

고용의 경기탄력성 연구*

김준원** · 신동균***

통계청의 고용자료를 1963년부터 2008년 기간에 대해 분석한 결과 고용의 경기탄력성은 최근 들어 크게 증가하였다. 이는 최근의 구조개혁기를 거치면서 성별 및 산업별로 고용의 경기탄력성 자체가 증가하였기 때문이지, 수요 측면에서의 산업구조 변화라든가 공급 측면에서의 남녀구성비 변화로 설명될 성격의 것은 아니다. 한편, 미국 노동시장과는 달리 한국의 경우 고용탄력성은 남성보다는 여성의 경우 더 크게 나타나고 있는데, 이 역시 산업 간 고용분포 측면에서의 남녀 간 차이와 관련되어 있다기보다는 어느 산업을 막론하고 여성의 고용이 남성 고용보다 경기변동상에서 보다 순행적으로(procyclically) 움직이기 때문인 것으로 나타났다. 마지막으로 최근 구조개혁 이후 상용직 고용의 경기탄력성 크기(0.668)는 총고용의 그것(0.573)이나 임시직 고용의 그것(0.647)보다 결코 작지 않은 것으로 나타났다.

핵심주제어: 고용, 경기탄력성, 산업, 성
경제학문헌목록 주제분류: E0, J0

I. 서 론

본 연구에서 우리는 한국 노동시장에서의 고용의 경기탄력성(cyclical elasticity)을 탐구한다. 고용의 경기탄력성이란 경기변동지수(추세를 제거한 실질국내총생산)의 1% 변화에 대한 고용의 경기변동상 % 변화를 가리킨다. 고용의 경기탄력성에 대한 연구는 몇 가지 측면에서 학문적으로나 정책적으로 중요한 의의를 갖는다.

* 본 논문은 2009년 한국노동연구원의 ‘경기변동과 기술변화가 노동공급과 수요에 미치는 영향’ 과제의 일환으로 연구되었다. 본 논문에 대하여 유익한 논평을 해 주신 익명의 두 분 심사위원께 감사드린다.

** 제1저자, 덕성여자대학교 사회과학대학 국제통상학부, 전화: (02) 901-8583, E-mail: jwkim05@empal.com

*** 교신저자, 경희대학교 정경대학 경제학부 교수, 전화: (02) 961-2174, E-mail: dgshin@khu.ac.kr

논문투고일: 2010. 3. 9 수정일: 2010. 3. 22 게재확정일: 2010. 6. 11

첫째, 고용의 경기탄력성 추정치는 고용정책의 경제성을 평가하는 데 이용할 수 있다. 일반적으로 고용을 1% 증가시킴으로 발생하는 경제적 이득은 증가하고, 1%의 노동력이 창출해 내는 생산물의 가치를 능가할 수 있다(Okun, 1973).¹⁾ 만약 고용증가율과 경제성장률 사이에 안정적인 관계가 존재하며 고용이 1% 증가할 때 수반되는 경제성장의 정도를 알 수 있다면, 이를 화폐가치로 환산하고 이를 다시 고용 1% 확대시키는 데 드는 재원의 규모와 비교함으로써 고용정책의 경제성을 평가할 수 있을 것이다. 이런 면에서 고용의 경기탄력성 추정치는 오킨(Okun)의 계수와 밀접하게 관련되어 있다. 그러나 실업률은 노동수요 및 공급요인들의 상호작용에 의해 결정되기 때문에²⁾ 실업률과 경제성장률 사이의 관계를 다루는 오킨의 계수와 달리, 고용의 경기탄력성은 노동수요 그것도 단기적인 노동수요의 변동에 초점을 두고 있다. 이러한 면에서 고용의 경기탄력성 추정치는 단기적 일자리창출정책의 경제성 평가에 보다 유효하게 쓰일 수 있을 것이다.

둘째, 고용탄력성은 노동시장의 유연성 척도로도 사용할 수 있다. 일반적으로 오킨의 계수가 클수록 노동시장이 경직적이라는 점에 대해서는 대부분의 학자들이 동의하고 있다. 오킨의 계수가 클수록 실업률을 1% 감소시키기 위해 요구되는 경제성장률이 크기 때문이다. 유사한 논거로 고용의 경기탄력성이 클수록 노동시장은 유연하다고 볼 수 있다. 다만 오킨의 계수와는 달리 고용의 경기탄력성 추정치는 노동시장의 유연성을 나타냄에 있어서, ① (단기적인) 경기변동상의 유연성을 나타내며, ② 노동수요측 요인에 초점을 두고 있다는 점에서 차이를 보이고 있다.

셋째, 단기적 측면에서 고용의 규모가 안정적인 노동공급곡선을 따라 변동하는 노동수요곡선에 의해 결정된다면, 고용의 경기탄력성 추정치는 실질임금의 경기탄력성 추정치와 함께 단기 노동공급곡선의 기울기를 추정하는데 사용할 수 있다. 경기변동지수가 1% 변할 때 고용과 실질임금의 반응 정도를 알 수 있다면, 단기 노동공급곡선의 기울기는 (고용의 경기탄력성/실질임금의 경기탄력성)으로 계산될 수 있기 때문이다. 이는 각종 조세정책의 임금 및 고용효과와 조세귀착(tax incidence)문제, 수요변동에 대한 임금 및 고용변화에 있어서의 남녀별 차이 등 각종 정책적·학문적 이슈들을 논의하는 데 있어 중요한 정보를

1) 여기에는 무엇보다도 신규 고용창출에 따라 기존 고용을 경기변동 과정에서 상향 재배치(cyclical upgrading)하는 것이 포함된다.

2) 보다 구체적으로 실업률 $\approx \text{Log}(\text{노동시장참가율}) - \text{Log}(\text{고용률})$ 이 성립한다.

제공한다고 판단된다.

본 연구에서는 ① 고용탄력성의 크기를 추정한 후, ② 고용탄력성이 최근 노동시장 구조변화 이후 커졌는지를 분석하며, ③ 고용탄력성의 크기 및 변화요인을 분석한다. 고용탄력성이 최근에 들어 더 커졌을 경우, 그 증가가 노동수요 측면에서 산업구조의 변화 및 노동공급 측면에서 성별 구성의 변화와 관련되어 있는지를 검토한다. 보다 구체적으로 고용탄력성과 탄력성 변화요인을 산업구조의 변화효과와 산업 고유의 경기탄력성 변화효과로 구분하여 설명하며, 나아가 남녀 간 고용탄력성의 차이와 남녀 구성비율의 변화로 구분하여 설명하고자 한다.

구체적으로는 총고용률과 실질국내총생산 두 시계열 자료로부터 장기적 추세를 제거하고 단기적 변동분을 추출한 후 두 변수의 상관관계를 분석하고, 최근 노동시장 구조개혁 이후 고용탄력성 추정치가 증가였는가를 검증한다. 검증결과 노동시장 구조변화와 더불어 탄력성이 증가하였을 경우 그 요인분석을 시도한다.

고용의 경기탄력성은 두 가지 요인에 의해 변화할 수 있다. 하나는 경기탄력성이 낮은 산업과 높은 산업 사이에 노동의 이동이 발생하기 때문일 수 있으며(이를 구성의 변화효과라 하자), 다른 하나는 노동이동이 없더라도 일부 또는 모든 산업의 경기탄력성 자체가 시간의 경과에 따라 변화하는데 기인할 수도 있다(이를 탄력성의 변화효과라 하자).

만약 최근 노동시장의 구조가 변화하는 과정에서 고용의 경기탄력성이 더 커진 것으로 나타날 경우, 우리는 그것이 구성변화효과 때문인지 아니면 탄력성 변화효과 때문인지를 분석하고자 한다. 나아가 총탄력성 변화의 몇 %가 구성 변화 때문이며 나머지가 탄력성 변화 때문인지를 수량적으로 설명하고자 한다. 마지막으로 총고용탄력성의 결정 및 변화요인이 남녀 간 탄력성 차이와 고용의 산업 간 분포면에서의 남녀 간 차이와 어떻게 관련되어 있는가를 설명하고자 한다. 예를 들어, 고용의 경기탄력성에 있어 남녀 간 차이가 존재할 경우, 그것이 남녀의 산업별 분포가 다르기 때문인지(이를 분포효과라 하자) 아니면 같은 산업 내에서도 고용의 성격상 남녀 간 탄력성 차이가 존재하기 때문인지(이를 탄력성 효과라 하자)를 분석하고자 한다. 이상의 분석결과는 고용시장의 성격을 이해하고 올바른 고용정책을 수립하는데 중요한 정보를 제공할 것이라고 판단된다.

본 논문의 구성은 제Ⅱ절에서는 추정방법론 및 자료에 대해 논하며, 제Ⅲ절에

서는 분석결과를 보고한다. 마지막으로 제IV절에서는 본 연구의 분석결과를 요약하고 정책적 시사점에 대해 논의한다.

II. 분석방법

본 연구의 추정모형은 다음과 같다.

$$\log(emp/pop)_t - \gamma_1 - \gamma_2 t - \gamma_3 t^2 = \beta(\log(GDP)_t - \lambda_1 - \lambda_2 t - \lambda_3 t^2) + \epsilon_t, \quad (1)$$

여기서 $(emp/pop)_t$ 는 t 연도의 고용률, $(GDP)_t$ 는 동 연도에서의 실질국내총생산, 그리고 ϵ_t 는 오차항을 나타낸다.

식 (1)은 기본적으로 2차 형식의 추세선을 이용하여 두 변수로부터 장기적 추세를 제거한 후, 두 변수의 단기적 변동분의 상관관계를 추정하고자 하는 모형이다. 여기서 그 상관관계를 나타내는 계수(β)를 고용률의 경기탄력성(cyclical elasticity)이라 칭한다. 인구규모의 경기변동지수에 대한 탄력성($d\log(pop)_t/d\log(GDP)_t$)은 사실상 0이기 때문에 $\beta = d\log(emp)_t/d\log(GDP)_t$ 로 볼 수 있다.

시계열 변수로부터 장기 추세를 제거하는 방법으로는 위와 같이 모수적으로 필터링하는 방법 외에도 Hodrick-Prescott 필터 등 비모수적으로 추세를 제거하는 방법도 있으나 본 연구에서는 모수적 접근을 시도한다. 그 이유는 비모수적인 필터링 방법들은 추세를 기계적으로 추출하기 때문에 특정 시점에서 추세선 상의 값이 동 시점에서 같은 방법으로 추출한 다른 변수들의 장기 균형값(예를 들어, 산업별 고용)과 일치할 확률이 매우 낮기 때문이다.

흔히 식 (1)의 오차항은 강한 시계열 상관관계를 보이기 때문에 이를 제거하기 위하여 식 (1)의 1계 차분(first-difference)을 구하면 다음과 같다.

$$\Delta \log(emp/pop)_t = \delta_1 + \delta_2 t + \beta \Delta \log(GDP)_t + \Delta \epsilon_t, \quad (2)$$

여기서 $\delta_1 = \gamma_2 - \gamma_3 - \beta\lambda_2 + \beta\lambda_3$, $\delta_2 = 2(\gamma_3 - \beta\lambda_3)$ 이다.³⁾

3) 모형 (1)과 (2)는 시계열자료를 이용하여 실질임금이나 고용의 경기변동성을 분석한 기존의 수많은 연구들(예를 들어, Bils, 1985; Sumner and Silver, 1989; Solon, Barsky, and Parker, 1994; Shin, 2000 등)이 채택한 모형이다. 우선 추정치들의 비교 목적을 위해서는 동일한 모형을 적용하는 것이 바람직하다고 판단되었다. 기존연구와의 비교 목적을 떠나 모수적으로 추세를 제거할 경우, 식 (1)에서 시간변수의 차원을 어떻게 결정하느냐에 따라 변수들의 단기적 변동성은 얼마든지 달라질 수 있다. 극단적으로 시간변수의 고차항을 무한하게 허용할 경우, 어떠한 거시경제변수에도 경기변동분은 조금도 남지 않게 된다. 이러

한편, 총고용의 경기탄력성은 산업별 고용의 경기탄력성을 산업 고용규모로 가중평균한 값으로 나타낼 수 있다.

$$\beta = \sum_{j=1}^J s_j \beta_j, \tag{3}$$

여기서 s_j 는 총고용에서 산업 j 의 고용이 차지하는 비중, β_j 는 산업 j 고유의 고용탄력성을 나타낸다. 상점자 1과 0을 각각 1993~2008년과 1963~1992년 기간을 가리키도록 할 때⁴⁾ 두 기간 사이 총고용탄력성의 변화를 다음과 같이 분해할 수 있다.

$$\Delta\beta \equiv \beta^1 - \beta^0 = \sum_{j=1}^J (s_j^1 - s_j^0) \beta_j^1 + \sum_{j=1}^J s_j^0 (\beta_j^1 - \beta_j^0), \tag{4}$$

$$= \sum_{j=1}^J (s_j^1 - s_j^0) \beta_j^0 + \sum_{j=1}^J s_j^1 (\beta_j^1 - \beta_j^0). \tag{5}$$

식 (4)와 식 (5)의 우변의 첫 항은 분포변동의 효과 그리고 두 번째 항은 탄력성 변동의 효과를 나타낸다. 시간 색인문제를 고려하여 식 (4)와는 달리 식 (5)에서 분포변동효과와 탄력성 변동효과의 평가 기준시점을 각각 1과 0에서 0과 1로 바꾸었다. 직관적으로 설명하면, 고용탄력성은 저탄력성 산업에서 고탄력성 산업으로(또는 그 반대의 방향으로) 노동의 이동이 발생하거나 또는 노동이동이 없더라도 산업 고유의 고용탄력성이 시간경과에 따라 변동할 경우 달라진다. 식 (4)와 식 (5)의 분포변동효과와 탄력성 변동효과는 각각 전자와 후자를 지칭한다.

한 필터링상의 자의성을 피하기 위하여 기존의 연구들은 대부분 제곱항까지를 포함하고 있다. 물론 2차식의 선택도 과학적인 것은 아니다. 수준변수의 선형추세는 과도하게 제약적이며 3차식 이상은 지나치게 자의적이라는 판단하에, 많은 기존 연구들이 2차 형식을 선택하게 되었다고 사료된다. 그럼에도 불구하고 보다 합리적인 필터링 방법의 선정에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다고 판단되며, 여기서는 ‘주어진 필터방법’하에서 고용의 경기탄력성을 시기별·산업별·성별로 비교·분석하는 데 역점을 두기로 한다. 모형설정의 오류에서 오는 추정치의 편의가 집단별로 다르지 않는 한, 본 연구의 분석결과는 여전히 유효할 것이기 때문이다.

4) 이에 대한 논의는 다음 절로 미룬다.

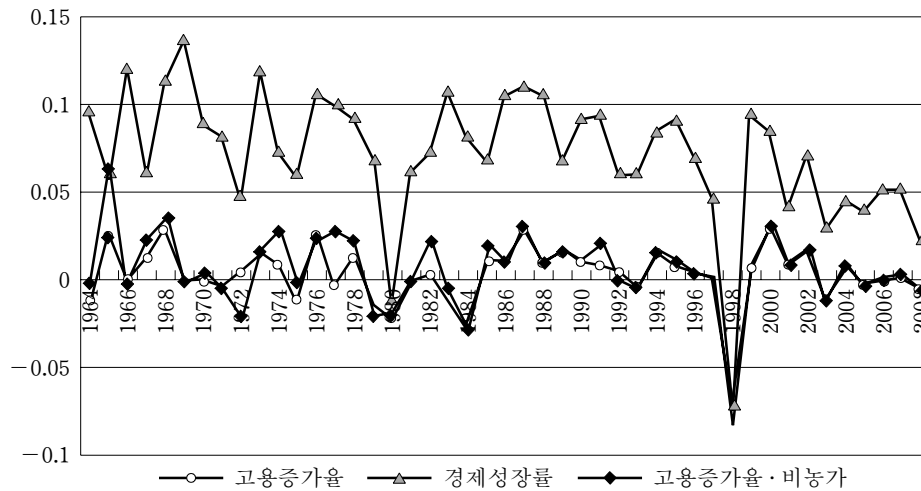
Ⅲ. 실증분석

1. 총고용의 경기탄력성 추정결과

〈그림 1〉은 고용증가율과 경제성장률의 추이를 도시하고 있다. 고용규모는 인구성장에 따라 장기적인 추세를 가지며 증가할 수 있으므로 경기변동효과에 초점을 맞추기 위해 고용률(per capita employment)을 사용하였다.

우선 〈그림 1〉에 나타난 고용증가율은 더 이상 강한 추세를 보이지 않고 있다. 단기적 변동패턴을 읽어 보면 1964년을 시작으로 1970년대 및 1980년대를 지나는 동안 고용증가율과 경제성장률은 강한 양(+)의 상관관계를 가지지 못하는 것으로 보인다. 예를 들어, 1966년, 1969년 및 1983년에 경제성장률이 두 자리 숫자를 상회하였을 때, 고용증가율은 없거나 마이너스를 기록하였다. 그러나 대략 1990년대 초반 이래로 고용증가율(농가 및 비농가계열 모두)과 경제성장률 두 계열의 변화는 동조화되어 가는 경향을 보이고 있다.

최근 한국 노동시장에서의 구조적 변화가 일어난 시점에 대해 판단기준을 무엇으로 하는가에 따라 다소 이견이 있을 수 있지만, 대부분의 학자들은 그 시



주: 고용증가율이란 고용률(per capita employment)의 전년 대비 증가율을 말함.
자료: 고용증가율은 통계청; 경제성장률은 한국은행.

〈그림 1〉 고용증가율과 경제성장률: 1964~2008

점을 1990년대 초로 보고 있다. 1990년대 초라는 시점은 대략 한국경제가 그 이전의 양적 투자를 통하여 성장하는 과정에서 발생한 고비용·저효율의 구조적 문제점들을 극복하고자 새로운 패러다임의 전환을 시도하기 시작한 시점이었다. 노동시장과 관련하여 이 시점부터 다양한 노동시장 유연화 정책들이 시도되었고 1997년 말에 발생한 외환위기는 단지 이러한 구조개혁을 가속화시켰다고 보는 견해가 많다.⁵⁾

〈표 1〉은 식 (2)의 추정결과를 보고하고 있다.⁶⁾ 1993년을 전후로 구조적 변화가 있었을 가능성을 허용하여 1993년부터 2008년 기간의 관찰치들에 1, 그리고 그 이전 관찰치들에 0의 값을 부여하는 더미변수(D93) 및 D93과 $\Delta \log(GDP)_t$ 의 상호작용 항을 식 (2)에 추가적으로 포함시킨 모형을 추정하였다. 이울러 구조적 변화가 1993년이 아니라 최근의 외환위기 이후에 발생하였을 경우를 고려하여 1998년부터 2008년 사이의 관찰치들에 1의 값을 부여하는 더미변수(D98)를 만들어 앞서 언급한 방법으로 추정을 시도하였다.⁷⁾ 또한 각 경우에 대해 종속변수로서 농림어업부문의 고용규모를 제외한 비농가 고용률을 사용하기도 하였다. 나아가 네 가지 각 경우에 대해 총고용을 남녀별로 나누어 추정한 결과도 보고하고 있다. 간결함을 위하여 표에서는 경기탄력성 계수의 추정치들만을 보고한다.⁸⁾

〈표 1〉의 추정치들을 검토해 보면 다음과 같은 사실을 발견할 수 있다. 첫째,

- 5) 예를 들어, Korea Labor Institute and Kim & Chang Law Offices(1998) 참조. 이와 관련하여 최희갑(2002)도 한국 노동시장에서 소득분포가 양극화되기 시작한 시점이 1997년 발생한 외환위기 이후가 아니라 1993년이라고 분석하고 있다.
- 6) 확대된 디키-풀러 및 필립스-페론 등 다양한 검정을 수행한 결과 고용률과 실질국내총생산은 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다. 한편, 비록 보고의 간결성을 위하여 생략하겠지만, 본 연구에서 수행한 모든 추정결과들에 대해 식 (2)에서 차분된 오차항은 더 이상 시계열 상관관계를 가지지 않는 것으로 나타났다.
- 7) 구조변화시점을 1998년이나 1993년으로 정하지 않고 단순히 전체 표본기간을 반으로 나누어 전반부와 후반부로 구분하여 분석하여도, 적어도 질적인 면에서는 본 연구결과에 변화가 없었다.
- 8) 본 논문에서 보고하고 있는 60여 개 이상의 탄력성 추정치들에 대해 전반적으로 δ_2 계수는 유의하지 않게 나타났다. 그러나 유의수준을 어떻게 설정하는가에 따라 일부의 경우에 대해서는 한계적으로(marginally) 유의한 경우도 있었다. 이러한 δ_2 추정치들의 전반적인 비유의성을 감안하여 식 (2)에서 추세선을 제거하고 재추정하여도 고용의 경기탄력성 추정치에는 큰 변화가 없었다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서는 추세를 포함한 상태에서의 추정치를 그대로 보고하고자 한다. 우선 δ_2 추정치의 유의성이 떨어지는 것이 표본오차(sampling error) 때문인지, 모형설정의 오류 때문인지, 아니면 정녕 차분된 변수에는 추세가 존재하지 않기 때문인지를 구분하기 어렵기 때문이다. 또한 추세선을 포함한 식 (2)의 추정결과를 그대로 보고하는 것은 적어도 기존 연구들과 동일한 모형의 추정결과를 보고한다는 비교 목적상의 장점이 있기 때문이다.

〈표 1〉 총고용의 경기탄력성

		총고용(표준오차)	비농가(표준오차)
전 체	$\Delta\log(GDP)$	0.166*(0.087)	0.165(0.115)
	$D93 \times \Delta\log(GDP)$	0.407*** (0.125)	0.479*** (0.164)
	$\Delta\log(GDP)$	0.175** (0.086)	0.177(0.114)
	$D98 \times \Delta\log(GDP)$	0.414*** (0.130)	0.484*** (0.170)
남 자	$\Delta\log(GDP)$	0.150*(0.078)	0.125(0.114)
	$D93 \times \Delta\log(GDP)$	0.318*** (0.111)	0.394** (0.164)
	$\Delta\log(GDP)$	0.158** (0.077)	0.138(0.114)
	$D98 \times \Delta\log(GDP)$	0.314*** (0.116)	0.385** (0.170)
여 자	$\Delta\log(GDP)$	0.235(0.165)	0.247(0.238)
	$D93 \times \Delta\log(GDP)$	0.471*(0.237)	0.593*(0.340)
	$\Delta\log(GDP)$	0.244(0.164)	0.258(0.235)
	$D98 \times \Delta\log(GDP)$	0.493*(0.245)	0.617*(0.352)

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
 자료: 남녀별 고용 및 총고용은 통계청; 경제성장률은 한국은행.

전반적으로 고용의 경기탄력성은 유의한 양(+)의 값을 갖는다는 점이다. 표에는 명시적으로 소개하지 않았으나, 예를 들어 남녀를 합치고 전 산업을 대상으로 구조변화를 나타내는 더미변수의 사용 없이 전체 표본기간에 대해 식 (2)를 그대로 추정할 경우 고용의 경기탄력성 추정치는 0.315(표준오차=0.062)로 나타났다으며, 비농가를 대상으로 할 경우 해당 수치는 0.370(표준오차=0.078)으로 나타났다. 즉, 1963년부터 2008년 기간을 평균으로 볼 때 실질경제가 1% 성장할 경우 총고용은 약 0.32% 증가하였음을 알 수 있으며, 이 수치는 통계적으로 매우 유의한 것으로 나타났다.

둘째, 고용의 경기탄력성은 주로 최근의 구조변화 이후에 두드러지게 나타나고 있다. 구조변화 시작시점을 1993년으로 설정할 경우 총고용의 경기탄력성은 1963~1992년 기간에는 0.166으로 나타나, 그 크기가 작을 뿐만 아니라 통계적 유의성도 다소 떨어짐을 알 수 있다. 반면 1993~2008년 기간에는 그 이전과 비교하여 경기탄력성이 0.407 만큼 더 크며, 이 차이는 통계적으로 매우 유의함을 알 수 있다. 한편, 비농가부문으로 한정할 경우 1993년 이후와 이전 기간 사이 고용의 경기탄력성 차이는 0.479로서 크기면에서나 통계적 유의성 면에서나

유의함을 알 수 있다. 이러한 발견은 구조변화 시점을 1998년 이후로 설정하고 재분석하더라도 그대로 유지되었다.⁹⁾

셋째, 이상의 두 가지 발견 사항은 남성 및 여성 두 집단 모두에 대해 그대로 성립한다. 다만 고용의 경기탄력성은 전반적으로는 크기면에서는 남성보다는 여성의 경우 다소 더 크게 나타났으나, 통계적 유의성은 여성보다는 남성의 경우 더 크게 나타났다.

우선 본 연구에 나타난 고용의 경기탄력성 추정치를 미국의 경우와 비교해 보자. Shin(2000)은 미국 CPS의 가구조사자료를 이용하여 1963~1964년부터 1992~1993년 기간에 대해 본 연구와 동일한 방법으로 전 산업에 대한 고용의 경기탄력성을 추정한 결과, 남성의 경우 0.582 그리고 여성의 경우 0.427임을 밝히고 있다. 한편, 동 자료를 이용하여 1964~1965년부터 1991~1992년 기간에 대해 비농가를 대상으로 재추정한 결과, 경기탄력성은 남성과 여성 각각에 대해 0.645와 0.468로 나타났다. 유사한 표본기간에 대해 한국과 미국의 고용탄력성을 비교할 경우 탄력성 추정치는 미국보다 한국에서 훨씬 더 작게 나타난다.

앞서 언급하였듯이 <표 1>의 추정치들을 보면 1963~1964년부터 1991~1992년 기간에는 농림어업부문을 제외하는가의 여부와 관계 없이, 추정치는 남녀를 합칠 경우 대략 0.2를 하회하는 것으로 나타났고 통계적으로 유의하지도 않다. 이 시기는 노동시장 구조변화 이전의 시기로서 한국의 노동시장은 상대적으로 경직적인 상태였다고 볼 수 있다. 그러나 1993년 내지 1998년 이후의 급격한 노동시장 구조개혁 이후 한국에서 고용의 경기탄력성은 급격히 증가하여 상대적으로 최근의 시기(1993년 또는 1998년 이후)만을 대상으로 할 경우, 고용의 경기탄력성은 남녀를 합치고 전 산업을 대상으로 할 경우 약 0.57, 비농가를 대상으로 할 경우 약 0.64 정도로 나타나 1963~1992년 기간을 대상으로 한 미국의 탄력성보다 작지 않음을 알 수 있다.

미국의 경우 1992년의 경기후퇴는 그 강도가 미약했으므로, 특히 1992년을 전후로 노동시장의 구조적 변화가 있었으리라는 추측은 설득력이 없다. 실제로 Sawtelle(2007)은 1991~2001년 기간에 대해 Shin(2000)의 모형을 이용하여 미국 고용의 경기탄력성을 재추정한 결과 그 수치가 0.66으로 나타나 그 이전의 고

9) 고용탄력성이 특정 시점이 아니라 시간경과에 따라 연속적으로 증가하여 왔을 경우를 상정하여 1963~2008년 전체 기간에 대해 식 (2)에 $year * \Delta \log(GDP)$ 변수를 추가적으로 포함시키고 재추정한 결과, $\Delta \log(GDP)$ 와 $year * \Delta \log(GDP)$ 계수의 추정치는 각각 -30.867 (표준오차=9.386)과 0.016 (표준오차=0.0047)으로 나타나, 고용의 경기탄력성이 시간경과에 따라 유의하게 증가해 왔음을 알 수 있었다.

용탄력성 추정치와 별로 다르지 않음을 보고하고 있다. 결국 한국의 경우 1990년대 초 노동시장 구조개혁 이전에는 경기변동상 고용의 반응 정도가 매우 경직적이었으나, 그 후 노동시장의 유연화 과정에서 고용의 경기탄력성 정도는 미국과 유사한 수준으로까지 증가하였다.

그러나 고용의 경기탄력성이 남성보다 여성의 경우 다소 더 크게 나타난다는 사실은 미국을 대상으로 한 Solon *et al.*(1994)이나 Shin(2000)의 연구결과와 다르다. 일반적으로 노동공급곡선이 남성보다 여성의 경우 더 탄력적이라는 사실(Killingsworth, 1983)은 여성의 고용탄력성을 더 크게 만드는 방향으로 작용할 것이다. 그러나 만약 노동수요의 경기변동성이 여성보다 남성에게 있어서 더 크고 이 효과가 노동공급의 탄력성 차이에서 오는 효과를 압도한다면, 고용탄력성은 남성에게 있어서 더 크게 나타날 것이다. Shin(2000)은 노동수요의 경기변동성이 남성에게 있어서 더 큰 이유를 남성이 비례적으로 내구재 제조업이나 건설업 등 경기변동성이 더 큰 산업에 더 많이 분포되어 있기 때문임을 밝히고 있다. 그러나 한국의 경우 미국과는 달리 고용의 경기탄력성이 남성보다 여성에게 있어 더 크게 나타나는 것으로 보아, 노동공급 탄력성에서의 여-남 간 차이효과가 노동수요의 경기변동성에 있어 남-여 간 차이(그 차이가 정녕 존재한다면)효과를 압도하고 있음을 미루어 짐작할 수 있다. 이에 대해서는 추후 추가 분석을 시도할 것이다.

2. 총고용의 경기탄력성 변화요인 분석:

산업별 경기탄력성의 변화와 산업 고용비중의 변화

〈표 1〉에서 살펴보았듯이 고용탄력성은 상대적으로 최근 들어 크게 증가하였다. 사실 전체 표본기간인 1963년부터 2008년 사이에 나타난 고용탄력성의 대부분은 최근의 구조변화 이후에 발생한 것이며, 그 이전의 표본기간에 대해서는 탄력성이 매우 미약하게 나타나고 있다. 〈표 1〉에 의하면 총고용의 경기탄력성은 1963~1992년 기간에 비해 1993~2008년 기간에 이르러서는 0.407 더 커졌음을 알 수 있다.

이제 이 탄력성 증가의 원인을 식 (4)와 식 (5)에 근거하여 분포변동의 효과와 탄력성 증가의 효과로 구분하여 설명해 보기로 하자. 이를 위하여 우선 〈표 2〉는 두 표본기간에 대해 산업별 고용의 경기탄력성과 산업별 고용분포를 보고하고 있다. 산업은 일단 농림어업, 광업, 제조업, 건설업 그리고 사회간접자본

〈표 2〉 산업별 고용탄력성 및 산업별 고용분포 변화와 총고용탄력성의 변화: 5개 산업분류에 근거한 추정(1963~2008)

	1963~1992년		1993~2008년	
	산업별 탄력성 (표준오차)	산업비중(%)	산업별 탄력성 (표준오차)	산업비중(%)
농림어업	-0.064(0.234)	38.9	-0.486**(0.240)	10.0
광업	-0.484(1.313)	0.8	0.263(1.346)	0.1
제조업	0.454(0.330)	19.1	1.063*** (0.338)	20.3
건설업	-0.629(0.663)	4.9	1.699** (0.690)	8.3
사회간접자본 및 기타 서비스업	-0.123(0.163)	36.3	0.437** (0.167)	61.4
분포변동효과	총탄력성 변동분 0.407의 31.6%: 식 (4) 및 식 (5) 추정결과의 평균			
탄력성 변동효과	총탄력성 변동분 0.407의 68.4%: 총변동분 100%에서 분포변동효과를 제외한 부분			

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
 자료: 총고용 및 산업별 고용은 통계청; 경제성장률은 한국은행.

및 기타 서비스업으로 분류하였으며, 산업별 고용분포는 우선 각 연도별로 각 산업이 총고용에서 차지하는 비중을 %로 나타낸 후 각 표본기간 내에서 산업별로 평균 %를 계산함으로써 유도하였다. 주지하고 있는 바와 같이 두 표본기간 사이에 농림어업부문의 비중은 현저하게 감소한 반면, 서비스부문의 고용비중은 급격하게 증가하였다. 또한 최근의 구조개혁 이전 시기에서는 총고용탄력성 뿐만 아니라 산업별 고용의 경기탄력성도 매우 작았으나, 상대적으로 최근 들어 농림어업을 제외한 모든 산업에서 고용의 경기탄력성은 매우 커졌다. 농림어업부문의 고용은 과거 시기보다 최근에 들어서 보다 경기역행적으로 움직이는 것으로 나타나, 그나마 농림어업이 경기변동상 고용의 변동성을 줄이는 완충역할을 수행하고 있음을 알 수 있다. 이는 〈표 1〉에서 농림어업부문을 제외하였을 때 고용의 경기탄력성이 더욱 커졌다는 발견과 일맥상통한다.

다음 단계로는 〈표 2〉의 추정치들을 식 (4) 및 식 (5)에 대입함으로써 분포변동의 효과와 탄력성 변동의 효과를 계산해 보기로 하자. 사실 두 효과의 합은 총고용의 경기탄력성 변화분과 같으므로 분포변동의 효과를 먼저 계산한 후 탄력성 변동효과는 총효과에서 분포변동의 효과를 제거함으로써 쉽게 계산할 수 있다. 그러나 추정결과 분포변동의 효과는 식 (4)를 사용하는가 아니면 식 (5)를 사용하는가에 따라 다르게 나타났으므로, 〈표 2〉에서는 두 크기를 평균하여

보고하고 있다. 추정결과 분포변동의 효과는 총변동의 약 30% 정도만을 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 나머지 70%는 탄력성 변동의 효과를 나타낸다. 다시 말해, 과거와 비교하여 최근 들어 고용의 경기탄력성이 커진 것은 저탄력성 산업(대표적으로 농림어업)에서 고탄력성 산업(제조업 및 건설업)으로 노동이 이동하였기 때문이기도 하지만 보다 큰 이유는 ‘평균적인 산업’에 대해 탄력성 자체가 커졌기 때문이다. 이는 최근 들어 고용의 경기탄력성이 커진 이유가 산업구조의 변화라기보다는 고용의 성격 자체가 변했기 때문이라는 점을 입증하고 있는 셈이다.

〈표 2〉에 의하면 사회간접자본 및 기타 서비스업의 규모는 최근(1993~2008년 기간) 60%를 상회할 정도로 확대되었다. 분포의 변동분으로 보면 두 표본기간 동안 해당 산업의 고용변동 증가분은 약 25%p로서 타산업들을 압도하고 있다. 분포변동의 효과가 이처럼 특정 산업에 의해 지배되는 현상을 막기 위하여, 즉 분포변동의 효과가 산업분류의 자의성에 의해 발생하는 현상을 완화시키기 위하여 〈표 3〉에서는 해당 산업을 몇 개의 하위산업군들로 분류한 후 〈표 2〉의 분석을 재시도하였다. 그 과정에서 정보의 부족으로 인하여 표본기간은 1970년부터 2005년으로 다소 줄어들게 되었다. 우선 새로운 표본기간에 대해 식 (2)에 근거하여 총고용의 탄력성을 재추정한 결과(별도의 표로 보고하지는 않지만) 1970~1992년 기간 동안 탄력성 추정치는 0.278(표준오차=0.100), 1993~2005년 기간에 대해서는 0.581(표준오차=0.089)로 나타나, 〈표 1〉의 추정결과와 마찬가지로 1990년대 초 이래로 고용탄력성은 더욱 커졌으며 그 차이(0.303)는 통계적으로 매우 유의함을 알 수 있었다.

총탄력성 변동의 몇 %가 분포변동의 효과 또는 탄력성 변동의 효과로 설명될 수 있는가를 파악하기 위하여, 〈표 3〉에서는 재분류된 산업기준을 이용하여 앞서 언급한 방법으로 산업별 고용탄력성과 산업 간 고용분포를 시기별로 추정하고 보고하고 있다. 〈표 2〉의 추정결과와 비교해 볼 때 전반적인 추정치의 성격은 그대로 유지되고 있다. 다만 제조업의 경우 1963~1969년 기간의 7개 연도의 관찰치를 제거함으로써 전반기의 고용탄력성이 매우 크게 나타나 고용탄력성이 구조개혁 이후에 오히려 감소한 것으로 나타났다.¹⁰⁾ 다음으로는 식 (4) 및 식 (5)에 근거하여 분석한 결과 분포변동효과는 총고용탄력성 증가분(0.303)

10) 이처럼 1963~1969년 기간을 표본에서 제외시킬 경우 제조업과 건설업은 표본기간을 막론하고 고탄력성 산업의 전형이라는 점이 부각되는데, 이는 특히 미국을 대상으로 한 연구결과와 일치하는 것이다.

〈표 3〉 산업별 고용탄력성 및 산업별 고용분포 변화와 총고용탄력성의 변화: 7개 산업분류에 근거한 추정(1970~2005)

	1970~1992년		1993~2005년	
	산업별 탄력성 (표준오차)	산업비중(%)	산업별 탄력성 (표준오차)	산업비중(%)
농림어업	0.018(0.263)	30.7	-0.504**(0.233)	10.6
광업	0.292(1.567)	0.7	0.446(1.390)	0.1
제조업	1.533***(0.285)	22.7	1.101***(0.253)	20.9
건설업	0.107(0.639)	5.8	1.718***(0.567)	8.4
운수·통신·공익 (전기, 수도, 가스)	0.506(0.343)	4.7	0.393(0.304)	6.1
도소매·음식·숙박	-0.750***(0.239)	19.7	0.516**(0.212)	26.9
기타서비스(금융, 보 험, 부동산, 사회, 교 육, 개인, 보건서비 스, 기타)	0.304(0.270)	25.8	0.410*(0.239)	41.1
분포변동효과	총탄력성 변동분 0.303의 32.7%: 식 (4) 및 식 (5) 추정결과의 평균			
탄력성 변동효과	총탄력성 변동분 0.303의 67.3%: 총변동분 100%에서 분포변동효과를 제외한 부분			

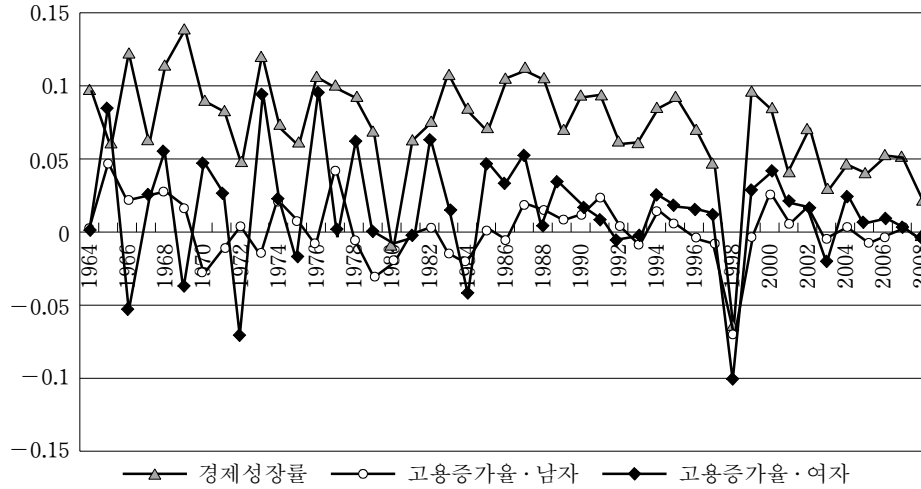
주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
 자료: 산업별 고용은 한국생산성본부; 경제성장률은 한국은행.

의 32.7%를 설명하는 것으로 나타나, 〈표 2〉의 분석결과와 사실상 같게 나타났음을 알 수 있다.¹¹⁾ 이처럼 탄력성 증가의 효과가 크게 나타난 것은 일차적으로 최근의 구조개혁 과정에서 경영상 해고의 법제화와 경영상 해고를 폭넓게 인정해 주는 판례의 영향 및 고용형태의 다양화 등으로 인하여 어느 산업을 막론하고 고용의 유연성 자체가 커진 해석으로 해석된다.

3. 총고용의 경기탄력성 변화요인 분석: 성별 고용탄력성 변화와 남녀 성비의 변화

여기서는 최근 들어 고용탄력성이 증가한 원인이 성별 고용탄력성과 어떤 관

11) 경제활동조사 원자료를 이용하여 동 기간 산업을 중분류 기준으로 구분하고 분석할 경우 비록 추정치들의 통계적 유의성은 대부분의 산업에서 전반적으로 낮게 나타났으나, 고용의 경기탄력성 증가가 산업구성의 변화가 아니라 산업별 탄력성의 증가 때문이라는 점에는 변함이 없었다.



주: 고용증가율이란 고용률(per capita employment)의 전년 대비 증가율을 말함.
 자료: 남녀별 고용증가율은 통계청, 경제성장률은 한국은행.

<그림 2> 남녀별 고용증가율과 경제성장률: 1964~2008

계를 보이는가를 분석하고자 한다. 산업화의 진전에 따라 전반적으로 여성의 노동시장 참여가 증가하여 왔으며, 또한 가정과 노동시장 사이의 일의 대체성 또는 성차별 등 다양한 이유로 인하여 여성과 남성의 고용탄력성은 다를 수 있기 때문이다. 우선 <그림 2>를 보면 전반적으로 고용의 변동성은 남성보다는 여성의 경우 더 크며 경기순행성(procyclicality) 면에 있어서도 여성 고용이 남성의 그것보다(특히, 최근에 들어서) 더 크게 나타나고 있다. <표 1>의 추정결과를 이를 통계적으로 확인시켜 주고 있다.

총고용탄력성의 증가가 여성 고용의 비중이 증가하였기 때문인지 아니면 남녀고용비율과는 무관하게 남녀 모두에게 있어서 탄력성이 증가하여 왔기 때문인지를 살펴보기 위하여, 식 (4)와 식 (5)를 아래와 같이 변형시켜 보았다.

$$\Delta\beta \equiv \beta^1 - \beta^0 = \sum_{g=m,f} (s_g^1 - s_g^0) \beta_g^0 + \sum_{g=m,f} s_g^0 (\beta_g^1 - \beta_g^0), \quad (6)$$

$$= \sum_{g=m,f} (s_j^1 - s_j^0) \beta_g^0 + \sum_{g=m,f} s_g^1 (\beta_g^1 - \beta_g^0). \quad (7)$$

식 (6)에서 첫째 항은 남녀 간 고용분포변동의 효과를 나타내며, 둘째 항은 남녀별 탄력성 변동의 효과를 나타낸다. 이를 직관적으로 설명하여 보자. 시간의 경과에 따라 총고용에서 여성 고용이 차지하는 비중은 변할 수 있다. 만약

남성이든 여성이든 고용탄력성이 시간경과상에서 불변인 상태에서 여성 고용비중이 증가하였다면(이는 남성 고용비중이 감소하였다는 것을 의미) 총고용의 탄력성은 변할 것이다. 여성 고용이 남성 고용보다 더 탄력적이라면 총고용탄력성은 증가할 것이고, 그 반대의 경우 총고용탄력성은 줄어든 것이다. 이처럼 성별 탄력성이 시간경과상 불변인 상태에서 단순히 고용의 성별 분포가 변함으로써 달라지는 총고용의 탄력성 부분을 분포변동효과라고 한다. 한편, 고용의 성별 분포가 불변이라 하더라도 남성 또는 여성(또는 모두)의 고용탄력성이 변할 경우 총고용탄력성은 변하며, 이를 탄력성 변동효과라 한다. 예를 들어, 최근의 구조변화 이후 남녀를 막론하고 비정규직 비중이 확대됨으로써 또는 경영상 해고가 용이해짐으로써 탄력성이 증가하는 경우를 생각해 볼 수 있다.

총고용 경기탄력성 증가의 몇 %가 분포변동효과에 기인하며 몇 %가 탄력성 변동효과에 기인하는가를 살펴보기 위하여 <표 4>에서는 식 (6) 및 식 (7)의 추정결과를 보고하고 있다. 우선 1963~1992년 및 1993~2008년 기간에 대한 성별 탄력성의 추정결과는 <표 1>에서 이미 보고한 바, 이를 1열과 3열에 재차 소개하였다. 아울러 앞서 언급한 방법으로 각 표본기간 내에서 남녀별 고용비중을 계산하고, 이를 2열과 4열에 보고하였다. 남녀 모두에게 있어서 고용탄력성은 최근 들어 크게 증가하였지만, 특히 여성의 증가폭이 더 크게 나타나고 있다. 반면 고용비중은 남성의 경우 3.5%p 감소하고 같은 효과로 여성의 고용비중은 3.5%p 증가하여, 고용비중의 변화는 그다지 크지 않음을 알 수 있다.

식 (6)과 식 (7)을 추정한 결과 총고용탄력성 증가분 약 0.4의 100%가 탄력성 효과에 의해 발생하였음을 알 수 있었다. 즉, 남녀를 불문하고 고용탄력성은

<표 4> 성별 탄력성 및 고용비중의 변화와 총고용탄력성 변화

	1963~1992년		1993~2008년	
	성별 탄력성 (표준오차)	성별 고용비중 (%)	성별 탄력성 (표준오차)	성별 고용비중 (%)
남 성	0.150*(0.078)	62.3	0.468***(0.136)	58.8
여 성	0.235(0.165)	37.7	0.706**(0.289)	41.2
분포변동효과	총탄력성 증가분의 -0.4%: 식 (6) 및 식 (7) 추정결과의 평균			
탄력성 변동효과	총탄력성 변동분의 100.4%: 총변동분 100%에서 분포변동효과를 제외한 부분			

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
 자료: 총고용 및 산업별 고용은 통계청; 경제성장률은 한국은행.

최근의 구조변화 이후 크게 증가했으며, 여성고용비중의 증가가 가져다 주는 효과는 미미하였다. 나아가(별도의 표로 보고하지는 않지만) 탄력성 효과를 남녀 사이에 비교해 본 결과, 0기를 기준으로 할 경우 남자는 0.198, 여자는 0.178, 그리고 1기를 기준으로 할 경우 남자는 0.187, 여자는 0.194로 나타나 남녀별 탄력성 증가가 총고용의 경기탄력성 증가에 기여하는 정도는 고용비중을 고려할 경우 같은 것으로 나타났다.

결국 제2항과 제3항의 분석결과를 종합해 보면, 최근 들어 고용의 경기탄력성이 커진 이유는 고용의 산업 또는 성별 분포의 변화라기보다는 산업을 막론하고 그리고 성별을 막론하고 고용의 경기탄력성 자체가 증가하였기 때문임을 알 수 있다.

4. 남녀 간 고용탄력성 차이의 요인분석

우리는 바로 앞에서 고용의 경기탄력성이 남성보다는 여성에게 있어서(특히, 최근 들어) 더 크게 나타남을 보았다. 그렇다고 최근의 고용탄력성 증가원인이 고용탄력성이 큰 여성의 고용비중이 증가하였기 때문은 아니며, 남녀를 막론하고 고용탄력성 자체가 최근의 구조개혁 이후 증가하였기 때문인 것으로 나타났다. 여기서(최근 총고용의 경기탄력성 증가원인에 대한 분석을 떠나) 왜 여성의 고용이 경기변동상에서 보다 경기순행적으로 움직이는가에 대한 요인분석을 수행하고자 한다.

이론적으로 볼 때 만약 노동수요곡선의 경기변동성이 남녀 간에 중립적이라면 여성의 고용탄력성 더 크게 나타날 것이다. 여성의 경우 가사노동과 직장 사이의 대체성으로 말미암아 노동공급곡선이 남성의 그것과 비교하여 보다 탄력적이기 때문이다. 그러나 만약 미국의 경우처럼 노동수요가 여성보다는 남성에게 있어서 보다 경기순행적으로 움직일 경우, 남성고용의 경기탄력성은 여성의 그것보다 더 커질 수 있다. 따라서 고용의 경기탄력성이 남성과 여성 중 어느 성에서 보다 큰가는 이론적으로 다루어져야 할 성격의 것은 아니며 실증적으로 검증되어야 할 것이다. 결과적으로 볼 때 앞선 분석을 통하여 고용의 경기탄력성이 여성에게 더 크게 나타났으므로, 노동수요의 경기변동성이 여성에게 있어서 더 크게 나타나는가 아니면 남성에게 있어 더 크다고 하더라도 그 효과가 노동공급의 탄력성에 있어 여-남 간 차이효과를 압도하지 말아야 할 것이다. 다음에서는 이 이슈에 대한 접근을 시도하고자 한다.

우선 산업을 (1) 농림어업, (2) 광업, (3) 제조업, (4) 건설업, (5) 도소매·음식·숙박업, (6) 운수·창고·통신업, (7) 금융·보험·부동산·사업서비스, 그리고 (8) 기타 산업으로 분류할 때, 각 산업별로 고용규모를 남녀별로 쉽게 이용할 수 있는 표본기간은 1980년부터 2008년이다. 다섯 개 산업군으로 분류할 경우 이용할 수 있는 표본기간은 1963년부터 2008년이지만 분석결과 1980~2008년 표본기간에 대한 분석결과와 질적인 면에서 차이가 없었다. 다만 1963~2008년 기간을 이용할 경우 구조개혁 이전의 과거시기를 상당기간 분석에 포함시킴으로써 전반적인 통계적 유의성이 낮게 나타났을 뿐이다. 또한 최근 구조개혁 이후의 표본기간만을 이용한 분석결과도 1980~2008년 기간에 대한 분석결과와 유사하게 나타나므로, 여기서는 간결성을 위하여 1980~2008년 기간에 대한 결과만을 보고하기로 하자.

분석방법은 앞서 소개한 방법들과 유사하다. 우선 남녀별 총고용의 경기탄력성을 각 성 집단 내에서의 산업별 고용의 경기탄력성을 산업 고용규모를 가중 평균한 값으로 표현할 수 있다. 식 (4)와 식 (5)에서 소개한 방식으로 남녀별 총고용의 탄력성 차이를 분해하면 다음과 같은 식 (8)과 식 (9)가 생성된다.

$$\beta^f - \beta^m = \sum_{j=1}^I (s_j^f - s_j^m) \beta_j^f + \sum_{j=1}^I s_j^m (\beta_j^f - \beta_j^m), \quad (8)$$

$$= \sum_{j=1}^I (s_j^f - s_j^m) \beta_j^m + \sum_{j=1}^I s_j^f (\beta_j^f - \beta_j^m). \quad (9)$$

직관적으로 설명하면, 우선 남녀 모두에게 공통으로 산업 고유의 성격으로 말미암아 고용의 경기탄력성이 큰 산업과 작은 산업이 존재할 수 있다. 흔히 제조업과 건설업은 탄력성이 매우 큰 산업으로 믿어져 왔다. 노동수요는 생산물시장에서 유도되는 수요이고 한국과 같이 수출의존도가 높은 경제에서는 제조업 및 건설업에서의 노동수요는 국내뿐만 아니라 해외시장의 변동에 의해서도 영향을 받기 때문이다. 반면 서비스산업은 일반적으로 경기변동에 의해 덜 영향을 받는 산업으로 알려져 왔다. 반면 농림어업은 전통적으로 경기역행성을 띠고 있다고 믿어져 왔다. 즉, 경기가 좋을 때에는 농림어업으로부터 많은 노동력이 기타 산업으로 방출되고, 반대로 경기하강기에는 기타 산업들로부터 방출된 노동력을 농림어업이 상당 부분 흡수하기 때문이다. 만약 여성이 남성과 비교하여 비례적으로 경기탄력성이 높은 산업에 종사한다면, 식 (8)과 식 (9)에서 첫 번째 항의 크기는 커질 것이다. 이를 분포효과라 하자. 그러나 주어진 산업 내에서 산업별 고용의 경기탄력성 자체가 여성에게 있어서 더 크게 나타날 경

〈표 5〉 남녀별·산업별 고용탄력성 및 고용분포: 1980~2008

	남 성		여 성	
	고용탄력성 (표준오차)	산업비중 (%)	고용탄력성 (표준오차)	산업비중 (%)
전체	0.446***(0.062)	100	0.624***(0.126)	100
농림어업	-0.642**(0.232)	14.9	-0.515**(0.235)	18.6
광업	-0.423(1.091)	0.6	3.983(5.096)	0.1
제조업	1.048***(0.178)	23.3	1.503***(0.294)	20.8
건설업	1.499***(0.376)	11.5	2.769***(0.605)	1.6
도소매·음식·숙박	0.131(0.232)	19.5	0.451*(0.233)	31.4
운수·창고·통신	0.464**(0.179)	8.1	0.580(0.467)	1.4
금융·보험·부동산· 사업서비스	0.164(0.222)	7.8	1.034***(0.363)	7.2
기타 산업	0.027(0.228)	14.4	0.418*(0.212)	19.0

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
자료: 총고용 및 산업별 고용은 통계청; 경제성장률은 한국은행.

우 이 또한 여성의 고용탄력성을 크게 만들 것이며, 이 경우 식 (8)과 식 (9)의 두 번째 항의 크기가 커지게 된다. 이를 탄력성 효과라 하자. 어느 효과가 여성의 탄력성을 크게 만드는 데 더 기여하는가는 실증적으로 결정되어야 할 성격의 것이다.

우선 1980~2008년 전체 기간에 대해 남녀별로 총고용 및 산업별 고용의 탄력성과 산업별 고용분포를 〈표 5〉에 정리하여 놓았다. 1행의 추정치들을 보면 동 기간 총고용의 탄력성은 남성의 경우 0.446 그리고 여성의 경우 0.624로 나타나, 여성의 고용이 보다 경기순행적임을 알 수 있다. 여-남 간 경기탄력성의 차이가 통계적으로 유의한가를 검증하기 위해 식 (2)에서 종속변수를 여성 고용 로그값의 시간차분에서 남성 고용 로그값의 시간차분을 뺀 변수로 대체하고 재추정하였다. 그 결과 β 계수의 추정치는 0.178(표준오차=0.108)로 나타나 비록 p -값이 11%에 이르지만 그 차이의 크기는 실질적인 의미에서 유의함을 알 수 있었다. 총고용의 경기탄력성에 있어 여-남 간 차이가 통계적인 의미에서 상당히 유의하지 않은 이유는 표본기간에 구조변화 이전의 기간을 상당히 포함시켰기 때문이다.¹²⁾

12) 앞에서 설명한 바와 같이 최근 구조변화 이전의 경기탄력성이 남녀를 막론하고 상당히

다음으로 2행부터 9행까지의 산업별 추정치들을 보면 우선 예상하였던 대로 제조업과 건설업은 대표적인 고탄력 산업으로 분류될 수 있음을 알 수 있다. 두 산업에서는 남녀 모두에 대해 고용의 경기탄력성이 1을 상회하고 있으며 통계적으로도 매우 유의함을 알 수 있다. 반면 서비스산업들은 전반적으로 탄력성의 추정치가 작게 나타났다. 예외적으로 여성의 경우 금융·보험·부동산·사업서비스 산업에서 고용탄력성이 크게 나타났을 뿐이다. 한편, 농림어업은 대표적으로 경기역행적인 산업으로 알려져 왔으며, 이 또한 <표 5>에서 재확인할 수 있었다. 이와 같은 고용탄력성에 있어서의 산업별 특성은 미국의 경우와 매우 유사하다(Shin, 2000).

한편, 고용의 산업별 분포를 보면 여성과 비교하여 남성이 상대적으로 고탄력성 산업에 더 많이 분포되어 있고 여성은 남성과 비교하여 저탄력성 산업에 상대적으로 더 많이 분포되어 있다. 예를 들어, 대표적인 고탄력산업인 제조업과 건설업의 경우 남성의 23.3 및 11.5%가 종사하고 있는 반면, 여성의 경우 해당 수치들은 20.8 및 1.6%로 나타나 고용비중이 두 산업 모두에서 여성보다는 남성에게 있어서 더 크게 나타남을 알 수 있다. 두 산업을 합칠 경우 남성 총고용의 34.8%, 여성 총고용의 22.4%가 고탄력성 산업에 종사하여 그 비중 차이가 12.4%p로서 매우 큼을 알 수 있다. 이와는 대조적으로 도소매·음식·숙박업의 경우 여성의 고용비중은 남성의 고용비중을 11.9%p 차이로 압도하고 있다. 비록 운수·창고·통신업의 경우 남성의 고용비중이 다소 높고 금융·보험·부동산의 경우 고용비중에서의 남녀 간 차이는 없으나 서비스산업들을 모두 합쳐서 계산할 경우, 여성의 고용비중은 59%, 남성의 고용비중은 49.8%로서 여성의 고용비중이 9.2%p 높음을 알 수 있다.

미국과 비교해 볼 때 한국의 경우 제조업과 건설업에 남성이 비례적으로 많이 종사하고, 서비스업에 여성이 비례적으로 많이 종사하고 있는 현상은 상대적으로 약하다. 미국의 경우 서비스산업에서 여성의 고용비중은 남성의 그것에 거의 두 배에 가까울 정도로 커서 서비스산업을 여성의 산업이라고 불러 왔다. 그럼에도 불구하고 고용의 산업별 분포효과에 의해 남성의 고용탄력성이 더 클 것으로 예상된다. 제조업과 건설업 같은 고탄력성 산업에서 남성의 고용비중이 더 높고, 도소매·음식·숙박업과 같은 저탄력성 산업 및 농림어업 같은 경기역행적 산업에서 여성의 고용비중이 더 크기 때문이다. 그러나 특정 산업을 고정시켜 놓고 보면 대부분의 산업에서 여성의 산업별 고용탄력성이 남성의 그것보

작았음을 상기하자.

〈표 6〉 고용의 경기탄력성에 있어 여-남 간 차이에 대한 분포효과와 탄력성 효과: 1980~2008

	식 (8)		식 (9)	
	분포효과	탄력성 효과	분포효과	탄력성 효과
농림어업	-0.01932	0.01887	-0.02408	0.02364
광업	-0.02305	0.02814	0.00245	0.00264
제조업	-0.03727	0.10581	-0.02599	0.09453
건설업	-0.27179	0.14560	-0.14714	0.02094
도소매·음식·숙박	0.05354	0.06238	0.01555	0.10037
운수·창고·통신	-0.03876	0.00938	-0.03101	0.00163
금융·보험·부동산	-0.00702	0.06813	-0.00111	0.06222
기타	0.019285	0.05618	0.00125	0.07422
총효과	-0.32438	0.49449	-0.21008	0.38019

자료: 총고용 및 산업별 고용은 통계청; 경제성장률은 한국은행.

다 더 큼을 알 수 있다. 과연 분포효과와 탄력성 효과 중 어느 효과가 더 큰가는 실증적 차원에서 판단되어야 할 것이다.

〈표 6〉에서는 식 (8) 및 식 (9)에 근거하여 여-남 간 총고용의 탄력성 차이를 분포효과와 탄력성 효과로 분해하여 설명하고 있다. 마지막 행에는 각 효과를 전 산업에 걸쳐서 합한 총효과가 나타나 있다. 총효과의 합은 두 식 모두에서 0.170으로 나타나, 〈표 5〉에서 보고한 총고용의 경기탄력성에 있어 여-남 간 차이인 0.178과 매우 유사함을 알 수 있다. 표본오차를 고려할 때 0.170과 0.178은 놀라울 정도로 같다고 할 수 있다.

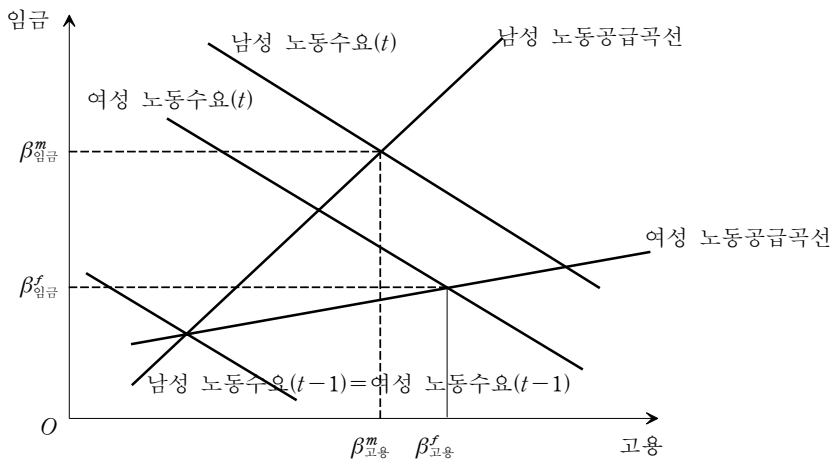
가장 중요한 발견은 여-남 간 경기탄력성 차이의 220~290%를 탄력성 효과가 설명하고 있다는 점이다. 반대로 여-남 간 경기탄력성 차이의 -120~-190%를 분포효과가 설명하고 있다는 점이다. 즉, ‘산업별 고용탄력성이 남녀 간에 같다’는 가정하에서 남성은 여성과 비교하여 제조업이나 건설업 등 고탄력성 산업에 비례적으로 더 많이 종사하고 있고, 이는 남성의 고용탄력성을 여성의 그것보다 더 크게 만드는 방향으로 작용하고 있다. 그러나 ‘산업 간 고용분포가 남녀 간에 같다’는 가정하에서 산업별 고용탄력성이 남성보다는 여성에게 있어 훨씬 더 크게 나타나고 있고, 이는 여성의 고용탄력성을 남성의 그것보다 더 크게 만든 방향으로 작용하고 있다. 결과적으로 후자인 탄력성 효과가 전자인 분포효과를 압도하여 결국 총고용의 경기탄력성은 남성보다 여성에게 있어서

더 크게 나타나고 있다.

개별 산업의 기여도를 보면 분포효과 면에서는 식 (8)이나 식 (9) 모두에서 건설업의 기여도가 타산업의 기여도를 압도하고 있다. 이는 <표 5>에 제시된 추정치들을 보아도 쉽게 이해할 수 있다. 남녀 모두에게 있어서 산업별 고용의 탄력성은 건설업에서 가장 크게 나타나고 있으며 동시에 건설업에서의 남녀 간 고용비중의 차이가 매우 크게 나타나기 때문이다. 반면 탄력성 효과면에서의 개별 산업의 기여도는 식에 따라 다소 차이를 보이고 있다. 식 (8)에 의하면 제조업과 건설업이 가장 큰 기여를 하고 있고, 식 (9)에 의하면 제조업과 도소매·음식·숙박업이 가장 큰 기여를 하고 있다.

이상의 발견 내용들을 종합해 보면 다음과 같은 추론이 가능하다. 우선 성별로 총노동수요는 산업별 노동수요를 산업비중을 이용하여 가중평균함으로써 도출할 수 있기 때문에, 남성이 여성보다 고탄력성 산업에 비례적으로 더 많이 종사하고 있다는 사실은 노동수요가 경기변동상에서 남녀 간에 중립적인 것이 아니라 남성에게 있어서 더 경기순행적으로 나타나고 있음을 알 수 있다. 그럼에도 불구하고 여성의 노동공급곡선이 남성의 그것보다 더 임금탄력적이기 때문에 여성 고용의 경기탄력성은 남성의 그것보다 더 크게 나타나고 있다.

이상의 논거를 그래프를 이용하여 설명해 보자. <그림 3>에서는 본 연구의 발견들을 기존의 연구결과들과 연결시켜 수요-공급이론에 근거하여 설명하고 있다. 우선 여성의 노동공급곡선이 보다 임금탄력적이라는 전제하에(설명편의 상) $(t-1)$ 기의 노동수요곡선은 남녀 사이에 같다고 가정하였다. 다음으로 <표



<그림 3> 수요-공급곡선에 근거한 경기탄력성 설명

6)의 분석에 의하면 노동수요가 여성보다는 남성에게 있어서 보다 경기순행적이기 때문에 t 기의 노동수요곡선의 위치를 여성보다 남성에게 있어서 보다 우측에 놓이게 하였다. 그러나 남성의 노동수요곡선을 여성의 그것보다 지나치게 우상향으로 이동시킬 경우 균형에서의 고용증가분은 오히려 여성보다는 남성에게 있어서 더 크게 나타날 것이다. 이는 본 연구의 발견과 불일치한다. 따라서 <그림 3>에서는 남성의 노동수요곡선을 적절한 수위로 조절하여 이동시킴으로써 이동 후의 고용변동폭이 여성에게 있어서 더 크게 나타나도록 하였다. 한편, 강승복·신동균(2008)에 의하면 실질임금의 경기순행성은 여성보다는 남성에게 있어서 더 크게 나타나므로, 이는 <그림 3>에서 임금변동폭이 여성보다는 남성에게 있어서 더 크게 나타나는 것으로 표현되었다. 요약하면, 실질임금과 고용의 경기순행성에 있어 남녀 간 차이에 대한 기존연구 및 본 연구에서 발견된 사실들을 설명하기 위해서는, 비록 노동수요가 여성보다는 남성에게 있어서 보다 경기순행적으로 이동하여야 하지만 그 효과는 노동공급의 임금탄력성에 있어서의 여-남 간 차이에 의해 압도되어야 할 것이다.

5. 총고용의 경기탄력성 변화요인 분석: 고용의 질적 측면 고려

이상의 분석은 고용의 양적인 면을 중심으로 진행되었다. 본항에서는 최근의 구조개혁 이후 고용의 경기탄력성이 증가한 요인을 고용의 질적인 측면을 고려하여 설명하고자 한다. 분석의 간결성을 위하여 이 단계에서는 남녀를 구분하지 않는다. <표 7>은 종사상 지위별 고용의 경기탄력성을 요약하고 있다. 임금근로 중 임시직과 상용직은 1989년부터만 이용 가능하므로 이 두 형태의 고용에 대해서는 1993~2008년 기간에 대해서만 경기탄력성을 추정하였다. 우선 비임금근로 고용의 경기탄력성은 전체적으로 볼 때 1993년 이후 증가하였으나 그 증가분이 통계적으로 유의하지는 않았다. 그 이유는 비록 자영업의 경우 최근의 구조개혁 이후 경기탄력성이 현저히 증가하였고 그 증가분이 통계적으로 매우 유의하게 나타났으나, 무급가족종사자의 경우 최근 구조개혁 이후 경기탄력성은(비록 통계적으로는 유의하지 않으나) 오히려 경기역행적인 방향으로 커져서 이 효과가 자영업에 의한 경기탄력성 증가효과를 상쇄하였기 때문이다. 무급가족종사자의 대부분은 산업별로 보면 농림어업 계통에 종사하고 있고 <표 2>에서 보았듯이 농림어업의 경우 고용은 최근의 구조개혁 이후 오히려 경기역행적인 방향으로 유의하게 변하였기 때문이다.

〈표 7〉 종사상 지위별 고용의 경기탄력성 변화 패턴

고용형태	$\Delta \log(GDP)$ (표준오차)	$D93 \times \Delta \log(GDP)$ (표준오차)
비임금근로	-0.061(0.151)	0.292(0.212)
자영업	-0.064(0.151)	0.530**(0.213)
무급가족종사	-0.090(0.233)	-0.360(0.328)
임금근로	0.337**(0.170)	0.384(0.239)
일용직	0.498(0.497)	0.916(0.701)
임시직(1993~2008)	0.647*** (0.143)	
상용직(1993~2008)	0.668** (0.264)	

주: *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.
 자료: 종사상 지위별 고용규모는 통계청; 경제성장률은 한국은행.

우리의 주된 관심인 임금근로의 경우 전체적으로 보면, 고용은 최근 구조개혁 이후 보다 경기순행적인 방향으로 변화했으나 그 증가분의 추정치에 대한 p -값은 약 11%에 그치고 있다. 그러나 고용탄력성의 증가분은 0.384로서 〈표 1〉에서 총고용을 대상으로 하였을 때의 증가분인 0.407과 상당히 유사함을 알 수 있다. 이 중 일용직 고용의 경기탄력성은 최근 구조개혁 이후 상당히 커졌으나(0.916) 통계적으로 유의하지는 않다. 또한 일용직은 총임금근로의 약 10% 정도를 차지하여 규모의 효과면에서도 지배적이지는 않다. 총임금근로의 약 60% 및 30%를 차지하는 상용직과 임시직의 경우 앞서 언급하였듯이 자료의 제약상 구조개혁 이후의 기간에 대한 추정치만을 획득할 수 있었다. 그 결과 임시직의 경우 1993~2008년 기간의 경기탄력성은 0.647로 통계적으로도 매우 유의하며 그 크기는 〈표 1〉에서 추정된 1993~2008년 기간의 총고용 경기탄력성인 0.573보다 약간 큼을 알 수 있다.

가장 흥미로운 발견은 구조개혁 이후 상용직의 경기탄력성 추정치이다. 동기간 상용직 고용의 경기탄력성은 0.668로서 동기간 총고용이나 임시직 고용의 경기탄력성 추정치보다 결코 작지 않으며 통계적으로 매우 유의하다. 이는 최근 구조개혁 이후 고용의 경기탄력성 내지 유연성 증가가 비정규직 비중의 확대 때문일지도 모른다는 주장과는 상반되는 발견이다. 결국 고용의 질적인 측면에서조차도 최근 들어 총고용의 경기탄력성이 증가한 것은 종사상 지위별 고용비중의 변화가 아니라, 자영업이든 임금근로든, 임금근로 중에서도 상용직이든, 임시직이든, 일용직이든 그 지위를 막론하고 고용의 성격 자체가 변화했기

때문이다.

IV. 결 론

분석결과 고용의 경기탄력성은 최근 들어 미국 노동시장에서의 고용의 경기탄력성 수준을 능가하는 정도로 커졌으며, 이는 시간경과상에서 저탄력성 산업에서 고탄력성 산업으로 노동이 이동하였기 때문이 아니라 어느 산업을 막론하고 최근의 구조개혁기를 거치면서 고용의 경기탄력성이 커졌기 때문인 것으로 나타났다. 또한 총고용의 경기탄력성이 증가한 원인을 성별 측면에서도 분석해보아도 남녀 구성비율의 변화라기보다는 남녀를 막론하고 고용의 탄력성이 최근 들어 크게 증가하였기 때문인 것으로 나타났다. 즉, 상대적으로 최근 들어 고용의 경기탄력성이 크게 증가한 것은 최근의 구조개혁과 노동시장의 유연화 과정에서 고용의 성격 자체가 바뀌었기 때문이지, 수요 측면에서의 산업구조 변화라든가 공급 측면에서의 남녀구성비 변화로 설명될 성격의 것은 아니다.

한편, 미국의 노동시장과는 달리 한국의 경우 고용탄력성은 남성보다는 여성의 경우 더 크게 나타나고 있는데, 이 역시 산업 간 고용분포 측면에서의 남녀 간 차이와 관련되어 있다기보다는 어느 산업을 막론하고 여성의 고용이 남성의 고용보다 경기변동 과정에서 보다 순행적으로(procyclically) 움직이기 때문인 것으로 나타났다.

마지막으로 고용의 경기탄력성을 종사상 지위별로 분석해 본 결과, 자영업이든 임금근로든, 임금근로 중에서도 상용직이든, 임시직이든, 일 용직이든 그 지위를 막론하고 최근 경기탄력성이 크게 증가한 것으로 나타났다. 특히, 최근의 구조개혁 이후 상용직 고용의 경기탄력성 크기(0.668)는 총고용의 그것(0.573)이나 임시직 고용의 그것(0.647)보다 결코 작지 않은 것으로 나타났다.

참고문헌

- 강승복·신동균, “패널자료로 추정된 실질임금의 경기순행성,” 『노동정책연구』 8(3), 2008, 1~16.
- 최희갑, “외환 위기와 소득분배의 양극화,” 『국제경제연구』 8(2), 2002, 1~20.

- Bils, Mark, “Real Wages over the Business Cycle: Evidence from Panel Data,” *Journal of Political Economy* 93(4), 1985, 666~689.
- Killingsworth, R. Mark, *Labor Supply*, New York: Cambridge University Press, 1983.
- Korea Labor Institute, and Kim & Chang Law Offices, *Korean Labor and Employment Laws: An Ongoing Evolution*, Korea Labor Institute, 1998.
- Arthur, Okun, M., “Upward Mobility in a High Pressure Economy,” *Brooking Papers on Economic Activity* 1, 1973, 207~252.
- Sawtelle, Barbara, “Analyzing the Link between Real GDP and Employment: An Industry Sector Approach,” *Business Economics*, October, 2007, 46~54.
- Shin, Donggyun, “Gender and Industry Differences in Employment Cyclicity: Evidence over the Post-war Period,” *Economic Inquiry* 38(4), 2000, 641~650.
- Solon, Gary, Robert Barsky, and Jonathan Parker, “Measuring the Cyclicity of Real Wages: How Important is Composition bias?” *Quarterly Journal of Economics* 109(1), 1994, 1~25.
- Sumner, Scott, and Stephen Silver, “Real Wages, Employment, and the Phillips Curve,” *Journal of Political Economy* 79(3), 1989, 706~720.

[Abstract]

Cyclical Elasticity of Employment in the Korean Labor Market

Joonwon Kim* · Donggyun Shin**

Analysis based on the Korean employment data for the 1963 through 2008 period reveals that employment became more procyclical in recent years. The rise in estimated employment procyclicality is mainly attributed to the fact that employment became more procyclical in all gender-industry cells. Unlike the US labor market, employment in Korea moves more procyclically for women, which is not because women are over-represented in more cyclical industries, but because within-industry employment is more procyclical for women than for men in all industries. Finally, estimated cyclical elasticity of employment is as great for regular employees (0.668) as for temporary employees (0.573) or for daily workers (0.647) in recent years.

Keywords: employment, cyclical elasticity, industry, gender

JEL Classification: E0, J0

* First author, Department of International Trade, Duksung Women's University, Tel: (02) 901-8583, E-mail: jwkim05@empal.com

** Corresponding author, College of Politics & Economics, Kyung Hee University, Tel: (02) 961-2174, E-mail: dgshin@khu.ac.kr