

서비스 기업의 기술혁신이 고용창출에 미치는 영향 분석*

문 성 배**

본 연구는 2006년 기술혁신조사 자료를 이용하여 우리나라 서비스 기업에서 공정혁신과 서비스 혁신의 고용효과를 실증적으로 분석하였다. 특히, 산업 및 기업의 특성, 시장구조 등에 따라 기술혁신이 고용에 미치는 효과가 어떻게 다른지를 분석하였다. 실증분석 결과에 따르면 공정혁신의 고용감소 효과는 서비스 가격 하락에 따른 생산증가 효과로 대부분 상쇄되는 것으로 나타났다. 반면 서비스 기업의 서비스(제품) 혁신은 고용의 순증가와 강한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 특히, 지식집약적 서비스업에서 신규 서비스 매출의 1% 증가는 고용을 약 1.4%p 증가시키는 것으로 나타났다. 또한 업력 5년 이하 신생 기업의 서비스 혁신은 기존 기업의 서비스 혁신보다 더 큰 고용효과를 발생시키며, 이는 지식집약적 서비스 기업에서 더 두드러졌다.

핵심주제어: 서비스 산업, 제품혁신, 공정혁신, 고용, 신생 기업
경제학문헌목록 주제분류: L80, O31, O33, J23

I. 서론

기술혁신이 고용에 미치는 효과는 경제학에서 아주 오래된 연구 주제 중 하나이다. 기술혁신에 따른 생산성 증가는 더 적은 생산요소로 동일한 생산을 가능하게 하는 것으로 이는 1차적으로 기술혁신이 고용을 감소시키는 효과를 가질 수 있음을 의미한다. 하지만, 경제학 이론들은 기술발전의 1차적인 고용감소 효과를 상쇄하는 다양한 보상효과를 동반할 수 있음을 주장해 왔다. 기술혁신의 상반된 고용효과는 기술혁신을 공정혁신과 제품(재화 또는 서비스)혁신으로

* 본 논문은 2013년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구입니다(NRF-2013S1A5A8022532). 유익한 논평을 해주신 익명의 심사위원들에게 감사드립니다.

** 국민대학교 국제통상학과 부교수, 전화: (02) 910-4542, E-mail: smun@kookmin.ac.kr
논문투고일: 2015. 8. 6 수정일: 2015. 11. 19 게재확정일: 2015. 12. 4

6 서비스 기업의 기술혁신이 고용창출에 미치는 영향 분석

구분하여 생각하면 훨씬 명확하다. 공정혁신은 생산과정의 효율화를 통해 동일한 생산량을 적은 생산요소로 생산하는 것을 의미하므로 고용을 감소시킬 수 있다. 하지만, 기업의 효율성 증가는 제품이나 서비스의 가격으로 이어져 수요를 증가시킬 수 있기 때문에 공정혁신이 고용에 미치는 순효과를 단정하기는 어렵다. 제품혁신의 경우 제품의 수요를 증가시켜 고용을 확대시킬 수 있다. 하지만, 제품혁신의 고용효과도 기존 제품과의 대체 정도가 크거나 혁신기업이 독점적 가격을 행사할 경우 크지 않을 수 있다.

이론적으로 제품혁신과 공정혁신이 고용에 미치는 순효과는 다양한 요인에 의존할 수 있기 때문에 실증적 분석이 요구되는 주제이다. 1990년대 들어 기업의 혁신활동에 대한 미시적 자료가 구축되기 시작하면서 공정혁신과 제품혁신의 고용효과에 대한 분석이 활발하게 진행되어 왔다(Vivarelli, 2012). 선행 연구들의 실증분석 결과에 따르면 제품혁신은 기업의 고용증가에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났지만, 공정혁신의 경우 고용효과에 대해 일치되는 결론을 도출하지 못하고 있다(Entorf and Pohlmeier, 1990; Smonly, 1998; Greenan and Guellec, 2000; 문성배·전현배, 2008 등).

반면 기업수준에서 기술혁신의 고용효과를 분석한 선행 실증 연구들은 대부분 제조 기업만을 대상으로 하고 있으며 아직까지 서비스 기업에서 기술혁신이 고용에 어떠한 영향을 미치는지는 잘 알려져 있지 않다. 서비스는 유형적인 재화와 달리 생산물이 비물질적이기 때문에 특허와 같은 법적인 보호방법을 적용하기가 쉽지 않다는 특징이 있다. 또한 서비스 산업의 기술혁신은 제품혁신과 공정혁신의 경계가 모호하거나 서로 보완성이 강하다. 예를 들면, 항공사가 신형 항공기를 도입하여 운항하는 것은 서비스의 특성과 서비스 제공방식의 변화를 모두 포함한다. 즉, 서비스 산업에서 신규 서비스의 생산은 새로운 유통방식과 소비자 대응방식의 변화를 동반할 가능성이 높다. 혁신의 급진적인 측면에서도 제조업과 서비스업의 차이가 존재한다. 서비스업도 제조업과 같이 혁신의 급진성의 정도에 따라, 서비스(제품) 혁신을 기존에 존재하지 않았던 전혀 새로운 서비스를 개발하는 것과 기존 서비스를 구성하는 요소들의 일부를 개선하는 혁신으로 구분이 가능하다. 하지만, 제조업의 생산 제품과 달리 새로운 서비스의 구분이 명확하지 않고 정해진 기간이 아닌 연속적으로 혁신활동이 이루어지는 경우가 많아 비급진적인 혁신활동이 보편적이다.

2000년대에 들어서면서 이러한 서비스 산업의 혁신활동에도 조금씩 변화가 생기기 시작하였다. 경제 내에서 정보와 지식기반 서비스에 대한 수요가 증가

하고 금융, 통신, 의료, 교육 등 전통적인 서비스 산업에서 정보통신기술(ICT)의 역할이 확대됨에 따라 서비스 산업 내 기술혁신의 역할이 점차 확대되고 있다(Evangelista and Savona, 2002; 권남훈·김종일, 2002). 특히, 서비스, 과학기술, 공학 등을 조합하거나 그러한 서비스를 유통하는 소위 지식집약 서비스 산업의 경제적 중요성이 주목을 받고 있다(이상규, 2008). 정보서비스, 통신서비스, 금융서비스, 사업서비스 등의 산업들은 지식이나 정보를 직접 생산 또는 유통하거나 생산요소로 적극 활용한다는 특징을 가지고 있다. 이러한 지식집약 서비스 산업은 전통적 서비스 산업과는 달리 기술혁신이 기업의 성장과 성과를 결정하는 주요 요인으로 작용한다. 또한 지식집약 서비스 산업은 인터넷, 무선 통신 등과 같이 그 자체가 기존에 존재하지 않았던 새로운 서비스인 경우도 있지만 기술과 전문지식을 조합하여 새로운 서비스를 창출하고 제조업이나 다른 서비스업에서 새로운 제품이나 서비스를 창출을 가능하게 하는 역할을 수행한다. 따라서 지식집약 서비스 산업의 기술혁신은 창출하는 서비스의 대체성이나 질적인 변화가 다른 서비스 산업과는 다를 수 있기 때문에 차별적인 고용효과를 발생할 가능성이 높다.

본 연구는 과학기술정책연구원의 2006년 ‘기술혁신조사: 서비스 부문’ 자료를 이용하여 서비스 산업에서 기술혁신이 고용창출에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다. 기업의 노동수요함수로부터 도출된 구조적 추정모형을 이용하여 공정혁신과 제품혁신이 서비스 기업의 고용창출에 각각 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 하였다. 추정결과에 따르면 서비스 기업에서 공정혁신은 고용증가 효과(축출효과)와 고용감소 효과(보상효과)가 서로 상쇄되어 순고용창출에는 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 반면 서비스(제품) 혁신에 따른 생산증가는 서비스 기업의 고용을 크게 증가시키는 것으로 나타났다. 특히, 서비스 혁신의 고용증가 효과는 사업, 금융, 통신 등 지식집약적 서비스 산업에서 더 두드러진 것으로 나타났다. 지식집약적 서비스업에서 신규 서비스 매출의 1% 증가는 고용을 약 1.4%p 증가시키는 것으로 나타나 비지식집약적 서비스업의 고용증가 효과 1.1%p보다 훨씬 더 컸다. 또한 업력 5년 이하 신생 기업의 서비스 혁신은 기존 기업의 서비스 혁신보다 더 큰 고용효과를 발생시키는 것으로 나타났으며, 이는 지식집약적 서비스 기업에서 두드러졌다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제II절은 서비스 산업의 기술혁신과 고용 간 관계를 분석한 선행 연구를 살펴보고, 제III절은 본 연구에서 이용한 실증분석 모형과 자료에 대해 설명한다. 제IV절은 서비스 기업의 기술혁신이 고용에 미

8 서비스 기업의 기술혁신이 고용창출에 미치는 영향 분석

치는 효과를 추정한 본 연구의 결과를 제시하고 있다. 마지막으로 V절은 본 연구의 결론과 시사점을 논의한다.

II. 기술혁신의 고용효과에 관한 선행 실증 연구

기술혁신이 고용창출에 미치는 효과를 정확히 이해하기 위해서는 공정혁신과 제품혁신의 서로 다른 고용효과에 대해 분석하는 것이 매우 중요하다. 기업수준에서 서로 다른 유형의 기술혁신 활동에 대해 세부적이고 광범위한 조사 자료가 구축되면서 이에 대한 실증적 연구도 활발히 진행되어 왔다. 하지만, 대부분의 실증연구들은 제조업에 대한 조사 자료를 활용하고 있으며 서비스 기업에 대한 분석은 최근 들어서야 조금씩 수행되기 시작하였다.

Evangelista and Savona(2002, 2003)는 이탈리아 서비스 기업에 대한 기술혁신 조사 자료를 이용하여 서비스 기업에서 1993~1995년 사이 기술혁신이 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 활용된 기술혁신조사는 기술혁신이 고용을 증가시켰는지 혹은 감소시켰는지를 직접적으로 묻는 문항을 포함하고 있다. Evangelista and Savona(2003)는 logit 모형을 이용하여 기술혁신이 고용을 증가시켰다는 기업의 응답이 공정혁신과 서비스 혁신의 수행과 어떠한 관련이 있는지를 추정하였다. 추정결과에 따르면, 서비스 혁신을 수행한 기업은 고용증가를 보일 확률이 높은 것으로 나타났다. 반면 공정혁신은 기업의 고용효과와 유의한 상관관계를 보이지 않았다. Evangelista and Savona의 추정결과는 새로운 서비스 창출을 위한 혁신활동이 고용을 증가시킬 뿐만 아니라 공정혁신도 고용의 순감소효과를 발생시키지 않는다는 것을 간접적으로 보여주고 있다. 또한 Evangelista and Savona(2003)에 따르면, 기술혁신의 고용효과가 기술자문 서비스, 연구개발 서비스, 컴퓨터 및 소프트웨어 서비스 등 혁신적이고 기술집약적인 서비스 산업에 집중되어 있어 서비스 산업 내 업종별로 기술혁신의 고용효과가 다를 수 있다고 지적하였다.

Jaumandreu(2003)는 기존 제품과 신제품의 생산 모형을 가정하여 기업의 노동수요가 공정혁신과 제품혁신에 의존하는 추정방정식을 도출하고 이를 추정하였다. Jaumandreu(2003)의 방법론은 기존의 단순축약식의 추정이 아니라 경제학적 이론에 기초하면서 기술혁신조사(Community Innovation Survey)의 정보를 활용하여 기술혁신의 고용효과를 추정할 수 있다는 장점이 있다. Jaumandreu

(2003)는 스페인 기업에 대한 1998~2000년 기술혁신조사의 자료를 이용하여 제조업과 서비스업에서 공정혁신과 제품혁신이 고용에 미치는 효과를 분석하였다. 서비스 기업 표본에 대한 추정결과에 따르면, 공정혁신의 고용감축 효과는 존재하지 않는 것으로 나타났으며 서비스 혁신에 따른 신규 서비스의 생산증가는 고용을 증가시키는 것으로 나타났다. 반면 제조업과 비교하여 신규 서비스의 생산은 기존 서비스의 생산증가가 고용증가에 미치는 효과보다는 크지 않은 것으로 나타났다.

Peters(2004)와 Harrison, Jaumandreu, Mairesse, and Peters(2014)도 Jaumandreu(2003)의 방법론에 기반하여 기술혁신의 고용효과를 분석하였다. Peters(2004)는 1998~2000년 독일 기업의 기술혁신 활동과 고용변화를 분석하였다. 독일 서비스 기업의 분석결과도 Jaumandreu(2003)의 추정결과와 거의 유사하였다. 공정혁신은 독일 서비스 기업의 고용감소에 거의 영향을 주지 않았으며 서비스 혁신은 고용증가와 밀접한 연관이 있는 것으로 나타났다. Harrison *et al.*(2014)은 독일, 프랑스, 영국, 스페인의 1998~2000년 기술혁신조사를 활용하였다. Harrison *et al.*(2014)의 분석결과도 공정혁신의 고용감소 효과가 통계적으로 유의하게 나타나지는 않았으며, 서비스 혁신에 따른 신규 서비스 생산은 고용증가와 유의한 관련이 있는 것으로 나타났다. 또한 Harrison *et al.*(2014)은 통계검증 결과 신규 서비스의 생산증가가 기존 서비스의 생산증가보다 고용효과가 낮다고 보기는 어렵다고 지적하였다.

Bogliacino and Pianta(2010)는 유럽 8개국의 2차와 3차 기술혁신조사(1994~1996, 1998~2000)와 산업별 자료를 이용하여 제품혁신(신제품 매출 비율)과 공정혁신(노동비용 감축을 위한 혁신수행 기업 비율)의 대용변수가 산업별 노동시간과 고용에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. Bogliacino and Pianta(2010)는 제조업과 서비스업을 모두 포함한 분석으로 서비스업에 대한 독립적인 분석은 아니지만 기술혁신 활동의 특성이 서로 다른 산업군별로 어떤 차이가 있는지를 분석하였다는 점에서 의의가 있다. Bogliacino and Pianta(2010)는 Pavitt(1984)의 분류를 활용하여 제조업과 서비스업을 과학기반형(Science-Based), 전문공급자형(Specialized Supplier), 규모집약형(Scale Intensive), 공급자지배형(Supplier Dominated) 등 총 4개의 산업군으로 분류하였다. Pavitt의 분류는 기술혁신의 원천, 범위, 전유성 등을 고려하여 제조업 내 산업들을 분류한 것이다.¹⁾

1) Pavitt(1984)에 따르면 과학기반형은 기술집약적 산업들로 제약, 전기전자 등이 포함되며, 전문공급자형은 주로 다 산업에 공급을 위해 기술혁신을 수행하는 산업들로 기계, 과학장

Bogliacino and Pianta(2010)는 이를 서비스 산업으로 확대 적용하여 통신·컴퓨터 및 관련 서비스·연구개발 서비스 등은 과학기반형, 부동산·임대·사업 서비스 등은 전문공급자형, 금융·보험 등은 규모집약형, 도소매·숙박·운송 등은 공급자지배형으로 각각 포함하였다. 전체 표본을 분석한 결과에 따르면 제품혁신은 고용증가 효과를 나타낸 반면 공정혁신은 고용감소 효과를 가져오는 것으로 나타났다. 하지만, 산업군별로 분석한 결과 제품혁신의 고용창출 효과는 과학기반형과 규모집약형에서만 나타났다. 또한 공정혁신의 고용감축 효과는 전문공급자형, 규모집약형, 공급자지배형에서는 존재하였지만 기술집약적인 과학기반형 산업군에서는 공정혁신이 고용을 감소시키지는 않는 것으로 나타났다.

박성근·김병근(2011)은 Bogliacino and Pianta(2010)의 방법론을 활용하여 한국의 서비스 기업에서 공정혁신과 서비스 혁신이 산업군별로 어떠한 고용효과를 보이는지를 분석하였다. 박성근·김병근(2011)은 산업 자료를 분석한 Bogliacino and Pianta(2010)와 달리 과학기술정책연구원의 2006년 서비스업 부문 기술혁신조사의 자료를 활용하여 기업수준에서 기술혁신의 산업군별 고용효과를 직접 추정하였다. 추정결과에 따르면, 서비스 혁신의 고용증가 효과는 과학기반형에서만 발생하며 다른 산업군에서는 서비스 혁신의 고용증가 효과가 나타나지 않았다. 공정혁신은 전문공급자형에서는 고용을 감소시키는 효과가 발생하는 것으로 나타났으며, 다른 산업군에서는 유의한 고용효과가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

박성근·김병근(2011)의 연구는 한국의 서비스 기업에서 기술혁신의 고용효과를 직접적으로 추정하였을 뿐만 아니라 기술적 특징에 따라 산업별로 기술혁신의 고용효과가 다를 수 있음을 보였다는 데 그 의의가 있다고 할 수 있다. 하지만, 구조적인 추정모형이 아닌 축약식에 공정혁신과 서비스 혁신의 대응변수를 포함하여 추정하였다. 이 경우 기술혁신의 고용창출 효과를 단순히 양(+)¹의 효과 혹은 음(-)의 효과 여부를 판단할 수 있으며 그 효과에 경제적 의미를 부여하기 힘들다는 단점이 있다. 또한 기업의 기술혁신이 생산성 변화와 같이 고용변화에 영향을 줄 수 있는 변수와 연관되어 있을 경우, 단순한 최소자승법을 이용한 실증분석은 편향된 결과를 도출할 가능성이 클 수 있다. 본 연구는 축약식을 이용한 기존 연구와 달리 기업의 비용최소화 문제에서 제품혁신과 공

¹ 비 제조 등이 포함된다. 규모집약형은 생산구조가 규모의 경제를 보이며 제품혁신과 공정혁신이 보완적으로 수행되는 산업들로 철강, 자동차 등이 포함된다. 공급자지배형은 내부적 기술혁신 활동이 활발하지 않고 기술혁신의 원천이 외부로부터 공급되는 산업들로 섬유, 음식료 등 전통적 제조산업이 포함된다.

정혁신에 의존하는 노동수요함수를 도출한 Harrison *et al.*(2014)의 모형을 이용하고자 한다. 또한 산업의 기술적 특징에 따라 기술혁신의 고용효과가 다를 수 있다는 기존 연구결과를 고려하여 서비스업을 사업, 금융, 보험, 정보처리 등 상대적으로 지식집약적인 서비스업(지식기반 서비스업)과 그 외 서비스업으로 구분하여 지식기반 서비스업에서 기술혁신의 고용효과가 차별적인지를 분석하고자 한다.

Ⅲ. 자료 및 분석 모형

1. 실증 모형

기술혁신의 고용효과를 추정하기 위해 본 연구는 Harrison *et al.*(2014)이 제안한 2기간, 2재화(서비스) 생산 모형을 활용하였다. 이 모형의 가장 큰 장점은 기술혁신조사가 제공하는 정보를 활용하여 기술혁신이 고용에 미치는 이론적 효과들을 구분하여 추정할 수 있다는 것이다. Harrison *et al.*(2014)의 모형은 최근 많은 실증 연구들에서 국가별 혁신활동의 고용효과를 비교 분석하거나 기술혁신의 유형별 고용효과를 분석하는 데 활용되어 왔다(Dachs and Peters, 2014; Zuniga and Crespi, 2013; Hall *et al.*, 2008).

모형에서 기업은 제1기($t=1$)와 제2기($t=1$)에 걸쳐 존재하며 두 개의 서로 다른 서비스를 생산할 수 있다. 제2기가 시작되기 전 기업은 기술혁신 활동을 통해 완전히 새롭거나 기존 서비스와 비교하여 현저하게 개선된 서비스 상품을 출시할 수 있다. Y_{1t} 는 t 기에 생산된 기존 서비스의 생산량을 가리키며 Y_{2t} 는 t 기에 생산된 신규 서비스의 생산량이다. 제1기에는 기술혁신을 수행하기 전이므로 생산되는 서비스가 모두 기존 서비스이기 때문에 Y_{21} 은 0이며, 만약 제2기에 새로운 서비스 상품을 출시하지 않는다면 Y_{22} 도 0이 된다.

기존 서비스와 신규 서비스의 생산함수는 서로 독립적이며, 각 서비스의 생산에는 노동(L), 자본(K), 중간재(M) 등이 투입된다고 가정하였다. 또한 두 서비스의 생산은 규모에 대한 수익 불변(constant returns to scale)이라 가정하였다. 각 서비스의 생산기술의 변화는 요소 중립적이며 서로 다를 수 있다. 기존 서비스와 신규 서비스의 생산함수는 다음과 같이 쓸 수 있다.

12 서비스 기업의 기술혁신이 고용창출에 미치는 영향 분석

$$Y_{it} = \theta_{it} F(K_{it}, L_{it}, M_{it}), \quad i=1, 2; \quad t=1, 2 \quad (1)$$

위 식에서 θ_{it} 는 t 기에 서비스 i 의 생산효율성을 나타낸다. 주어진 생산함수 하에서 기업이 비용 최소화 문제를 푼다고 가정하면 t 기에 기업의 비용함수는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$C(w_{1t}, w_{2t}, Y_{1t}, Y_{2t}, \theta_{1t}, \theta_{2t}) = c(w_{1t}) \frac{Y_{1t}}{\theta_{1t}} + c(w_{2t}) \frac{Y_{2t}}{\theta_{2t}} \quad (2)$$

식 (2)에서 $c(w)$ 는 한계비용을 나타내며 요소가격벡터 w 의 함수이다. 위 비용함수를 임금에 대해 미분한 후 Shephard의 lemma를 적용하면 식 (3)과 같은 노동수요함수를 도출할 수 있다.

$$L_{it} = c_L(w_{it}) \frac{Y_{it}}{\theta_{it}} \quad (3)$$

식 (3)에서 $c_L(w_{it})$ 은 한계비용함수를 임금에 대해 미분한 것이다.

제1기에서 제2기로의 전체 고용증가율 $\left(\frac{\Delta L}{L}\right)$ 은 기존 서비스 생산에 의한 노동증가율 $\left(\frac{L_{12} - L_{11}}{L_{11}}\right)$ 과 새로운 서비스 생산에 따른 고용증가율 $\left(\frac{L_{22}}{L_{11}}\right)$ 의 합으로 나타낼 수 있다.

$$\frac{\Delta L}{L} = \frac{L_{12} - L_{11}}{L_{11}} + \frac{L_{22}}{L_{11}} \quad (4)$$

식 (4)에 노동수요함수 식 (3)을 대입하여 다시 쓰면 기업의 고용증가율은 다음과 같이 표현된다.

$$\frac{\Delta L}{L} = \frac{c_L(w_{12})Y_{12}/\theta_{12} - c_L(w_{11})Y_{11}/\theta_{11}}{c_L(w_{11})Y_{11}/\theta_{11}} + \frac{c_L(w_{22})Y_{22}/\theta_{22}}{c_L(w_{11})Y_{11}/\theta_{11}} \quad (5)$$

두 기간 동안 생산요소의 가격이 큰 변화가 없고 기존 서비스와 신규 서비스에 투입되는 생산요소들의 가격이 다르지 않다면, 한계비용함수의 임금에 대한

미분이 동일하다고 가정할 수 있다. 즉, $c_L(w_{11})=c_L(w_{12})=c_L(w_{22})$ 를 가정한다면 고용증가율식은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\frac{\Delta L}{L} \simeq -\left(\frac{\theta_{12}-\theta_{11}}{\theta_{11}}\right) + \left(\frac{Y_{12}-Y_{11}}{Y_{11}}\right) + \frac{\theta_{11}Y_{22}}{\theta_{22}Y_{11}} \quad (6)$$

식 (6)에 따르면 기업의 고용증가율은 세 가지 요소에 의해 설명될 수 있다. 첫째, 고용증가율은 제1기 대비 제2기에 기존 서비스의 생산이 얼마나 더 효율적으로 이루어졌는가에 의존한다. 즉, 기존 서비스의 생산효율성이 증가한 경우 노동수요는 감소하며 이 효과는 공정혁신을 시행한 기업의 경우에 크게 발생할 것으로 예상할 수 있다. 둘째, 기존 서비스의 생산증가에 따른 고용증가이다. 마지막으로 제품(서비스 혁신)에 의해 새로운 서비스 생산이 증가함에 따른 고용증가 효과이다. 새로운 서비스가 기존 서비스보다 더 효율적으로 생산될 경우 고용의 증가는 새로운 서비스의 생산증가보다는 덜 증가하게 된다.

식 (6)은 다음과 같은 추정방정식으로 다시 쓸 수 있다.

$$l = (\alpha_0 + \alpha_1 d) + y_1 + \beta y_2 + u \quad (7)$$

l 은 제1기에서 제2기로의 고용증가율을 나타내며, y_1 은 기존 서비스의 생산증가율 $\left(\frac{Y_{12}-Y_{11}}{Y_{11}}\right)$ 을 y_2 는 기존 서비스 대비 신규 서비스의 생산 비율 $\left(\frac{Y_{22}}{Y_{11}}\right)$ 을 그리고 u 는 오차항을 각각 나타낸다. α_0 는 기존 서비스의 생산효율성 증가에 따른 고용효과를 추정하며, d 는 공정혁신 수행 여부를 나타내는 더미변수로 공정혁신에 따른 추가적인 생산효율성의 고용효과를 추정하기 위한 변수이다. 더미변수 d 는 기업이 서비스 상품 혁신을 수행하지 않고 공정혁신만을 수행한 경우 1의 값을 가지며 그 외에는 0의 값을 갖는다. β 는 기존 서비스 대비 신규 서비스의 생산효율성 증가에 따른 고용효과를 추정한다.

식 (7)의 기존 서비스와 신규 서비스의 실질생산액 증가율을 구하기 위해서는 기업별 기존 서비스와 신규 서비스에 대한 디플레이터가 필요하다. 하지만, 기업 수준에서 서비스 가격에 대한 자료가 존재하지 않으므로 식 (7)을 직접 추정하기 어렵다. 기존 서비스의 명목 생산액 증가율과 가격증가율을 각각 g_1 $\left(=\frac{P_{12}Y_{12}-P_{11}Y_{11}}{P_{11}Y_{11}}\right)$ 과 π_1 $\left(=\frac{P_{12}-P_{11}}{P_{11}}\right)$ 이라 하면 $(1+y_1)=\left(\frac{1+g_1}{1+\pi_1}\right)$ 의 관계가

14 서비스 기업의 기술혁신이 고용창출에 미치는 영향 분석

존재하고 g_1 과 π_1 의 값이 크지 않다면 $y_1 = g_1 - \pi_1$ 의 관계를 가정할 수 있다. 또한 신규 서비스의 가격증가율(π_2)을 기존 서비스의 가격 대비 기존 서비스와 신규 서비스의 가격 차이의 비율로 정의하면, 신규 서비스의 명목 생산액 비율 $g_2 \left(= \frac{P_{22}Y_{22}}{P_{11}Y_{11}} \right)$ 는 $g_2 = (1 + \pi_2)y_2$ 의 관계를 갖는다. 따라서 식 (7)은 명목 서비스 생산액과 가격의 증가율 식으로 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$l - g_1 = (\alpha_0 + \alpha_1 d) + \beta g_2 + (-\pi_1 - \beta \pi_2 y_2 + u) \quad (8)$$

Harrison *et al.*(2014)이 지적한 바와 같이 위 추정식은 두 가지의 내생성 문제를 지니고 있다. 먼저, 위 식에서 볼 수 있는 것처럼 우변의 명목 신규 서비스 생산액 증가율($g_2 = y_2 + \pi_2 y_2$)은 오차항과 상관되어 있다. 하지만, 만약 신규 서비스의 실질 증가율 y_2 가 π_1 이나 $\beta \pi_2 y_2$ 와 상관되어 있지 않다면 명목 신규 서비스 생산액 증가율에 대한 적절한 도구변수를 활용한다면 β 에 대한 추정이 가능할 것이다.

다른 내생성 문제는 식 (7)의 오차항에 포함된 기존 서비스의 가격증가율에서 기인한다. 생산효율성의 증가는 한계비용의 하락을 동반하며 시장구조에 따라 다를 수 있지만 일정 부분 서비스의 가격하락을 초래하게 된다. 하지만 이러한 가격하락을 초래하는 생산효율성 증가는 기업의 공정혁신과 밀접한 관련이 있기 때문에 만약 오차항의 가격증가율을 통제하지 못한다면 추정식의 α_1 은 공정혁신의 순효과, 즉 가격하락에 따른 고용증가 효과를 포함한 효과를 추정하게 되어 공정혁신의 직접적인 고용 대체효과보다는 공정혁신이 고용에 유의한 효과를 보이지 않는다는 결과를 얻을 가능성이 높다. 하지만, 기업별 서비스 가격에 대한 정보가 존재하지 않으므로 Harrison *et al.*(2014)은 π_1 을 산업별 디플레이터 증가율(π)로 대체하여 다음과 같은 최종 추정식을 도출하였다.

$$l - (g_1 - \pi) = (\alpha_0 + \alpha_1 d) + \beta g_2 + v \quad (9)$$

v 는 $-(\pi_1 - \pi) - \beta \pi_2 y_2 + u$ 이다. 만약 기업과 산업의 가격변화가 큰 차이를 보이지 않는다면 공정혁신의 고용축출 효과를 추정할 수 있을 것이다.

2. 자료 설명

본 연구는 과학기술정책연구원(STEPI)에서 실시한 2006년도 ‘기술혁신조사: 서비스 부문’ 자료를 이용하였다. 기술혁신조사는 유형별 혁신활동 정도, 혁신활동의 특성, 혁신활동의 장애요인 등 기업의 혁신활동과 관련한 세부적 정보의 수집을 목적으로 수행되고 있다. 유럽 국가들은 국가 간 기업 혁신활동을 비교하기 위해 조사방법론(Oslo Manual)을 수립하고 1990년대 중반부터 Community Innovation Survey(CIS)라는 이름으로 기술혁신조사를 수행해 왔다. 우리나라도 과학기술정책연구원에서 1996년부터 제조 기업을 중심으로 기술혁신조사를 시작하였으나, 원자료는 공개하지 않았다가 2002년부터 본격적으로 제조업과 서비스업 부문 기업에 대해 2~3년 주기로 조사하고 자료를 공표하고 있다.

서비스업 기술혁신조사는 OECD Oslo Manual(OECD, 2005) 3차 개정판에 근거하여 2003년, 2006년, 2009년, 2011년, 2012년 총 5회 실시되었으며 2009년도 조사를 제외한 조사들의 원자료는 이용이 가능하다. 본 연구가 최근 자료인 2012년도와 2011년도 자료를 이용하지 않은 이유는 2012년도 조사는 기업의 매출액을 조사하지 않고 있어 Harrison *et al.*(2014)의 구조적 모형을 적용하기 어렵고, 2011년도 조사에는 기업의 설립연도와 관련된 자료가 존재하지 않아 업력에 따른 고용효과를 추정하는 것이 불가능하기 때문이다. 2006년도 서비스 부문 기술혁신조사는 통계청의 사업체 기초통계조사의 기업명부를 모집단으로 상시종업원 10인 이상 기업이 2003~2005년 동안 수행한 혁신활동에 대해 조사하고 있다. 조사에 포함된 기업의 업종은 제8차 한국표준산업분류 기준 도매업(G), 운수업(I), 통신업(J), 금융 및 보험업(K), 사업서비스업(M), 오락, 문화 및 운동 관련 서비스업(Q)이며 최종 응답 기업 수는 2,498개이다.

실증 모형의 추정에 필요한 주요 변수는 고용, 매출, 서비스(제품) 혁신과 공정혁신 여부, 신규 서비스 매출 비중, 업력, 산업별 디플레이터 증가율 등이다. 먼저, 고용과 매출의 증가율은 2003년과 2005년의 로그차분으로 정의하였다. 조사 대상이 상시종업원 수 10인 이상 기업이므로 응답한 종업원 수가 10인 미만인 기업은 제외하였다. 기술혁신조사는 서비스(제품) 혁신을 그 특성이나 용도에 있어 새롭거나 획기적으로 개선된 제품이나 서비스를 출시한 경우로 정의하고 있다. 2006년 기술혁신조사는 2003~2005년 동안 기업이 서비스(제품) 혁신을 수행했는지 여부를 묻고, 만약 서비스 혁신을 수행한 경우 2005년 기준 전체 매출액 중 신규 서비스의 매출이 차지하는 비중을 조사하고 있다. 따라서

2005년 신규 서비스 매출 비중을 2005년 전체 매출액에 곱하여 2005년 기존 서비스 매출액을 구할 수 있으며, 2003년 매출액과 2005년 기존 서비스 매출액의 로그차분으로 기존 서비스 매출 증가율을 정의하였다. 2006년 기술혁신조사는 2003~2005년의 기술혁신 활동을 수행하고 있으므로 2003년 이후 설립된 기업은 표본에서 제외하였다. 즉, 기업의 업력은 2005에서 설립연도를 차감하여 계산하였다. 가격증가율은 한국생산성본부의 중요소생산성 Database(KIP DB) 내에 있는 중분류(2자리) 산업별 산출액 디플레이터를 이용하였다. KIP DB의 산출액 디플레이터는 한국은행의 국민계정 78개 산업의 디플레이터를 표준산업분류에 맞추어 재분류한 것이다.

추정 모형에서 공정혁신더미는 서비스 혁신은 수행하지 않고 공정혁신만을 수행한 기업을 가리킨다. Oslo Manual은 공정혁신을 기존과 비교하여 현저히 개선되었거나 전혀 새로운 생산공정의 도입으로 정의하고 있으며 납품 및 유통 등 물류의 개선도 포함된다. 2006년 기술혁신조사에서는 기업의 공정혁신을 새로운 생산방식의 도입, 기술을 활용한 고객과의 새로운 접점 개발, 기술적으로 새로운 구매/납품/유통방식 도입, 생산공정/유통과정에서의 조직변화 등 네 가지 유형으로 구분하여 조사하고 있다. 하지만, 고객과의 새로운 접점개발이나 유통과정에서의 조직변화는 엄밀한 의미에서 공정혁신 활동이라고 보기 어렵다. 실제로 최근 시행된 2011년과 2012년 조사에서는 공정혁신 활동을 네 가지 유형으로 구분하지 않고 새로운 생산방식과 유통방법의 도입이 있었는지 여부만을 조사하고 있다. 따라서 본 연구에서 공정혁신 기업더미는 2003~2005년에 새로운 생산방식이나 새로운 구매/납품/유통방식을 도입한 기업은 1, 그렇지 않으면 0을 갖는 변수로 정의하였다.

기술혁신의 고용효과가 지식집약적인 서비스업에서 차별적 효과를 보이는데를 분석하기 위해 전체 표본을 지식집약 서비스 산업과 비지식집약 서비스 산업으로 구분하였다. OECD(2001)는 지식집약 서비스(knowledge intensive service industries)를 사업서비스, 통신서비스, 금융서비스, 교육서비스, 의료서비스 등으로 정의하고 있다. 본 연구에서는 중분류 기준으로 통신업(64), 금융업(65), 보험 및 연금업(66), 금융 및 보험 관련 서비스업(67), 정보처리 및 기타 컴퓨터 운영 관련업(72), 연구 및 개발업(73), 기타 사업 관련 서비스업(74), 영화, 방송 및 공연산업(87) 등 8개 산업을 지식집약 서비스 산업으로 구분하였으며, 그 외 서비스 산업은 비지식집약 서비스 산업으로 구분하였다(Chen, 2009).²⁾ 모든 변

2) 2006년 기술혁신조사는 보건업과 교육서비스업이 조사대상에 포함되어 있지 않다.

수에 대한 자료가 존재하는 최종 표본 1,640개가 추정에 사용되었다.

〈표 1〉은 전체 표본, 지식집약 서비스 산업, 비지식집약 서비스 산업의 요약 통계량을 보여주고 있다. 전체 표본 기업의 평균 상시근로자 수는 2003년 기준 약 110명이며 지식집약 서비스 산업과 그 외 산업의 평균 상시근로자 수도 전체 평균과 큰 차이를 보이지 않았다. 기업업력의 경우 표본의 평균은 약 12년이며 지식집약 서비스업은 평균 약 10년으로 비지식 서비스 산업의 평균 업력인 약 14년보다 낮았다. 혁신기업의 비율은 공정혁신만을 수행하는 서비스 기업의 비율이 약 3.3%, 서비스 혁신만을 수행하거나 서비스 혁신과 공정혁신을 동시에 수행하는 기업의 비율은 약 9.6%였다. 따라서 공정혁신 혹은 서비스 혁신 중 하나라도 수행한 기업의 비율은 약 12.9%이었다. 이러한 서비스 혁신 기

〈표 1〉 자료 설명

| | 전체 | 지식집약 서비스 | 비지식집약 서비스 |
|--------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| 표본 수 | 1,640 | 970 | 670 |
| 근로자 수 (2003년 기준, 천 명) | 0.110 (0.337) | 0.109 (0.331) | 0.112 (0.345) |
| 업력(년) | 11.683 (11.472) | 10.044 (10.769) | 14.055 (12.038) |
| 공정혁신 기업 비율 | 0.033 (0.179) | 0.027 (0.162) | 0.042 (0.200) |
| 서비스 혁신 기업 비율 | 0.096 (0.295) | 0.135 (0.342) | 0.040 (0.197) |
| 고용증가율 | 0.057 (0.289) | 0.069 (0.298) | 0.040 (0.275) |
| 기존 서비스 매출 증가율 | 0.072 (0.553) | 0.059 (0.632) | 0.090 (0.412) |
| 신규 서비스 매출 증가율 | 0.056 (0.222) | 0.082 (0.268) | 0.019 (0.120) |
| 가격증가율 | 0.064 (0.065) | 0.071 (0.078) | 0.053 (0.035) |

- 주: 1) 공정혁신 기업 비율은 공정혁신만을 수행한 기업의 비율을 나타냄.
 2) 서비스(제품) 혁신 기업 비율은 서비스(제품) 혁신만을 수행하거나 서비스(제품) 혁신과 공정혁신을 수행하는 기업을 모두 포함한 비율임.
 3) 괄호 안 수치는 표준편차임.
 4) 증가율은 2003년과 2005년 값의 로그차분으로 계산함.

업의 비율은 다른 국가의 자료와 비교하면 매우 낮은 수치이다. 비록 동일한 기간을 분석한 것은 아니지만, 유럽 4개국의 자료를 분석한 Harrison *et al.* (2014)에 따르면, 1998~2000년 기준 서비스 혁신 기업의 비율은 프랑스 39.8%, 독일 48.6%, 스페인 30.9%, 영국 26.8%로 서비스 산업의 혁신활동이 매우 활발한 것을 알 수 있다. 15개 유럽 국가의 기술혁신조사 자료를 분석한 Evangelista and Savona(2010)에 따르면 1994~1996년 기준 서비스 산업의 기술혁신 비율은 평균 40.3%였다. <표 1>에 따르면 지식집약 서비스업의 경우 서비스 혁신 기업 비율이 13.5%로 비지식집약 서비스업의 4.0%보다 훨씬 높은 것을 알 수 있다. 하지만, 지식집약 서비스업의 혁신활동 비율도 타 국가와 비교했을 때 절대적으로 매우 낮은 수준임을 알 수 있다.

2003~2005년 사이 고용증가율은 전체 서비스 기업의 경우 5.7%였으며 지식 집약 서비스업의 고용증가율은 6.9%, 비지식집약 서비스업의 고용증가율은 4.0%로 역시 큰 차이를 보였다. 이는 혁신활동과 고용이 양(+)의 상관관계를 가질 수 있음을 간접적으로 의미하고 있다. 전체 표본에서 기존 서비스 매출의 증가율은 7.2%로 신규 서비스 매출 증가율 5.6%보다 더 큰 것으로 나타났다. 이는 서비스 혁신을 수행하는 기업의 비율이 매우 낮은 것에 기인한다. 비지식집약 서비스업의 경우 2005년 신규 서비스 매출액 증가율, 즉 기존 서비스 매출액 대비 신규 서비스 매출액 비중이 2%에도 미치지 못하는 것으로 나타났다.

IV. 추정결과

앞서 지적한 바와 같이 추정식 (9) 우변의 신규 서비스 매출 증가율은 오차항과 상관되어 있을 가능성이 높다. 따라서 신규 서비스 매출액과는 상관되어 있으면서 서비스의 가격변화와는 관련이 적은 변수가 적절한 도구변수가 될 수 있다. Harrison *et al.*(2014)은 혁신활동의 수행목적으로 서비스(제품)의 다양성 확대의 중요도가 좋은 도구변수가 될 수 있음을 지적하였다. 즉, 서비스의 다양화를 확대하는 것은 서비스의 매출과 밀접한 상관관계가 있을 수 있지만 가격 변화와는 큰 관련이 없을 가능성이 높다. 본 연구는 혁신활동의 수행목적으로서 진부해진 기존 제품 대체/제품다양화의 중요도를 신규 서비스 매출액의 도구변수로 이용하였다. 신규 서비스 매출 증가율을 종속변수로 하는 1차 축약식 추정에서 도구변수와 통계적으로 매우 유의한 상관관계에 있음을 확인하여 약

한 도구변수(week instrument variable)의 문제가 없음을 확인하였다.³⁾

〈표 2〉는 최종추정식을 최소자승법(OLS)과 도구변수(IV)를 활용하여 전체 표본, 지식집약 서비스업, 비지식집약 서비스업 표본으로 나누어 추정한 결과를 보여주고 있다. 모든 추정식에는 중분류 기준 14개의 산업더미를 포함하고 있다. 먼저 전체 표본을 최소자승법으로 추정한 결과를 보면, 공정혁신만을 수행한 기업의 추가적인 고용효과를 나타내는 계수(d_1)값의 부호는 마이너스를 보이고 있지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 공정혁신더미 d_1 의 계수는 기존 서비스 생산의 효율성 증대로 인해 고용축출 효과가 존재하는지 여부를 나타낸다. 공정혁신더미의 계수가 통계적으로 유의하지 않다는 것은 생산성 증가에 따른 고용감소 효과가 가격하락에 의한 고용증가 효과로 대부분 상쇄되었음을 의미한다.

문성배·전현배(2008)의 분석결과에 따르면, 제조기업의 경우 공정혁신에 따른 고용축출 효과가 존재하는 것으로 나타났다. 특히, 저기술 제조업의 경우 공정혁신의 고용감소 효과가 두드러졌으며 이는 가격하락에 따른 수요확대가 크게 발생하지 않기 때문일 수 있다. 서비스 산업의 추정결과는 이론적 관점에서 보면 공정혁신으로 인한 기존 서비스의 생산효율성 증가가 적극적인 가격하락

〈표 2〉 추정결과: 공정혁신과 서비스 혁신의 고용효과

| | 전체 서비스업 | | 지식집약 서비스업 | | 비지식집약 서비스업 | |
|-------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| 상수항 | 산업더미 | 산업더미 | 산업더미 | 산업더미 | 산업더미 | 산업더미 |
| 공정혁신더미 (d_1) | -0.04 (0.04) | -0.03 (0.04) | -0.07 (0.07) | -0.05 (0.07) | -0.01 (0.05) | -0.01 (0.05) |
| 신규 서비스 매출(g_2) | 1.05*** (0.11) | 1.33*** (0.11) | 1.03*** (0.12) | 1.37*** (0.13) | 1.18*** (0.20) | 1.13*** (0.19) |
| Adjusted R ² | 0.21 | 0.21 | 0.23 | 0.22 | 0.11 | 0.11 |
| 표본 수 | 1,640 | | 970 | | 670 | |

주: 1) 종속변수는 $l-(g_1-\pi)$ 이며, 모든 추정식에는 중분류 기준 14개의 산업더미를 포함.
 2) 공정혁신더미 d_1 은 공정혁신만을 수행한 기업은 1, 그 외 기업은 0의 값을 가짐.
 3) 괄호 안 수치는 이분산-일치 표준오차를 나타냄.
 4) IV추정식의 도구변수는 혁신활동의 목적 중 진부해진 기존 제품 대체/제품다양화 항목을 이용함(5점 척도).
 5) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

3) 축약식에서 서비스 대체/다양화 변수의 추정계수값은 0.11이고 t 값은 28.3이었다.

으로 전이되고, 이에 따른 수요확대로 고용의 감소효과가 크게 나타나지 않았다는 것을 의미한다. 다만, 한 가지 유의할 것은 서비스 산업의 공정혁신은 제조업의 그것과는 차이를 보일 수 있다는 것이다. 서비스업의 경우 제조업과는 달리 고객의 요구에 특화되어 생산되는 경우가 많아 제품혁신과 공정혁신 간 구분이 매우 불분명할 수 있다. 따라서 서비스 산업에서 통계적으로 유의하지 않은 공정혁신의 고용효과는 혁신의 구분이 불명확하여 발생할 가능성도 배제할 수 없다.

추정식에 따르면 신제품 매출 증가율의 고용효과를 나타내는 계수(β)는 신규 서비스 생산의 효율성 대비 기존 서비스 생산의 효율성(θ_{11}/θ_{22})을 나타낸다. 따라서 추정계수의 값이 1보다 작다면 서비스(제품) 혁신이 서비스의 수요증가에 따른 고용증가 효과와 더불어 생산효율성 증가에 따른 고용감소 효과도 동반할 수 있음을 의미한다. 최승자승법에 따른 추정결과에 따르면 신규 서비스 매출의 추정계수는 1.05로 추정되었으며 통계적으로 유의하였다. 추정계수의 표준오차는 0.11로 신규 서비스의 생산효율성과 기존 서비스의 생산효율성 간에 큰 차이가 존재하지 않는다고 판단할 수 있다. 즉, 서비스 혁신에 따른 신규 서비스의 매출증가가 생산효율성 증가로 인한 고용감소 효과를 동반한다고 보기 어렵다는 것이다.

〈표 2〉의 둘째 열은 도구변수를 이용한 추정결과를 보여주고 있다. 먼저, 공정혁신더미의 추정계수는 OLS와 마찬가지로 마이너스 부호를 보이고 있지만 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. OLS와 도구변수를 이용한 추정결과 가장 큰 차이는 신규 서비스 매출의 추정계수값의 변화이다. 도구변수 모형에서 신규 서비스 매출이 추정계수는 1.33으로 OLS의 추정결과와 비교하여 크게 증가하였음을 알 수 있다. 즉, 신규 서비스 매출이 오차항과 음(-)의 상관관계가 존재할 가능성이 높기 때문에 OLS를 이용할 경우 신규 서비스 매출의 추정계수가 하향 편향될 가능성이 높다는 것을 잘 보여주고 있다. 도구변수 모형의 추정결과는 신규 서비스의 생산효율성이 기존 서비스의 생산효율성보다 크게 낮을 수 있음을 의미한다.

지식집약 서비스업과 비지식집약 서비스업으로 구분하여 추정한 결과는 도구변수모형에서 신규 서비스 매출의 고용효과가 크게 변한 이유를 부분적으로 설명하고 있다. 먼저, 공정혁신의 효과는 전체 표본의 추정결과와 마찬가지로 마이너스 부호를 보이고 있지만 통계적으로는 유의하지 않았다. 신규 서비스 매출의 계수는 지식집약 서비스업의 경우 도구변수 모형의 추정값이 1.37로 OLS

의 추정값인 1.03에 비해 매우 큰 것을 알 수 있다. 반면 비지식집약 서비스업은 신규 서비스 매출의 추정계수값이 모두 1보다 크긴 하였지만 OLS와 도구변수 모형의 추정계수 간 큰 변화를 보이지 않았다. 추정결과는 지식집약 서비스업의 경우 신규 서비스의 생산효율성이 기존 서비스의 생산효율성보다 크게 낮음을 시사한다. 이는 지식집약 서비스업에서 신규 서비스의 경쟁요인이 가격보다는 비가격적인 요인에 크게 의존할 수 있음을 나타낸다. 지식집약 서비스 산업의 생산활동은 기술적 요소를 활용하여 수요자들의 개별적인 문제를 해결하거나 특화된 서비스를 제공하는 것이 일반적이다(Muller and Doloreux, 2009). 따라서 지식집약 서비스 기업의 신규 서비스에 대한 혁신활동은 생산효율성 증대에 초점이 있는 것이 아니라 보다 더 다양한 수요자의 선호를 충족시키거나 기존에 해결하지 못했던 문제를 해결하는 방법의 개발에 더 집중되어 있을 가능성이 높다. 지식집약 서비스업에서 신규 서비스 생산의 높은 고용효과는 지식집약 서비스 산업의 기술혁신 활동을 유인함으로써 상대적으로 더 높은 고용을 창출할 수 있다는 것으로 정책적으로도 중요한 의미를 지닌다고 할 수 있다.

〈표 3〉은 신규 서비스 매출과 공정혁신더미의 교차항을 포함하여 추정된 결

〈표 3〉 추정결과: 공정혁신과 서비스 혁신의 고용효과

| | 전체 서비스업 | | 지식집약 서비스업 | | 비지식집약 서비스업 | |
|-----------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| 상수항 | -0.01 (0.03) | -0.02 (0.03) | -0.07 (0.05) | -0.08 (0.05) | -0.01 (0.03) | -0.01 (0.03) |
| 공정혁신더미(d_1) | -0.04 (0.04) | -0.03 (0.04) | -0.07 (0.07) | -0.05 (0.07) | -0.01 (0.05) | -0.01 (0.05) |
| 신규 서비스 매출(g_2) | 0.97*** (0.14) | 1.36*** (0.17) | 0.95*** (0.14) | 1.33*** (0.16) | 1.22*** (0.35) | 0.94*** (0.42) |
| 신규 서비스 매출(g_2) × 공정혁신더미(d_1) | 0.28 (0.17) | -0.08 (0.20) | 0.32 (0.18) | 0.14 (0.22) | -0.06 (0.43) | 0.25 (0.46) |
| Adjusted R ² | 0.21 | 0.21 | 0.23 | 0.23 | 0.11 | 0.11 |
| 표본 수 | 1,640 | | 970 | | 670 | |

주: 1) 종속변수는 $l-(g_1-\pi)$ 이며, 모든 추정식에는 중분류 기준 14개의 산업더미를 포함.
 2) 공정혁신더미 d_1 은 공정혁신만을 수행한 기업은 1, 그 외 기업은 0의 값을 가짐.
 3) 괄호 안 수치는 이분산-일치 표준오차를 나타냄.
 4) IV추정식의 도구변수는 진부해진 기존 제품 대체/제품다양화와 기존 제품 대체/제품 다양화에 공정혁신더미를 곱한 변수를 도구변수로 이용함(5점 척도).
 5) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

22 서비스 기업의 기술혁신이 고용창출에 미치는 영향 분석

과를 보여주고 있다. 공정혁신더미 d_2 는 신규 서비스 혁신기업 중 공정혁신을 수행한 기업에 대한 더미이다. 신규 서비스 혁신과 공정혁신을 동시에 수행한 경우 1의 값을, 신규 서비스 혁신만 수행한 기업의 경우 0의 값을 가진다. 즉, 신규 서비스 혁신기업의 공정혁신은 신규 서비스의 생산효율성에 관련이 있을 수 있으며 이로 인해 공정혁신과 신규 서비스 혁신을 동시에 수행한 기업의 경우 기존 서비스와 신규 서비스의 생산효율성 차이가 존재하는지를 분석하고 있다. 도구변수 모형의 경우 기존 제품 대체/제품다양화와 동변수와 공정혁신더미(d_2)의 교차항을 도구변수로 이용하였다. 추정결과에 따르면, 신규 서비스 혁신을 수행한 기업 중 공정혁신을 수행한 기업에서 신규 서비스 매출의 고용효과가 차이를 보이지는 않는 것으로 나타났다. 전체 표본을 도구변수 모형으로 추정한 결과에 따르면, 신규 서비스 매출과 공정혁신더미의 교차항 추정계수는 -0.08 로 음(-)의 값이었지만 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 지식집약 기업과 비지식집약 기업의 경우도 마찬가지였다. 즉, 지식집약 기업과 비지식집약 기업 모두 공정혁신을 수행하는 기업에서 서비스 혁신의 고용효과가 다르지 않았다.

신생 기업은 기존 제품의 기술이나 수익의 대체를 고려할 필요가 없기 때문에 기존 제품과는 전혀 다른 새로운 생산방식을 도입하고 급진적인 제품을 개발할 유인이 높을 수 있다(Reinganum, 1985). 최근 실증분석들은 기업의 업력과 고용창출이 밀접한 관련이 있으며, 특히 혁신적인 신생 기업의 경우 다른 기업보다 고용증가율이 매우 높음을 지적하고 있다(Haltiwanger, Jarmin, and Miranda, 2013; Czarnitzki and Delanote, 2013). 본 연구에서는 신생 기업의 서비스 혁신이 다른 기업들의 서비스 혁신과는 다른 차별적 고용효과를 발생시키는지를 분석하고자 하였다. <표 4>는 기업의 업력이 5년 이하인 경우 1, 그 외의 경우 0의 값을 갖는 ‘업력 5년 이하 더미’를 신제품 매출과 곱한 교차항을 포함하여 추정한 결과를 보여주고 있다. 서비스 혁신과 관련되지 않은 업력의 고용효과를 통제하기 위해 ‘업력 5년 이하 더미’도 같이 포함하여 추정하였다.

전체 표본의 추정결과를 보면 업력 5년 이하인 기업의 신규 서비스 매출 증가율은 0.45% 의 추가적인 고용증가 효과를 가지는 것으로 나타났다. 이는 신생 기업의 서비스 혁신이 가격보다는 새로운 혁신에 기반을 둔 수요확대에 초점을 두고 있음을 의미한다. 특히, 지식집약 서비스업의 경우 신생 기업의 서비스 혁신 활동이 고용에 미치는 효과가 매우 큰 것으로 나타났다. 추정결과에 따르면 동일한 지식집약 서비스 기업이라 할지라도 업력이 5년 이하인 기업의

〈표 4〉 추정결과: 업력에 따른 서비스 혁신의 고용효과

| | 전체 서비스업 | | 지식집약 서비스업 | | 비지식집약 서비스업 | |
|------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| 상수항 | 0.00 (0.03) | -0.01 (0.03) | -0.07 (0.05) | -0.07 (0.05) | 0.00 (0.03) | 0.00 (0.03) |
| 공정혁신더미(d_1) | -0.04 (0.04) | -0.03 (0.04) | -0.07 (0.07) | -0.05 (0.07) | -0.01 (0.05) | -0.01 (0.05) |
| 신규 서비스 매출(g_2) | 1.03*** (0.13) | 1.12*** (0.13) | 0.99*** (0.15) | 1.12*** (0.15) | 1.21*** (0.26) | 1.13*** (0.27) |
| 신규 서비스 매출(g_2) ×업력 5년 이하 더미 | 0.05 (0.22) | 0.45* (0.23) | 0.07 (0.24) | 0.50* (0.26) | -0.10 (0.42) | -0.02 (0.40) |
| 업력 5년 이하 더미 | -0.01 (0.03) | -0.03 (0.03) | 0.01 (0.04) | -0.02 (0.04) | -0.03 (0.04) | -0.03 (0.04) |
| Adjusted R ² | 0.21 | 0.20 | 0.22 | 0.22 | 0.11 | 0.11 |
| 표본 수 | 1,640 | | 970 | | 670 | |

- 주: 1) 종속변수는 $l-(g_1-\pi)$ 이며, 모든 추정식에는 중분류 기준 14개의 산업더미를 포함.
 2) 공정혁신더미 d_1 은 공정혁신만을 수행한 기업은 1, 그 외 기업은 0의 값을 가짐.
 3) 괄호 안 수치는 이분산-일치 표준오차를 나타냄.
 4) IV추정식의 도구변수는 진부해진 기존 제품 대체/제품다양화와 기존 제품 대체/제품 다양화에 업력 5년 이하 더미변수를 곱한 변수를 이용함(5점 척도).
 5) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

신규 서비스 매출 증가율은 약 0.5%p의 추가적인 고용증가 효과를 가지는 것으로 나타났다. 반면 비지식집약 서비스업의 경우 신생 기업의 서비스 혁신이 차별적인 고용효과를 발생시키지는 않는 것으로 나타났다.⁴⁾ 이러한 서비스업 내 신생기업의 고용효과는 문성배·전현배(2008)가 추정된 제조업의 결과와 상당히 대비된다. 문성배·전현배(2008)의 추정결과에 따르면 신제품 생산의 고용효과가 신생 기업에서 더 작은 것으로 나타났다. 이는 제조업 내 신생 기업의 경우 기존 제품보다 더 높은 생산효율성에 기반을 둔 가격경쟁력 확보가 시장 진입시 매우 중요한 요소로 작용할 수 있음을 의미한다. 반면 서비스업의 경우 신생 기업의 경쟁력이 가격 외의 요소에 의존할 가능성이 높아 신생 기업의 진입에 따른 신규 서비스의 창출이 제조업에서 보다 더 높은 고용효과를 유발할 수 있는 것으로 판단된다.

4) 심사자의 지적대로 지식집약 서비스업에서 보이는 신생 기업의 추가적인 고용효과는 지식 집약 서비스업에서 상대적으로 더 활발한 기업의 진입과 퇴출에 기인한 것일 수 있다.

24 서비스 기업의 기술혁신이 고용창출에 미치는 영향 분석

공정혁신의 고용효과는 혁신에 따른 생산성 증가를 얼마나 가격에 전가시켜 수요의 증가로 이어지느냐에 의존한다. 하지만, 생산성 증가와 서비스(제품)의 가격은 시장구조와 밀접한 관련이 있다. 시장이 집중적인 경우 기업은 공정혁신으로 생산성이 증가하더라도 서비스의 가격을 낮추지 않을 수 있어 시장경쟁 정도에 따라 공정혁신의 고용효과가 다를 수 있다. 공정혁신의 고용효과가 시장구조에 의존하는지를 분석하기 위해서는 기업이 직면한 시장경쟁을 나타내는 척도가 필요하다. 시장경쟁의 대표적인 척도는 CR3 혹은 HHI를 들 수 있다. 하지만, 이러한 척도가 기업이 속한 시장의 경쟁 정도를 대변하기 위해서는 그 기업이 속한 세부적인 시장에 명확하게 정의되어야 한다. 하지만, 기술혁신조사의 경우 기업의 산업분류를 세분류 수준(3자리)에서만 제공하기 때문에 2차 자료를 이용하여 CR3나 HHI를 계산할 수 있다 하더라도 기업의 정확한 시장경쟁 정도를 나타내지 않을 가능성이 크다. 특히, 서비스업의 경우 지역적인 시장이 구분되어 있을 가능성이 높으며, 따라서 전국을 대상으로 계산된 산업집중도는 기업이 직면한 경쟁 정도를 대변하지 못할 가능성이 크다. No and Seo

<표 5> 추정결과: 시장경쟁에 따른 공정혁신의 고용효과

| | 전체 서비스업 | | 지식집약 서비스업 | | 비지식집약 서비스업 | |
|---------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | OLS | IV | OLS | IV | OLS | IV |
| 상수항 | -0.01 (0.03) | -0.01 (0.03) | -0.07 (0.06) | -0.06 (0.05) | -0.01 (0.03) | -0.01 (0.03) |
| 공정혁신더미(d_1) | -0.06 (0.08) | -0.05 (0.08) | 0.01 (0.11) | 0.01 (0.11) | -0.11 (0.11) | -0.11 (0.10) |
| 공정혁신더미(d_1)× 경쟁 정도 | 0.01 (0.04) | 0.02 (0.04) | -0.05 (0.06) | -0.03 (0.06) | 0.06 (0.05) | 0.06 (0.04) |
| 신규 서비스 매출(g_2) | 1.05*** (0.11) | 1.34*** (0.12) | 1.03*** (0.12) | 1.39*** (0.13) | 1.18*** (0.20) | 1.11*** (0.20) |
| 경쟁 정도 | 0.00 (0.01) | 0.00 (0.01) | 0.00 (0.01) | -0.01 (0.01) | 0.00 (0.01) | 0.00 (0.01) |
| Adjusted R ² | 0.21 | 0.21 | 0.22 | 0.22 | 0.11 | 0.11 |
| 표본 수 | 1,640 | | 970 | | 670 | |

주: 1) 종속변수는 $l - (g_1 - \pi)$ 이며, 모든 추정식에는 중분류 기준 14개의 산업더미를 포함.
 2) 공정혁신더미 d_1 은 공정혁신만을 수행한 기업은 1, 그 외 기업은 0의 값을 가짐.
 3) 괄호 안 수치는 이분산-일치 표준오차를 나타냄.
 4) IV추정식의 도구변수는 진부해진 기존 제품 대체/제품다양화를 이용함(5점 척도).
 5) ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 유의함.

(2014)는 이러한 문제점을 극복하기 위해 기술혁신조사의 설문항목 중 기업의 주관적인 경쟁 정도에 대한 항목을 이용하였다. 본 연구에서도 기술혁신조사에서 기술혁신의 애로사항과 관련된 항목 중 하나인 과도한 경쟁으로 투자여력 부족의 중요도(5점 척도)를 이용하였다.

〈표 5〉는 경쟁 정도를 나타내는 위 변수와 공정혁신 더미변수의 교차항을 포함하여 추정한 결과를 보여주고 있다. 추정결과에 따르면, 경쟁 정도의 차이에 따라 공정혁신의 고용효과가 차별적이지는 않은 것으로 나타났다. 이는 지식집약 서비스업이나 비지식집약 서비스업 모두에서 마찬가지였다.

V. 결론

본 연구는 우리나라 서비스 기업에서 기술혁신이 고용창출에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다. 공정혁신과 서비스 혁신의 차별적 고용효과를 분석하기 위하여 기술혁신조사 자료를 활용하여 기업의 노동수요함수를 추정하였다. 또한 본 연구는 전체 표본을 지식집약적 서비스업과 비지식집약 서비스업으로 나누어 기술혁신의 고용효과를 비교·분석하였다.

본 연구의 실증분석 결과에 따르면 공정혁신의 고용창출 효과는 서비스 가격 하락에 따른 고용증가 효과로 대부분 상쇄되는 것으로 나타났다. 즉, 서비스 기업에서 공정혁신은 고용의 감소를 가져오지는 않는 것으로 보인다. 반면 서비스 기업의 제품(서비스)혁신은 고용창출 효과는 매우 뚜렷한 것으로 나타났다. 특히, 서비스 혁신의 고용창출 효과는 금융, 사업, 정보통신 등 지식집약 서비스업에 더 큰 것으로 나타났다. 지식집약적 서비스업의 경우 서비스 혁신에 따른 신규 서비스 생산이 1% 증가할 때 고용은 약 1.4%p 증가하는 반면, 비지식 서비스 산업은 신규 서비스 생산이 1% 증가할 때 고용이 1.1%p 증가하는 것으로 나타났다.

기업의 업력에 따라 서비스 혁신이 고용에 미치는 효과도 서로 다른 것으로 나타났다. 업력이 5년 미만인 신생 기업을 구분하여 분석한 결과에 따르면, 신생 서비스 기업에서 서비스 혁신의 고용증가 효과가 약 0.5%p 추가적으로 발생하는 것으로 나타났다. 또한 신생 기업의 높은 고용효과는 대부분 지식집약적 서비스업에서 발생하는 것으로 나타났다. 서비스 기업이 직면한 시장구조는 기술혁신의 고용효과와는 큰 관련이 없는 것으로 나타났다. 경쟁 정도가 높은

시장의 서비스 기업에서 공정혁신의 고용감축 효과가 뚜렷한지를 분석한 결과, 통계적으로 유의한 효과는 발견할 수 없었다.

본 연구의 실증분석은 서비스 기업의 서비스(제품) 혁신이 기업의 고용증가와 밀접한 관련이 있음을 보여주고 있다. 제조업과 비교하여 공정혁신과 제품(서비스)혁신의 구분이 뚜렷하지 않고 체계적인 연구개발 시스템이 존재하지 않는 서비스업에서도 제품(서비스)혁신의 고용효과가 명확하게 존재한다는 것을 확인할 수 있었다. 하지만, 제조업과 달리 서비스업은 개별 산업의 생산구조가 매우 이질적이고 혁신의 유형도 명확하게 구분하기 힘든 것이 사실이다. 향후 서비스 기업의 혁신활동에 대해 구체적이고 장기적인 자료가 축적된다면 고용효과의 세부 경로를 구체적으로 분석할 수 있을 것이라 기대된다.

참 고 문 헌

- 권남훈·김종일, “최근 한국의 고용구조 변화의 특징과 정보화의 역할,” 『한국경제연구』 제8권, 2002, 61~89.
- 문성배·전현배, “기술혁신활동의 고용효과에 관한 실증 분석: ICT기업과 비 ICT기업의 비교를 중심으로,” 『산업조직연구』 제16권 제1호, 2008, 1~24.
- 박성근·김병근, “한국의 서비스산업에서 기술혁신이 고용에 미치는 영향,” 『기술혁신학회지』 제14권 제2호, 2011, 223~245.
- 이상규, “지식기반서비스산업의 개념과 현과 그리고 육성방안,” 『한국경제연구』 제22권, 2008, 205~239.
- Bogliacino, Francesco and Mario Pianta, “Innovation and Employment: a Reinvestigation Using Revised Pavitt classes,” *Research Policy*, 39(6), 2010, 799~809.
- Chen, Yi-Min, “Determinants of Industry Performance; Region vs. Country Effects in Knowledge-intensive Service Industries,” *The Service Industries Journal*, 29(3), 2009, 297~316.
- Czarnitzki, Dirk and Julie Delanote, “Young Innovative Companies: the New High-Growth Firms?” *Industrial and Corporate Change*, 22(5), 2013, 1315~1340.
- Dachs, Bernhard and Bettina Peters, “Innovation, Employment Growth, and Foreign

- Ownership of Firms: A European Perspective,” *Research Policy*, 43(1), 2014, 214~232.
- Entorf, Horst and Winfried Pohlmeier, “Employment, Innovation and Export Activity: Evidence from Firm-level Data,” in J. P. Florens, M. Ivaldi, J. J. Laffont, and F. Laisney (eds.), *Microeconometrics: Surveys and Applications*, Oxford, 1990, 394~415.
- Evangelista, Rinald and Maria Savona, “The Impact of Innovation on Employment in Services: Evidence from Italy,” *International Review of Applied Economics*, 16(3), 2002, 309~318.
- Greenan, Nathalie and Dominique Guellec, “Technological Innovation and Employment Reallocation,” *Labour*, 14(4), 2000, 547~590.
- Hall, Bronwyn, Francesca Lotti, and Jacques Mairesse, “Employment, Innovation, and Productivity: Evidence from Italian Microdata,” *Industrial and Corporate Change*, 17(4), 2008, 813~839.
- Haltiwanger, John, Ron Jarmin, and Javier Miranda, “Who Creates Jobs? Small vs. Large vs. Young,” *Review of Economics and Statistics*, 95(2), 2013, 347~361.
- Harrison, Rupert, Jordi Jaumandreu, Jacques Mairesse, and Bettina Peters, “Does Innovation Stimulate Employment? A Firm-Level Analysis Using Comparable Micro-Data from Four European Countries,” *International Journal of Industrial Organization*, 35, 2014, 29~43.
- Jaumandreu, Jordi, “Does Innovation Spur Employment? A Firm-level Analysis Using Spanish CIS Data,” Mimeo, 2003.
- Muller, Emmanuel and David Doloreux, “What We Should Know About Knowledge-Intensive Business Services,” *Technology in Society*, 31(1), 2009, 64~72.
- No, Jung Yeo Angela and Boyoung Seo, “Innovation and Competition: The True Innovativeness of Innovation and Distance to Frontier,” Mimeo, 2014.
- OECD, OECD Science, *Technology and Industry Scoreboard: Towards a Knowledge-based Economy*, 2001.
- _____, *Oslo Manual: The Measurement of Scientific and Technological Activities, Proposed Guidelines for Collecting and Interpreting Technological Innovation Data*, 2005.

- Pavitt, Keith, "Sectoral Patterns of Technical Change: Towards a Taxonomy and a Theory," *Research Policy*, 13(6), 1984, 343~373.
- Peters, Bettina, "Employment Effects of Different Innovation Activities: Microeconomic Evidence," ZEW Discussion Paper No. 04-73, 2004.
- Reinganum, Jennifer F., "Innovation and Industry Evolution," *Quarterly Journal of Economics*, 100(1), 1985, 81~99.
- Smonly, Werner, "Innovations, Prices and Employment: A Theoretical Model and Empirical Application for West German Manufacturing Firms," *Journal of Industrial Economics*, 46(3), 1998, 359~382.
- Vivarelli, Marco, "Innovation, Employment and Skills in Advanced and Developing Countries: A Survey of the Literature," Discussion Paper Series, Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit, No. 6291, 2012.
- Zuniga, Pluvia and Gustavo Crespi, "Innovation Strategies and Employment in Latin American Firms," *Structural Change and Economic Dynamics*, 24(1), 2013, 1~17.

[Abstract]

Innovation and Job Creation in Korean Service Firms

Sung-Bae Mun*

Utilizing data from 2006 Korean Innovation Survey on the Service Sector, this study examines the impact of process and product(service) innovation on employment in Korean services firms. The study also investigates whether employment effects of innovation depend on firms' characteristics. The estimation results suggest that product innovation significantly increase employment growth at the firm-level. In particular, in case of knowledge intensive service industry, the results show that a one percent increase in the sales of new services raises the growth rate of employment by 1.4 percent. The study also finds that the impact of product innovation on employment growth is much bigger for firms aged five years or less.

Keywords: services industry, process innovation, product innovation, employment, young firms

JEL Classification: L80, O31, O33, J23

* Associate Professor, Department of Commerce and Finance, Kookmin University, Tel: +82-2-910-4542, E-mail: smun@kookmin.ac.kr

— |

| —

— |

| —