

노동정책연구
2019. 제19권 제2호 pp.1~40
한국노동연구원

연구논문

투자고유충격이 노동유형별 임금 및 고용 격차에 미치는 영향*

김남주**

본 논문은 설비자본재의 기술진보를 가져오는 양(+)의 투자고유충격(investment-specific technology shocks; 이하 IST충격)이 근로자의 노동유형별 임금 및 고용의 격차에 어떤 영향을 미치는지를 장기부호제약을 도입한 구조 베이지안 VAR모형으로 분석하였다. 근로자의 노동유형은 먼저 학력(대졸 이상/고졸 이하)에 따라 숙련/미숙련으로 구분하였으며, 본 논문에서 처음 시도된 방식인 직업의 직무특성별(반복·정형업무/비정형업무)에 따라 정형직/비정형직으로도 구분하였다. 각각의 경우 양(+)의 IST충격이 발생하면 숙련-미숙련 간 임금격차는 축소되고 정형-비정형직 간 임금격차는 확대되었으나, 고용 격차는 모두 유의하게 변화하지 않았다. 이러한 분석결과로 볼 때, 우리나라의 설비자본은 생산과정에서 미숙련근로자에 비해 숙련근로자를, 정형직 근로자에 비해 비정형직 근로자를 더 많이 대체하는 특성을 보임을 유추할 수 있었다.

핵심용어 : 투자고유충격, 기술진보, 임금격차, 고용, 베이지안 구조벡터 자기회귀 모형

JEL classification: E22, O33, J31, J23, C32

논문접수일: 2019년 1월 10일, 심사의뢰일: 2019년 1월 22일, 심사완료일: 2019년 2월 26일

* 본 연구는 고용노동부 고용정책실 노동시장분석과의 원시자료 제공으로 이루어질 수 있었음을 밝힌다.

** 한국은행 경제연구원 거시경제연구실 부연구위원(kimnamju@bok.or.kr)

I. 서론

기술변동(technological change)은 소비, 고용, 임금의 양극화 등 경제구조의 변화에 중요한 영향을 미친다. 특히, 노동시장의 고용·임금구조 변화는 소득·부의 재편, 소비패턴의 변화에까지 연결되기 때문에 기술변동으로 인한 노동시장의 구조변화를 체계적으로 연구하는 것은 매우 중요하다.¹⁾

이러한 기술변동은 현실적으로 새롭게 축적되는 자본, 특히 설비자본에 내재되어 나타나게 된다. 이렇게 신규 설비자본재가 제공하는 서비스의 양 또는 성능·품질에 변화를 가져오는 설비자본재 기술변화의 요인을 일반적으로 투자고유충격(investment-specific technology shocks; 이하 IST충격)으로 정의하며 양(+)²⁾의 IST충격은 설비자본재의 기술진보를 의미한다. 따라서 이러한 IST충격은 소비와 투자의 상대가격, 노동투입에도 영향을 미쳐 임금 및 고용에 변화를 가져오게 된다. 특히, 노동시장이 서로 다른 유형의 노동력(근로자)으로 구성된 경우, 생산과정에서 설비자본이 각 노동유형을 대체하려는 정도에 차이가 있다면 IST충격은 이들 사이의 임금 및 고용 격차를 변화시킬 수 있다. 또한 설비자본이 각 노동유형을 대체하는 정도는 고정되어 불변인 것이 아니라 각국의 경제발전 과정에 따라 변모하는 특성을 가지므로 이에 대해 추정해 보는 것은 흥미로운 연구주제이다.²⁾

본 논문은 우리나라의 노동시장을 학력 또는 직무특성에 따라 서로 다른 두 유형의 근로자로 구분한 뒤, IST충격이 각 근로자 간의 임금 및 고용 격차에 어떠한 영향을 미치는지 중점적으로 분석하였다. 이를 통해, 설비자본과 각 노동유형 간 대체관계에 어떠한 차이가 있는지도 유추해 보았다. 또한 IST충격 이외에 각 근로자 간 임금·고용 격차에 영향을 줄 수 있는 다른 주요 기술충격

1) 이의 대표적인 예로는 숙련편향적 기술변동(skill-biased technological change: SBTC) 가설, 정형대체적 기술변동(routine-biased technological change: RBTC) 가설 등이 있으며, 자세한 내용은 김남주(2015a; 2015b)를 참조하기 바란다.

2) 기술진보 형태의 동태적 변화과정에 대한 보다 자세한 내용은 김세움·고선·조영준(2014)를 참조하기 바란다.

들도 함께 포함시킴으로써 각 충격들의 효과를 종합적으로 비교·분석하고자 하였다.

구체적으로는, 먼저 근로자를 학력수준에 따라 숙련(대졸 이상) 근로자와 미숙련(고졸 이하) 근로자로 구분하였다. 이 노동시장에 IST충격·숙련편향적 기술충격³⁾·숙련편향외 기술충격을 동시에 도입하여, 각 충격들이 숙련근로자와 미숙련근로자 간 임금격차인 숙련프리미엄(skill premium)과 고용격차인 숙련노동의 상대고용(relative employment of skill)에 어떠한 영향을 미치는지 살펴 보았다. 이를 바탕으로 설비자본-숙련노동 간 대체성, 설비자본-미숙련노동 간 대체성에 어떤 차이가 있는지 추론해 보았다.

다음으로 근로자가 종사하는 직업의 직무성격(tasks)에 따라 반복·규칙적 업무를 담당하는 정형직(routine) 근로자와 그렇지 못한 비정형직(non-routine) 근로자로 구분하였다.⁴⁾ 여기서 정형직 근로자란 생산방식이 반복·표준적이어서 미리 정형화(routinized)되어 있는 업무를 지식 또는 육체노동을 통해 수행하는 근로자를 의미한다. 이에 해당하는 대표적 직업으로는 사무행정원·생산공·기능공·조립공·조립공 등이다. 반면에, 비정형직 근로자는 사전에 정형화되기 어렵고 그때그때의 상황에 맞는 대응이 필요한 업무를 지식이나 육체노동을 통해 수행하는 근로자를 말한다. 즉 관리자·전문가·공학기사·기술자·전문직 판매원 등 지적 능력이 필요한 비정형 지식(Non-routine cognitive) 근로자와 경비원·음식준비원·청소원·개인서비스원·간병인·비전문적 판매인·저임금 단순노무자 등 육체적 능력을 활용하는 비정형 육체(Non-routine manual) 근로자가 여기에 해당된다.⁵⁾

이 노동시장에 IST충격·정형직노동의 생산성충격·그 외 기술충격을 함께 도입하여, 각 충격들이 정형직 근로자와 비정형직 근로자 간 임금격차(wage gap)와 고용격차인 정형직노동의 상대고용(relative employment of routine)에

3) 이러한 용어정의는 SBTC가설을 반영한 것으로, 숙련편향적 기술충격은 숙련노동의 생산성충격을 의미한다.
 4) 이러한 구분은 Dorn(2009), Autor and Dorn(2013), 김남주(2015a)의 분류방법을 따른 것이며, 보다 자세한 내용은 김남주(2015a)를 참조하기 바란다.
 5) Jaimovich and Siu(2012), Tüzemen and Willis(2013), 김남주(2015a) 등에서는 정형 근로자 모두를 중숙련(middle-skill), 비정형 지식근로자를 고숙련(high-skill), 비정형 육체근로자를 저숙련(low-skill) 근로자로 재정의하였다.

어떠한 변화를 가져오는지 분석하였다. 이를 통해, 설비자본 - 정형직노동 간 대체성과 설비자본 - 비정형직노동 간 대체성 차이에 관해 추론해 보았다.

지금까지의 IST충격에 대한 연구는 근로자를 단일유형으로 가정한 경우가 대부분이었으며,⁶⁾ 다양한 유형으로 가정한 경우에도 숙련 - 미숙련 노동으로 구분하는 정도였다. 이의 대표적 연구로, Krusell et al.(2000)은 IST충격과 함께 자본과 숙련노동 간 대체성이 자본과 미숙련노동 간 대체성보다 더 작다는 자본 - 숙련노동 간 상대적 보완성(capital-skill complementarity) 가정⁷⁾을 도입하여, 숙련프리미엄 변동이 대부분 설명됨을 밝혔다. 또한 Lindquist(2004)는 DSGE모형을 통해 자본 - 숙련노동 간 상대적 보완성 가정이 경기변동 시의 임금불평등 현상을 설명하는 데 중요한 요소임을 확인하였다.

그러나 최근 Balleer and Rens(2013)는 구조 베이지안 VAR모형을 이용하여 IST충격시 숙련프리미엄이 오히려 하락한다는 실증분석 결과를 제시하면서, 자본과 숙련노동 간 대체성이 더 크다는 자본 - 숙련노동 간 상대적 대체성(capital-skill substitutability)을 주장하였다. 이는 양(+)⁸⁾의 IST충격으로 오히려 미숙련근로자보다 숙련근로자가 더 빠르게 생산과정에서 대체되는 속성이 있음을 의미한다.

한편 IST충격에 대한 국내연구는 대부분 총고용 또는 산업부문 간 노동이동 효과에 관한 것이며, 숙련 - 미숙련 노동시장에 미치는 영향을 분석한 실증연구는 아직 미미한 실정이다. 더욱이, 노동시장을 정형직과 비정형직 노동으로 구분하여 IST충격이 미치는 효과를 구조 VAR모형으로 실증분석한 연구는 국내 및 해외에서 이루어지지 않고 있다.

본 논문은 우리나라의 노동시장을 학력에 따라 숙련 - 미숙련 노동시장으로, 직무특성에 따라 정형 - 비정형직 노동시장으로 구분한 후, 4가지 장기 식별제약을 도입한 구조 베이지안 VAR 모형으로 실증분석하였다. 우리나라의 연간 자료를 이용한 분석결과, 양(+)⁹⁾의 IST충격은 숙련프리미엄을 하락시키고 정형

6) 이에 대한 대표적인 연구로는 Greenwood et al.(1997; 2000), Fisher(2006), Kim(2010), Justiniano et al.(2010; 2011), 김배근(2012) 등이 있다.

7) 이 경우, 양(+)⁸⁾의 IST충격(=설비자본계 기술진보)이 일어나면 숙련근로자보다 미숙련근로자가 더 빠르게 생산과정에서 대체되어 미숙련근로자에 대비한 숙련근로자의 상대임금은 상승하게 된다.

직노동의 임금격차를 확대시키는 임금구조 변화를 가져왔다. 이를 통해, 우리나라의 생산기술에서는 설비자본-숙련노동 간 상대적 대체성, 설비자본-정형직노동 간 상대적 보완성이 존재할 수 있음을 확인할 수 있었다.

다만, 양(+)의 IST충격에 숙련노동 또는 정형직노동의 상대고용이 유의하게 반응하지는 않아, 동 충격이 고용구조 변화까지 가져온다고 단언할 수는 없었다. 아울러, IST충격으로 인한 설비자본재 기술변동의 영향은 고용변수보다는 임금변수를 통해 두드러지게 나타남도 알 수 있었다. 또한 정형-비정형직 노동시장에 IST충격을 도입한 본 논문의 구조 VAR모형 분석은 국내외에서 처음 시도된 연구였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 실증분석 모형에 대한 이론적 배경과 모형구성을 설명하였다. 제III장에서는 우리나라 자료를 이용하여 노동시장을 두 가지 분류방법에 따라 분석한 결과를 충격반응함수와 예측오차 분산 분해를 중심으로 살펴보았다. 마지막으로 제IV장에서는 주요 연구결과를 요약하고 정리하였다.

II. 분석방법론

본 논문의 관심인 근로자 간 임금 및 고용 격차 등 노동시장 변수들과 투자고유충격 등 다양한 기술충격과의 관계를 종합적으로 살펴보기 위해서는 먼저 관련변수들이 서로 연결되어 작용하는 보편적 원리를 이론적으로 구성할 필요가 있다. 그다음 어떤 방식으로 이를 실증분석하는 것이 타당한지 고민하는 것이 올바른 순서일 것이다. 따라서 이 장에서는 실증분석의 전제가 되는 이론적 배경을 제시하고 투자고유충격 등 기술진보와 관련된 주요 구조충격(structural shocks)을 구분해내기 위해 장기식별제약(long-run identifying restrictions)을 사용하는 실증분석 방법론에 대해 간략히 설명한다.

1. 이론적 배경

경제가 식 (1)~(5)와 같이 총생산(Y), 총소비(C), 총투자(I), 건설투자(I_{st}), 설비투자(I_e), 총자본(K), 건설자본(K_{st}), 설비자본(K_e), 총노동(N), 노동유형 1(N_1), 노동유형 2(N_2)로 이루어지며, 총생산함수는 식(6)과 같이 1차 동차인 콥-더글라스와 CES의 결합형태로 가정한다.⁸⁾ CES 파라미터인 $\nu, \varphi (< 1)$ 는 노동유형 1(N_1)과 설비자본(K_e) 간 대체탄력성($\frac{1}{1-\nu}$), 노동유형 1(N_1)과 노동유형 2(N_2) 간 대체탄력성($\frac{1}{1-\nu}$), 설비자본(K_e)과 노동유형 2(N_2) 간 대체탄력성($\frac{1}{1-\varphi}$)을 각각 나타낸다. 건설자본(K_{st})과 다른 생산요소 간의 대체탄력성은 모두 1로 일정하고, δ_{st} 및 δ_e 는 각 자본의 감가상각률이다.

$$Y_t = C_t + I_t \quad (1)$$

$$I_t = I_{st,t} + I_{e,t} \quad (2)$$

$$K_{st,t+1} = (1 - \delta_{st})K_{st,t} + I_{st,t} \quad (3)$$

$$K_{e,t+1} = (1 - \delta_e)K_{e,t} + e^{q_t} \cdot I_{e,t} \quad (4)$$

$$N_t = N_{1,t} + N_{2,t} \quad (5)$$

$$Y_t = e^{z_t} K_{st,t}^\theta \left[\mu (e^{b_{1t}} N_{1,t})^\nu + (1 - \mu) \left\{ \lambda K_{e,t}^\varphi + (1 - \lambda) (e^{b_{2t}} N_{2,t})^\varphi \right\}^\frac{\nu}{\varphi} \right]^\frac{1-\theta}{\nu} \quad (6)$$

이 경제에는 기술수준을 나타내는 4개의 변수 $e^{z_t}, e^{q_t}, e^{b_{1t}}, e^{b_{2t}}$ 가 존재한다. e^{q_t} 는 신규 설비자본재 생산의 기술수준을 나타내는데, 이의 변화를 가져오는 충격을 투자고유충격(investment-specific technology shocks; IST충격)으로 정의한다. 동 충격은 생산된 소비재를 설비자본재로 전환할 때 발생하는 효율성

8) 이는 Krusell et al.(2000), Lindquist(2004), Balleer and Rens(2013)의 모형설정을 응용한 것이다.

의 변화를 의미하며, 양(+)⁹⁾의 IST충격이란 이전과 동일한 양의 소비재를 투입하여 더 많은 수량 또는 더 좋은 성능·품질의 설비자본재(서비스)가 생산되는 기술진보가 이루어졌음을 의미한다.⁹⁾ 소비재와 설비자본재 생산이 완전경쟁적이고 소비재로부터의 설비자본재 생산이 선형(linear)인 경우, IST충격은 소비재가격(P^c)에 대한 설비자본재의 상대가격(P^e/P^c) 역수로 관측될 수 있다.¹⁰⁾ e^{z_t} 는 중립적(neutral) 기술수준을 나타내는 변수로써 건설 및 설비자본의 생산성, 각 노동유형의 단위생산성에 동시에 영향을 준다. e^{b1_t}, e^{b2_t} 는 각각 노동유형 1과 노동유형 2의 생산성(효율성)을 나타내는 기술수준 변수이다. 따라서 기술수준 변수 $e^{z_t}, e^{b1_t}, e^{b2_t}$ 를 각각 상승시키는 양(+)¹¹⁾의 중립적 기술충격, 노동유형 1의 생산성충격, 노동유형 2의 생산성충격이 일어나면, 식 (6)에 따른 총요소생산성(TFP)은 증가하게 됨을 알 수 있다.¹¹⁾

이제 각 노동유형별 근로자가 자신의 한계생산물가치에 따라 명목임금을 받는다고 가정하면, 두 유형의 근로자 간 로그 임금격차(wage gap)는 식 (7)과 같이 표현될 수 있다. 이는 노동유형 2 근로자에 대한 상대적 노동수요함수를 의미한다. Krusell et al.(2000)에 따라 식 (7)을 로그선형화하고 시간 t에 대해 미분하면, 식 (8)과 같이 각 변수(X)의 증감률($G_{X,t}$)로 표시한 임금격차 방정식을 도출할 수 있다.

9) Greenwood et al.(1997; 2000)은 이의 예로 컴퓨터 성능향상, 통신·운송수단의 고속화와 효율화, 생산공정의 자동화 등을 들었다.
 10) 이에 대한 자세한 설명은 Greenwood et al.(1997; 2000), Krusell et al.(2000), Lindquist (2004), Fisher(2006), Justiniano et al.(2011)을 참조하기 바란다. 한편 최근에는 자본재와 투자재를 추가로 구분하고 투자재를 자본재로 전환하는 과정에 영향을 주는 제반요인(금융마찰요인 등)의 변화를 투자한계효율충격(shocks to marginal efficiency of investment; MEI충격)으로 별도 구분하기도 한다. 이에 대해서는 Justiniano et al.(2010; 2011)을 참조하기 바란다.
 11) 총요소생산성(Total Factor Productivity)이란 전체 생산요소의 결합적 투입을 나타내는 $f(K_{st}, K_e, N_1, N_2)$ 에 대한 전체 생산규모 Y 의 비율을 말한다.

$$\begin{aligned} \log \Omega_t &\equiv \log\left(\frac{w_{N_2,t}}{w_{N_1,t}}\right) & (7) \\ &= \log\left(\frac{(1-\mu)(1-\lambda)}{\mu}\right) + (\nu-1)\log\left(\frac{N_{2,t}}{N_{1,t}}\right) + \nu\log\left(\frac{e^{b_2t}}{e^{b_1t}}\right) \\ &\quad + \left(\frac{\nu-\varphi}{\varphi}\right)\log\left\{(1-\lambda) + \lambda\left(\frac{K_{e,t}}{e^{b_2t}N_{2,t}}\right)^\varphi\right\} \end{aligned}$$

· $\log\left(\frac{w_{N_2,t}}{w_{N_1,t}}\right)$: 노동유형 2의 임금격차 · $\log\left(\frac{N_{2,t}}{N_{1,t}}\right)$: 노동유형 2의 상대고용

$$\begin{aligned} G_{\Omega_t} &= (\nu-1)\{G_{N_{2,t}} - G_{N_{1,t}}\} + \nu\{G_{e^{b_2t}} - G_{e^{b_1t}}\} + (\nu-\varphi)\lambda\left(\frac{K_{e,t}}{e^{b_2t}N_{2,t}}\right)^\varphi \\ &\quad \{G_{K_{e,t}} - G_{e^{b_2t}} - G_{N_{2,t}}\} & (8) \\ &= \underbrace{(\nu-1)\{G_{N_{2,t}} - G_{N_{1,t}}\}}_{\text{상대적 수량효과}} + \underbrace{\nu\{G_{e^{b_2t}} - G_{e^{b_1t}}\}}_{\text{상대적 효율성효과}} + \\ &\quad \underbrace{(\nu-\varphi)\lambda\left(\frac{K_{e,t}}{e^{b_2t}N_{2,t}}\right)^\varphi \{G_{K_{e,t}} - G_{e^{b_2t}} - G_{N_{2,t}}\}}_{\text{자본과의 상대적 보완관계 효과}} \end{aligned}$$

식 (8)에서 알 수 있듯이, 임금격차의 변화는 상대적 수량효과(relative quantity effect), 상대적 효율성효과(relative efficiency effect), 자본과의 상대적 보완관계효과(relative capital complementarity effect)의 세 가지 요인에 영향을 받게 된다. 양(+)의 IST충격은 $\{G_{K_{e,t}}\}$ 를 증가시키게 되는데, $\nu > \varphi$ (즉 $\frac{1}{1-\nu} > \frac{1}{1-\varphi}$)이면 노동유형 2의 임금격차는 증가한다. 이는 노동유형 1과 설비자본 간 대체탄력성($\frac{1}{1-\nu}$)이 노동유형 2와 설비자본 간 대체탄력성($\frac{1}{1-\varphi}$)보다 크다는 노동유형 2의 ‘상대적 보완성(relative complementarity)’이 존재하는 경우이다. 그러나 $\nu < \varphi$ (즉 $\frac{1}{1-\nu} < \frac{1}{1-\varphi}$)인 경우는 양(+)의 IST충격으로 노동유형 2의 임금격차는 오히려 감소한다. 이는 노동유형 2와 설비자본 간 대체탄력성이 보다 큰 노동유형 2의 ‘상대적 대체성(relative substitutability)’이 존재하는 경우에 해당한다.

또한 노동유형 1보다 노동유형 2의 노동공급이 더 빠르게 늘어나는 양(+)
 노동유형 2 상대공급충격은 상대적 수량효과인 $\{G_{N_{2,t}} - G_{N_{1,t}}\}$ 의 증가를 가져
 오는데, $\nu < 1$ 이므로 노동유형 2의 임금격차를 감소시킨다.

한편 수요충격에 해당하는 각 노동유형별 양(+)
 생산성충격은 $\{G_{e^{b1,t}}\}$ 또는 $\{G_{e^{b2,t}}\}$ 에 영향을 주게 되는데, ν 와 $(\nu - \varphi)$ 의 값에 따라 노동유형 2의 임금
 격차 변화방향이 달라진다. 따라서 이들 충격의 식별을 위해서는 먼저 가정된
 ν 값을 기초로 하여 <표 1>의 내용과 부합하도록 사전적으로 임금격차의 방향
 변화를 설정한다. 이후, 이러한 설정이 양(+)
 IST충격시에 알 수 있는 $(\nu - \varphi)$ 의 부호결과와 서로 양립가능한지를 사후적으로 검증하게 된다. 예를
 들어, 두 노동유형 간 대체관계($\nu > 0$)를 가정하는 경우, 음(-)의 노동유형 1
 생산성충격은 $\{G_{e^{b1,t}}\}$ 를 감소시켜 $G_{\Omega_t} \uparrow$ 과 $TFP \downarrow$ 을 가져온다. 반면에, 양
 (+)의 노동유형 2 생산성충격은 $\{G_{e^{b2,t}}\}$ 를 증가시키는데, 노동유형 2에 상대적
 대체성($\nu - \varphi < 0$) 또는 약보완성($\nu - \varphi \geq 0$)이 존재하는 경우에는 역시
 $G_{\Omega_t} \uparrow$ 을 가져오지만, $TFP \uparrow$ 이라는 다른 부호반응을 나타내므로 이 두 구조
 충격을 식별할 수 있게 된다.¹²⁾ 따라서 이렇게 식별된 두 구조충격과 IST충격

<표 1> 노동유형별 생산성충격에 따른 임금격차의 변화방향

$G_{e^{b2,t}} \uparrow$	① $\nu > 0$	<노동유형 간 대체관계 가정>	
	a) $(\nu - \varphi) < 0$: 노동유형 2의 상대적 대체성	$\Rightarrow G_{\Omega_t} \uparrow$ (약보완성) $G_{\Omega_t} \uparrow$
	b) $(\nu - \varphi) > 0$: 노동유형 2의 상대적 보완성	$\Rightarrow G_{\Omega_t} ?$ (강보완성) $G_{\Omega_t} \downarrow$
	② $\nu < 0$	<노동유형 간 보완관계 가정>	
	a) $(\nu - \varphi) < 0$: 노동유형 2의 상대적 대체성	$\Rightarrow G_{\Omega_t} ?$ (강대체성) $G_{\Omega_t} \uparrow$ (약대체성) $G_{\Omega_t} \downarrow$
	b) $(\nu - \varphi) > 0$: 노동유형 2의 상대적 보완성	$\Rightarrow G_{\Omega_t} \downarrow$
$G_{e^{b1,t}} \uparrow$	① $\nu > 0$	<노동유형 간 대체관계 가정>	$\Rightarrow G_{\Omega_t} \downarrow$
	② $\nu < 0$	<노동유형 간 보완관계 가정>	$\Rightarrow G_{\Omega_t} \uparrow$

12) 또는 음(-)의 노동유형 2 생산성충격 시 $\{G_{e^{b2,t}}\}$ 를 감소시켜 $G_{\Omega_t} \downarrow$ 와 $TFP \downarrow$ 라는 부호반
 응으로도 두 구조충격을 일관되게 식별할 수 있다.

을 함께 고려했을 때, 양(+)¹³⁾의 IST충격에 대한 임금격차의 변화방향 결과에 따라 $(\nu - \varphi)$ 의 부호를 최종적으로 알 수 있게 된다.

2. 실증분석 구조 베이지안 VAR모형의 구성

이제 앞서 이론적 배경을 통해 도출된 식 (8)과 <표 1>을 바탕으로 하여, 이를 어떤 자료와 방법론을 사용하여 실증분석할 것인지 결정해야 한다. 예를 들어, 만약 식 (8)을 구성하는 모든 변수들이 관측가능하고 외생적(exogenous)이라면 이를 직접 회귀분석하여 계수를 추정해 볼 수도 있다. 그러나 실제로는 구성변수 중 직접 관측이 어렵거나 내생적인(endogenous) 부분이 있고 추정해야 할 계수간의 제약이 일부 비선형적인 복잡한 모습이다.

따라서 본 논문에서는 구성변수들의 내생적이고 동태적인 움직임을 반영하면서도 비관측변수의 변동을 충격으로 포착하는 구조 베이지안 VAR모형을 실증방법론으로 선택하였다. 즉 먼저 근로자 간 임금 및 고용 격차 등을 포함하는 5가지 변수로 구성된 축약형 VAR모형을 추정하고, 이로부터 투자고유충격 등 여러 기술충격을 구별해낼 수 있는 타당한 제약조건을 적용하여 구조모형으로 복원한 다음 이들 기술충격의 파급효과를 알아보는 것이다. 보다 구체적인 모형설정과 기술적인 설계부분은 <부록>을 통해 후술하였으며, 이하에서는 이러한 실증방법론의 핵심개념을 위주로 간략히 설명하고자 한다.

먼저, 5변수로 구성된 축약형 VAR모형을 추정하는 데 있어 본 논문은 Minnesota Prior 방식을 이용하는 베이지안 추정법을 사용하였다. OLS 등 전통적 방법론을 쓰지 않고 베이지안 추정을 선택한 것은 분석대상 자료가 소표본(32개)이고 5개 변수의 시차구조까지 반영하는 경우 추정계수에 소표본편의가 발생할 수 있는데, 이러한 문제를 어느 정도 해소할 수 있는 방법으로 베이지안 추정이 널리 활용되고 있음을 고려한 것이다. 즉 추정계수에 관해 사전적으로

13) 그러나 노동유형 2에 상대적 강보완성이 존재하는 경우에는 음(-)의 노동유형 2 생산성 충격으로 인한 $\{G_{e,2t}\}$ 감소로 G_{Ω_t} ↑와 TFP ↓가 나타나는데, 이는 음(-)의 노동유형 1 생산성충격 시와 동일한 부호반응이 되어 결국 두 구조충격은 부호제약으로 식별되지 않는다. 또한 강보완성 가정 자체가 이미 $(\nu - \varphi) > 0$ 이라는 양(+)¹³⁾의 IST충격에 따른 임금격차의 변화방향을 의미하므로 이러한 경우는 배제하고 식별제약을 논의한다.

알고 있는 어떤 정보가 있다면 이를 추정 시 직접 반영하여 불필요한 효율성의 낭비를 줄일 수 있다는 것으로, 특히 Minnesota Prior 방식은 시차구조를 갖는 변수들 간 VAR모형 구조에 있어 그 실용성이 매우 높다고 인정되는 대표적인 사전정보 설정방식이다. 예를 들어, 차분된 변수로 VAR모형을 구성한다면 이 모형의 추정계수들은 전반적으로 영(零) 근방에서 나타나게 될 것이며, 한 변수가 자기의 과거 시차에 반응하는 정도는 시차가 멀어질수록 작아지게 될 것이다. 아울러, 한 변수가 다른 변수의 과거 시차에 반응하는 정도(스케일 조정 후)는 자기의 동일시차 시 반응보다는 크지 않을 것이라는 것이 합리적이라는 것이다.¹⁴⁾

다음으로, 이렇게 추정된 축약형 VAR모형으로부터 본 논문이 관심을 가지는 투자고유충격(IST충격) 등 여러 기술충격을 동시에 구분해 낼 수 있다면 각 기술충격이 근로자 간 임금 및 고용 격차에 미치는 파급효과를 비교할 수 있게 된다. 이를 위해서는 여러 기술충격이 어떤 형태로 경제변수들에 영향을 미치는지를 이론 또는 실증적으로 정리하고, 이를 식별제약(identifying restriction)으로 도입하여 구조형 VAR모형을 도출하게 된다.

본 연구는 이러한 식별제약으로 4가지의 장기제약(long-run identifying restriction)을 도입하였다. 이러한 장기제약은 식 (1)~(8), <표 1> 등 앞서의 이론적 결과에 기초하면서 노동시장에 단기적으로는 여러 마찰요인(frictions)이 존재할 수 있어 이러한 결과가 매기마다 성립한다고 단정할 수는 없으나 장기적으로는 유효해야 함을 상정한 것이다. 4가지 장기 식별제약을 구체적으로 살펴보면 2개의 장기 무영향제약(long-run zero restriction)과 2개의 장기 부호제약(long-run sign restriction)으로 구성된다.

2개의 장기 무영향제약은 ① 투자고유충격을 제외한 나머지 기술충격들은 장기적으로 설비자본재의 상대가격에 영향을 주지 못한다는 것, ② 본 연구에서 식별하고자 하는 주요 기술충격 이외의 충격들은 VAR모형 변수들에 장기적으로 별 영향을 미치지 못한다는 것이다. 이를 통해 우선 투자고유충격의 장기적 영향력을 식별하고 앞서의 이론적 배경에서 도입하지 않은 구조충격들의 장기적 영향을 배제시킬 수 있다.

14) Minnesota Prior에 대한 보다 자세한 설명은 김남주(2015b)를 참조하기 바란다.

이어서 도입되는 2개의 장기 부호제약은 앞서의 이론적 결과에 정합한 방향으로 변수 간 관계변화를 가져오는 기술충격만이 본 연구에서 살펴보고자 하는 구조충격이며, 이러한 방향조건(부호)까지 포함하여 전체적인 VAR변수 간 관계를 살펴보는 것이 이론과 실증이 궤를 같이하는 방법이라고 보는 것이다. 실제적으로 이 과정을 통해서는 근로자 간 임금 및 고용 격차에 영향을 주는 또 다른 주요 기술충격들(노동공급충격, 각 근로자의 생산성 충격)이 식별될 것이다.

따라서 이러한 4가지 장기식별제약을 통해서 도출된 투자고유충격이 근로자의 노동유형별 임금 및 고용 격차에 미치는 효과는 이들의 임금 및 고용 격차에 큰 영향을 주는 노동공급충격, 생산성충격 등이 올바르게 작동하는 상황에서 분석된 결과로 해석할 수 있다.

Ⅲ. 실증분석

이 장에서는 앞서 설명한 분석방법을 우리나라 연간자료에 적용하여, 투자고유충격(IST충격)과 다른 구조충격들이 학력별/직무특성별 임금격차(상대임금), 고용격차(상대고용) 등 노동시장의 구조에 어떠한 영향을 미치는지 차례대로 분석하였다.

1. 투자고유충격과 숙련 - 미숙련(Skill-Unskill) 노동시장

가. 세부 모형설정 및 자료

먼저, 학력별로 근로자를 숙련(대졸 이상), 미숙련(고졸 이하)으로 구분한 경우에 ADF 및 KPSS 검정으로 단위근 여부를 점검한 결과, VAR 구성변수의 수준값에서는 모두 단위근이 존재하고 1차 차분값은 안정적임이 확인되어 1차 차분변수로 VAR모형을 구성하였다. 구성변수 간의 요한슨 공적분 검정결과, $p=2$ 인 경우에는 1% 유의수준에서 공적분관계가 존재하지 않았다. AIC, HQIC,

SBIC 등의 정보기준값과 분석시계열이 소표본(차분값 기준 연간 32개)인 점을 종합적으로 고려하여 VAR모형의 시차는 $p=2$ 로 결정하였다.

축약형 VAR모형의 베이저안 추정은 1,000번의 사후분포 임의추출을 통해 이루어졌으며, 이때 이용되는 Minnesota Prior의 파라미터 $\{a_1, a_2, a_3\} = \{0.2, 0.1, 10^5\}$, 시차반영함수 $k(p) = p^3$ 로 설정하여 분석하였다. 이 값들을 다양하게 변화시켜 점검한 경우에도 주요 분석결과는 크게 달라지지 않았다.

동 분석에서 적용된 네 가지 식별제약은 앞서 설명된 대로 적용되었는데, 숙련노동과 미숙련노동 간 대체탄력성($1/(1-\nu)$)이 1보다 크다는 선진국에 관한 Katz and Murphy(1992), Teulings and van Rens(2008), 우리나라에 관한 문성배·홍봉표(2004)의 연구결과를 반영하여 숙련-미숙련노동은 서로 대체관계($0 < \nu < 1$)인 것으로 가정하였다.

본 논문에서 사용된 설비자본재 가격으로는 한국은행의 국내공급물가지수 중 ‘최종재자본재(국산) 지수’를 이용하였다. 설비자본재 가격으로 해당 GDP디플레이터 지수를 사용할 수도 있겠으나, 동 지수에는 수입품이 포함되어 있어 교역조건 변화 등 해외교란요인이 영향을 줄 수 있다는 Kim and Kim(2010)의 지적이 있었다. 따라서 이러한 요인이 배제된 최종재자본재(국산) 국내공급물가지수를 사용하게 되었다. 소비자재 가격으로는 Fisher(2006), Kim and Kim(2010) 등을 참고하여 GDP 소비 중 비내구재, 준내구재, 서비스, 정부소비의 합으로 계산된 소비지출 GDP디플레이터를 산출하여 이용하였다.

학력에 따른 고용(근로시간)과 임금자료는 고용노동부 고용형태별 근로실태조사 중 상용근로자 10인 이상 사업체 원자료를 이용하였다.¹⁵⁾ 숙련프리미엄(상대임금)과 상대고용의 계산은 Mincer 회귀분석을 이용한 평균 로그임금 추정치와 해당 그룹별 총근로시간을 이용하는 Balleer and Rens(2013), 김남주(2015b)의 방식을 따랐다.¹⁶⁾ 1인당 총고용 계산에 필요한 인구자료는 통계청 경제활동인구조사의 만 15세 이상 인구를 이용하였다. 이상의 자료들은 모두

15) 고용형태별 근로실태조사에서 다음의 사업체는 제외된다.

: 국가 또는 지방행정기관, 군·경찰 및 국·공립교육기관, 국제기구 및 외국기관, 가사서비스업, 개인운영 농림어업체. 또한 동 조사에서 자영업자, 고용주, 무급가족종사자는 제외된다.

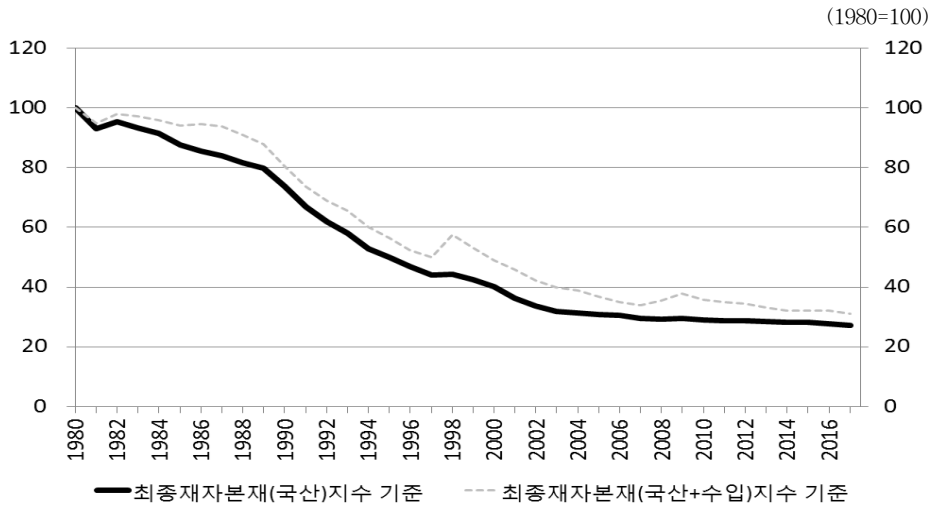
16) 보다 자세한 계산과정은 김남주(2015b)를 참조하기 바란다.

1980년부터 2017년까지의 연간자료를 활용하였다.

그러나 중요소생산성은 자료상의 한계로 1980년부터 2012년까지의 한국생산성본부 ‘중요소생산성 국제비교(2014)’ 산출기준(2003SNA)을 사용할 수밖에 없었다. 이는 현재 2015년까지 발표된 2008SNA기준 자료의 경우 과거 시계열이 1995년 이후부터 제공됨에 따른 것이었다. 따라서 본 논문의 구조 VAR 모형 분석은 1980년부터 2012년까지의 연간자료들을 이용하여 추정하게 되었다.

[그림 1]에서 알 수 있듯이, 소비자가격 대비 설비자본재의 상대가격은 1980년 이후 꾸준히 하락하는 가운데, 2000년대 중반 이후 다소 주춤한 모습이다. 설비자본재 상대가격의 역수는 설비자본재의 기술변동을 나타내므로, 상대가격 하락은 설비자본재의 기술진보를 의미하게 된다. 즉 우리나라에서도 미국 등 선진국에서와 같이 해당 분야에서 지속적인 기술진보가 있어 왔음을 확인할 수 있다.¹⁷⁾

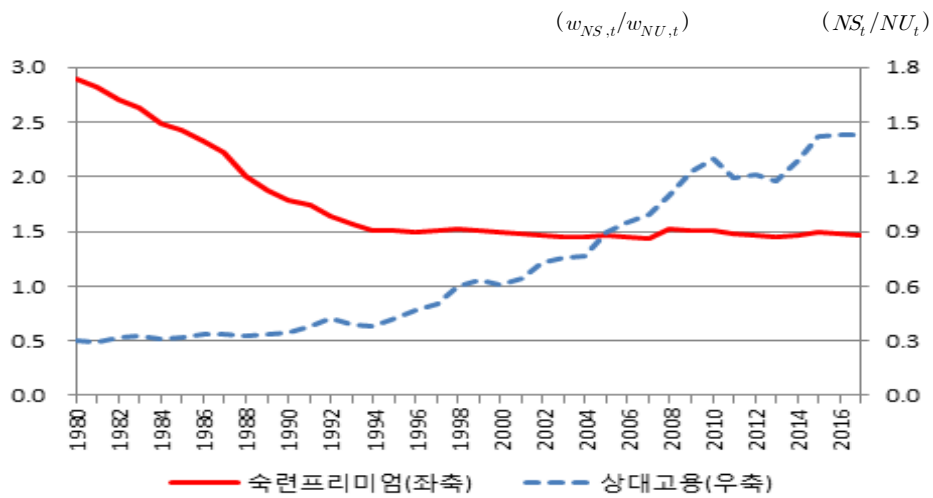
[그림 1] 설비자본재 상대가격 추이



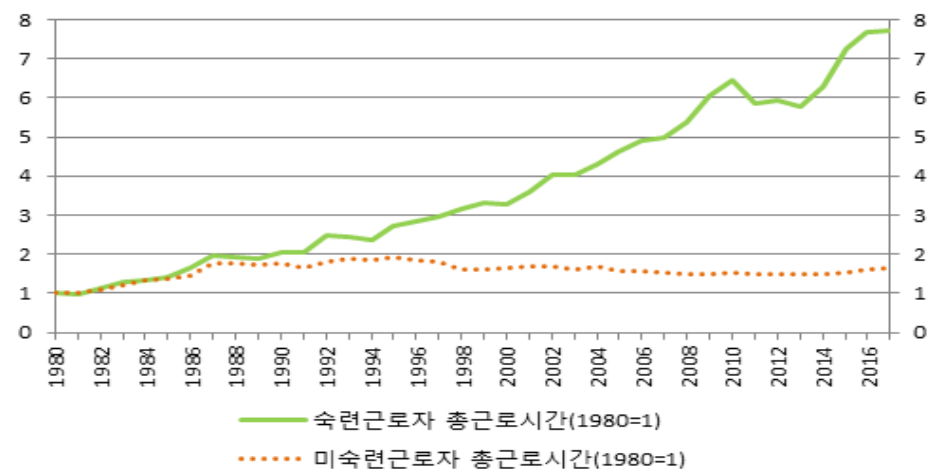
17) 해외교란요인까지 포함하는 (국산+수입)지수의 경우에는 외환위기, 글로벌 금융위기 등의 시기에 일시적인 이탈이 발생하였음을 알 수 있다. 또한 설비자본재 가격지표는 이론적으로 계산된 것이 아니라 생산과정 투입을 위해 실제 시장에서 거래된 실측가격에 기반한 것이므로 우리나라의 가용 설비자본에서 실제로 꾸준한 성능향상이 있었음을 알 수 있다.

[그림 2]와 [그림 3]에는 숙련노동의 숙련프리미엄과 상대고용,¹⁸⁾ 각 근로자의 절대고용 추이가 나타나 있다. 이를 살펴보면, 우리나라의 숙련프리미엄은 1997년 외환위기까지 지속적으로 감소하였으나 외환위기 이후 정체되었다. 2008년 글로벌 금융위기 시에 일시 반등하기는 하였으나 이후 다시 감소하였다.

[그림 2] 학력기준 숙련노동의 숙련프리미엄과 상대고용



[그림 3] 학력기준 숙련·미숙련근로자의 고용수준



18) 그림에서는 이해의 편의를 위해 로그화하지 않은 임금과 고용의 비율로 나타내었다.

이에 비해, 숙련근로자의 상대고용은 숙련노동수요의 지속적 확대에 힘입어 2000년대 후반까지 꾸준히 증가하였으나, 2010년대 들어서면서 부분적으로 정체되는 모습을 보이고 있다. 따라서 2010년 이전의 양상은 지속적 경제성장 과정에서 산업핵심인력인 대졸자에 대한 기업들의 고용수요가 증가하고 학력향상으로 인한 대졸자의 노동시장 유입도 증가하면서, 이들의 임금상승은 제한되고 상대고용은 늘어난 것으로 볼 수 있다. 그러나 2010년대에 접어들면서 경제성장 약화에 따라 대졸자에 대한 기업들의 고용수요가 위축되면서 상대고용도 제약받고 있는 것으로 판단된다.

나. 분석결과 : 충격반응함수 및 예측오차 분산분해

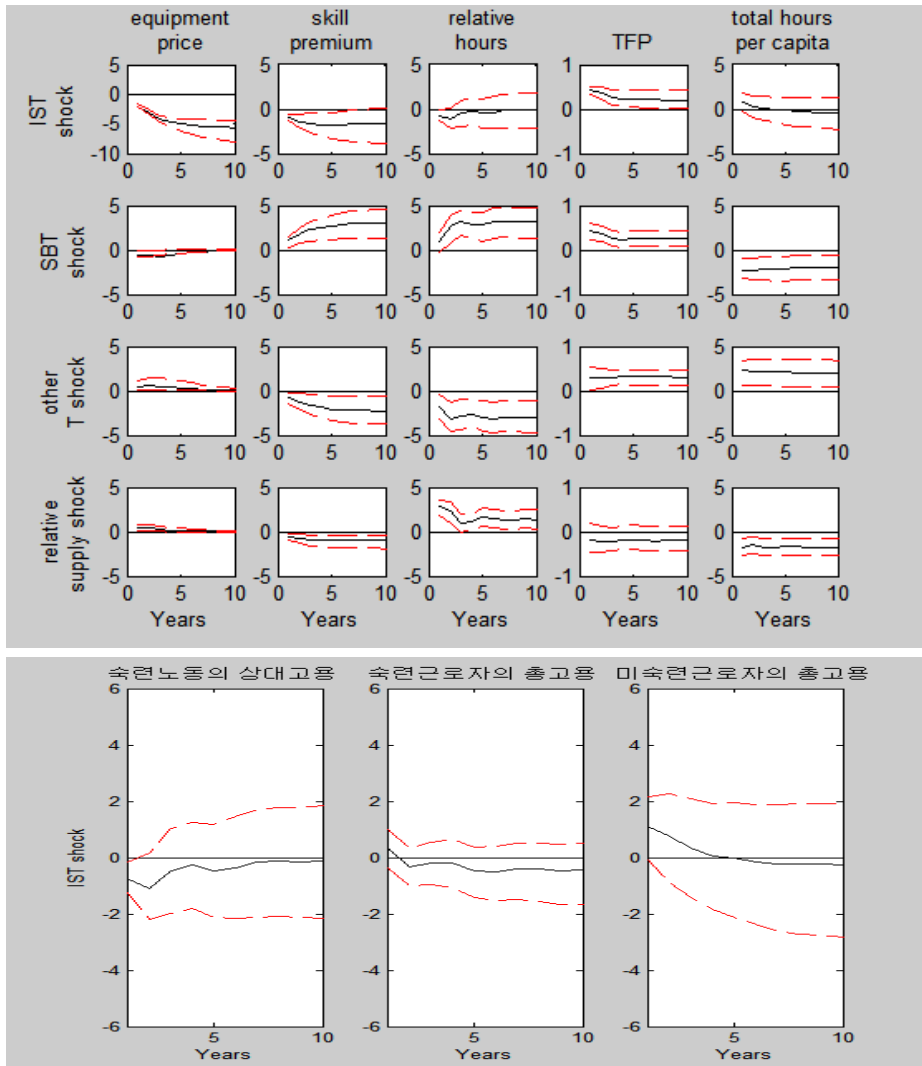
네 가지 주요 구조충격에 양(+)¹⁹의 한 단위 표준편차 충격이 발생할 때, 설비자본재의 상대가격, 숙련근로자의 숙련프리미엄(skill premium)과 상대고용, 총요소생산성, 인구 1인당 총고용의 로그수준 값에 어떠한 변화가 있는지 충격반응함수를 통해 살펴보았다. 베이저안 추정²⁰에 따른 사후분포 임의추출(1,000번)과 장기 부호제약에 따른 회전행렬의 임의추출(1,000번)이 함께 적용됨으로써 조밀한 충격반응함수 분포를 구할 수 있었다. 이 중 중위값(median)과 16/84 분위값(percentile)인 1표준편차(68%) 신뢰구간으로 결과를 도시하였다.¹⁹⁾

[그림 4]에서 보면, 양(+)²¹의 투자고유충격(IST충격)으로 숙련프리미엄은 충격 발생기와 이후 8년 내에서 유의하게 하락하였다. 양(+)²²의 IST충격은 설비자본재의 기술진보로 해석되므로, 동 기술진보가 발생하면 숙련근로자의 임금은 미숙련근로자의 임금에 비해 상대적으로 더 작게 상승하거나 더 크게 하락한다는 것이다. 이러한 현상의 원인으로 총생산함수의 자본-노동유형 간 상대적 보완관계효과를 생각해 볼 수 있다. 즉 경제전체의 생산기술상 숙련노동과 설비자본 간 대체탄력성($\frac{1}{1-\varphi}$)이 미숙련노동과 설비자본 간 대체탄력성($\frac{1}{1-\nu}$)보다 크다면(설비자본-숙련노동 간 상대적 대체성; $\varphi > \nu$), 양(+)²³의 IST충격으로 숙련프리미엄은 하락할 수 있다.

이러한 결과는 자본-숙련노동 간 상대적 보완성에 주목했던 Krusell et al.

19) 이때의 Y축 값은 결국 각 변수의 변화율(%)를 의미하게 된다.

(그림 4) 숙련-미숙련 노동시장의 충격반응함수



(2000) 등과는 달리 상대적 대체성의 가능성을 제기한 Balleer and Rens(2013)의 견해가 우리 경제에도 어느 정도 설득력이 있음을 의미한다. 즉 경제성장과 함께 생산기술이 단순노동을 대체할 수 있는 기계설비의 대량도입이라는 초기 형태로부터 기능적 공정까지 수행할 수 있도록 기계설비를 정밀화·자동화하는 방향으로 변화하였다면, 미숙련근로자보다는 숙련근로자를 더 많이 대체하려는 속성을 지닌 설비자본이 오늘날 우리 경제에서 가용 중인 것으로 해석할

수 있다. 다만, 상대고용과 절대고용의 충격반응함수 신뢰구간에 0이 포함되어 있어 고용반응이 통계적으로 유의하게 나타나지는 않았다. 그러나 중위값 기준으로 보면, 설비자본재의 기술진보로 두 근로자의 고용이 단기에는 일시 증가하였지만 숙련고용의 증가폭이 더 작았으며, 장기에는 두 근로자의 고용이 모두 감소하였지만 숙련고용이 더 크게 감소하였다. 따라서 중위값 기준에서는 숙련노동의 상대고용이 하락하는 것으로 나타나 상대적 대체성의 효과를 고용에서도 확인할 수 있었다. 아울러, 양(+의 IST충격은 총고용에 유의한 변화를 가져오지는 못하였다.

이상의 결과를 종합해 보면, 양(+의 IST충격으로 인한 설비자본재의 기술진보는 숙련프리미엄을 유의하게 하락시키는 임금구조 변화를 가져오게 된다.²⁰⁾ 만약, 우리나라의 경우 총생산함수상 설비자본과 숙련노동 간 상대적 대체성이 존재한다면, 이러한 결과가 설명될 수 있음을 알 수 있었다. 그러나 동 충격이 숙련근로자의 상대고용도 하락시킨다고 단정할 수 없어 고용구조 변화까지 가져오지는 못하였다. 다만, 중위값 기준으로 숙련근로자의 상대고용이 하락하는 결과(단기에 숙련고용 증가<미숙련고용 증가, 장기에 숙련고용 감소>미숙련고용 감소)도 가능함을 확인하였다. 아울러, 양(+의 IST충격은 총고용에 유의한 영향을 주지는 못하였다.

다음으로 식별된 구조충격들의 평균적 설명력을 비교해 볼 수 있는 예측오차 분산분해를 실시하였다. <표 2>에는 주요 변수의 로그 수준값에 대한 충격발생 후 5년, 10년, 20년의 예측오차 분산분해 결과를 중위값과 1표준오차 신뢰구간(16분위값, 84분위값)으로 제시하였다.

먼저, 투자고유충격(IST충격)은 노동시장 변수의 변동을 설명하는데 유의한 구조충격이었다. 특히 숙련프리미엄 변동에는 약 16~20%의 상당한 설명력을 보였다. 반면에, 숙련 근로자의 상대고용이나 경제전체 1인당 총고용 등 고용변수에 대한 설명력은 약 5~7%에 머물렀다. 이러한 점에서 볼 때, IST충격은 노

20) 한국의 사회동향 2017(통계청)에 따르면, 1995~2016년 중 중졸 이하자의 임금은 144%, 고졸자는 169%, 4년제 대졸 이상은 186% 증가한 것으로 나타났는데, 이는 본 연구에서 분석한 기술변화 요인 이외에도 경기변동, 노동시장 제도변화, 교육수준 향상 등 노동수요 및 공급에 영향을 미쳐 근로자 간 임금 및 고용 격차에 변화를 가져오는 요인들이 종합적으로 반영된 결과이다.

〈표 2〉 예측오차 분산분해 - 숙련·미숙련 노동시장 분석

예측시점(년)	5년	10년	20년
설비자본재 상대가격			
투자고유충격	92.75(82.2, 97.8)	97.22(92.7, 99.1)	98.84(97.0, 99.6)
숙련편향적 기술충격	2.35(0.2, 10.2)	0.95(0.1, 4.1)	0.40(0.04, 1.7)
숙련노동의 상대공급충격	0.56(0.1, 2.2)	0.21(0.04, 0.8)	0.09(0.02, 0.3)
숙련편향외 기술충격	1.39(0.2, 6.9)	0.56(0.1, 2.8)	0.24(0.03, 1.1)
숙련프리미엄			
투자고유충격	19.91(3.8, 45.0)	16.94(3.1, 44.6)	15.98(2.7, 45.4)
숙련편향적 기술충격	38.08(6.3, 72.4)	38.89(6.9, 74.9)	38.95(6.9, 75.9)
숙련노동의 상대공급충격	4.78(1.1, 16.2)	3.85(0.7, 14.5)	3.41(0.5, 13.6)
숙련편향외 기술충격	20.88(1.4, 55.2)	21.39(1.4, 56.4)	21.40(1.3, 56.8)
숙련노동의 상대고용			
투자고유충격	5.56(1.8, 16.6)	6.68(1.8, 20.0)	7.01(1.5, 24.1)
숙련편향적 기술충격	33.28(7.3, 59.9)	36.20(6.9, 65.4)	36.65(6.6, 67.8)
숙련노동의 상대공급충격	15.35(5.0, 33.2)	10.19(2.7, 26.4)	7.84(1.5, 23.5)
숙련편향외 기술충격	35.54(5.1, 68.2)	36.12(4.7, 70.4)	35.53(4.4, 70.8)
1인당 총고용			
투자고유충격	4.62(1.4, 13.8)	5.68(1.4, 19.3)	6.00(1.3, 23.8)
숙련편향적 기술충격	22.35(3.7, 45.1)	20.62(3.3, 44.0)	18.83(2.8, 43.1)
숙련노동의 상대공급충격	12.95(3.0, 29.4)	13.10(3.1, 30.3)	13.25(3.0, 30.9)
숙련편향외 기술충격	21.68(2.3, 48.8)	20.36(2.0, 47.2)	19.06(1.8, 46.0)

주: * 사후분포의 중위값이며 ()안은 16 및 84분위값이다.

동시장 임금변수에 약 3배 정도 더 큰 영향을 미치는 것으로 판단된다. 이는 미국에 관한 연구결과와는 대조되는 부분이다. 미국의 경우, IST충격이 숙련프리미엄에는 약 2~8%의 낮은 설명력을 보였으나 숙련노동의 상대고용에는 약 38~51%, 1인당 총고용에는 약 7~12%의 상대적으로 높은 설명력을 나타냈다.²¹⁾

이렇게 IST충격이 영향을 주는 노동시장 변수가 두 국가 간에 차이가 나는

21) 보다 구체적인 내용은 Balleer and Rens(2013)의 <Table 4>를 참조하기 바란다.

원인은 무엇일까? 이에 대해 다음과 같은 설명도 가능할 것으로 보인다. IST충격은 생산요소 간 대체관계로 인해 각 생산요소의 투입수준 변화를 가져오게 된다. 이 때, 우리나라에서는 여러 사회·제도적 제약요인으로 인해 기업들의 고용변동이 임금변동보다 상대적으로 더 많은 조정비용이 소모될 수 있다.²²⁾ 이 경우, 고용변수보다는 임금변수를 통한 반응이 더 빈번하게 일어날 수 있다. 반면에, 고용의 유연성이 우리나라보다 높은 미국에서는 고용변수를 통한 반응도 강하게 일어날 수 있다. 이를 통해 우리나라에서 IST충격은 고용변수보다는 임금변수에 더 큰 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

2. 투자고유충격과 정형 - 비정형직(Routine-Nonroutine) 노동시장

가. 세부 모형설정 및 자료

직업의 직무특성에 따라 노동시장을 구분하여 분석한 경우, 단위근 검정에 따라 안정적인 1차 차분변수로 VAR모형을 구성하였으며, 요한슨 공적분 검정 결과 $p=2$ 인 경우에 1% 유의수준에서 공적분관계가 존재하지 않았다. AIC, HQIC, SBIC 등의 정보기준값과 표본규모(차분값 기준 연간 32개)를 고려하여 VAR모형의 시차는 $p=2$ 로 결정하였다.

축약형 VAR모형 베이지안 추정 시 Minnesota Prior 파라미터 $\{a_1, a_2, a_3\} = \{0.5, 0.45, 10^5\}$, 시차반영함수 $k(p) = p^2$ 으로 설정하였으며, 이 값들을 다양하게 변화시켜도 분석결과에 큰 차이가 없음을 확인하였다.

정형 - 비정형직 노동시장 분석에 네 가지 장기 식별제약을 적용하는 경우, 정형 - 비정형직 근로자 간 대체탄력성($1/(1-\nu)$)에 관한 선행연구가 없어 선불리 이를 1보다 커서($0 < \nu < 1$) 서로 대체관계인 것으로 단정할 수는 없다. 따라서 이하에서는 먼저 정형 - 비정형직 노동 간 대체관계($0 < \nu < 1$)인 경우

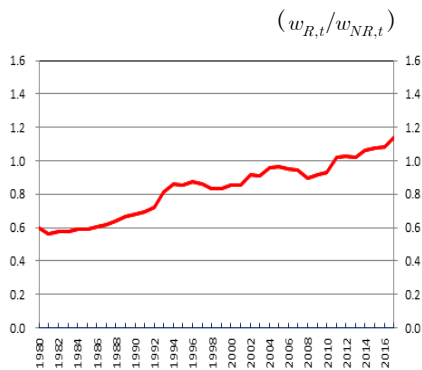
22) 본 연구에서는 고용량을 총근로시간(=총고용인원×노동시간)으로 설정한 관계로, 고용인원을 변경하는 데 조정비용이 크게 발생하더라도 기업이 기존에 고용된 근로자들의 노동시간을 변경함으로써 조정비용을 줄일 수도 있다. 따라서 ‘상대적으로’의 의미는 이러한 고용여부 및 노동시간 결정까지를 포괄한 고용변동상의 제약이 임금변동상의 제약보다 큰 환경이라는 것을 말한다.

를 기본전제로 하여 앞서 이론적 설명과 동일한 부호설정으로 분석하였고, 보완관계($\nu < 0$)인 경우에 대해서는 부호설정을 달리한 장기 부호제약을 적용하여 그 결과가 여전히 유효함을 확인하였다.

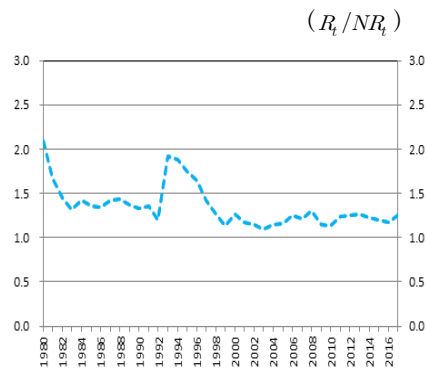
본 분석에 필요한 설비자본재 상대가격, 중요소생산성, 1인당 총고용은 앞서 숙련-미숙련 분류 시와 동일한 자료를 이용하였다. 다만, 직업의 직무특성에 따른 고용(근로시간)과 임금자료는 고용노동부 고용형태별 근로실태조사(상용근로자 10인 이상 사업체)의 원자료를 직업(occupation)에 따라 정형직, 비정형직으로 구분하여 계산하였다.²³⁾ [그림 5]~[그림 7]에는 비정형직에 대비한 정형직 근로자의 임금격차와 고용변화가 나타나 있다.²⁴⁾

먼저, 1980년대에 정형직의 임금은 비정형직 임금의 60% 내외였으나, 이후 비정형직 임금보다 빠르게 상승하면서 최근 추월하기에 이르렀다. 한편 두 근로자의 절대고용 수준은 모두 지속적인 증가세를 보였으며, 상대고용 비율은 1990년대 중반을 제외하고는 비교적 안정적인 수준을 보였다. 이러한 현상은 정형직의 상대적 노동수요 증가와 상대적 노동공급 감소가 맞물려 나타난 것으로

[그림 5] 정형직(Routine) 노동의 임금격차

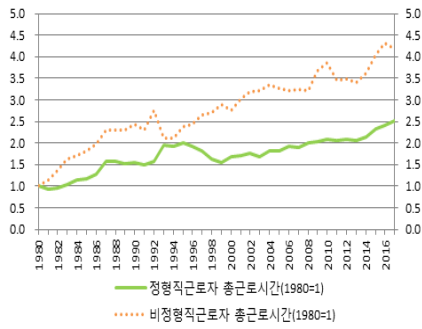


[그림 6] 정형직(Routine) 노동의 상대고용

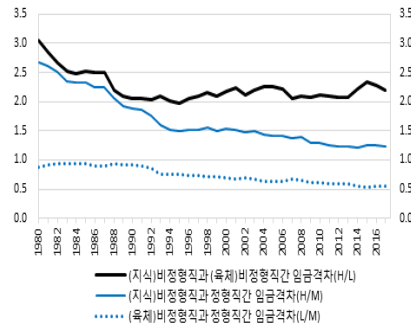


23) 직업의 세부적인 분류방법은 김남주(2015a)를 따랐으며, 중숙련(middle-skill) 근로자는 정형직, 고숙련(high-skill)과 저숙련(low-skill) 근로자는 각각 비정형직 지식노동 및 비정형직 육체노동 근로자에 해당된다.
 24) 그림에서는 이해의 편의를 위해 임금격차와 상대고용은 로그화하지 않은 비율로 표시하였다.

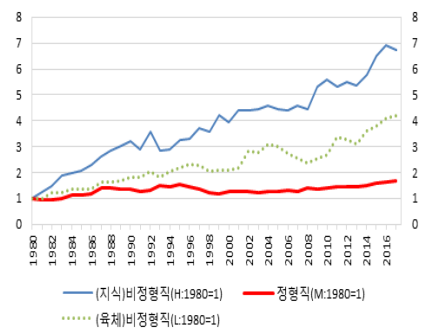
[그림 7] 직무기준 근로자의 절대고용



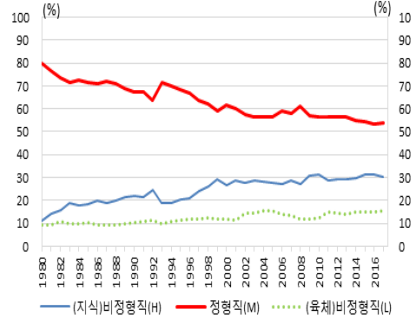
[그림 8] 직무기준 근로자 간 임금격차 ($w_{X,t}/w_{Y,t}$)



[그림 9] 직무기준 근로자의 절대고용 변화



[그림 10] 직무기준 근로자의 고용비중 변화



로 보인다. 즉 생산방식의 대량화에 따라 비정형직보다는 정형직에 대한 기업들의 노동수요가 더 크게 증가하고, 교육의 질 향상을 통해 비정형직 지식근로자의 노동공급이 크게 늘어난 데 따른 것으로 추측된다.

추가적으로 [그림 8]~[그림 10]에서는 비정형 지식근로자와 비정형 육체근로자의 임금과 고용추이가 제시되었다. 비정형 지식 및 육체근로자의 고용 간 관계는 비교적 안정적이고 이들의 정형직 대비 상대임금 또한 동일한 방향으로 변화하였으므로, 이들을 비정형직 하나로 묶어 정형직 근로자와 비교·분석하는 데에는 큰 무리가 없을 것으로 판단하였다. 그러나 보다 엄밀한 분석을 위해서는 비정형 지식근로자와 비정형 육체근로자를 분리하고 정형직 근로자와 함께 3가지 노동유형으로 노동력을 구성하는 것이 더 바람직하다는 점은 부인할

수 없다. 이를 위해서는 3가지 노동유형의 노동과 설비자본재와의 결합형태, 이들간 대체탄력성 관계의 설정, 노동유형 간 연쇄적 대체효과로 인한 구조충격의 식별곤란 등 복잡한 문제들을 해결해야 하는데, 아직은 국내외적으로 뚜렷한 해결책이 없는 상황이다.

그럼에도 불구하고, 본 논문에서는 단계적 접근의 일환으로 우선 정형/비정형직으로 양분하여 사용가능한 실증방법론으로 적용해 보고자 하였다. 정형/비정형직 또는 정형/비정형직 육체근로자로 양분하는 것도 생각해 볼 수 있겠으나, 이러한 구분하에서는 본 논문에 설정하는 식별제약의 유용성이 크게 떨어지게 되는 문제가 있다. 즉 이들 노동유형 간 임금 및 고용 격차에 영향을 미치는 기술충격들이 혼재되지 않고 서로 식별되는가가 중요한데, 근로자 구성에서 제외된 노동유형에서 일어나는 생산성충격 등의 영향이 여타 기술충격에 혼재되어 나타나기 때문이다. 예를 들어, 정형/비정형직 근로자로 분석하는 경우, 근로자 구성에서 제외된 비정형 육체근로자에서 발생한 양(+)의 생산성충격은 생산과정에서 노동력 대체를 통해 정형직 근로자와 비정형 직근로자를 일부 대체시킬 수 있다. 이때, 정형직이 비정형직 근로자에 비해 더 많이 대체된다면 정형/비정형직 근로자 간 임금 및 고용 격차는 하락하게 된다. 이러한 현상은 정형직 근로자에게 음(-)의 생산성충격이 일어나거나 비정형직 근로자에게 양(+)의 생산성충격이 있는 경우에도 가능한데, 비정형 육체근로자를 VAR모형에 포함시키지 않는 한 이들을 구분하기는 불가능하다.

이런 점에서 볼 때, 이하 제시된 정형/비정형직 분석은 앞서 제시한 방법론적 지향점을 염두에 두면서, 설비자본재와의 대체관계에 있어 정형직 근로자와 차별화될 수 있는 공통적 노동유형을 비정형직으로 간주하여 묶은 것으로 볼 수 있다. 따라서 분석결과를 해석할 때는 비정형직 내에 존재하는 이질성을 명시적으로 반영하지는 못했다는 점에 주의할 필요가 있음을 밝힌다.

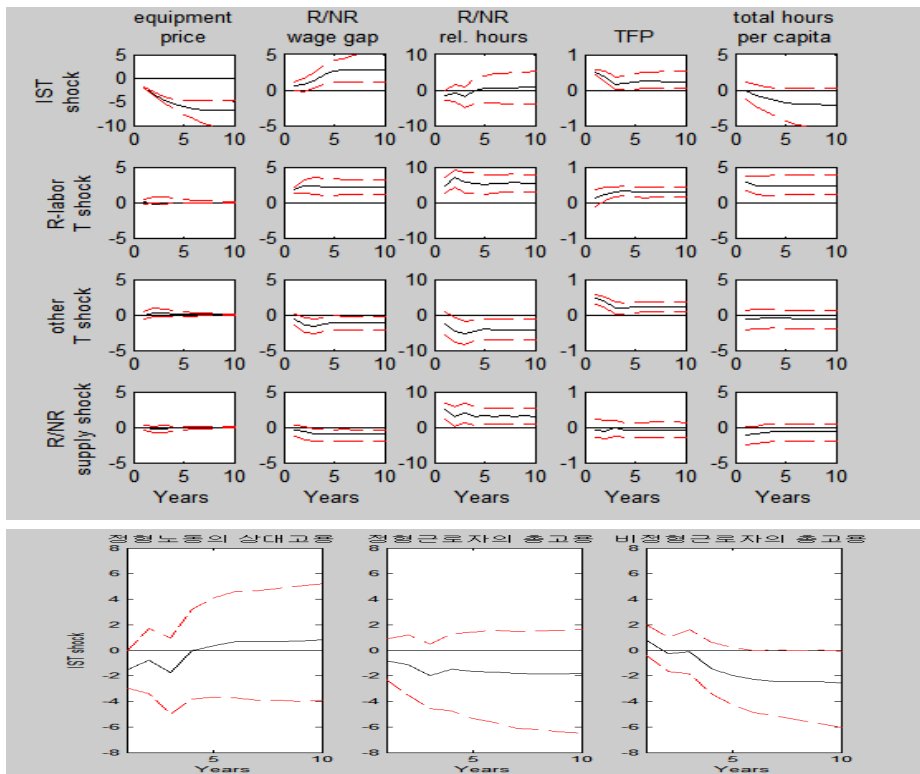
나. 분석결과: 충격반응함수 및 예측오차분산분해

정형직과 비정형직 노동 간 대체관계를 전제로 하여, 주요 구조충격에 양(+)의 한 단위 표준편차 충격이 발생할 때 나타나는 충격반응함수를 살펴보았다. 이 경우, 종속변수는 설비자본재의 상대가격, 정형근로자의 임금격차(wage

gap)와 상대고용, 총요소생산성, 1인당 총고용으로 이들의 로그수준값 변화를 중위값과 1표준편차(68%) 신뢰구간(16~84 분위값)으로 나타냈다.

[그림 11]에서 보면, 양(+의 투자고유충격(IST충격)은 정형근로자의 임금격차를 유의하게($t \geq 3$) 상승시켰다. 즉 설비자본재의 기술진보가 발생하면 정형직 근로자의 임금은 비정형직 근로자의 임금에 비해 상대적으로 더 크게 상승하거나 더 작게 하락한다는 것이다. 이의 원인을 총생산함수의 자본-노동유형 간 상대적 보완관계효과에서 찾아본다면, 정형노동과 설비자본 간 대체탄력성($\frac{1}{1-\varphi}$)이 비정형노동과 설비자본 간 대체탄력성($\frac{1}{1-\nu}$)보다 작다는($\varphi < \nu$) 설비자본-정형노동 간 상대적 보완성(relative complementarity)이 존재하기 때문으로 볼 수 있다. 즉 우리 경제에서 가용 중인 설비자본은 정형직 근로자보다는 비정형직 근로자를 더 많이 대체하려는 속성이 있음을 의미한다.

(그림 11) 정형-비정형직(대체관계) 노동시장의 충격반응함수(1) : $0 < \nu < 1$



이러한 결과는 정형화된 업무를 자본재로 대체하는 방향으로 생산기술 진보가 이루어진다는 정형대체적 기술진보(routine-biased technological change : 이하 RBTC) 가설²⁵⁾과는 배치되어 보인다. 그러나 이에 대해서는 다음과 같이 해석해 볼 수 있을 것이다. 본 논문에서 다루는 설비자본재의 기술진보는 설비자본재가 가지고 있는 기존 기능의 성능개선에 주로 초점을 두고 있다. 반면에, RBTC는 이러한 성능개선을 넘어서 정형노동을 대체하는 신기능이 설비자본재에 탑재되는 외연적(外延的) 기술발전에서 나타나는 현상으로 볼 수 있다. 예를 들어, 산업용 컴퓨터의 공정처리속도 향상은 설비자본재의 기술진보로 볼 수 있으나, 무인자동화된 자료입출력 기능까지 갖춘 산업용 컴퓨터의 도입은 설비자본재의 기술진보가 아닌 정형적 일자리를 대체하는 RBTC로 보는 것이 타당하다는 것이다. 이에 근거하면, 본 논문의 결과는 우리나라 가용 설비자본재의 기존 기능 성능향상에 국한되어 해석될 필요가 있다.

다만, 여기에서도 상대고용과 절대고용에 대한 충격반응함수가 신뢰구간 안에 0을 포함하고 있어 고용반응이 통계적으로 유의하지는 않았다. 중위값을 기준으로 고용변화를 살펴보면, 양(+)²⁶⁾의 IST충격은 충격발생기($t=1$)에는 정형직 고용을 감소시키고 비정형직 고용을 증가시킨다. 그러나 충격발생기 이후($t \geq 2$)에는 비정형직 고용이 감소로 전환되고 그 폭도 점차 확대되어, 결국 정형직 고용의 감소폭보다 더 크게 감소한다.

따라서 우리나라에서 설비자본재의 기술진보가 일어나면, 정형직 근로자의 임금격차는 상승하게 된다. 그러나 정형직 근로자의 상대고용도 상승한다고 단정할 수는 없다. 다만, 충격발생기에는 상대고용이 하락하다가 이후에는 상대고용이 상승하는 변화도 충분히 가능해 보인다. 또한 양(+)²⁷⁾의 IST충격은 숙련-미숙련 분류에서와 같이 총고용 변화에는 유의한 효과를 미치지 못하였다. 이러한 분석결과는 정형-비정형직 노동 간 보완관계를 가정한 충격반응함수에서도 동일하였다.

다음으로, <표 3>에서는 정형-비정형직 노동시장에 관한 5년, 10년, 20년 후 예측오차 분산분해 결과를 중위값과 1표준오차 신뢰구간(16분위, 84분위)으로

25) 보다 자세한 내용은 Autor, Levy and Murnane(2003), Autor and Dorn(2013), 김남주(2015a)를 참조하기 바란다.

〈표 3〉 예측오차 분산분해 - 정형·비정형직 대체관계의 경우($0 < \nu < 1$)

예측시점(년)	5년	10년	20년
설비자본재 상대가격			
투자고유충격	96.38(92.1, 98.4)	98.75(97.1, 99.5)	99.52(98.8, 99.8)
정형직노동의 생산성충격	0.73(0.2, 2.6)	0.26(0.1, 1.0)	0.10(0.02, 0.4)
정형직노동의 상대공급충격	0.58(0.1, 2.1)	0.21(0.05, 0.7)	0.08(0.02, 0.3)
그 외 기술충격	0.45(0.1, 1.5)	0.16(0.04, 0.6)	0.06(0.01, 0.2)
정형직노동의 임금격차			
투자고유충격	24.28(6.4, 48.4)	39.22(11.1, 66.1)	47.10(13.9, 76.0)
정형직노동의 생산성충격	36.83(12.3, 69.6)	28.46(8.2, 62.6)	23.13(5.4, 59.1)
정형직노동의 상대공급충격	5.13(1.3, 26.6)	4.43(1.1, 24.3)	3.86(0.9, 22.7)
그 외 기술충격	12.18(1.9, 40.0)	8.64(1.0, 32.2)	6.30(0.5, 27.9)
정형직노동의 상대고용			
투자고유충격	6.60(2.3, 18.2)	9.61(2.7, 28.2)	10.83(2.4, 40.1)
정형직노동의 생산성충격	37.15(14.0, 65.5)	35.77(12.1, 64.9)	33.55(9.9, 64.4)
정형직노동의 상대공급충격	14.73(3.6, 39.1)	12.55(2.5, 36.4)	10.87(1.6, 34.4)
그 외 기술충격	21.84(2.9, 55.7)	21.34(2.4, 55.0)	20.23(2.1, 54.3)
1인당 총고용			
투자고유충격	9.43(2.6, 34.0)	14.38(3.5, 47.7)	18.42(3.4, 59.0)
정형직노동의 생산성충격	23.75(8.2, 44.8)	20.93(6.5, 42.5)	18.89(4.9, 41.0)
정형직노동의 상대공급충격	4.80(1.1, 18.0)	3.68(0.7, 15.3)	2.84(0.5, 13.7)
그 외 기술충격	4.01(0.9, 15.6)	3.30(0.6, 14.3)	2.76(0.4, 13.6)

주: * 사후분포의 중위값이며 () 안은 16 및 84분위값임.

제시하였다. 투자고유충격(IST충격)은 정형직 근로자의 임금격차 변동을 약 24~47%에서 설명하였으며, 상대고용과 1인당 총고용에는 각각 7~11%, 9~18%의 설명력을 보였다. 이는 IST충격이 고용변수보다 임금변수에 약 3배 정도 더 큰 영향을 미친다는 것으로, 앞서의 숙련-미숙련 분류 시와 매우 유사한 모습이다.

이러한 현상의 원인에 대해, 앞서 숙련-미숙련 분류 시에 제시된 설명²⁶⁾도 가능하겠으나 다음의 방식이 좀 더 설득력이 있을 것으로 보인다. 즉 정형·비정형직 근로자 간에는 고용변동성의 차이보다 임금변동성의 차이가 더 클 가능성이 있다는 점이다. 정형직노동은 담당업무가 표준화·정규화(regularized)되어 있어, 노동의 추가투입으로 인한 한계생산물이 비교적 예측가능하며 안정적

26) 즉 우리나라의 경우 임금변동보다 고용변동시에 소요되는 조정비용이 더 크기 때문에, IST충격에 대한 임금변수의 반응이 고용변수보다 더 크게 나타날 수도 있다는 설명이다.

이다. 반면에, 비정형직 노동은 정형화되기 어려운 업무속성상 한계생산물이 추가투입된 노동의 인적자본(human capital) 수준에 따라 크게 달라질 수 있다. 따라서 각 노동유형이 가지는 고용변동성의 차이보다, 한계생산물의 가치에 따라 결정되는 임금변동성의 차이가 더 크게 존재할 수 있다는 것이다. 이에 따라, IST충격에 대해 임금변수가 더 민감하게 반응했을 가능성도 충분하며 우리나라에서 투자고유충격은 정형-비정형직 노동시장에서도 고용변수보다는 임금변수에 더 큰 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

IV. 맺음말

일반적으로 임금과 고용은 경기변동, 노동시장 제도변화, 교육수준 향상, 기술변화 등 노동수요 및 공급에 영향을 미치는 여러 요인에 의해서 변동하게 된다. 특히, 생산과정에서의 기술변화는 근로자가 여러 유형으로 구성되어 있는 경우, 이들의 노동투입 결정에 변동을 가져와 근로자 간 임금 및 고용변화의 정도에 차이를 발생시킬 수 있는 중요한 요인이 된다. 대표적으로 설비자본재의 성능이 향상되는 기술진보는 해당 설비자본이 어떤 유형의 노동력을 더 대체하려는 속성을 가지고 있는가에 따라 노동유형 간 임금 및 고용 격차의 방향을 결정짓게 된다. 따라서 노동을 대체하는 투자가 가속화되고 있는 최근 현실에 비추어 볼 때, 설비자본재의 기술진보를 가져오는 양(+의 투자고유충격(IST충격)이 노동시장의 임금과 고용 구조에 어떠한 영향을 미쳤는지 실증적으로 살펴볼 필요가 크다.

본 논문은 이를 위해 우리나라 노동시장에 서로 다른 노동유형(근로자)이 존재한다고 가정하고, 4가지 장기 식별제약을 도입한 구조 베이지안 VAR모형을 사용하였다. 먼저 근로자를 숙련도(학력)에 따라 숙련(대졸 이상) - 미숙련(고졸 이하) 근로자로 구분하고 IST충격과 함께 숙련편향적 기술충격·숙련편향외 기술충격의 다른 충격들도 동시에 도입하여, 각 충격이 숙련-미숙련 근로자 간 임금격차(숙련프리미엄, 상대임금비율)와 고용격차(상대고용비율)에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 다음으로 근로자를 직업의 직무성격(tasks)에 따

라 정형 - 비정형직 근로자로 구분하고 IST충격 · 정형직노동의 생산성충격 · 그 외 기술충격을 함께 도입하여, 각 충격이 정형 - 비정형직 근로자 간 임금격차(wage gap, 상대임금비율)와 고용격차(상대고용비율)에 어떠한 영향을 주는지 분석하였다. 분석대상 자료는 고용형태별 근로실태조사 등 1980년부터 2012년까지 우리나라의 연간자료를 이용하였다.

분석결과, 우리나라에서는 양(+)의 IST충격으로 숙련프리미엄은 유의하게 하락하고 정형 - 비정형직 간 임금격차는 유의하게 확대됨을 알 수 있었다. 이는 설비자본재에 기술진보가 발생하면 숙련근로자의 임금은 미숙련근로자에 비해 상대적으로 하락폭이 클 것(또는 상승폭이 작을 것)이라는 점과, 정형직 근로자의 임금은 비정형직에 비해 상대적으로 하락폭이 작을 것(또는 상승폭이 클 것)이라는 점을 의미한다. 이 원인을 총생산함수에 존재하는 설비자본과 각 노동유형 간 대체성 차이에서 찾아본다면, 우리나라에서 가용 중인 설비자본은 미숙련보다는 숙련근로자를, 정형직보다는 비정형직 근로자를 더 대체하려는 속성을 가지고 있기 때문으로 볼 수 있다. 다만, 임금구조와는 달리 양(+)의 IST충격에 대해 숙련노동 또는 정형직노동의 고용격차(상대고용)는 유의하게 변화하지 않았다. 따라서 우리나라의 경우 IST충격이 임금구조에는 유의한 변화를 가져오지만, 고용구조에까지 유의한 변화를 가져오지는 못한다고 볼 수 있다. 또한 IST충격은 숙련 또는 정형직 근로자의 상대고용, 경제전체 1인당 총고용 변동보다는 숙련프리미엄, 정형 - 비정형직 간 임금격차 변동을 더 잘 설명할 수 있는 것으로 나타났다. 그러므로, IST충격이 노동시장의 고용변수보다는 임금변수에 더 큰 영향을 미친다는 점도 알 수 있었다.

본 논문의 결과에 의하면, 우리나라의 경제발전과 함께 동반된 설비자본재의 성능향상은 학력(대졸 이상/고졸 이하)에 따른 숙련/미숙련 근로자 간 임금격차를 축소시키는 요인이었다. 즉 통상 직무능력이 상대적으로 우수한 대졸 이상의 근로자(숙련근로자)에게 설비자본재 기술진보가 더 우호적인 영향을 미칠 것으로 예단하기 쉬우나, 실제 설비자본재 기술진보가 생산활동에 추가적으로 기여한 부문은 기존의 미숙련근로자(고졸 이하)보다 숙련근로자(대졸 이상)의 노동영역에 더 중첩되어 있음을 암시한다. 따라서 인공지능 등 새로운 4차 산업혁명 형태의 기술진보를 굳이 논하지 않더라도 종래 우리가 경험한 설비자본

재의 기술발전이 이어지는 수준에서도 대졸자에 대한 임금프리미엄은 지속적인 하방압력에 놓일 것이다. 이러한 하방압력이 존재함에도 불구하고 대졸 근로자에 대한 이전 수준의 임금프리미엄이 유지되기 위해서는 이를 뒷받침할 수 있는 대졸 근로자의 생산성 향상 요구가 지속적으로 제기될 수밖에 없는데, 이는 향후 노사관계의 안정 측면에서 부담으로 작용할 여지가 있다. 그러므로 정책당국자들은 숙련/미숙련 근로자 간 임금격차의 문제를 고려할 때 어느 정도의 기술적 하방압력을 전제로 한 상태에서 생산성 향상분에 대한 적절한 보상이 이루어지고 있는지 살펴보는 면밀함이 필요하다.

또한 기술발전이 따라 설비자본재의 성능이 향상될수록 학력별(숙련/미숙련) 또는 계약형태별(정규직/비정규직) 임금 불균형보다는 직무특성별(정형직/비정형직) 임금 불균형 문제가 더욱 중요하게 부각될 가능성이 있다. 즉 지금까지의 설비자본재 기술진보는 정형화된 업무를 수행하는 근로자에게 더 우호적으로 작용했으며 이들의 임금프리미엄 상승에 기여했다는 것이 본 논문의 연구결과이다. 따라서 우리나라의 노동시장 정책이 현재와 같이 학력별 또는 정규직/비정규직 간 임금 및 고용 격차 해소 등에 주안점을 두기 보다는 정형직/비정형직 등 보다 다양한 방향으로 문제를 바라봄으로써 다차원적 정책처방을 내리는 노력을 기울여야 할 것이다.

본 연구에는 미처 다음과 같은 점을 반영하지는 못하였다. 먼저, 우리나라에서 직업의 직무특성별 고용 및 임금자료가 분기 또는 월 단위로는 본 논문에서 적용한 세부분류대로 집계되지 않아, 부득이 연간자료를 대상으로 분석할 수밖에 없었다. 따라서 분기 또는 월 단위 분석이 가능한 미국 등 선진국에 대한 자료분석을 통해 본 연구의 타당성을 비교·검증해 볼 필요가 있을 것으로 보인다. 또한 본 논문의 실증분석 결과를 경제이론모형과 보다 상세히 비교하는 연구도 가능할 것으로 보인다. 예를 들어, 본 논문의 경제환경과 유사한 DSGE 모형을 설계하고 주요 파라미터(ν, φ 등) 변화에 따른 가상생성자료(simulated data)에 대해 이 논문의 실증분석 방법을 적용하는 것이다. 가상생성자료로부터의 충격반응함수, 예측오차 분산분해 결과와 실측자료를 이용한 본 논문의 결과들을 비교해 봄으로써, 실제 노동시장의 구조변화를 가장 근접한 모습으로 설명할 수 있는 주요 파라미터의 범위를 특정해 보는 작업도 흥미로울 것으로

생각된다.

마지막으로, 본 논문의 정형/비정형직 근로자 구분은 보다 세분되어 분석될 필요가 있다. 예를 들어, 비정형직 근로자는 비정형 지식(cognitive)근로자와 비정형 육체(manual)근로자로 세분이 가능한데, 이들의 임금과 고용에 별개의 영향을 미치는 충격들이 얼마든지 존재할 수 있다. 따라서 노동시장을 구성하는 근로자의 유형을 정형직 - 비정형직 지식 - 비정형직 육체노동의 3가지 유형으로 정의하고, 투자고유충격과 다른 충격들이 이들에 미치는 영향을 보다 현실적으로 분석하는 것은 향후의 연구과제로 남겨두고자 한다.

참고문헌

- 김남주(2015a). 「중숙련(middle-skill) 일자리의 감소가 고용 없는 경기회복에 미치는 영향에 관한 연구」. 『노동경제논집』 38 (3) : 53~95.
- 김남주(2015b). 「구조 베이지안 벡터자기회귀 모형을 이용한 숙련편향적 기술진보의 고용효과 분석」. 『한국경제연구』 33 (4) : 93~147.
- 김배근(2012). 「기술혁신은 고용없는 성장을 야기하는가?」. 『경제학연구』 60 (3) : 93~147.
- 김세움 · 고선 · 조영준(2014). 「기술진보의 노동시장에 대한 동태적 영향」. 한국노동연구원 연구보고서.
- 문성배 · 홍봉표(2004). 「요소대체성과 요소편향적 기술변화가 고학력노동 수요 결정에 미친 영향 분석」. 『경제학연구』 52 (4) : 63~86.
- Autor, David, H. and David Dorn(2013). “The Growth of Low-Skill Service Jobs and the Polarization of the US Labor Market.” *American Economic Review* 103 (5) : 1553~1597.
- Autor, David, H., Frank Levy and Richard J. Murnane(2003). “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration.” *Quarterly Journal of Economics* 116 (4) : 1279~1333.

- Balleer, Almut and Rens, van Thijs(2013). "Skill-biased Technological Change and The Business Cycle." *The Review of Economics and Statistics* 95 (4): 1222~1237.
- Blanchard, Olivier, and Danny Quah(1989). "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances." *American Economic Review* 79 (4): 655~673.
- Dorn, David(2009). "Essays on Inequality, Spatial Interaction, and the Demand for Skills." Ph.D dissertation, University of St. Gallen.
- Fisher, Jonas D. M.(2006). "The Dynamics Effects of Neutral and Investment-Specific Technology Shocks." *Journal of Political Economy* 114 (3): 413~451.
- Greenwood, Jeremy, Zvi Hercowitz, and Per Krusell(1997). "Long-Run Implications of Investment-Specific Technological Change." *American Economic Review* 87 (3): 342~362.
- Greenwood, Jeremy, Zvi Hercowitz, and Per Krusell(2000). "The Role of Investment-Specific Technological Change in the Business Cycle." *European Economic Review* 44: 91~115.
- Jaimovich, Nir and Henry E. Siu(2012). "The Trend Is the Cycle: Job Polarization and Jobless Recoveries." NBER Working Paper, No. 18334.
- Justiniano, A., G. E. Primiceri and A. Tambalotti(2010). "Investment Shocks and Business Cycles." *Journal of Monetary Economics* 57 (2): 132~145.
- Justiniano, A., G. E. Primiceri and A. Tambalotti(2011), "Investment Shocks and the Relative Price of Investment," *Review of Economic Dynamics* 14: 102~121.
- Katz, Lawrence F. and Kevin M. Murphy(1992). "Changes in Relative Wages, 1963.1987: Supply and Demand Factors." *Quarterly Journal of Economics* 107 (1): 35~78.
- Kim, Bae-Geun and Kwang Hwan Kim(2010), "The Role of Manufacturing-Specific Technology in Determining the Composition of Hours Worked in

- Korea.” *Global Economic Review* 39 (2) : 197~214.
- Kim, Kwang Hwan(2010), “Is the Real Price of Equipment a Good Measure for Investment-Specific Technological Change?” *Economic Letters* 108 : 311~313.
- Krusell, Per, Lee E. Ohanian, Jose-Victor Rios-Rull, and Giovanni L. Violante (2000). “Capital-Skill Complementarity and Inequality: A Macroeconomic Analysis.” *Econometrica* 68 (5) : 1029~1053.
- Lindquist, J. Matthew(2004). “Capital-Skill Complementarity and Inequality over the Business Cycle.” *Review of Economic Dynamics* 7 : 519~540.
- Teulings, Coen and Thijs van Rens(2008). “Education, Growth and Income Inequality.” *Review of Economics and Statistics* 90 (1) : 89~104.
- Tüzemen, Didem and Jonathan Willis(2013). “The Vanishing Middle: Job Polarization and Workers’ Response to the Decline in Middle-Skill Jobs.” *Economic Review* 2013 (1), Published by Federal Reserve Bank of Kansas City, pp.1~28.
- Uhlig, Harald(1999). “What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure.” Research Discussion Paper 28, Tilburg University, Center for Economic Research.

〈부록〉 세부 실증분석 방법론

본 논문에서 사용한 축약형 VAR모형의 구성과 4가지 장기식별제약을 도입한 구조 VAR모형으로의 복원 등은 다음과 같이 이루어졌다.

가. VAR모형 및 변수설정

투자고유충격(IST충격) 및 여타 구조충격들이 각각의 노동유형에 미치는 효과를 종합적으로 분석하기 위해, 5개의 차분변수로 구성된 VAR모형을 다음과 같이 설정하였다. 본 논문의 실증분석에서는 두 가지 분류방법에 따라 노동시장을 구분하였다. 첫 번째는 근로자를 학력(대졸 이상/고졸 이하)에 따라 숙련-미숙련(Skill - Unskill) 근로자로 나눈 경우이며, 두 번째는 직업의 직무특성(tasks)이 반복·정형화(repetitive, procedural, routinized)될 수 있는가에 따라 정형 - 비정형직(Routine - Nonroutine) 근로자로 구분한 경우이다.

먼저, 학력에 따라 근로자를 숙련(대졸 이상), 미숙련(고졸 이하) 근로자로 구분한 경우, 노동유형 1(N_1)은 미숙련노동(unskilled labor : NU), 노동유형 2(N_2)은 숙련노동(skilled labor : NS)으로 정의하였다. 두 노동유형 간의 임금격차는 대졸 이상 근로자가 고졸 이하 근로자에 비해 더 받는 임금을 나타내며 숙련프리미엄(skill premium)이 된다. 또한 노동유형 2의 생산성충격은 숙련편향적(skill-biased) 기술충격, 노동유형 1의 생산성충격은 미숙련편향적(unskill-biased) 기술충격을 의미한다. 따라서 실증분석모형의 구체적인 모습은 다음과 같다.

【기본 모형】

$$[\text{축약형 VAR}] \cdots z_t = A_0 + A_1 z_{t-1} + A_2 z_{t-2} + \cdots + A_p z_{t-p} + u_t \quad \text{또는} \quad A(L)z_t = A_0 + u_t$$

$$z_t = \Phi(L)A_0 + \Phi(L)u_t = \left(\sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \right) A_0 + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i}$$

$$[\text{구조 VAR}] \cdots D^{-1}z_t = B_0 + B_1 z_{t-1} + B_2 z_{t-2} + \cdots + B_p z_{t-p} + e_t$$

$$z_t = D \cdot B_0 + D \cdot B_1 z_{t-1} + D \cdot B_2 z_{t-2} + \cdots + D \cdot B_p z_{t-p} + D \cdot e_t$$

- $z_t = [z_t^1, z_t^2, z_t^3, z_t^4, z_t^5]'$: 5개 내생변수들의 5×1 열벡터
- A_0 : 5×1 상수항 열벡터, $A_i, i=1, \dots, p$: 5×5 계수행렬
- u_t : 5×1 백색잡음항 열벡터, $E[u_t]=0, E[u_t u_t'] = \Sigma, E[u_t u_{t-j}'] = 0$ for $j \neq 0$
- Σ : 5×5 정칙(non-singular)행렬 • $\Phi(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i L^i$: $A(L)$ 의 역행렬
- e_t : 5×1 구조충격 열벡터, $E[e_t]=0, E[e_t e_t'] = I_5, E[e_t e_{t-j}'] = 0$ for $j \neq 0$
- $\Sigma = E[u_t u_t'] = E[De_t e_t' D'] = DE[e_t e_t'] D' = D I_5 D' = D D'$

【변수설정】 숙련 - 미숙련

$$z_t = \begin{bmatrix} \Delta \log \left(\frac{P_t^c}{P_t^c} \right) \\ \Delta \log \left(\frac{NS_t}{NU_t} \right) \\ \Delta \log \left(\frac{w_{NS,t}}{w_{NU,t}} \right) \\ \Delta \log TFP_t \\ \Delta \log \left(\frac{N_t}{Pop_t} \right) \end{bmatrix} \begin{array}{l} : \text{설비자본재의} \\ \text{상대가격} \\ : \text{숙련노동의} \\ \text{상대고용} \\ : \text{숙련노동의} \\ \text{숙련프리미엄} \\ : \text{총요소생산성} \\ : \text{1인당 총고용} \end{array} \quad e_t = \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ e_t^3 \\ e_t^4 \\ e_t^5 \end{bmatrix} \begin{array}{l} : \text{투자고유충격(IST충격)} \\ : \text{숙련노동의 상대공급충격} \\ : \text{숙련편향적 기술충격} \\ : \text{숙련편향外 기술충격} \\ \text{(미숙련편향적 기술충격,} \\ \text{중립적 기술충격 포함)} \\ : \text{나머지 설비자본재중립적 충격들} \end{array}$$

【변수설정】 정형 - 비정형 노동시장 분석의 경우

$$z_t = \begin{bmatrix} \Delta \log \left(\frac{P_t^c}{P_t^c} \right) \\ \Delta \log \left(\frac{R_t}{NR_t} \right) \\ \Delta \log \left(\frac{w_{R,t}}{w_{NR,t}} \right) \\ \Delta \log TFP_t \\ \Delta \log \left(\frac{N_t}{Pop_t} \right) \end{bmatrix} \begin{array}{l} : \text{설비자본재의} \\ \text{상대가격} \\ : \text{정형직노동의} \\ \text{상대고용} \\ : \text{정형직노동의} \\ \text{임금격차} \\ : \text{총요소생산성} \\ : \text{1인당 총고용} \end{array} \quad e_t = \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ e_t^3 \\ e_t^4 \\ e_t^5 \end{bmatrix} \begin{array}{l} : \text{투자고유충격(IST충격)} \\ : \text{정형직노동의 상대공급충격} \\ : \text{정형직노동의 생산성충격} \\ : \text{그 외 기술충격} \\ \text{(비정형직노동의 생산성충격,} \\ \text{중립적 기술충격 포함)} \\ : \text{나머지 설비자본재중립적 충격들} \end{array}$$

다음으로, 근로자를 직업(occupation)의 직무특성(tasks)에 따라 정형직과 비

정형직으로 구분한 경우, 노동유형 1(N_1)은 비정형직노동(Non-routine labor: NR), 노동유형 2(N_2)은 정형직노동(Routine labor: R)으로 정의하였다. 이 경우, 두 노동유형 간의 임금격차는 정형직의 임금이 비정형직과 차이가 나는 정도를 나타낸다. 노동유형 2의 생산성충격은 정형직 근로자의 생산성충격(routine-labor productivity shocks), 노동유형 1의 생산성충격은 비정형직 근로자의 생산성충격(nonroutine-labor productivity shocks)을 의미한다.

나. 식별제약

일차적으로 구한 축약형 VAR모형의 추정치 $\{\hat{A}_i, \hat{\Sigma}, \hat{\Phi}_i\}$ 로부터 구조 VAR모형을 복원하기 위해, 식 (9), (10)의 장기반응행렬과 장기분산을 이용한다. 이 때, 장기분산행렬인 $\widehat{\Phi(1)}\widehat{\Sigma}\widehat{\Phi(1)'}$ 를 $\hat{L} \cdot \hat{L}'$ 으로 분해한 결과는 유일하지 않아 여러 개의 구조계수들이 식별될 수 있다. 예를 들어, $QQ' = I$ 를 만족하는 임의의 정규직교행렬(orthonormal matrix) Q 에 대해서 $T \equiv \hat{L}Q$ 라 놓으면, $TT' = \hat{L}QQ'\hat{L}' = \hat{L}\hat{L}' = \widehat{\Phi(1)}\widehat{\Sigma}\widehat{\Phi(1)'}$ 가 되어 T 를 이용한 또 다른 구조모형이 도출될 수 있다. 따라서 최종적인 구조모형은 경제적 함의에 부합하는 식별제약(identifying restriction)을 부여하여 도출되는데, 대표적인 방법으로는 Blanchard and Quah (1989)의 장기 무영향제약(long-run zero restriction)과 Uhlig (1999)의 장기 부호제약(long-run sign restriction) 등이 있다.

$$\Phi^e(1) = \lim_{k \rightarrow \infty} \left(\sum_{i=0}^k \Phi_i \right) De_t = \lim_{k \rightarrow \infty} \left(\sum_{i=0}^k \Phi_i \right) u_t = \Phi(1)u_t = \Phi(1)De_t \quad (9)$$

$$\Phi^e(1)\Phi^e(1)' = \Phi(1)E[u_t u_t']\Phi(1)' = \Phi(1)\Sigma\Phi(1)' = \Phi(1)DD'\Phi(1) = L \cdot L' \quad (10)$$

$$\Rightarrow \widehat{\Phi(1)}\widehat{\Sigma}\widehat{\Phi(1)' = \hat{L}\hat{L}' = \widehat{\Phi(1)}DD'\widehat{\Phi(1)' \therefore D = [\widehat{\Phi(1)}]^{-1}\hat{L}, B_i = D^{-1}\hat{A}_i$$

1) 장기 무영향제약

먼저, 장기 무영향제약은 특정 구조충격이 어떤 내생변수에 장기적으로는 유의한 영향을 미치지 않는다는 제약을 부여하는 것이다. 이는 비록 단기에는 교란요인의 발생 등으로 특정 구조충격들의 영향이 유의할 수도 있으나, 장기적

으로 지속되지는 못한다는 점을 반영하는 것이다. 동 제약은 내생변수를 적절히 순서배치하여 장기분산을 하방삼각행렬 L 과 상방삼각행렬 L' 의 곱으로 출레스키 분해하는 방법을 이용한다. 본 논문에서는 다음과 같은 두 개의 장기 무영향제약이 숙련(노동유형 2) - 미숙련(노동유형 1), 정형(노동유형 2) - 비정형(노동유형 1) 분석에 공통적으로 적용되었다. 식별제약 (1)은 IST충격이 소비재가격에 대한 설비자본재의 상대가격(P^e/P^c) 역수로 관측가능하다는 점에 기초하였으며,²⁷⁾ 식별제약 (2)는 식 (6) 및 식 (8)을 근거로 노동유형 2의 상대공급충격·노동유형 2의 생산성충격·그 외 기술충격(노동유형 1의 생산성충격, 중립적 기술충격) 이외에 노동유형 간 임금 및 고용 격차, 중요소생산성에 장기적으로까지 지속적으로 영향을 미치는 다른 구조충격을 상정하기 어렵다는 점을 반영한 것이다.

(1) IST충격(e_t^1)만이 장기에 설비자본재의 상대가격($\log(P_t^e/P_t^c)$)에 영향을 준다.
 \Rightarrow 따라서 설비자본재 중립적 충격들인 노동유형 2의 상대공급충격(e_t^2), 노동유형 2의 생산성충격(e_t^3), 노동유형 1의 생산성충격 등을 포함하는 그 외 기술충격(e_t^4), 나머지 설비자본재중립적 충격들(e_t^5)은 장기적으로 설비자본재의 상대가격($\log(P_t^e/P_t^c)$)에 영향을 미치지 않는다.

$$\widehat{\Phi^e(1)} = \widehat{\Phi(1)} D e_t = \widehat{L} e_t = \begin{bmatrix} \times & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & \times & \times \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ e_t^3 \\ e_t^4 \\ e_t^5 \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} \log(P_t^e/P_t^c) \\ \log(N_{2,t}/N_{1,t}) \\ \log(w_{N_{2,t}}/w_{N_{1,t}}) \\ \log TFP_t \\ \log(N_t/Pop_t) \end{bmatrix}$$

(2) 설비자본재 중립적 충격들 가운데 노동유형 2의 상대공급충격(e_t^2)과 노동유형 2의 생산성충격(e_t^3), 그 외 기술충격(e_t^4)만이 장기에 노동유형 2의 상대고용($\log(N_{2,t}/N_{1,t})$), 노동유형 2의 임금격차($\log(w_{N_{2,t}}/w_{N_{1,t}})$), 중요소생산성($\log TFP_t$)에 영향을 준다.
 \Rightarrow 따라서 나머지 설비자본재중립적 충격들(e_t^5)은 장기적으로 위 변수들에 영향을 미치지 않는다.

27) 엄밀히 말해서, 이러한 장기 무영향제약을 부여하여 식별되는 IST충격에는 본래의 투자고유충격 외에 설비자본재의 상대가격에 즉시 영향을 미칠 지도 모르는 생산성충격이나 상대공급충격 등의 일부가 포함될 수도 있다. 따라서 최종 식별되는 e_t^2, e_t^3, e_t^4 구조충격들이 내생변수들에 미치는 영향력은 하한(lower bound)의 의미로도 해석가능하다.

$$\widehat{\Phi^c(1)} = \widehat{\Phi(1)} D e_t = \widehat{L} e_t = \begin{bmatrix} \times & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & \times & 0 \\ \times & \times & \times & \times & 0 \\ \times & \times & \times & \times & 0 \\ \times & \times & \times & \times & \times \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ e_t^3 \\ e_t^4 \\ e_t^5 \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} \log(P_t^e/P_t^c) \\ \log(N_{2,t}/N_{1,t}) \\ \log(w_{N_{2,t}}/w_{N_{1,t}}) \\ \log TFP_t \\ \log(N_t/Pop_t) \end{bmatrix}$$

2) 장기 부호제약

다음으로 장기 부호제약은 특정 구조충격이 내생변수에 장기적으로 어느 방향으로 영향을 미치는지 알 수 있는 경우에 적용가능한 방법이다. 동 방법에서는 먼저 동일한 방향의 내생변수 변화를 가져올 수 있는 서로 다른 구조충격들의 부호를 미리 정하고, 이것과 상응하도록 장기반응행렬의 부호제약을 설정한다. 그다음 정규직고행렬의 하나인 회전행렬(rotation matrix)로부터 임의추출을 반복한다. 이 중 장기반응행렬의 부호제약을 만족시키는 것만을 활용하여 구조계수를 복원하고, 이 복원값들을 이용하여 충격반응함수, 예측오차 분산분해 등을 수행한다.

$$L_{2:4,2:4} \widehat{L}_{2:4,2:4}' = [\widehat{\Phi(1)} \widehat{\Sigma} \widehat{\Phi(1)}']_{2:4,2:4} = TT' = TQQ' T' \tag{11}$$

$$\therefore \widehat{T} = chol([\widehat{\Phi(1)} \widehat{\Sigma} \widehat{\Phi(1)}']_{2:4,2:4}), L_{2:4,2:4} \widehat{L}_{2:4,2:4}' = \widehat{T} \widehat{Q}$$

$$Q = Q_{12} Q_{13} Q_{23}, QQ' = I, \theta, \psi, \phi \in \left\{ 0, \frac{2\pi}{9}, \frac{2\pi}{9} \cdot 2, \frac{2\pi}{9} \cdot 3, \dots, \frac{2\pi}{9} \cdot 8, 2\pi \right\} \tag{12}$$

$$Q_{12} = \begin{bmatrix} \cos(\theta) & -\sin(\theta) & 0 \\ \sin(\theta) & \cos(\theta) & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, Q_{13} = \begin{bmatrix} \cos(\psi) & 0 & -\sin(\psi) \\ 0 & 1 & 0 \\ \sin(\psi) & 0 & \cos(\psi) \end{bmatrix}, Q_{23} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \cos(\phi) & -\sin(\phi) \\ 0 & \sin(\phi) & \cos(\phi) \end{bmatrix}$$

본 논문에서는 장기 무영향제약을 반영한 장기계수행렬(\widehat{L})의 부분행렬 $L_{2:4,2:4} \widehat{L}_{2:4,2:4}'$ 에 대해, 식 (11)를 만족시키는 $QQ' = I$ 인 회전행렬 Q 를 식 (12)와 같이 추출한다.²⁸⁾ 이렇게 추출된 \widehat{Q} 와 출레스키 분해에 의해 구한 \widehat{T} 의 곱인 $L_{2:4,2:4} \widehat{L}_{2:4,2:4}' = \widehat{T} \cdot \widehat{Q}$ 의 원소들에 대해 부호제약이 충족되는 \widehat{Q} 들을 구한다. 하나

28) θ, ψ, ϕ 가 각각 10개의 구간으로 나누어지므로, 총 1,000개(=103)의 Q 에 대해 부호제약 여부를 검토하게 된다.

의 \tilde{Q} 에 대해 구조계수 복원, 충격반응함수, 예측오차 분산분해를 실행할 수 있으므로, 여러 \tilde{Q} 들을 이용하여 충격반응함수, 예측오차 분산분해의 분포를 구하고 이 중 중위값, 분위값 등을 활용하게 된다.²⁹⁾ 두 노동유형 간 대체관계 ($\nu > 0$)를 전제로 하여 구체적으로 적용되는 장기 부호제약은 다음에 정리된 식별제약 (3), (4)와 같다.³⁰⁾

(3) 양(+)의 노동유형 2 생산성충격($[e_t^3]^+$)은 장기에 노동유형 2의 임금격차 ($\log(w_{N_2,t}/w_{N_1,t})$)와 중요소생산성($\log TFP_t$)에 양(+)의 영향을 준다.

⇒ 반면에, 음(-)의 노동유형 1 생산성충격은 장기에 노동유형 2의 임금격차에는 양(+), 중요소생산성에는 음(-)의 영향을 주게 된다. 또한 음(-)의 중립적 기술충격은 장기적으로 노동유형 2의 임금격차에 無(0), 중요소생산성에 음(-)의 영향을 미친다.

⇒ 따라서 노동유형 1 생산성충격과 중립적 기술충격을 포함하는 음(-)의 그외 기술충격($[e_t^4]^-$)은 최종적으로 노동유형 2의 임금격차에는 양(+) 또는 無(0), 중요소생산성에는 음(-) 또는 無(0)³¹⁾의 영향을 미친다.

$$\widehat{\Phi^e(1)} = \widehat{\Phi(1)} D e_t = \widehat{L} e_t = \begin{bmatrix} \times & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & \times & 0 \\ \times & \times & (+) & (\geq 0) & 0 \\ \times & \times & (+) & (\leq 0) & 0 \\ \times & \times & \times & \times & \times \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} e_t^1 \\ [e_t^2]^- \\ [e_t^3]^+ \\ [e_t^4]^- \\ e_t^5 \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} \log(P_t^e/P_t^c) \\ \log(N_{2,t}/N_{1,t}) \\ \log(w_{N_2,t}/w_{N_1,t}) \\ \log TFP_t \\ \log(N_t/Pop_t) \end{bmatrix}$$

29) 회전행렬을 이용한 장기 부호제약에 대한 보다 자세한 설명은 Balleer and Rens(2013)의 Web appendix, 김남주(2015b)를 참조하기 바란다.
 30) 노동유형 간 보완관계($\nu < 0$)를 전제로 하는 경우는, 앞서 이론적 배경에서 검토한 <표 1>의 변화방향에 맞게 장기 부호제약을 조정한다.
 31) 여기서는 보다 명확한 구분을 위해 無(0)를 포함시켜 非양(+) 조건으로 식별하였다.

(4) 음(-)의 노동유형 2 상대공급충격($[e_t^2]^-$)은 노동유형 2의 임금격차($\log(w_{N_{2,t}}/w_{N_{1,t}})$)에는 양(+), 노동유형 2의 상대고용($\log(N_{2,t}/N_{1,t})$)에는 음(-)의 영향을 준다.

⇒ 반면에, 양(+의 노동유형 2 상대수요충격에 해당하는 양(+의 노동유형 2 생산성충격($[e_t^3]^+$)은 장기에 노동유형 2의 임금격차와 상대고용에 양(+의 영향을 주며, 역시 양(+의 노동유형 2 상대수요충격인 음(-)의 그 외 기술충격($[e_t^4]^-$)은 장기에 노동유형 2의 임금격차와 상대고용에 양(+ 또는 無(0)의 영향을 미친다.

$$\widehat{\Phi^e(1)} = \widehat{\Phi(1)} D e_t = \widehat{L} e_t = \begin{bmatrix} \times & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \times & (-) & (+) & (\geq 0) & 0 \\ \times & (+) & (+) & (\geq 0) & 0 \\ \times & \times & \times & \times & 0 \\ \times & \times & \times & \times & \times \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} e_t^1 \\ [e_t^2]^- \\ [e_t^3]^+ \\ [e_t^4]^- \\ e_t^5 \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} \log(P_t^e/P_t^e) \\ \log(N_{2,t}/N_{1,t}) \\ \log(w_{N_{2,t}}/w_{N_{1,t}}) \\ \log TFP_t \\ \log(N_t/Pop_t) \end{bmatrix}$$

위의 4가지 식별제약에 따라 구해진 장기계수행렬(\widehat{L})의 원소값 $L_{2:4,2:4}$ 과 장기분산 추정치 $\widehat{\Phi(1)} \widehat{\Sigma} \widehat{\Phi(1)}$ 를 이용하여 \widehat{L} 의 나머지 원소들도 구할 수 있다. $\{\widehat{L}_{1:5,1}\}$ 는 $\widehat{\Phi(1)} \widehat{\Sigma} \widehat{\Phi(1)}$ 을 출레스키 분해하여 얻는 하방삼각행렬 V 의 $\{V_{1:5,1}\}$ 을 사용하게 된다. 여기서, 4×4 행렬인 $V_{2:5,1} \cdot V_{2:5,1}'$ 을 $[\widehat{\Phi(1)} \widehat{\Sigma} \widehat{\Phi(1)}]_{2:5,2:5}$ 에서 차감하여 $[\widehat{\Phi(1)} \widehat{\Sigma} \widehat{\Phi(1)}]^*$ 를 구한 다음,³²⁾ $\{\widehat{L}_{52}, \widehat{L}_{53}, \widehat{L}_{54}\}$ 는 $L_{5,2:4} \cdot L_{2:4,2:4}' = [\widehat{\Phi(1)} \widehat{\Sigma} \widehat{\Phi(1)}]^*_{5,2:4}$ 의 관계를 이용하게 된다. 마지막으로 $\{\widehat{L}_{55}\}$ 는 $[\widehat{\Phi(1)} \widehat{\Sigma} \widehat{\Phi(1)}]^*_{5,5} - (\widehat{L}_{52})^2 - (\widehat{L}_{53})^2 - (\widehat{L}_{54})^2$ 을 계산한 후 출레스키 분해하여 얻어진다.

32) 실무적으로는 처음에 $[\widehat{\Phi(1)} \widehat{\Sigma} \widehat{\Phi(1)}]^*$ 를 구한 다음, 앞서의 장기 부호제약을 적용하고 이 후 과정을 진행하게 된다.

The Effect of Investment-specific Technology Shocks on the Gap of Wage and Employment by Workers' Skill or Tasks

Kim Namju

This paper aims to assess the effect of investment-specific technology shocks(IST shocks) on the gap of wages and employment between different groups of workers in the Korean labor market. IST shocks can be identified by four long-run restrictions in a Structural Bayesian VAR framework. First, workers are categorized into skilled(college graduates and more) and unskilled(high-school graduates and less) ones by their educational attainment. After each shocks activates, including IST · skill-biased technology · other technology shocks, changes in the Skill-Unskill wage gap(skill premium) and employment differentials are examined. Second, workers are re-categorized into routine(tasked on repetitive and procedural jobs) and non-routine ones by their occupational tasks. By simulating IST · routine-labor productivity · other technology shocks respectively, it is originally checked how the Routine-Nonroutine wage gap and employment differentials will change.

This paper shows that positive IST shocks can decrease the Skill-Unskill wage gap and increase the Routine-Nonroutine wage gap. It is also found, however, that positive IST shocks can not drive significant changes in employment differentials by any categorization.

Keywords : investment-specific technology shocks, technological change, wage differentials, employment, structural bayesian VAR

JEL classification: E22, O33, J31, J23, C32