

금융위기의 고용파급효과에 대한 실증분석

신 석 하

(한국개발연구원 연구위원)

조 동 철

(KDI 국제정책대학원 교수)

An Empirical Study on Employment during Crises in Korea

Shin, Sukha

(Fellow, Korea Development Institute)

Dongchul Cho

(Professor, KDI School of Public Policy and Management)

* 본 논문은 조동철·김현욱 편, 『경제 세계화와 우리 경제의 위기대응역량』(연구보고서 2011-03, 한국개발연구원, 2011)의 제4장 「고용시장으로의 파급」을 확대·수정·보완한 것임을 밝힌다.

신석하: (e-mail) sshin@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 47, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-740, Korea.

조동철: (e-mail) dccho@kdischool.ac.kr, (address) KDI School of Public Policy and Management, 85, Hoegi-ro, Dongdaemun-gu, Seoul, 130-722, Korea.

- Key Word: 고용(Employment), 위기(Crisis)
- JEL Code: E24, E32
- Received: 2012. 2. 23 • Referee Process Started: 2012. 2. 27
- Referee Reports Completed: 2012. 7. 2

ABSTRACT

This paper analyzes how the adverse impacts of the global financial crisis on Korea's employment could be mitigated in comparison with the Asian crisis period. The results from error-correction models suggest that the less severe impacts during the global financial crisis could be attributed to (i) smaller GDP reduction, (ii) better maintenance of domestic demand despite a sharp fall of export, (iii) less serious over-employment during the run-up to the crisis, and (iv) less severe credit crunch. Analyses of OECD cross-country data provide corroborating evidence. In order to mitigate adverse impacts on employment, therefore, priority should be given to expansionary macroeconomic policies to keep aggregate domestic demand from collapsing once a crisis is triggered. Also crucial, however, is to maintain sound economic structures such as flexible labor market and adequately supervised financial market.

본 연구는 금융위기가 고용 및 실업에 미친 영향을 분석하였다. 특히 이번 금융위기 기간 동안의 고용조정이 외환위기 당시나 여타 선진국의 경험과 비교하여 매우 완만하게 나타난 원인이 무엇이었는지에 분석의 초점을 맞추었다. 오차수정모형을 이용하여 분석한 결과, 최근의 금융위기 기간 동안 고용조정이 외환위기에 비해 완만했던 일차적 원인은 성장률의 하락 폭이 상대적으로 작았던 데 기인한 것으로 나타났다. 이 외에도 외환위기와 달리 이전에 누적되었던 과잉고용의 부담이 거의 없었다는 점과, 수요구성 측면에서 수출수요에 비해 고용민감도가 높은 국내수요가 금융위기 기간 동안 어느 정도 유지되었다는 점도 추가적인 완화요인으로 작용하였던 것으로 보인다. 특히 외환위기와 달리 대규모 연쇄부도를 초래할 정도의 금융경색이 발생하지 않았다는 점이 최근의 완만한 고용조정을 설명할 수 있는 주요 요인이었던 것으로 나타났다. 이와 같은 현상은 OECD 국가를 대상으로 한 분석에서도 관측되었다. 이러한 분석 결과는 경제위기 시 고용의 급격한 위축을 방지하기 위해서, 우선적으로 성장률의 급변동을 완화하는 거시경제운용, 금융경색을 방지하기 위한 금융기관 및 기업의 재무건전성 유지, 내수의 안정적 유지 및 '과잉고용' 누적 방지를 위한 정책적 노력이 중요함을 시사한다.

I. 서론

경기침체 혹은 경제위기가 국민경제적으로 가장 큰 고통을 미치는 경로는 아마도 고용시장을 통해서일 것이다. 경기침체는 통상적인 기업이윤의 감소 및 근로자의 임금상승 속도 둔화 등에 그치지 않고, 신규취업을 제한하거나 기존 근로자의 일자리를 박탈하기도 한다. 세계적인 경제위기 속에서 경기위축이 가시화되었던 2008년 4/4분기 이후 우리나라의 고용도 감소하기 시작하여, 2009년에는 1998년 이래 연간 기준으로 처음으로 감소세를 기록하였다.

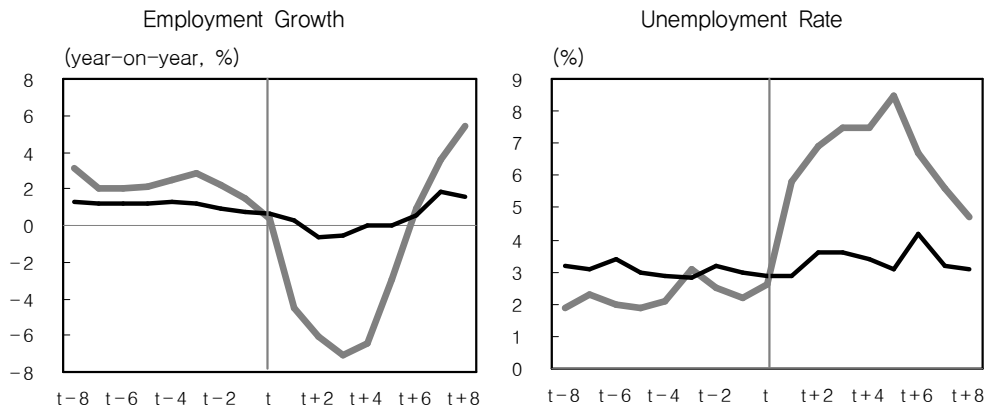
그러나 이번 경제위기가 심각한 수준이었음을 감안할 경우, 2009년 우리나라의 고용조정 충격은 상대적으로 경미한 편이었다고 할 수 있다. 세계 경제위기의 중심에 있었던 미국·영국 등 주요 선진국들의 고용조정폭뿐 아니라 1998년 외환위기 기간 중 우리나라의 고용조정폭과 비교해서도 2009년 경제위기 시의 고용조정폭은 상대적으로 완만하였다. 1997~98년 경제위기 시와 2008~09년 경제위기 시의 고용증가율과 실업률 변화를 비교한 [Figure 1]은 그와 같은 사실을 단적으로 나타낸다. 이처럼 2008~09년 경제위기 시에 고용조정이 상대적으로 경미한 수준에 머무른 결과, 경제위기에서 파급되는 국민의 고통이 결정적으로 확대되지 않을 수 있었던 것은 분명하다.

본 연구에서는 이처럼 고용시장의 반응이 상이하게 나타난 원인에 대하여 살펴보고자 한다. 고용증가율과 실업률 중 어느 변수가 노동시장 상황을 보다 잘 반영하는지에 대해서는 논란의 여지가 있으나, 실업률의 경우 경제활동참가율의 변동과 함께 고려해야 노동시장의 상황이 보다 정확히 파악될 수 있다는 점을 감안하여 본고에서는 분석의 초점을 고용증가율에 맞추는 한편 실업률에 대한 분석도 병행하고자 한다.

본 연구에서는 고용에 영향을 미친 요인으로 성장률, 총수요 구성(특히 소비)의 변화, 미래에 대한 기대 및 금융환경, 정책대응 등을 검토하고자 한다. 물론 이 모든 요인들이 고용에 영향을 미쳤을 것이나, 논의의 편의상 가장 영향력이 컸을 것으로 예상되는 성장률을 먼저 살펴보고 여타 변수들이 추가적인 설명력을 지니는지 단계적으로 살펴보았다.

우선 제Ⅱ장에서 제Ⅳ장까지는 주로 거시·금융 변수들과 고용변수의 관계에 대해

[Figure 1] Employment Changes around Economic Crises



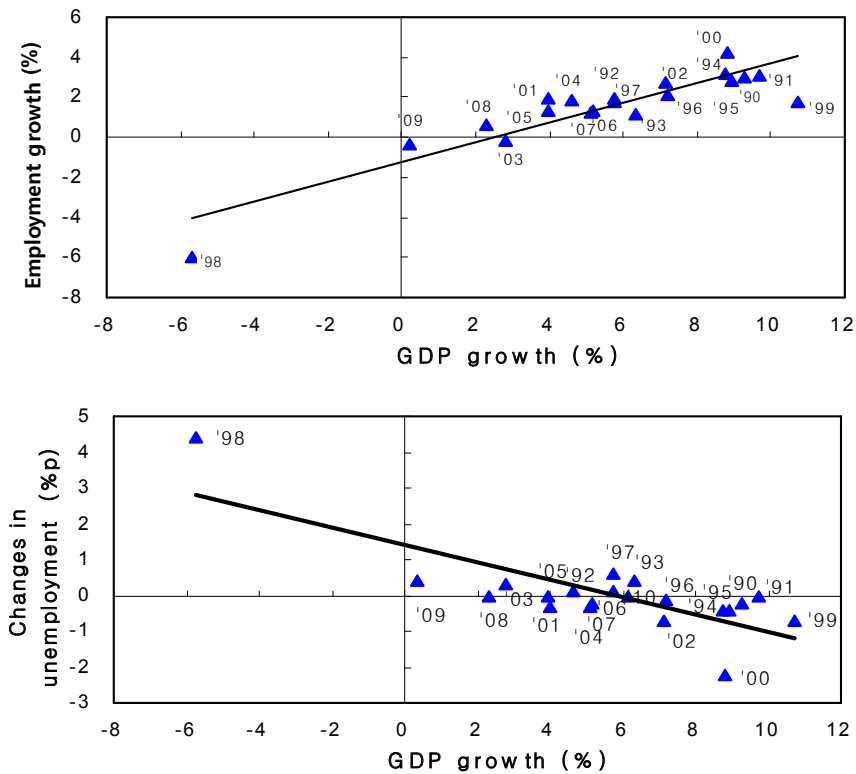
Note: 1) The bold lines represent employment changes around the global financial crisis with the vertical line at the third quarter of 2008.
 2) The gray lines represent employment changes around the Asian crisis with the vertical line at the fourth quarter of 1997.

분석한다. 제 V 장에서는 공공부문 고용의 역할에 대해 살펴보고, 제 VI 장에서는 OECD 국가에 대한 분석을 통해 우리나라 자료에 대한 분석 결과가 여타 선진국에 대해서도 어느 정도 성립하는지에 대해 검토할 것이며, 제 VII 장에서는 본고의 분석 결과들을 요약·정리하고자 한다.

II. 성장률과 고용조정

우선 2009년도 고용조정이 1998년의 위기 시와 비교하여 상대적으로 경미한 수준에 머무를 수 있었던 가장 큰 원인은 1998년에 비해 2009년의 성장률 둔화폭이 상대적으로 작았던 데에 있었다고 할 수 있다. 취업자 수가 6.2%(127만명 내외)나 감소하고 실업률이 4.4%p 상승하였던 1998년에는 성장률이 -5.9%를 기록하였던 반면, 취업자 수가 0.3%(7만명 내외) 감소하고 실업률이 0.4%p 상승하는 데에 그친 2009년에는 성장률도 0.2%로 하락하는 데에 머물렀던 것으로 집계되었다. 실제 'Okun's Law'로 널리 알려져 있는 바와 같이 GDP 성장률과 고용증가율 사이에는 뚜렷한 정(+)의 관계가, GDP 성장률과 실업률 증감 사이에는 뚜렷한 부(-)의 관계가 존재하며, 이와 같은 관계는

[Figure 2] Employment Growth, Unemployment and GDP Growth



1990년 이후 각 연도의 GDP 성장률과 고용증가율 및 실업률 증감을 제시하고 있는 [Figure 2]에서도 명확히 확인된다.¹

한편, [Figure 2]에는 고용증가율과 실업률 증감을 성장률에 대해 각각 회귀분석한 추정식의 결과도 직선으로 표시되어 있는데, 1998년의 경제위기 시 고용증가율은 이 회귀선을 크게 하회하고 실업률 증감은 회귀선을 크게 상회하고 있는 반면, 2009년 경제 위기 시의 고용증가율은 회귀식을 오히려 상회하고 실업률 증감은 회귀식을 하회하고 있는 것으로 나타나고 있다. 즉, 이와 같은 간단한 그림으로부터 1998년에는 고용조정이 성장률 하락에 의해 평균적으로 예상될 수 있는 정도 이상으로 급격히 진행된 반면, 2009년에는 경제위기였음에도 불구하고 실제 고용조정이 성장률 둔화에 의해 예상될 수 있는 정도 이상으로 진행되지는 않았던 것으로 해석될 수 있다.²

1 1990년 이후의 자료를 대상으로 한 것은 고용과 성장의 관계가 대체로 1990년을 전후하여 구조 변화를 겪고 있을 가능성이 높을 것으로 추정된 유경준 외(2011)의 연구 결과를 준용한 것이다.

고용과 GDP 간의 관계를 더욱 면밀히 살펴보기 위해 두 변수의 계절조정된 분기별 자료(1990: I ~ 2010: III)를 사용한 모형을 추정하였다. 우선 로그-총고용과 로그-GDP 두 변수는 각각 단위근을 포함하고 있으며 공적분 관계를 보유하고 있는 것으로 검증되어, 오차수정모형(Error Correction Model)을 사용하는 것이 적절한 것으로 판단되었다.³ 즉, 총고용과 GDP 사이에는 일정한 장기균형관계가 존재하며, 실제 고용이 이 수준에서 한없이 이탈하지는 못한다는 것이다. l_t 와 y_t 가 각각 t-분기의 로그-총고용 및 로그-GDP를 나타내고 Δ 가 1차 차분을 나타낸다고 할 때, 즉 Δl_t 와 Δy_t 가 각각 전분기 대비 총고용증가율과 GDP 성장률을 나타낼 때, 오차수정모형의 추정 결과는 다음과 같다(괄호 안의 수치는 표준오차를 나타낸다).^{4,5}

$$\Delta \hat{l}_t = 0.256\Delta y_t + 0.118\Delta y_{t-1} + 0.181\Delta l_{t-1} - 0.074[l_{t-1} - 0.256y_{t-1}] \quad (1)$$

(0.039) (0.051) (0.101) (0.042) (0.022)

우선 추정 결과는, 장기적으로 GDP가 1% 증가할 때 총고용은 0.26% 내외 증가하나, 어떠한 이유로 인해 고용수준이 장기균형 고용수준과 괴리될 경우, 그 조정에는 상당한 시간이 걸린다는 점을 함축하고 있다. 즉, 오차수정항 계수의 추정치 -0.074는, GDP에

2 1998년의 고용조정은 같은 시기에 위기를 겪었던 여타 국가들과 비교해서도 급격하였던 것으로 보고되고 있다. Betcherman and Islam(2001)은 외환위기를 겪은 인도네시아, 한국, 말레이시아, 필리핀, 태국의 고용상황 변화를 비교하면서, 이들 국가 중에서 한국이 실물경제 측면에서의 충격이 상대적으로 작은 편임에도 불구하고 실업률의 상승이나 고용감소는 가장 큰 편이며 실질임금의 감소폭도 컸음을 지적하고 있다. Kang *et al.*(2001) 역시 한국의 고용조정이 다른 국가에 비해 컸음에 동의하며, 1987년 이후의 경직적인 노사관계와 연공서열 및 집단교섭으로 인한 임금 경직성 등을 외환위기 당시 노동시장의 문제로 제기하고 있다. 아울러 Fallon and Lucas(2002)도 금융위기를 겪은 인도네시아, 한국, 말레이시아, 태국, 아르헨티나, 멕시코, 터키의 고용상황 변화를 분석하여, 이들 국가 중에서 한국만이 GDP 감소에 상응하는 수준의 고용감소를 겪었음을 지적하고 있으며, 실업률의 상승도 한국과 아르헨티나에서만 현저하였던 것으로 보고하고 있다.

3 두 변수의 단위근 및 공적분 검증 결과는 [부록 1]을 참조하십시오.

4 본고에서는 오차수정모형을 FM2SLS(Fully Modified 2-Step Least Squares) 방법과 Johansen 방법을 사용하여 추정해 보았는데 결과는 거의 유사하였다. FM2SLS 추정방식은 1단계에서 공적분 관계를 Phillips and Hansen(1990)의 FMOLS에 의해 추정하고, 여기에서 구한 잔차를 2단계 추정식에서 오차수정항으로 이용하는 방법이다. 일반적으로 Johansen 방식이 보다 널리 사용되는 오차수정모형의 추정방법임에도 불구하고 본고에서는 FM2SLS 추정 결과를 논의하고자 하는데, 그 가장 큰 이유는 동기의 GDP를 외생변수로 포함한 추정 결과를 명시적으로 제시하고자 하는 데에 있다. 즉, Johansen 추정방식에서도 축약형 잔차의 Cholesky 분해과정에서 GDP 충격을 외생변수로 가정함으로써 동일한 모형을 추정할 수 있는 것이 사실이나 그 추정치를 추정 결과의 일부로서 명시적으로 제시하기 어려운 반면, FM2SLS 추정방식에서는 고용방정식에 동기의 GDP를 직접 포함한 결과를 제시할 수 있어 추정 결과를 보다 직관적으로 논의하기 편리한 측면이 있다.

5 추정과정에서는 상수항과 잔차항이 포함되었으나 보고하지 않았으며, 적정 시차변수의 개수는 AIC 기준에 의해 1로 결정되었다.

의해 결정되는 장기균형 수준과 괴리된 과잉고용 혹은 과소고용이 분기당 7~8%(연율 25% 내외)의 속도로 서서히 조정된다는 점을 함의하는 결과다.⁶

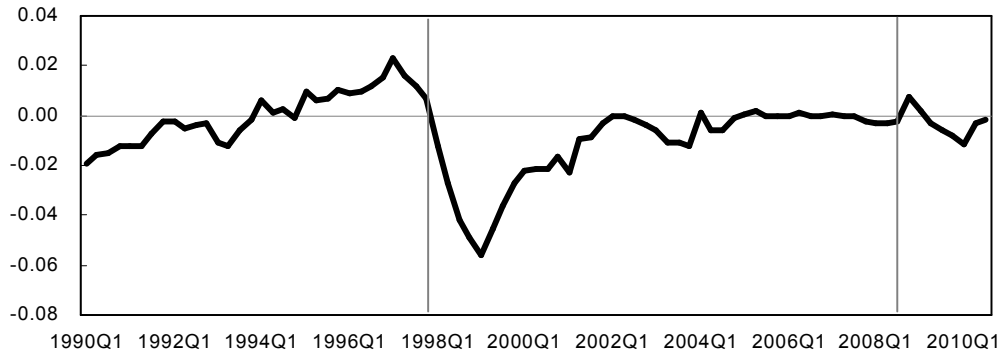
[Figure 3]은 총고용과 GDP의 장기균형관계에 대비하여 과잉고용 혹은 과소고용이 어느 정도였는지를 살펴보기 위해 장기균형관계식의 오차항을 보고하고 있다. 이 결과에 따르면, 외환위기가 도래하기 이전인 1996년까지 우리 경제는 GDP에 의해 설명될 수 있는 수준의 고용에 비해 2% 내외의 과잉고용이 존재했던 것으로 추정된다. 이와 같은 이른바 과잉고용은 1997~98년의 외환위기 과정에서 고용조정이 보다 급격하게 이루어져야 했던 하나의 원인으로 작용했던 것으로 해석될 수 있다. 물론 이 그림에 따르면, 1998년의 고용조정은 단순히 장기균형관계를 복원하는 정도에 머무르지 않고, 1999년 초에는 5%를 상회할 정도의 극심한 과소고용이 나타나기까지 진행되었던 것으로 보인다. 이처럼 외환위기 기간 중 급격히 발생한 과소고용은 1999년 이후 3년의 기간에 걸쳐 점진적으로 해소되었으며, 2002년 이후에는 균형 수준에서 크게 이탈하지 않았던 것으로 추정된다. 즉, 1997~98년의 경제위기와 비교할 때 2008~09년의 경제위기가 발발할 당시의 고용사정은 누적된 과잉고용의 문제가 존재하지 않았으며, 이에 따라 기업들은 급격한 고용조정의 필요성을 덜 느꼈던 것으로 해석될 수 있다.⁷

한편, [Figure 4]는 오차수정모형 식 (1)의 잔차를 보여주고 있다. 가장 눈에 띄는 부분은 역시 1998년의 마이너스 잔차이다. 즉, GDP 증가율로 대변되는 경기침체와 과잉고용에 대한 조정 등을 감안해서 추정된 예측치에 비해 여전히 0.5~1% 내외의 추가적인

6 통상적으로 두 변수 사이에 장기균형관계가 존재하는 오차수정모형의 경우, 두 변수 중 어느 변수가 조정되는지는 명확하지 않다. 그러나 본고에서는, 전반적인 경제상황을 나타내는 GDP가 외생적으로 결정되고, 그 수준에 맞추어 고용이 조정되는 상황을 가정하고자 한다. 이는 노동수요를 파생수요로 보는 미시경제적 견해와도 부합한다. 실제 오차수정모형을 추정한 결과도 고용방정식의 오차수정항 계수가 항상 올바른 음(-)의 부호를 보이고 있어 장기균형 수준에서 이탈한 고용수준은 고용조정을 통해 장기균형을 회복하는 경향이 뚜렷이 관찰되는 반면, GDP 방정식에 나타난 오차수정항 계수는 그와 같은 모습을 보이지 않고 있다. 즉, 동시에 발생하는 고용과 GDP 변동 사이의 관계는, GDP의 변동에 의해 고용이 반응하는 것이지, 그 반대의 경로가 아닌 것으로 나타났다. GDP 방정식에 대한 추정 결과 및 해석은 [부록 2]에 수록되어 있다.

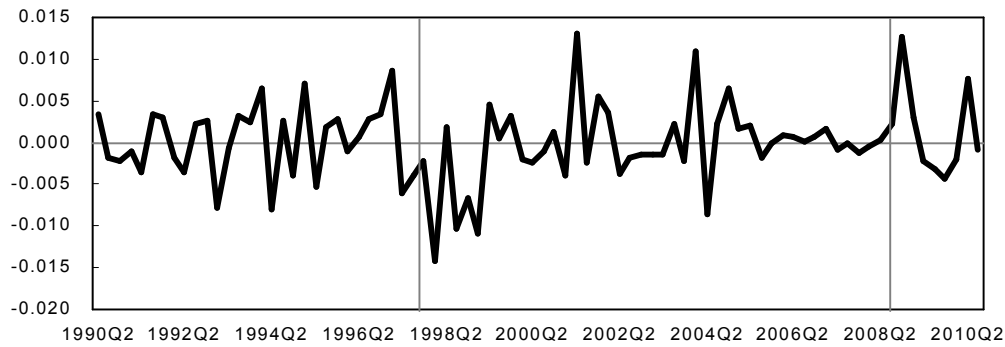
7 1977년 1월~2007년 12월 기간 동안의 「매월노동통계조사」 자료를 이용하여 제조업부문에서의 경기변동과 고용 및 근로시간의 조정 간 관계를 분석한 윤윤규(2010)의 결과는 이와 관련된 시사점을 제공하고 있다. 즉, 분석기간을 3개의 시기(시기 1: 1977년 1월~1987년 6월, 시기 2: 1987년 7월~1997년 6월, 시기 3: 1999년 7월~2007년 12월)로 나누어 추정한 결과, 6개월 누적 고용탄력성의 경우 시기 1에 비해 시기 2에서 크게 감소하였으나 시기 3에서는 다시 증가한 것으로 나타나고 있는데, 이러한 결과를 윤윤규(2010)는 1980년대 하반기의 노동운동을 통해 고용안정성이 강화된 반면, 외환위기 이후에는 기업들의 노동유연화 전략으로 고용조정이 탄력적으로 이루어지게 된 점을 반영하는 것으로 해석하였다. 한편, 외환위기를 통제할 경우의 노동탄력성이 외환위기를 통제하지 않은 경우보다 매우 작게 나타나, 외환위기 기간 동안 단기적인 고용조정이 이례적으로 컸을 가능성을 제기하였다.

[Figure 3] Deviation of Employment from a Long-run Equilibrium



Note: 1) The notation of 1990Q1 on the horizontal axis represents the first quarter of 1990.
 2) Two vertical lines represent the fourth quarter of 1997 and the third quarter of 2008, respectively.

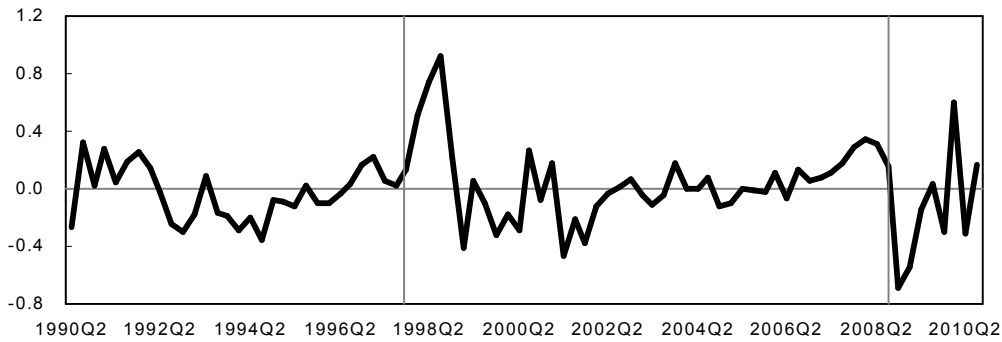
[Figure 4] Forecast Error of Employment Growth: GDP Growth



Note: 1) The notation of 1990Q2 on the horizontal axis represents the second quarter of 1990.
 2) Two vertical lines represent the fourth quarter of 1997 and the third quarter of 2008, respectively.

고용조정이 수분기 동안 지속적으로 발생했던 것으로 나타난다. 반면, 2008~09년의 고용조정은 경기하강에 적응하는 정도의 통상적인 모습 이상이었다고 보기 어렵다. 눈에 띄는 부분이 있다면 그것은 오히려 2008년 4/4분기의 예측오차가 1% 내외의 양(+)의 값을 보인다는 것이다. 이 결과는 리먼브라더스 파산보호신청 이후 급격한 GDP 위축이 발생했음에도 2008년 4/4분기에는 GDP 급락에 의해 설명되어야 할 정도의 고용조정이 발생하지 않았음을 의미하는 것이다. 즉, 2008년 우리 경제의 기업부문은 적어도 1997~98년 당시에 비해 고용조정과 관련하여 상대적으로 여유가 있었던 것으로 보이며, 이는 아마도 기업부문의 재무상태 및 과잉고용의 정도와 무관하지 않았을 것으로 추측된다.

[Figure 5] Forecast Error of Unemployment Gap: GDP Growth



Note: 1) The notation of 1990Q2 on the horizontal axis represents the second quarter of 1990.
 2) Two vertical lines represent the fourth quarter of 1997 and the third quarter of 2008, respectively.

이상의 결과들을 종합하면, GDP 성장률의 급락으로 대변되는 거시경제의 위축이 경제위기 시 고용조정의 중요한 원인이기는 하나, 위기 이전에 누적된 부담도 추가적인 고용조정의 발생 여부에 영향을 미치는 요인으로 작용했다는 것이다. 그러나 1997~98년의 급격한 고용조정은 위기 이전의 누적된 부담을 고려한 모형을 통해서도 충분히 설명하기 어려운 수준이었던 것으로 보인다.

고용증가율 대신 실업률에 대해서도 유사한 분석을 수행하였다. 다만, 고용과 GDP 간에는 공적분 관계가 성립하지만, 실업률과 GDP 간에는 공적분 관계가 성립하기를 기대하기 어려우므로 다음과 같이 실업률과 GDP갭 간의 관계를 추정하였다(괄호 안의 수치는 표준오차).

$$\widehat{u_t - u_t^*} = -0.155(y_t - y_t^*) - 0.021(y_{t-1} - y_{t-1}^*) - 0.524(u_{t-1} - u_{t-1}^*) \quad (2)$$

(0.002) (0.029) (0.061)

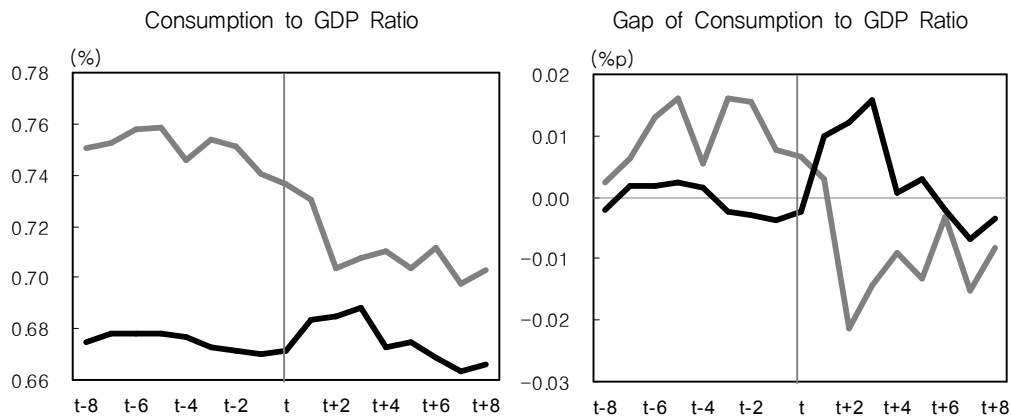
여기서 u_t 는 계절조정 실업률을 나타내며, u^* 와 y_t^* 는 각각 Hodrick-Prescott 필터로 추정된 자연실업률과 (로그) 잠재GDP를 나타낸다. 추정 결과는 GDP갭과 실업률이 통계적으로 유의한 관계를 유지함을 보여주며, GDP갭이 1%p 하락할 때 실업률이 해당 분기에 0.155%p, 장기적으로는 0.326%p(=0.155/(1-0.524)) 내외 상승함을 나타낸다. 이러한 장기 추정치를 적용할 경우, 1998년과 2009년의 GDP갭(각각 -7.0% 및 -2.3%) 차이 4.7%p는 두 연도의 실업률 격차를 1.5%p 정도 설명할 수 있을 것으로 보이나, 실제 실업률 격차는 이를 크게 상회하였던 것으로 나타나 고용증가율뿐 아니라 실업률에 대해서도 GDP갭 이외의 추가적인 설명이 필요한 것으로 보인다.

실업률갭의 예측오차를 나타낸 [Figure 5]에서도 1998년의 경우에는 GDP 변동으로 설명될 수 없는 실업률 증가분이 1%p에 이르는 것으로 나타나고 있는 반면, 2008~09년의 경우에는 실업률이 GDP 변동을 감안한 수준을 오히려 하회하는 모습을 보이고 있다.

Ⅲ. 수요 구성

두 경제위기 기간 중 고용조정 폭에 영향을 미칠 수 있는 또 다른 요인은 총수요 구성의 격차이다. 조동철·김현욱(2011)에서 설명하는 바와 같이, 1997~98년에는 세계 경제 호조에 따른 수출수요의 지속적 확대가 있었음에도 불구하고 국내수요가 급락한 반면, 2008~09년에는 세계경제 위기에 따라 수출수요가 급락하였음에도 불구하고 국내 수요는 상대적으로 완만한 하락세를 보였다. [Figure 6]은 GDP 대비 소비의 비율을 나타내고 있는데, 이 비율이 1997~98년 위기를 거치며 급격히 하락한 반면 2007~09년 위기 시에는 오히려 소폭 상승하는 모습을 보이고 있다. 이러한 차이는 GDP 대비 소비 비중의 추세를 Hodrick–Prescott 필터를 이용하여 제거한 ‘소비/GDP 비율갭’에서 더욱 현저하게 관측된다.

[Figure 6] Consumption to GDP Ratio around Economic Crises



Note: 1) The bold lines represent employment changes around the global financial crisis with the vertical line at the third quarter of 2008.
 2) The gray lines represent employment changes around the Asian crisis with the vertical line at the fourth quarter of 1997.

우리나라의 고용이 수출수요보다는 국내수요에 훨씬 민감하게 반응한다는 기존의 연구 결과(신석하·김희삼[2008] 참조)를 감안할 때, 이와 같은 총수요 구성의 격차는 1997~98년의 극심한 고용조정을 설명할 수 있는 하나의 요인이 될 수 있을 것으로 보인다. 제조업 위주의 수출에 비해 내수, 특히 소비는 상대적으로 노동집약적인 품목의 비중이 높다는 점에서 고용에 미치는 영향이 클 것으로 생각된다.

수요 구성 변화가 고용에 미치는 영향을 분석하기 위해 단기추정식에 소비비중(c_t) 변화를 추가하여 추정된 아래의 결과는, 동일한 성장률하에서도 소비비중의 1%p 증가는 고용증가율을 0.2% 높이는 요인으로 작용함을 나타내고 있다(괄호 안의 수치는 표준오차).⁸

$$\begin{aligned} \Delta \hat{l}_t = & 0.269 \Delta y_t + 0.127 \Delta y_{t-1} + 0.236 \Delta c_t + 0.152 \Delta l_{t-1} & (3) \\ & (0.039) \quad (0.050) \quad (0.077) \quad (0.099) \\ & - 0.061 [l_{t-1} - 0.256 y_{t-1}] \\ & (0.041) \quad (0.022) \end{aligned}$$

그러나 GDP 대비 소비비중 등 수요 구성을 고려하더라도 1997~98년의 고용급락에는 여전히 설명되지 않는 부분이 남는 것으로 보인다. 식 (1)의 예측오차와 소비비중을 감안한 식 (3)의 예측오차를 비교해 보면, 1998년 1/4분기에 식 (1)의 예측오차 1.4%에 비해 식 (3)의 예측오차가 0.7%로 줄어들었다는 점을 제외하면 1997~98년 대부분 분기에서 큰 차이가 나타나지 않고 있다. 이러한 결과를 감안하면 총수요 구성의 격차는 1997~98년 경제위기와 2008~09년 경제위기 시의 고용조정 차이를 이해하는 데에 도움을 줄 수 있는 하나의 요인이기는 하나, 여전히 1997~98년의 극심한 고용조정을 설명하기에는 한계가 있는 것으로 보인다.

한편, 소비비중의 변화는 실업률에도 유의한 영향을 주는 것으로 분석된다. 식 (2)의 실업률 추정식에 ‘소비/GDP 비율갭’을 추가하여 추정된 결과는, 고용증가율에서의 결과와 마찬가지로 소비비율의 증가가 추가적으로 실업률을 낮추는 방향으로 작용하는 것으

8 투입산출표를 이용하여 수입을 내수용 수입과 수출용 수입으로 분해하고, 이를 이용하여 ‘국내수요’(= 소비+투자-내수용 수입)와 ‘수출수요’(=수출-수출용 수입)를 추산한 후 GDP 대신 사용한 오차수정모형도 추정하여 보았다. 그 결과 단기적인 측면 및 장기적인 측면 모두 총고용이 수출수요보다는 국내수요에 보다 민감하게 반응하는 것으로 나타났다. 장기적인 관점에서 내수의 1% 증가는 고용을 0.3% 내외 증가시키는 반면, 수출의 1% 증가는 고용을 0.05% 내외 증가시키는 것으로 추정된다. 단기탄력성의 측면에서도 고용의 내수에 대한 탄력성은 수출에 대한 탄력성의 5배 내외인 것으로 추정된다. 국내수요가 수출수요의 2~3배에 이른다는 점을 감안할 때, 이와 같은 결과는 동일한 액수의 국내수요 증가가 수출수요 증가에 비해 고용을 2배 정도 확대시키는 효과가 있는 것으로 해석될 수 있다.

로 나타난다(괄호 안의 수치는 표준오차). 그러나 예측오차의 측면에서는 소비비중의 변화를 고려한 경우에도 1998~99년의 이례적인 실업률 상승을 충분히 설명하기에는 한계가 있는 것으로 나타난다.

$$\begin{aligned} \widehat{u_t - u_t^*} = & -0.156(y_t - y_t^*) - 0.021(y_{t-1} - y_{t-1}^*) - 0.139(c_t - c_t^*) \\ & (0.020) \quad (0.029) \quad (0.034) \\ & + 0.525(u_{t-1} - u_{t-1}^*) \\ & (0.061) \end{aligned} \quad (4)$$

IV. 기대 및 금융경색 요인과 고용

이상에서는 GDP 혹은 총수요 변동의 함수로서 고용증가율 변동을 고려하였다. 그러나 현재의 수요여건이 동일하게 주어진다고 할 경우에도, 미래에 대한 전망이 어두울 경우 고용을 위축시킬 수 있으며, 혹은 기업의 재무상황이 어느 정도의 수요위축을 견딜 수 있는 경우와 그렇지 못하여 파산에 이르는 경우의 고용조정 강도에는 차이가 존재할 수 있다고 판단된다. 이들 변수들을 식 (3)과 식 (4)에 단계적으로 추가하여 추정한 결과가 <Table 1>과 <Table 2>에 수록되어 있다.⁹ 미래에 대한 기대를 반영하는 지표로서 기업경기기대지수(BSI, (B)열), 소비자기대지수(CSI, (C)열) 및 경기선행지수(Leading, (D)열)를 고려하였으며, 금융시장 상황을 반영하는 지표로서는 어음부도율(Dishonored, (E)열)을 고려하였다. 특히 어음부도율의 경우 경기상황에 따른 비대칭성을 검토하기 위해 성장률과의 교차항을 포함시켰다((F)열).

미래에 대한 기대를 반영하는 지표들 중에는 고용증가율 회귀식의 경우 CSI만이 유의하게 추정되었으며, 실업률 회귀식의 경우에는 BSI, CSI, 경기선행지수 모두 단일변수로는 유의하였으나 모두 함께 회귀식에 포함되는 경우에는 CSI와 BSI가 유의하게 나타났다. 이러한 결과는 고용조정의 주체가 기업이라는 측면에서 생각할 때 다소 의외의

9 <Table 1>과 <Table 2>의 (A)~(E)열에 수록된 성장률의 추정계수가 대체로 일정한 값을 유지하고 있으며, 식 (1)과 (2)의 추정계수값과도 유사한 것으로 보인다. 이는 소비비율 또는 미래기대 및 금융변수가 성장률과 대체로 직교성을 유지하여 식 (1)과 식 (2)의 추정 결과가 누락변수의 영향을 크게 받지 않았음을 시사한다. 또한 소비비율의 경우에도 추정계수값이 미래기대 및 금융변수의 포함 여부에 크게 영향 받지 않는 것으로 나타났다.

<Table 1> Regression of Employment Growth

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)
$\Delta(l_{t-1})$	0.152 (0.099)	0.142 (0.101)	0.062 (0.107)	0.143 (0.101)	0.163 (0.098)	0.102 (0.098)	0.026 (0.106)
Δy_t	0.269*** (0.039)	0.253*** (0.049)	0.168*** (0.046)	0.258*** (0.047)	0.254*** (0.040)	0.120* (0.066)	0.044 (0.069)
Δy_{t-1}	0.127** (0.050)	0.117** (0.054)	0.049 (0.053)	0.116** (0.057)	0.123** (0.050)	0.144*** (0.049)	0.068 (0.052)
$\Delta(C_t/Y_t)$	0.236*** (0.077)	0.229*** (0.078)	0.194** (0.080)	0.237*** (0.078)	0.222*** (0.077)	0.108 (0.087)	0.068 (0.093)
Error correction	-0.061 (0.041)	-0.061 (0.041)	-0.167*** (0.051)	-0.062 (0.041)	-0.079* (0.043)	-0.061 (0.042)	-0.159*** (0.052)
$BSI_t/100$		0.003 (0.006)					
$CSI_t/100$			0.031*** (0.008)				0.028*** (0.008)
$Leading_t/100$				0.010 (0.023)			
$Dishonored_t(\%)$					-0.005 (0.004)	-0.008** (0.004)	-0.006 (0.004)
$Dishonored_t * \Delta y_t$						0.477** (0.188)	0.421** (0.188)
N	78	78	58	78	78	78	58
R^2	0.656	0.657	0.758	0.656	0.665	0.693	0.785
adjusted R^2	0.632	0.628	0.729	0.627	0.636	0.662	0.750

Note: l_t and y_t represent employment and GDP respectively, both of which are log-transformed. C_t/Y_t represent consumption to GDP ratio. $Dishonored_t$ represents the dishonored bill ratio.

결과인 것으로 보이나, 일반적인 경기에 대한 기대보다는 소비에 대한 기대가 고용과 좀 더 밀접한 관계를 나타낸다는 해석도 가능하다. 다른 한편으로 CSI는 향후 6개월 후의 상황에 대한 지표인 반면 BSI는 다음 달 상황에 대한 지표라는 차이에 기인했을 가능성도 존재한다.¹⁰

두 표에서 가장 눈에 띄는 부분은 어음부도율에 대한 결과이며, 특히 어음부도율과 성장률의 교차항이 매우 유의하게 추정되고 있다는 점이다. 이러한 결과는 동일한 수요 여건하에서라도 어음부도율이 높아지면서 금융시장 경색이 심화될 경우 고용조정폭이

10 익명의 검토자가 제기한 바와 같이, 외환위기와 달리 이번 금융위기는 이미 2007년부터 우려하는 의견이 제시되었음을 감안할 때, 기대변수의 전망기간이 추정 결과에 상당한 영향을 미칠 수 있을 것으로 사료된다.

〈Table 2〉 Regression of Unemployment Gap

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)	(G)
$y_t - y_t^*$	-0.156*** (0.020)	-0.108*** (0.023)	-0.115*** (0.037)	-0.121*** (0.024)	-0.151*** (0.021)	-0.057** (0.023)	0.062* (0.031)
$y_{t-1} - y_{t-1}^*$	-0.021 (0.029)	-0.049* (0.028)	-0.049 (0.034)	-0.034 (0.028)	-0.026 (0.029)	-0.037 (0.024)	-0.084*** (0.024)
$u_{t-1} - u_{t-1}^*$	0.525*** (0.061)	0.570*** (0.059)	0.507*** (0.070)	0.573*** (0.063)	0.523*** (0.062)	0.552*** (0.050)	0.604*** (0.051)
$C_t/Y_t - (C_t/Y_t)^*$	-0.139*** (0.034)	-0.127*** (0.032)	-0.108** (0.044)	-0.128*** (0.033)	-0.134*** (0.035)	-0.087*** (0.029)	-0.030 (0.031)
$BSI_t/100$		-0.007*** (0.002)					-0.006*** (0.002)
$CSI_t/100$			-0.009 (0.005)				-0.013*** (0.004)
$Leading_t/100$				-0.021** (0.009)			
$Dishonored_t(\%)$					0.166 (0.197)	0.112 (0.160)	-0.031 (0.152)
$Dishonored_t^*(y_t - y_t^*)$						-0.344*** (0.055)	-0.396*** (0.052)
N	79	79	58	79	79	79	58
R^2	0.934	0.943	0.943	0.938	0.934	0.957	0.975
adjusted R^2	0.930	0.939	0.938	0.934	0.930	0.954	0.972

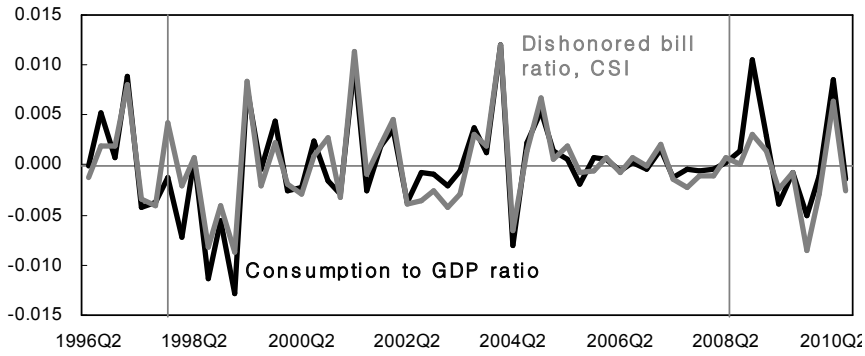
Note: u_t is seasonally-adjusted unemployment rate, y_t is log-transformed GDP, C_t/Y_t represent consumption to GDP ratio, u_t^* and y_t^* represent the natural unemployment rate and potential GDP respectively obtained by the Hodrick-Prescott filter, $Dishonored_t$ represents the dishonored bill ratio.

더욱 커질 뿐 아니라, 경기침체와 금융경색이 맞물릴 경우에는 고용조정 폭이 가파르게 증가한다는 점을 나타낸다.¹¹

이와 같은 추정 결과는 1997~98년 경제위기 시에 극심한 금융경색으로 연쇄적인 기업부도가 발생하고 향후 내수에 대한 기대가 크게 위축됨에 따라 추가적인 고용조정이 발생하였을 가능성과 부합한다. 예측오차를 나타낸 [Figure 7]과 [Figure 8]에서 볼 수 있듯이, 어음부도율과 CSI를 추가하는 경우 1997~98년 위기 시의 이례적인 실업률 상승이 상당 부분 설명되며, 고용감소도 부분적으로 설명되는 것으로 보인다.

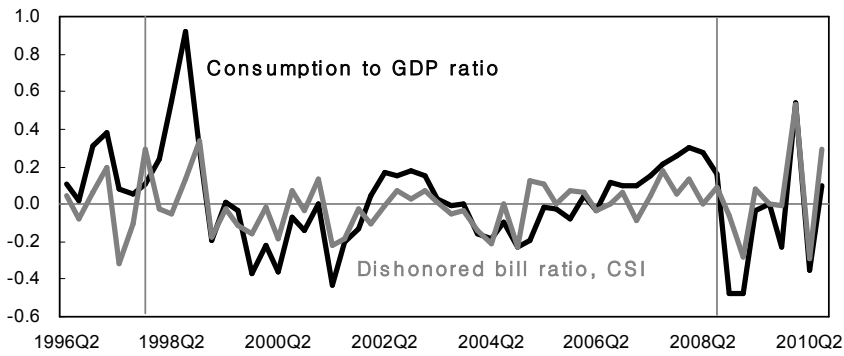
11 교차항에 대한 계수의 의미는, 어음부도율이 높아 금융상황이 불안한 경우 고용 또는 실업률이 GDP 변동에 더 민감하게 반응한다는 것이며, 이는 GDP가 감소하는 위기 시에는 어음부도율 상승이 고용을 감소시키는 효과가 확대되거나 실업률을 상승시키는 효과가 늘어남을 의미하기도 한다.

[Figure 7] Forecast Error of Employment Growth: Consumption to GDP Ratio, Dishonored Bill Ratio, CSI



Note: 1) The notation of 1996Q2 on the horizontal axis represents the second quarter of 1996.
 2) Two vertical lines represent the fourth quarter of 1997 and the third quarter of 2008, respectively.

[Figure 8] Forecast Error of Unemployment Gap: Consumption to GDP Ratio, Dishonored Bill Ratio, CSI



Note: 1) The notation of 1996Q2 on the horizontal axis represents the second quarter of 1996.
 2) Two vertical lines represent the fourth quarter of 1997 and the third quarter of 2008, respectively.

V. 민간부문과 공공부문의 고용

두 경제위기 기간 동안에 발생한 고용조정 격차를 설명할 수 있는 또 하나의 가설로서, 상이한 노동시장 정책대응을 고려해 볼 수 있다. 예를 들어 1997~98년의 경제위기 기간에 비해 2008~09년의 기간에 더욱 적극적이고 적시적인 고용확대정책이 사용되었는지를 살펴볼 수 있다.

정부는 2008~09년 금융위기 기간 동안 공공일자리사업, 청년인턴제, 사회서비스 일자리 등에 대한 지원을 확대함으로써 2009년에는 수혜인원이 전체 취업자의 1.2%에 해당하는 28만 4천명 증가하였다. 그러나 이러한 일자리대책 수혜 증가규모는 외환위기 당시와 비교하여 크게 다르지 않은 것으로 보인다. 1999년에도 수혜인원이 전체 취업자의 1.0%에 해당하는 20만 7천명 증가하였다.

이러한 일자리대책의 결과로 공공부문 취업자도 경제위기 기간 동안 증가하였는데, [Figure 9]에 경제위기를 전후한 민간부문과 공공부문 취업자의 변화가 제시되어 있다. 공공부문 취업자는 공공행정, 국방 및 사회보장행정의 취업자로 정의하였으며, 민간부문은 전 산업에서 공공부문을 차감하여 구하였다. 2009년의 경우 이렇게 분류된 공공부문 취업자는 103만명으로서, 전체 취업자의 4.4%를 차지한다. 이는 2008년 공공부문 취업자(84만명, 전체 취업자의 3.6%)보다 19만 2천명(전체 취업자의 0.8%) 증가한 것이다.

[Figure 9]에서 나타나듯이, 두 경제위기 기간 동안 공공부문의 취업자는 위기 발생

〈Table 3〉 Number of Workers Supported by Government Programs

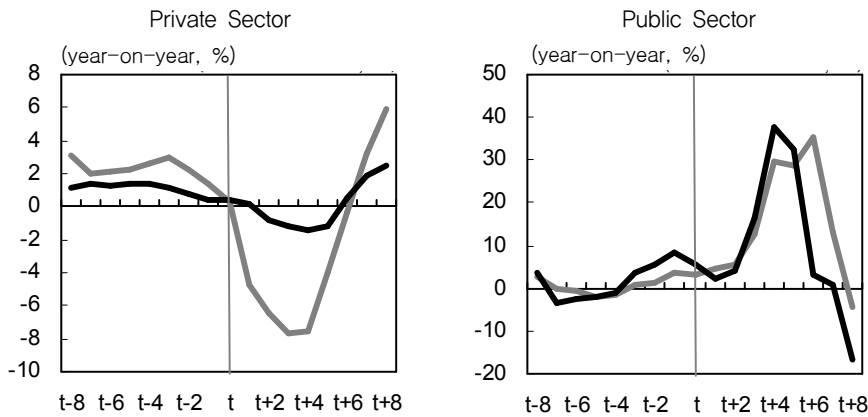
(Unit: 1,000 persons, monthly average)

	1998 (A)	1999 (B)	Difference (B-A)	2008 (C)	2009 (D)	Difference (D-C)
Public work programs	219	379	160	127	321	194
Internships for the young	-	47	47	3	54	51
Social service	-	-	-	105	144	39
Total	219 (1.1%)	426 (2.1%)	207	235 (1.0%)	519 (2.2%)	284

Note: Numbers in parentheses are the ratios of the total employment.

Source: Ministry of Labor, *White Paper of Unemployment Policy*, 2011; *White Paper of Employment*, 2011.

[Figure 9] Employment around Economic Crises: Private vs. Public



Note: 1) The bold lines represent employment changes around the global financial crisis with the vertical line at the third quarter of 2008.
 2) The gray lines represent employment changes around the Asian crisis with the vertical line at the fourth quarter of 1997.

이후 약 2분기를 경과한 시점부터 증가하기 시작하여, 1년 뒤에는 경제위기 이전의 기간에 비해 무려 30~40% 증가했던 것으로 나타난다. 이와 같은 정책대응은 경제위기기에 따른 민간부문의 고용조정이 극심한 상황에서, 경제 전반의 고용위축을 완충하는 데에 어느 정도 기여한 것으로 보인다. 그러나 두 경제위기 기간 동안의 공공부문 고용 패턴은 놀라울 정도로 유사하여, 두 기간의 고용증가율 격차는 정부 정책의 차이보다 대부분 민간부문 반응의 격차에서 비롯되었음을 알 수 있다.

한편, 민간부문 취업자(위첨자 P)와 공공부문 취업자(위첨자 G) 각각에 대해 전절에서 제시된 오차수정모형을 추정해 본 결과는 다음과 같다.

$$\Delta \hat{l}_t^P = 0.249 \Delta y_t + 0.116 \Delta y_{t-1} + 0.293 \Delta l_{t-1}^P - 0.073 [l_{t-1}^P - 0.241 y_{t-1}] \quad (5)$$

(0.046) (0.057) (0.099) (0.041) (0.033)

$$\Delta \hat{l}_t^G = 0.240 \Delta y_t + 0.195 \Delta y_{t-1} - 1.137 \Delta y_{t-2} - 1.226 \Delta y_{t-3} \quad (6)$$

$$- 0.142 \Delta l_{t-1}^G + 0.073 \Delta l_{t-2}^G - 0.059 \Delta l_{t-3}^G - 0.119 [l_{t-1}^G - 0.468 y_{t-1}]$$

(0.124) (0.109) (0.144) (0.069) (0.076)

전반적으로 민간부문 취업자에 대한 결과는 전절의 결과와 거의 동일하게 나타나는 반면, 공공부문 취업자에 대한 결과는 상당히 다르다. 우선 공공부문 취업자에 대해서

는 적정 시차변수의 개수가 1을 상회하는 것으로 추정되는데, 이는 [Figure 9]에서 확인되는 바와 같이, 2~3분기 이전의 경기상황에 대해 공공부문 취업자가 매우 유의하게 반응하기 때문인 것으로 보인다. 특히 2~3분기 이전의 경기상황에 대한 계수들이 매우 유의한 음(-)의 부호를 보이고 있어, 공공부문 취업자가 전체 고용시장의 충격을 완충시키는 역할을 수행하고 있음을 나타내고 있다. 한편, 공공부문 취업자도 GDP 수준에 의해 결정되는 장기균형 수준으로 회귀해 가는 것으로 나타나고 있어, 경제위기 발생 이후 증가한 공공부문 취업자 수가 궁극적으로는 장기균형 수준으로 회귀해 간다는 점을 함축하고 있다. 그러나 GDP에 대한 장기탄력성은 공공부문 취업자가 0.468로 민간부문 취업자의 0.241에 비해 두 배 이상 크게 추정되는데, 이는 우리 경제가 성장하는 과정에서 공공부문 취업자가 민간부문 취업자보다 빠르게 증가하여, 장기적으로 공공부문 취업자의 비중이 높아지고 있음을 나타내는 결과이다.

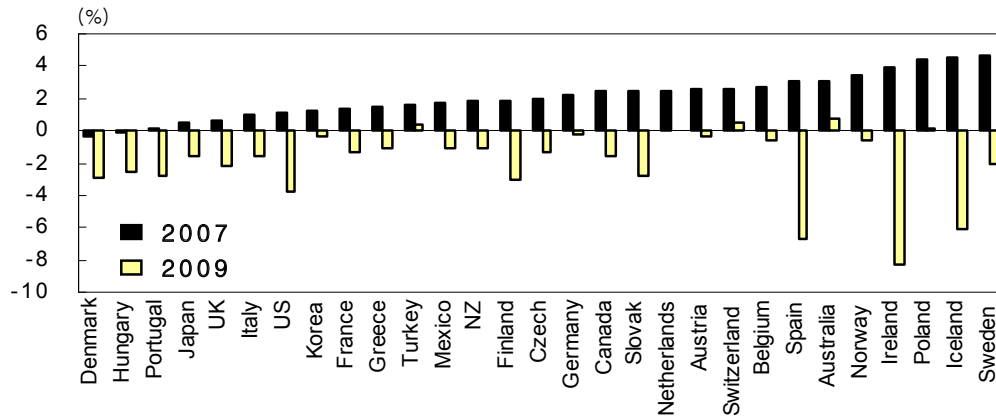
Ⅵ. OECD 국가들과의 비교

지금까지 2008~09년 기간 동안의 고용조정을 1997~98년 기간과의 비교를 통해서 분석해 보았다. 본 장에서는 이번 금융위기 기간 동안 우리 경제의 고용상황을 여타 OECD 국가들의 고용상황과 비교·분석함으로써 앞에서의 논의가 국제적인 관점에서도 타당한지 검토해 보고자 한다. 물론 공공부문의 역할이나 노동시장의 제도적 차이가 중요한 국가 간 격차를 설명하는 요인으로 작용할 수 있는 것은 사실이다. 그러나 이에 대한 상세한 분석은 본 연구의 범위를 넘어서는 것으로 생각되어 여기에서는 성장률, 내수, 금융 요인이 고용에 미친 영향에 대해 초점을 맞추어 분석하고자 한다.

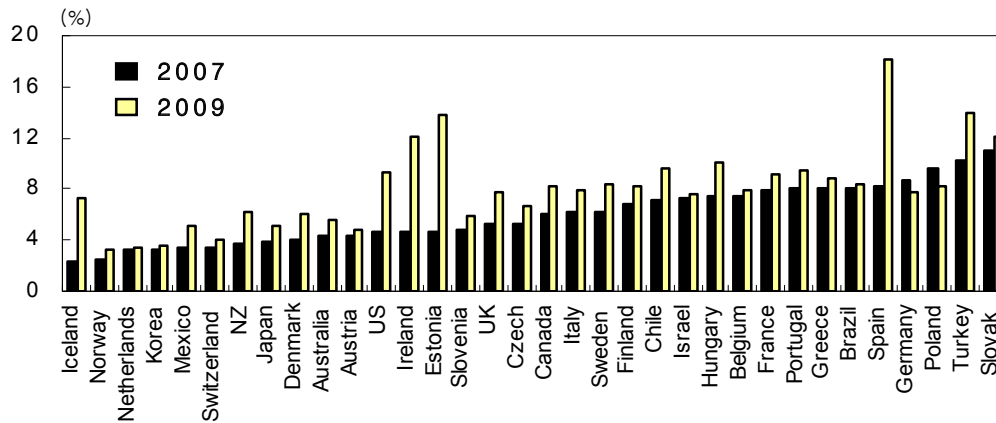
우선 우리나라는 이번 금융위기 기간 동안 고용상황이 거의 악화되지 않은 국가라고 할 수 있다. [Figure 10]과 [Figure 11]에서 볼 수 있듯이, 우리 경제는 금융위기 기간 동안 고용증가율의 감소폭이 상대적으로 작았던 편에 속하며, 실업률도 노르웨이, 네덜란드, 스웨덴 등과 더불어 OECD 국가 중에서 가장 낮은 편에 속하였다.

앞 절에서의 분석은, 이처럼 금융위기 기간 동안 우리 경제의 고용상황이 다른 국가에 비해 악화되지 않은 것이 성장률 하락폭, 특히 소비증가율 하락폭이 상대적으로 작았던 점과 금융부문에서의 경색이 상대적으로 경미하였던 데에 기인하였을 가능성을

[Figure 10] Employment Growths of OECD Countries



[Figure 11] Unemployment Rates of OECD Countries



시사한다. 금융위기 이전 우리 경제의 주택가격 상승폭은 여타 OECD 국가들에 비해 상대적으로 크지 않았으며, 따라서 위기 이후의 하락폭도 상대적으로 경미하였다. 이로 인해 국제금융시장에서 발생한 충격이 국내 금융시장에 미칠 수 있는 부정적 영향의 여지가 적었을 것으로 보이며, 실제 우리나라의 부실채권 비율은 여타 국가들에 비해 매우 낮은 수준에 머물러 있었던 것으로 보고되고 있다.¹²

이러한 가설을 검증하기 위해 2007~09년 OECD 국가들의 자료를 사용하여 고용증가

¹² OECD 국가들의 주택가격 변동에 대해서는 OECD(2010)를 참고할 수 있으며, 주요국의 부실채권 비율은 IMF(2010)에 보고되어 있다. 이 두 보고서를 인용한 자료는 조동철·김현욱(2011)에서도 찾을 수 있다.

율과 실업률 각각에 대해 회귀분석을 실시하였다. 회귀식은 앞에서의 분석과 유사한 형태를 유지하고자 하였으나, 각국의 고용추세 및 장기균형이 상이하다는 점을 감안하여 오차수정모형과 같은 형태의 분석보다는 다음과 같이 다소 단순화된 모형을 추정하였다.

$$\Delta l_{i,t} = \beta \Delta y_{i,t} + \gamma \Delta c_{i,t} + \delta \Delta f_{i,t} \quad (7)$$

$$\Delta u_{i,t} = \beta (\Delta y_{i,t} - \Delta y_{i,t}^*) + \gamma \Delta c_{i,t} + \delta \Delta f_{i,t} \quad (7)$$

여기서 하첨자 i 는 국가를 나타내며, 차분(Δ)은 위기 이후 연도인 2009년에서 위기 이전 연도인 2007년을 차감함을 나타낸다. 변수 c 는 GDP 대비 소비의 비중이며, $\Delta y_{i,t}^*$ 는 각국의 잠재성장률로서 여기서는 2000~07년 기간의 평균성장률을 사용하였다. $f_{i,t}$ 는 금융경색을 반영하는 변수이다. 고용증가율과 실업률 모형의 유일한 차이는 각국의 잠재성장률 포함 여부인데, 이는 고용증가율이 각국의 상이한 잠재성장률을 반영하고 있는 데에 반해, 실업률 변동은 잠재GDP로부터의 괴리인 GDP갭의 변동을 반영하고 있을 것으로 기대되기 때문이다.

OECD 31개국을 대상으로 추정한 <Table 4>의 결과들은, 금융위기로 인해 성장률이 크게 하락한 나라일수록 고용증가율의 감소폭이나 실업률 상승폭이 컸음을 보여주고 있을 뿐 아니라, 금융위기가 소비에 상대적으로 큰 충격을 미친 나라에서 고용조정 폭이 컸음을 나타낸다. <Table 4>의 주요 추정계수들을 <Table 1>과 <Table 2>의 결과들과 비교하면 추정계수의 부호뿐 아니라 크기도 크게 다르지 않은 것으로 나타나고 있다.¹³ 특히 실업률을 종속변수로 한 경우, 성장률과 소비비율의 계수가 0.30 내외로 추정되고 있는데, 이는 식 (2)의 추정 결과에 함의된 장기탄력성과 크게 다르지 않은 정도의 크기로서 주목할 만한 결과인 것으로 보인다.¹⁴

OECD 국가에 대해서는 어음부도율에 대한 자료를 구할 수 없어 금융경색을 대리하는 변수로 통화(M3)증가율과 소득 대비 주택가격을 사용하였다.¹⁵ 통화증가율의 경우

13 <Table 4>의 (A)열과 (C)열은 식 (1)을 반영한 것이며, (B)열과 (D)열은 <Table 1>의 (A)열을 반영한 것이다. (E)열은 <Table 1>의 (E)열에 상응한다.

14 식 (2)의 추정 결과는 실업률의 GDP갭에 대한 장기탄력성이 $-0.155/(1-0.524)=-0.326$ 임을 함의하고 있으며, <Table 2> (A)열의 추정 결과는 장기탄력성이 $(-0.156-0.021)/(1-0.525)=-0.373$ 임을 함의하고 있다.

15 익명의 검토자가 소득 대비 주택가격이 금융경색을 대리하는 변수로서 한계가 있다는 점을 제기하여 통화증가율을 사용하는 방안을 추가적으로 고려하였다. 그러나 유로권이 출범한 이후 국가별 통화가 집계되지 않아 관측치가 크게 줄어드는 문제가 발생하였다. 여기에서는 유로권 국가의 경우 각국 중앙은행이 공식 또는 비공식적으로 제공하는 통화 기여치(contribution to M3) 자료를 사용하였다.

〈Table 4〉 Regression of Employment Growth and Unemployment Rate: OECD Countries, 2007~2009

Employment growth	31 countries		24 countries		19 countries	
	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
Constant	0.011** (0.005)	0.002 (0.006)	-0.008 (0.009)	-0.007 (0.010)	0.018 (0.014)	0.013 (0.017)
GDP growth ¹⁾	0.545*** (0.087)	0.575*** (0.081)	0.577*** (0.090)	0.552*** (0.134)	0.048 (0.257)	0.167 (0.386)
Increase in consumption to GDP ratio		0.374** (0.150)	0.623** (0.272)	0.577** (0.333)	-0.809 (0.536)	-0.650 (0.666)
House price to income ratio						-0.047 (0.110)
M3 growth				0.022 (0.089)		
R^2	0.575	0.653	0.662	0.663	0.230	0.239

Increase in unemployment rate	(A')	(B')	(C)	(D)	(E')	(F')
Constant	-0.256 (0.307)	0.089 (0.329)	0.547 (0.435)	0.547 (0.446)	0.281 (0.587)	0.172 (0.581)
GDP growth ²⁾	-0.277*** (0.053)	0.278*** (0.050)	-0.302*** (0.056)	-0.301*** (0.094)	0.443*** (0.122)	-0.327** (0.150)
Increase in consumption to GDP ratio		-0.268** (0.122)	-0.629** (0.226)	-0.627** (0.268)	-0.708** (0.282)	-0.572* (0.296)
House price to income ratio						-0.057 (0.043)
M3 growth				-0.071 (4.271)		
R^2	0.482	0.558	0.608	0.608	0.482	0.534

Note: 1) GDP growth is measured as the accumulated growth from 2007 to 2009.

2) GDP growth is measured as the difference between the average growth for 2008~2009 and the average growth for 2001~2007.

자료가 가용한 24개국에 대해 2007~09년 기간 평균 증가율에서 2000~07년 기간의 평균 증가율을 차감하여 사용하였다. 소득 대비 주택가격 상승률은 자료가 가용한 19개국을 대상으로 2007~09년 기간 연평균 소득 대비 주택가격 상승률에서 2000~07년 기간 연평균 소득 대비 주택가격 상승률을 차감하여 회귀식에 추가하였다.¹⁶

16 자료는 OECD(2010)에서 추출하였으며, 조동철·김현욱(2011)에서 확인할 수 있다. 가용한 자료가 2000~07년과 2007~09년 소득 대비 주택가격 상승률뿐이어서 변수를 이와 같이 정의하여 사용하였다.

추정 결과 통화증가율 추정계수의 부호는 통화증가율이 크게 하락한 국가에서 고용이 감소하고 실업률이 높아졌음을 시사하나, 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 소득 대비 주택가격의 경우에도 통계적으로 유의하지는 않으나 소득 대비 주택가격이 크게 하락한 나라에서 실업률이 더욱 상승하였던 것으로 나타났다.

이상의 분석 결과들은, 경제위기 기간 중 고용조정이 성장률뿐 아니라 소비비율 등의 요인에 의해서도 크게 영향 받는 현상이 우리 경제에만 국한되는 것이 아니라 비교적 일반적인 현상일 수 있다는 점을 나타내는 것으로 이해된다. 위기 기간 중 금융경색의 정도도 노동시장 성과에 영향을 미치는 요인일 가능성이 높아 보이기는 하나, 본고에서 고려한 대리변수들의 통계적 유의성을 확보하지는 못하였다.

Ⅷ. 요약 및 시사점

본 연구에서는 두 경제위기 기간 중의 대조적인 고용조정 패턴의 원인에 대해 다양한 형태의 자료 분석을 통해 살펴보았다. 1997~98년의 기간에 비해 2008~09년의 고용조정이 매우 완만하게 나타난 일차적인 원인이 ① 성장률의 하락폭이 상대적으로 작았던 데에 있었다는 점은 의심의 여지가 없다. 그러나 여기에 더하여 2008~09년에는 1997~98년에 비해 ② 경제위기가 발생할 당시 누적된 과잉고용 문제가 거의 없었다는 점, ③ 수출수요에 비해 상대적으로 고용민감도가 높은 국내수요가 어느 정도 유지되었다는 점, 그리고 ④ 대규모 연쇄부도를 초래할 정도의 금융경색이 발생하지 않았다는 점 등이 추가적인 원인으로 제시될 수 있을 것으로 보인다. 세 개의 추가적인 원인들 중에는 특히 금융경색 요인이 경기침체와 맞물리면서 1997~98년의 극심한 고용조정을 초래하는 데에 가장 크게 기여했던 것으로 보인다. 한편, 공공부문을 통한 고용확대정책은 2~3분기의 시차를 두고 민간부문의 고용조정 충격을 완충하는 데에 기여했던 것으로 보이나, 1997~98년에 비해 2008~09년의 고용조정이 상대적으로 완만하게 나타나게 하는 요인으로 거론되기는 어려운 것으로 보인다.

이러한 결과들은, 고용의 급격한 위축을 방지하기 위해서는 일차적으로 거시경제의 급변동을 초래하지 않도록 거시경제정책을 적절히 활용해야 함을 시사하고 있다. 특히 경기침체가 금융경색을 동반할 경우 고용조정이 보다 극심해질 수 있음을 감안하여, 기

업 및 금융기관의 재무건전성이 유지될 수 있도록 정책을 운영하는 것이 긴요한 것으로 보인다. 이와 함께 과잉고용은 경기위축이 발생할 경우 고용조정의 폭을 크게 확대시킬 수 있는 요인이라는 점을 감안하여 그와 같은 문제점들이 누적되지 않도록 주의할 필요가 있으며, 고용은 수출보다 내수에 민감하다는 점을 감안하여 내수의 안정적인 유지에 초점을 맞출 필요가 있는 것으로 보인다.

참고문헌

- 신석하·김희삼, 「최근의 취업자 증가세 둔화에 대한 분석」, 『KDI 경제전망』, 2008년 상반기, 2008, pp.153~164.
- 유경준·신석하·류덕현, 「성장과 고용 및 실업의 관계 연구」, 유경준 편, 『성장과 고용의 선순환 구축을 위한 패러다임 전환(I): 고용창출을 위한 주요 정책과제』, 연구보고서 2011-02, 한국개발연구원, 2011.
- 윤윤규, 「경기변동과 고용·근로시간 조정패턴의 변화」, 『경제위기와 고용』, 한국노동연구원, 2010, pp.27~71.
- 조동철·김현욱, 「세계 경제위기와 우리 경제」, 조동철·김현욱 편, 『경제세계화와 우리 경제의 위기대응역량』, 연구보고서 2011-03, 한국개발연구원, 2011.
- Betcherman, G. and R. Islam, East Asian Labor Markets and the Economic Crisis: An Overview, in G. Betcherman and R. Islam (eds.), *East Asian Labor Markets and the Economic Crisis: Impacts, Responses and Lessons*, World Bank, 2001, pp.3~37.
- Fallon, P. and R. Lucas, The Impact of Financial Crises on Labor Markets, Household Incomes, and Poverty: A Review of Evidence, *The World Bank Research Observer*, Vol. 17, No. 1, 2002, pp.21~45.
- IMF, *Financial Soundness Indicators*, 2010. (<http://fsi.imf.org/>)
- Kang, S., J. Keun, D. Kim, and D. Shin, Korea: Labor Market Outcomes and Policy Responses after the Crisis, in G. Betcherman and R. Islam (eds.), *East Asian Labor Markets and the Economic Crisis: Impacts, Responses and Lessons*, World Bank, 2001, pp.97~140.
- OECD, *Economic Review: Korea*, Economic and Development Review Committee, Organization for Economic Cooperation and Development, May 2010.
- Okun, A., Potential GNP: Its Measurement and Significance, *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*, American Statistical Association, 1962, pp.98~104.
- Phillips, P. C. B. and B. Hansen, Statistical Inference in Instrumental Variables Regressions with I(1) Processes, *Review of Economic Studies*, 1990, pp.99~125.

부록 1

〈Table A-1〉 Unit Root Tests

		ADF trend	DF-GLS trend	KPSS trend
GDP	Total	-2,309	-1,496	4.402***
Employment	Total	-3,014	-2,444	0.869***
	Private sector	-3,825**	-3,705***	0.225**
	Public sector	-2,560	-2,500	1.676***

Note: 1) The null hypothesis of the ADF test and the DF-GLS test is a unit root while the null hypothesis of the KPSS test is stationarity.

2) The superscripts indicate that the null hypothesis is rejected at 1%(***), 5%(**), 10%(*) significance level.

3) All variables are log-transformed. Data covers from 1990: I to 2010: III.

〈Table A-2〉 Cointegration Tests on GDP and Employment

		Total		Private sector		Public sector	
Engle-Granger	τ -statistic	-3,354*		-3,332*		-2,417	
	z-statistic	-27,404		-27,193**		-10,930	
Phillips-Ouliaris	τ -statistic	-2,672		-2,480		-2,728	
	z-statistic	-13,867		-12,185		-14,201	
Johansen	The null hypothesis	r=0	r≤1	r=0	r≤1	r=0	r≤1
	Trace statistic	11,747	3,397	11,056	3,780	12,946	2,194
	λ_{\max} statistic	8,350	3,397	7,277	3,780	10,752	3,841

Note: 1) The null hypothesis of the Engle-Granger test and the Phillips-Ouliaris test is no cointegration and the lag length is selected by Schwarz information criterion (SIC).

2) The superscripts indicate that the null hypothesis is rejected at 1%(***), 5%(**), 10%(*) significance level.

3) All variables are log-transformed. Data covers from 1990: I to 2010: III.

부록 2

GDP를 종속변수로 하는 오차수형모형을 FM2SLS 방법을 이용하여 추정한 결과는 아래와 같으며, Johansen 방법을 이용한 결과도 이와 유사하였다.

$$\Delta \hat{y}_t = 1.405\Delta l_t - 0.020\Delta l_{t-1} - 0.048\Delta y_{t-1} - 0.065[l_{t-1} - 0.256y_{t-1}]$$

(0.213) (0.242) (0.123) (0.100) (0.022)

GDP의 공적분계수가 음수(-0.256)임을 감안할 때 오차수정항의 부호가 양수여야 GDP가 장기균형관계로 조정되나, 추정 결과 오차수정항 계수가 음수로 나타나고 있어 GDP가 고용과 GDP 간의 장기균형관계를 회복하기 위해 조정되는 경향이 없음을 의미하고 있다. 아울러 GDP 방정식의 오차수정항 계수가 통계적으로 유의하지 않게 나타나고 있다는 점을 감안하면, GDP와 고용 간 장기균형으로의 조정은 주로 고용에 의해 이루어지는 것으로 생각된다.

한편, GDP 방정식의 오차수정항이 통계적으로 유의하게 나타났다고 하더라도, 오차수정항 계수의 절댓값(0.065)이 크지 않아 고용과 GDP 간의 장기균형관계는 고용조정에 의해 회복될 수 있음에 주의할 필요가 있다. 즉, 장기균형 수준에서 괴리된 과잉고용 혹은 과소고용이 분기당 7~8%의 속도로 균형을 회복하는 방향으로 조정되는 반면, GDP는 분기당 2% 내외(=6.5×0.256)의 속도로 균형에서 이탈하므로 전체적으로는 5% 내외의 속도로 고용과 GDP 간의 장기관계가 회복되는 경향이 있다.