

구조 베이지안 벡터자기회귀(SBVAR) 모형을 이용한 숙련편향적 기술진보의 고용효과 분석*

김 남 주**

본 논문은 장기 무영향 및 부호제약을 적용한 구조 베이지안 벡터자기회귀(SBVAR) 모형을 이용, 숙련편향적 기술진보(skill-biased technological change)가 고용에 미치는 영향을 분석하였다. 1980년부터 2012년까지 우리나라의 연간 고용 자료를 이용하여 분석한 결과, 숙련편향적 기술진보는 미숙련근로자를 대체하며 나아가 총고용 수준의 하락도 초래하였다. 아울러 숙련편향적 기술진보는 총고용 수준 변동을 설명하는데 상당히 유의하지만 숙련(skill)을 측정하는 방법(학력 내지 직무)에 따라 총고용, 임금프리미엄, 숙련상대고용 변동에 대한 설명력은 크게 달라졌다.

핵심주제어: 임금프리미엄, 숙련편향적 기술진보, 고용, 구조벡터자기회귀 모형, 베이지안 추정법

경제학문헌목록 주제분류: J24, O33, E24, C32, C11

I. 연구 배경

최근 한국 경제가 직면하고 있는 만성적인 청년실업, 고용·임금의 양극화, 고용 없는 경기회복 등 여러 현안의 근본적인 원인은 무엇일까? 물론 사회제도적인 요인이 있을 수 있음은 간과될 수 없지만, 이러한 현상을 가져오는 주요 경제적 요인에 관한 연구는 해당 문제를 올바르게 진단하고 합리적인 정책처방을 내리는 데 반드시 필요한 과정일 것이다. 이를 위한 가장 근원적인 출발점은 한 경제가 노동, 자본 등 생산요소를 이용하여 재화와 서비스를 만들어내는 생

* 본 논문에 대해 유익한 조언을 주신 익명의 심사위원님과 아낌없는 지도를 해주신 연세대학교 장용성 교수님께 진심으로 감사드립니다. 아울러 본 연구는 고용노동부 고용정책실 노동시장분석과의 원시 자료 제공으로 이루어질 수 있었음을 밝힙니다.

** 한국은행 과장, 전화: (02) 759-4114, E-mail: kimnamju@bok.or.kr
논문투고일: 2015. 10. 20 수정일: 2015. 11. 11 게재확정일: 2015. 11. 16

산기술에 어떠한 변화가 있었으며, 동 변화로 인해 나타날 수 있는 경제현상을 심층적으로 들여다보는 것이다. 생산기술이 동일한 생산요소 투입을 통해 더 많은 생산을 가져오는 생산성 향상의 방식으로 진보한다는 점에 무게중심을 두는 입장¹⁾에서, 이러한 기술진보가 노동시장에 어떤 영향을 미치는가에 대해서는 국내외에서 많은 연구가 이루어지고 있다.²⁾ 이 중 경기변동 과정에서 생산성 향상의 기술진보가 발생하는 경우 총고용 수준이 결국 증가할 것인가 아니면 감소할 것인가는 많은 연구자들에게 지속적인 관심과 여러 논쟁을 가져다준 연구 주제이다. 대표적으로, 실물경기변동이론(real business cycle theory)에 입각한 이론적 분석에서는 생산성 향상을 통해 생산과 고용이 장단기에 모두 증가한다는 결과를 제시한 반면, 신케인지안적(New keynesian) 가정을 따르는 분석에서는 가격의 경직성(price rigidity), 소비의 지속성(habit persistence), 투자의 조정비용(investment adjustment cost) 등이 존재하는 상황에서 생산성 향상이 고용의 감소를 가져올 수 있다고 지적하였다.³⁾ 특히, Gali(1999)는 구조벡터자기회귀(SVAR) 모형을 이용한 실증분석을 통해 생산성 향상이 고용의 감소를 가져온다는 결과를 밝혀, 실물경기변동이론이 주장하는 실물충격의 고용효과가 현실에서는 제한적일 수 있음을 시사하였다. 이후 동 연구결과를 지지하거나 의문을 제기하는 많은 연구들이 이루어졌으며,⁴⁾ 현재에도 이론적·실증적으로 다양한 논의가 이루어지고 있다.

한편, 위에서 언급한 연구들은 주로 본원적 생산요소인 노동의 동질성(homogeneity)을 전제로 한 분석이었다. 즉, 총요소생산성이나 노동생산성의 향상으로 나타나는 기술진보가 동질적 노동시장에 미치는 영향을 연구하는데 초점이 있었다. 그러나 현실에서 관측되는 노동의 이질성(heterogeneity)에 주목하여 이를 기반으로 기술진보가 노동시장에 미치는 효과를 연구하는 움직임이 활발히 전개되고 있다. 이러한 연구들의 대표적인 흐름 중 하나는 숙련편향적 기술진보(skill-biased technological change, 이하 SBTC) 가설이다.⁵⁾ 동 가설은 기

- 1) 이와는 달리, 생산기술이 생산과정에서 생산요소의 낭비 없이 얼마나 효율적으로 이용되고 있는가를 의미하는 ‘기술적 효율성’에 관심을 두기도 한다.
- 2) 관련 연구에 대해서는 강석훈(2006), 김병우(2009), 노희성·조무상·이종하(2014)를 참조바란다.
- 3) 이에 대해서는 Gali(1999), Francis and Ramey(2005), Basu, Fernald, and Kimball(2006) 등을 참조바란다.
- 4) Gali(1999)의 연구결과에 의문을 제기하는 대표적 연구로는 Christiano, Eichenbaum, and Vigfusson(2003), Chang and Hong(2006), Peersman and Straub(2009) 등이 있다.
- 5) 보다 자세한 내용은 Krueger(1993), Autor, Katz, and Krueger(1998), Desjonqueres, Machin, and Van Reenen(1999)을 참조바란다.

술진보가 미숙련(unskill)근로자보다는 숙련(skill)근로자를 더욱 선호하는 방향으로 진행되는 속성을 가지고 있으며, 이에 따라 노동시장의 고용 및 임금구조도 변화한다고 설명한다. 또 다른 하나는 정형편향적 기술진보(routine-biased technological change, 이하 RBTC) 가설이다.⁶⁾ 동 가설은 기존의 SBTC 가설이 최근 부각되는 고용·임금의 양극화를 설명하는데 한계가 있음을 지적하면서, 기술진보가 생산과정의 전산화(computerization)와 자동화(automatization) 등으로 반복적·절차적인 정형업무(routine tasks)를 자본재로 대체하는 방향으로 이루어진다고 보는 입장이다. 즉, 기술진보의 결과로 정형적 업무를 수행하는 조립공, 사무직 등 중숙련(middle-skill)근로자의 일자리는 사라지고, 이와 더불어 정형화된 생산과정을 관리·설계·감독하는 엔지니어, 전문가 등 비정형 인지적(non-routine cognitive)인 고숙련(high-skill)근로자와 청소원, 단순용역직원 등 자본재 대체가 어렵고 생산과정에서 부수적으로 발생하는 비정형 육체적(non-routine manual)인 업무를 담당하는 저숙련(low-skill)근로자의 일자리는 늘어나게 된다고 보는 것이다.

위와 같은 노동의 이질성에 주목한 이론적 연구에 맞추어, 실증적인 연구도 국내외에서 다양하게 이루어져 왔다.⁷⁾ 그러나 놀랍게도 노동의 이질성을 도입한 경우에도 Gali(1999)의 SVAR 모형을 이용한 거시경제적 실증분석 결과가 여전히 유의한지를 검토한 논문은 매우 드문 것이 현실이다. 최근에서야 Balleer and Rens(2013)는 미국의 분기 자료를 이용하여 숙련편향적 기술진보가 일어날 때, 총고용(근로시간)이 하락할 수 있음을 구조 베이지안 벡터자기회귀 모형을 이용하여 처음으로 실증하였다. 이들은 이를 통해 신케인지안 학자들이 주장하는 명목 또는 실질 경직성(nominal or real rigidity)이 없이도 생산함수상에 존재할 수 있는 또 다른 유형의 기술진보만으로도 고용의 감소를 설명할 수 있다는 점을 밝혔다.

본 논문은 한국 경제에서도 숙련편향적 기술진보에 따른 총고용 수준 하락효과가 유의한지를 SBVAR 모형을 통해 분석한 최초의 연구이며, 이를 위해 1980년부터 2012년까지의 연간 자료를 이용, Balleer and Rens(2013)가 적용한 식별제약(restrictions)을 준용하여 실증분석하였다. 아울러, 최근 크게 주목받고 있는 RBTC 가설의 입장에서, 숙련의 의미를 통상적인 학력(education)뿐만 아

6) 보다 자세한 내용은 Autor, Levy, and Murnane(2003), 김남주(2015)를 참조바란다.

7) 이에 대해서는 김영준·손종철(2012, 2014), 전용식·권철우·이찬영(2013), 최강식·조윤애(2013)를 참조바란다.

나라 직업의 직무특성(tasks) 기준으로 달리 측정된 결과를 추가로 분석하여 두 가설에 따라 다르게 나타나는 노동시장의 변화 양상을 비교해 보았다. 제Ⅱ절에서는 본 논문에 사용된 실증분석 방법을 이론적·실무적 차원에서 상술했고, 분석에 이용된 자료에 관해서 간단히 설명하였다. 제Ⅲ절에서는 SBVAR 모형의 분석결과를 충격반응함수와 예측오차 분산분해를 통해 비교하였다. 제Ⅳ절에서는 연구결과를 정리하였다.

Ⅱ. 실증분석 방법론

이번 절에서는 먼저 숙련편향적 기술진보의 고용효과를 분석하는데 전제가 되는 기술진보의 다양한 유형을 생산함수를 통해 이론적으로 알아보고, 관측 자료를 이용하여 각 기술진보를 가져오는 구조충격(structural shock)을 식별해 낼 수 있는 실증적 모형에 대해 차례로 설명한다.

1. 이론적 배경

먼저, 한 경제의 총생산함수가 다음 식 (1)과 같은 총생산(Y_t), 자본(K_t), 노동(N_t)의 1차 동차 콥-더글라스 형태라고 가정한다. 또한 노동(N_t)은 숙련노동(NS_t)과 미숙련노동(NU_t)이 식 (2)와 같은 CES 형태로 결합되고 두 생산요소 간 대체탄력성(σ)은 1보다 커서 서로 대체관계인 것으로 가정한다.⁸⁾ 동 생산함수에는 기술수준을 나타내는 A_t , $B_{NS,t}$, $B_{NU,t}$ 의 세 가지 변수가 도입되었다. A_t 는 숙련중립적(skill-neutral) 기술수준을 나타내는 변수로서 숙련노동, 미숙련노동, 자본의 생산성에 동시에 영향을 준다. 반면에, $B_{NS,t}$ 는 숙련노동의 개별 생산성 수준을 나타내는 숙련노동 증대형(skilled labor augmenting) 기술수준 변수이며, $B_{NU,t}$ 는 미숙련노동의 개별 생산성 수준을 나타내는 미숙련노동 증대형(unskilled labor augmenting) 기술수준 변수이다. 숙련노동과 미숙련노동이 서로 대체관계에 놓여 있는 경우($\sigma > 1$), 어떤 요인에 의해 숙련노동의 $B_{NS,t}$ 가 상승하게 되면 결국 기업들은 숙련근로자에 대한 고용수요를 늘리고 미숙련근로자에 대한 고용수요를 줄임으로써 둘 사이의 로그임금격차를 의미하는 숙련노동

8) 이는 선진국에 관한 Katz and Murphy(1992), Teulings and van Rens(2008), 한국에 관한 문성배·홍봉표(2004)의 실증분석 결과를 반영한 것이다.

의 임금프리미엄(skill premium)은 상승하게 된다. 반면에 미숙련노동의 $B_{NU,t}$ 가 상승하게 되면 미숙련근로자에 대한 고용수요는 늘고 숙련근로자에 대한 고용수요는 줄어 숙련노동의 임금프리미엄은 하락하게 된다.

$$Y_t = A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

$$N_t = \left[\beta (B_{NS,t} NS_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (1-\beta) (B_{NU,t} NU_t)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

따라서 본 논문에서는 $B_{NS,t}$ 와 $B_{NU,t}$ 의 변화를 가져오는 요인을 각각 숙련편향적 기술충격(skill-biased technology shock), 미숙련편향적 기술충격(unskill-biased technology shock)으로 정의하고, 양(+의 기술충격을 기술진보(technological progress)로 해석한다. 따라서 숙련편향적 기술진보는 숙련노동의 임금프리미엄을 상승시키고, 미숙련편향적 기술진보는 숙련노동의 임금프리미엄을 하락시킨다. 또한 A_t , $B_{NS,t}$, $B_{NU,t}$ 중 어느 하나의 수준을 향상시키는 양(+의 충격은 총요소생산성(total factor productivity)을 증가시키게 된다.

이제 노동시장에서 숙련근로자와 미숙련근로자가 식 (3), 식 (4)와 같이 자신들의 한계생산물가치(VMPL)에 따라 명목임금($w_{NS,t}$, $w_{NU,t}$)을 받는다고 가정하면(P_t : 물가수준), 숙련노동의 임금프리미엄은 식 (5)와 같이 표현될 수 있으며 이는 숙련근로자에 대한 상대적 수요함수를 의미한다.

$$w_{NS,t} = P_t \times MPL_{NS,t} = P_t \times \left[\frac{\partial Y_t}{\partial N_t} \cdot \frac{\partial N_t}{\partial NS_t} \right] \quad (3)$$

$$w_{NU,t} = P_t \times MPL_{NU,t} = P_t \times \left[\frac{\partial Y_t}{\partial NU_t} \cdot \frac{\partial N_t}{\partial NU_t} \right] \quad (4)$$

$$\log\left(\frac{w_{NS,t}}{w_{NU,t}}\right) = \log\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) - \frac{1}{\sigma} \log\left(\frac{NS_t}{NU_t}\right) + \frac{\sigma-1}{\sigma} \log\left(\frac{B_{NS,t}}{B_{NU,t}}\right) \quad (5)$$

여기서, $\log\left(\frac{w_{NS,t}}{w_{NU,t}}\right)$: 숙련노동의 임금프리미엄

$\log\left(\frac{NS_t}{NU_t}\right)$: 숙련노동의 상대고용

$\log\left(\frac{B_{NS,t}}{B_{NU,t}}\right)$: 숙련노동의 수요충격(skill demand shock)

2. 실증분석 모형

앞 절의 생산함수에서 도출된 식 (5)는 숙련노동의 임금프리미엄과 상대고용에 대한 관측 자료가 있다면 직접 회귀분석함으로써 숙련노동의 수요충격($\log(B_{NS,t}/B_{NU,t})$)을 잔차(residuals)로서 구할 수도 있다. 그러나 이렇게 도출되는 잔차는 $B_{NS,t}$ 의 증가와 $B_{NU,t}$ 의 감소를 전혀 구분하지 못하고 이를 숙련노동에 대한 양(+)의 수요충격으로 동일하게 처리함으로써, $B_{NS,t}$ 수준의 향상에만 영향을 주는 숙련편향적 기술진보가 구분되지 못하는 한계점이 있다. 또한 노동시장의 임금 결정과정에 단기적으로는 여러 가지 마찰요인(frictions)이 존재할 수 있어 식 (5)가 장기적으로는 성립하겠지만 매기 성립한다고 단정하는 것은 다소 무리가 있을 수 있다.⁹⁾ 따라서 본 논문에서는 이러한 한계점을 극복하는 방법론으로서 축약형 벡터자기회귀(reduced-form VAR) 모형을 추정하고 장기적으로 성립해야 하는 식별제약을 도입하여 구조모형으로 복원하는 구조 벡터자기회귀(Structural VAR) 모형을 사용하였다. 아울러 본 연구에 사용되는 관측치의 수가 수준변수로는 33개(차분변수 32개)로 매우 제한적이어서 축약형 VAR 모형을 다변량 최소자승법(multivariate least squares)으로 추정하는 경우, 소표본 편의(small sample bias)에 노출될 가능성이 있다.¹⁰⁾ 따라서 본 논문에서는 최소자승 추정하여 소표본 편의를 교정하는 방법보다는 Sims and Uhlig (1991)에서 조언된 것처럼 베이지안 추정법(bayesian estimation)을 사용하여 분석하기로 한다. 그리고 Banbura, Giannone, and Reichlin(2010), Balleer and Rens (2013) 등을 따라 Minnesota Prior를 이용한 베이지안 추정법¹¹⁾을 적용하여 구조 베이지안 벡터자기회귀(Structural Bayesian VAR, 이하 SBVAR) 모형으로 분석하였다.

(1) 자료

본 논문에 사용된 자료는 다음과 같다. 숙련도별 고용과 임금 자료는 1980년부터 2012년까지의 연간 고용형태별 근로실태조사¹²⁾ 원자료를 이용하였다. 동

9) Balleer and Rens(2013)에서도 이를 생산함수 분해(decomposition)의 한계점으로 지적하고 있다.

10) 다변량 최소자승추정법에 대해서는 Lutkepohl(2005), 소표본 편의에 대해서는 Jarocinski (2006)을 참조바란다.

11) 보다 자세한 설명은 Koop and Korobilis(2010)을 참조바란다.

12) 동 조사에 대한 자세한 설명은 고용노동부의 고용형태별 근로실태조사 보고서를 참조바

자료는 매년 6월의 임금이나 근로시간, 학력, 직종 등 개별 근로조건에 관한 정보를 약 32,000개의 사업체로부터 수집한 것이다.¹³⁾ 일관된 시계열 자료 구축을 위해 상용근로자 10인 이상 사업체를 대상으로 하였으며, 고용은 근로시간으로 측정하였다. 직업의 직무특성별(tasks) 숙련근로자와 미숙련근로자의 구분은 김남주(2015)의 직업-직종기능(high·middle·low skill) 분류방식을 적용하였다. 1인당 총고용을 계산하는데 필요한 인구 자료는 경제활동인구조사¹⁴⁾의 만 15세 이상 인구를 사용하였으며, 총요소생산성은 한국생산성본부 ‘총요소생산성 국제비교(2014)’의 산출기준 자료를 이용하였다.

(2) 기본 모형 및 변수설정

SBVAR 모형을 통해 숙련편향적 기술진보가 가져오는 고용효과를 분석하기 위해, 본 논문은 Balleer and Rens(2013)의 식별제약(restriction)을 준용하여 숙련노동의 상대고용(relative hours-worked of skilled workers), 숙련노동의 임금프리미엄(skill premium), 총요소생산성(total factor productivity),¹⁵⁾ 1인당 총고용(total hours-worked per capita)의 4변수 VAR 모형을 설정하고 하나의 장기 무영향제약과 두 가지의 장기 부호제약을 통해 숙련상대노동의 공급충격(skill supply shock), 숙련편향적 기술충격(skill-biased technology shock),¹⁶⁾ 숙련편향 외 기술충격(other technology shock)의 구조충격들을 식별한다.¹⁷⁾ 또한 본 논문에서는 숙련노동의 임금프리미엄을 학력(education)과 직무(tasks) 기준으로 각각 측정하여 이를 분석 (1)과 분석 (2)로 구분하여 결과를 비교하였다.

란다(<http://www.moel.go.kr>).

- 13) 고용형태별 근로실태조사에서 다음의 사업체는 제외된다.
: 국가 또는 지방행정기관, 군·경찰 및 국·공립교육기관, 국제기구 및 외국기관, 가사서비스업, 개인운영 농림어업체. 또한 동 조사에서 자영업자, 고용주, 무급 가족종사자는 제외된다.
- 14) 동 조사에 대한 자세한 설명은 통계청의 경제활동인구연보를 참조바란다(<http://kostat.go.kr>).
- 15) Balleer and Rens(2013)에서는 노동생산성(labor productivity)를 사용하였으나, 노동생산성은 생산요소의 구성변화에 크게 좌우될 수 있어 총요소생산성을 식별조건으로 이용하는 것이 타당하다는 Chang and Hong(2006)의 연구결과를 반영하여, 본 논문에서는 총요소생산성을 사용하기로 하였다.
- 16) 숙련편향적 기술진보는 결국 이렇게 식별된 숙련편향적 기술충격에 양(+)의 변화가 발생하는 것을 의미한다.
- 17) 나머지 식별되지 않는 구조충격들은 ‘나머지 충격들(all residual shocks)’로 분류한다.

[기본 모형]

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

$$\text{또는 } A(L)z_t = A_0 + u_t$$

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

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

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

여기서, $z_t = [z_t^1, z_t^2, z_t^3, z_t^4]'$: 4개 내생변수들의 4×1 열벡터

A_0 : 4×1 상수항 열벡터, $A_i, i=1, \dots, p$: 4×4 계수행렬

u_t : 4×1 백색잡음항(white noise) 열벡터,

$$E[u_t] = 0, E[u_t u_t'] = \Sigma, E[u_t u_{t-j}'] = 0 \text{ for } j \neq 0$$

Σ : 4×4 정칙(non-singular)행렬

$$\Phi(L) = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i L^i: A(L) \text{의 역행렬}$$

e_t : 4×1 구조충격(structural shocks) 열벡터,

$$E[e_t] = 0, E[e_t e_t'] = I_4, E[e_t e_{t-j}'] = 0 \text{ for } j \neq 0$$

$$\Sigma = E[u_t u_t'] = E[D e_t e_t' D'] = D E[e_t e_t'] D' = D I_4 D' = D D'$$

[변수설정]

$$z_t = \begin{bmatrix} \Delta \log \left(\frac{NS_t}{NU_t} \right) \\ \Delta \log \left(\frac{w_{NS,t}}{w_{NU,t}} \right) \\ \Delta \log TFP_t \\ \Delta \log \left(\frac{N_t}{Pop_t} \right) \end{bmatrix} \begin{array}{l} : \text{숙련노동의 상대고용} \\ : \text{숙련노동의 임금프리미엄} \\ : \text{총요소생산성} \\ : \text{1인당 총고용} \end{array}$$

$$e_t = \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ e_t^3 \\ e_t^4 \end{bmatrix} \begin{array}{l} : \text{숙련상대노동의 공급충격} \\ : \text{숙련편향적 기술충격} \\ : \text{숙련편향 외 기술충격} \\ : \text{나머지 충격들} \end{array}$$

〈분석 (1): 학력기준〉

$$z_t = \begin{bmatrix} \Delta \log \left(\frac{NS_t^{cl}}{NU_t^{cl}} \right) \\ \Delta \log \left(\frac{w_{NS,t}^{cl}}{w_{NU,t}^{cl}} \right) \\ \Delta \log TFP_t \\ \Delta \log \left(\frac{N_t}{Pop_t} \right) \end{bmatrix}$$

〈분석 (2): 직무기준〉

$$z_t = \begin{bmatrix} \Delta \log \left(\frac{NS_t^{task}}{NU_t^{task}} \right) \\ \Delta \log \left(\frac{w_{NS,t}^{task}}{w_{NU,t}^{task}} \right) \\ \Delta \log TFP_t \\ \Delta \log \left(\frac{N_t}{Pop_t} \right) \end{bmatrix}$$

숙련노동의 임금프리미엄을 계산하기 위해, 먼저 Balleer and Rens(2013)가 사용한 측정방식을 다음과 같이 준용하였다. 고용형태별 근로실태조사의 원자료를 〈표 1〉과 같이 교육수준(4)×직종기능(3)×사업체 규모(2)×평균 경력연수(11)에 해당하는 264셀의 동질적 숙련도별 근로자그룹(skill category)으로 구분하고, 각 그룹 내 평균 로그임금¹⁸⁾과 총근로시간¹⁹⁾을 구하였다. 이렇게 도출된 264개 각 세부 그룹에 대해 고졸·중숙련직·100인 이상 사업체 근무·평균경력 12년인 기준 근로자그룹(reference category)과 비교한 상대평균 로그임금과 상대고용(근로시간)을 각 연도마다 측정하였다.

숙련노동의 임금프리미엄을 측정하는 첫 번째 방식은 숙련노동의 임금프리미엄을 대졸 이상과 대졸 미만 근로자 간 로그임금격차인 대졸 임금프리미엄

〈표 1〉 근로자그룹의 구분

그룹변수	범주 수	범주내용
교육수준	4	중졸 이하 고졸 전문대졸 대졸 이상
직종기능 ²⁰⁾	3	고숙련직 중숙련직 저숙련직
사업체 규모	2	100인 미만 100인 이상
평균 경력연수	11	2, 7, 12, 17, 22, 27, 32, 37, 42, 47, 52(이상)

18) 이는 동일한 교육수준·직종기능·사업체 규모에 종사하는 근로자들의 개별 자료에 대해 다음의 Mincer regression을 통해 회귀계수를 추정된 뒤, 경력연수(exp)에 평균 경력연수 값을 대입하여 얻어진 평균 로그임금 추정치이다. 다만, Mincer 회귀식에 통상 포함될 수 있는 성별, 결혼 여부, 산업, 노조가입 여부 등은 원시 자료상에 동일한 교육수준·직종기능·사업체 규모 세부 그룹으로는 일관적으로 제공되지 않아 이를 제외하였다.

$$\log(w_i) = \beta_0 + \beta_1 \exp_i + \beta_2 \exp_i^2 + u_i$$

19) 총근로시간은 각 관측치별로 실측 근로시간에 고용형태별 근로실태조사의 조사가중치를 반영한 후 합산하였다.

20) 각 직종(occupation)의 기능별 분류는 김남주(2015)의 방법을 따랐다.

(college wage premium)으로 계산하는 것이다. 이를 위해, 264개 세부 그룹의 상대평균 로그임금과 상대고용을 대졸 이상과 대졸 미만의 두 그룹으로 합산²¹⁾한 후 둘 간의 상대평균 로그임금의 차이를 숙련노동의 임금프리미엄, 상대고용의 비율을 숙련노동의 상대고용으로 측정하여 분석 (1)에 활용하였다.

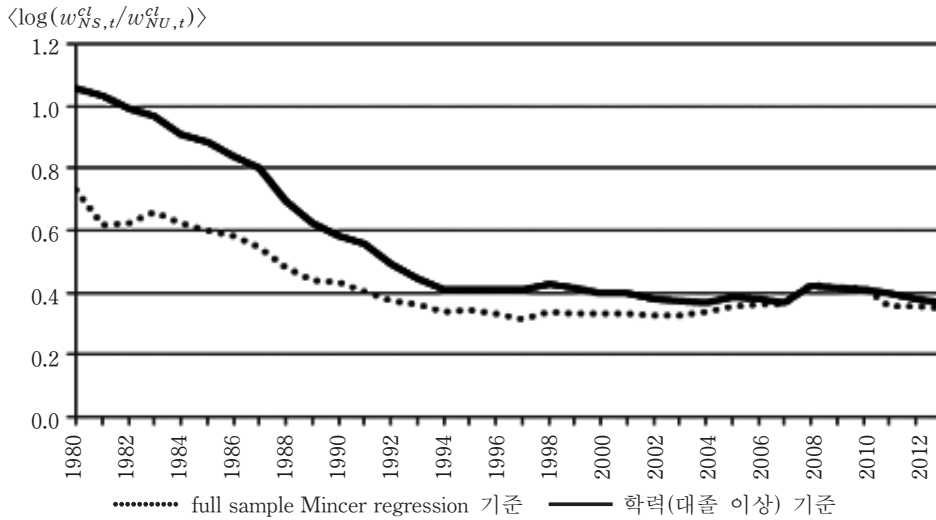
그러나 숙련의 의미를 과연 대졸 여부와 같은 학력과 항상 동일시킬 수 있는가에 대해서는 다소 의문이 있을 수 있다. 오히려 학력보다는 근로자가 실제 종사하는 직업의 직무특성(tasks)이 숙련에 대한 보다 직접적인 지표가 될 수도 있다. 따라서 본 논문에서는 숙련노동의 임금프리미엄을 측정하는 두 번째 방식으로 직종기능이 고속련직(high-skill jobs)과 중숙련직(middle-skill jobs)인 경우를 숙련근로자로, 저숙련직(low-skill jobs)인 경우를 미숙련근로자로 분류하여 이 둘 간 로그임금격차를 직무 임금프리미엄(tasks wage premium), 상대고용의 비율을 숙련노동의 상대고용으로 측정하여 분석 (2)에 적용하였다.

<그림 1>부터 <그림 6>까지는 두 가지 방식으로 측정된 숙련노동의 임금프리미엄 및 상대고용, 숙련·미숙련근로자 각각의 절대고용 추이가 나타나 있다.²²⁾ 먼저 <그림 1>부터 <그림 3>까지의 학력기준의 경우, 우리나라 숙련노동시장의 임금프리미엄은 1980년대부터 1997년 외환위기까지 지속적으로 감소하다가 외환위기 이후 다소 정체되었다. 또한 2000년대 중반에는 일시적으로 증가하다가 최근에는 다시 감소하고 있다. 숙련근로자에 대한 상대적 고용은 이들에 대한 지속적 고용확대에 힘입어 1980년대부터 2000년대 후반까지 꾸준히 증가하였으나 최근에는 감소하고 있는 것으로 나타났다. 이는 우리나라 경제가 선진화되는 과정 속에서 산업중추인력인 숙련근로자에 대한 기업들의 고용수요가 꾸준히 늘어났지만, 학력 향상(educational upgrading)으로 인해 대졸 근로자의 노동시장 공급도 큰 폭 늘어나 이들의 임금상승이 제한을 받게 됨에 따라 결과적으로 임금프리미엄이 하락하게 된 것으로 추론해 볼 수 있다.

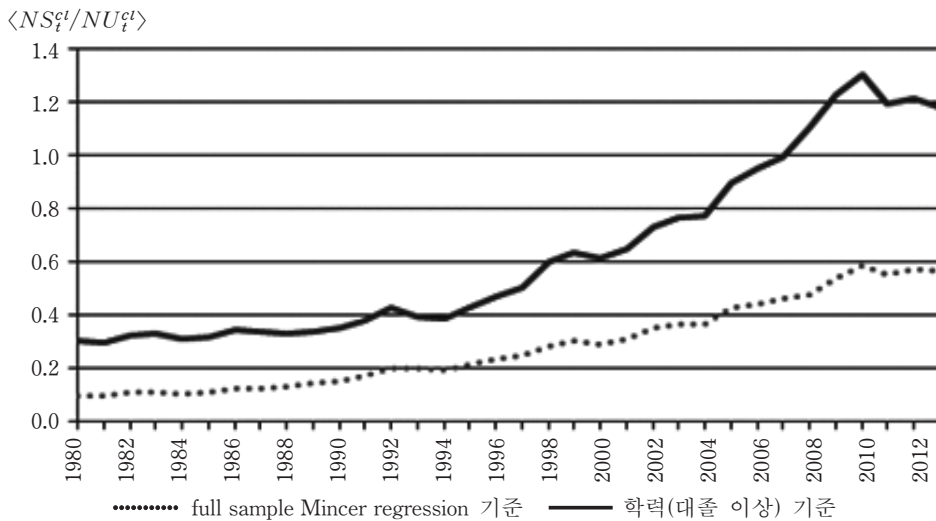
- 21) 각 세부 그룹의 합산시 임금의 경우는 상대고용의 전체 내 비중, 고용의 경우는 상대임금의 전체 내 비중을 이용하여 가중합산하였다. 또한 전문대졸 근로자에 대해서는 숙련도의 성격이 혼재되어 있을 수 있다는 점을 감안하여 50%씩 대졸 이상과 대졸 미만으로 반영하였다.
- 22) <그림 1>, <그림 2>의 'full sample Mincer regression 기준'은 전체 자료를 각 세부 그룹으로 구분하지 않고 다음의 Mincer 방정식을 추정하였을 때 도출되는 학력변수 더미변수 앞의 회귀계수(β_3)를 매년 추정한 결과치(=임금프리미엄)와 조사가중치를 반영한 합산 관측치의 근로시간 비율(=상대고용)을 구한 것이다.

$$\log(w_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{exp}_i + \beta_2 \text{exp}_i^2 + \beta_3 \text{edu}_i + \beta_4 \text{occ}1_i + \beta_5 \text{occ}2_i + \beta_6 \text{size}_i + u_i$$

edu: 대졸 미만 0, 대졸 이상 1, *occ1*: 저숙련직 0, 중숙련직 1, 고속련직 0, *occ2*: 저숙련직 0, 중숙련직 0, 고속련직 1, *size*: 사업체 규모 100인 미만 0, 100인 이상 1.

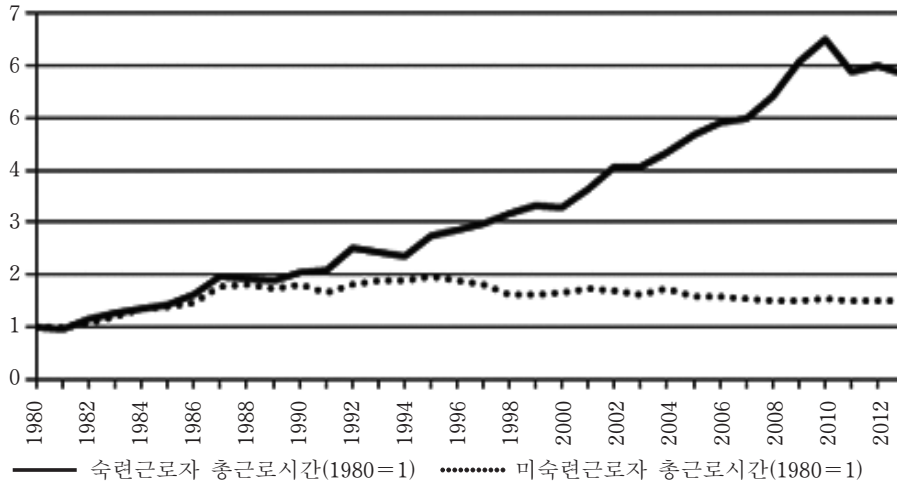


〈그림 1〉 학력기준 숙련노동의 대졸 임금프리미엄

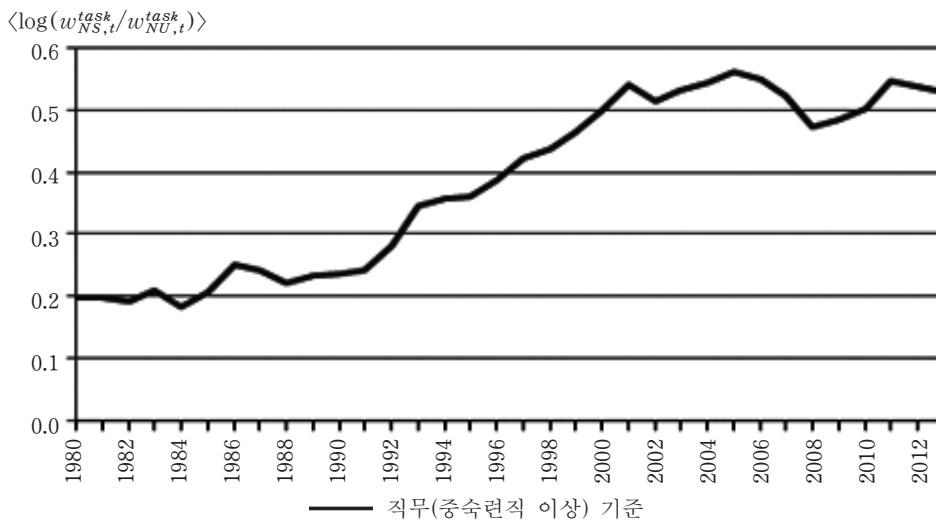


〈그림 2〉 학력기준 숙련노동의 상대고용

그러나 학력이 아닌 직무특성을 기준으로 임금프리미엄을 측정한 〈그림 4〉부터 〈그림 6〉까지의 결과를 보면 좀 더 흥미로운 추론이 가능하다. 이 경우의 임금프리미엄은 숙련된 기능이 필요한 일자리에 종사하는 근로자가 이러한 기능이 필요하지 않은 일자리에 종사하는 근로자에 비해 받는 직무 임금프리미엄 (tasks wage premium)을 의미하게 된다.

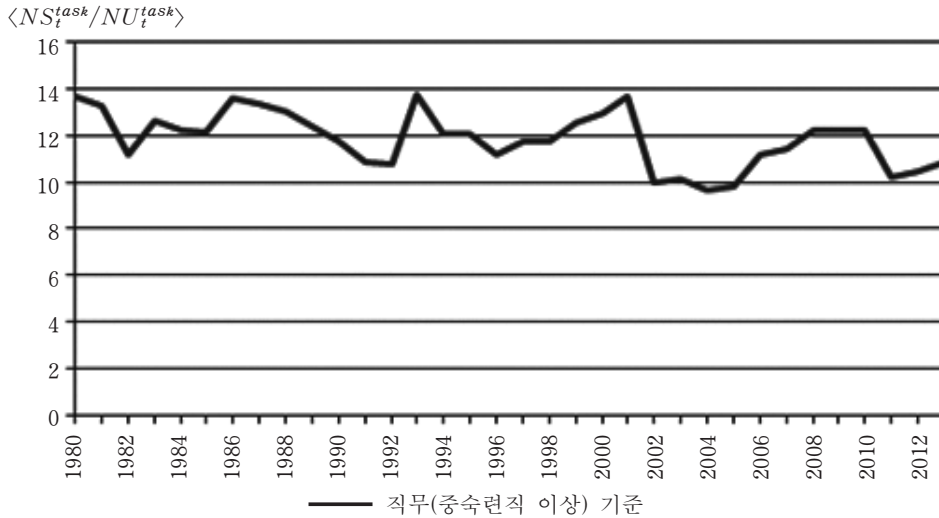


〈그림 3〉 학력기준 숙련·미숙련근로자의 고용수준

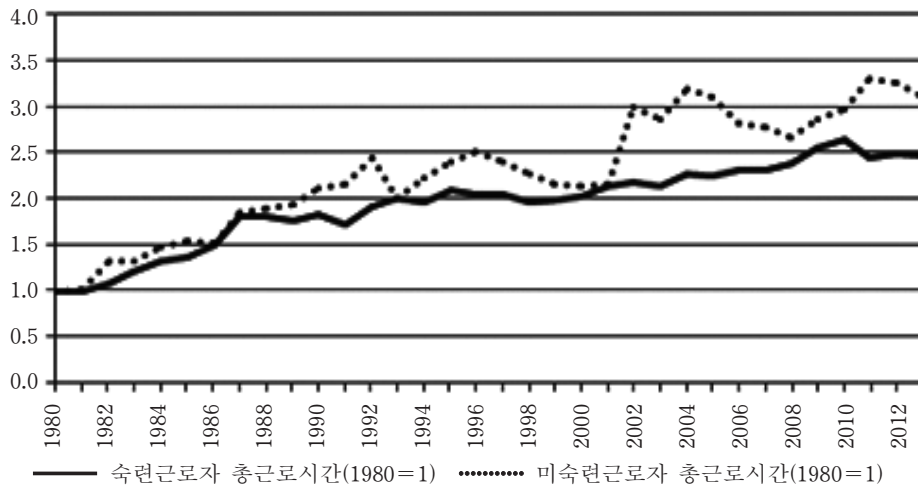


〈그림 4〉 직무기준 숙련노동의 직무 임금프리미엄

동 임금프리미엄은 1980년대 이후 2000년대 중반까지 지속적으로 증가하였으며, 2000년대 중반 이후 다소 정체되고 있다. 또한 이들에 대한 상대적 고용수준도 다소의 변동이 있지만 대체로 일정한 수준을 유지하고 있는데, 이는 숙련·미숙련근로자 각각의 고용수준이 유사한 추세를 보이며 꾸준히 증가한 데 비롯하였다. 이러한 결과에서 볼 때, 기업들의 숙련근로자에 대한 고용수요가 경제 성장에 따라 꾸준히 늘어났다고 가정하는 경우 이에 걸맞는 숙련기능을 겸비한



〈그림 5〉 직무기준 숙련노동의 상대고용



〈그림 6〉 직무기준 숙련·미숙련근로자의 고용수준

근로자의 노동공급은 사실상 충분히 늘지 않았거나 소폭 줄었을 가능성을 유추해 볼 수 있다.²³⁾ 따라서 우리나라 숙련노동시장에 대한 논의에 있어서 선불리 근로자의 학력별 구분만으로 숙련근로자의 상대적 공급은 크게 늘었고, 이에 따라 이들에게 주어지는 임금프리미엄은 크게 하락하였다고 단정 짓는 것은 세

23) 만약 노동공급이 충분히 이루어졌다면 임금프리미엄은 보다 안정적인 모습을 보이고, 상대고용은 더 크게 늘어나는 방향으로 움직였을 것으로 추측된다.

심한 주의가 필요할 것으로 보인다. 오히려 기술이 필요한 일자리에 걸맞는 근로자가 얼마나 시의적절하게 공급되고 수요되었는가의 시각에서 본다면, 사실상 수요에 비해 공급이 미치지 못했을 가능성 또한 존재한다는 점을 간과할 수 없을 것으로 보인다.

(3) 세부 모형설정

앞 절에서 설정한 4변수 VAR 모형을 수준변수로 구성할 것인지 아니면 1차 차분변수로 구성할 것인지를 결정하기 위해, ADF 검정과 KPSS 검정으로 단위근(unit root) 여부를 점검하였다. <부표 1>에 나타난 단위근 검정결과, 모형변수의 수준값에서는 모두 단위근이 존재하였으며 1차 차분값은 안정적인 시계열이 됨을 확인할 수 있었다. 따라서 본 논문에서는 1차 차분변수로 VAR 모형을 구성하였다.

이제 4개의 차분변수로 구성된 VAR 모형의 시차 p 를 결정하기 위해 <부표 2>에서와 같이 AIC, HQIC, SBIC 등의 정보기준값(information criteria)을 계산하였다. 동 결과에서 보면, 우선 시차가 커질수록 각 정보기준값의 절대값이 커지는 경향이 나타나는데, 다만 본 논문의 시계열 수준변수 자료가 1980년부터 2012년까지라는 한계점을 감안한다면 4차 이상의 시차는 고려하지 않는 것이 타당할 것으로 보인다. 따라서 가급적 내생변수 간의 동태적 움직임을 최대한 반영하면서 정보기준값을 어느 정도 고려하여 $p=2$ 또는 $p=3$ 에서 두 VAR 모형의 시차를 결정하는 것이 합리적일 것으로 판단하였다.

다음으로 구성변수 간에 공적분 관계가 있는지에 대해서 <부표 3>과 같이 요한슨(Johansen) 공적분 검정(co-integration test)을 통해 점검한 결과, 분석 (1)에서는 $p=2$ 인 경우에는 1% 유의수준에서 공적분 관계가 존재하지 않았으며 분석 (2)에서는 $p=2$, $p=3$ 인 경우에 모두 5% 유의수준에서 공적분 관계가 존재하지 않았다. 따라서 본 논문에서는 분석 (1)에는 $p=2$, 분석 (2)에는 $p=3$ 을 최종적으로 선택하여 분석하기로 하였다.

축약형 VAR 모형의 Minnesota Prior를 이용한 베이저안 추정을 위해, 선행 연구인 Balleer and Rens(2013)를 따라 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.²⁴⁾

24) Minnesota Prior의 파라미터 및 각 분석결과는 <부록> 1.을 참조바란다.

(4) 구조모형의 식별-장기 제약

본 논문은 축약형 VAR 모형의 추정치 $\{\hat{A}_i, \hat{\Sigma}\}$ 로부터 구조모형을 복원해 내기 위해, 식 (6), 식 (7)의 장기반응행렬(long-run impact matrix)과 장기 분산(long-run variance)을 이용한 3가지의 식별제약을 도입하였다.²⁵⁾

$$\Phi^e(1) = \lim_{k \rightarrow \infty} \left(\sum_{i=0}^k \Phi_i \right) De_t = \lim_{k \rightarrow \infty} \left(\sum_{i=0}^k \Phi_i \right) u_t = \Phi(1)u_t = \Phi(1)De_t \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \Phi^e(1)\Phi^e(1)' &= \Phi(1)E[u_t u_t']\Phi(1)' = \Phi(1)\Sigma\Phi(1)' = \Phi(1)DD'\Phi(1) = L \cdot L' \quad (7) \\ &\Rightarrow \hat{\Phi}(1)\hat{\Sigma}\hat{\Phi}(1)' = \hat{L}\hat{L}' = \hat{\Phi}(1)DD'\hat{\Phi}(1)' \\ &\therefore D = [\hat{\Phi}(1)]^{-1}\hat{L}, B_i = D^{-1}\hat{A}_i \end{aligned}$$

① 장기 무영향제약

일반적으로 위 식 (7)에서 $\hat{\Phi}(1)\hat{\Sigma}\hat{\Phi}(1)'$ 를 $L \cdot L'$ 으로 분해(decomposition)한 결과는 유일하지 않기 때문에 여러 가지 조합의 구조계수들이 식별될 수 있다. 예를 들어, $RR' = I$ 를 만족하는 임의의 정규직교행렬(orthonormal matrix) R 에 대해 $L = S \cdot R$ 의 관계가 성립한다면, 식 (8)과 같이 또 다른 형태의 구조모형이 도출되게 된다. 따라서 여러 식별 가능한 구조모형 중에서 경제적 함의(economic implication)에 부합하는 제약조건(restriction)을 만족하는 모형을 최종적인 구조모형으로 선택하는 과정이 필요하게 되는데, 이에 대한 대표적인 방법이 Blanchard and Quah(1989)에 의해 제시된 장기 무영향제약(long-run zero restriction)으로 특정 구조충격이 장기적으로는 어떤 내생변수에 영향을 미치지 않는다는 제약을 가하는 것이다.²⁶⁾ 본 논문에서는 먼저 다음과 같은 장기 무영향제약 형태의 식별제약 (1)을 도입하였다.

$$\begin{aligned} \hat{\Phi}(1)\hat{\Sigma}\hat{\Phi}(1)' &= \hat{L}\hat{L}' = \hat{S}\hat{R}\hat{R}'\hat{S}' = \hat{S}\hat{S}' \\ \therefore D &= [\hat{\Phi}(1)]^{-1}\hat{S} \neq [\hat{\Phi}(1)]^{-1}\hat{L} \end{aligned} \quad (8)$$

25) 이러한 식별제약은 Balleer and Rens(2013)의 방식을 적용한 것이다.

26) 실무적으로는 내생변수의 적절한 순서배치를 통해, 하방삼각행렬(lower triangular matrix)인 L 과 상방삼각행렬(upper triangular matrix)인 L' 의 곱으로 장기 분산이 표현될 수 있는 경우 콜레스키 분해(cholesky decomposition)를 통해 구조계수를 식별해 낸다.

식별제약(1): 장기 무영향제약	: 숙련상대노동의 공급충격(e_t^1)과 두 가지 형태의 기술충격인 숙련편향적 기술충격(e_t^2), 숙련편향 외 기술충격(e_t^3) 만이 장기에 숙련노동의 상대고용 ($\log(NS_t/NU_t)$), 숙련노동의 임금프리미엄($\log(w_{NS,t}/w_{NU,t})$), 총요소생산성 (\logTFP_t)에 영향을 준다. ⇒ 따라서 나머지 충격들(e_t^4)은 장기적으로 위 변수들에 영향을 미치지 않는다.
$\hat{\Phi}^e(1) = \hat{\Phi}(1)De_t = \hat{L}e_t = \begin{bmatrix} \times & \times & \times & 0 \\ \times & \times & \times & 0 \\ \times & \times & \times & 0 \\ \times & \times & \times & \times \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} e_t^1 \\ e_t^2 \\ e_t^3 \\ e_t^4 \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} \log(NS_t/NU_t) \\ \log(w_{NS,t}/w_{NU,t}) \\ \logTFP_t \\ \log(N_t/Pop_t) \end{bmatrix}$	

위와 같은 제약을 도입한 것은 앞 절에서 검토한 이론적 배경에 기초할 때, 숙련노동의 상대고용과 임금프리미엄, 총요소생산성에 영향을 줄 수 있는 요인은 대부분 생산기술이나 노동공급에 관련될 것으로 보이며 그 외에 다른 요인을 찾아내기는 쉽지 않은 점을 반영한 것이다. 또한 여타 사회제도적인 요인들이 동 변수들에 일시적으로 영향을 줄 수는 있지만 장기에까지 유의미한 영향을 미칠 것으로 보는 데는 무리가 있다는 점도 고려하였다. 이러한 식별제약은 장기 계수행렬(\hat{L})의 원소인 $\{\hat{L}_{14}, \hat{L}_{24}, \hat{L}_{34}\}$ 가 0이 된다는 형태로 부여되었다.

② 장기 부호제약

다음으로, 숙련편향적 기술충격을 다른 구조충격들과 추가로 식별해 내기 위해, 두 가지의 장기 부호제약(long-run sign restriction)을 도입하였다. 장기 부호제약은 경제학적 함의에 의한 제약조건을 장기적인 영향이 없다고 단정할 수는 없고 그 방향에 대해서는 알고 있는 경우에 구조모형을 식별해 낼 수 있는 방법이다.²⁷⁾ 동 방법을 적용하기 위해서는 먼저 식별하고자 하는 구조충격들의 방향을 상정하고 이것과 일치하는 장기 반응행렬의 부호제약을 설정한다. 이후 정규직교행렬(orthonormal matrix) 또는 회전행렬(rotation matrix)을 도입하여 장기 반응행렬의 부호제약을 만족시키는 구조계수값들의 분포를 구하고 이를 바탕으로 충격반응함수, 예측오차 분산분해 등의 분석을 실행하게 된다.²⁸⁾ 이를 간략히 설명하면, 앞서의 장기 무영향제약을 반영한 장기 계수행렬(\hat{L})의 부분

27) 동 방법은 Uhlig(1999)에 의해 제시되었다.
 28) 이에 대한 보다 자세한 설명은 Peersman(2005), Balleer and Rens(2013)의 web appendix를 참조바란다.

행렬 $\hat{L}_{1:3,1:3}$ 에 대해, 식 (9)를 만족시키는 $QQ' = I$ 인 정규직교행렬 Q 는 임의로 추출 가능하다. 따라서 임의추출된 \bar{Q} 와 출레스키 분해에 의해 구한 \hat{T} 의 곱인 장기 반응행렬 $\hat{L}_{1:3,1:3} = \hat{T} \cdot \bar{Q}$ 의 원소들에 대해 부호제약이 모두 충족되는 \bar{Q} 을 구한다. 하나의 \bar{Q} 를 이용하여 구조계수 복원, 충격반응함수, 예측오차 분산분해를 실행할 수 있으므로 임의추출을 반복함으로써 이들의 분포를 구한 후 중위값, 분위값 등을 활용하게 된다.

$$\begin{aligned} \hat{L}_{1:3,1:3} \hat{L}'_{1:3,1:3} &= [\hat{\Phi}(1) \hat{\Sigma} \hat{\Phi}(1)']_{1:3,1:3} = TT' = TQQ'T' \\ \therefore \hat{T} &= chol\{[\hat{\Phi}(1) \hat{\Sigma} \hat{\Phi}(1)']_{1:3,1:3}\}, \hat{L}'_{1:3,1:3} = \hat{T} \bar{Q} \end{aligned} \quad (9)$$

본 논문에서는 임의의 정규직교행렬 Q 를 식 (10)과 같이 3개 회전행렬 (rotation matrix)의 곱으로 표현하는 방식을 이용하였다. 구체적으로 보면, 회전행렬의 원소값을 결정하는 파라미터 $\{\theta, \psi, \phi\}$ 가 각각 $[0, 2\pi]$ 사이의 10개 균등한 구간점인 다음 값들 $\left\{0, \frac{2\pi}{9}, \frac{2\pi}{9} \cdot 2, \frac{2\pi}{9} \cdot 3, \dots, \frac{2\pi}{9} \cdot 8, 2\pi\right\}$ 중 하나인 것으로 보고, 각 점에서의 Q_{12}, Q_{13}, Q_{23} 행렬을 구한다. 따라서 $Q_{12}, Q_{13}, Q_{23} = \bar{Q}$ 로 도출되는 \bar{Q} 의 값은 총 10^3 개가 되는데, 각 \bar{Q} 에 대하여 $\hat{T} \cdot \bar{Q} = \hat{L}_{1:3,1:3}$ 를 계산하고 동 행렬이 장기 부호제약을 만족시키는 경우의 \bar{Q} 가 \tilde{Q} 로 선택되며, 이러한 \tilde{Q} 들을 이용하여 관련 분석을 수행하게 된다. 이러한 과정은 Minnesota prior 베이저안 방식에 의한 사후분포로부터의 한 번 추출에 대해 수행되는 것인데, 본 논문에서는 사후분포로부터 총 1,000번 임의추출을 시행하였다. 따라서 본 논문의 분석결과는 100만 개의 $\hat{L}_{1:3,1:3}$ 중 장기 부호제약을 만족시키는 32,743개의 $\hat{L}_{1:3,1:3}$ 를 얻어 이루어진 것으로, 한 번 임의추출시 10^3 개의 \bar{Q} 에 대해서는 평균 33개 정도의 \tilde{Q} 가 부호제약을 만족시켰음을 의미한다. 또한 사후분포로부터의 추출시마다 장기 부호제약을 만족시키는 \tilde{Q} 들의 구성도 매번 달라지게 되는데, 다음 (예)에 제시된 \bar{Q} 의 경우는 1,000번의 임의추출 과정에서 총 951번 장기 부호제약을 만족시키는 \tilde{Q} 로 채택되었다.

$$Q = Q_{12}, Q_{13}, Q_{23}, QQ' = I, \quad \theta, \psi, \phi \in \left\{0, \frac{2\pi}{9}, \frac{2\pi}{9} \cdot 2, \frac{2\pi}{9} \cdot 3, \dots, \frac{2\pi}{9} \cdot 8, 2\pi\right\} \quad (10)$$

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

(예) $\theta = \frac{2\pi}{9} \cdot 7$, $\psi = 0$, $\phi = \frac{2\pi}{9} \cdot 8$ 인 경우,

$$Q_{12} = \begin{bmatrix} 0.1736 & 0.9848 & 0 \\ -0.9848 & 0.1736 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, Q_{13} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, Q_{23} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0.7660 & 0.6428 \\ 0 & -0.6428 & 0.7660 \end{bmatrix}$$

$$\therefore Q = \begin{bmatrix} 0.1736 & 0.7544 & 0.6330 \\ -0.9848 & 0.1330 & 0.116 \\ 0 & -0.6428 & 0.7660 \end{bmatrix}$$

본 논문은 위의 방식에 따른 장기 부호제약의 적용을 위해, 숙련편향적 기술 충격(e_t^2)은 양(+의 충격($[e_t^2]^+$), 숙련상대노동 공급충격(e_t^1)은 음(-의 충격($[e_t^1]^-$), 숙련편향 외 기술충격(e_t^3)은 음(-의 충격($[e_t^3]^-$))을 상징하고 장기 부호 제약의 부호를 구성하였다. 이를 바탕으로, 먼저 숙련편향적 기술충격과 숙련편향 외 기술충격 안에 포함된 미숙련편향적 기술충격(unskill-biased technology shock)을 구분하기 위해 첫 번째 장기 부호제약인 식별제약 (2)를 도입하였다. 즉, 식 (5)에서 볼 수 있듯이 양(+의 숙련편향적 기술충격인 숙련편향적 기술진보에 의해 $B_{NS,t} \uparrow$ 하는 것과 음(-의 미숙련편향적 기술충격에 의해 $B_{NU,t} \downarrow$ 하는 것은 모두 숙련노동의 임금프리미엄($\log(w_{NS,t}/w_{NU,t})$)을 상승시키는 동일한 역할을 하게 되므로 이들을 구분할 수는 없다. 그러나 양(+의 숙련편향적 기술충격에 의한 $B_{NS,t} \uparrow$ 은 결과적으로 총요소생산성($\log TFP_t$)을 증가시키는 반면, 음(-의 미숙련편향적 기술충격에 의한 $B_{NU,t} \downarrow$ 은 총요소생산성을 하락시키게 된다. 따라서 어떤 충격으로 인해 임금프리미엄이 상승하고 이와 같은 방향으로 총요소생산성이 변화하였다면 이는 숙련편향적 기술진보에 의한 것으로 식별할 수 있게 된다. 이러한 식별제약은 장기 계수행렬(\hat{L})의 원소인 $\{\hat{L}_{22}, \hat{L}_{32}\}$ 가 모두 양(+이 되고 $\{\hat{L}_{32}\} \geq 0$, $\{\hat{L}_{33}\} \leq 0$ 이 되어야 한다는 제약을 부여하는 형태로 이루어졌다.

$$\log\left(\frac{w_{NS,t}}{w_{NU,t}}\right) = \log\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) - \frac{1}{\sigma} \log\left(\frac{NS_t}{NU_t}\right) + \frac{\sigma-1}{\sigma} \log\left(\frac{B_{NS,t}}{B_{NU,t}}\right) \quad (5)'$$

<p>식별제약(2): 장기 부호제약①</p>	<p>: 양(+)²⁹의 숙련편향적 기술충격($[e_t^2]^+$)은 장기에 숙련노동의 임금프리미엄($\log(w_{NS,t}/w_{NU,t})$)과 중요소생산성($\log TFP_t$)에 양(+)²⁹의 영향을 준다. \Rightarrow 반면에 음(-)의 숙련편향 외 기술충격($[e_t^2]^-$)에 포함되어 있는 음(-)의 미숙련편향적 기술충격은 장기에 숙련노동의 임금프리미엄에는 양(+), 중요소생산성에는 음(-)의 영향을 주게 된다. 또한 음(-)의 숙련편향 외 기술충격($[e_t^2]^-$)에 포함되어 있는 그 외 기술충격들은 숙련노동의 임금프리미엄과 중요소생산성에 장기적으로 無(0)의 영향을 미칠 수도 있으므로, 음(-)의 숙련편향 외 기술충격($[e_t^2]^-$)은 최종적으로 숙련노동의 임금프리미엄에는 양(+)²⁹ 또는 無(0), 중요소생산성에는 음(-) 또는 無(0)의 영향을 미친다.</p> $\hat{\phi}^e(1) = \hat{\phi}(1) De_t = \hat{L}e_t = \begin{bmatrix} \times & \times & \times & 0 \\ \times & (+)(\geq 0) & 0 & \\ \times & (+)(\leq 0) & 0 & \\ \times & \times & \times & \times \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} [e_t^1]^- \\ [e_t^2]^+ \\ [e_t^2]^- \\ e_t^4 \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} \log(NS_t/NU_t) \\ \log(w_{NS,t}/w_{NU,t}) \\ \log TFP_t \\ \log(N_t/Pop_t) \end{bmatrix}$
----------------------------------	---

지금까지 논의한 식별제약 (1)과 식별제약 (2)는 기본적으로 노동공급 측면에서 어떠한 변화요인이 없어 노동시장의 균형이 노동수요에 의해 결정된다는 암묵적인 가정에 바탕하고 있다. 그러나 현실적으로 노동공급 측면에서 발생하는 충격이 상당할 수 있다는 점은 간과될 수 없다. 따라서 두 번째 장기 부호 제약인 식별제약 (3)은 식별제약 (2)를 통해 숙련편향적 기술충격(e_t^2)을 식별해 내기 전에 숙련상대노동의 공급충격(skill supply shock)을 먼저 구분해 내기 위해 도입하였다. 구체적으로, 음(-)의 숙련상대노동 공급충격($[e_t^1]^-$)은 장기적으로 숙련상대노동의 가격인 임금프리미엄($\log(w_{NS,t}/w_{NU,t})$)을 높이지만, 숙련노동의 상대고용($\log(NS_t/NU_t)$)을 하락시킨다. 반면에, 수요충격(skill demand shock)인 양(+)²⁹의 숙련편향적 기술충격($[e_t^2]^+$)이나 음(-)의 숙련편향 외 기술충격($[e_t^2]^-$)은 장기적으로 역시 임금프리미엄을 높이지만 숙련노동의 상대고용도 늘리는 변화를 가져오게 된다.²⁹⁾ 따라서 어떤 충격으로 인해 임금프리미엄이 상승하고 숙련노동의 상대고용이 하락하였다면 이는 음(-)의 숙련상대노동 공급충격으로 식별할 수 있게 된다. 반대로 어떤 충격으로 인해 임금프리미엄이 상승하고 숙련노동의 상대고용도 증가하였다면 이는 수요충격인 숙련편향적 기술충격 또는 숙련편향 외 기술충격으로 식별할 수 있게 된다. 이러한 식별제약

29) 음(-)의 숙련편향 외 기술충격에는 음(-)의 미숙련편향적(unskill-biased) 기술충격과 함께 그 외 기술충격이 포함되므로, 그 외 기술충격의 경우 임금프리미엄과 상대고용에 無(0)의 영향을 미칠 수 있다.

으로 장기 계수행렬(\hat{L})의 원소인 $\{\hat{L}_{11}\} < 0$, $\{\hat{L}_{21}\} > 0$ 이고 $\{\hat{L}_{12}, \hat{L}_{22}\} > 0$, $\{\hat{L}_{13}, \hat{L}_{23}\} \geq 0$ 이어야 한다는 제약이 추가로 부여되었다.

식별제약(3): 장기 부호제약②	: 음(-)의 숙련상대노동 공급충격($[e_t^1]^-$)은 숙련노동의 임금프리미엄($\log(w_{NS,t}/w_{NU,t})$)에는 양(+), 숙련노동의 상대고용($\log(NS_t/NU_t)$)에는 음(-)의 영향을 준다. ⇒ 반면에 양(+)의 숙련편향적 기술충격($[e_t^2]^+$)은 장기에 숙련노동의 임금프리미엄과 숙련노동의 상대고용에 양(+)의 영향을 주며, 음(-)의 숙련편향 외 기술충격($[e_t^3]^-$)은 장기에 숙련노동의 임금프리미엄과 숙련노동의 상대고용에 양(+) 또는 無(0)의 영향을 미친다.
	$\hat{\Phi}^e(1) = \hat{\Phi}(1) D e_t = \hat{L} e_t = \begin{bmatrix} (-)(+)(\geq 0) 0 \\ (+)(+)(\geq 0) 0 \\ \times & \times & \times & 0 \\ \times & \times & \times & \times \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} [e_t^1]^- \\ [e_t^2]^+ \\ [e_t^3]^- \\ e_t^4 \end{bmatrix} \Rightarrow \begin{bmatrix} \log(NS_t/NU_t) \\ \log(w_{NS,t}/w_{NU,t}) \\ \log TFP_t \\ \log(N_t/Pop_t) \end{bmatrix}$

이제, 위에서 제시된 3가지 식별제약에 따라 구해진 장기 계수행렬(\hat{L})의 $\hat{L}_{1:3,1:3}$ 원소값을 바탕으로 나머지 원소들의 값을 장기 분산인 $\hat{\Phi}(1)\hat{\Sigma}\hat{\Phi}(1)$ 을 이용하여 구한다. $\{\hat{L}_{41}, \hat{L}_{42}, \hat{L}_{43}\}$ 은 $\hat{L}_{4,1:3} \cdot \hat{L}_{1:3,1:3} = [\hat{\Phi}(1)\hat{\Sigma}\hat{\Phi}(1)]_{4,1:3}$ 의 관계에 따라 구해질 수 있으며, $\{\hat{L}_{44}\}$ 는 $P = [\hat{\Phi}(1)\hat{\Sigma}\hat{\Phi}(1)]_{4,4} - (\hat{L}_{41})^2 - (\hat{L}_{42})^2 - (\hat{L}_{43})^2$ 을 계산한 후 이를 콜레스키 분해하여 얻어질 수 있다.

III. 분석결과

1. 충격반응함수

이번 절에서는 SBVAR 모형에 의해서 식별된 세 가지 주요 구조충격에 한 단위 표준편차만큼의 양(+)의 충격이 발생하는 경우,³⁰⁾ 숙련노동의 임금프리미엄, 숙련노동의 상대고용, 총요소생산성, 인구 1인당 총고용의 로그 수준변수값이 충격 후 20년간 어떻게 변화하는지를 알아보는 충격반응함수를 살펴본다. 본 연구는 1,000번의 사후분포 임의추출에 의한 베이지안 추정법과 장기 부호제약

30) 장기 부호제약을 통해 음(-)의 충격으로 식별된 숙련상대노동의 공급충격, 숙련편향 외 기술충격에 대해서는 최초 충격반응함수(Impulse Response Function)에 대해 음(-)을 곱하여 양(+)의 충격에 대한 충격반응함수를 도출한다.

을 동시에 사용하였다. 따라서 이때 도출되는 하나의 충격반응함수는 축약형 VAR 모형 추정계수의 사후분포 임의추출 1회에 대해서, 장기 부호제약을 만족하는 하나의 회전행렬이 채택되면 도출되게 된다. 1회의 임의추출에 대해서 다수의 회전행렬이 채택될 수 있으므로 그만큼의 충격반응함수들이 생성되는데, 결국 1,000회의 임의추출을 통해서 보다 조밀한 충격반응함수의 분포가 나타나게 된다.³¹⁾ 이하에서는 이러한 충격반응함수의 분포 중 중위값(median)과 함께 16 및 84 분위값(percentile)을 이용한 1표준편차(68%) 신뢰구간을 도시하였다.³²⁾

<그림 7>부터 <그림 9>까지는 숙련노동의 임금프리미엄을 대졸 임금프리미엄으로 측정된 분석 (1)의 충격반응함수가 나타나 있다. <그림 7>에서 양(+)³³⁾의 숙련편향적 기술충격을 의미하는 숙련편향적 기술진보가 일어나면, 모형의 식별제약대로 장기에 숙련노동의 임금프리미엄, 숙련노동의 상대고용, 총요소생산성은 같은 방향으로 증가했을 뿐만 아니라, 제약이 주어지지 않은 단기적으로도 증가하는 것으로 나타났다. 특히, 숙련노동의 상대고용 증가는 숙련근로자에 대한 고용의 소폭 감소 내지 불변, 미숙련근로자에 대한 고용축소에 의해 주도되었음을 알 수 있다.³³⁾ 이러한 모습은 <그림 10>의 미국에 대한 Balleer and Rens(2013)의 연구결과에서도 관찰되었다.

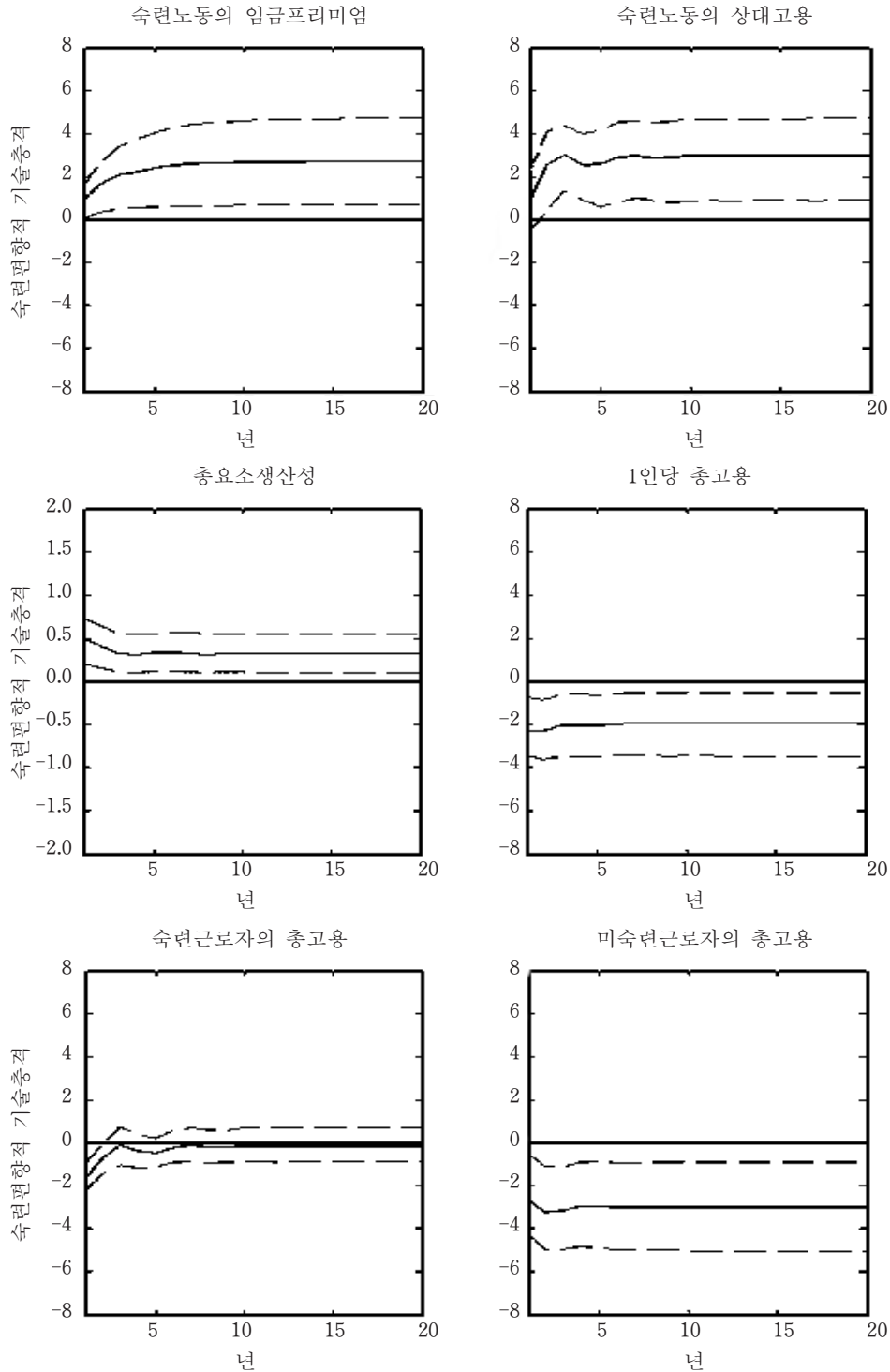
여기서 숙련편향적 기술진보에도 불구하고 숙련근로자에 대한 절대고용이 늘어나지 않은 결과에 대해서 다음과 같은 해석이 가능하다. 본 논문에서 상정한 숙련편향적 기술진보는 숙련근로자에 대한 절대고용수요를 늘리고 미숙련근로자에 대한 절대고용수요를 줄이는 노동수요의 구성변화 효과(compositional shift effect)를 가지고 있다. 따라서 동 효과가 압도적인 경우 숙련근로자의 절대고용은 늘고 미숙련근로자의 절대고용은 줄어, 결과적으로 숙련노동의 상대고용이 증가하는 충격반응함수들이 나타날 것이다. 한편, 숙련근로자만으로 이루어지는 숙련노동시장에서, 숙련편향적 기술진보는 동 시장에 발생한 일종의 생산성 향상을 의미한다. 따라서 동질적 노동시장을 가정한 앞서의 선행 연구들에서 논의된 생산성 향상이 가져오는 고용효과 문제가 여기에도 고려될 수 있다. 즉, 생산성 향상이 결국 고용감소를 가져오는 효과가 있다면,³⁴⁾ 숙련편향적 기술진

31) 한 예로, <부록> 2.에는 사후분포 임의추출 횟수가 증가함에 따른 총고용의 충격반응함수 변화가 제시되었다.

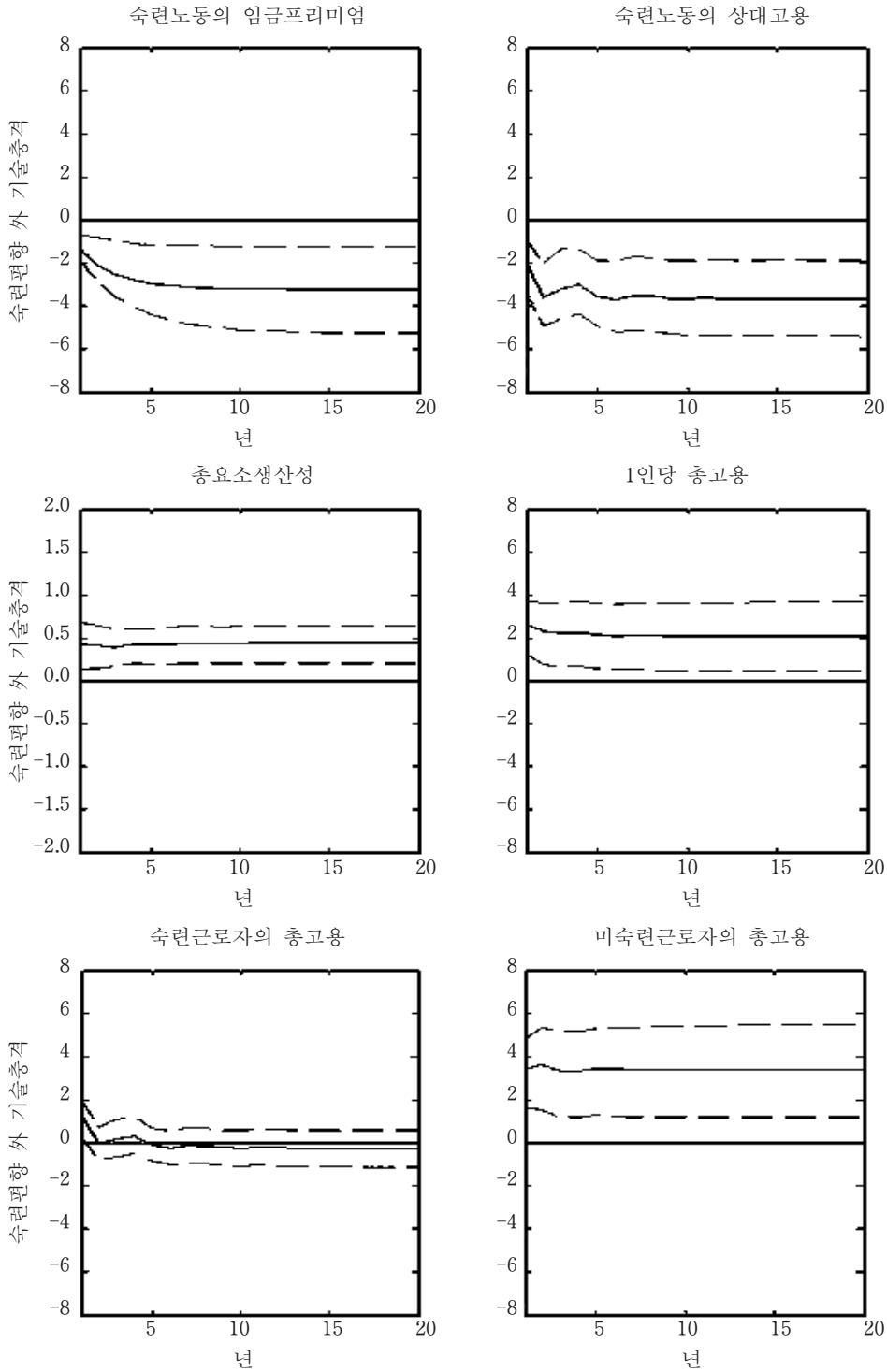
32) 각 그림에서 Y축은 변화율(%)을 의미한다.

33) 여기서, 숙련 및 미숙련근로자의 총고용은 15세 이상 인구 1인당 총고용을 의미한다. 이에 대한 충격반응함수 도출은 <부록> 3.을 참조바란다.

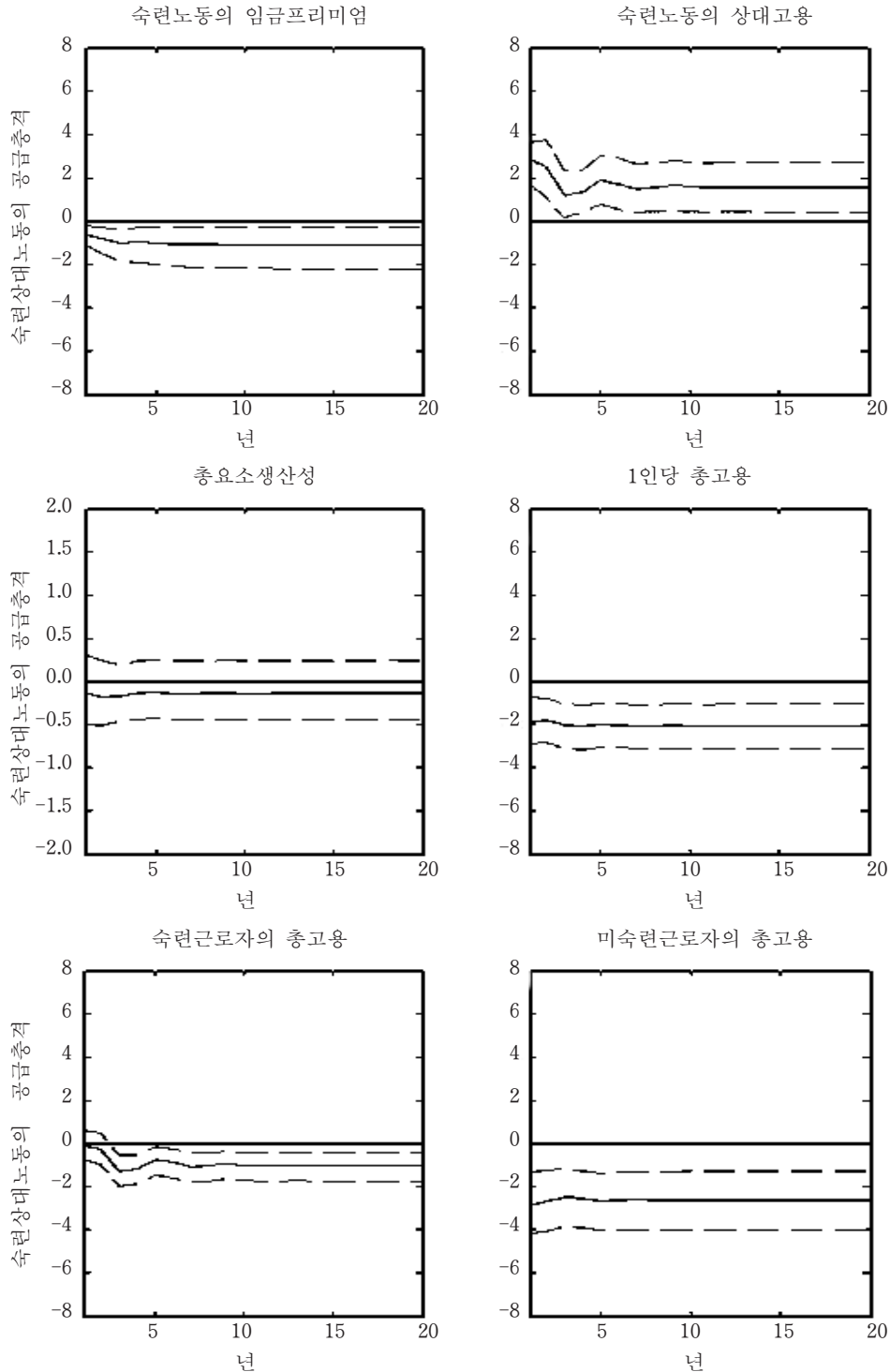
34) Balleer and Rens(2013)는 이러한 효과를 지적하였다.



<그림 7> 숙련편향적 기술충격에 대한 충격반응함수-분석 (1)



<그림 8> 숙련편향 외 기술충격에 대한 충격반응함수-분석 (1)



<그림 9> 숙련상대노동의 공급충격에 대한 충격반응함수-분석 (1)

보는 대체효과가 산출효과³⁵⁾보다 크게 나타나 숙련근로자의 절대고용을 하락시키는 힘으로 작용할 수 있다. 이를 통해 결국 노동수요의 구성변화 효과에도 불구하고, 숙련근로자의 절대고용이 늘지 않고 숙련노동의 상대고용이 증가하는 충격반응함수들이 도출될 수 있게 된다.

그러나 위와 같은 설명을 우리나라의 경우에 동일하게 적용하기에는 다소 무리가 있어 보인다. 이는 생산성 향상의 고용효과에 관한 국내 실증 연구에서는 대체로 고용증가 효과가 나타나고 있어, 선진국의 연구결과와는 다소 차이가 있기 때문이다. 다만, 산업별로 구분할 경우 분석결과가 상이해지는 측면이 있고, 특히 제조업에서는 고용증대 효과가 없거나 장기적으로 고용이 감소한다는 연구결과가 제시되고 있다.³⁶⁾ 따라서 우리나라의 경우에는 다음과 같은 방식으로 설명하는 것이 타당해 보인다. 주로 제조업을 중심으로 한 경제성장이 이루어졌던 우리나라의 경우, 숙련근로자의 상당수가 제조업종에 종사함에 따라 동업종의 숙련편향적 기술진보는 결국 숙련근로자의 고용감소로 연결되었을 가능성이 크다. 그러므로 제조업종에서 나타난 상당 규모의 숙련근로자의 절대고용 감소효과로 인해, 전체 숙련근로자의 절대고용이 불변이거나 소폭 감소하면서 숙련노동의 상대고용이 증가하는 충격반응함수들이 도출된 것으로 볼 수 있다.

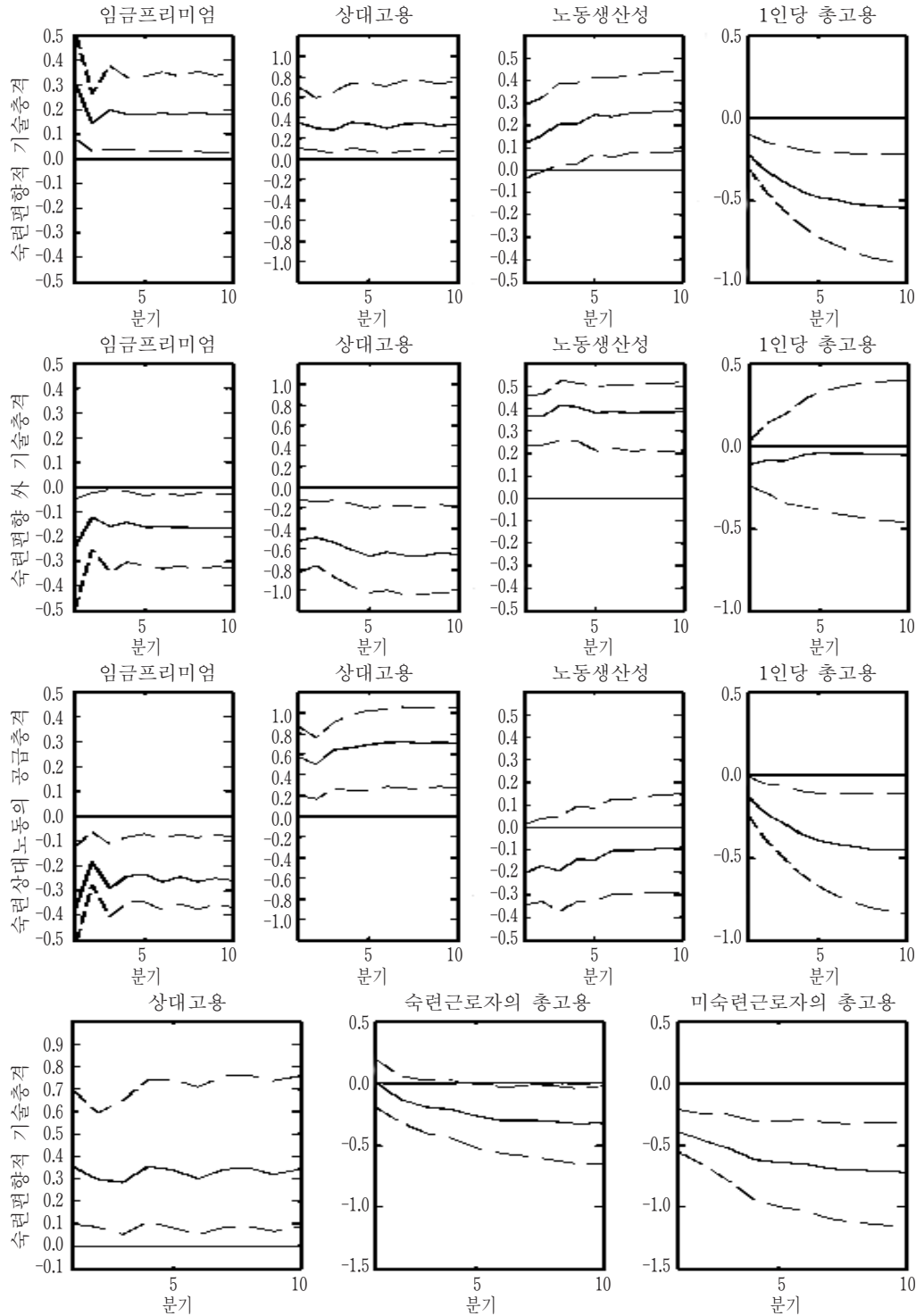
또한 결과적으로 숙련편향적 기술진보로 인해 총고용 수준³⁷⁾은 단기 및 장기 에 모두 유의미하게 증위값 기준 2% 정도 하락하였다. 동 결과는 결국 우리나라에서도 SBTC 가설에서와 같은 기술변화에서 야기되는 총고용 수준 하락현상이 유의함을 실증하는 것으로 볼 수 있다.³⁸⁾ 아울러 한국 경제의 선진화 과정에서 대졸 이상의 숙련근로자 공급이 폭발적으로 이루어진 가운데에서도, SBTC 가설에 의한 노동수요의 구성변화 효과가 상당 규모 실재하였음을 추측할 수 있다. <그림 8>에서는 숙련편향적 기술진보 이외에 미숙련편향적 기술진보(Unskill-biased technological change) 등 다른 형태의 기술진보를 포괄하는 양(+)의 숙련편향 외 기술충격에 대한 각 변수의 반응을 보여주고 있다. 양(+)의 숙련편향 외 기술충격은 숙련노동의 임금프리미엄을 줄이고 숙련노동의 상대고용을 낮추는 방향으로 영향을 미쳤으며 총고용 수준을 증가시키는 것으로

35) 여기서 대체효과는 숙련근로자의 생산성 향상으로 단위생산당 숙련노동수요가 감소하는 것, 산출효과는 숙련근로자의 생산성 향상으로 동일 비용에서 더 많은 생산이 가능해져 숙련노동수요가 증가하는 것을 의미한다.

36) 이에 대해서는 박구도·조범준(2011), 장인성(2012), 정진호(2013)를 참조바란다.

37) 여기서 총고용 수준은 고용률(=취업자 수/15세 이상 인구)의 개념으로도 해석 가능하다.

38) Balleer and Rens(2013)는 <그림 10>에서와 같이 미국 경제에서 SBTC에 의한 고용감소 효과를 처음으로 실증하였다.



주: Balleer and Rens(2013)의 <Figure 2> 3~5행, <Figure 3> 2행을 참조하였다.

<그림 10> 미국 경제의 SBTC에 의한 SBVAR 모형 충격반응함수

나타났는데, 이는 주로 미숙련근로자에 대한 고용확대에 의한 것으로 분석되었다. <그림 9>에서는 숙련근로자가 미숙련근로자에 비해 상대적으로 더 많이 노동시장에 공급되는데 영향을 주는 양(+)³⁹⁾의 숙련상대노동 공급충격이 발생하는 경우, 숙련노동의 임금프리미엄은 줄고 총고용 수준은 하락하게 된다는 점을 알 수 있는데, 이 경우 숙련근로자와 미숙련근로자의 고용이 모두 감소하지만 미숙련근로자의 고용감소폭이 더 크게 나타났다.

분석 (1)의 결과를 종합해 보면, 숙련근로자의 고용수요에 상대적으로 유리한 구조충격³⁹⁾이 발생하는 경우, 노동시장에서는 숙련근로자의 고용(근로시간)이 실제로 증대되는 측면보다는 이들의 향상된 상대적 생산성의 영향으로 미숙련근로자의 고용(근로시간)이 보다 큰 규모로 감소하는 쪽으로 고용조정이 이루어져 그 결과 총고용 수준(총근로시간)이 하락한다고 판단할 수 있다.

다음으로, <그림 11>부터 <그림 13>까지는 숙련노동의 임금프리미엄을 대안적 방법인 직무 임금프리미엄으로 측정해 분석 (2)의 충격반응함수가 나타나 있다. <그림 11>에서 알 수 있듯이, 숙련편향적 기술진보에 대한 총고용 수준의 감소효과가 중위값 기준 약 1% 정도로 여기에서도 유의한 것으로 분석되었다. 이러한 총고용 수준의 감소는 분석 (1)에서와 같이 주로 미숙련근로자에 대한 고용감소에서 비롯하였는데, 숙련근로자에 대한 고용도 줄어들 가능성이 더 높아진 점이 특이하다. 숙련노동의 상대고용, 총요소생산성의 반응은 분석 (1)의 결과와 거의 동일한 모습을 보였다. 다만, 숙련노동의 임금프리미엄이 분석 (1)에서와 같이 유의하게 크게 상승하지 않고 약화되어 움직이는 차이를 나타냈다. <그림 12>에서 양(+)³⁹⁾의 숙련편향 외 기술충격은 숙련노동의 임금프리미엄을 다소 줄이고 숙련노동의 상대고용을 낮추는 방향으로 영향을 주기는 하였지만, 총고용 수준은 변동시키지 못하는 것으로 나타났으며 미숙련근로자에 대한 고용확대도 관측되었다. 양(+)³⁹⁾의 숙련상대노동 공급충격 또한 <그림 13>에서처럼 총고용 수준에는 영향을 주지 못하였으며, 숙련근로자의 고용은 다소 늘어날 가능성이 커지면서 미숙련근로자의 고용은 감소하는 것으로 나타났다.

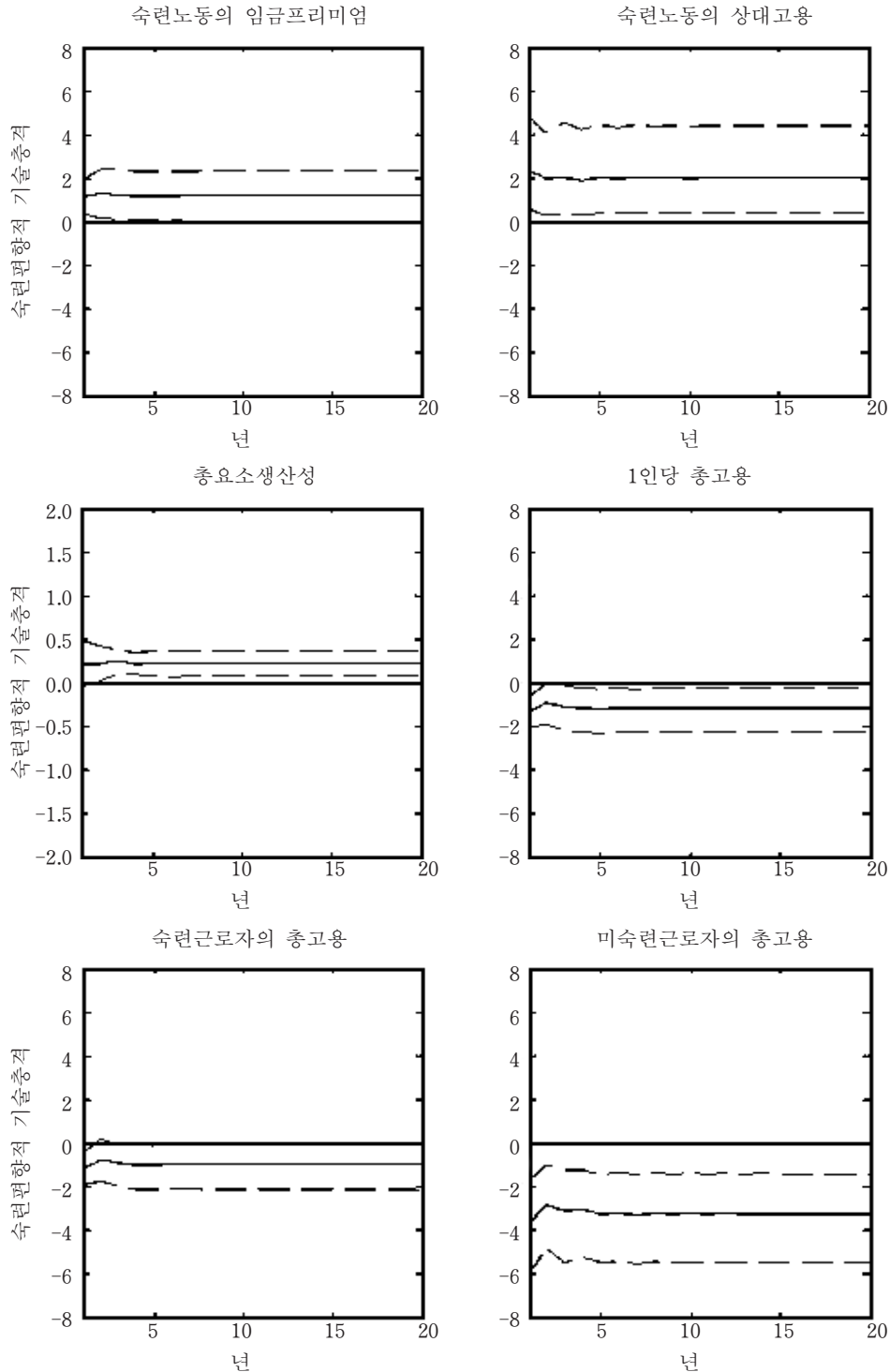
$$B_{NS,t} \times NS_t = B_{NS,t} \times (H_t + M_t) = B_{NS,t}H_t + B_{NS,t}M_t \quad (11)$$

$$B_{NS,t}(H_t + M_t) = B_{NS,t}H_t + B_{NS,t}M_t \neq B_{H,t}H_t + B_{M,t}M_t$$

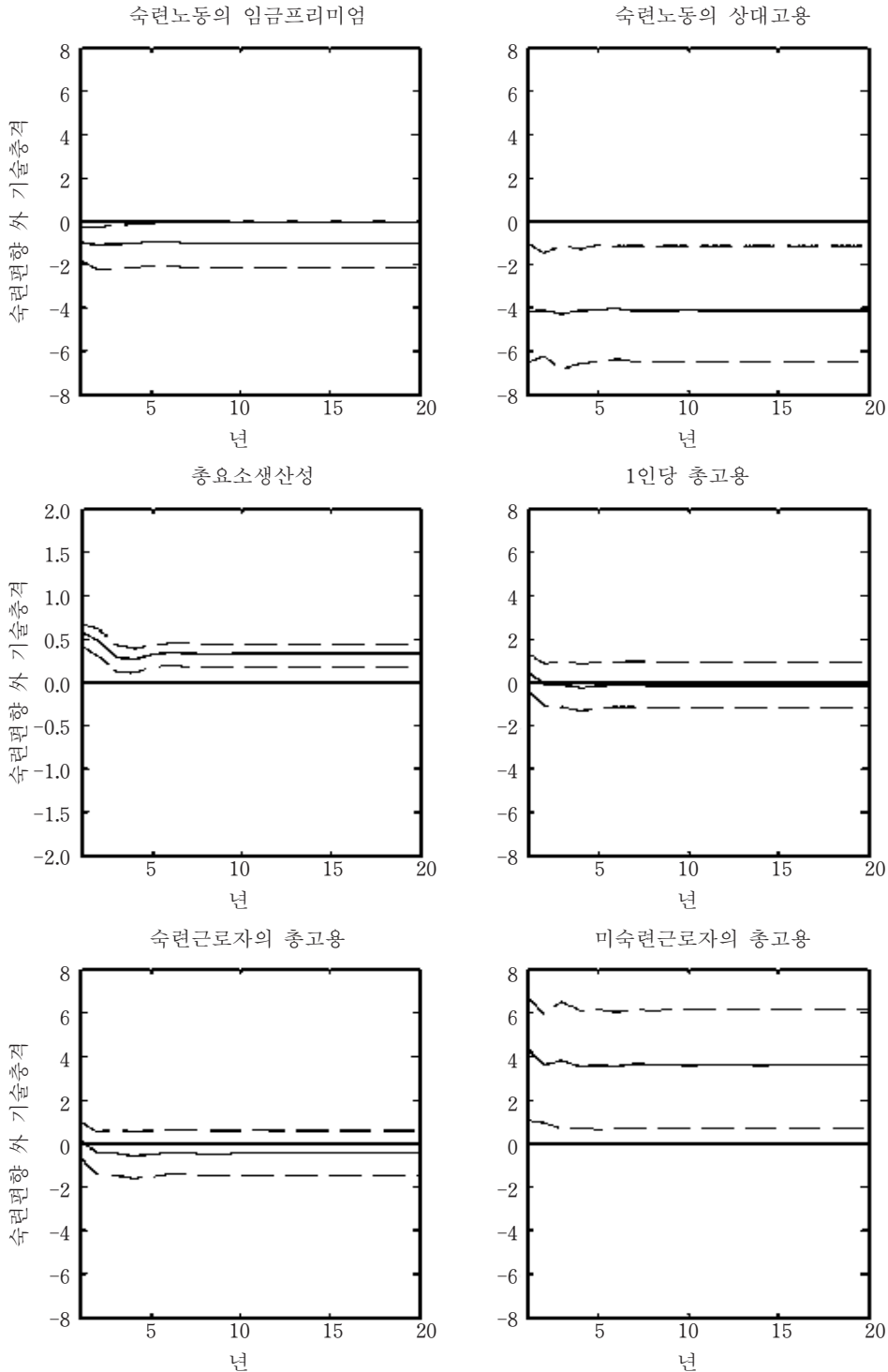
$$\Rightarrow \hat{B}_{NS,t}(H_t + M_t) = \hat{B}_{NS,t}NS_t \quad (12)$$

39) 양(+)³⁹⁾의 숙련편향적 기술충격(=숙련편향적 기술진보), 음(-)³⁹⁾의 숙련편향 외 기술충격, 양(+)³⁹⁾의 숙련상대노동 공급충격을 말한다.

120 구조 베이지안 벡터자기회귀 모형을 이용한 숙련편향적 기술진보의 고용효과 분석

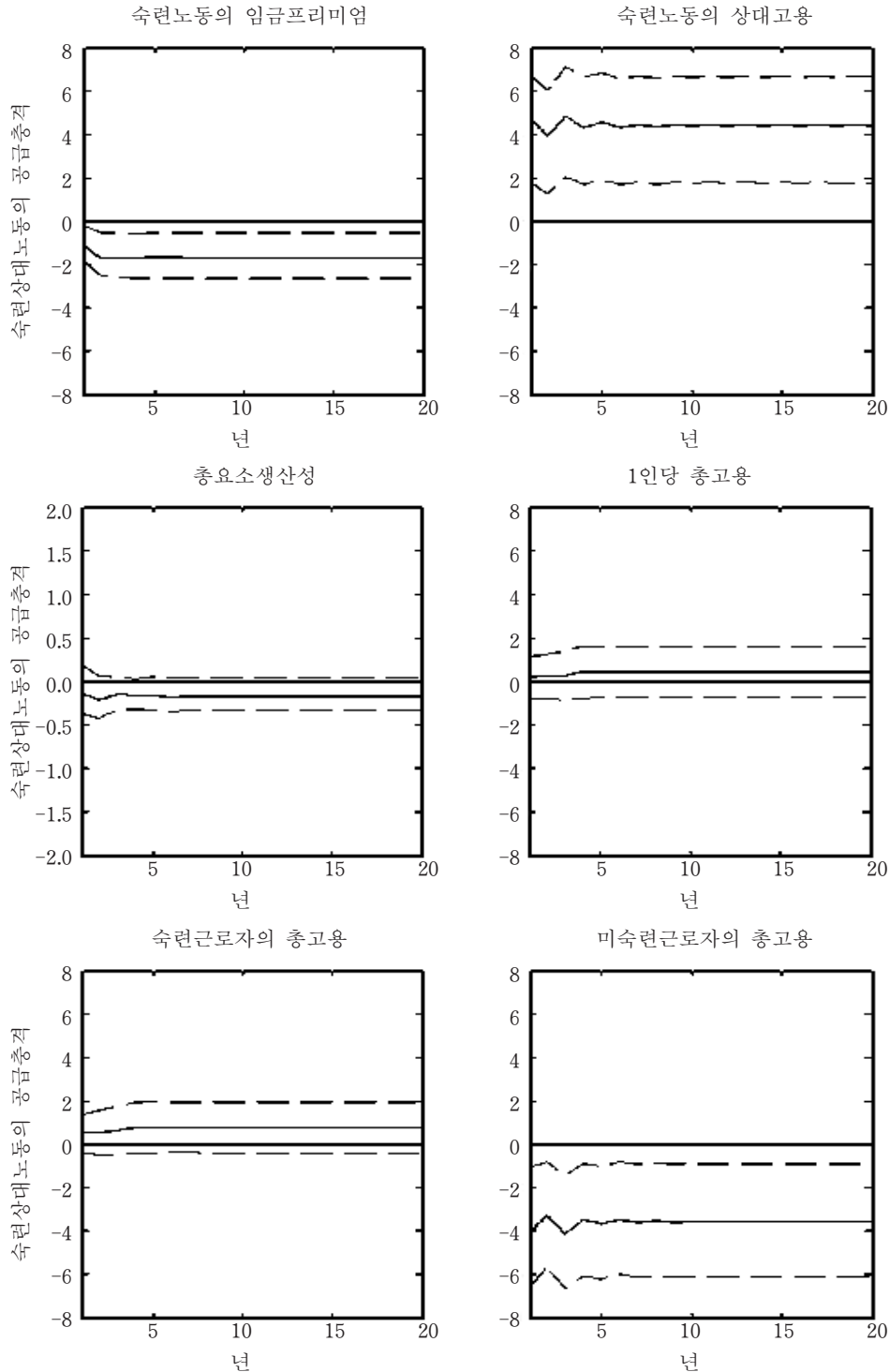


〈그림 11〉 숙련편향적 기술충격에 대한 충격반응함수-분석 (2)



<그림 12> 숙련편향 외 기술충격에 대한 충격반응함수-분석 (2)

122 구조 베이저안 벡터자기회귀 모형을 이용한 숙련편향적 기술진보의 고용효과 분석



<그림 13> 숙련상대노동의 공급충격에 대한 충격반응함수-분석 (2)

숙련편향적 기술진보가 총고용 수준을 하락시킨다는 공통적인 분석결과 이외에, 분석 (2)의 일부 결과가 분석 (1)과 차이가 나는 원인을 다음과 같이 추측해 볼 수 있다. 분석 (2)는 식 (11)과 같이 숙련근로자(NS_t)의 정의를 직업의 직무특성에 따라 고속련직(high-skill jobs, H_t) 및 중숙련직(middle-skill jobs, M_t) 근로자의 합으로 정의하고 이들의 생산성에 공통적으로 영향을 주는 숙련편향적 기술수준 변수($B_{NS,t}$)에 영향을 주는 구조충격의 효과를 보는 것이다. 그러나 정형편향적 기술진보(RBTC) 가설에서 보면, 식 (12)에서와 같이 두 가지의 이질적 노동투입의 생산성($B_{H,t}$, $B_{M,t}$)에 관련되는 구조충격들이 항상 동일한 방향과 크기로 영향을 준다고 보기는 다소 무리가 있다. 만약, 정형화된 업무의 자본대체로 인해 고속련직 근로자의 생산성($B_{H,t}$)은 높이면서 동시에 중숙련직 근로자의 생산성($B_{M,t}$)은 낮추는 구조충격이 발생하여 결과적으로 전체 숙련근로자 기준으로 의제된 생산성($\hat{B}_{NS,t}$)이 증가한 것으로 나타난 경우, 분석 (2)에서는 이를 양(+)의 숙련편향적 기술충격인 숙련편향적 기술진보로 식별하게 된다. 그러나 동일한 구조충격이더라도 결과적인 의제된 생산성($\hat{B}_{NS,t}$)이 불변이거나 감소한 것으로 나타난 경우에는 숙련편향적 기술진보로 식별하지 않는다. 따라서 생산성이 향상된 고속련직 근로자의 임금상승과 생산성이 하락한 중숙련직 근로자의 임금하락이 서로 상쇄되어 미숙련근로자⁴⁰⁾에 대한 숙련노동자의 임금프리미엄 상승은 분석 (1)에 비해 축소되어 나타날 수밖에 없다. 이렇게 숙련편향적 기술진보의 식별과정에서 다른 형태의 기술충격 존재가 반영되지 못한 영향은 결국 숙련편향 외 기술충격과 숙련상대노동의 공급충격 식별에도 그대로 영향을 미쳐 이들 구조충격들이 총고용 수준에 미치는 효과도 분석 (1)에 비해서 다소 중화된 형태로 나타났다.

이러한 점에 비추어 볼 때, 정형편향적 기술진보(RBTC) 가설에 입각하여 숙련편향적 기술진보의 효과를 재해석해 볼 수 있으며, 정형편향적 기술충격과 같은 보다 세분된 형태의 구조충격 식별도 가능할 것으로 보인다. 그러나 여전히 분석 (2)의 결과에서도 숙련편향적 기술진보는 숙련근로자의 상대적 생산성 향상으로 인한 미숙련근로자의 가속적 퇴출을 야기함으로써 총고용 수준의 하락에 유의한 영향을 미칠 수 있음을 확인할 수 있다.

40) 결국 저숙련직 근로자를 의미한다.

2. 예측오차 분산분해

다음으로 SBVAR 모형에서 식별된 구조충격들이 각 변수의 변화를 평균적으로 얼마나 설명할 수 있는가를 예측오차 분산분해를 통해 분석하였다. <표 3>과 <표 4>에서는 분석 (1)과 분석 (2)에서 각 구조충격이 발생한 후 총고용시간, 숙련노동 임금프리미엄, 숙련노동 상대고용의 로그 수준값에 관한 5년, 10년, 20년 후 예측오차 분산분해(Forecast Error Variance Decomposition)를 중위값과 16 및 84 분위에 해당하는 1표준오차 신뢰구간값으로 표시하였다. 먼저 총고용 수준의 변동에 미치는 식별된 구조충격의 설명력은 분석 (1)에서는 숙련편향 외 기술충격(e_t^3), 숙련편향적 기술충격(e_t^2), 숙련상대노동의 공급충격(e_t^1) 순서였으며, 분석 (2)에서는 숙련편향적 기술충격, 숙련상대노동의 공급충격, 숙련편향 외 기술충격 순서인 것으로 나타났다. 그러나 이들 구조충격들의 총체적 설명력은 분석 (1)에서는 약 61~65% 정도였으나, 분석 (2)에서는 크게 약화된 13~15% 수준이었다. 분석 (2)에서 식별된 구조충격들의 영향력이 크게 축소된 것은 앞 절에서 설명된 것처럼 또 다른 형태의 중요한 구조충격이 식별되지 못하고 나머지 충격들(e_t^4)에 포함됨에 따라 발생한 결과로 해석할 수 있다. 위의 결과를 <표 2>의 미국 연구결과와 비교해 보면, 미국의 경우 총고용 수준 변동에 미치는 식별된 구조충격들의 총체적 효과는 37~40% 정도였으며, 개별 효과는 숙련상대노동의 공급충격이 가장 크고, 다음으로 숙련편향적 기술충격, 숙련편향 외 기술충격인 것으로 나타나 수요충격보다는 공급충격의 영향이 더 크다는 점을 알 수 있다. 그러나 한국 경제에서는 이 정도로 공급충격의 영향이 크지는 않았는데, 이는 학력향상(educational upgrading)이 보다 지속적·추세적으로 이루어졌고 이민유입(immigration) 등으로 인한 학력 이질적인 노동공급이 상대적으로 적었다는 점 등이 그 원인일 것으로 판단된다.

숙련노동의 임금프리미엄을 대졸 임금프리미엄으로 측정한 분석 (1)의 <표 3> 결과에서, 숙련편향적 기술충격은 숙련노동의 임금프리미엄과 숙련노동의 상대고용의 변동을 각각 29~32%, 26~32% 수준에서 영향을 미쳤으며, 숙련편향 외 기술충격이 이들의 변동에 가장 큰 영향을 주었다. 또한 숙련편향적 기술충격과 숙련편향 외 기술충격을 합한 수요충격이 숙련노동의 임금프리미엄과 숙련노동의 상대고용에 미치는 효과도 각각 80~83%, 72~83% 정도로 공급충격에 비해 압도적이었다. 이는 공급충격의 개별 설명력이 약 30~40%로 가장 커서 수요충격 못지않은 것으로 분석된 미국의 연구결과와는 차이가 있는

〈표 2〉 미국 경제의 SBVAR 모형 예측오차 분산분해

예측시점(분기)	8분기	16분기	32분기
1인당 총고용			
숙련편향적 기술충격 {SBT shocks}	14.11 (2.3, 34.6)	12.83 (1.9, 32.9)	12.24 (1.8, 32.5)
숙련상대노동의 공급충격 {Supply shocks}	19.62 (5.2, 39.5)	19.50 (5.1, 39.8)	19.44 (5.0, 39.8)
숙련편향 외 기술충격 {Other T shocks}	5.83 (0.9, 19.8)	5.41 (0.7, 18.8)	5.32 (0.6, 18.6)
대출 임금프리미엄			
숙련편향적 기술충격 {SBT shocks}	24.69 (3.6, 71.6)	22.38 (2.3, 69.2)	20.81 (1.5, 67.7)
숙련상대노동의 공급충격 {Supply shocks}	32.93 (3.1, 66.0)	36.32 (3.3, 70.6)	38.29 (3.2, 73.1)
숙련편향 외 기술충격 {Other T shocks}	17.80 (1.8, 58.8)	19.47 (1.6, 60.4)	20.09 (1.3, 61.9)
숙련노동의 상대고용			
숙련편향적 기술충격 {SBT shocks}	10.82 (1.8, 44.3)	10.35 (1.3, 45.0)	10.20 (1.0, 46.5)
숙련상대노동의 공급충격 {Supply shocks}	32.02 (4.9, 74.3)	35.07 (5.4, 79.1)	36.77 (5.5, 81.3)
숙련편향 외 기술충격 {Other T shocks}	32.83 (3.5, 73.5)	34.17 (3.3, 77.7)	34.26 (3.0, 79.9)

주: 사후분포의 중위값이며 () 안은 16 및 84 분위값. Balleer and Rens(2013)의 〈Table 2〉를 참조하였다.

부분이다. 동 결과에 비추어 본다면, 우리나라 숙련노동시장의 변동을 주도하는 동인(動因)은 대출 이상 학력자의 노동시장 유입변화 등과 같은 공급측 요인보다는 기업들의 각 학력별 근로자에 대한 고용결정에 영향을 주는 생산기술 및 생산성 변화 등 수요측 요인에 주로 놓여 있는 것으로 볼 수 있다.

그러나 위의 결과는 숙련노동의 임금프리미엄을 직무 임금프리미엄으로 측정 한 분석 (2)에서는 더 이상 타당하지 않았다. 〈표 4〉에서 보면, 숙련편향적 기술충격은 숙련노동의 임금프리미엄과 숙련노동의 상대고용의 변동을 각각 20~21%, 8~9% 수준에서 설명할 수 있었으며 가장 큰 영향을 준 것은 공급충격이었다. 또한 수요충격이 숙련노동의 임금프리미엄과 숙련노동의 상대고용에

〈표 3〉 SBVAR 모형 예측오차 분산분해-분석 (1)

예측시점(년)	5년	10년	20년
1인당 총고용			
숙련편향적 기술충격	21.79 (3.2, 48.1)	20.53 (2.9, 48.0)	19.60 (2.6, 47.9)
숙련상대노동의 공급충격	17.42 (5.0, 35.9)	18.47 (5.3, 38.1)	19.18 (5.2, 40.1)
숙련편향 외 기술충격	24.98 (4.3, 51.1)	23.59 (3.7, 50.6)	22.71 (3.0, 50.7)
대출 임금프리미엄			
숙련편향적 기술충격	29.67 (1.9, 81.2)	30.75 (2.3, 83.9)	31.62 (2.6, 84.9)
숙련상대노동의 공급충격	6.03 (1.0, 24.8)	4.75 (0.5, 23.2)	4.36 (0.4, 22.4)
숙련편향 외 기술충격	50.44 (8.6, 93.8)	51.21 (9.6, 95.7)	51.33 (10.0, 96.4)
숙련노동의 상대고용			
숙련편향적 기술충격	26.45 (4.0, 59.3)	29.86 (3.3, 65.6)	31.35 (2.9, 69.0)
숙련상대노동의 공급충격	18.08 (5.5, 39.2)	12.65 (3.2, 32.3)	10.01 (1.9, 29.2)
숙련편향 외 기술충격	45.94 (13.5, 76.7)	49.76 (13.2, 81.1)	51.04 (12.9, 83.2)

주: 사후분포의 중위값이며 () 안은 16 및 84 분위값이다.

미치는 효과도 각각 32~36%, 43~44% 정도로 공급충격에 비해 더 적은 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 분석 (2)의 결과는 공급충격의 설명력이 상당한 것으로 나타난 미국의 연구결과와 오히려 유사한 모습이다. 동 결과에서 본다면, 숙련의 의미를 학력이 아닌 직업이 필요로 하는 직무능력으로 바라보는 경우, 우리나라 숙련노동시장의 변동은 필요 직무능력을 갖춘 근로자에 대한 노동수요를 변동시키는 수요측 요인과 더불어 그러한 직무능력을 갖춘 근로자의 노동시장 참여수준을 변동시키는 공급측 요인에도 크게 좌우됨을 알 수 있다.

위의 결과들을 종합해 본다면, 양(+의 숙련편향적 기술충격을 의미하는 숙

〈표 4〉 SBVAR 모형 예측오차 분산분해-분석 (2)

예측시점(년)	5년	10년	20년
1인당 총고용			
숙련편향적 기술충격	7.49 (1.9, 20.3)	7.44 (1.5, 21.3)	7.36 (1.3, 21.8)
숙련상대노동의 공급충격	3.54 (0.9, 12.2)	3.70 (0.7, 13.7)	3.72 (0.6, 14.6)
숙련편향 외 기술충격	3.13 (1.0, 10.1)	2.84 (0.7, 10.6)	2.68 (0.5, 10.9)
직무 임금프리미엄			
숙련편향적 기술충격	21.04 (1.1, 76.0)	20.35 (0.7, 76.4)	19.78 (0.4, 76.7)
숙련상대노동의 공급충격	39.04 (3.7, 77.3)	40.45 (3.6, 78.2)	41.05 (3.3, 79.2)
숙련편향 외 기술충격	15.09 (1.4, 59.1)	13.27 (0.9, 58.3)	12.03 (0.6, 57.9)
숙련노동의 상대고용			
숙련편향적 기술충격	8.18 (1.1, 37.7)	8.29 (0.9, 38.2)	8.27 (0.7, 38.7)
숙련상대노동의 공급충격	40.20 (6.9, 81.5)	40.34 (6.8, 82.8)	40.55 (6.7, 83.9)
숙련편향 외 기술충격	35.29 (3.5, 80.1)	35.66 (3.1, 81.5)	35.78 (3.0, 82.3)

주: 사후분포의 중위값이며 () 안은 16 및 84 분위값이다.

련편향적 기술진보는 총고용 수준 변동을 설명하는데 상당수준의 유의성을 가지는 구조충격인 것으로 판단된다. 그러나 숙련의 개념을 측정하는 방식을 다르게 함에 따라 동 구조충격이 총고용 수준, 숙련노동의 임금프리미엄, 숙련노동의 상대고용 변동을 설명하는 비중과 효과는 크게 달라질 수 있음을 확인할 수 있었다.

IV. 맺음말

본 논문은 생산요소에 숙련노동과 미숙련노동이라는 이질적인 요소가 존재하는 경우, 숙련편향적 기술진보(skill-biased technological change)라는 형태의 기술변화가 경제 전체의 총고용(근로시간) 수준에 어떠한 영향을 미치는지를 우리나라 연간 자료와 구조 베이지안 벡터자기회귀 모형을 이용하여 실증분석하였다. 또한 정형편향적 기술진보 가설의 입장을 반영하여, 숙련근로자의 의미를 학력(education)이 아닌 직무특성(tasks)으로 이해할 경우 숙련편향적 기술진보의 고용효과가 어떻게 추정되는지를 비교·분석하였다.

본 논문의 분석결과, 숙련편향적 기술진보를 의미하는 양(+)의 숙련편향적 기술충격은 경제 전체의 총고용(근로시간) 수준을 장단기에 모두 하락시키는 것으로 나타났다. 또한 이러한 총고용 수준의 하락은 숙련근로자에 대한 고용조정보다 주로 미숙련근로자에 대한 상당한 고용축소에서 비롯함을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 근로자를 직무특성에 따라 고숙련직(high-skill jobs)·중숙련직(middle-skill jobs) 종사자(숙련근로자)와 저숙련직(low-skill jobs) 종사자(미숙련근로자)로 달리 분류하는 경우에도 일관되게 나타났다. 아울러, 우리나라의 노동시장에 있어서도 숙련편향적 기술진보는 유의미한 영향을 미치는 구조충격을 확인할 수 있었으며, 숙련편향 외 기술충격까지 포함하는 수요충격의 영향이 상당함을 알 수 있었다. 한편, 직무특성을 기준으로 한 분석결과에서는 수요충격 못지않게 공급충격의 영향도 큰 것으로 나타났는데, 이를 통해 숙련에 대한 관점을 달리할 경우 노동시장의 숙련도 불일치(skill mismatch) 문제가 새로운 시각에서 재조명될 수 있음을 알 수 있었다.

다만, 본 연구에 대해 다음과 같은 한계점 또한 지적될 수 있을 것으로 보인다. 첫째, 비교적 짧은 32개 연간 자료를 이용했다는 자료상의 한계가 존재한다. 장기 무영향제약 및 부호제약을 사용했다는 방법론에서 볼 때, 분기 또는 월 자료를 이용하여 동일한 결과가 도출될 수 있었다면 실증결과의 유의성은 보다 향상되었을 것이다. 그러나 현재 근로시간과 임금을 근로자의 세분류별로 함께 제공하는 분기 또는 월 통계 자료가 없었다는 점은 아쉬움으로 남는 부분이다. 둘째, 장기 부호제약에 의한 구조모형의 복원과정은 다른 방식에 비해 더 많은 경제이론(economic theory)에 근거하므로, 다른 형태의 생산함수 등 모형설정 변경으로 인한 분석결과의 유효성을 점검해 볼 필요는 있다는 점이다. 비록

본 논문의 모형설정이 다수의 선행 연구에서 정립된 정형적(prototypical) 형태라고 하더라도, 선진경제와는 구별되는 우리나라만의 특성이 모형설정에 반영될 여지가 있다는 점은 간과될 수 없겠다.

본 논문의 분석 (2) 결과에서 지적된 것처럼, 총고용 수준에 유의한 영향을 미치면서 다른 노동시장의 관련변수와의 보다 정교한 관계가 나타날 수 있는 추가적인 구조충격(정형편향적 기술충격 등)의 식별은 향후에 꼭 필요한 연구 과제가 될 것으로 보인다. 또한 본 논문에서는 다루지 않았지만 우리나라에서 숙련·미숙련근로자의 고용과 자본재에 대한 투자 사이에 존재할 수 있는 대체 관계까지를 고려한 모형분석도 오늘날 우리 경제가 직면하고 있는 고용부진과 투자부진이라는 병행현상을 이해하는 데 도움이 되는 연구일 것으로 보인다.

아울러, 소규모 개방경제라는 우리나라의 특성을 고려할 때, 대외충격요인이 노동시장에 유의한 영향을 미칠 수 있다는 측면은 간과될 수 없다. 특히, 주력 수출상품이 숙련노동 집약적인지 미숙련노동 집약적인지에 따라 각 노동시장의 반응이 다르게 나타날 가능성은 충분히 존재한다. 따라서 추가적으로 대외충격요인을 식별하는 모형분석을 통해 숙련편향적 기술진보의 고용효과를 실증분석하는 것도 매우 흥미 있는 주제가 될 것이다. 또한 산업별로 구분하여 숙련편향적 기술진보의 산업 내 고용효과와 산업 간 고용효과를 분석함으로써 동 논문에서 나타난 전 산업 차원의 분석결과를 보다 세밀하게 분해해 볼 필요가 있으며, 동질적인 노동시장을 가정한 상태에서 산업 간의 생산성 차이에 의해서도 동일한 분석결과가 도출되는지 연구하는 것도 의미 있는 연구가 될 것이다.

부 록

〈부표 1〉 각 변수에 대한 단위근 검정결과

	ADF 검정통계량				KPSS 검정통계량			
	H0: 단위근이 있다.				H0: 수준(level) 안정적이다.		H0: 추세(trend) 안정적이다.	
	상수항	lag	상수항+ 추세항	lag	level	lag	trend	lag
$\log\left(\frac{NS_t}{NU_t}\right)^{cl}$	0.201	1	-2.133	1	1.280***	2	0.282***	2
$\log\left(\frac{NS_t}{NU_t}\right)^{task}$	-2.026	4	-3.449**	1	0.535**	2	0.036***	2
$\Delta\log\left(\frac{NS_t}{NU_t}\right)^{cl}$	-4.908***	0	-4.890***	0	0.242	2	0.088	2
$\Delta\log\left(\frac{NS_t}{NU_t}\right)^{task}$	-6.818***	0	-6.700***	0	0.040	2	0.039	2
$\log\left(\frac{w_{NS,t}}{w_{NU,t}}\right)^{cl}$	-2.534	2	-1.279	1	1.080***	2	0.326***	2
$\log\left(\frac{w_{NS,t}}{w_{NU,t}}\right)^{task}$	-0.902	1	-1.657	1	1.250***	2	0.168**	2
$\Delta\log\left(\frac{w_{NS,t}}{w_{NU,t}}\right)^{cl}$	-2.926**	0	-4.207***	0	0.774***	2	0.103	2
$\Delta\log\left(\frac{w_{NS,t}}{w_{NU,t}}\right)^{task}$	-4.386***	0	-4.323***	0	0.126	2	0.118	2
$\log(TFP_t)$	-0.647	1	-2.902	3	1.310***	2	0.083	2
$\Delta\log(TFP_t)$	-6.143***	0	-6.032***	0	0.030	2	0.029	2
$\log\left(\frac{N_t}{Pop_t}\right)$	-2.159	4	-2.918	1	0.213	2	0.182**	2
$\Delta\log\left(\frac{N_t}{Pop_t}\right)$	-5.719***	0	-5.798***	0	0.135	3	0.096	3

주: **는 5% 수준, ***는 1% 수준에서 귀무가설(H0)을 기각하였음을 나타낸다.

〈부표 2〉 각종 정보기준값 계산결과

분석 (1)				분석 (2)			
p	AIC	HQIC	SBIC	p	AIC	HQIC	SBIC
1	-16.5906	-16.3301	-15.6089	1	-14.9087	-14.6483	-13.9270
2	-16.9064	-16.4376	-15.1394*	2	-14.3825	-13.9137	-12.6154*
3	-17.4902*	-16.8130*	-14.9378	3	-14.8538*	-14.1767*	-12.3014
4	-19.2553	-18.3698	-15.9175	4	-17.2108	-16.3253	-13.8730
5	-51.7090	-50.6151	-47.5858	5	-53.8400	-52.7461	-49.7168

주: *는 P=2 또는 P=3의 경우 중 각 정보기준에서의 선택시차를 의미한다.

〈부표 3〉 요한슨(Johansen) 공적분 검정결과

분석 (1)				분석 (2)			
VAR(p=2)				VAR(p=2)			
최대 rank	max 통계량	5% 임계치	1% 임계치	최대 rank	max 통계량	5% 임계치	1% 임계치
0*	29.86	27.07	32.24	0**	21.93	27.07	32.24
1	20.88	20.97	25.52	1	14.63	20.97	25.52
2	12.84	14.07	18.63	2	8.48	14.07	18.63
VAR(p=3)				VAR(p=3)			
최대 rank	max 통계량	5% 임계치	1% 임계치	최대 rank	max 통계량	5% 임계치	1% 임계치
0	43.12	27.07	32.24	0**	27.09	27.07	32.24
1	11.94	20.97	25.52	1	14.79	20.97	25.52
2	9.71	14.07	18.63	2	11.34	14.07	18.63

주: **는 5% 수준, *는 1% 수준에서 유의함을 의미한다.

1. 베이지안 파라미터 선정의 강건성(robustness) 검증

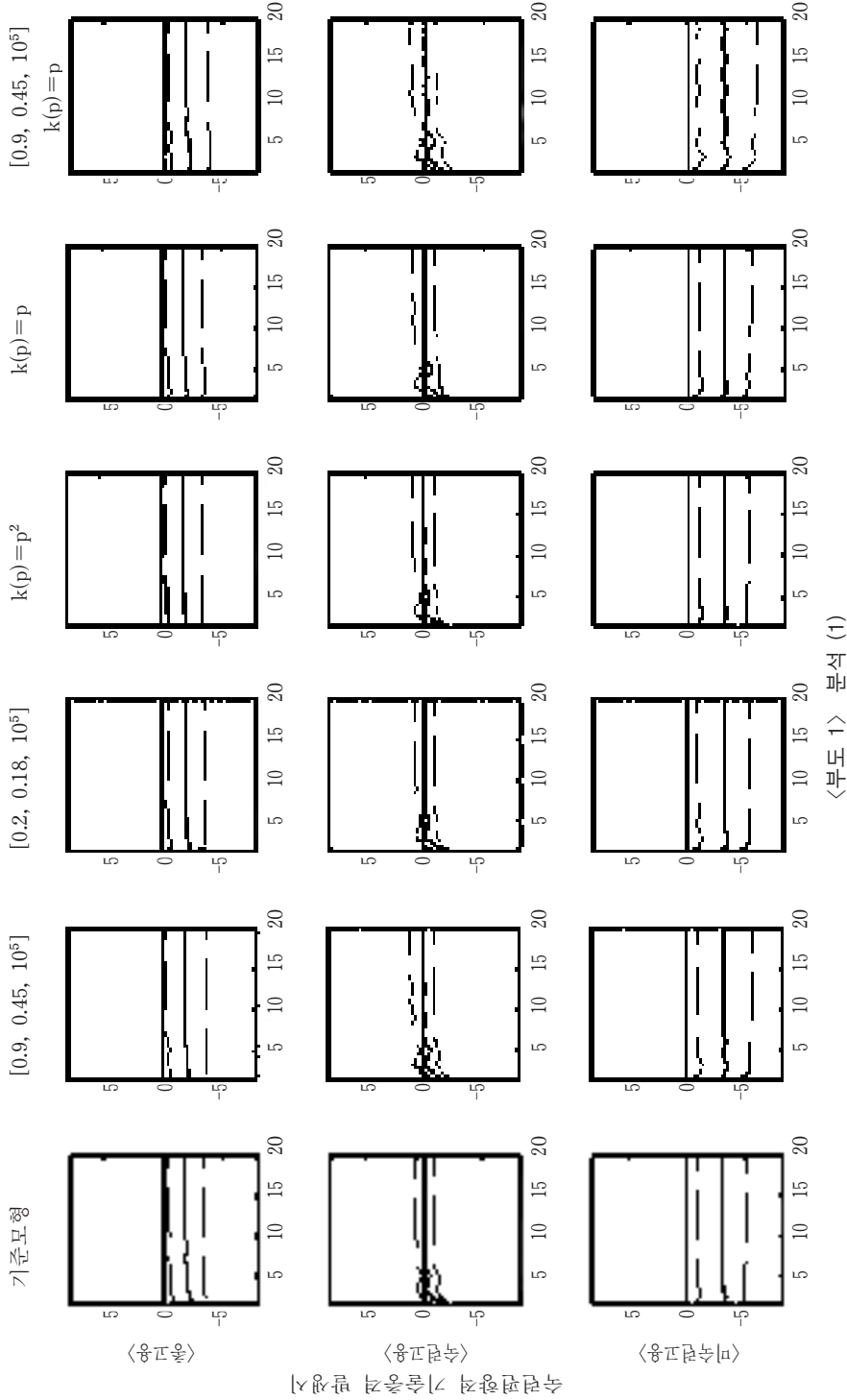
축약형 VAR 모형에서 추정해야 할 $\{A_i\}_{i=0}^p$ 의 개별 원소로 이루어진 추정계수 벡터 a 가 다음과 같은 사전평균값인 \underline{a}_{Mn} , 사전분산인 \underline{V}_{Mn} 를 갖는 정규분포를 따른다고 가정한다.

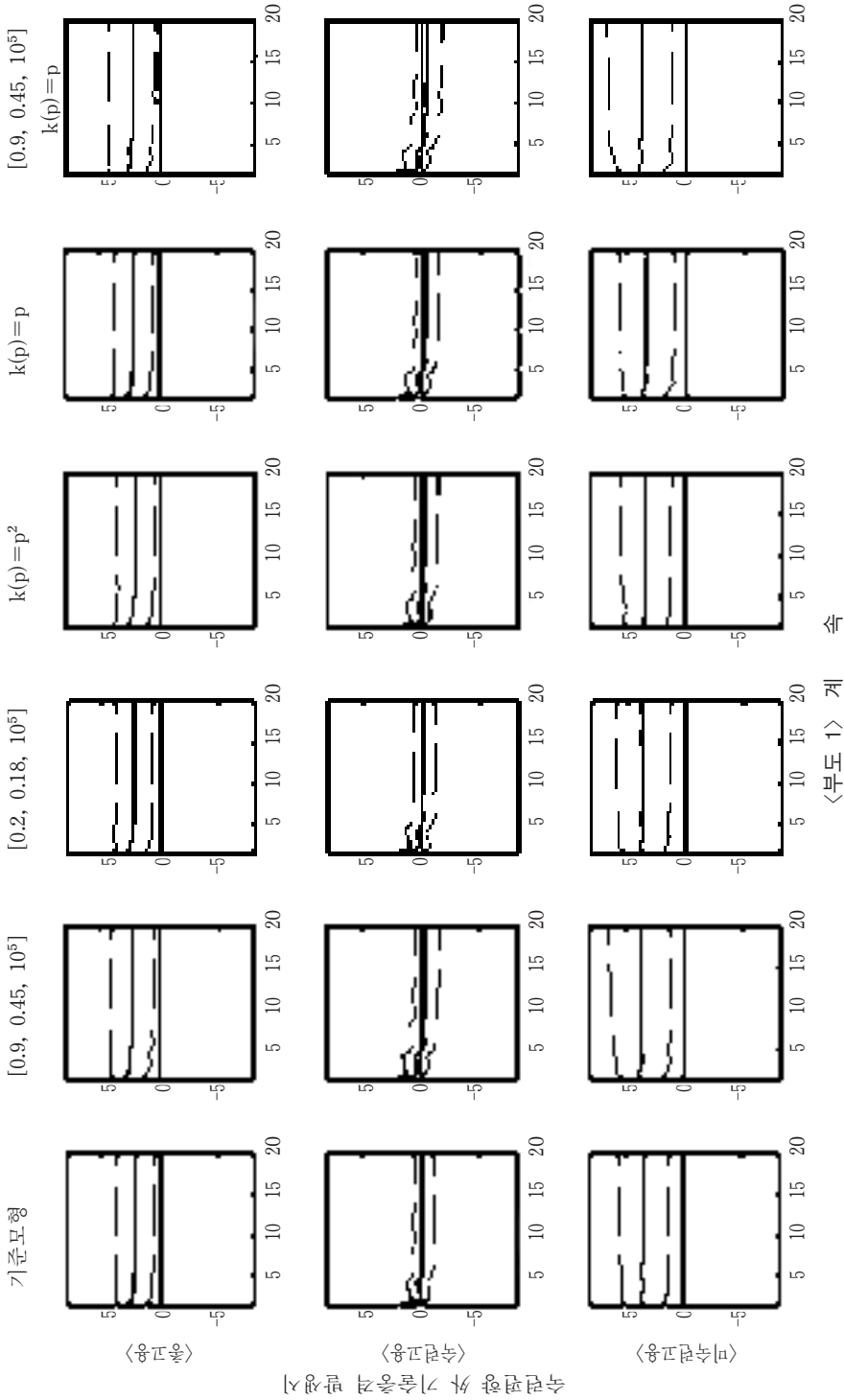
$$a \sim N(\underline{a}_{Mn}, \underline{V}_{Mn})$$

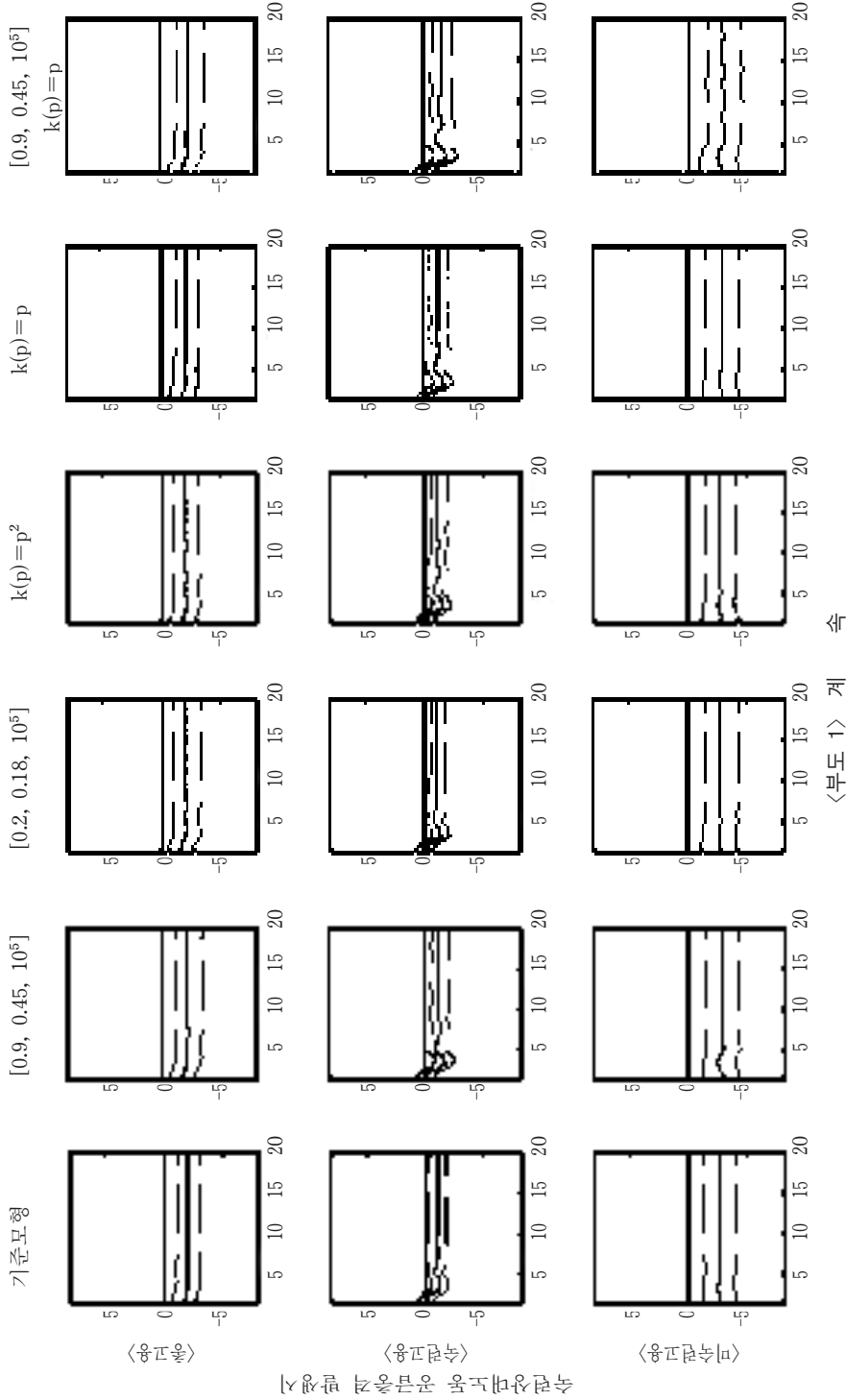
- ① 차분 VAR 모형이므로 사전평균값 $\underline{a}_{Mn}=0$ 으로 상정한다.
- ② 사전분산 \underline{V}_{Mn} ⁴¹⁾에 대해서는 Minnesota prior의 다음 방식에 따라 $a_1=0.2$, $a_2=0.1$, $a_3=10^5$, $k(p)=p^3$ 으로 상정한다.
 - a_1 은 VAR 모형 내의 개별 방정식(해당 종속변수가 i)에서 해당 종속변수 자신의 시차변수들(own lags) 앞의 추정계수가 가지는 사전분산값을 의미한다.
 - a_2 는 해당 종속변수가 아닌 다른 방정식에서 종속변수로 쓰이는 변수들의 시차변수들(foreign lags) 앞의 추정계수에 대한 사전분산값을 의미한다.
 - a_3 은 그 외 상수항 등 외생변수(exogenous) 앞의 추정계수에 부여한 사전분산값이다.
 - $k(p)$ 는 시차증가에 따라 위에서 상정한 각 추정계수의 사전분산값이 작아짐으로써, 결과적으로 시차가 길어질수록 추정계수의 값이 0에 가까워져 영향력이 감소한다는 점을 반영하는 것이다.
 - 참고로 σ_{ii} 는 종속변수 i 로만 이루어진 p 차 자기회귀 모형에서 구해지는 표준오차(standard error)를 의미하는데, 이는 변수 i 와 변수 j 의 측정단위 차이를 조정하는데 적용된다.

$$\underline{V}_{i,jj} = \begin{pmatrix} \frac{a_1}{k(p)} & : \text{변수 } i \text{ 자신의 } p \text{차 시차항인 경우} \\ \frac{a_2 \sigma_{ii}^2}{k(p) \sigma_{jj}^2} & : \text{변수 } i \text{가 아닌 다른 변수 } j \text{의 } p \text{차 시차항인 경우} \\ a_3 \sigma_{ii}^2 & : \text{그 외 상수항 등 외생변수인 경우} \end{pmatrix}$$

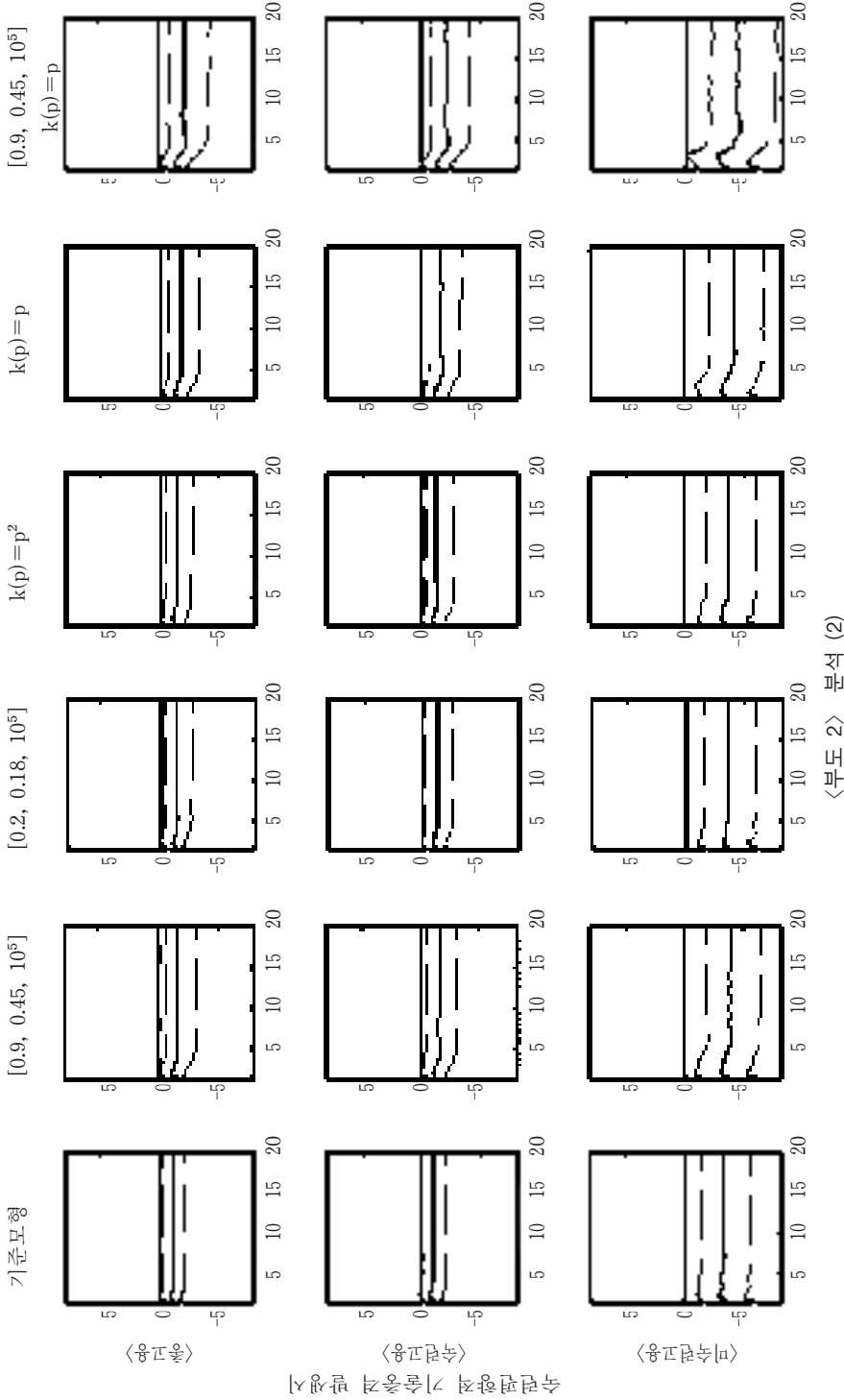
41) 여기서, $\underline{V}_{i,jj}$ 는 i 번째 방정식에 관계되는 추정계수들로만 이루어진 \underline{V}_{Mn} 의 block 행렬에서의 대각원소를 말한다.



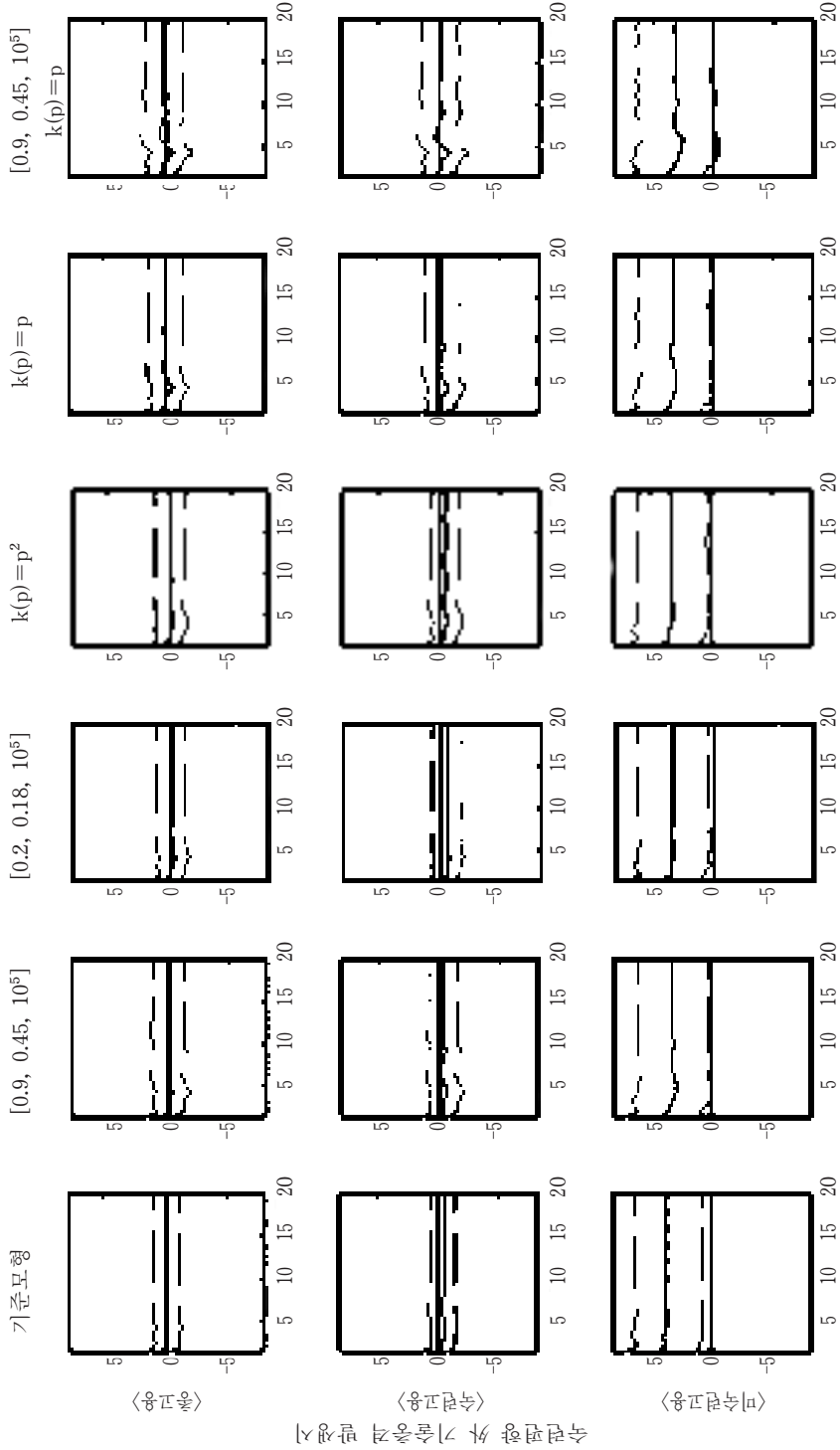




수원상면도동 공중분문 음근음속



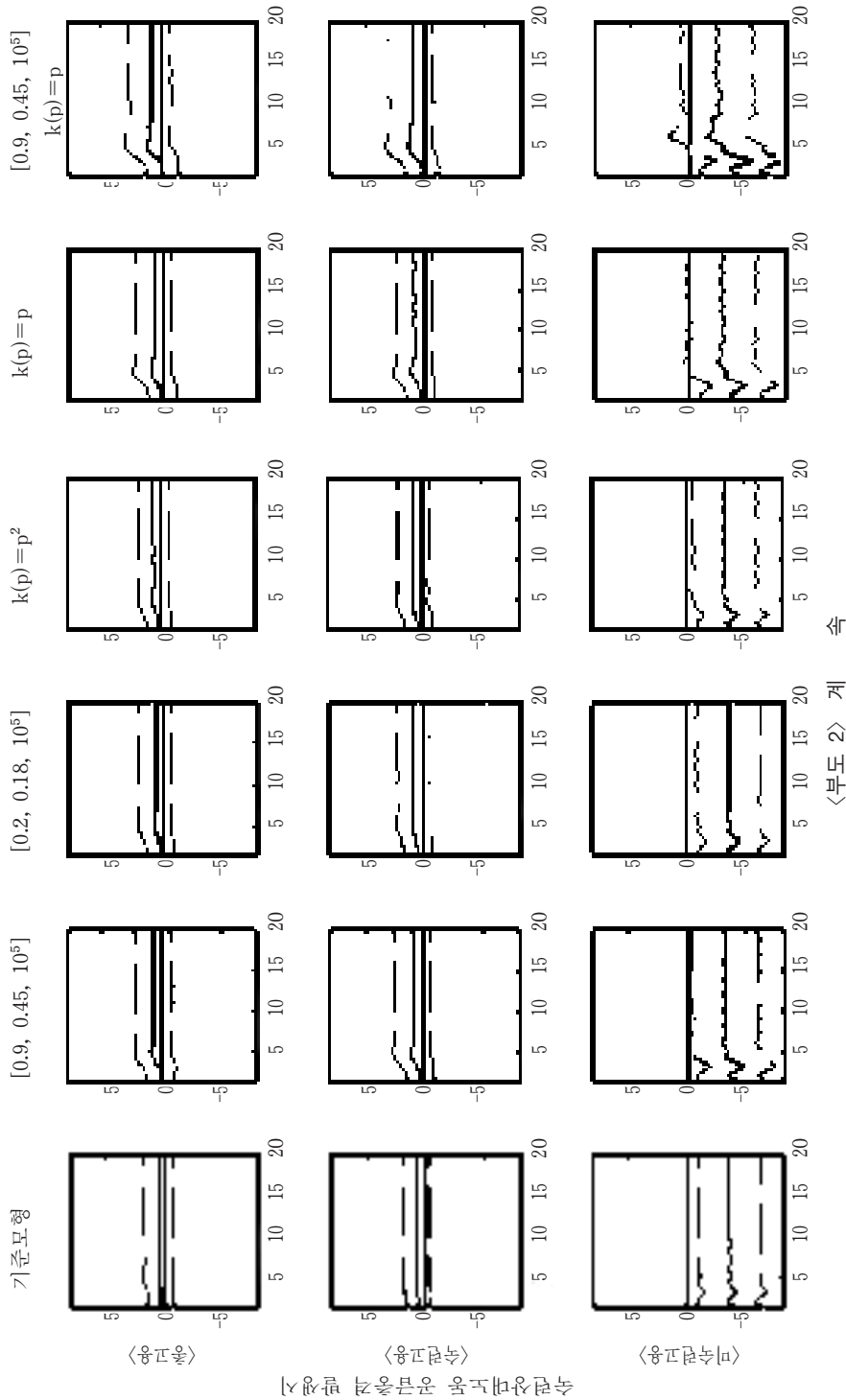
수련편향적 기술진보의 고용효과 분석



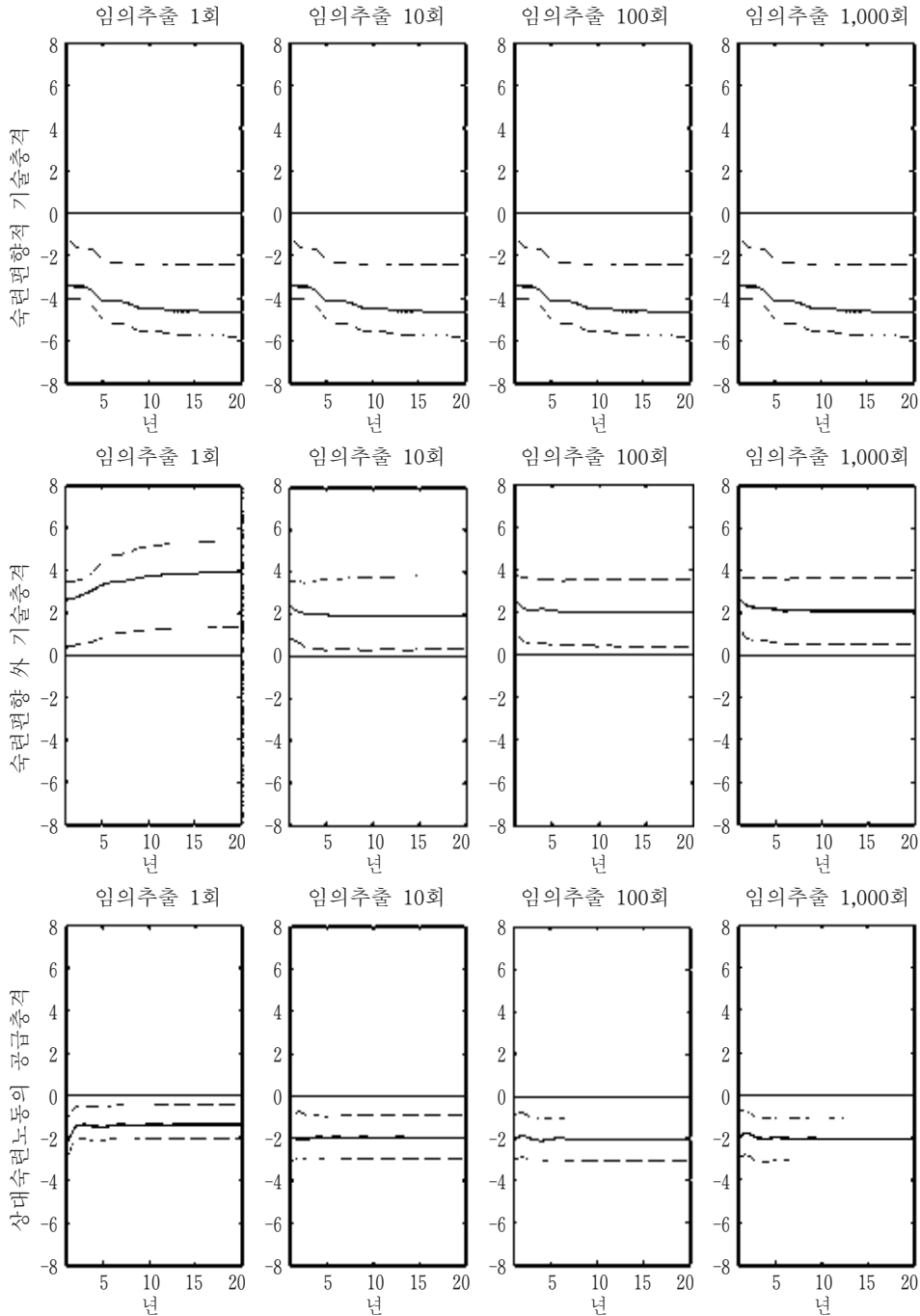
속 <부도 2> 계

속면평항 외 기술등록 발생시

<용고용> <속고용> <미속고용>

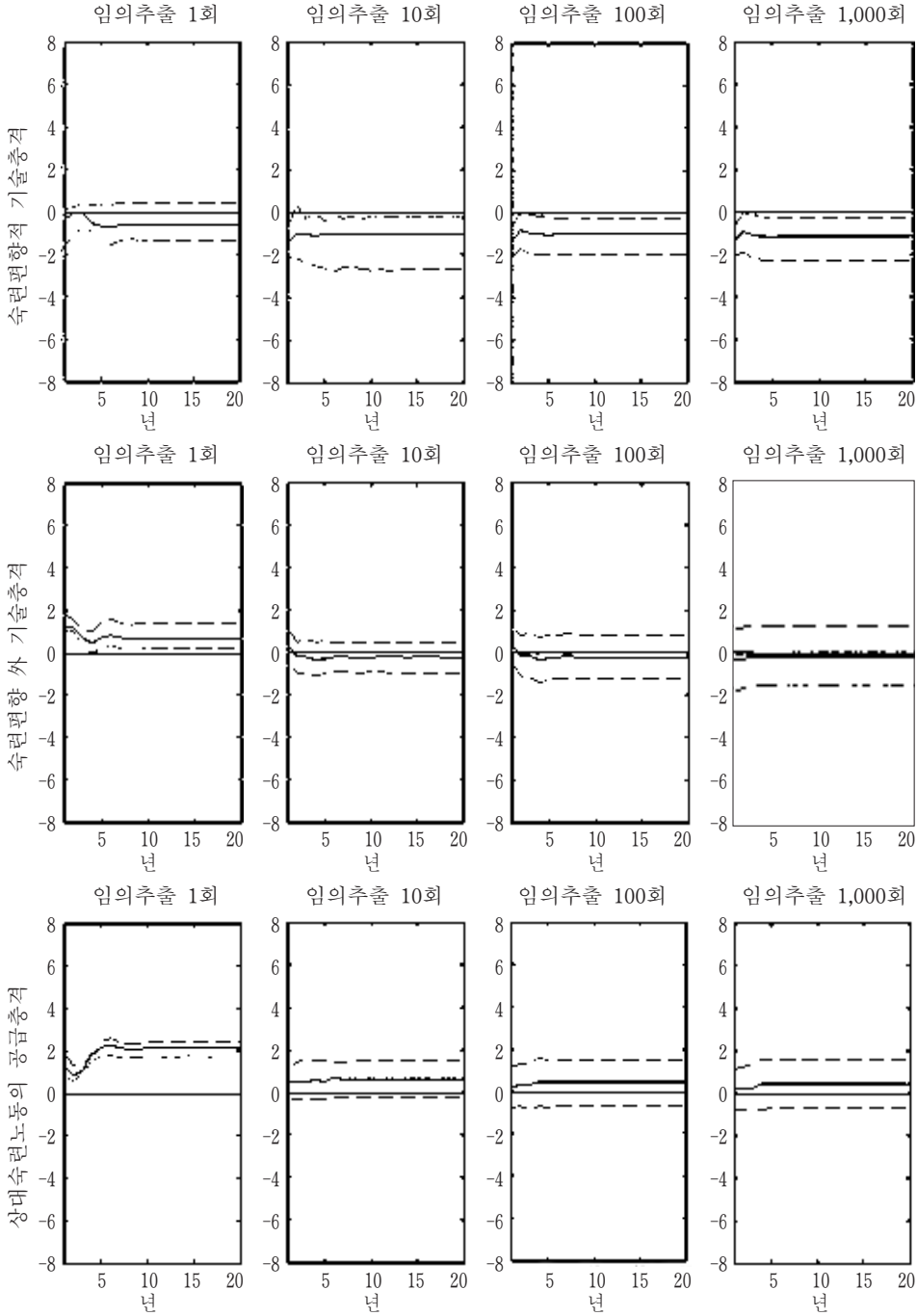


2. 사후분포 임의추출 횟수의 증가에 따른 총고용 충격반응함수의 변화



<부도 3> 각 구조충격에 대한 1인당 총고용의 충격반응함수-분석 (1)

140 구조 베이지안 벡터자기회귀 모형을 이용한 수련편향적 기술진보의 고용효과 분석



<부도 4> 각 구조충격에 대한 1인당 총고용의 충격반응함수-분석 (2)

3. 숙련 및 미숙련노동자의 총고용(인구 1인당) 충격반응함수 계산방법

숙련노동자의 총고용(인구 1인당)과 미숙련노동자의 총고용(인구 1인당) 충격 반응함수는 Balleer and Rens(2013)에서 이용한 다음 방식에 따라 계산되었다.

- (1) N_t (총고용), NS_t (숙련노동자의 총고용), NU_t (미숙련노동자의 총고용), Pop_t (인구)
 n_t (1인당 총고용), ns_t (1인당 숙련노동자 총고용), nu_t (1인당 미숙련노동자 총고용)에 대해 다음의 관계가 성립한다.

$$N_t = NS_t + NU_t$$

$$\frac{N_t}{Pop_t} = \frac{NS_t}{Pop_t} + \frac{NU_t}{Pop_t} \Rightarrow n_t = ns_t + nu_t \quad (A1)$$

- (2) 식 (A1)을 평균인 \bar{n} , \bar{ns} , \bar{nu} 근처에서 테일러 전개한다. ($\bar{n} = \bar{ns} + \bar{nu}$)

$$\begin{aligned} & \cdot \bar{n} + \bar{n}(\log n_t - \log \bar{n}) + \frac{\bar{n}}{2}(\log n_t - \log \bar{n})^2 + \dots \\ & = \bar{ns} + \bar{ns}(\log ns_t - \log \bar{ns}) + \frac{\bar{ns}}{2}(\log ns_t - \log \bar{ns})^2 + \dots \\ & \quad + \bar{nu} + \bar{nu}(\log nu_t - \log \bar{nu}) + \frac{\bar{nu}}{2}(\log nu_t - \log \bar{nu})^2 + \dots \\ & \cdot \bar{n}(\log n_t - \log \bar{n}) + \frac{\bar{n}}{2}(\log n_t - \log \bar{n})^2 + \dots \\ & = \bar{ns}(\log ns_t - \log \bar{ns}) + \frac{\bar{ns}}{2}(\log ns_t - \log \bar{ns})^2 + \dots \\ & \quad + \bar{nu}(\log nu_t - \log \bar{nu}) + \frac{\bar{nu}}{2}(\log nu_t - \log \bar{nu})^2 + \dots \\ \therefore \log n_t - \log \bar{n} & + \frac{1}{2}(\log n_t - \log \bar{n})^2 + \dots \quad (A2) \\ & = \frac{\bar{ns}}{\bar{n}}(\log ns_t - \log \bar{ns}) + \frac{\bar{ns}}{2\bar{n}}(\log ns_t - \log \bar{ns})^2 + \dots \\ & \quad + \frac{\bar{nu}}{\bar{n}}(\log nu_t - \log \bar{nu}) + \frac{\bar{nu}}{2\bar{n}}(\log nu_t - \log \bar{nu})^2 + \dots \end{aligned}$$

따라서 $t-1$ 시점에서 위 과정을 통해

$$\begin{aligned}
& \therefore \log n_{t-1} - \log \bar{n} + \frac{1}{2}(\log n_{t-1} - \log \bar{n})^2 + \dots \quad (\text{A3}) \\
& = \frac{\bar{n}s}{\bar{n}}(\log ns_{t-1} - \log \bar{n}s) + \frac{\bar{n}s}{2\bar{n}}(\log ns_{t-1} - \log \bar{n}s)^2 + \dots \\
& \quad + \frac{\bar{n}u}{\bar{n}}(\log nu_{t-1} - \log \bar{n}u) + \frac{\bar{n}u}{2\bar{n}}(\log nu_{t-1} - \log \bar{n}u)^2 + \dots
\end{aligned}$$

(3) 식 (A3)–식 (A2)를 통해 $\Delta \log n_t$ 에 대한 다음 근사식을 도출한다.

$$\begin{aligned}
\Delta \log n_t - \log n_t - \log n_{t-1} & \approx \frac{\bar{n}s}{\bar{n}}(\log ns_t - \log ns_{t-1}) + \frac{\bar{n}u}{\bar{n}}(\log nu_t - \log nu_{t-1}) \\
\therefore \Delta \log n_t & \approx \frac{\bar{n}s}{\bar{n}s + \bar{n}u} \Delta \log ns_t + \frac{\bar{n}u}{\bar{n}s + \bar{n}u} \Delta \log nu_t \quad (\text{A4})
\end{aligned}$$

(4) 그러므로 이미 도출된 $\Delta \log\left(\frac{N_t}{Pop_t}\right)$, $\Delta \log\left(\frac{NS_t}{NU_t}\right)$ 의 충격반응함수와 이들을 누적한 $\Delta \log\left(\frac{N_t}{Pop_t}\right)$, $\Delta \log\left(\frac{NS_t}{NU_t}\right)$ 를 이용하여 다음을 계산하는 경우, $\Delta \log\left(\frac{NS_t}{Pop_t}\right)$ 의 충격반응함수가 얻어지게 된다.

$$\begin{aligned}
& \Delta \log\left(\frac{N_t}{Pop_t}\right) - \frac{\bar{n}s}{\bar{n}s + \bar{n}u} \cdot \Delta \log\left(\frac{NS_t}{NU_t}\right) \\
& = \Delta \log\left(\frac{N_t}{Pop_t}\right) - \frac{\bar{n}s}{\bar{n}s + \bar{n}u} \cdot \Delta \log\left(\frac{NS_t}{Pop_t} \cdot \frac{Pop_t}{NU_t}\right) \\
& = \Delta \log\left(\frac{N_t}{Pop_t}\right) - \frac{\bar{n}s}{\bar{n}s + \bar{n}u} \cdot \Delta \left(\log\left(\frac{NS_t}{Pop_t}\right) - \log\left(\frac{NU_t}{Pop_t}\right) \right) \\
& = \Delta \log n_t - \frac{\bar{n}s}{\bar{n}s + \bar{n}u} (\Delta \log ns_t - \Delta \log nu_t)
\end{aligned}$$

(식 (A4)의 결과를 이용하면)

$$= \frac{\bar{n}s}{\bar{n}s + \bar{n}u} \cdot \Delta \log ns_t + \frac{\bar{n}s}{\bar{n}s + \bar{n}u} \cdot \Delta \log nu_t - \frac{\bar{n}s}{\bar{n}s + \bar{n}u} (\Delta \log ns_t - \Delta \log nu_t)$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{\bar{ns}}{\bar{ns} + \bar{nu}} \cdot \Delta \log nu_t + \frac{\bar{ns}}{\bar{ns} + \bar{nu}} \cdot \Delta \log nu_t \\
 &= \Delta \log nu_t \\
 &= \Delta \log \left(\frac{NU_t}{Pop_t} \right)
 \end{aligned}$$

따라서 $\log \left(\frac{NU_t}{Pop_t} \right)$ 의 충격반응함수는 다음 식에 따라 계산되었다.

$$\begin{aligned}
 \Sigma \log \left(\frac{NU_t}{Pop_t} \right) &= \Sigma \log \left(\frac{N_t}{Pop_t} \right) - \frac{\bar{ns}}{\bar{ns} + \bar{nu}} \cdot \Sigma \log \left(\frac{NS_t}{NU_t} \right) \\
 &= \Sigma \log \left(\frac{N_t}{Pop_t} \right) - \frac{\bar{ns}}{\bar{ns} + \bar{nu}} \cdot \log \left(\frac{NS_t}{NU_t} \right)
 \end{aligned}$$

이 경우, $\frac{\bar{ns}}{\bar{ns} + \bar{nu}} = \frac{e^{\log \left(\frac{\bar{ns}}{\bar{nu}} \right)}}{1 + e^{\log \left(\frac{\bar{ns}}{\bar{nu}} \right)}}$ 에 의해 구해지며 $\log \left(\frac{NS}{NU} \right)$ 는 $\log \left(\frac{NS_t}{NU_t} \right)$ 의 평균값을 사용하였다.

(5) 마찬가지로, $\log \left(\frac{NS_t}{Pop_t} \right)$ 의 충격반응함수는 다음 식에 따라 계산되었다.

$$\log \left(\frac{N_t}{Pop_t} \right) + \left(1 - \frac{\bar{ns}}{\bar{ns} + \bar{nu}} \right) \cdot \log \left(\frac{NS_t}{NU_t} \right)$$

참 고 문 헌

- 강석훈, “개방화, 기술진보와 노동소득분배율,” 『한국경제연구』 제16권, 2006, 169~196.
- 김남주, “중숙련(middle-skill) 일자리의 감소가 고용 없는 경기회복에 미치는 영향에 관한 연구,” 『노동경제논집』 제38권 제3호, 2015, 53~95.
- 김병우, “기술진보가 마찰적 실업변화에 미치는 영향,” 『한국경제연구』 제25권, 2009, 135~162.
- 김영준·손종철, “숙련노동 임금프리미엄 변동요인에 대한 문헌연구,” 『국제금융연구』 제2권 제2호, 2012, 43~67.
- _____, “경제의 대외개방도 증가 및 기술진보가 숙련노동 임금프리미엄에 미친 영향,” 『경제학연구』 제62집 제1호, 2014, 91~131.
- 노희성·조무상·김종하, “기술혁신과 고용 간의 관계분석—우리나라의 제조업을 대상으로,” 『재정정책논집』 제16권 제2호, 2014, 103~135.
- 문성배·홍봉표, “요소대체성과 요소편향적 기술변화가 고학력노동 수요 결정에 미친 영향 분석,” 『경제학연구』 제52집 제4호, 2004, 63~86.
- 박구도·조범준, “총요소생산성의 고용에 대한 영향 분석,” 『조사통계월보 (Monthly Bulletin)』 10월호, 2011, 28~66.
- 장인성, “생산성 향상이 고용에 미치는 영향,” 『예산정책연구』 제1권 제1호, 2012, 275~302.
- 전용식·권철우·이찬영, “산업별 오프쇼링 및 무역량이 임금의 숙련프리미엄에 미치는 영향,” 『한국경제연구』 제31권 제2호, 2013, 97~132.
- 정진호, “고용과 생산성 간의 관계,” 『노동리뷰』 6월호, 2013, 5~20.
- 최강식·조윤애, “숙련편향적 기술진보와 고용,” 『산업연구원 Issue paper』, 2013-318, 2013.
- Autor, David H., Lawrence F. Katz, and Alan Krueger, “Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?,” *Quarterly Journal of Economics*, 113 (4), 1998, 1169~1214.
- Autor, David, H., Frank Levy, and Richard J. Murnane, “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration,” *Quarterly Journal of Economics*, 116(4), 2003, 1279~1333.

- Balleer, Almut and Rens van Thijs, "Skill-biased Technological Change and The Business Cycle," *The Review of Economics and Statistics*, 95(4), 2013, 1222~1237.
- Banbura, M., D. Giannone, and L. Reichlin, "Large Bayesian Vector Auto Regressions," *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 2010, 71~92.
- Basu, Susanto, John G. Fernald, and Miles S. Kimball, "Are Technology Improvements Contractionary?," *American Economic Review*, 96(5), 2006, 1418~1448.
- Blanchard, Olivier and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, 79(4), 1989, 655~673.
- Chang, Yongsung and Jay Hong, "Do Technological Improvements in the Manufacturing Sector Raise or Lower Employment?," *American Economic Review*, 96(1), 2006, 352~368.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Robert Vigfusson, "What Happens after a Technology Shock?," National Bureau of Economic Research Working Paper 9819, 2003.
- Desjonquieres, Thibaut, Stephen Machin, and John Van Reenen, "Another Nail in the Coffin? Or Can the Trade Based Explanation of Changing Skill Structures Be Resurrected?," *Scandinavian Journal of Economics*, 101(4), 1999, 533~554.
- Francis, Neville and Valerie A. Ramey, "Is the Technology-Driven Real Business Cycle Hypothesis Dead? Shocks and Aggregate Fluctuations Revisited," *Journal of Monetary Economics*, 52(8), 2005, 1379~1399.
- Gali, Jordi, "Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?," *American Economic Review*, 89(1), 1999, 249~271.
- Jarocinski, Marek, "Essays on Bayesian and Classical Econometrics with Small Samples," Universitat Pompeu Fabra Barcelona Ph.D. dissertation, 2006.
- Katz, Lawrence F. and Kevin M. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," *Quarterly Journal of Economics*, 107(1), 1992, 35~78.
- Koop, Gary and Korobilis, Dimitris, "Bayesian Multivariate Time Series Methods for

Empirical Macroeconomics,” *Foundations and Trends in Econometrics*, 3(4), 2010, 267~358.

Krueger, Alan B., “How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984~1989,” *Quarterly Journal of Economics*, 108(1), 1993, 33~60.

Lütkepohl, H., *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer, 2005.

Peersman, Gert, “What Caused the Early Millennium Slowdown? Evidence Based on Vector Autoregressions,” Bank of England Working Papers 272, 2005.

Peersman, Gert and Straub, Roland, “Technology Shocks And Robust Sign Restrictions In A Euro Area Svar,” *International Economic Review*, 50(3), 2009, 727~750.

Sims, C. and H. Uhlig, “Understanding Unit Rooters: A Helicopter Tour,” *Econometrica*, 59(6), 1991, 1591~1599.

Teulings, Coen and Thijs van Rens, “Education, Growth and Income Inequality,” *Review of Economics and Statistics*, 90(1), 2008, 89~104.

Uhlig, Harald, “What Are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure,” Research Discussion Paper 28 of Center for Economic Research in Tilburg University, 1999.

[Abstract]

Can Skill-Biased Technological Change Cause the Decline in Total Hours Worked in Korea?

Nam Ju Kim

This paper constructs a yearly skill premium by college and tasks for the Korean labor market and analyzes the effect of skill-biased technology shock on total hours worked in a Structural Bayesian VAR with long-run zero and sign restrictions. By any measure of skill premium, significant fall in total hours worked in response to skill-biased technology shock can be confirmed and this fall mainly originates from the severe reduced employment of unskilled labor. In addition, skill-biased technology shock can be influential in explaining the variation of total hours worked. However, its explaining power for the variation of total hours worked, skill premium, and relative hours worked of skilled labor can be quite different by the way how skill premium can be measured.

Keywords: skill premium, skill-biased technological change, employment, structural VAR, bayesian estimation

JEL Classifications: J24, O33, E24, C32, C11

* Economist in the Bank of Korea, Tel: +82-2-759-4114, E-mail: kimmamju@bok.or.kr

— |

| —

— |

| —