기술혁신은 고용없는 성장을 야기하는가?*

김 배 근**

논문초록 본 논문은 기술혁신에 따른 생산성 증가가 경기변동 과정에서 고용없는 성장의 원인이 되는지를 규명한다. 이를 위해 기술변동의 유형을 제조업 특유 기술변동과 중립적 기술변동으로 구분하고 두 유형의 기술변동이 제조업, 서비스업 및 경제 전체의 고용에 미치는 영향을 동시에 분석한다. 이러한 접근방법은 고용의 창출 및 소멸과정을 명시적으로 고려함으로써 기술혁신의 고용효과에 대한 보다 입체적 분석을 가능케 한다.

분석 결과 제조업 특유 기술변동은 장기적으로 제조업 고용을 감소시키고 서비스업 고용을 증가시키는 점에서 고용구조 변화를 야기하는 주요 요인인 것으로 보인다. 그러나 경기변동 과정에서는 제조업 특유 기술수준이 높아질 경우 각 산업 및 경제 전체의 고용이 동시에 늘어나는 것으로 나타났다. 한편 중립적 기술수준이 높아질 경우 장단기에 모두 각 산업 및 경제 전체의 고용이 늘어나는 것으로 추정되었으나 그 유의성이 높지 않았다. 이러한 결과는 기술혁신이 고용없는 성장을 초래하는 것은 아님을 시사한다.

핵심 주제어: 기술혁신, 고용없는 성장, 제조업 특유기술, 중립적 기술
경제학문헌목록 주제분류: E24, E32, O14, O33, O41

투고 일자: 2012. 4. 4. 심사 및 수정 일자: 2012. 7. 9. 게재 확정 일자: 2012. 8. 14.

* 이 논문은 working paper "제조업과 서비스업의 기술진보 격차가 고용에 미치는 영향"(한국은행 금융경제연구 제370호, 2009년)의 내용을 추정기간을 연장하는 등 대폭 수정한 것이다. 이 논문에 유익한 논평을 해준 한국은행 홍승제 국제협력실장 및 김현정 거시경제연구실장, 보험연구원 윤성훈 동향분석실장, 한국방송통신대학교 박강우 교수, 그리고 익명의 심사위원에게 감사드린다. 마지막으로 이 논문은 2011년도 중앙대학교 학술연구비 지원에 의한 것임을 밝혀 둔다.

** 중앙대학교 경제학부 조교수, e-mail: kimbg@cau.ac.kr

Ⅰ. 머리말

경제가 성장하는 가운데서도 고용이 늘지 않는 '고용없는 성장(jobless growth)'에 대한 우려가 꾸준히 제기되고 있다. 고용없는 성장이라는 용어는 경기회복에도 불구하고 고용증가가 수반되지 않는 현상을 지칭하기 위해 사용되기 시작하였는데 경기변동 과정에서의 고용의 움직임과 관련되는 점에서 '고용없는 회복(jobless recovery)'이 보다 정확한 표현이라 할 수 있다. 미국의 1990년대 초반 또는 2000년대 초반 경험이 이에 해당한다. 미국의 경우 1990년대 전의 경기회복기에서는 고용증가가 빠르게 나타났으나 1991년초 또는 2001년말 시작된 경기회복기에서는 고용확대가 매우 저조하면서 그 원인에 대한 관심이 증대되었다. 이러한 현상을 초래하는 원인에 대한 경제학계의 견해는 아직 여러 갈래로 나뉘어져 있다. 일군의 경제학자들은 기술혁신에 따른 생산성 향상이 고용없는 성장을 야기할 수 있다고 보는 반면 다른 사람들은 노동시장의 구조변화에서 그 해답을 찾으려고 한다.

2000년대 초반 이후 우리나라에서도 고용률이 정체되는 등 고용부진을 경험하면서 그 원인에 대한 논의가 늘어나고 있는 가운데 기술혁신이 경기변동 과정에서 고용없는 성장을 초래하는지에 대한 관심도 많아졌다. 이에 더해 한편에서는 기술혁신에 따라 오히려 고용이 위축될 수 있다는 주장까지 제기되고 있다. 기술혁신이 고용감소를 야기한다는 주장은 특히 생산성 증가가 빠르게 이루어지고 있는 제조업의 고용이 감소하고 있는 현상을 그 근거로 들고 있다. 또한 수출산업(주로 제조업) 주도에 의한 경제성장에도 불구하고 동 산업 취업유발계수의 추세적 하락이 고용사정을 악화시킨다고 보는 견해도 기술혁신의 고용에 대한 부정적 영향을 강조하고 있다.

이렇듯 기술혁신이 고용에 미치는 영향에 대한 관심이 많음에도 불구하고 우리나라에서는 아직 이론적·실증적 차원의 정치한 분석이 부족한 것으로 보인다. 기존의 연구를 보면 산업별 노동수요함수를 추정하는 미시적 방법(문성배·전현배, 2008)과 Gali(1999)가 제시한 구조적 VAR 모형을 이용하는 거시적 방법(강규호, 2006; 김상호·임현준, 2006)이 병행되었다. 그런데 대부분의 연구가 산업간 노동이동 또는 고용의 창출 및 소멸과정을 설명하지 못하고 서로 다른 유형의 기술변동이 고용에 상이한 영향을 미칠 가능성도 고려할 수 없다. 이 점을 분석하기 위해서는 무엇보다도 Baumol(1967)이 지적한 바와 같이 산업간 생산성 증가속도에 차이가 있음을 유념할 필요가 있는데 기존 연구에서는 명시적으로 이를 고려하지 못하였

다. 또한 거시적 방법을 이용한 기존 연구에서는 노동시간을 고용변수로 선정하였기 때문에 분석결과를 우리 경제의 고용률 정체현상 등 실제 고용문제에 바로 적용하기에는 한계가 있다.

한편 Kim and Kim(2010)은 기술변동의 유형을 제조업 특유 기술변동(manufacturing-specific technological change)과 중립적 기술변동(neutral technological change)으로 구분한 후 두 가지 유형의 기술변동이 제조업 및 서비스업 부문의 노동시간에 미치는 영향을 분석한 점에서 진일보한 면모를 보였다. 이 연구에서 제조업 특유 기술은 제조업 부문에 국한해서 생산성을 높이는 기술로 정의되는데 제조업의 생산성 증가가 서비스업에 비해 상대적으로 빠르다는 점에 착안한 것이다.[1] 반면 중립적 기술은 모든 부문의 생산성을 동일하게 증가시키는 기술로 정의된다. 이와 같은 구분 하에 이 연구에서는 경제 전체의 노동시간이 장기적으로 일정하다고 가정할 경우 장기적으로 제조업의 노동시간 비중이 하락하고 서비스업의 노동시간 비중이 상승하는 것은 제조업 특유 기술변동에 의해 초래된다는 점을 보였다. 그러나 동 연구에서도 기술혁신과 고용없는 성장과의 관계를 다루지는 못하였다.

본 논문에서는 Kim and Kim(2010)에 이어 기술변동의 유형을 제조업 특유 기술변동과 중립적 기술변동으로 구분하되 기술혁신이 경기변동 과정에서 고용없는 성장을 유발하는지에 논의의 초점을 두고자 한다. 이를 위해 본 논문은 두 가지 유형의 기술변동이 경제 전체의 고용뿐만 아니라 제조업 및 서비스업의 고용에 미치는 영향을 자세하게 분석한다. 이러한 접근방법은 산업간 노동이동과 전체 고용을 동시에 살펴보게 함으로써 기술혁신의 고용효과에 대한 보다 입체적 분석을 가능케 한다. 또한 기존 연구와는 달리 본 연구에서는 취업자수를 중심으로 고용효과를 측정하기 때문에 고용률 정체 등 우리 경제의 고용부진 현상에 대해 보다 직접적인 진단결과를 제시할 수 있다.

방법론 측면에서 보면 본 연구는 Kim and Kim(2010)에서 제시된 방법론을 일반화한 것이라고 할 수 있다. Kim and Kim(2010)은 생산요소로서 노동만 존재하는 경우를 상정하여 두 가지 기술변동의 파급효과를 측정할 수 있는 방법을 제시하였다. 본 연구에서는 생산요소로서 노동뿐만 아니라 자본이 존재하는 보다 일반적인

1) 제조업의 생산성 증가가 서비스업에 비해 더 빠른 점은 김현정(2006), 김배근(2009) 등에 잘 나타나 있다.

상황 하에서 Kim and Kim (2010)의 방법이 어떻게 수정되는지를 설명한다. 두 연구에서 이용하는 방법의 유사점과 차이점은 뒤에서 자세히 다루기로 한다.

이하에서는 우선 제Ⅱ장에서 기존의 연구결과를 정리한 후 제Ⅲ장에서 기술변동의 유형에 따른 고용효과를 이해하는 데 관건이 되는 요인들을 알아본다. 제Ⅳ장에서는 본 논문의 분석방법이 지니고 있는 특징을 설명한 후 동 분석방법이 정당화될 수 있는 근거를 설명한다. 이어서 제Ⅴ장에서는 분석결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅵ장에서는 요약과 시사점을 제시한다.

Ⅱ. 기존의 연구결과

기술혁신이 고용에 미치는 영향을 분석하는 방법에는 크게 미시적 방법과 거시적 방법을 들 수 있을 것이다. 미시적 방법은 주로 산업별로 생산함수를 설정한 후 노동수요함수를 도출하여 이를 추정하는 방식에 의존하고 있다. 예를 들면 문성배·전현배 (2008)의 경우 기술혁신이 고용에 미치는 효과를 공정혁신 (process innovation)에 따른 효과[2]와 제품혁신 (product innovation)에 따른 효과[3]로 구분하여 각각의 효과를 추정한다.

이에 비해 거시적 방법은 주로 구조적 VAR 모형을 이용하고 있다. 동 방법은 기술충격을 식별하는 제약을 설정하여 기술충격에 대한 충격반응함수를 살펴보는 방식으로 전개되는데 Gali (1999)에 의해 제시되었다. 이 연구는 경제가 균제성장경로 (balanced growth path) 상에 있을 경우 장기에 있어 노동생산성에 영향을 줄 수 있는 요인은 기술변동 밖에 없다는 제약을 이용하였는데 이러한 제약은 경제성장 이론의 기본적 결과를 적용한 것인 만큼 거시경제학계의 많은 호응을 얻었고 이후 거시경제학의 주요 방법론으로 등장하였다. 또한 Chang and Hong (2006)은 Gali (1999)의 방법론을 더욱 보완하여 기술충격의 고용에 대한 효과를 분석하였다. 이들은 경제 전체 (또는 비농림민간부문)를 대상으로 하는 대신 제조업 전체 또는 제

2) 기존 제품에 대한 생산방식의 개선으로 나타나는 고용효과로 이는 다시 ① 기술혁신이 노동을 절감하는 효과 (대체효과 (substitution effect) 또는 축출효과 (displacement effect)로 불리어 짐)와 ② 기술혁신에 따라 생산물가격이 하락하여 수요가 늘고 노동수요도 증가하는 효과 (보상효과 (compensation effect) 또는 규모효과 (scale effect)로 불리어 짐)로 구분될 수 있다.

3) 기술혁신에 의한 신제품 출현으로 이를 생산하기 위한 노동수요가 증가하는 효과를 의미한다.

조업의 세부산업을 대상으로 기술충격이 고용에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 이러한 분석을 함에 있어서 이들은 세부산업에서는 생산요소의 구성변화에 의해 노동생산성이 크게 영향을 받을 수 있음을 지적하고 노동생산성 대신 총요소생산성(TFP, total factor productivity)을 이용하는 식별조건을 제시하였다. 즉 이들은 장기에 있어 총요소생산성에 영향을 미치는 요인은 기술변동 밖에 없다는 제약을 설정하였다.

한편 최근 거시경제학계에서는 여러 유형의 기술변동이 경제성장, 경기변동 등에 서로 다른 영향을 미칠 수 있는 가능성에 주목하면서 이에 대한 연구를 활발히 진행하고 있다. 이에 대한 선구적 연구로는 Greenwood, Hercowitz and Krusell(1997, 2000)을 들 수 있는데 이들은 자본재 특유 기술변동(investment-specific technological change)[4]이 경제성장에 결정적 역할을 할 뿐만 아니라 경기변동을 야기하는 주요 원천이 된다고 주장하였다. 기존의 경제성장 모형에서 주로 논의된 중립적 기술변동(neutral technological change)은 경제 내의 전 부문에 동일한 정도의 생산성 증가를 가져다주는 기술변동인 반면 자본재 특유 기술변동은 자본재 생산부문의 생산성만 증가시키는 기술변동을 의미한다.

아울러 Fisher(2006)는 자본재 특유기술 및 중립적 기술 변동의 영향을 구분하여 추정할 수 있는 구조적 VAR 모형을 제시하였다. 이 연구에서 이용된 식별조건은 ① 장기에 있어 경제 전체의 노동생산성에 영향을 미칠 수 있는 요인에는 두 가지 유형의 기술변동 밖에 없다는 점과, ② 장기에 있어 자본재와 소비재간의 상대가격에 영향을 줄 수 있는 요인에는 자본재 생산에 국한된 기술변동 밖에 없다는 점이다. 이러한 장기제약을 이용하여 동 연구는 두 가지 유형의 기술변동이 고용에 미치는 영향이 상이함을 보였다.

우리나라의 경우에는 Gali(1999)의 방법을 적용한 연구가 주로 진행되었는데 관련 연구로는 강규호(2006), 김상호·임현준(2006) 등이 있다. 강규호(2006)는 전체 추정대상기간(1980년 1/4분기~2004년 4/4분기)을 1993년 전과 1993년 이후로 구분하여 VAR 모형을 추정하였는데 기술혁신이 이루어질 경우 전자의 기간에서는 고용이 단기에 있어서는 감소하나 장기에 있어서는 원래 수준으로 돌아가는 것으로, 후자의 기간에서는 고용이 장단기 모두 증가하는 것으로 나타났다. 김상호·임현준(2006)

4) 자본재 체화 기술변동(capital-embodied technological change)이라고도 불리어진다.

은 1980년 1/4분기~2003년 4/4분기를 대상으로 VAR 모형을 추정한 결과 기술혁신이 장단기에 모두 고용을 증가시킴을 보여주었다. 한편 이 두 연구에서는 모두 고용변수로 총노동시간(근로자 1인당 평균노동시간×취업자수)을 선택하였다.

그런데 미시적 방법과 구조적 VAR 모형을 특정산업에 적용하는 방법은 특정산업에서 기술혁신에 의해 고용이 감소하더라도 그 산업의 근로자가 다른 산업으로 이동할 수 있는 가능성, 즉 산업간 노동이동(또는 산업간 노동재배분)을 통해 고용이 창출되고 소멸되는 과정을 설명할 수 없는 단점이 있다. 반면 Gali(1999)와 같이 구조적 VAR 모형을 경제 전체에 적용하는 방법의 경우 산업간 노동이동 효과가 모두 반영되어 경제 전체의 고용에 나타나기는 하나 산업간 노동이동을 명시적으로 분석할 수 없을 뿐만 아니라 서로 다른 유형의 기술변동이 고용에 미치는 효과가 달라질 가능성도 고려할 수 없다.

이 점을 분석하기 위해서는 무엇보다도 Baumol(1967)의 선구적 연구를 고려할 필요가 있다. 주지하다시피 제조업과 서비스업의 노동생산성 격차는 매우 빠른 속도로 확대되고 있는데 산업간 생산성 격차가 경제에 미치는 영향을 분석하지 않고서는 기술혁신의 고용효과를 충분히 이해하지 못할 가능성이 크다. Baumol(1967)은 경제 내에 기술혁신이 상대적으로 빠른 부문(예를 들면 제조업, 이하 제조업으로 명명)과 기술혁신이 용이하지 못한 부문(예를 들면 서비스업, 이하 서비스업으로 명명)이 있음에 주목하고 다음과 같은 가설을 제시하였다.

① 서비스업의 생산비용 및 가격이 제조업에 비해 상대적으로 상승한다.
② 서비스수요의 가격탄력성이 지나치게 비탄력적인 경우를 제외하면 서비스업의 생산량 비중이 지속적으로 감소한다. 한편 서비스수요의 가격탄력성이 1인 경우 두 부문의 생산액(지출액) 비중은 일정하게 된다.
③ 두 부문의 생산량 비중이 일정(즉 부문간 균형성장을 유지)하다고 가정할 경우 제조업의 고용비중은 점차 0으로, 서비스업의 고용비중은 점차 1로 수렴하게 된다.
④ 부문간 균형성장을 유지한다고 가정할 경우 경제 전체의 성장률 및 생산성 증가율은 점차 하락하게 된다.

이러한 주장 이후 많은 사람들이 동 가설의 실증적 검증을 시도한 결과 위 네 가

지 가설이 모두 경험적으로 뒷받침되기는 어려워도 일부는 상당히 타당한 것으로 나타난다.[5] 특히 많은 국가에서 제조업의 고용비중이 감소하고 서비스업의 고용비중이 증가한 점은 Baumol(1967)의 주장을 뒷받침하는 것이다. 이러한 Baumol(1967)의 견해는 제조업의 생산성 증가가 서비스업에 비해 빠른 점이 제조업의 고용비중 감소, 서비스업의 고용비중 증가를 초래하는 점에서 생산성격차가설로도 불린다. 한편 경제의 서비스화를 설명하는 다른 대표적 이론으로 수요편향가설을 들 수 있다.[6] 수요편향가설은 Fisher(1935), Clark(1940) 등의 전통적 가설로서 재화는 소득탄력성이 1보다 작은 반면 서비스는 소득탄력성이 1보다 커 소득이 증가할수록 서비스 수요가 확대되고 서비스업의 고용비중도 증가한다는 이론이다.

우리나라에서도 수요편향가설, 생산성격차가설 등을 검증하기 위한 실증적 연구가 다수 진행되었다. 서환주・이영수(2006)에서는 서비스업 전체로는 소득탄력성이 거의 1인 것으로 추정되는 반면 서비스 세부산업별로는 차이가 있는 것으로 나타났다. 하봉찬・김종호・김대욱(2007)은 기존의 연구와 달리 소비자의 선호가 시간의 흐름에 따라 변화할 수 있다고 보고 서비스의 시변 소득탄력성을 추정한 결과 사회서비스를 제외하고는 수요편향가설을 지지할 수 있다고 주장하였다. 반면 김현정(2006)은 Inman(1985)의 모형을 추정하여 생산성격차가설을 어느 정도 지지하는 결과를 제시하였다.[7] 또한 동 연구에서는 생산자서비스 등 중간서비스에 대한 수요증가, 그리고 여성의 경제활동참가 확대 등에 따른 외생적 수요변화도 크게 작

---

5) 우리나라의 경우 네 가지 가설이 각각 실증적으로 어느 정도 뒷받침되는지는 김배근(2009)에 기술되어 있다.

6) 경제의 서비스화 원인을 설명하는 여러 이론에 대한 보다 자세한 논의는 김현정(2006)과 하봉찬・김종호・김대욱(2007)을 참조하기 바란다.

7) Inman(1985)은 Baumol(1967)이 제시한 모형을 확장하면 다음의 식에 의해 표현될 수 있다고 보았다.

$$\dot{l}_s = (\alpha - 1) r_m + \Delta + (1 - \beta)(r_m - r_s)$$

이 식에서 $\dot{l}_s$는 서비스업의 고용비중 증가율, r_m과 r_s는 각각 제조업 및 서비스업의 노동생산성 증가율, Δ는 서비스수요에 대한 외생적 변화를 의미한다. 아울러 두 모수 α와 β는 각각 서비스수요의 소득탄력성 및 가격탄력성을 나타낸다. 다만, 위 식에서 서비스수요의 가격탄력성 β는 Inman(1985) 및 김현정(2006)과는 달리 절대치 기준으로 정의하고 있음에 유의하기 바란다. 동 모형에서 생산성격차가설이 지지를 받기 위해서는 가격탄력성 β의 추정값이 1보다 작아야 한다.

용한 것으로 보았다. 오준병(2005)에 따르면 제조업의 고용비중 감소는 소득수준 향상에 따른 수요구조 변화와 제조업과 서비스업간의 노동생산성 격차에 주로 영향을 받은 것으로 추정되어 경제의 서비스화 관련 두 가설을 모두 지지하는 것으로 나타났다. 다만 동 연구에서는 1990년대 이후에는 생산성 격차 요인이 더욱 큰 영향을 미치고 있는 것으로 보았다. 한편 김배근(2009)은 기존 연구에 있어서 수요편향가설, 생산성격차가설 등을 검증하는 데는 재화 및 서비스 수요의 가격탄력성과 소득탄력성을 추정하는 것이 관건인데 이러한 접근방법은 소비와 생산 측면중 어느 자료를 사용하여 회귀분석을 실시하는지에 따라 결과가 달리 나타날 수 있는 한계가 있음을 지적하였다. 이어서 Kim and Kim(2010)은 기술변동의 유형을 제조업 특유 기술변동과 중립적 기술변동으로 구분한 후 이 두 가지 유형의 기술변동이 제조업 및 서비스업 부문의 노동시간에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구에서는 장기적으로 제조업의 노동시간 비중이 하락하고 서비스업의 노동시간 비중이 상승하는 것은 두 산업간 생산성 격차를 야기하는 제조업 특유 기술변동에 의해 초래된다는 점을 보임으로써 생산성격차가설을 지지하였다.

Ⅲ. 기술변동의 유형 및 고용효과

수요편향가설, 생산성격차가설 등을 검증하는 기존의 접근방법이 보인 문제점을 해결하기 위해서는 기술변동이 고용에 미치는 영향을 명시적으로 분석하는 것이 더 바람직하다. 이는 경제성장 이론에서 보여지듯이 장기적으로 소득증가는 생산성 증가에 의해 가능한 점, 산업간 상대가격 차이는 산업간 생산성 격차에서 발생할 수 있는 점 등에서 경제의 서비스화 원인을 분석함에 있어 관건이 되는 대체효과와 소득효과는 모두 기술변동에 의해 유발될 가능성이 크기 때문이다.

한편 각 산업의 취업계수(노동생산성의 역수) 또는 취업유발계수의 추세적 하락이 고용사정 악화 원인으로 종종 거론되었는데 기술변동이 고용에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 무엇보다 이러한 주장이 다음과 같은 점에서 설득력이 낮음을 이해할 필요가 있다. 우선 취업(유발)계수의 하락은 기술혁신에 따른 노동생산성 증가를 반영하는 현상일 뿐 그 자체가 원인변수는 아니기 때문이다. 다음으로 기술혁신이 일어나더라도 각 산업에 미치는 고용효과는 가계의 선호구조(수요의 가격탄력성 및 소득탄력성은 이를 반영) 등에 따라 달라질 수 있기 때문이다.

이 점을 살펴보기 위해 우선 생산요소로서 노동만 존재하고 가계와 기업으로 구성된 단순한 경제를 상정해보자. 가계는 재화와 서비스를 소비하고 노동을 공급한다. 기업은 재화와 서비스를 공급하고 노동을 수요한다. 노동시장은 단일화되어 있으며 이에 따라 모든 기업은 노동 1단위당 동일한 임금을 지불하여야 한다.

먼저 가계의 효용극대화 문제는 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\text{Max.} \quad U(C_t^m,\ C_t^s) \qquad \text{s.t.} \quad P_t^m C_t^m + P_t^s C_t^s = W_t H + D_t \tag{1}$$

여기서 C_t^m, C_t^s, P_t^m 및 P_t^s는 각각 재화소비, 서비스소비, 재화가격 및 서비스가격을 나타내고 W_t 및 D_t는 각각 노동 1단위당 명목임금 및 배당금을 나타낸다. $U(\bullet)$는 표준적인 조건을 만족하는 효용함수이고 가계의 노동공급은 일정한 수준(H)에서 고정되어 있다고 하자. 이와 같이 노동공급이 고정되어 있다고 보는 것은 뒤에서 살펴보는 바와 같이 우리나라의 15세 이상 인구 1인당 노동시간이 장기적으로 보면 거의 일정한 모습을 보이기 때문이다.

기업은 이윤극대화를 위해 생산물을 공급하는 동시에 노동을 수요한다. 산업간 생산성 격차를 반영하기 위해 기업은 재화(Y_t^m)를 생산하는 제조기업과 서비스(Y_t^s)를 생산하는 서비스기업으로 구성되어 있다고 해보자. 이들 기업의 생산함수는 다음과 같다.

$$Y_t^m = A_t^m L_t^m, \qquad Y_t^s = A_t^s L_t^s \tag{2}$$

여기서 A_t^m 및 A_t^s는 각각 제조업 기술수준 및 서비스업 기술수준을 나타내고, L_t^m 및 L_t^s는 각각 제조업 노동수요 및 서비스업 노동수요를 나타낸다. 또한 제조업 및 서비스업의 기술수준은 제조업의 생산성 증가가 빠른 점을 반영할 수 있도록 다음과 같이 설정할 수 있다.

$$A_t^m = Z_t^m Z_t, \qquad A_t^s = Z_t \tag{3}$$

즉 제조업 및 서비스업의 동일한 생산성 증가는 중립적 기술(Z_t), 제조업에 국한된

생산성 증가는 제조업 특유기술(Z_t^m)의 변동에 의해 설명될 수 있도록 한다.

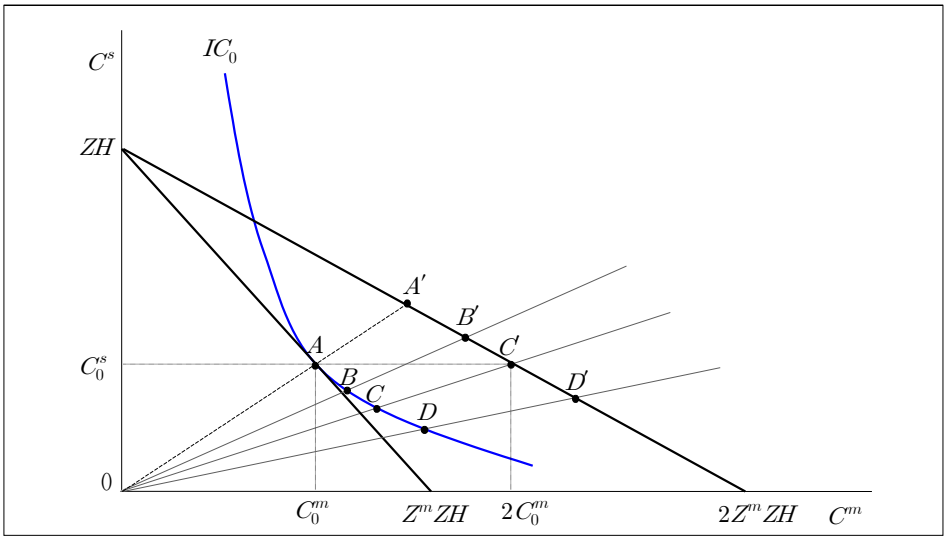
경제 전체의 균형조건은 $C_t^m = Y_t^m$, $C_t^s = Y_t^s$, 그리고 $L_t^m + L_t^s = H$으로 나타낼 수 있다. 그런데 기술혁신의 고용효과는 무차별곡선(indifference curves)과 예산제약식을 이용하면 보다 직관적으로 이해할 수 있다. 이를 위해서는 우선 이상에서 기술된 모형이 다음과 같은 자작농(yeoman farmer) 경제와 동일함에 주목할 필요가 있다.

$$\text{Max.} \quad U(C_t^m,\ C_t^s) \tag{4}$$
$$\text{s.t.} \quad C_t^m = Y_t^m = A_t^m L_t^m, \quad C_t^s = Y_t^s = A_t^s L_t^s, \quad L_t^m + L_t^s = H$$

즉 이 경제에서는 생산과 소비를 동시에 영위하는 자작농이 모든 자원배분을 결정한다. 이 자작농은 가용한 노동시간이 H로 제한된 상황 하에서 이를 재화 및 서비스 생산에 적절히 배분함으로써 효용을 극대화하게 된다. 위 효용극대화 문제의 제약조건들을 결합함으로써 다음과 같은 예산제약식이 유도될 수 있다.

$$C_t^s = A_t^s H - \frac{A_t^s}{A_t^m} C_t^m = Z_t H - \frac{1}{Z_t^m} C_t^m \tag{5}$$

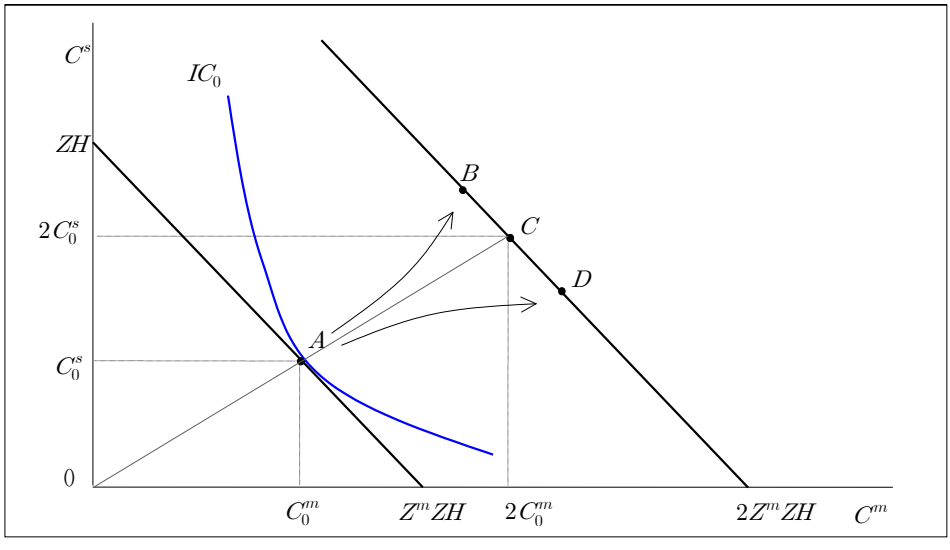
〈그림 1〉 제조업 특유 기술변동의 영향



따라서 두 유형의 기술변동이 고용에 미치는 영향은 무차별곡선과 예산제약식을 이용해 분석할 수 있게 된다. 〈그림 1〉과 〈그림 2〉에서는 초기의 무차별곡선 및 예산제약식이 각각 IC_0, ZH와 Z^mZH를 연결하는 직선으로 표시되어 있으며, 초기 균형은 점 A(재화 및 서비스 소비는 각각 C_0^m, C_0^s)에서 이루어진다. 한편 IC_0를 제외한 다른 무차별곡선은 그림 설명에 큰 도움이 되지 못하는 관계로 표시하지 않았다.

이제 이 경제에서 재화를 생산하는 기술수준이 2배로 높아졌다고 가정해 보자. 이 경우 예산제약식은 〈그림 1〉에서 보듯이 ZH와 $2Z^mZH$를 연결하는 직선으로 이동하게 되는데 이에 따라 상대가격 변동에 따른 대체효과와 소득효과가 동시에 발생하여 재화 및 서비스의 소비가 결정된다. 대체효과는 점 A에서 점 B, C 또는 D로 이동하는 정도로 나타난다. 효용함수가 동조적(homothetic)이라고 가정하면 소득효과는 BB', CC' 또는 DD'으로 이동하는 경로로 표시될 것이다. 기술변동 후의 새로운 균형으로서 점 C'은 재화소비는 2배로 늘고 서비스소비는 종전과 동일한 경우를 나타낸다. 이 경우 재화를 생산하는 기술수준과 재화소비가 모두 2배로 확대되기 때문에 재화 생산에 투입되는 노동은 변동이 없게 된다. 마찬가지로 서비스를 생산하는 기술수준과 서비스소비는 종전과 동일하기 때문에 서비스 생산에 투입되는 노동도 변동이 없게 된다. 이에 비해 새로운 균형으로서 점 B'의 경우 재화의 상대가격 하락에도 불구하고 대체효과가 작아 재화소비가 충분히 늘어나지 않는 반면 서비스소비는 증가하게 되어 재화생산에 필요한 노동은 줄고 서비스생산에 필요한 노동은 늘게 된다. 마지막으로 점 D'의 경우 재화의 상대가격 하락에 따른 대체효과가 커 재화소비가 큰 폭으로 늘어나는 반면 서비스소비는 오히려 줄게 되어 재화생산에 필요한 노동은 증가하고 서비스생산에 필요한 노동은 감소하게 된다. 이러한 분석에서 보듯이 결국 제조업의 기술변동이 제조업 및 서비스업의 고용에 미치는 영향은 두 부문간 상대가격 변동에 따른 대체효과의 크기에 달려 있다고 할 수 있다. 일반균형모형을 이용하여 Baumol(1967)의 가설을 분석한 Ngai and Pissarides(2007)는 재화 및 서비스 소비간 대체탄력성이 1보다 작은 경우에는 제조업의 기술혁신이 제조업 고용을 줄이고, 서비스업 고용을 늘리게 됨을, 반대로 동 대체탄력성이 1보다 큰 경우에는 제조업의 기술혁신이 제조업 고용을 늘리고, 서비스업 고용을 줄이게 됨을 이론적으로 보였다.

〈그림 2〉 중립적 기술변동의 영향



다음으로 중립적 기술변동의 고용효과는 〈그림 2〉로 분석할 수 있다. 여기에서는 재화를 생산하는 기술수준과 서비스를 생산하는 기술수준이 동시에 2배 높아진 경우를 상정하였다. 이때 예산제약식은 기울기의 변동없이 바깥으로 이동하게 되므로 기술변동 후의 재화 및 서비스 소비는 소득효과에만 영향을 받아 결정된다. 만약 재화 및 서비스의 소득탄력성이 모두 1인 경우에는 재화 및 서비스 소비는 비례적으로 늘어나게 된다(점 $A \rightarrow$ 점 C). 그런데 재화를 생산하는 기술수준과 서비스를 생산하는 기술수준이 모두 2배 높아진 상황에서 새로운 균형이 점 C에서 형성될 경우에는 재화 및 서비스 소비가 초기균형 A에 비해 모두 2배 늘어나게 되어 재화 및 서비스 생산에 필요한 노동은 변동이 없게 된다. 반면 서비스가 재화에 비해 더욱 소득탄력적인 경우에는 서비스 소비가 더 큰 폭으로 증가하게 될 것이다(점 A $\rightarrow$ 점 B). 이 경우 재화소비는 기술수준이 높아지는 만큼 늘어나지 못하고 서비스 소비는 기술수준이 높아지는 정도보다 더 크게 늘어나 재화 생산에 필요한 노동은 감소하게 되고 서비스 생산에 필요한 노동은 증가하게 된다. 마지막으로 재화의 소득탄력성이 서비스의 소득탄력성에 비해 더 큰 경우에는 재화소비가 더 큰 폭으로 증가하게 된다(점 $A \rightarrow$ 점 D). 이 경우 재화소비는 기술수준이 높아지는 정도보다 더 크게 늘어나 재화생산에 필요한 노동이 증가하는 반면 서비스소비는 기술수준이 높아지는 만큼 늘어나지 못하여 서비스생산에 필요한 노동은 감소하게 된다.

이상의 분석결과와 관련하여 몇 가지 흥미로운 점으로서 우선 생산성격차가설과 관련된 가정의 특수성을 언급할 수 있다. Baumol(1967)은 서비스업에 비해 상대적으로 빠른 제조업의 생산성 증가가 제조업 고용비중을 낮추고 서비스업 고용비중을 높이게 됨을 설명하는 데 있어 가계의 선호구조를 설정하는 대신 앞서 설명한 바와 같이 두 부문의 생산량 비중이 일정하다는 가정을 이용하였다. 〈그림 1〉에서 보면 제조업 부문에서만 기술수준이 높아질 경우 제조업 고용이 줄고 서비스업 고용이 늘기 위해서는 새로운 균형이 예산제약식(ZH와 $2Z^mZH$를 연결하는 직선) 상에서 점 C'보다 좌측에서 형성되어야 한다. 그런데 두 부문의 생산량 비중이 일정하다는 가정은 균형이 A에서 A'으로 이동하게 됨을 의미한다. 이 경우는 재화와 서비스간 대체탄력성이 0인 특수한 상황으로 해석할 수 있다. 가계의 선호구조를 명시적으로 고려하는 본 논문의 분석결과에 비추어 보면 Baumol(1967)이 상정하는 상황은 재화 및 서비스간 대체탄력성이 1보다 작은 보다 일반적인 경우의 특수한 예에 해당한다. Baumol(1967)의 가정이 실제 들어맞지는 않지만 많은 나라에서 생산성격차가설이 상당히 타당한 것으로 나타나는 것은 바로 동 가정이 보다 일반적인 경우에 포함되기 때문이다. 둘째, 기술혁신이 고용에 미치는 영향은 가계의 선호구조에 따라 상당히 달라진다는 점을 들 수 있다. 가계의 선호구조는 각 생산물에 대한 가격 및 소득탄력성을 결정하게 되고 이들 탄력성의 크기에 따라 기술혁신의 고용에 대한 영향이 크게 달라진다. 따라서 고용사정 악화 원인으로 단순히 취업(유발)계수의 하락을 지적하는 분석에는 한계가 있을 것이다. 왜냐하면 기술혁신이 있을 경우 노동생산성 증가에 따라 취업(유발)계수는 모든 경우에 하락하게 되지만 실제 고용에 미치는 영향은 위에서 언급한 대로 가계의 선호구조에 따라 달라지기 때문이다.

Ⅳ. 분석모형

1. 분석방법의 개요

앞서 살펴보았듯이 기술혁신의 고용효과를 분석하기 위해 구조적 VAR 모형을 특정산업에 적용하는 경우에는 산업간 노동이동 효과를 고려하지 못하는 단점이 있었고, Gali(1999)와 같이 구조적 VAR 모형을 경제 전체에 적용한 경우에는 산업간

노동이동 효과가 모두 반영되어 경제 전체의 고용에 나타나기는 하나 이를 명시적으로 분석할 수 없을 뿐만 아니라 서로 다른 유형의 기술변동이 고용에 미치는 효과를 구분할 수 없는 단점이 있었다.

본 연구에서는 산업간 노동이동과 여러 유형의 기술변동을 동시에 고려할 수 있도록 다음과 같은 접근방법을 채택하고자 한다. 우선 Fisher (2006)의 방법을 원용하고 제조업의 생산성 증가가 서비스업에 비해 훨씬 빠른 점을 반영하여 기술변동의 유형을 중립적 기술변동과 제조업 특유 기술변동(manufacturing-specific technological change)으로 구분하고자 한다. 다음으로 두 유형의 기술변동이 거시경제에 미치는 효과를 분석하기 위해 두 가지 장기제약을 구조적 VAR 모형의 식별조건으로 이용한다.

제약 1. *장기적으로 재화와 서비스간의 상대가격에 영향을 미치는 요인에는 제조업 특유 기술변동 밖에 없다.*

제약 2. *장기적으로 경제 전체의 노동생산성(서비스 단위로 측정)에 영향을 미치는 요인에는 두 가지 유형의 기술변동 밖에 없다.*

본 논문에 앞서 Kim and Kim (2010)은 제조업 특유 기술변동과 중립적 기술변동의 파급효과를 측정하기 위해 상기 제약과 거의 동일한 조건을 이용하였는데 이 연구에서는 생산요소로서 노동만 존재하고 가계의 선호구조를 Houthakker (1960)가 제시한 가법적 효용함수를 통해 나타낼 수 있는 비교적 단순한 경제를 상정하여 식별조건이 정당화될 수 있음을 보였다. 그런데 Kim and Kim (2010)과 본 논문은 두 번째 제약을 이용함에 있어 다소 다른 방식을 적용하고 있다. 즉 Kim and Kim (2010)에서는 경제 전체의 총산출이 제조업 및 서비스업 실질GDP의 단순합으로 정의되고 이렇게 정의된 총산출을 노동투입으로 나눈 경제 전체의 노동생산성은 장기적으로 두 가지 유형의 기술변동에만 영향을 받게 되는 것으로 나타난다. 반면 생산요소로서 노동뿐만 아니라 자본이 존재하는 보다 일반적인 상황 하에서는 위의 두 번째 제약을 정당화함에 있어 총계변수 측정(aggregation)을 위해 기준재(numeraire)의 설정을 필요로 한다. 이하에서 자세히 설명하겠지만 본 논문의 모형에서는 경제 전체의 생산량을 서비스 단위로 평가하여 측정할 경우 상기 두 번째 제

약이 정당화될 수 있다. 요컨대 Kim and Kim(2010) 및 본 논문의 방법은 장기적으로 경제 전체의 노동생산성에 영향을 미치는 요인에는 두 가지 유형의 기술변동밖에 없다는 점에서는 유사하지만, 경제 전체의 노동생산성 측정방식이 다른 점에서 차이를 보인다고 할 수 있다.

2. 이론모형 및 식별조건

생산요소로서 노동뿐만 아니라 자본이 존재하는 보다 일반적인 경우에 있어서 구조적 VAR 모형의 두 가지 장기제약이 타당함을 보이는 것은 Ngai and Pissarides (2007)의 모형을 변형함으로써 가능하다. Ngai and Pissarides(2007)는 다부문 경제성장모형을 통해 여러 부문간 기술진보 격차가 발생할 때 부문간 노동이동 및 균제성장경로(balanced growth path)가 나타날 수 있는 조건을 연구하였다. 이들은 소비재만을 생산하는 다수의 부문과 소비재와 자본재를 모두 생산하는 하나의 부문을 상정하였는데 제조업과 서비스업 사이의 노동이동에 초점을 두는 본 논문의 목적에 부합하기 위해서는 이들의 모형을 단순화할 필요가 있다. 이하에서는 이들의 모형을 2부문으로 재구성하되 주요 사항을 전제로 설정하였다.

가정 1. *자본재 가격으로 측정한 자본의 실질임대료(또는 실질 사용자비용)와 마크업률은 안정적인(stationary) 확률과정을 따른다. 아울러 자본의 실질임대료가 안정적이기 위해서는 자본재의 인플레이션으로 측정한 실질이자율과 자본재의 감가상각률이 안정적인 확률과정을 따라야 한다.*

가정 2. *노동 및 자본시장은 단일화되어 있다. 즉 모든 기업은 동일한 임금과 자본임대료를 지불해야 한다.*

가정 3. *모든 기업의 생산함수는 1차 동차의 Cobb-Douglas 형태를 지니되 동 생산함수는 기술수준을 제외하고는 동일하다. 즉 제조업의 생산함수는* $Y_t^m = A_t^m F(L_t^m, K_t^m) = A_t^m \left(L_t^m\right)^{\alpha}\left(K_t^m\right)^{1-\alpha}$*로, 서비스업의 생산함수는* $Y_t^s = A_t^s F(L_t^s, K_t^s) = A_t^s \left(L_t^s\right)^{\alpha}\left(K_t^s\right)^{1-\alpha}$*로 표현된다.*

이 중에서 가정 1은 가계의 생애 기대효용(lifetime expected utility) 극대화 문제의 1계 조건으로부터 도출되는 결과로 볼 수도 있는데 논의의 단순화를 위해 전제로 설정하였다. 이 경제에서 제조업의 생산물(Y_t^m)은 소비(C_t^m) 및 투자(I_t)에 사용되고 서비스업의 생산물(Y_t^s)은 소비(C_t^s)에 사용된다고 하자. 다만 소비되는 재화 및 자본재의 가격은 동일하다.

$$Y_t^m = C_t^m + I_t, \qquad Y_t^s = C_t^s \tag{6}$$

그리고 앞에서와 마찬가지로 제조업 및 서비스업의 기술수준은 제조업 특유기술과 중립적 기술을 반영할 수 있도록 다음과 같이 설정된다.[8]

$$A_t^m = Z_t^m Z_t, \qquad A_t^s = Z_t \tag{7}$$

모든 기업의 이윤극대화 조건은 최적 가격(P_t^m, P_t^s)이 한계비용(MC_t^m, MC_t^s)에 일정한 마크업률(μ)을 감안하여 설정됨을 의미한다. 즉

$$P_t^m = \mu MC_t^m = \mu \frac{W_t}{A_t^m F_L(L_t^m, K_t^m)} = \mu \frac{U_t^k}{A_t^m F_K(L_t^m, K_t^m)} \tag{8}$$
$$P_t^s = \mu MC_t^s = \mu \frac{W_t}{A_t^s F_L(L_t^s, K_t^s)} = \mu \frac{U_t^k}{A_t^s F_K(L_t^s, K_t^s)}$$

여기서 W_t는 명목임금, U_t^k는 자본의 사용자비용, 그리고 $F_L(\bullet)$ 및 $F_K(\bullet)$는 생산함수 $F(\bullet)$의 편도함수를 나타낸다. 위 식을 변형하면 아래의 식을 구할 수 있

8) 제조업 특유기술은 제조업과 서비스업 간의 상대적 기술격차를 의미한다. 상대적 기술격차를 제조업 특유기술로 지칭하고 서비스업 부문에는 서비스업 특유기술이라는 용어를 사용하지 않는 것은 재화 및 서비스 간의 상대가격 변동이 두 부문간 상대적 기술격차에 의해서만 나타나기 때문이다. 이러한 명칭 사용은 Greenwood, Hercowitz and Krusell(1997)이 소비재 및 자본재 생산부문을 비교하면서 자본재 특유기술(investment-specific technology)이라는 명칭을 사용한 것과 비슷하다.

는데 이는 생산요소의 상대가격이 한계생산비율과 같아짐을 의미한다.

$$\frac{W_t}{U_t^k}=\frac{F_L(L_t^m,K_t^m)}{F_K(L_t^m,K_t^m)}=\frac{F_L(1,K_t^m/L_t^m)}{F_K(1,K_t^m/L_t^m)} \tag{9}$$
$$\frac{W_t}{U_t^k}=\frac{F_L(L_t^s,K_t^s)}{F_K(L_t^s,K_t^s)}=\frac{F_L(1,K_t^s/L_t^s)}{F_K(1,K_t^s/L_t^s)}$$

위 식은 각 부문의 자본노동 비율이 생산요소의 상대가격에 의해 결정됨을, 그리고 각 부문 및 경제 전체의 자본노동비율은 동일함을 의미한다(즉, $K_t^m/L_t^m = K_t^s/L_t^s = K_t/L_t$). 이에 따라 재화와 서비스간의 상대가격은 다음과 같이 제조업 특유 기술변동에만 영향을 받음을 알 수 있으며 이로써 구조적 VAR 모형의 첫 번째 제약식이 정당화될 수 있다.

$$\frac{P_t^m}{P_t^s}=\frac{A_t^s F_L(L_t^s,K_t^s)}{A_t^m F_L(L_t^m,K_t^m)}=\frac{A_t^s F_L(1,K_t^s/L_t^s)}{A_t^m F_L(1,K_t^m/L_t^m)}=\frac{1}{Z_t^m} \tag{10}$$

또한 식 (8)의 첫 번째 식은 다시 다음을 의미한다.

$$\mu\frac{U_t^k}{P_t^m}=A_t^m F_K(L_t^m,K_t^m)=(1-\alpha)A_t^m\left(\frac{K_t^m}{L_t^m}\right)^{-\alpha}$$
$$=(1-\alpha)\left(\frac{K_t^m}{(A_t^m)^{1/\alpha}L_t^m}\right)^{-\alpha} \tag{11}$$

여기에서 U_t^k/P_t^m는 자본재의 가격으로 측정한 자본의 실질 사용자비용을 표시하는데 이를 결정하는 요소는 다음과 같다.[9]

9) 가계의 효용극대화 조건식을 통해서도 자본의 사용자비용을 도출할 수 있으나 여기에서는 이에 의존하지 않고도 쉽게 이를 보이고자 한다. t기의 생산에 필요한 자본스톡(K_t)은 1기전에 구입된다고 가정하고 이에 필요한 재원은 시장이자율(R_{t-1})을 지불하고 회사채발행($B_{t-1}=P_{t-1}^m K_t$)을 통해 조달된다고 가정한다. 이 경우 자본의 총사용자비용은 이자지불액

$$\frac{U_t^k}{P_t^m} = \frac{R_{t-1}}{\Pi_t^m} - (1-\delta) = \left(\frac{R_{t-1}}{\Pi_t^m} - 1\right) + \delta \tag{12}$$

즉 자본의 실질 사용자비용은 자본재의 인플레이션으로 측정한 실질이자율과 감가상각률로 구성되는데 위 식은 가정 1 하에서 자본재가격으로 측정한 자본의 실질 사용자비용이 장기적으로 일정함을 나타낸다. 이와 더불어 마크업률이 일정하다는 조건은 결국 식 (11)에서 보면 제조업 부문의 유효노동(effective labor) 대비 자본비율이 장기적으로 일정함을 의미한다.

$$\frac{K_t^m}{(A_t^m)^{1/\alpha} L_t^m} = k \qquad (\text{단, } k\text{는 상수값을 의미})$$

한편 경제 전체의 자본스톡은 다음의 동학을 따른다.

$$K_{t+1} = I_t + (1-\delta) K_t \tag{13}$$

이는 다시 유효노동 대비 자본비율을 이용해서 다음과 같이 나타낼 수 있다.[10]

$$\frac{K_{t+1}}{(A_{t+1}^m)^{1/\alpha} L_{t+1}} = \left(\frac{A_t^m}{A_{t+1}^m}\right)^{\frac{1}{\alpha}} \left[\frac{I_t}{(A_t^m)^{1/\alpha} L_t} + (1-\delta)\frac{K_t}{(A_t^m)^{1/\alpha} L_t}\right] \tag{14}$$

에 자본재를 1기간 보유한 후 처분할 때 발생하는 자본이득(capital gain)을 차감함으로써 구해진다. 즉,

$$\begin{aligned} U_t^k K_t &= (R_{t-1}-1) B_{t-1} - [P_t^m (1-\delta) K_t - P_{t-1}^m K_t] \\ &= (R_{t-1}-1) P_{t-1}^m K_t - [P_t^m (1-\delta) K_t - P_{t-1}^m K_t] \\ &= [R_{t-1} - (1-\delta) P_t^m / P_{t-1}^m] P_{t-1}^m K_t \end{aligned}$$

따라서 자본 1단위당 사용자비용은 $U_t^k = [R_{t-1} - (1-\delta) P_t^m / P_{t-1}^m] P_{t-1}^m$가 되며 이를 t기의 자본재가격($P_t^m$)으로 나누면 자본의 실질 사용자비용이 도출된다.

10) 제Ⅲ장에서처럼 여기에서도 경제 전체의 총노동공급은 H로 고정되어 있다고 가정하고 있으며 $L_{t+1} = L_t = H$임에 유의하여야 한다.

경제가 균제성장경로에 진입하였을 경우 제조업의 기술진보율은 일정하고 유효노동 대비 자본비율도 일정한 값을 가지므로 결국 위 식은 유효노동 대비 투자비율은 장기적으로 일정한 값을 가지게 됨(또는 투자는 균제성장경로 상에서 $(A_t^m)^{1/\alpha}$와 동일한 속도로 증가함)을 의미한다.

$$\frac{I_t}{(A_t^m)^{1/\alpha}L_t} = \phi \qquad (\text{단, } \phi\text{는 상수값을 의미})$$

이제 제조업 및 서비스업의 노동생산성은 균제성장경로 상에서는 두 가지 유형의 기술변동에만 영향을 받음을 다음을 통해 보일 수 있다.

$$\begin{aligned}\frac{Y_t^m}{L_t^m} &= A_t^m\left(\frac{K_t^m}{L_t^m}\right)^{1-\alpha} = (A_t^m)^{\frac{1}{\alpha}}\left(\frac{K_t^m}{(A_t^m)^{1/\alpha}L_t^m}\right)^{1-\alpha} \\ &= (Z_t^m)^{\frac{1}{\alpha}}(Z_t)^{\frac{1}{\alpha}}k^{1-\alpha} \qquad (15)\\ \frac{Y_t^s}{L_t^s} &= A_t^s\left(\frac{K_t^s}{L_t^s}\right)^{1-\alpha} = A_t^s(A_t^m)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}\left(\frac{K_t^s}{(A_t^m)^{1/\alpha}L_t^s}\right)^{1-\alpha} \\ &= (Z_t^m)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}}(Z_t)^{\frac{1}{\alpha}}k^{1-\alpha}\end{aligned}$$

나아가 경제 전체의 노동생산성이 두 가지 유형의 기술변동에만 영향을 받는다는 점을 보이기 위해서는 앞서 미리 밝혔듯이 총계변수의 측정(aggregation)을 위해 기준재(numeraire)의 설정을 요구한다. 본 모형에서는 서비스를 기준재로 설정하고자 하는데 이는 경제 전체의 생산량을 서비스 단위로 평가하여 측정하는 것을 의미한다. 즉, 명목GDP를 서비스가격으로 나눈 변수를 경제 전체의 생산량(Y_t)으로 정의하는데 이는 명목소득 전체를 서비스 구매에만 사용한다면 서비스 몇 단위를 얻을 수 있는지를 의미한다.

$$Y_t \equiv \frac{P_t^m Y_t^m + P_t^s Y_t^s}{P_t^s} = \frac{P_t^m}{P_t^s}Y_t^m + Y_t^s \qquad (16)$$

위 식은 $F(\bullet)$가 1차 동차라는 점을 감안하면 다음과 같이 변형될 수 있다.

$$\begin{aligned} Y_t &= \frac{1}{Z_t^m} Z_t^m Z_t F(L_t^m, K_t^m) + Z_t F(L_t^s, K_t^s) \\ &= Z_t F(1, K_t^m / L_t^m) L_t^m + Z_t F(1, K_t^s / L_t^s) L_t^s \\ &= Z_t F(1, K_t / L_t) L_t^m + Z_t F(1, K_t / L_t) L_t^s \\ &= L_t Z_t F(1, K_t / L_t) = Z_t F(L_t, K_t) = Z_t L_t^{\alpha} K_t^{1-\alpha} \end{aligned} \tag{17}$$

이는 서비스 단위로 평가한 경제 전체의 생산량에 대한 총생산함수가 존재함을 의미한다. 또한 이 경우 경제 전체의 노동생산성은 다음과 같이 두 유형의 기술변동에만 영향을 받게 됨을 보일 수 있기 때문에 구조적 VAR 모형의 두 번째 제약이 정당화된다.

$$\begin{aligned} \frac{Y_t}{L_t} &= Z_t L_t^{\alpha-1} K_t^{1-\alpha} = Z_t (A_t^m)^{(1-\alpha)/\alpha} \left(\frac{K_t}{(A_t^m)^{1/\alpha} L_t} \right)^{1-\alpha} \\ &= (Z_t^m)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} (Z_t)^{\frac{1}{\alpha}} k^{1-\alpha} \end{aligned} \tag{18}$$

마지막으로 VAR 모형의 추정결과를 보기에 앞서 경제가 이상과 같은 균제성장경로 상에 있을 경우 나타나는 몇 가지 특징적인 현상을 지적하고자 한다. 이를 위해 우선 생산측면에서의 국민소득은 지출측면에서의 국민소득과 일치한다는 사실을 이용하여 경제 전체의 총생산함수, 소비 및 투자간의 관계를 나타내는 다음의 식에 주목해보자.

$$Y_t = Z_t F(L_t, K_t) = \frac{P_t^m}{P_t^s} C_t^m + C_t^s + \frac{P_t^m}{P_t^s} I_t = \frac{1}{Z_t^m} C_t^m + C_t^s + \frac{1}{Z_t^m} I_t \tag{19}$$

이는 다시 다음의 식으로 변형된다.

$$C_t^m + Z_t^m C_t^s = Z_t^m Y_t - I_t = Z_t^m Z_t F(L_t, K_t) - I_t = A_t^m L_t^{\alpha} K_t^{1-\alpha} - I_t \tag{20}$$

위 식을 유효노동대비 비율로 표시하면

$$\frac{C_t^m + Z_t^m C_t^s}{(A_t^m)^{1/\alpha} L_t} = \frac{A_t^m L_t^\alpha K_t^{1-\alpha}}{(A_t^m)^{1/\alpha} L_t} - \frac{I_t}{(A_t^m)^{1/\alpha} L_t} \tag{21}$$

$$= \left(\frac{K_t}{(A_t^m)^{1/\alpha} L_t} \right)^{1-\alpha} - \frac{I_t}{(A_t^m)^{1/\alpha} L_t} = k^{1-\alpha} - \phi$$

이는 좌변이 균제성장경로 상에서는 일정한 값을 가지게 됨을, 또는 $C_t^m + Z_t^m C_t^s$가 $(A_t^m)^{1/\alpha}$와 동일한 속도로 증가함을 의미한다. 또한 식 (20), (21)은 $C_t^m + Z_t^m C_t^s$, $Z_t^m Y_t$ 및 I_t가 모두 $(A_t^m)^{1/\alpha}$와 동일한 속도로 증가함을 나타낸다. 따라서 균제성장경로 상에서 $(C_t^m + Z_t^m C_t^s)/Z_t^m Y_t$와 $I_t/Z_t^m Y_t$는 일정한 값을 가지게 된다. 아울러 이 두 비중은 다음과 같이 변형될 수 있다.

$$\frac{C_t^m + Z_t^m C_t^s}{Z_t^m Y_t} = \frac{C_t^m + \frac{P_t^s}{P_t^m} C_t^s}{\frac{P_t^s}{P_t^m} Y_t} = \frac{P_t^m C_t^m + P_t^s C_t^s}{P_t^s Y_t} \tag{22}$$

$$\frac{I_t}{Z_t^m Y_t} = \frac{I_t}{\frac{P_t^s}{P_t^m} Y_t} = \frac{P_t^m I_t}{P_t^s Y_t}$$

식 (22)는 명목GDP에서 차지하는 소비지출액 및 투자지출액의 비중이 일정함을 의미한다. 경제 내에 하나의 생산물만 존재하여 상대가격 변동이 없는 통상적인 경제성장 모형에서는 균제성장경로 상에서 실질GDP대비 소비 및 투자(실질 기준)의 비중이 일정한 것으로 나타나나 경제 내에 여러 가지 생산물이 존재하여 상대가격 변동이 고려될 경우에는 지금까지의 논의와 같이 균제성장경로 상에서 명목GDP대비 소비 및 투자(명목 기준)의 비중이 일정하게 되는 것으로 일반화될 수 있다.

결론적으로 노동과 자본의 두 가지 생산요소가 존재하는 경우 구조적 VAR 모형

의 제약이 성립하기 위해서는 경제가 균제성장경로에 진입해 있어야 함을 요구한다. 강규호(2006), 김상호·임현준(2006) 등 구조적 VAR 모형을 이용하여 기술변동이 고용에 미치는 영향을 분석한 기존의 연구에서는 이러한 점에 대한 논의 없이 추정대상기간을 선정하였다. 앞에서 보았듯이 실제로 강규호(2006)에서 기술변동의 고용에 대한 영향이 1980년~1992년 기간과 1993년 이후의 기간이 상당히 다르게 나타난 점은 균제성장경로 진입에 대한 판단없이 기술충격을 식별하는 VAR 모형을 추정하였을 경우 분석결과가 크게 달라질 수 있음을 보여준다. Kim and Kim(2010)의 분석에 따르면 우리 경제의 경우 명목GDP 대비 소비 비중 등이 1990년대 이후 어느 정도 안정된 모습을 보이는데 이는 우리 경제가 1990년대 이후 균제성장경로에 진입하였을 가능성이 높음을 시사한다. 또한 이는 우리 경제가 노동, 자본 등 생산요소를 집중적으로 사용하여 성장하는 단계에서 벗어나 기술진보에 의한 질적인 성장단계로 진입했음을 의미한다. 따라서 본 논문에서는 기술변동이 고용에 미치는 영향을 추정함에 있어 우리 경제가 어느 정도 균제성장경로로 진입했다고 보이는 1990년대 이후의 기간을 분석대상으로 하고자 한다.

V. 분석결과

1. 기준모형에 의한 추정결과

이제 지금까지의 논의결과를 토대로 구조적 VAR 모형을 구성하고자 한다. VAR 모형 내에 포함되는 변수를 선정함에 있어서 두 가지 유형의 기술충격을 식별하는데 필수적인 재화 및 서비스간 상대가격과 경제 전체의 노동생산성 외에도 각 부문 및 경제 전체의 고용변수를 고려할 수 있다. 고용변수로는 노동시간 또는 취업자수를 선택할 수 있지만 일자리 창출의 관점에서 많은 사람들이 관심을 가지는 것은 취업자수이므로 기준모형에는 각 부문 및 경제 전체의 취업자수를 포함시키기로 한다. 다만, 기준모형에 의한 분석에 이어 고용변수로서 노동시간을 선택하였을 경우의 추정결과도 함께 제시함으로써 기술변동의 고용효과를 다각적으로 비교하고자 한다. 우선 기준모형은 상대가격 증가율, 노동생산성 증가율, 인구 1인당 노동시간(로그값), 제조업 취업자수 증가율, 서비스업 취업자수 증가율 및 전체 취업자수 증가율로 구성된 6변수 VAR 모형이다. 취업자수는 모두 인구 대비 비율로 나타내

었다. 동 VAR 모형의 이동평균 표현법(moving average representation)은 다음과 같다.[11]

$$\begin{pmatrix} \Delta\log(P_t^m/P_t^s) \\ \Delta\log(Y_t/L_t) \\ \log(L_t/N_t) \\ \Delta\log(E_t^m/N_t) \\ \Delta\log(E_t^s/N_t) \\ \Delta\log(E_t/N_t) \end{pmatrix} = C(L)\xi_t \tag{23}$$

여기서 P_t^m, P_t^s, Y_t, L_t, N_t, E_t^m, E_t^s 및 E_t는 각각 제조업 생산물가격, 서비스업 생산물가격, 총산출, 총노동시간, 인구, 제조업 취업자수, 서비스업 취업자수 및 전체 취업자수를 나타낸다. 위 식에서 $C(L)$은 행렬 형태의 시차다항식(lag polynomial)을 표시하며, ξ_t는 표준편차가 모두 1로 정규화된 구조적 충격들로 구성된 열벡터를 나타낸다. 이중 식별이 되는 첫 번째(ξ_t^m)와 두 번째(ξ_t^n) 충격은 다음과 같은 제조업 특유기술 및 중립적 기술에 대한 확률과정에서 발생하는 충격을 각각 의미한다.

$$\begin{aligned} \log(Z_t^m) &= g_m + \log(Z_{t-1}^m) + \sigma_m \xi_t^m \\ \log(Z_t) &= g_n + \log(Z_{t-1}) + \sigma_n \xi_t^n \end{aligned} \tag{24}$$

단, 여기서 g_m 및 g_n은 각각 제조업 특유기술 및 중립적 기술의 추세 증가율을 나타내며, σ_m 및 σ_n은 각각 제조업 특유기술 및 중립적 기술 충격의 표준편차를 의미한다. 앞서 설명한 두 가지 식별조건에 의할 경우 장기승수행렬(long-run multiplier matrix) $C(1)$은 다음과 같은 형태를 지니게 된다.[12]

---

11) 식 (23)에서는 상수항이 생략되었으나 실제로 VAR 모형을 추정할 때에는 상수항이 포함되었음을 유의하기 바란다.

12) 식 (25)의 제약을 반영하여 구조적 VAR 모형을 추정하는 것은 Shapiro and Watson(1988), Fisher(2006) 등에 제시된 방법을 이용하였다.

$$C(1)=\begin{pmatrix} * & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ * & * & 0 & 0 & 0 & 0 \\ * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * \\ * & * & * & * & * & * \end{pmatrix} \tag{25}$$

동 행렬의 첫 번째 행은 장기적으로 재화 및 서비스간의 상대가격에 영향을 미칠 수 있는 요인은 제조업 특유 기술변동 밖에 없다는 제약을 반영한 것이고, 두 번째 행은 장기적으로 경제 전체의 노동생산성에 영향을 미칠 수 있는 요인은 두 가지 유형의 기술변동 밖에 없다는 제약을 반영한 것이다.

VAR 모형 추정에 사용된 데이터는 다음과 같다. 우선 제조업 생산물가격으로는 제조업 부문 생산자물가지수를 사용하였다. 제조업 생산물가격으로 제조업 GDP 디플레이터를 사용할 수도 있겠으나 제조업 GDP 디플레이터에는 수출가격 변동의 영향이 반영되기 때문에 국내 기술충격 외에도 여러 가지 해외요인의 영향이 나타날 가능성이 있다. 본 논문에서 제시하고 있는 식별조건이 타당성을 갖기 위해서는 내수용으로 판매되는 상품의 가격을 조사하여 작성되는 생산자물가지수를 이용하는 것이 나을 수 있다. 다만, 기준모형의 추정결과에 대한 강건성을 점검하는 차원에서 제조업 생산물가격으로 제조업 GDP 디플레이터를 사용하는 경우의 추정결과도 추가로 제시하고자 한다. 한편 서비스업 생산물 가격으로는 서비스업 GDP 디플레이터를 사용하였다.[13] 서비스의 수출비중은 미미하여 서비스업 GDP 디플레이터에는 대부분 내수용 서비스의 가격변동이 반영되므로 동 물가지수를 그대로 이용하였다.[14] 총산출 변수로는 비농림어업의 부가가치 생산량을 이용하였다. 그런데 앞서 식별조건을 정당화하는 과정에서 경제 전체의 생산량은 서비스 단위로 평가하여 측정하였는데 이러한 이론적 설명과 일관성을 유지하기 위해 비농림어업의 부가가치 생산량은 비농림어업의 명목GDP를 서비스업 GDP 디플레이터로 나누어 계산하였다. 총노동시간은 비농림어업의 근로자 1인당 월평균 노동시간에 비농림어업 취업자수를 곱하여 계산하였다. 비농림어업의 근로자 1인당 노동시간은 노동부에서 상용근로자 10인 이상 사업체를 대상으로 조사한 자료를 사용하였고, 비농림어업 취

13) 서비스업에는 순수 서비스업 이외에 전기·가스·수도업 및 건설업이 포함되었다.

14) 서비스업 생산물가격으로 서비스업 부문 생산자물가지수를 이용할 수도 있으나 동 물가지수는 포괄범위가 아직 협소한 단점이 있어 서비스업 GDP 디플레이터를 사용하였다.

업자수는 경제활동인구 조사자료를 이용하였다. 그리고 동 모형에서 경제 전체는 비농림어업을 대상으로 하므로 인구자료로는 비농가 부문의 15세 이상 인구수를 이용하였다. 마지막으로 제조업 및 서비스업 취업자수는 경제활동인구 조사자료를 이용하였다. 한편 계절성이 있다고 판정되는 모든 시계열은 X12-ARIMA 방법을 적용하여 계절조정을 하였음을 밝혀둔다.

추정기간은 1990년 1/4분기~2011년 3/4분기를 대상으로 하였으며 VAR 모형의 시차항 수는 통상적인 관행을 따라 4로 설정하였다. 그런데 다른 변수와는 달리 15세 이상 인구 1인당 노동시간(이하 인구 1인당 노동시간, per capita hours)은 로그차분값 대신 로그수준값을 직접 사용하였는데 이는 〈그림 3〉의 패널 (a)에서 보는 바와 같이 동 변수가 안정적인(stationary) 시계열일 가능성이 크기 때문이다.[15] 인구 1인당 노동시간은 비농림어업의 총노동시간(L_t)을 비농가 부문의 15세 이상 인구수(N_t)로 나눈 것인 만큼 다음과 같이 요인분해가 가능하다.

$$\frac{L_t}{N_t}=\frac{H_tE_t}{N_t}=H_t\cdot\frac{LF_t}{N_t}\cdot\frac{E_t}{LF_t} \tag{26}$$

여기서 H_t는 비농림어업의 근로자 1인당 노동시간, E_t는 비농림어업의 취업자수, 그리고 LF_t는 비농가 부문의 경제활동인구를 표시한다. 위 식은 인구 1인당 노동시간이 근로자 1인당 노동시간과 고용률(E_t/N_t)로 나누어짐을, 그리고 고용률은

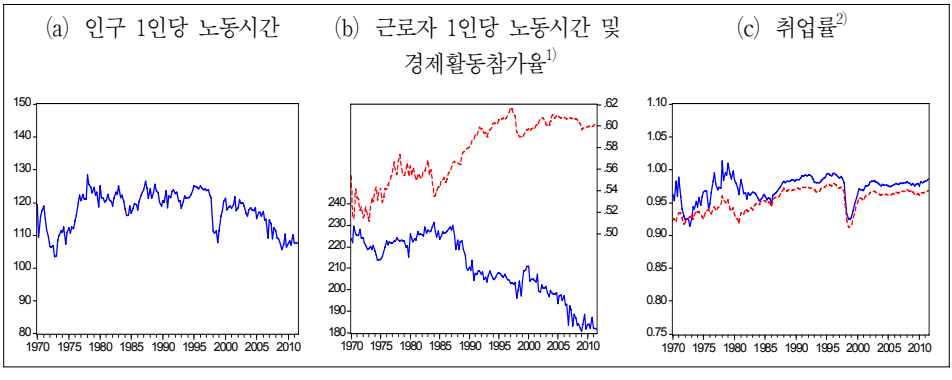
15) 단위근 검정결과는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 방법을 제외하고는 인구 1인당 노동시간이 안정적일 가능성이 높게 나타났다. 즉 1970년 1/4분기~2011년 3/4분기중 분기 자료를 이용하여 단위근 검정을 실시한 결과 ADF 방법은 전통적 유의수준 하에서 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하지 못하였으나 PP(Phillips-Perron) 방법은 10% 유의수준에서 단위근이 있다는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타났다. 그리고 KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 방법은 전통적 유의수준 하에서 안정적인 시계열이라는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다. 각 방법의 검정통계량은 다음과 같다.

ADF(1) = -1.978, PP(0) = -2.640, KPSS(10) = 0.321

여기에서의 검정통계량은 ADF 및 PP 방법의 경우 t-통계량을 의미하며 KPSS 방법의 경우 LM-통계량을 나타낸다. ( )내의 숫자는 최적시차를 표시하는데 최적시차는 ADF 방법의 경우 SIC(Schwarz Information Criterion)에 의해, PP 및 KPSS 방법의 경우 Newey-West 자동시차선정방법(automatic bandwidth)에 의해 선정되었다. 아울러 PP 및 KPSS 방법의 경우 오차항의 장기분산(long-run variance)을 추정하기 위해 Bartlett kernel이 사용되었다.

다시 경제활동참가율과 경제활동인구 대비 취업자 비율(취업률, 또는 1-실업률)로 분해됨을 보여준다. 각 구성요소의 변동추이를 〈그림 3〉에서 보면 우선 패널 (c)에서 보듯이 취업률은 장기적으로 안정적인 모습을 보였다고 할 수 있다. 반면 패널 (b)에 표시된 바와 같이 근로자 1인당 노동시간은 꾸준히 감소해 온 데 반해 경제활동참가율은 지속적으로 높아져 왔음을 알 수 있다. 이러한 두 움직임이 서로 상쇄되어 인구 1인당 노동시간은 1970년대 이후 단기적인 오르내림이 있었지만 장기적으로는 큰 변동이 없는 모습을 보였다고 할 수 있다.

〈그림 3〉 인구 1인당 노동시간 및 구성요소의 변동추이



주 : 1) 패널 (b)에서 실선은 근로자 1인당 노동시간, 점선은 경제활동참가율(비농가 경제활동인구/비농가 15세 이상 인구)을 표시함.

2) 식 (26)과 같이 취업률을 (비농림어업 취업자수/비농가 경제활동인구)로 계산하면 패널 (c)의 실선처럼 취업률이 1을 넘을 수 있는 단점이 있음. 이를 보완하기 위해 취업률을 (비농가 취업자수/비농가 경제활동인구)로 계산하면 점선처럼 취업률이 1을 넘을 수가 없음.

이와 같이 인구 1인당 노동시간이 안정적인 것은 장기에 있어 실질임금 변동에 따른 소득효과(항상소득 관점에서는 富효과(wealth effect)로 볼 수 있음)와 대체효과가 서로 상쇄될 가능성이 크기 때문이다(King, Plosser and Rebelo, 2002). 소득효과는 실질임금 상승에 따라 가계의 여가에 대한 선호가 증가하는 효과(노동공급 감소)를 의미하고 대체효과는 실질임금 상승으로 여가의 가격이 상대적으로 비싸져 여가가 줄고 노동공급이 늘어나는 효과를 의미한다. 패널 (b)에서 근로자 1인당 노동시간이 감소한 것은 실질임금 상승에 따른 소득효과가 나타난 것이라고 볼 수 있는 반면 가계의 경제활동참가율이 높아진 것은 실질임금 상승에 따른 대체효과가

나타난 것이라고 해석할 수 있다.

한편 기준모형에 의한 충격반응함수 추정결과를 제시하기 전에 추정결과가 왜곡될 수 있는 두 가지 가능성을 점검하였다. 그 첫 번째 가능성은 추정된 축약형 VAR 모형의 잔차항에 자기상관이 존재하는 경우이고, 두 번째 가능성은 VAR 모형내 변수들 간에 공적분(cointegration) 관계가 존재하는 경우이다. 우선 축약형 VAR 모형의 잔차항에 자기상관이 존재하는지를 살펴보기 위해 다변량 LM 검정(multivariate LM test)을 실시하였는데 그 결과는 〈표 1〉에 제시되어 있다. 이 표에서 보듯이 시차항의 수를 1~4로 하는 네 가지 경우에 있어서 잔차항에 자기상관이 없다는 귀무가설을 모든 전통적 유의수준 하에서 기각할 수 없는 것으로 나타났다.

〈표 1〉 축약형 VAR 모형의 잔차항에 대한 자기상관 검정

시차항 수	1	2	3	4
LM-통계량	42.675	34.813	35.257	37.947
P-값	0.206	0.524	0.503	0.380

주: 동 자기상관 검정의 귀무가설은 '시차항 수(lag order)를 1~4로 각각 고려하였을 때 자기상관이 없다'임.

다음으로 식 (23)에 나와 있는 변수 중 $\log(E_t^m/N_t)$, $\log(E_t^s/N_t)$ 및 $\log(E_t/N_t)$ 사이에 공적분 관계가 존재할 가능성이 있다. 이는 비농림어업 취업자(E_t)에는 광업, 제조업 및 서비스업의 취업자가 모두 포함되는데 광업 취업자는 무시할 수 있을 정도로 작으므로 제조업 취업자와 서비스업 취업자를 더하면 거의 비농림어업 취업자가 나오기 때문이다. 만약 이 세 변수 간에 공적분 관계가 있는 경우에는 식 (23)에 나와 있는 변수들에 대한 VAR 표현법(VAR representation)이 존재하지 않고 대신 VECM 표현법(vector error correction model representation)이 존재하게 된다. 따라서 이 경우 VAR 모형으로 추정을 하게 되면 설정오류가 발생하여 추정결과가 왜곡될 수 있다. 이 세 변수 간의 공적분 관계가 지니고 있는 의미를 좀 더 구체적으로 살펴보기 위해 이들 변수 간에 다음과 같은 공적분 관계가 있다고 가정해 보자.

$$\log(E_t/N_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(E_t^m/N_t) + \beta_2 \log(E_t^s/N_t) + u_t \tag{27}$$

여기서 u_t는 안정적(stationary) 확률과정을 따르는 오차항을 표시한다. 이어서 위 식을 다시 차분하게 되면 아래의 식을 얻을 수 있다.

$$\Delta \log(E_t/N_t) = \beta_1 \Delta \log(E_t^m/N_t) + \beta_2 \Delta \log(E_t^s/N_t) + \Delta u_t \tag{28}$$

한편 논의의 단순화를 위해 광업 부문의 취업자는 없는 것으로 가정하면 $E_t/N_t = E_t^m/N_t + E_t^s/N_t$이 성립하고 이로부터 다음의 관계를 유도할 수 있다.

$$\frac{\Delta(E_t/N_t)}{E_{t-1}/N_{t-1}} = \frac{E_{t-1}^m}{E_{t-1}} \frac{\Delta(E_t^m/N_t)}{E_{t-1}^m/N_{t-1}} + \frac{E_{t-1}^s}{E_{t-1}} \frac{\Delta(E_t^s/N_t)}{E_{t-1}^s/N_{t-1}} \tag{29}$$

식 (29)를 식 (28)과 비교해 보면 β_1과 β_2는 각각 비농림어업에서 차지하는 제조업 취업자 비중 및 서비스업 취업자 비중과 관련될 뿐만 아니라 결국 식 (27)과 같이 공적분 관계가 존재하기 위해서는 이들 비중이 안정적이어야 함을 알 수 있다.[16] 그런데 추정대상 기간중 제조업 취업자 비중은 추세적으로 하락하였고 반면 서비스업 취업자 비중은 추세적으로 상승하였는데 이는 식 (27)과 같은 형태의 공적분 관계가 나타나기 어려움을 시사한다. 이 점을 확인하기 위해 식 (27)의 잔차항($\widehat{u_t}$)을 먼저 추정하고 잔차항에 단위근이 존재하는지를 검정하는 2단계 방법을 이용하였는데 $\log(E_t^m/N_t)$, $\log(E_t^s/N_t)$ 및 $\log(E_t/N_t)$ 사이에 공적분 관계가 존재할 가능성은 매우 낮은 것으로 나타났다.[17] 따라서 이상과 같은 논의에 비추어

---

16) 예를 들면 $\frac{E_t^m}{E_t} = \beta_1 + \epsilon_t$ (단, $\epsilon_t \sim I(0)$)라고 가정하면 식 (29)는 아래와 같이 식 (28)과 비슷해지는 것을 알 수 있다.

$$\frac{\Delta(E_t/N_t)}{E_{t-1}/N_{t-1}} = \beta_1 \frac{\Delta(E_t^m/N_t)}{E_{t-1}^m/N_{t-1}} + (1-\beta_1) \frac{\Delta(E_t^s/N_t)}{E_{t-1}^s/N_{t-1}} + \epsilon_{t-1} \left(\frac{\Delta(E_t^m/N_t)}{E_{t-1}^m/N_{t-1}} - \frac{\Delta(E_t^s/N_t)}{E_{t-1}^s/N_{t-1}} \right)$$

17) 통상최소자승법(OLS)을 이용해 다음의 식을 추정한 후 얻을 수 있는 잔차항($\widehat{u_t}$)에 대해 ADF t-통계량을 계산하면 -1.241(최적시차 0)로 나타난다.

볼 때 추정된 축약형 VAR 모형의 잔차항에 자기상관이 있거나 변수들 간에 공적분 관계가 존재하여 충격반응함수 추정결과에 심각한 편의(bias)가 발생할 우려는 크지 않은 것으로 보인다.

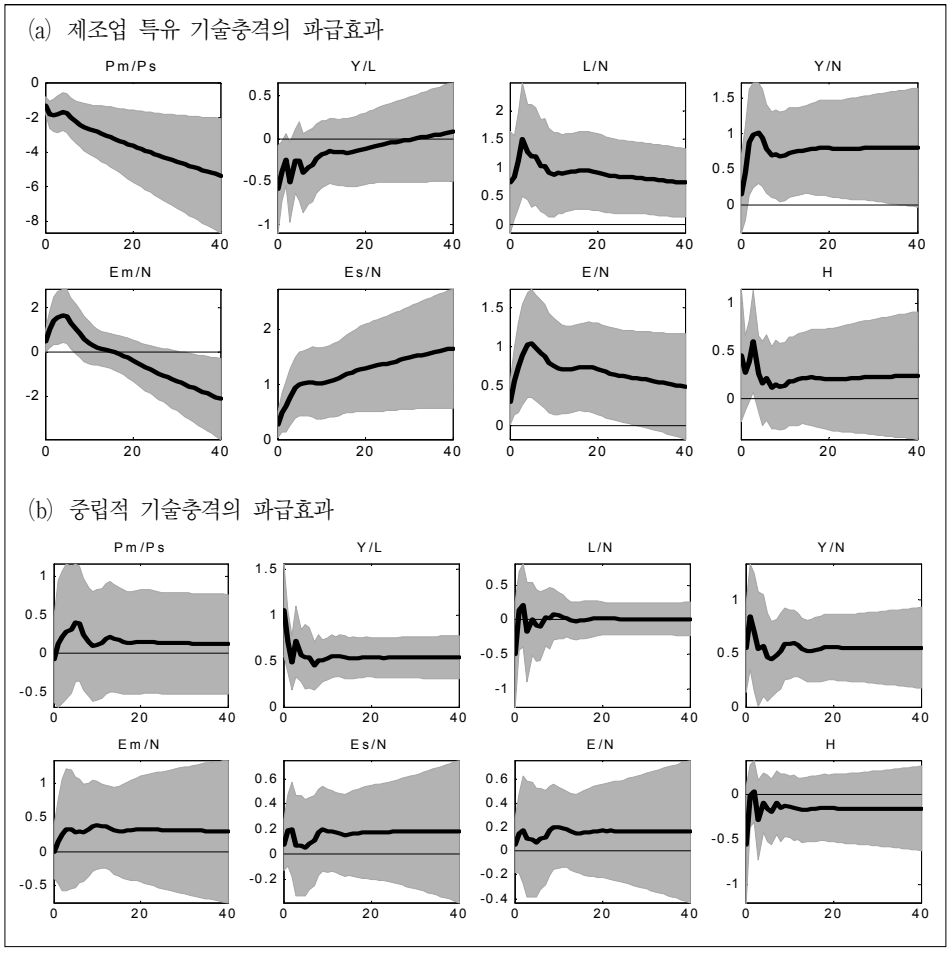
이제 기준모형에 의한 충격반응함수는 〈그림 4〉에 제시되어 있다. 이 그림의 충격반응함수와 이후 제시되는 모든 충격반응함수는 표준편차 크기에 해당하는 정(+)의 기술충격(즉 기술혁신 충격)이 발생했을 경우에 나타나는 각종 변수의 퍼센트 변동을 표시한다. 충격반응함수를 보여주는 그림에서 실선은 점 추정치(point estimate)를, 음영으로 표시된 부분은 bootstrap 방법으로 계산된 95%의 신뢰구간을, 그리고 수평축은 충격발생 후의 분기수를 나타낸다.

우선 패널 (a)에 표시되어 있는 바와 같이 제조업 특유 기술충격이 발생한 경우 각종 변수의 반응을 보기로 하자. 충격 발생후 재화의 상대가격(P_m/P_s)은 큰 폭으로 하락하였다. 경제 전체의 노동생산성(Y/L)은 단기적으로 감소하다가 상당한 시간이 지난 후에 증가하는 것으로 나타났는데 이는 식 (16)에서 보듯이 서비스 단위로 측정한 총산출이 단기적으로는 상대가격 하락의 영향을 더 크게 받아 감소할 수 있기 때문이다. 반면 시간이 지나면서 제조업 및 서비스업의 산출이 확대되는 효과가 더 커지면서 노동생산성도 점차 높아지는 것으로 나타났다. 인구 1인당 노동시간(L/N)은 단기에 큰 폭 증가하다가 시간이 지나면서 다소 조정이 이루어지나 상당 기간 증가하는 모습을 보였다. 총산출(Y/N, 인구 1인당 기준)은 단기에 큰 폭 증가하다가 다소 조정이 이루어지면서 장기적으로는 생산성 증가에 상응하는 정도만큼 늘어났다. 고용에 미치는 영향을 보면 제조업 고용(E_m/N)은 단기적으로 경기호황에 힘입어 큰 폭 늘어나다가 장기적으로는 오히려 감소하는 것으로, 서비스업 고용(E_s/N)은 충격발생후 지속적으로 확대되는 것으로 나타났다. 전체 고용(E/N)은 단기적으로 큰 폭 확대되다가 다소 조정이 이루어지나 장기적으로도 상당 정도 늘어나는 모습을 보였다. 근로자 1인당 노동시간(H)은 증가하는 것으로

$$\log(E_t/N_t) = \beta_0 + \beta_1 \log(E_t^m/N_t) + \beta_2 \log(E_t^s/N_t) + u_t$$

한편 이와 같이 2단계 방법을 통해 단위근 검정을 실시할 경우에는 Phillips and Ouliaris(1990)에 제시된 임계치를 이용하여야 하는데 1%, 5% 및 10% 유의수준에서 임계치는 각각 -4.645, -4.157 및 -3.843이다. 이와 같은 검정결과에 비추어 u_t는 단위근을 가질 가능성이 높고 이는 다시 $\log(E_t^m/N_t)$, $\log(E_t^s/N_t)$ 및 $\log(E_t/N_t)$ 간에 공적분 관계가 존재할 가능성이 매우 낮음을 의미한다.

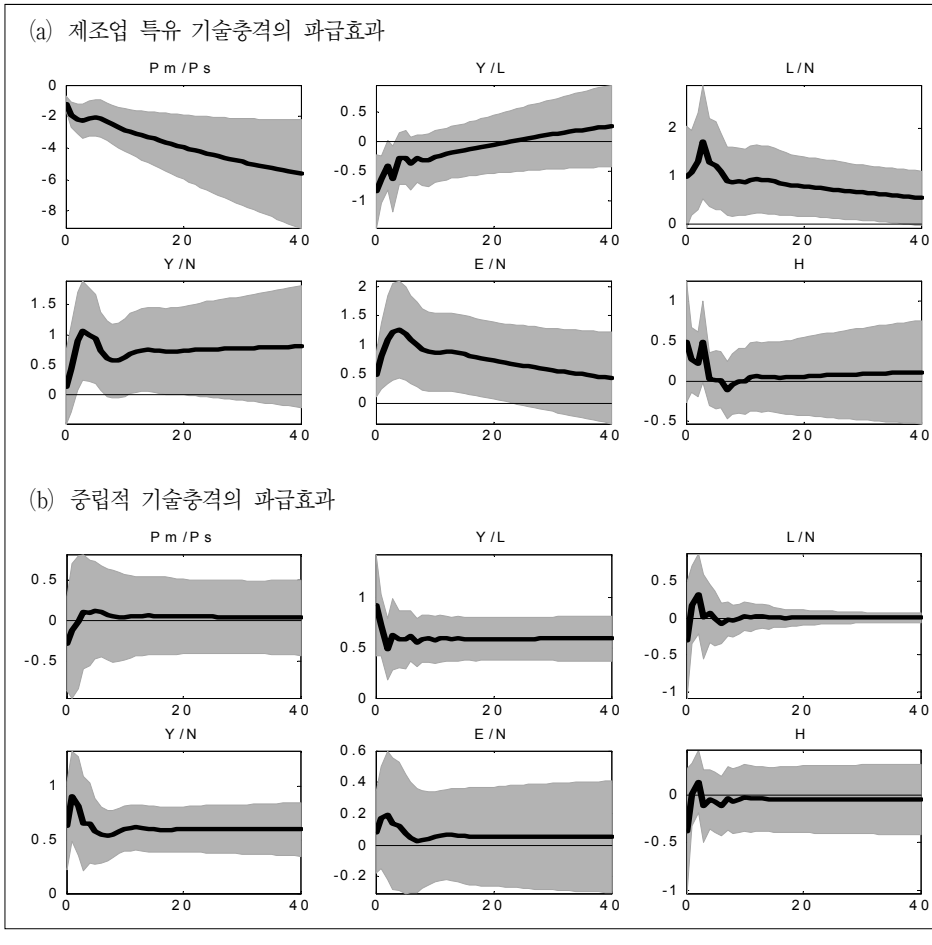
〈그림 4〉 기준모형에 의한 기술충격의 파급효과 추정결과



나타났으나 추정결과의 유의성이 높지 않았다.[18] 이와 같은 충격반응함수는 제조업 특유 기술변동에 대한 전체 고용의 반응뿐만 아니라 부문별 고용의 창출 및 소멸 과정을 잘 보여주는 것이라 할 수 있다. 즉 단기에 있어서는 제조업 및 서비스업의 고용이 모두 증가하나 장기에 있어서는 제조업 고용이 소멸되면서 서비스업 고용이 창출되는 과정이 잘 나타나고 있다. 이러한 점에서 재화 및 서비스 소비간 대체탄

18) VAR 모형 내에 포함되지 않은 총산출(Y/N, 인구 1인당 기준) 및 근로자 1인당 노동시간(H)의 반응은 각각 $\log(Y_t/N_t)=\log(Y_t/L_t)+\log(L_t/N_t)$ 및 $\log(H_t)=\log(L_t/N_t)-\log(E_t/N_t)$를 통해 계산되었다.

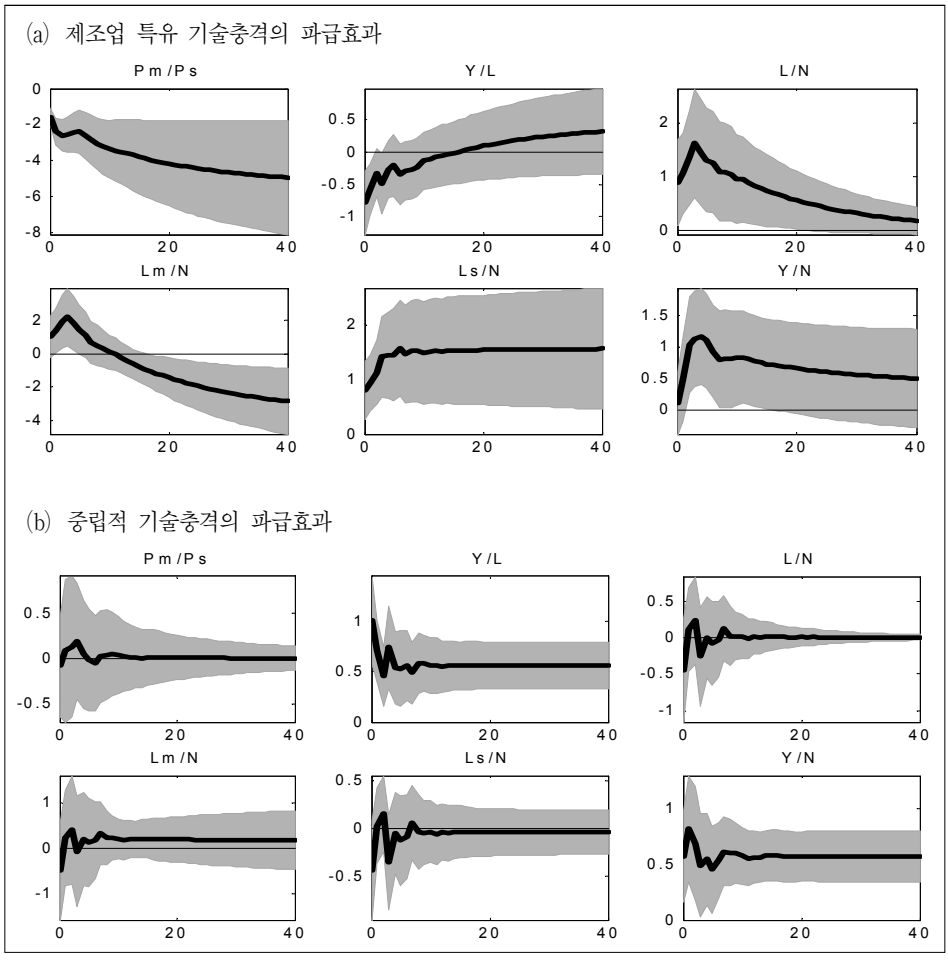
〈그림 5〉 기술충격의 파급효과 (부문별 고용변수 제외시)



력성은 1보다 작은 것으로 추정되며, Baumol(1967)이 주장한 부문간 고용비중 변동으로 대표되는 고용구조 변화는 상당한 기간이 경과되면서 나타나는 현상으로 풀이된다.

다음으로 중립적 기술충격에 대한 각 변수의 반응은 패널 (b)에 나타나 있다. 충격 발생후 재화의 상대가격은 소폭 상승하였으나 추정결과의 유의성이 높지 않았다. 경제 전체의 노동생산성과 총산출은 뚜렷하게 증가한 반면 인구 1인당 노동시간은 큰 변동이 없었다. 부문별 고용과 전체 고용은 늘어나는 것으로 나타났으나 추정결과의 유의성이 높지 않았다. 마지막으로 근로자 1인당 노동시간은 소폭 감소하였으나 그 유의성이 높지 않았다.

〈그림 6〉 기술충격의 파급효과 (노동시간 기준)



두 가지 유형의 기술충격이 전체 고용에 미치는 영향은 기준모형에서 부문별 취업자수를 제외하고 추정하더라도 크게 다르지 않은 것으로 나타났다.[19] 즉 〈그림 5〉에서 보듯이 제조업 특유 기술충격이 발생한 경우 전체 고용은 뚜렷하게 늘어나는 것으로 나타났으며, 중립적 기술충격에 대해서도 전체 고용이 소폭 늘어나는 것으로 나타났다. 다만, 중립적 기술충격에 대한 전체 고용의 반응은 추정결과의 유의성이 높지 않았다.[20]

19) $[\Delta\log(P_t^m/P_t^s), \Delta\log(Y_t/L_t), \log(L_t/N_t), \Delta\log(E_t/N_t)]'$ 형태로 VAR 모형을 구성하였다.

고용변수 선택에 따라 추정결과가 어느 정도 달라지는지를 알아보기 위해 제조업 및 서비스업 고용을 인구대비 취업자수(E_t^m/N_t, E_t^s/N_t) 대신 인구대비 총노동시간(L_t^m/N_t, L_t^s/N_t)으로 변경하여 보았다.[21] 이 때 제조업 및 서비스업의 총노동시간은 노동부에서 상용근로자 10인 이상 사업체를 대상으로 조사한 자료의 부문별 근로자 1인당 노동시간에 부문별 취업자수를 곱하여 계산하였다. 추정결과는 〈그림 6〉에 나타나 있는데 우선 패널 (a)에서 제조업 특유 기술충격에 대한 고용변수의 반응은 노동시간 기준으로 고용변수를 선택하더라도 기준모형의 결과와 크게 다르지 않았다. 이에 비해 중립적 기술충격에 대한 고용변수의 반응은 다소 차이를 보였다. 비록 추정결과의 유의성이 높지는 않으나 앞서 〈그림 4〉의 패널 (b)에서 보았듯이 취업자수 기준으로는 고용이 어느 정도 늘어나는 것으로 추정된 반면 〈그림 6〉의 패널 (b)에서 보듯이 노동시간 기준으로는 고용이 거의 변동하지 않는 것으로 추정되었다. 이는 고용효과 추정시 노동시간과 취업자수 중에서 어느 변수를 선택하는지에 따라 그 효과가 달라질 수 있음을 보여준다. 따라서 노동시간 기준으로 고용효과를 추정한 기존 연구의 결과를 실제 고용문제에 적용할 때에는 주의를 요한다. 다른 한편으로 취업자수 대신 노동시간 기준으로 고용효과를 측정하였을 때 중립적 기술충격에 대해 제조업 및 서비스업 고용의 반응이 더욱 작은 것으로 나타난 점은 재화 및 서비스의 소득탄력성이 대체로 1에 가깝다는 점을 시사한다. 이는 〈그림 2〉에서 살펴보았듯이 재화 및 서비스의 소득탄력성이 1일 때 중립적 기술변동이 각 부문의 고용에 영향을 미치지 못하는 이론모형의 분석결과는 노동시간 기준으로 파악할 때 의미가 있기 때문이다.

그런데 이러한 분석결과는 노동시간 기준으로 기술충격의 고용효과를 추정한 Kim and Kim (2010)의 결과와는 다소 차이가 있다. 이들의 연구에서는 추정기간이 1990년 1/4분기~2007년 4/4분기인데 거의 모든 충격반응함수 추정결과의 유의성이 높지 않은 것으로 나타난 반면 본 연구에서는 추정기간을 연장하고 노동생산성 측정방식을 달리 한 결과 제조업 특유 기술충격의 고용효과가 상당히 유의하게 추

20) 아울러 기준모형에서 부문별 취업자수 대신 전체 취업자수를 제외하더라도 두 가지 기술충격의 파급효과는 기준모형의 분석결과와 거의 비슷한 것으로 나타났다. 동 분석결과는 본 논문에 제시되어 있지 않으나 저자에게 요청하면 바로 구할 수 있음을 밝혀둔다.

21) 보다 구체적으로는 $[\Delta\log(P_t^m/P_t^s), \Delta\log(Y_t/L_t), \log(L_t/N_t), \Delta\log(L_t^m/N_t), \Delta\log(L_t^s/N_t)]'$ 형태로 VAR 모형을 구성하였다.

정되었다. 또한 중립적 기술충격 발생시 Kim and Kim (2010) 에서는 제조업의 노동시간은 단기에 감소하다가 장기에 증가하는 것으로, 서비스업의 노동시간은 장단기에 모두 감소하는 것으로 나타났으나, 본 연구에서는 제조업 및 서비스업의 노동시간에 큰 변동이 없는 것으로 나타났다.

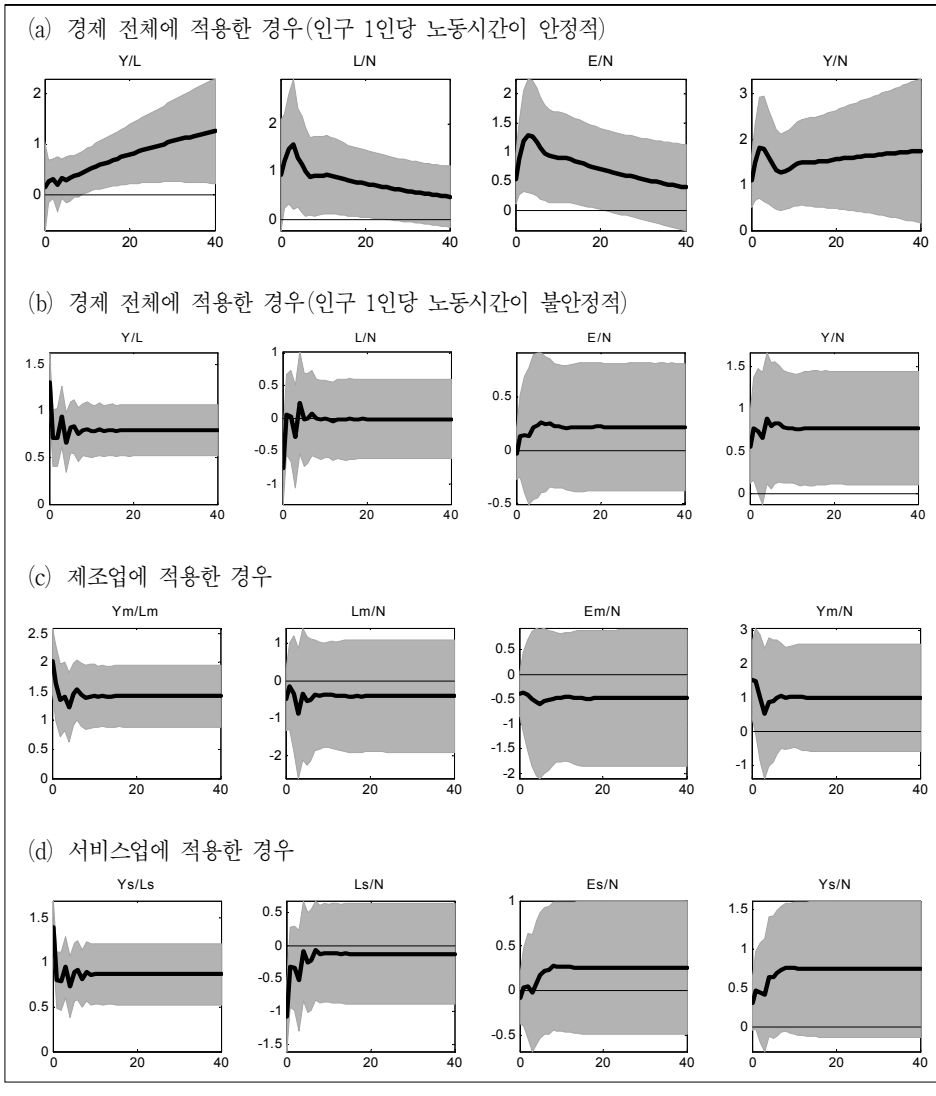
2. 기존 접근방법과의 비교

구조적 VAR 모형으로 기술변동의 고용효과를 측정한 기존 연구에서는 주로 Gali (1999) 가 제시한 방법을 적용하였는데 이러한 방법은 부문간 노동이동을 분석할 수 없는 등의 단점이 있음을 앞에서 언급하였다. 실제로 동 방법을 적용하였을 때 어떠한 결과가 나타나는지를 구체적으로 살펴보기 위해 〈그림 7〉에 그 추정결과를 제시하였다. 패널 (a) 및 (b) 는 장기적으로 경제 전체 (비농림어업) 의 노동생산성에 영향을 미칠 수 있는 요인은 기술변동 밖에 없다는 가정을 적용하여 경제 전체의 기술변동이 전체 고용에 미치는 영향을 추정한 것이다. 또한 패널 (c) 및 (d) 는 각 부문의 노동생산성에 장기적으로 영향을 미칠 수 있는 요인은 각 부문의 기술변동 밖에 없다는 가정을 적용하여 각 부문의 기술변동이 각 부문의 고용에 미치는 영향을 추정한 결과이다.[22]

패널 (a) 와 패널 (b) 의 차이점은 인구 1인당 노동시간의 확률적 특성에 대한 가정이 다르다는 점이다. 패널 (a) 는 동 변수가 안정적 (stationary) 이라는 가정을 적용한 것이고, 패널 (b) 는 동 변수가 불안정적 (non-stationary) 이라는 가정을 적용한 것이다. 두 패널에서 보듯이 인구 1인당 노동시간의 확률적 특성에 대한 가정에 따라 기술충격에 대한 동 변수의 반응이 상당히 달라지는 것으로 나타났다. 반면 이러한 가정에 상관없이 취업자수를 기준으로 한 전체 고용은 증가하는 것으로 나타났다. Gali (1999) 의 방법을 제조업 또는 서비스업에 적용하였을 때에는 기술변동의 고용효과가 산업에 따라서, 그리고 노동시간과 취업자수 중 어느 변수에 초점을 두

22) 패널 (a) 에서는 $[\Delta\log(Y_t/L_t),\log(L_t/N_t),\Delta\log(E_t/N_t)]'$, 패널 (b) 에서는 $[\Delta\log(Y_t/L_t),\Delta\log(L_t/N_t),\Delta\log(E_t/N_t)]'$, 패널 (c) 및 (d) 에서는 $[\Delta\log(Y_t^i/L_t^i),\Delta\log(L_t^i/N_t),\Delta\log(E_t^i/N_t)]'$ $(L_t^i=H_t^iE_t^i,\ i=m,s)$ 형태의 VAR 모형이 적용되었다. 여기에서 Y_t^m와 Y_t^s는 각각 제조업 및 서비스업의 실질GDP를 나타내며 다른 기호는 앞에서와 동일하다.

〈그림 7〉 Gali(1999)의 방법에 의한 기술충격의 파급효과



는지에 따라 고용효과가 상당히 달라졌다. 제조업의 경우에는 노동시간과 취업자수가 모두 감소하였으나, 서비스업의 경우에는 노동시간은 감소하는 반면 취업자수는 증가하는 것으로 나타났다. 앞에서의 분석과 같이 두 가지 유형의 기술변동을 고려하는 경우에는 제조업 부문에 국한해서 기술수준이 높아질 때 단기적으로는 제조업의 취업자수가 증가한 반면 여기에서는 제조업의 기술수준이 높아질 때 제조업의 취업자수가 감소하는 것으로 나타난 점, 노동시간과 취업자수 중 어느 변수에 초점

을 두는지에 따라 고용효과가 달라질 수 있는 점 등은 구조적 VAR 모형으로 고용효과를 측정함에 있어 세심한 주의가 필요함을 보여준다고 할 수 있다.

Gali (1999)의 방법을 경제 전체에 적용하는 경우에는 기술변동이 전체 고용에 미치는 영향이 앞서 기준모형의 분석결과와 크게 다르지는 않지만 부문간 노동이동 효과를 고려할 수 없는 점, 서로 다른 유형의 기술변동이 미치는 영향을 분리할 수 없는 점 등에서 다소 제약이 있다고 할 수 있다. 그런데 동 방법을 특정 산업에 적용하는 경우에는 식별조건 자체가 타당하지 않게 됨을 유의할 필요가 있다. 여기서는 각 부문의 노동생산성에 장기적으로 영향을 미치는 요인은 그 부문의 기술변동 밖에 없다는 가정을 적용하였는데 식 (15)에서 보듯이 제조업 및 서비스업의 노동생산성은 모두 제조업 특유 기술변동 뿐만 아니라 경제 전체에 공통된 기술변동의 영향을 받는 것으로 나타나기 때문에 이러한 가정은 설득력이 낮다고 할 수 있다. 이와 관련하여 Chang and Hong (2006)은 개별 산업의 노동생산성은 여러 가지 생산요소 간의 구성변화에도 영향을 받을 수 있음을 지적하고 노동생산성 대신 총요소생산성(TFP)을 이용하는 식별조건을 제시한 점에서도 볼 수 있듯이 Gali (1999)의 방법을 개별 산업에 적용하게 되면 기술변동의 고용효과를 잘못 추정하게 될 가능성이 높아진다. 특히 패널 (c)의 결과는 제조업의 빠른 생산성 증가가 장단기에 모두 제조업 고용감소를 초래하는 것으로 해석될 수 있으나 이러한 접근방법은 방법론 측면에서 문제가 있음을 유의하여야 할 것이다.

3. 강건성 점검

기준모형의 분석결과가 어느 정도 일관성이 있는지를 보기 위해 추정결과의 강건성(robustness)을 점검해 보았다. 이를 위해 ① 현행 실질GDP 편제방식에 따라 총산출을 측정하는 경우, ② 제조업 생산물가격으로 제조업 GDP 디플레이터를 사용하는 경우, ③ 식별조건을 상대가격 대신 각 부문의 노동생산성 비율에 적용하는 경우, 그리고 ④ 인구 1인당 노동시간이 불안정적이라고 가정하는 경우 분석결과가 어느 정도 달라지는지를 보았다.

우선 서비스를 기준재로 설정하여 경제 전체의 총산출을 측정하고 이를 이용하여 노동생산성을 계산한 본 논문의 분석결과에 따르면 제조업 특유 기술충격이 발생할 때 단기에는 노동생산성이 감소하는 것으로 나타나는데 이러한 결과가 현실적으로

타당한지에 대한 우려가 있을 수 있다. 이러한 우려는 거시경제이론에서 통용되고 있는 총계변수 측정방식(aggregation)이 통계당국의 총계변수 측정방식과 차이가 있기 때문에 기인하는 것으로 보인다. 이 점을 자세히 알아보기 위해 현행 실질 GDP 편제방식에 입각하여 비농림어업 부문의 실질GDP를 계산하고 이를 이용하여 노동생산성을 측정하였다. 이렇게 계산된 노동생산성이 포함된 VAR 모형에서 추정된 충격반응함수는 〈부록 1〉에서 나타나 있다. 패널 (a)에서 보면 제조업 특유 기술충격이 발생하였을 때 이제는 노동생산성이 단기에 있어서도 증가하는 것으로 나타나고 여타 변수들의 움직임은 기준모형과 큰 차이를 보이지 않았다. 여기에서의 노동생산성 반응은 제조업의 빠른 생산성 증가가 우리 경제 전체의 생산성 증가에 크게 기여하였을 것이라는 일반의 인식과 부합하는 것이다. 이러한 추가적 분석을 통해 보면 〈그림 4〉의 기준모형 분석결과에서 노동생산성이 뒤늦게 증가하는 것은 구조적 충격의 식별방법에 문제가 있어서라기보다는 이론에서의 총산출 측정방식이 실제 통계당국이 사용하는 방식과 다르기 때문임을 알 수 있다. 본 논문에서는 기준모형에서의 노동생산성 반응이 일반적 인식과 차이가 있다하더라도 기준재를 이용하는 총산출 측정방식이 더욱 타당하다고 판단한다. 이는 이론과 실증분석은 일관성이 있어야 하는데 본 논문에서 이용한 구조적 충격의 식별방법은 이와 같은 총산출 측정방식에 의해 이론적으로 정당화되기 때문이다.

다음으로 앞에서 언급한 바와 같이 제조업 GDP 디플레이터에는 수출가격 변동의 영향이 반영되기 때문에 국내 기술충격 외에도 여러 가지 해외요인의 영향이 나타날 가능성이 있다. 따라서 해외요인의 영향이 클 경우에는 국내 기술충격의 파급효과 추정이 왜곡될 수 있다. 반면 해외요인의 영향이 그리 크지 않을 경우에는 제조업 부문 생산자물가지수를 사용한 경우와 추정결과가 비슷하게 나올 수 있다. 또한 제Ⅳ장에서 제시한 이론모형에서는 재화와 서비스간 상대가격이 제조업과 서비스업간 생산성 차이에 의해 결정되지만 현실 경제에 있어서는 생산성 이외의 요인에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 특히 제조업 및 서비스업의 중간재 투입구조가 상이한 점에서 유가, 환율 등의 변동도 재화와 서비스간 상대가격에 영향을 미칠 가능성이 있다. 두 부문의 노동생산성 비율을 식별조건에 이용하면 이러한 문제점을 어느 정도 보완할 수 있는 것으로 보인다. 식 (15)를 이용하여 제조업 노동생산성 대비 서비스업 노동생산성 비율을 구해보면 동 비율이 장기적으로 제조업 특유 기술변동에만 영향을 받는 점을 알 수 있기 때문에 이를 VAR 모형의 장기 제약조

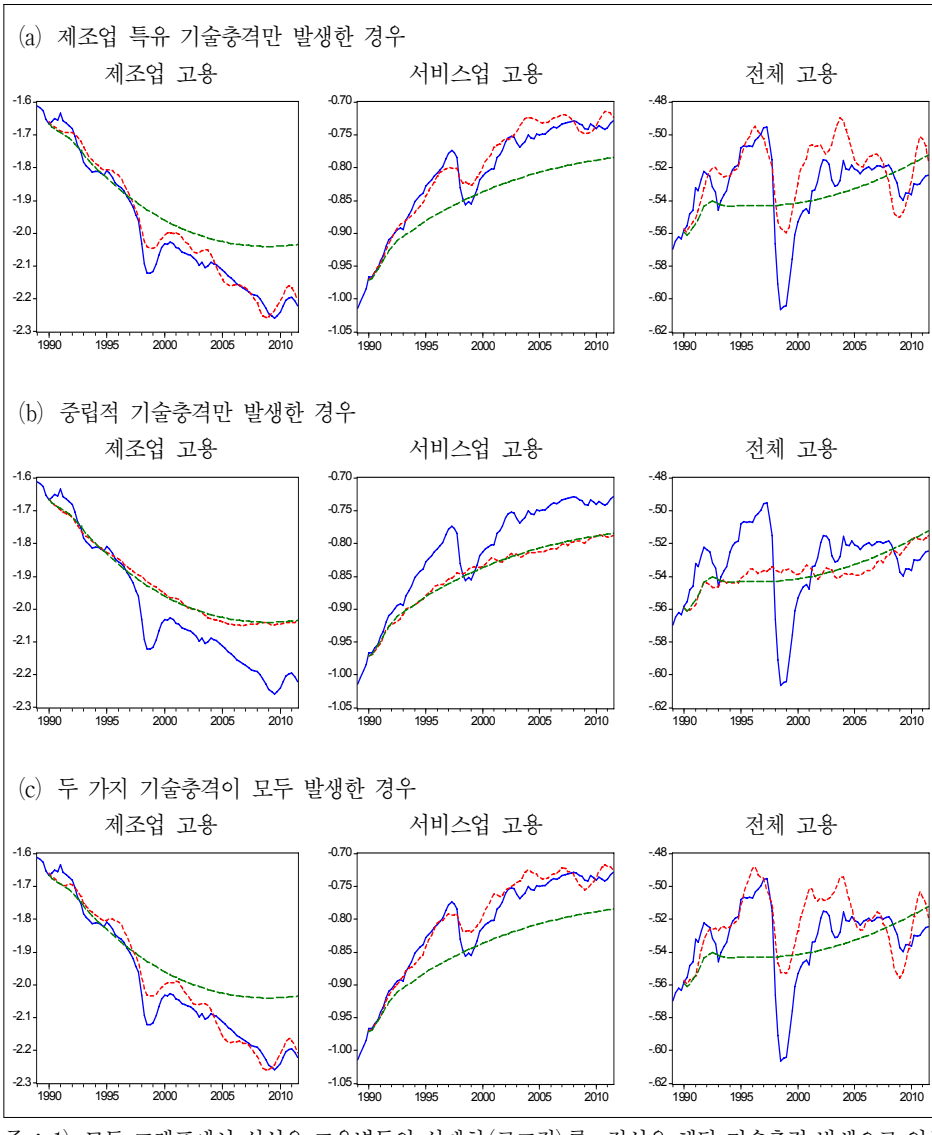
건으로 이용할 수 있다. 한편 앞서 인구 1인당 노동시간은 안정적 확률과정을 따르는 것으로 가정하였으나, 주석 15에서 보았듯이 ADF 검증방법의 경우에는 인구 1인당 노동시간이 단위근을 가진다는 가설을 기각하지 못하는 것으로 나왔다. 따라서 동 변수가 불안정적 확률과정을 따를 경우 기술충격의 파급효과에 대한 추정결과가 달라질 가능성을 살펴볼 필요성이 제기된다.

이러한 강건성 점검결과는 〈부록 2〉, 〈부록 3〉 및 〈부록 4〉에 제시되어 있는데 결론적으로는 두 가지 기술충격의 고용효과가 크게 달라지지 않는 것으로 나타났다. 우선 〈부록 2〉와 〈부록 3〉을 보면 제조업 특유 기술충격에 대해 제조업 고용은 단기적으로 증가하다가 장기적으로는 감소하였고, 서비스업 및 전체 고용은 장단기에 모두 늘어나는 것으로 나타났다. 다만, 기준모형에 비해서는 신뢰구간이 다소 확대되는 것으로 나타났다. 중립적 기술충격에 대해서는 각 부문 및 전체 고용이 모두 증가하였으나 추정결과의 유의성이 높지 않았다. 인구 1인당 노동시간이 불안정적이라는 가정 하의 추정결과는 〈부록 4〉에 제시되어 있다. 제조업 특유 기술충격이 발생한 후 서비스업 및 전체 고용에 미치는 영향은 다른 모형과 비슷한 것으로 나타났으나, 제조업 고용에 미치는 영향은 장기효과가 여타 모형과 다소 다르게 추정되었다. 그러나 제조업 고용효과의 추정결과는 유의성이 높지 않았다. 중립적 기술충격에 대해서는 제조업 및 전체 고용이 소폭 감소하는 것으로 나타났으나 그 유의성이 높지 않았다.

4. 역사적 분해

실제 고용변동과 VAR 모형에 의한 모의실험 결과를 비교하는 역사적 분해(historical decomposition)를 실시해 보면 제조업 특유 기술변동이 각 산업의 고용변동에 더 큰 영향을 미친다는 점을 알 수가 있다. 이러한 분석은 기준모형을 대상으로만 실시하였는데 그 결과는 〈그림 8〉에 제시되어 있다. 모의실험은 1989년 1/4분기~4/4분기중의 실제치를 주어진 것으로 간주한 상태에서 추정된 VAR 모형을 이용해 시나리오별로 1990년 1/4분기~2011년 3/4분기 중 모형내 내생변수 값을 계산하는 방식으로 진행된다. 여기에서 고려된 시나리오는 ① 아무런 구조적 충격도 발생하지 않은 경우, ② 제조업 특유 기술충격만 발생한 경우, ③ 중립적 기술충격만 발생한 경우, 그리고 ④ 두 가지 유형의 기술충격이 동시적으로 발생한 경

〈그림 8〉 각 부문 및 경제 전체의 고용변동에 대한 역사적 분해 결과



주 : 1) 모든 그래프에서 실선은 고용변동의 실제치(로그값)를, 점선은 해당 기술충격 발생으로 인한 고용변동을, 대쉬로 표시된 선은 구조적 충격이 없는 상태에서 나타나는 고용변동의 예상경로를 나타냄.

우이다.

모든 그래프에서 실선은 고용변동의 실제치(로그값)를, 점선은 해당 기술충격 발생으로 인한 고용변동을 나타낸다. 첫 번째 시나리오, 즉 아무런 구조적 충격도 발

생하지 않은 경우의 추세적으로 예상되는 고용변동은 모든 그래프에서 대쉬로 표시되어 있다.

우선 패널 (a) 및 (b)에 나타난 분석결과를 보면 제조업 특유 기술충격이 발생한 경우에는 제조업 및 서비스업의 고용변동이 추세적으로 예상되는 경로에서 벗어나 실제 고용변동을 상당히 잘 추적하는 것으로 나타났다. 이에 비해 중립적 기술충격만 발생한 경우에는 제조업 및 서비스업의 고용변동이 추세적으로 예상되는 경로에서 크게 벗어나지 않아 실제 고용변동을 잘 설명하지 못하는 것으로 나타났다.

한편 이 그림에서 각 부문 및 전체 고용은 모두 인구 대비 비율로 표시한 것이므로 모든 패널의 오른쪽 그래프는 고용률의 실제 추이와 해당 기술충격에 의해 설명되는 고용률 변동을 보여준다. 우리 경제의 실제 고용률은 2002년 이후 큰 변동이 없다가 글로벌 금융위기의 여파로 상당폭 하락한 후 최근 소폭 반등하였다. 그런데 우리 경제의 고용률은 아무런 구조적 충격이 발생하지 않을 경우 추세적 상승이 예상된다. 이에 비해 최근의 실제 고용률은 추세적 변동을 크게 밑돌 뿐만 아니라 여전히 2000년대 초반 수준을 회복하지 못하는 등 고용부진이 지속되고 있다고 할 수 있다. 두 가지 기술충격의 고용률 변동에 대한 상대적 기여 정도를 보면 앞에서와 마찬가지로 제조업 특유 기술충격이 실제 고용률 변동을 더 잘 추적하는 점을 알 수 있다. 중립적 기술충격 발생에 따른 고용률의 변동은 추세적 변동에서 크게 벗어나지 못하였다. 또한 패널 (c)의 오른쪽 그래프에는 두 가지 기술충격이 모두 발생한 경우의 고용률 변동이 나타나 있는데 두 가지 기술충격으로 야기된 고용률은 2007년 1/4분기 이후 큰 폭 하락하였다가 다시 상승하였다. 또한 두 가지 기술충격으로 야기된 고용률은 2010년 1/4분기부터는 실제 고용률을 훨씬 상회하기 시작한 것으로 추정되었다.

마지막으로 지금까지의 분석결과에 비추어 보면 최근 우리 경제의 고용부진 현상과 관련하여 중요한 시사점을 얻을 수 있다. 무엇보다 충격반응함수 추정결과에서 기술충격 발생후 경제 전체의 고용이 늘어나는 점, 그리고 역사적 분해 분석결과에서 두 가지 기술충격으로 야기된 고용률이 2010년 1/4분기년부터 실제 고용률을 훨씬 상회하기 시작한 점은 최근의 고용부진이 기술혁신에 의해 유발된 것은 아님을 의미한다. 따라서 고용부진의 원인은 노동수요 및 공급에 영향을 미치는 여타 요인들을 분석함으로써 규명될 수 있는 것으로 보인다. 기술변동 이외에 노동수요에 영향을 미치는 요인으로는 주로 경기적 요인을 고려할 수 있을 것이다. 그런데 앞서

〈그림 3〉에서 살펴보았듯이 취업률이 최근 크게 하락하지 않은 점, 고용률 정체현상이 2000년대 초반 이후 장기화된 점 등에서 거시경제 전체의 유효수요 부족이 결정적 요인은 아닌 것으로 보인다. 이는 결국 노동공급 측면에서 고용부진을 심화시키는 요인이 있음을 시사하는데 2000년대 들어 근로자 1인당 노동시간은 지속적으로 감소하였으나 경제활동참가율이 2002년경 이후 계속 정체된 모습을 보이고 있는 점도 이러한 주장을 지지한다. 배성종(2008), 최요철 외(2008) 등에 따르면 최근의 경제활동참가율 정체현상이 청년층의 경제활동참가율 하락, 경제활동참가율이 낮은 노령인구의 비중 증가 등에 크게 기인한 것으로 나타난다. 본 논문 및 이들 문헌의 분석결과를 종합적으로 판단하면 고용부진의 원인이 노동공급 측면과 구조적으로 결부되어 있을 가능성이 높으므로 앞으로 이러한 방향으로 고용부진의 원인을 심층적으로 살펴볼 필요가 있다.

Ⅵ. 맺음말

본 논문은 기술혁신에 따른 생산성 증가가 경기변동 과정에서 고용없는 성장의 원인이 되는지를 분석하였다. 기술혁신의 고용효과를 다룬 기존 연구에서는 산업간 노동이동을 명시적으로 분석하지 않았고 서로 다른 유형의 기술변동이 고용에 상이한 영향을 미칠 가능성도 고려하지 못하였다. 이러한 한계를 극복하기 위해 본 연구는 Kim and Kim(2010)에 이어 제조업의 생산성 증가가 서비스업에 비해 더 빠르다는 점을 반영하여 기술변동의 유형을 제조업 특유 기술변동과 중립적 기술변동으로 구분하였다. 그러나 장기에 있어서 산업간 노동시간 배분문제에 초점을 둔 Kim and Kim(2010)과는 달리 기술변동이 경기변동 과정에서 고용에 미치는 영향을 집중적으로 조명한 것이 본 논문의 가장 큰 특징이라 할 수 있다.

본 연구의 주요 분석결과를 요약하면 우선 제조업 특유 기술수준이 높아질 경우 제조업 고용은 단기적으로 증가하다가 장기적으로 감소하는 것으로, 서비스업 고용은 장단기에 모두 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 산업간 노동이동 효과가 모두 반영된 전체 고용효과를 보면 장단기에 모두 고용이 증가하는 것으로 나타났다. 중립적 기술수준이 높아지는 경우에는 각 산업 및 전체 고용이 장단기에 모두 소폭 증가하였으나 추정결과의 유의성이 높지 않은 점에서 동 기술변동의 고용효과는 크지 않은 것으로 보인다. 이 점은 Gali(1999)의 구조적 VAR 모형을 경제 전체 및 특정

산업에 적용할 경우에는 발견할 수 없는 본 연구의 주요 분석결과이다.

제조업 특유 기술수준이 높아질 때 장기적으로 제조업 고용이 감소하는 것은 재화 및 서비스 소비 사이의 대체탄력성이 1보다 작은 점에 기인하는 것으로 풀이된다. 즉 제조업의 생산기술이 발전하는 만큼 상대가격 하락에 따른 수요증가가 충분하지 못하기 때문에 장기적으로 제조업 부문의 고용감소를 수반한다. 따라서 제조업의 빠른 생산성 증가로 제조업에서 서비스업으로의 추세적 노동이동은 불가피한 현상이고 이는 Kim and Kim(2010)의 분석결과와 일치한다.

그러나 장기적인 고용구조 변화가 아닌 경기변동 과정에서의 고용변동에 초점을 맞출 경우 기술혁신이 고용감소를 유발하는 것으로 보기는 힘들다. 즉 본 연구에서 보여주는 바와 같이 제조업 특유 기술수준이 높아질 때 단기적으로는 전체 고용뿐만 아니라 제조업 고용도 오히려 늘어나고, 중립적 기술수준이 높아질 때 고용감소가 나타난다는 근거도 매우 희박하기 때문이다. 또한 역사적 분해를 통한 분석에서도 보았듯이 기술변동에 의해 유발된 고용률 변동이 최근 실제 고용률을 상회하기 시작한 점도 이러한 결론을 지지한다. 동 분석결과는 많은 사람들이 제조업을 중심으로 한 생산성 증가가 제조업 고용 및 전체 고용을 감소시키면서 고용없는 성장을 야기한다고 보고 있는 상황에서 이러한 견해가 잘못되었을 수 있음을 시사하는 것이어서 매우 흥미롭다고 할 수 있다.

본 논문의 분석결과를 종합하면 고용부진의 원인은 노동수요 및 공급에 영향을 미치는 여타 요인들을 분석함으로써 규명될 수 있을 것으로 보인다. 그런데 2000년대 초반 이후의 장기적 고용부진 현상이 거시경제 전체의 유효수요 부족에 기인할 가능성은 높지 않은 점 등은 결국 노동공급 측면에서 고용부진을 심화시키는 요인이 있음을 시사한다. 따라서 일자리 창출을 도모할 수 있는 정책방안을 마련하기 위해서는 노동공급 측면에서 고용부진의 원인을 규명하는 것이 긴요하다고 할 수 있다.

마지막으로 본 논문에서는 이론모형의 장기적 특성을 실증분석모형에 반영하여 기술변동의 고용효과를 추정하였다. 반면 본 연구에서는 제조업에 국한된 생산성 증가가 단기적으로 제조업 고용을 늘리는 원인을 이론모형을 통해 설명한 것은 아니기 때문에 앞으로 이에 대한 분석이 필요한 것으로 보인다. 제조업 부문에서 새로운 기술이 개발될 때 단기적으로는 이를 구현하기 위한 투자가 증가하면서 고용이 늘어날 수 있는 점 등이 그 요인으로 거론될 수 있으나 이를 보다 엄밀히 살펴보

는 것은 이론적 측면에서 매우 유용한 연구분야라 할 수 있겠다.

■ 참 고 문 헌

1. 강규호, "기술혁신과 고용창출,"『경제분석』, 제12권 제1호, 2006, pp. 53-74.

   (Translated in English) Kang, KyuHo, "Technological Innovation and Employment," *Quarterly Economic Analysis*, Vol. 12, No. 1, 2006, pp. 53-74.

2. 김배근, "제조업과 서비스업의 기술진보 격차가 고용에 미치는 영향," 금융경제연구 제370호, 한국은행 경제연구원, 2009.

   (Translated in English) Kim, Bae-Geun, "The Effects of Neutral and Manufacturing-Specific Technology Shocks on Employment in the Korean Economy," BOK Institute Working Paper No. 370, The Bank of Korea, 2009.

3. 김상호 · 임현준, "총요소생산성 향상이 노동시간에 미치는 영향,"『경제학연구』, 제54집 제1호, 2006, pp. 5-32.

   (Translated in English) Kim, Sangho and Hyunjoon Lim, "Technology Shocks, Employment and Output in Korea," *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 54, No. 1, 2006, pp. 5-32.

4. 김현정, "서비스산업 비중증가의 원인 및 경제성장에 미치는 영향,"『경제분석』, 제12권 제4호, 2006, pp. 35-76.

   (Translated in English) Kim, Hyun-Jeong, "The Shift to the Service Economy: Causes and Effects," *Quarterly Economic Analysis*, Vol. 12, No. 4, 2006, pp. 35-76.

5. 문성배 · 전현배, "기술혁신활동의 고용효과에 관한 실증 분석: ICT기업과 비ICT기업의 비교를 중심으로,"『산업조직연구』, 제16집 제1호, 2008, pp. 1-24.

   (Translated in English) Mun, Sung-Bae and Hyunbae Chun, "The Effects of Innovation Activities on Employment: Evidence from Korean ICT Firms," *Korean Journal of Industrial Organization*, Vol. 16, No. 1, 2008, pp. 1-24.

6. 배성종, "최근 경제활동참가율의 하락 배경과 시사점,"『조사통계월보』, 2008년 1월호, 한국은행, 2008, pp. 29-58.

   (Translated in English) Bae, S., "Recent Fall in the Labor Force Participation Rate and Its Implications," *Monthly Bulletin, The Bank of Korea*, January 2008, pp. 29-58.

7. 서환주 · 이영수, "서비스업의 수요함수추정을 통한 서비스화 진전에 대한 연구,"『경제학연구』, 제54집 제3호, 2006, pp. 35-64.

   (Translated in English) Seo, Hwan Joo and Young Soo Lee, "A Study on Tertiarization in Korea: Test of Demand Bias Hypothesis," *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 54, No. 3, 2006,

pp. 35-64.

8. 오준병, "한국경제의 산업구조변화에 대한 요인분석: 탈공업화 논의를 중심으로,"『경제학연구』, 제53집 제1호, 2005, pp. 155-173.

(Translated in English) Oh, Jun-Byoung, "Deindustrialization and the Structural Change of Korean Manufacturing Industry," *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 53, No. 1, 2005, pp. 155-173.

9. 최요철・배성종・이상호・임웅지, "최근 고용부진의 배경과 정책과제," 한은조사연구 2008-19, 한국은행 조사국, 2008.

(Translated in English) Choi, Y., S. Bae, S. Lee and W. Lim, "Recent Sluggish Employment Growth and Its Policy Implications," BOK Research Report, No. 2008-19, Research Department of the Bank of Korea, 2008.

10. 하봉찬・김종호・김대욱, "서비스수요의 소득탄력성 변화를 통한 수요편향가설 검증,"『한국경제연구』, 제19권, 2007, pp. 195-219.

(Translated in English) Ha, Bongchan, Jong-Ho Kim and Dae-Wook Kim, "Testing Demand Bias Hypothesis for Korean Service Sector with Time-Varying Income Elasticity," *Journal of Korean Economic Studies*, Vol. 19, 2007, pp. 195-219.

11. Baumol, William, "Macroeconomics of Unbalanced Growth: the Anatomy of Urban Crisis," *American Economic Review*, 57(3), 1967, pp. 415-426.

12. Chang, Yongsung and Jay Hong, "Do Technological Improvements in the Manufacturing Sector Raise or Lower Employment?" *American Economic Review*, 96(1), 2006, pp. 352-368.

13. Clark, Colin, *The Conditions of Economic Progress*, Macmillan, London, 1940.

14. Fisher, Allan G. B., *The Clash of Progress and Security*, London, 1935.

15. Fisher, Jonas, "The Dynamic Effects of Neutral and Investment-Specific Technology Shocks," *Journal of Political Economy*, 114(3), 2006, pp. 413-451.

16. Gali, Jordi, "Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?" *American Economic Review*, 89, 1999, pp. 249-271.

17. Greenwood, J., Z. Hercowitz and P. Krusell, "Long Run Implications of Investment-Specific Technological Change," *American Economic Review*, 87, 1997, pp. 342-362.

18. Greenwood, J., Z. Hercowitz and P. Krusell, "The Role of Investment-Specific Technological Change in the Business Cycle," *European Economic Review*, 44, 2000, pp. 91-115.

19. Houthakker, H. S., "Additive Preferences," *Econometrica*, 28(2), 1960, pp. 244-257.

20. Inman, Robert P. (ed.), *Managing the Service Economy: Prospects and Problems*, Cambridge University Press, Cambridge: MA, 1985, pp. 1-24.

21. Kim, Bae-Geun and Kwang Hwan Kim, "The Role of Manufacturing-Specific Technology in Determining the Composition of Hours Worked in Korea," *Global Economic Review*, 39(2), 2010, pp. 197-214.

22. King, Robert, Charles Plosser and Sergio Rebelo, "Production, Growth and Business Cycles: Technical Appendix," *Computational Economics*, 20, 2002, pp. 87-116.

23. Ngai, L. Rachel and Christopher A. Pissarides, "Structural Changes in a Multisector Model of Growth," *American Economic Review*, 97(1), 2007, pp. 429-443.

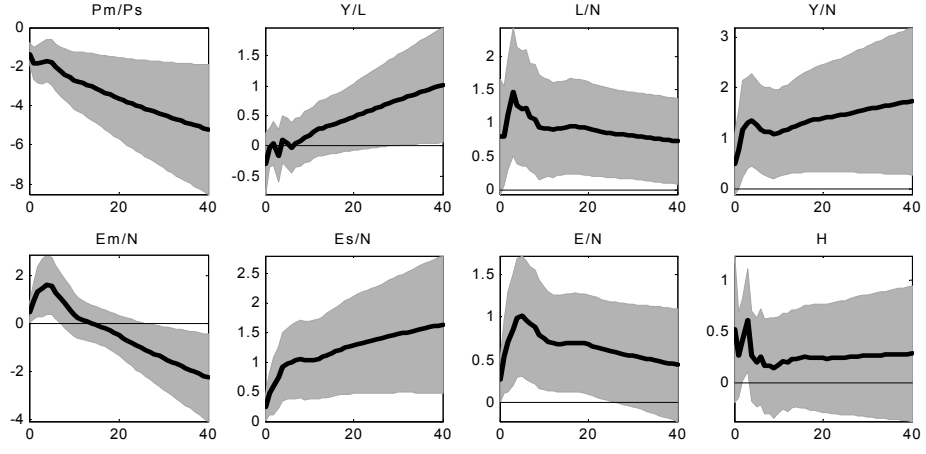
24. Phillips, P. C. B. and S. Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, 58(1), 1990, pp. 165-193.

25. Shapiro, M. D. and Mark W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations," in Stanley Fischer (ed.), *NBER Macroeconomics Annual 1988*, Cambridge, MA: MIT Press, 1988.

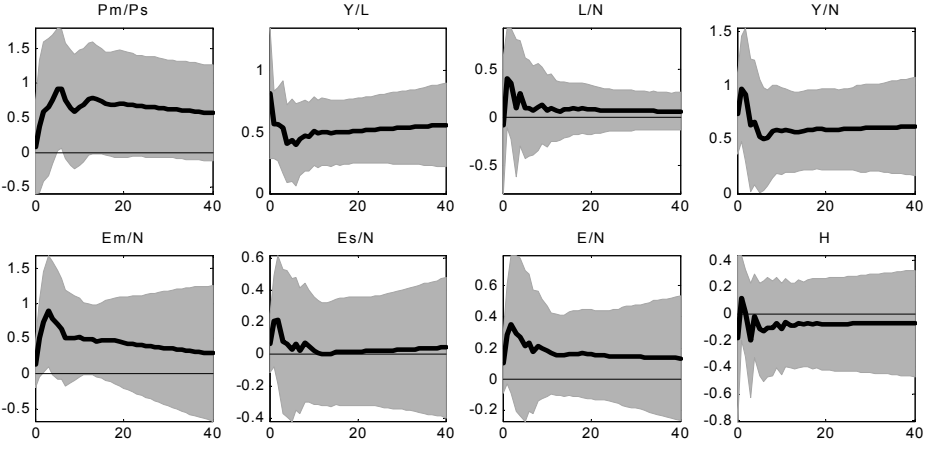
〈부록 1〉

현행 실질GDP 편제방식으로 총산출을 측정한 경우

(a) 제조업 특유 기술충격의 파급효과



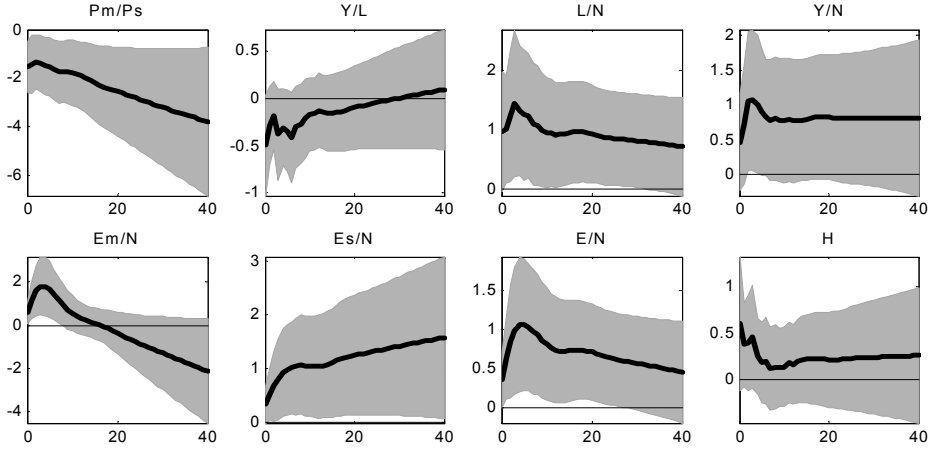
(b) 중립적 기술충격의 파급효과



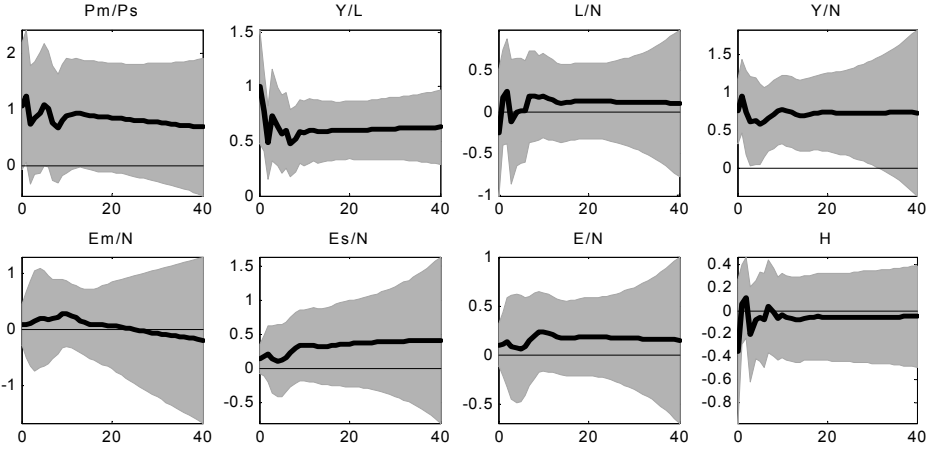
〈부록 2〉

제조업 생산물가격으로 제조업 GDP 디플레이터를 이용하는 경우

(a) 제조업 특유 기술충격의 파급효과



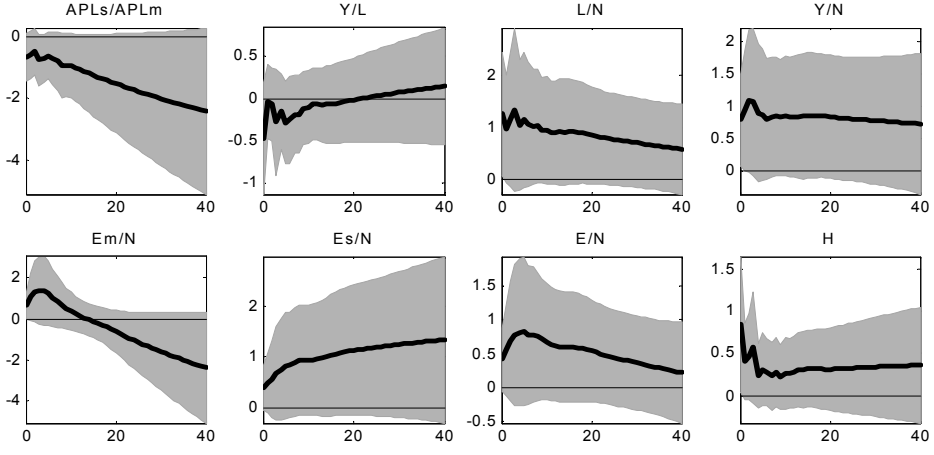
(b) 중립적 기술충격의 파급효과



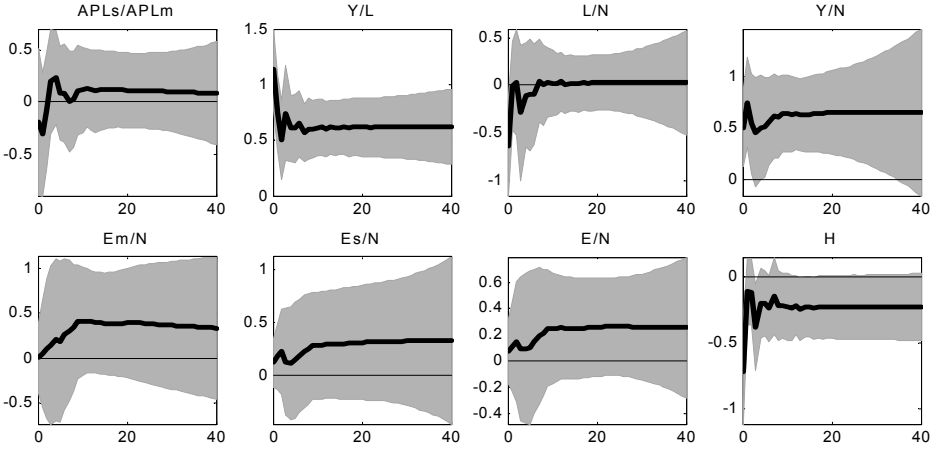
〈부록 3〉

식별조건을 노동생산성 비율에 적용하는 경우

(a) 제조업 특유 기술충격의 파급효과



(b) 중립적 기술충격의 파급효과

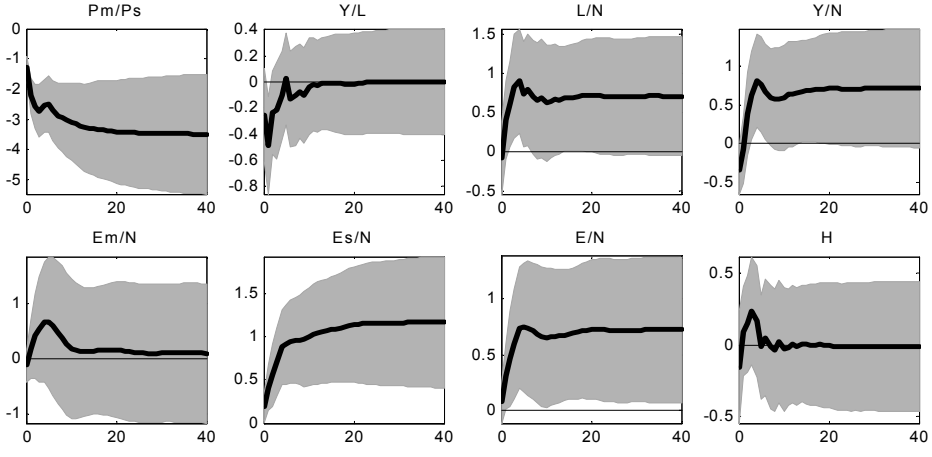


주: APL_s/APL_m은 제조업 평균노동생산성(Y_t^m/L_t^m) 대비 서비스업 평균노동생산성(Y_t^s/L_t^s) 비율을 나타냄.

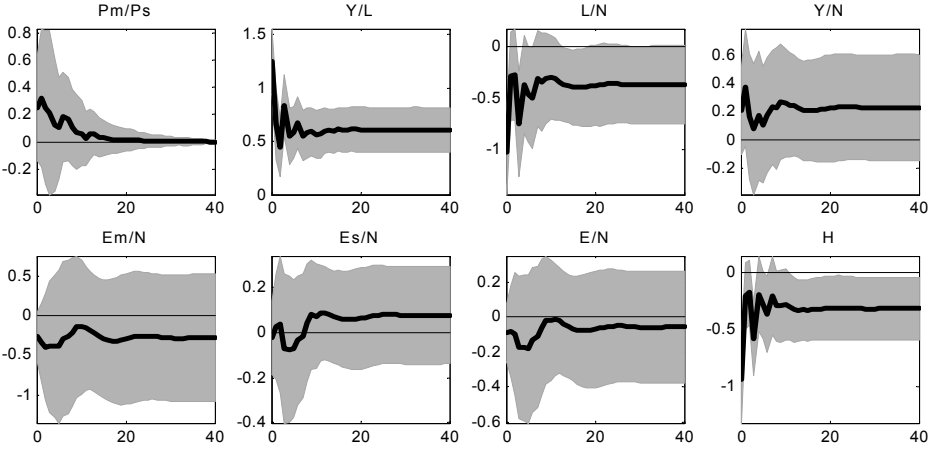
〈부록 4〉

인구 1인당 노동시간이 불안정적인 경우

(a) 제조업 특유 기술충격의 파급효과



(b) 중립적 기술충격의 파급효과



Do Technological Innovations Cause Jobless Growth?

Bae-Geun Kim*

Abstract

This paper investigates the effect of both manufacturing-specific and neutral technological changes on employment in the Korean economy, focusing on labor reallocation across sectors. Empirical findings of this paper are: (1) manufacturing-specific technological improvements are a key driving force of labor reallocation from manufacturing to services in the long run, (2) manufacturing-specific technological improvements raise employment in both sectors in the short run, and (3) the employment effect of neutral technological advances is positive but not significant. These results imply that jobless growth is not likely to be induced by technological innovations in Korea.

Key Words: technological innovations, jobless growth, manufacturing-specific technology, neutral technology

Received: April 4, 2012. Revised: July 9, 2012. Accepted: Aug. 14, 2012.

* Assistant Professor, Department of Economics, Chung-Ang University, 221, Heukseok-dong, Dongjak-gu, Seoul 156-756, Korea, Phone: +82-2-820-5490, e-mail: kimbg@cau.ac.kr