이 필요하다.

## 참고문헌

- 김형락·이정민, 2012, 주40시간 근무제의 도입이 근로시간, 임금 및 고용에 미치는 영향, 노동경제논집, 35(3): 83-100.
- Taehyun Ahn, 2016, Reduction of Working Time: Does It Lead to a Healthy Lifestyle? *Health Economics*, 25: 969-983.
- Jennifer Hunt, 1999, Has Work-sharing Worked in Germany? *Quarterly Journal of Economics*, 114: 117-148.
- Daiji Kawaguchi, Hisahiro Naito and Izumi Yokoyama, 2008, Labor Market Responses to Legal Work Hour Reduction: Evidence from Japan, ESRI Discussion Paper Series No. 202.

Jungmin Lee and Yong-Kwan Lee, 2016, Can Working Hour Reduction Save Workers? *Labour Economics*, 40: 25-36.

WooRam Park and Yoonsoo Park, 2019, When Less is More: The Impact of the Regulation on Standard Workweek on Labor Productivity in South Korea, *Journal of Policy Analysis and Management*, 38(3): 681-705.