

외환위기 이후 노동시장의 유연성 개선 여부 분석

송 태 정*

본 연구에서는 경기변동에 대한 ‘고용조정 유연성’과 ‘실업의 지속성’을 중심으로 외환위기 이후 우리나라 노동시장의 유연성이 개선되었는지를 분석하였다. 분석 방법은 더미변수가 포함된 간단한 기본 모형에서 출발하여 기존의 시간변동계수 모형(time-varying-parameter)과 기간별로 이분산을 허용한 시간변동계수 모형으로 확장하였다. 분석 결과, 노동시장 유연성의 단기적인 측면을 볼 수 있는 ‘고용조정 유연성’은 외환위기 이후 제고된 것으로 나타났다. 장기적인 측면에서 유연성을 평가할 수 있는 ‘실업의 지속성’은 외환위기 이전에 비해 기간 평균으로는 개선되지 않았으나, 외환위기 직전에 비해서는 다소 개선된 것으로 분석되었다. 아울러 본 연구에서 시간변동계수 모형을 도입함으로써 첫째, 추정계수의 연속적인 변화를 통해 구조변화 시점을 명시적으로 결정하지 않아도 시간에 따른 추정계수의 추세적인 방향과 구조변화 시점을 쉽게 포착할 수 있었고, 둘째, 우리나라 실업률 자료를 분석할 때 외환위기의 충격에 따른 이분산을 고려할 필요가 있다는 것을 알 수 있었다. 본 연구의 결과는 정책당국의 노동시장 유연화 정책에도 중요한 시사점을 가질 것으로 기대된다.

핵심용어 : 노동시장의 유연성, 지속성 계수, 고용조정 계수, GDP갭

I. 서 론

세계 각국은 글로벌 시장에서 경쟁이 격화됨에 따라 자국의 경쟁력 강화를 위해 경제 각 부문에 대한 구조조정을 적극적으로 추진하고 있다. 그 중 노동 부문의 구

* LG경제연구원 부연구위원, Tel: 02-3777-0522, E-mail: tjsong@lgeri.com

투고일: 2005. 5. 25 심사일: 2005. 5. 26 최종심사완료일: 2005. 6. 16

조조정은 ‘노동시장의 유연성 제고’를 중심으로 이루어져 왔다. 노동시장의 유연성이 중요한 이유는 노동시장의 유연성이 높은 국가들이 그렇지 못한 국가에 비해 경제성장이나 고용 측면에서 더 좋은 성과를 거두고 있다는 분석결과에 근거한다. ILO(1998)가 미국, 일본 등 25개국의 기계 및 전자산업부문을 대상으로 연구한 결과에 따르면, 노동시장의 유연성 제고는 고용불안 등 부정적 효과를 초래하는 면이 있지만 선진국의 경우 노동생산성을 향상시키고, 단위노동비용을 감소시키는 방향으로 작용해 전체적으로는 고용창출 등 긍정적 효과가 더 큰 것으로 나타났다. Millard(2000)도 실물경기변동(Real Business Cycle) 모형을 이용한 영국의 노동시장 분석에서 1980년대 이후 영국의 노동시장이 유연해지면서 산출, 소비, 투자, 고용이 증가하고 실업의 지속성이 낮아졌다는 결론을 도출했다.

우리나라도 외환위기 이후 경쟁력 강화를 위한 중요한 방안 중 하나로 ‘노동시장의 유연성 제고’를 위해 많은 노력을 기울여 왔다. 우선 제도적 측면에서 정부는 노동관계법의 정비 등을 통해 고용조정제와 근로자파견제(1998년 2월 시행), 탄력적 근로시간제(1997년 3월 시행) 등 노동시장의 유연성 제고에 필요한 제도를 도입하였다. 기업들도 계약직 선호, 성과급 및 연봉제 도입 확대, 인력재배치 등 고용과 임금, 기능면에서 유연성을 제고하려는 노력을 강화해 왔다.

그러나 세계은행(World Bank), OECD, 국제경영개발원(IMD) 등 주요 국제기관들과 국내 경영계는 해고 및 고용조건의 유연성, 고용보호 수준 등에서 우리나라 노동시장이 여전히 경직적인 것으로 평가¹⁾하고 있다. 반면 노동계에서는 과거에 비해 기업의 고용조정이 상대적으로 용이해지고, 비정규직 근로자도 지속적으로 증가하는 점 등을 들어 우리나라 노동시장이 외환위기 이후 상당히 유연해졌다고 주장하고 있다.

기존의 연구결과에서도 우리나라 노동시장의 유연성에 대한 평가는 분석 자료 및 기간, 분석 방법 등에 따라 결과가 엇갈리는 경우가 많았다. 이인재(2004)는 주

1) World Bank(2003)는 해고, 고용조건, 채용 등 우리나라 노동시장의 종합적인 유연성은 선진국중 노동시장이 경직적이라고 알려진 독일 및 프랑스와 비슷한 수준으로 평가하였다. 근로자 해고에 관한 제도적 보호 정도를 기준으로 평가한 ‘해고의 유연성’은 OECD 국가중 18위를 기록하여 중하위권 수준으로 평가하였고, 유급휴가 일수와 최저임금제 유무 등을 고려한 ‘고용조건의 유연성’ 평가에서도 선진국에 비해 상당히 경직적인 것으로 조사되었다. 다만 시간제 및 계약직 근로자의 이용 가능성을 기준으로 평가한 ‘채용의 유연성’은 주요 선진국과 비슷한 수준이었다. OECD(2004)는 OECD 28개국에 대해 법, 제도 측면에서 고용보호 정도를 기준으로 노동시장의 유연성을 평가하였는데 우리나라는 2003년 기준으로 전체 근로자의 고용보호 수준이 OECD 국가중 12번째로 높은 것으로 나타났다. IMD(2004)도 60개국을 대상으로 해고 및 채용의 용이성, 최저임금 수준 등을 기준으로 유연성을 평가한 결과, 우리나라는 조사 대상국중 44위로 나타났다.

요 국제기관들의 자료를 이용한 분석에서 우리나라는 노동시장의 고용규제 수준에 비해 실제 이루어지고 있는 고용조정속도가 빨라 고용조정의 유연성은 매우 높다고 평가했다. 전병유(2002)도 외환위기 이후 경기변동에 대한 고용 유연성이 확대되고 연공서열형 임금체계 완화, 연봉제 및 성과급제 확산 등으로 임금의 유연성이 크게 증대된 것으로 분석했다. 신동균·전병유(2002)는 실질임금의 경기순응성이 미국의 두배에 이를 정도로 매우 크다는 연구결과를 발표했다.

반면에 전광명(2004)와 조강래·오지윤(2003)은 외환위기 이후 근로자의 배치 전환 등 기능적 측면에서는 유연성이 다소 개선되었으나 임금 유연성 측면이나 근로자수의 신축적 조절을 의미하는 양적 유연성 측면에서는 별로 나아지지 못하여 전체적으로 미흡하다는 평가를 내렸다.

이와 같이 외환위기 이후 노동시장 유연성에 대한 많은 논의에도 불구하고 ‘우리나라의 노동시장이 유연한가 혹은 유연해졌는가’에 대해서는 아직도 명확한 진단이 이루어지지 않고 있다. 따라서 본 연구에서는 우리나라 노동시장의 유연성을 객관적으로 측정하고, 우리나라 노동시장이 외환위기 이전에 비해 과연 유연해졌는지를 분석하고자 한다.

본 연구에서는 ‘고용의 유연성’과 ‘실업의 지속성’을 기준으로 노동시장의 유연성 개선 여부를 분석하였다. 경기변동에 대해 고용변수들이 얼마나 탄력적으로 반응하는가를 의미하는 ‘고용의 유연성’은 단기적인 측면에서 노동시장의 유연성을 측정할 수 있다. ‘실업의 지속성’은 노동시장에 외부충격이 발생했을 때 그 충격의 효과가 지속되는 정도를 나타내므로 장기적인 측면에서 노동시장의 유연성 개선 여부를 판단하는 기준이 될 수 있을 것이다.

분석 방법은 간단한 기본 모형에서 출발하여 실업의 지속성과 고용조정 계수가 분석기간 동안 고정되어 있다는 가정을 완화한 시간변동계수(time-varying parameter) 모형으로 확장하였다. 아울러 외환위기 이전에 온 경제충격과 외환위기 당시, 외환위기 이후에 발생한 충격의 분산이 같다는 가정을 완화하여 시간변동계수 모형에 각 기간별로 이분산(Heteroskedasticity)을 적용함으로써 시간변동계수 모형을 보다 현실적으로 수정하여 분석하였다. 모형의 추정에는 외환위기 기간까지 포함시켰지만 노동시장의 유연성 개선 여부는 외환위기 기간을 제외한 외환위기 이전과 외환위기 이후를 비교하였다. 그 결과, 외환위기 이후 경기변동에 대한 ‘고용의 유연성’은 외환위기 이전에 비해 제고된 것으로 나타났다. ‘실업의 지속성’은 외환위기 이전에 비해 기간 평균으로는 개선되지 않았으나, 외환위기 직전에 비해서는 다소 개선된 것으로 분석되었다.

본 연구는 향후 정부의 노동시장 유연화 정책에도 많은 시사점을 줄 것으로 기대된다. 외환위기 이후 고용의 유연성이 제고되었지만 실업의 지속성은 개선되지 않은 것으로 나타나 직업훈련, 취업알선, 규제 완화 등을 통해 실업의 지속성을 낮추는 노력이 더욱 필요하다는 결론을 얻었다. 만약 실업의 지속성이 크게 개선되고 고용의 유연성은 제고되지 않은 것으로 나타났다면, 기업들이 경기상황에 보다 탄력적으로 인력을 조정할 수 있는 법적, 제도적 보완이 필요하다는 시사점을 주었을 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 II장에서는 기본 모형을 설정한 후 보다 현실경제에 맞도록 수정한 확장 모형을 제시한다. III장에서는 기본 모형과 확장된 모형의 추정결과를 바탕으로 우리나라 노동시장의 유연성 개선 여부를 분석하고, 끝으로 IV장에서는 앞서 분석한 결과를 요약한 후 정책적 시사점을 제시하였다.

II. 모형의 설정

1. 기본 모형

노동시장의 유연성을 측정하기 위한 모형을 설정하기 위해 먼저 노동시장의 유연성은 어떻게 평가할 수 있는가에 대해 살펴볼 필요가 있다. 노동시장 유연성의 개념에 대해 OECD(1989)는 노동시장의 환경 변화에 신속하고도 효율적으로 대처할 수 있는 총체적 능력으로 정의하고, 노동시장의 유연성을 근로자 수, 근로시간 등 노동투입량과 임금이 경기변동에 탄력적으로 조정되는 정도를 보는 양적 유연성(numerical flexibility)과 임금 유연성(wage flexibility), 인력 재배치 등 기업 내부 인력운용의 효율성을 제고하는 기능적 유연성(functional flexibility)으로 분류하고 있다. Amadeo and Horton(1997)은 노동시장의 유연성을 경기변동에 따라 고용과 임금이 신속적으로 조정되는 정도를 보는 고용의 유연성(employment flexibility)과 실질임금의 유연성(real wage flexibility), 그리고 산업 등 부문간 상이한 충격이 발생했을 때 근로자들이 노동수요가 많은 부문으로 이동하는 정도를 평가하는 노동의 이동성(labor mobility)을 포괄하는 개념이라고 정의하고 있다. 노동시장의 유연성에 대한 정의에 다소 차이가 있지만, 공통적으로 경기변동에 대한 ‘고용과 임금의 유연성’을 제시하고 있다. 또한 외부 충격에 대해 고용과 임금이 탄력적으로 반응할수록 노동시장이 유연하다고 평가하는 데에는 이견이 없다.

노동시장의 유연성을 평가하는 기준으로 ‘실업의 지속성(persistence)’도 널리 적용되고 있다. Lindbeck and Snower(1986)는 유럽의 실업률 패턴 분석을 통해 노동시장에 대한 외부충격의 효과가 장기화되는 경향을 실업의 지속성이라고 하고, 이력(Hysteresis) 이론으로 발전시켰다. 실업의 이력효과란 실업의 변화를 처음 야기시켰던 충격이 없어진 이후에도 그 영향이 장기간 지속되는 현상을 말한다. 이는 실제실업률의 변동을 가져오는 충격이 균형실업률을 변화시키는 방향으로 작용한다는 것을 의미하며, 유럽의 실업률이 높은 이유를 설명하는 유력한 이론중 하나이다. Blanchard and Summers(1986)도 1953~1984년의 독일, 영국, 프랑스, 미국의 실업률을 분석한 결과 모든 나라에서 이력현상이 있었으며, 특히 유럽 국가들의 경우 미국보다 실업의 이력현상이 현저하다는 것을 밝혔다. 이 방식에 따라 실업의 지속성이 높을수록 노동시장이 경직적이라고 평가하고, 유럽의 노동시장이 미국에 비해 상대적으로 경직적이라는 평가의 주된 근거로 삼고 있다.

본 연구에서는 위에서 제시된 정의들을 종합하여 ‘고용의 유연성’과 ‘실업의 지속성’, 두 가지 기준이 모두 포함된 모형을 설정하여 노동시장의 유연성이 개선되었는지를 분석하고자 한다.

다만 노동시장의 유연성 분석에 있어 ‘임금의 유연성’이 중요함에도 불구하고, 본 연구는 이를 분석에 포함시키지 못해 노동시장의 유연성 개선 여부를 전반적으로 평가하는데 한계가 있다. 특히 경기변동에 대해 고용조정과 임금조정이 함께 나타날 경우 임금조정의 효과를 파악하지 못하게 된다. 더 나아가 만약 분석 기간 동안 기업들이 고용조정보다 임금조정에 더욱 적극적으로 나선다면 ‘임금의 유연성’이 기여하는 노동시장의 유연성 개선 효과를 과소평가하게 된다는 문제가 발생할 수 있다.²⁾ 본 연구에서는 이러한 한계점을 인정하고, 고용측면을 중시하여 논의를 진행하고자 한다.

한편, ‘고용의 유연성’은 노동시장 유연성의 단기적인 측면을, ‘실업의 지속성’은 장기적인 측면을 나타낸다고 볼 수 있다. 실업의 변동은 단기적인 경기변동 요인과 함께 장기적이고 추세적인 요인이 복합적으로 작용한다고 본다면, 노동시장의 유연성도 단기적인 측면과 장기적인 측면에서 평가할 수 있을 것이다.

단기적인 측면에서 고용의 유연성은 경기변동에 대해 고용변수들이 얼마나 탄

2) 신동균·전병유(2002)는 노동부의 『임금구조기본통계조사』 자료 등을 분석하여 최근 패럴데이터에 근거한 많은 외국의 연구 결과와 마찬가지로 실질임금의 경기순응성(procyclicality)이 매우 크다는 결과를 발표했다. 우리나라의 경우 실업률이 1%p 하락할 때 실질임금률은 약 3.25%p 상승하는 것으로 추정하였고, 여성보다는 남성의 경우가 실질임금의 경기순응성이 더 큰 것으로 분석하였다.

력적으로 반응하는가를 의미하는 ‘고용조정 유연성’으로 측정할 수 있으며, 경기가 상승할 때 고용이 빠르게 늘어나지만 경기침체기에는 과거보다 쉽게 고용사정이 나빠질 수 있음을 함축한다. ‘고용조정 유연성’은 Okun(1962)의 연구 이후 많은 연구자들에 의해 분석되었다. 그 중 Moosa(1997)는 G7 국가들에 대한 오킨(Okun) 계수를 OLS, rolling OLS, SUR 등의 방법으로 추정하여 국가별로 노동시장의 유연화 정도를 비교하였다. 이 연구에서 오킨 계수의 크기를 기준으로 고용의 유연성 정도를 비교하여 유럽과 일본에 비해 미국이나 캐나다의 실업률이 경기변동에 보다 민감하게 반응한다는 결론을 제시하였다. 본 연구에서도 오킨의 법칙(Okun's Law)에 근거하여 국민소득과 실업률간의 관계를 도출함으로써 ‘고용조정 유연성’을 파악하였다.

주지하는 바와 같이 실업률 변동은 고용률 변동 뿐만이 아니라 경제활동참가율 변동에 의해서도 이루어진다. 따라서 엄밀히 말하면 오킨의 계수는 본 연구에서 정의하고 있는 ‘고용조정 유연성’ 뿐 아니라 노동공급 측의 요인인 경제활동참가율의 반응 정도도 함께 반영하고 있다. 본 연구에서는 다음과 같은 이유들로 오킨의 계수를 ‘고용조정 유연성’ 지표로 사용한다. 첫째, 많은 외국 연구에 따르면 실업률 변동은 일차적으로 고용률 변동에 의해 발생하며 경제활동참가율 변동에 기인한 부분은 상대적으로 적게 나타난다. 둘째, 본 연구주제와 관련하여 보다 중요한 점은 과연 이러한 경제활동참가율의 주기성(cyclicality)이 외환위기를 전후로 바뀌었는가에 있다. 본 연구에서는 이 주기성이 외환위기를 전후로 변하지 않았다는 가정을 하고 있다. 이에 대한 보다 엄밀한 검증은 차후의 연구과제로 남긴다.

‘실업의 지속성’은 노동시장에 외부충격이 발생했을 때 그 충격의 효과가 지속되는 정도를 나타내므로 장기적이고 구조적인 측면에서 노동시장의 유연성 개선 여부를 판단하는 기준이 될 수 있다. ‘실업의 지속성’에 대해 Blanchard and Summers(1986)는 유럽이 미국보다 실업의 지속성이 높다는 점을 근거로 유럽의 노동시장이 경직적이라고 분석하였다. Millard *et al.*(1999)도 영국의 실업자 수, 취업자 수, 총노동투입 등이 강한 지속성을 지니고 있음을 밝혔다. Edwards and Edwards(2000)는 칠레가 1990년대 초반에 시장 친화적인 방향으로 노동시장을 개혁하여 유연성을 높인 결과, 실업률의 지속성과 균형실업률이 낮아졌다는 것을 보여 주었다.

지속성은 시차변수의 계수값으로 측정할 수 있다.³⁾ 만약 실업의 시차변수가 완

3) 본 연구에서는 지속성 계수를 AR(1)으로 설정하였는데 이를 AR(2) 이상으로 확장해도 무방하다. 단, 지속성은 AR(p)항의 추정계수를 합산하여 판단한다. 그 이유는 다음과 같다.

전한 랜덤워크 과정(Random Walk process)을 따른다면, 노동시장에 가해진 외부충격은 영원히 존재하여 실업에 영구적(permanent)으로 영향을 미치게 된다. 그렇지 않고 정상과정(stationary process)의 경우는 그 값이 작을수록 외부충격의 효과에서 빨리 벗어나고, 노동시장도 그 만큼 유연하다고 해석한다. 이상의 논의를 바탕으로 본 연구에서 설정한 모형은 다음과 같다.

$$\text{실업률}(U_t) \quad ; \quad U_t = \alpha + \beta U_{t-1} + \gamma G_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{실업률갭}(U_t^c) \quad ; \quad U_t^c = \alpha + \beta U_{t-1}^c + \gamma G_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

여기서 U_t 는 실업률(계절조정), U_t^c 는 실업률갭(실업률-실업률 추세, 계절조정), G_t 는 실질GDP갭⁴⁾(로그 실질GDP-로그 추세GDP, 계절조정)이다. α , β , γ 는 추정계수이며, ε_t 는 오차항⁵⁾이다.

위의 추정식 (1)은 Edwards and Edwards(2000)가 칠레 노동시장의 개혁성과를 분석하기 위해 사용한 모형이다. 추정식 (2)는 Moosa(1997)가 선진 7개국 간 노동시장의 유연성을 비교, 평가하기 위해 G7 국가들의 실업률과 실질GDP를 추세부분($U_{i,t}^T, Y_{i,t}^T$)과 순환부분($U_{i,t}^c, Y_{i,t}^c$)으로 분리하여 순환부분의 움직임만으로 각국 노동시장의 유연성을 측정한 모형이다.

위의 두가지 추정식은 종속변수가 각각 실업률과 실업률갭으로 다르지만 추정계수의 해석은 동일하다. 추정식 (1)과 식 (2)의 추정계수는 다음과 같이 해석할

간단한 AR(2)의 식 $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + e_t$ 식에 $\beta = \phi_1 + \phi_2$, $\rho = -\phi_2$ 로 놓고 대입해 풀면, AR(1) 식 $y_t = \beta y_{t-1} + \rho \Delta y_{t-1} + e_t$ 으로 전환할 수 있다.

따라서 본 연구에서 설정한 모형을 AR(2)로 확장하면 $U_t = \alpha + \beta_1 U_{t-1} + \beta_2 U_{t-2} + \gamma G_t + \varepsilon_t$ 이고, 이 식의 추정치 ($\beta_1 + \beta_2$)는 $U_t = \alpha + \beta U_{t-1} + \gamma G_t + \rho \Delta U_{t-1} + \varepsilon_t$ 식의 β 와 같다. 즉, $\beta = \beta_1 + \beta_2$ 이므로 AR(2)의 경우는 추정계수를 합산하여 실업의 지속성으로 판단한다. 실제로 AR(1)으로 설정한 본 모형에 $\rho \Delta U_{t-1}$ 항을 추가하여 AR(2)의 추정계수의 합과 비교한 결과, 동일한 추정계수를 얻었다.

4) 추세GDP와 실업률 추세는 Edwards and Edwards(2000)의 분석과 동일하게 Hodrick-Prescott filter를 이용하여 추출하였다. 추세GDP는 잠재GDP로 해석하여 실제GDP와의 차이를 GDP갭으로 정의하였다. 한편, Edwards and Edwards(2000)에서는 GDP갭(G_t) 대신 ΔG_t , 즉 GDP성장률갭(output growth gap)을 사용하였다. 본 연구에서 GDP갭과 GDP성장률갭을 비교해 본 결과, GDP갭을 사용한 모형의 로그우도값(Log Likelihood value)이 월등히 높을 뿐 아니라 경제학적인 해석에 있어서도 보다 정확한 것으로 판단하여 이하에서는 GDP갭을 기준으로 분석하였다.

5) Blanchard and Summers(1986)의 경우는 미국과 영국의 실업률이 ARMA(1,1) 과정으로 따르는 것으로 분석했으나 Edwards and Edwards(2000)에서는 Blanchard and Summers(1986)의 모형에 GDP성장률갭을 추가했고, 칠레의 실업률 자료가 augmented AR(1) 과정을 따르는 것으로 파악해 모형을 변형하여 분석하였다.

수 있다. α 는 실업의 상수항 계수로 경제상황의 변화와 관계없이 결정되는 실업률 또는 실업률갭이다. β 는 실업률과 실업률갭의 지속성을 나타내는 계수로 β 값이 클수록 노동시장이 경직적임을 의미한다. β 값이 크면 외부충격 등으로 실업이 증가한 후 다시 낮아지는데 오랜 시간이 걸리기 때문이다.

γ 는 GDP갭의 계수로 일반적으로 (-)를 나타낸다. 고용은 노동수요의 주체인 기업에 의해 결정되기 때문에 경기가 좋을 때 늘어나고 경기가 나쁘면 줄어드는 것이 일반적이다. GDP갭이 하락하는 경기침체기엔 실업률이 상승하고, GDP갭이 상승하는 경기회복기엔 실업률이 하락한다는 의미이다. 따라서 γ 의 절대치가 클수록 경기변동에 대해 고용조정이 보다 탄력적으로 반응한다고 해석하고, 단기적인 측면에서 노동시장이 유연하다고 평가한다.

위의 두가지 추정식은 추정계수의 해석은 동일하지만 이론적으로는 차이점이 있다. 실업률 예측에 많이 쓰이는 Okun(1962)의 법칙을 기준으로 보면, Moosa(1997)의 추정식 (2) 모형이 이론적으로 보다 정확하다고 볼 수 있다. 오킨의 법칙은 실제 GDP와 잠재GDP의 차이인 경기변동 부분, 실업률과 자연실업률 간의 차이인 실업률의 경기변동 부분 간의 관계로써 정의되기 때문이다.

반면에 Edwards and Edwards(2000)의 추정식 (1)은 실업률 수준과 GDP갭의 관계로 설정되어 있다. 자연실업률은 고정되어 있고, 잠재GDP가 일정한 성장률로 증가한다고 가정한 후 경기순환 부분, 즉 GDP갭으로 실업률 수준을 예측하는 셈이다. 하지만 잠재GDP가 항상 같은 성장률로 증가한다는 가정이 비현실적일 뿐 아니라 최근의 연구에 따르면 자연실업률도 시간에 따라 변한다고 보는 것이 좀 더 현실적이다.⁶⁾ 현실 경제에서 자연실업률과 잠재GDP의 증가율이 시간에 따라 변한다면, 정확한 형태의 오킨의 법칙은 추정식 (2)라고 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 추정식 (1)보다는 추정식 (2)를 좀 더 중시한다는 점을 밝혀둔다.

계량경제학적인 측면에서도 추정식 (1)은 모형 설정에 문제가 없지 않다. Edwards and Edwards(2000)의 모형은 만약 실업률에 단위근(unit root)이 존재할 경우, 추정식에 표류항(drift)을 포함하고 있어 실업률이 GDP나 통화량과 같이 시간에 따라 증가하는 함수의 형태를 보일 수 있기 때문이다. 우리나라 실업률에 대해 단위근 검정(unit root test)을 실시한 결과를 보면, 실업률에 단위근이 존재할 가능

6) 실물경기변동이론(Real Business Cycle)에 따르면 실제GDP의 변화는 대부분 공급충격(supply shock)에 의해 유발되며, 잠재GDP를 균형상태로 해석하면 각 시점에서 실제GDP 증가율이 변함에 따라 잠재GDP 증가율도 바뀐다고 간주하고 있다. Lilien(1982)의 연구에서 시작된 부문간 이동이론(Sectoral Shift Hypothesis)에서도 대부분의 실업률 변화는 자연실업률 자체가 변하기 때문으로 보고 있다.

성이 있는 것으로 나타났다.

하지만 실업률에 단위근이 존재하는가에 대해서는 아직 논란이 많아 단위근 존재 여부를 단정짓는 것에는 주의할 필요가 있다. Ireland(1999)와 같이 주로 미국의 인플레이션을 연구할 때에는 실업률에 단위근을 가정하고 논의를 진행하는 경우가 적지 않은 반면, 실업률을 안정적인 계열로 받아들이고 분석하는 경우가 더 많기 때문이다. <부록-표 1>에서도 Phillips-Perron 검정과 달리 ADF 검정(상수항과 추세항이 있는 경우)에서 실업률에 단위근이 있다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하는 것으로 나타나고 있고, 기존의 Edwards and Edwards(2000)에서도 실업률 수준을 분석하고 있어 본 연구에서도 추정식 (1)을 분석 대상 모형에 포함시켰다.

2. 추정계수의 연속적인 변화를 볼 수 있는 확장 모형

(1) 외환위기 전후 경제충격의 크기가 같을 경우

여기서는 기본 모형을 보다 현실에 맞게 확장하였다. 위에서 본 기본 모형은 분석 전 기간, 또는 기간을 명시적으로 구분하여 기간별로 추정계수의 변화를 볼 수 있다. 하지만 실제 현실 경제에서는 경제상황 변화에 따른 실업의 변화가 각 기간중에 동일하지는 않을 가능성이 높다. 분석기간의 구분 시점을 어디로 잡느냐의 문제 뿐 아니라 추정계수가 민감하게 반응하는 시점이 있고 그렇지 않은 경우도 적지 않을 수 있기 때문에 한계가 있기 마련이다. 특히 우리나라는 외환위기를 겪었을 뿐 아니라 노동시장의 유연성에 영향을 줄만한 제도적, 경제적 변화들도 적지 않아 기본 모형을 좀 더 일반화시킬 필요가 있다. 즉 구간을 매 분기별로 세분화시켜 연속적인 변화(continuous dynamics)를 본다면 보다 현실적이라고 할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 추정계수가 분석기간 동안 고정되어 있다는 가정을 완화한 시간변동계수(time-varying-parameter) 모형을 도입하여 시간에 따른 추정계수의 변화를 보는 방식으로 기본 모형을 확장하였다.

아래 식은 Moosa(1997)의 실업률갭 모형, 추정식 (2)를 시간변동계수 모형으로 나타낸 것이다.

$$U_t^c = \alpha_t + \beta_t U_{t-1}^c + \gamma_t G_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (3)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + v_{1t} \quad (4)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + v_{2t} \quad (5)$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + v_{3t} \quad v_{i,t} \sim iidN(0, \sigma_{vi}^2) \quad i = 1, 2, 3 \quad (6)$$

여기서 U_t^c 는 실업률갭, G_t 는 실질GDP갭이다. α_t , β_t , γ_t 는 시간에 따라 값이 변하는 계수(이하 ‘시간변동계수’)이며, ε_t 는 오차항이고, v_{1t} , v_{2t} , v_{3t} 는 교란항으로 평균이 0이고, 일정한 분산을 가지고 정규분포하는 것으로 가정하였다.

위 모형의 의미는 기본 모형과 동일하지만, 추정계수가 시간에 따라 변하는 것을 볼 수 있다는 차이점이 있다. 시차변수 U_{t-1}^c 의 계수(β_t)는 실업의 지속성을 나타내는 추정계수로서 노동시장이 유연화되는 과정에 있다면 실업의 지속성이 낮아질 것이므로 시간이 흐름에 따라 β_t 값은 점차 작아질 것이다. GDP갭의 계수(γ_t)는 노동시장이 유연화될수록 γ_t 의 값이 작아지게 된다.

위 식에서 시간에 따라 변하는 추정계수는 실제로 관측되지 않는 변수이므로 일반적인 추정방법을 적용하지 않고, 우선 식 (3)~식 (6)을 상태공간모형(State-Space Model)로 전환한 후 칼만필터(Kalman Filter) 기법을 이용하여 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)으로 추정한다.

상태공간모형은 두 개의 식, 측정 방정식(Measurement Equation)과 전이 방정식(Transition Equation)으로 구성된다. 측정방정식은 관측가능한 변수(U_t^c , G_t)를 관측되지 않는 상태변수(이를 상태벡터 $B_t = [\alpha_t \quad \beta_t \quad \gamma_t]'$ 라고 함)의 움직임과 연결하는 식이며, 전이방정식은 관측불가능한 상태변수에 대한 행태 식이다.

- 측정 방정식(Measurement Equation)

$$U_t^c = [1 \quad U_{t-1}^c \quad G_t] \begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \\ \gamma_t \end{bmatrix} + \varepsilon_t \quad (7)$$

- 전이 방정식(Transition Equation)

$$\begin{bmatrix} \alpha_t \\ \beta_t \\ \gamma_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \gamma_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ v_{3t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

식 (7)과 식 (8)을 간단히 표현하면 다음과 같다.

$$Y_t = H' B_t + W_t \quad (9)$$

$$B_t = F B_{t-1} + V_t \quad (10)$$

$$W_t \sim iidN(0, R) \quad R = \sigma_\varepsilon^2 \quad (11)$$

$$V_t \sim iidN(0, Q) \quad Q = \begin{bmatrix} \sigma_{v1}^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{v2}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{v3}^2 \end{bmatrix} \quad (12)$$

위 식을 통해 시간변동계수 모형의 궁극적인 목적인 시간에 따라 변해가는 추정계수를 구한다. 이를 위해서는 우선 Harvey(1990)의 예측오차분할(Prediction Error Decomposition)을 이용하여 매 분기마다 추정계수가 갱신되도록 한 최우추정법(MLE)으로 식 (11)과 식 (12)의 모수($\hat{\sigma}_\varepsilon$ 와 $\hat{\sigma}_{v1}$, $\hat{\sigma}_{v2}$, $\hat{\sigma}_{v3}$)를 추정한다. 다음, 추정된 모수를 이용하여 칼만필터(Kalman Filter)를 통해 시간에 따라 변하는 추정계수⁷⁾를 구하게 된다.

(2) 외환위기 전후 경제충격의 크기가 다를 경우

시간변동계수 모형은 기본 모형에서 고정되어 있던 추정계수가 시간에 따라 변할 수 있는 가능성을 모형화했다는 장점이 있다. 추정식 (9)~식 (12)의 시간변동계수 모형에서 추정 모수 $\hat{\sigma}_{v1}$, $\hat{\sigma}_{v2}$, $\hat{\sigma}_{v3}$ 가 모두 '0'이라면 이론적으로 최소자승법(OLS)과 동일한 결과를 얻게 된다.

또한 기존의 시간변동계수 모형은 추정 모수 $\hat{\sigma}_\varepsilon$, $\hat{\sigma}_{v1}$, $\hat{\sigma}_{v2}$, $\hat{\sigma}_{v3}$ 가 분석 전 기간에 동일하다는 가정하에 추정한다. 하지만 현실적으로 외환위기 이전, 외환위기 당시, 그리고 외환위기 이후에 실업률 뿐 아니라 각 추정계수의 분산이 변했을 가능성이 높다.⁸⁾ 따라서 여기서는 외환위기 이전에 온 경제충격과 외환위기 당시, 외환위기 이후에 발생한 충격의 분산이 같다는 가정을 완화해 시간변동계수 모형에 이분산(Heteroskedasticity)을 적용함으로써 각 기간별로 발생한 경제충격의 크기가 다를 수 있다는 가능성을 열어두어 시간변동계수 모형을 보다 현실에 가깝게 수정하였다.

외환위기 이전, 외환위기 당시, 그리고 외환위기 이후 각 기간별로 발생한 경제충격의 크기가 다를 수 있다는 가능성을 모형에 반영하기 위해 시간변동계수의 분산에 각각 더미변수를 포함시켰다. 이를 위해 추정식 (11)과 식 (12)을 다음과 같이 변형한다.

7) 모형의 추정과 칼만필터(Kalman Filter)에 대해서는 부록을 참고.
 8) 실제로 실업률갭(U_t^g)과 실업률(U_t)의 표준편차를 구해보면 각 기간별로 달랐다. 각 기간별 실업률갭과 실업률의 표준편차 평균은 외환위기 이전 각각 0.57과 0.26 정도였으나 외환위기 당시엔 1.21과 1.22를 넘어 표준편차가 2~5배 정도 높아졌다. 외환위기 이후엔 0.40과 0.41로 다시 낮아졌다.

$$W_t \sim iidN(0, R_j) \quad R_j = \sigma_{\varepsilon, j}^2 \quad j = \text{기간1, 기간2, 기간3} \quad (13)$$

$$V_t \sim iidN(0, Q_j) \quad Q_j = \begin{bmatrix} \sigma_{v1, j}^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{v2, j}^2 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{v3, j}^2 \end{bmatrix} \quad (14)$$

여기에서 기간 1은 외환위기 이전, 기간 2는 외환위기 기간, 기간 3은 외환위기 이후를 나타낸다. 따라서 외환위기 이전 실업률갭의 분산은 $\sigma_{\varepsilon, 1}^2$ 이고, 외환위기 당시엔 $\sigma_{\varepsilon, 2}^2$, 외환위기 이후는 $\sigma_{\varepsilon, 3}^2$ 이다. 각 시간변동계수의 분산도 외환위기 이전의 경우 $\sigma_{vi, 1}^2$ 이고, 외환위기 당시엔 $\sigma_{vi, 2}^2$, 외환위기 이후는 $\sigma_{vi, 3}^2$ 이다.

만약 각 기간별로 충격의 크기가 다르지 않다면, 더미변수로 처리된 분산의 추정치가 동일할 것이고 시간에 따른 시간변동계수의 흐름도 동일 분산을 가정한 결과와 같아진다.

III. 모형의 추정결과

모형에 이용되는 각 변수는 통계청과 한국은행에서 발표하는 계절조정된 실업률과 실질GDP 자료를 이용하였으며, 자료의 기간은 1983년 1/4분기부터 2004년 4/4분기까지를 포함했다. 실업률갭과 GDP갭은 Edwards and Edwards(2000)의 분석과 동일하게 Hodrick-Prescott filter를 이용하여 실업률 추세와 추세GDP를 추출한 후 실업률과 실질GDP에서 추세치를 차감하는 방식으로 구했다.

1. 기본 모형의 추정결과

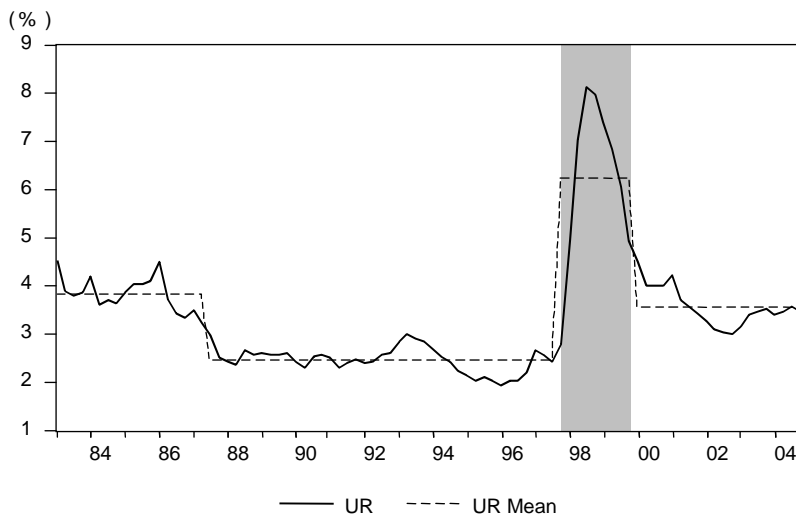
먼저 추정식 (1)과 식 (2)의 기본 모형을 분석 전 기간에 걸쳐 최소자승법(OLS)으로 추정한 결과는 <표 1>의 '전 기간' 항목에서 보여주고 있다.

추정결과에서 실업률갭과 실업률의 지속성 계수(β)는 0.557과 0.804로 추정되어 전기의 실업이 현재의 실업에 영향을 미치고, 한번 높아진 실업은 상당기간 지속되는 것으로 나타났다. GDP갭의 계수(γ)의 경우 각각 -0.180과 -0.129로 추정되어 경기변동과 실업률간에 역(-)의 관계가 존재했다.

이와 같은 전 기간의 추정결과는 외환위기 당시를 포함해 전체 분석기간의 평균적인 값을 보여준 것이다. 그러나 실업률에 구조변화가 있었다면 추정계수에 편이(bias)가 생겨 전 기간의 분석결과는 큰 의미를 두기 어렵다. 더욱이 본 연구의 목

적이라고 할 수 있는 노동시장의 유연성 개선 여부를 볼 수 없다.

기본 모형에서 외환위기 이후 우리나라 노동시장의 유연성 개선 여부를 보기 위해서는 기간을 구분하여 외환위기 이전과 이후에 ‘고용조정 계수’와 ‘지속성 계수’가 어떻게 변했는지를 봐야 한다. 기간을 구분하기 위해 <그림 1>의 실업률 추이를 살펴본 결과, 외환위기를 기점으로 실업률에 큰 변동이 있었던 것을 확인할 수 있었다.



주) 음영처리된 부분은 외환위기 기간임.
UR은 실업률, UR Mean은 실업률의 기간 평균.

<그림 1> 우리나라 실업률 추이

우리나라의 실업률은 1980년대 중반까지 4% 내외였으나 1987년부터 외환위기가 발생하기 전인 1997년 3/4분기까지는 2%대에서 비교적 안정적으로 움직였다. 그 후 외환위기가 발생하면서 실업률이 급상승한 후 외환위기의 충격이 점차 줄어들면서 다시 하락하는 모습을 보였다.

우리나라의 실업률을 <그림 1>의 점선과 같이 외환위기 이전, 외환위기 당시, 그리고 외환위기 이후로 기간을 구분해 기간별로 평균을 구해 보면 더욱 뚜렷해진다. 외환위기 이전(1987.3/4~1997.3/4분기)의 실업률은 평균 2.5%로 비교적 낮았으나 외환위기 당시(1997.4/4~1999.4/4분기)엔 평균 실업률이 6.2%로 급상승했다. 2000년 들어 외환위기의 충격에서 벗어나면서 외환위기 이후(2000.1/4~2004.4/4분기)엔 평균 3.6%로 다시 낮아졌지만 외환위기 이전에 비해서는 여전히

높은 수준을 유지하고 있다. 이를 통해 우리나라 실업률 흐름에 구조변화가 존재하고, 구조변화는 1983년부터 보면 3번, 1988년 이후엔 크게 2번 발생했을 가능성이 있다는 것을 알 수 있다. 그러나 이러한 피상적인 분석만으로는 실업률의 구조변화에 대한 결론을 내릴 수 없기 때문에 통계적으로 이를 확인해 볼 필요가 있다. 1983년 이후 우리나라 실업률에 3번의 구조변화가 존재하는지 구조변화 여부를 판단할 수 있는 Chow 검정을 <표 1>과 같이 실시한 결과, 1987년 3/4분기, 1997년 3/4분기와 2001년 1/4분기에 구조변화(breakpoint)가 없었다는 귀무가설을 모두 기각해 우리나라 실업률에 3번, 1988년부터는 구조변화가 2번 발생했음을 확인할 수 있었다.

기존 연구에서 1988년 이후의 실업률을 분석할 때, 실업률에 구조변화가 1번 있는 것으로 간주하고 외환위기 전후로 구분해 분석하는 경우도 있으나, 외환위기 당시부터 최근까지를 동일한 기간으로 보기에 다소 무리가 있다. 외환위기의 충격이 우리 경제에 미친 영향은 실로 지대했기 때문에 외환위기 기간(1997.4/4~1999.4/4분기)은 비교 대상에서 제외하고, 외환위기 이전과 이후를 비교하는 것이 타당해 보인다.

<표 1> 실업률과 실업률갭의 구조변화 검정(Chow test) 결과

H_0 : 1987년 3/4분기, 1997년 4/4분기, 2000년 1/4분기에 구조변화(breakpoint)가 없다.

	실업률갭(U_t^g) $U_t^g = \alpha + \beta U_{t-1}^g + \gamma G_t + \varepsilon_t$	실업률(U_t) $U_t = \alpha + \beta U_{t-1} + \gamma G_t + \varepsilon_t$
F	6.924*** (0.000)	20.269*** (0.000)
Log Likelihood ratio	52.697*** (0.000)	107.699*** (0.000)

주) 분석기간은 1983.1/4~2004.4/4분기, ()는 P-values,

***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 값임.

본 연구에서 채택한 확장 모형을 분석하기에 앞서 예비(preliminary)적으로 기본 모형에 더미변수가 포함된 간단한 최소자승법(OLS) 모형을 추정하여 대략적으로 우리나라 노동시장의 유연성 개선 여부를 살펴보았다.

구조변화 시점 분석을 통해 얻은 결과를 바탕으로 분석 기간을 외환위기 이전 I (1983.1/4~1987.2/3분기), 외환위기 이전 II (1987.3/4~1997.3/4분기), 외환위기 당시(1997.4/4~1999.4/4분기), 그리고 외환위기 이후(2000.1/4~2004.4/4분기) 등 4 기간으로 구분하여 추정하였다.

<표 2> 기간별 최소자승법(OLS) 추정 결과

	실업률갭(U_t^c)		실업률(U_t)	
	$U_t^c = \alpha + \beta U_{t-1}^c + \gamma G_t + \varepsilon_t$		$U_t = \alpha + \beta U_{t-1} + \gamma G_t + \varepsilon_t$	
	전 기간	더미변수 포함	전 기간	더미변수 포함
$\hat{\alpha}$	0.011 (0.036)	0.023 (0.053)	0.666*** (0.230)	2.069** (0.667)
D8797($\hat{\alpha}_1$)	-	-0.056 (0.064)	-	-1.242 (0.724)
D9799($\hat{\alpha}_2$)	-	0.149 (0.090)	-	0.102 (0.684)
D0004($\hat{\alpha}_3$)	-	-0.093 (0.077)	-	-1.163 (0.679)
$\hat{\beta}$	0.557*** (0.054)	0.282* (0.168)	0.804*** (0.056)	0.451*** (0.171)
D8797× U_{t-1} ($\hat{\beta}_1$)	-	0.477 (0.289)	-	0.216 (0.199)
D9799× U_{t-1} ($\hat{\beta}_2$)	-	0.185 (0.171)	-	0.101 (0.178)
D0004× U_{t-1} ($\hat{\beta}_3$)	-	0.547** (0.206)	-	0.289* (0.174)
$\hat{\gamma}$	-0.180*** (0.038)	-0.136** (0.059)	-0.129** (0.056)	-0.093* (0.056)
D8797× G_t ($\hat{\gamma}_1$)	-	0.089 (0.063)	-	0.070 (0.057)
D9799× G_t ($\hat{\gamma}_2$)	-	-0.099** (0.063)	-	-0.149*** (0.060)
D0004× G_t ($\hat{\gamma}_3$)	-	-0.014 (0.077)	-	-0.005 (0.061)
$\overline{R^2}$	0.911	0.944	0.923	0.974
D. W.	1.611	1.966	0.971	1.971

주) 분석기간은 1983.1/4~2004.4/4분기, ()는 표준오차(standard errors),
 ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 값임.
 표준오차는 Newey-West Heteroskedasticity-Consistent Standard Errors를 고려한 것임.
 자료) 더미변수는 외환위기 이전(D_0 ; D8797, 1987.3/4~1997.3/4), 외환위기 당시(D_1 ;
 D9799, 1997.3/4~1999.4/4), 외환위기 이후(D_2 ; D0004, 2000.1/4~2004.4/4)로 구
 분하여 해당 분기를 '1' 나머지 기간은 '0'으로 처리했음.

<표 2>의 추정결과를 보면, 더미변수로 처리된 변수중에서 많은 추정계수들이 통계적으로 유의하지 않았다. <표 2>의 추정결과를 바탕으로, 본 연구의 목적인 외환위기 이후 노동시장의 유연성 개선 여부를 보기 위해서는 Wald 검정을 통해 ‘외환위기 이전과 이후의 추정계수가 통계적으로 같다’는 귀무가설을 기각하는지를 분석하면 된다. 만약 귀무가설을 기각하지 못하면 외환위기 이전과 이후의 추정계수가 통계적으로 같다는 것이고, 이는 결국 외환위기 이후 노동시장의 유연성이 개선되지 않았다는 것을 의미한다. 반대로 귀무가설을 기각한다면 통계적으로 노동시장의 유연성에 변화가 있었다는 것이고, 외환위기 이후의 ‘고용조정 계수’와 ‘지속성 계수’가 외환위기 이전의 추정치보다 작을 경우에 외환위기 이후 노동시장의 유연성이 제고되었다고 해석한다.

<표 3>은 <표 2>의 결과를 이용해 ‘외환위기 이전과 이후의 추정계수가 같다’는 귀무가설을 검정한 결과이다.

아래의 검정 결과를 보면, 지속성 계수(β)는 귀무가설($H_0: \beta_1 = \beta_3$)을 기각하지 못해 장기적인 측면의 노동시장의 유연성은 외환위기 이후 개선되지 않은 것으로 나타났다. 반면에 고용조정 계수(γ)의 경우는 귀무가설($H_0: \gamma_1 = \gamma_3$)을 10% 이내의 유의수준에서 기각함으로써 단기적인 측면의 유연성이 외환위기 전후로 다르다는 것을 통계적으로 보이고 있다.

<표 3> 노동시장의 유연성 개선 여부 검정(Wald test) 결과

H_0 : 외환위기 이전과 이후의 추정계수가 같다.

	실업률갭(U_t^c)		실업률(U_t)	
	$U_t^c = \alpha + \beta U_{t-1}^c + \gamma G_t + \varepsilon_t$		$U_t = \alpha + \beta U_{t-1} + \gamma G_t + \varepsilon_t$	
	$H_0: \beta_1 = \beta_3$	$H_0: \gamma_1 = \gamma_3$	$H_0: \beta_1 = \beta_3$	$H_0: \gamma_1 = \gamma_3$
F	0.464 (0.498)	3.571* (0.063)	0.614 (0.436)	6.722*** (0.011)
χ^2	0.464 (0.496)	3.571* (0.059)	0.614 (0.433)	6.722*** (0.010)

주) 분석기간은 1983.1/4~2004.4/4분기, ()는 P-values,

***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 값임.

외환위기 이전과 이후 ‘고용의 유연성’이 달라졌다면, 과연 개선되었는가? 외환위기 이전과 이후의 고용조정 계수($\hat{\gamma}_1$ 과 $\hat{\gamma}_3$)가 유의성이 낮지만, 외환위기 이후($\hat{\gamma}_3$)의 추정계수는 -0.014와 -0.005로 외환위기 이전의 추정계수($\hat{\gamma}_1$) 0.089와

0.070 보다 작아 외환위기 이후 ‘고용의 유연성’이 상대적으로 개선되었을 가능성을 보여 주었다.

2. 추정계수의 연속적인 변화를 볼 수 있는 확장모형의 추정결과

여기에서는 추정계수가 분석기간 동안 고정되어 있다는 기본 모형의 가정을 완화한 시간변동계수(time-varying-parameter) 모형을 사용하여 외환위기 이후 노동시장의 유연성 개선 여부를 추정하였다. 시간변동계수 추정 모형의 궁극적인 목적인 시간에 따라 변해가는 추정계수를 구하기 위해 먼저 식 (11)과 식 (12)의 모수($\hat{\sigma}_\varepsilon$ 와 $\hat{\sigma}_{v1}$, $\hat{\sigma}_{v2}$, $\hat{\sigma}_{v3}$)와 식 (13)과 식 (14)의 모수($\hat{\sigma}_{\varepsilon,j}$ 와 $\hat{\sigma}_{v1,j}$, $\hat{\sigma}_{v2,j}$, $\hat{\sigma}_{v3,j}$)를 최우추정법(MLE)으로 추정하였다.

<표 4>는 실업률갭(U_t^c 모형⁹⁾의 추정결과로서 ‘동일 분산’의 항목은 전 기간에 걸쳐 경제충격의 크기가 같은 경우이고, ‘이분산’ 항목은 외환위기 이전¹⁰⁾, 외환위기 기간, 그리고 외환위기 이후 경제충격의 크기가 다를 경우를 고려한 추정결과이다.¹¹⁾ ‘동일 분산’의 경우 상수항의 표준편차가 ‘0’으로 추정되어 시간에 따른 상수항은 거의 변하지 않는 것으로 나타났고, 각 시간변동계수의 표준편차의 크기는 $\hat{\sigma}_\varepsilon > \hat{\sigma}_{v3} > \hat{\sigma}_{v2} > \hat{\sigma}_{v1}$ 의 순이었다. 가장 관심있는 지속성 계수의 변동성($\hat{\sigma}_{v2}$)과 고용조정 계수의 변동성($\hat{\sigma}_{v3}$)을 비교하면, 고용조정 계수의 변동성이 약간 크고 통계적으로 더 유의한 것으로 나타났다.

9) 실업률(U_t) 모형 $U_t = \alpha_t + \beta_t U_{t-1} + \gamma_t G_t + \varepsilon_t$ 의 추정결과와 시간변동계수의 변화는 부록의 <부록-표 2>과 <부록-그림 1>을 참고.

10) 기본 모형의 추정에서는 외환위기 이전을 1987년 중반을 기점으로 두 기간으로 구분하였으나, 시간변동계수 모형의 추정결과 두 기간의 추정계수가 거의 비슷하여 두 기간을 외환위기 이전으로 통합하여 재추정하였다.

11) 익명의 논평자가 지적했듯이 본 연구에서는 편이가 발생할 수 있는 HP필터를 통해 실업률갭과 GDP갭을 추출하였기 때문에 다른 방법으로 잠재GDP와 자연실업률을 추정하여 추정결과와 견고성(robustness)을 확인할 필요가 있다. HP필터의 단점에 대해 Harvey and Jaeger(1993)는 구조적 변화를 과도하게 평활화하는 문제와 end-sample 편이가 발생한다는 등의 지적을 하였다. 본 연구에서는 end-sample 편이의 문제를 완화하기 위해 표본의 끝부분 1년치를 제외하고 재추정해 본 결과, 위의 추정결과와 크게 다르지 않았다. 또한 보다 정직한 방법으로 잠재GDP와 자연실업률을 추정하는 것은 또 하나의 연구과제로 채택할 만큼 중요한 주제이기 때문에 비교적 용이하게 추정할 수 있는 Watson(1986)과 Clark(1987)의 비관측인자(Unobserved component) 모형으로 추세GDP와 자연실업률을 추정하여 GDP갭과 실업률갭을 추출하였다. 이를 본 모형에 적용해 본 결과, 위와 비슷한 추정결과를 얻어 모형의 견고성(robustness)을 확인할 수 있었다. 추정결과가 비슷한 이유는 HP필터와 비관측인자 모형에서 추출한 GDP갭과 실업률갭의 움직임이 거의 유사하기 때문으로 판단된다.

<표 4> 시간변동계수 모형 추정 결과(동일 분산 vs. 이분산)

$$\text{실업률검}(U_t^c); U_t^c = \alpha_t + \beta_t U_{t-1}^c + \gamma_t G_t + \varepsilon_t$$

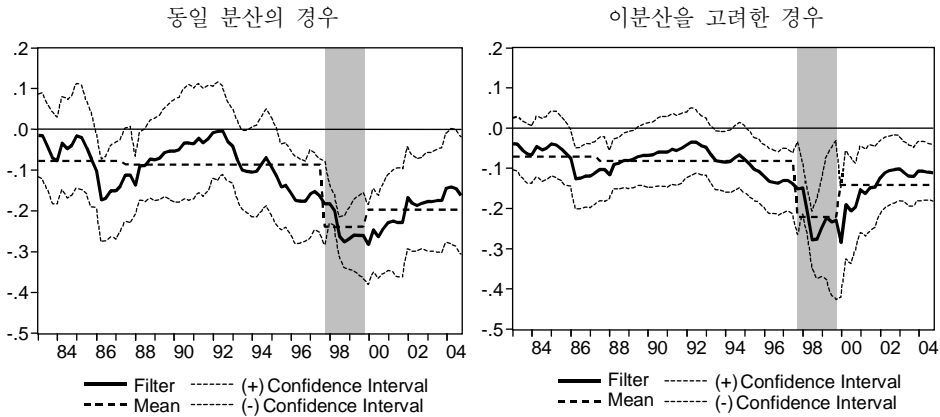
	동일 분산	이분산
	전 기간	더미변수
$\hat{\sigma}_{\varepsilon,1}$	0.1976(0.0177)***	0.1916(0.0188)***
$\hat{\sigma}_{\varepsilon,2}$	-	0.2187(0.0777)***
$\hat{\sigma}_{\varepsilon,3}$	-	0.1430(0.0318)***
$\hat{\sigma}_{\nu1,1}$	0.0000(0.0069)	0.0000(0.0073)
$\hat{\sigma}_{\nu1,2}$	-	0.0504(0.0628)
$\hat{\sigma}_{\nu1,3}$	-	0.0693(0.0333)**
$\hat{\sigma}_{\nu2,1}$	0.0216(0.0177)	0.0202(0.0157)
$\hat{\sigma}_{\nu2,2}$	-	0.0000(0.0394)
$\hat{\sigma}_{\nu2,3}$	-	0.0000(0.0520)
$\hat{\sigma}_{\nu3,1}$	0.0228(0.0079)***	0.0115(0.0066)*
$\hat{\sigma}_{\nu3,2}$	-	0.0517(0.0197)**
$\hat{\sigma}_{\nu3,3}$	-	0.0000(0.0338)
로그우도값	5.4931	9.4189

주) 분석기간은 1983.1/4~2004.4/4분기, ()는 표준오차(standard errors),
***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 값임.

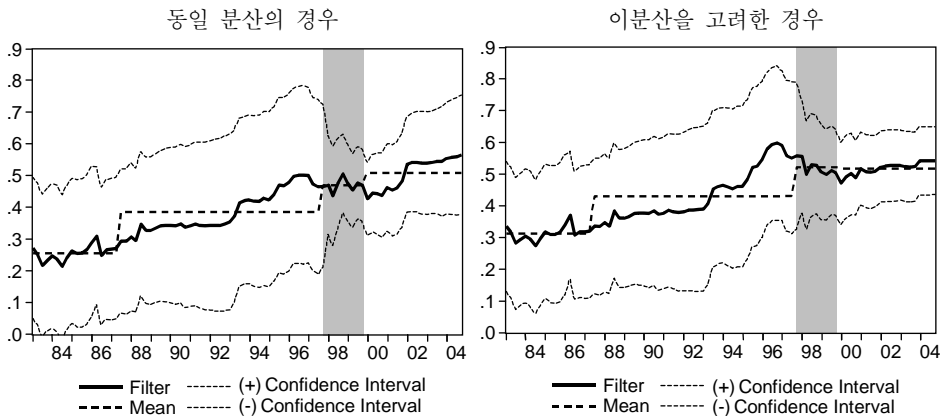
‘이분산’ 항목은 어떤 기간, 어떤 시간변동계수에 이분산이 존재하는지를 미리 알지 못하기 때문에 각 기간, 각 시간변동계수에 모두 이분산이 존재한다는 가정 하에 추정된 결과이다. ‘이분산’을 고려한 추정결과를 보면, ‘동일 분산’의 경우보다 통계적으로 보다 개선된 모형이라는 것을 알 수 있다. <표 4>의 추정결과에서 ‘이분산’ 모형의 로그우도값(9.419)은 기간별로 이분산을 고려하지 않은 ‘동일 분산’ 모형의 로그우도값(5.493)보다 크게 높아졌고, 우도비 검정(Likelihood Ratio test)에서도 5% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났기 때문이다. 이를 통해 우리나라의 실업률에 외환위기를 기점으로 이분산이 존재하고, 실업률 분석에 있어 이분산을 고려할 필요가 있다는 점을 확인할 수 있었다.

그렇다고 모든 추정계수에 이분산이 존재하는 것은 아니었다. 외환위기 이후의 ‘고용조정 계수’, 외환위기 기간과 이후의 ‘지속성 계수’의 변동성이 거의 0으로 추정되어 이 기간 동안 추정계수는 거의 변하지 않는 것으로 추정되었다.

다음의 <그림 2>는 <표 4>에서 추정된 모수를 주어진 값으로 하여 칼만필터(Kalman Filter)로 추정된 시간변동계수, 즉 지속성 계수 β_t 와 고용조정 계수 $\hat{\gamma}_t$



(가) 고용조정 계수($\hat{\gamma}_t$)



(나) 지속성 계수($\hat{\beta}_t$)

주) 음영처리된 부분은 외환위기 기간임. Confidence Interval은 95% 신뢰구간, Filter는 시간변동계수 값, Mean은 시간변동계수의 기간 평균.

<그림 2> 실업률갭(U_t^g) 모형의 시간변동계수 추이

를 나타낸 것이다. 가운데 굵은 실선은 칼만필터로 추정된 시간변동계수 값이고, 양쪽은 가는 점선은 95% 신뢰구간($\hat{\beta}_t \pm 2\hat{\sigma}_{t2}$ 와 $\hat{\gamma}_t \pm 2\hat{\sigma}_{t3}$)이다. 그리고 굵은 점선은 외환위기 이전, 외환위기 당시, 외환위기 이후 기간의 시간변동계수의 평균치로서 기본 모형의 최소자승법(OLS) 추정결과와 유사한 모습을 보이고 있다.

먼저 <그림 2> (가) ‘동일 분산’의 경우, GDP갭에 대한 고용조정 계수 $\hat{\gamma}_t$ 는 이론적으로 (-)값이 예상됨에도 불구하고 외환위기 이전인 1995년 중반까지 거의 대부분 기간에서 신뢰구간이 ‘0’을 포함하고 있다. 이는 통계적으로 경기변동에 대

한 ‘고용의 유연성’이 거의 작동하지 않았다는 의미이다. 반면에 1995년 중반부터 최근까지는 신뢰구간이 (-) 영역에 있어 경기침체에 실업이 증가하고, 경기호황기에 실업이 감소하는 부(負)의 관계를 보여주고 있다.

고용조정 계수의 흐름을 보면, 1993년 경부터 추세적으로 하락하기 시작하여 외환위기 당시에 가장 낮은 수준으로 떨어져 외환위기 당시 극심한 경기침체에 대해 고용조정이 상당히 빠른 속도로 이루어졌음을 알 수 있다. 외환위기 이후인 2000년 들어 다시 상승하고는 있으나 $\hat{\alpha}_t$ 가 (-)값을 유지하고 있고, 외환위기 이후 시간에 따른 ‘고용조정 계수’ 값들이 외환위기 이전 보다 상대적으로 낮은 수준을 보이고 있다.

이를 통해 경기변동에 대한 고용조정 측면에서 본 노동시장의 유연성은 외환위기 이후 개선된 것으로 평가된다.¹²⁾ 다만 외환위기 이후인 2000년부터는 고용조정 계수가 다시 상승하기 시작해 외환위기 당시에 비해서는 고용조정 속도가 점차 떨어지는 추세에 있는 것으로 나타났다.

이와 같이 추정계수의 흐름을 볼 수 있는 것은 시간변동계수 모형을 도입함으로써 가능한 것이다. 기본 모형에서는 더미변수를 처리할 구조변화 시점을 정해야 하고, 추정 결과도 해당 기간의 평균치 밖에 볼 수 없었으나 시간변동계수 모형에서는 구조변화 시점을 정하지 않아도 시간에 따른 추정계수의 추세적인 방향과 구조변화 시점을 쉽게 포착할 수 있었다.

<그림 2> (가)에서 이분산의 경우, GDP갭에 대한 고용조정 계수 $\hat{\alpha}_t$ 의 흐름은 앞에서 본 ‘동일 분산’의 경우와 유사했다. 분석 전 기간에 걸쳐 신뢰구간이 좁아져 외환위기 이후 고용의 유연성이 제고되었다는 결론이 좀 더 보장되었다.

지속성 계수를 나타낸 <그림 2> (나)에서 동일분산의 경우, 지속성 계수 β_t 은 외환위기 이전부터 꾸준히 높아지는 추세에 있었다. 다만 외환위기 기간 동안 신뢰구간이 낮아지고 추정계수의 흐름도 홍보하는 모습을 보이긴 했지만 외환위기

12) 본 연구와 동일한 방법을 미국, 일본 등 주요국들에 적용하여 위의 연구 결과와 비교한다면 보다 의미가 있을 것이나 이는 차후의 연구 과제로 남겨둔다. 대신 추정방법은 본 연구와 다른 rolling OLS로 추정하여 직접적인 비교가 어렵지만 시간에 따라 추정계수가 변하는 것을 볼 수 있고, 무엇보다 동일한 모형을 적용한 Moosa(1997)의 연구결과를 제한적이거나 비교할 수는 있다. Moosa는 G7 국가의 고용조정 계수를 비교하여 국가간 노동시장의 유연성을 비교하였는데, 1974~1995년 중에 고용조정 계수가 개선 추세에 있었던 국가는 독일·프랑스·일본, 안정적인 경우는 미국·캐나다·영국, 오히려 악화되었던 국가는 이탈리아로 분석하였다. 기간은 다르지만 우리나라(1987~2004년)의 경우 일본 보다는 고용조정이 유연하고, 이탈리아와는 비슷한 수준으로 평가된다. 국가간 비교 표는 <부록-표 3> 참조.

이후엔 다시 상승하여 외환위기 이전 가장 높은 수준인 1996년 보다도 높아졌다.

본 연구에서 최종적으로 채택한 ‘이분산’을 고려한 시간변동계수 모형은 ‘동일 분산’을 가정한 모형과 비교해 외환위기 이후 시간에 따라 변하는 추정계수의 흐름이 다소 달라지고, 신뢰구간이 좁아지는 등의 차이점이 발견되었다.

<그림 2> (나) 이분산의 경우, 지속성 계수(β_1)는 외환위기 이후의 평균치가 외환위기 이전의 평균치보다 높아져 ‘기간 평균’으로 보면 지속성이 악화되었다고 볼 수 있다. 하지만 외환위기 이후의 지속성 계수가 외환위기 ‘직전’에 비해서는 상대적으로 낮은 수준으로 추정되어 외환위기 ‘직전’과 비교할 경우엔 노동시장이 유연화된 것으로 나타났다. 특히 지속성 계수 β_1 의 신뢰구간이 외환위기 직전인 1997년부터 하락하기 시작해 2000년 초반 가장 낮은 수준으로 떨어졌다. 그 후 2000년 중반 경부터 다시 완만하게 상승하기 시작했다. 그럼에도 불구하고 외환위기 직전인 1990년대 중반보다는 상대적으로 낮은 수준을 유지하고 있을 뿐 아니라 지속성 계수의 신뢰구간도 ‘동일 분산’의 경우보다 눈에 띄게 좁아져 외환위기 이후 지속성 계수의 변화로 본 노동시장의 유연성은 외환위기 직전에 비해 개선되었다고 평가할 수 있다.

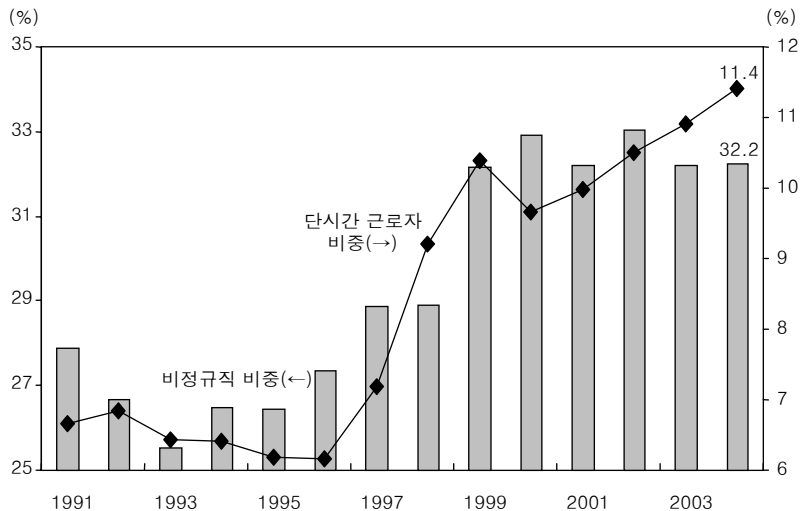
본 연구에서는 추정계수의 정확성을 가늠할 수 있는 시간변동계수의 분산이 동분산의 절반¹³⁾으로 줄어들고, 앞서 살펴본 우도비 검정(Likelihood Ratio test) 결과 상대적으로 우월한 것으로 나타난 ‘이분산’ 모형의 결과를 최종적으로 채택하였다.

본 연구의 목적은 외환위기 이후 우리나라 노동시장이 유연화되었는지를 지속성 계수와 고용조정 계수의 변화로 판단하는 것이다. 지금까지 여러 분석을 통해 공통적으로 외환위기 이후 ‘고용조정의 유연성’이 제고되었다는 결론을 도출할 수 있었다. 외환위기 이후 ‘실업의 지속성’은 외환위기 이전에 비해 기간 평균으로는 개선되지 않았으나, 외환위기 직전에 비해서는 다소 개선된 것으로 나타났다.

이처럼 ‘고용의 유연성’과 ‘실업의 지속성’의 개선 여부가 엇갈릴 수 있는 이유는 고용의 유연성은 경기변동에 대한 실업의 단기적인 반응을 나타내고, 실업의 지속성은 외부충격에 대한 실업의 장기적인 반응을 나타내는 특성이 있기 때문이다. 고용의 유연성이 제고되더라도 지속성은 개선되지 않는 등 고용조정 계수와 실업의 지속성 계수가 서로 다른 방향으로 움직이는 경우가 발생하는 것이다.

13) 외환위기 이후 기간 중 이분산 모형내 지속성 계수의 분산은 0.00342로 동분산(0.00635)의 54%에 불과한 것으로 추정되었다.

외환위기 이후 고용조정 측면에서 유연화가 이루어지고 있는 것은 기업들의 고용행태가 고용조정이 보다 용이한 방향으로 변화하고 있기 때문인 것으로 보인다. 외환위기 이후 우리나라 노동시장의 특징 중 하나는 주당 36시간 미만의 단시간 근로자와 임시직, 일용직 등 비정규직 근로자가 크게 증가하고 있다는 점이다. <그림 3>에서 전체 취업자 가운데 임시직과 일용직 등 비정규직 근로자가 차지하는 비중과 단시간 근로자가 차지하는 비중은 1991~1996년중 각각 20%대 중반과 6%대에 불과하였으나 1998년중 28.9%와 9.2%로 높아진데 이어, 2004년에는 32.2%와 11.4%까지 상승하였다. OECD에서 주당 30시간 미만 근로자를 시간제 근로자로 정의하고 그 비중을 국가간 노동시장의 유연성을 비교하는 기준으로 사용하고 있는데, OECD 기준으로 볼 때에도 ‘고용의 유연화’가 많이 이루어졌음을 의미한다.



주) 단시간 근로자 비중은 전체 취업자에서 주당 36시간 미만 근로자가 차지하는 비중.
비정규직 근로자 비중은 전체 취업자에서 임시직과 일용직 근로자가 차지하는 비중.
자료) 통계청, 『경제활동인구조사』.

<그림 3> 단시간 및 비정규직 근로자 비중 추이

반면에 실업의 지속성이 개선되지 않는 것은 장기 실업자의 비중이 외환위기 이후 낮아지지 않고 있다는 점을 통해서도 뒷받침되고 있다. 과거에 취업한 경험이 있었던 전직실업자 중에서 1년 이상 장기간 실업상태에 있는 실업자¹⁴⁾가 차지하

14) 과거에 취업경험이 있고 일을 그만 둔지 1년 이상된 실업자로서 통계청에서 1998년 자료부터 발표하고 있다.

는 비중은 지난 1998년중 11.6%에서 1999년 16.4%로 급상승한 후 완만하게 상승하여 2004년에는 17.4%까지 높아졌다.

유럽의 경우 미국에 비해 실업률이 높고, 노동시장이 경직적이라고 평가받는 이유 중 하나로 유럽에는 장기 실업자의 비중이 높다는 점이 지적되고 있는 것과 마찬가지로이다. 유럽에서는 새로운 일자리가 생길 때 장기 실업자들이 그 자리를 메우지 못해 실업의 지속성이 높고, 균형실업률 상승요인으로 작용한다. 외부충격의 효과가 장기화되어 실업자가 늘어날 경우에 기업들은 전직실업자들을 재고용할 여력이 없어 장기 실업자들이 증가하게 되고, 이는 결국 실업의 지속성을 더욱 높이는 방향으로 작용하는 것이다.

이처럼 외환위기 이후 고용의 유연성이 개선되었음에도 불구하고 실업의 지속성은 개선되지 않고 있어 우리나라 노동시장의 유연성이 전반적으로 제고되는데 걸림돌이 되고 있다.

IV. 결 론

본 연구에서는 경기변동에 대한 ‘고용조정 유연성’과 ‘실업의 지속성’을 중심으로 외환위기 이후 우리나라 노동시장의 유연성이 개선되었는지를 분석하였다. 이론상 고용조정 계수와 실업의 지속성 계수가 작아질수록 노동시장의 유연성이 개선된 것으로 평가한다.

본 연구의 분석결과를 정리하면 다음과 같다. 분석기간을 외환위기 이전, 외환위기 당시, 그리고 외환위기 이후의 기간으로 구분하여 기본 모형을 최소자승법(OLS)로 추정된 결과, 외환위기 이후 ‘고용의 유연성’이 상대적으로 개선된 것으로 나타난 반면, ‘실업의 지속성’ 계수는 외환위기 이후 통계적으로 개선되지 않은 것으로 분석되었다.

기본 모형의 가정을 완화한 확장 모형에서도 이와 비슷한 결과를 얻었다. 추정 계수가 분석기간 동안 고정되어 있다는 가정을 완화한 시간변동계수 모형과 시간변동계수 모형에 각 기간별로 이분산을 허용하는 방식으로 확장한 모형을 추정한 결과, 노동시장 유연성의 단기적인 측면을 볼 수 있는 ‘고용조정 유연성’은 외환위기 이후 제고되었다는 결론을 도출할 수 있었다. 장기적인 측면에서 유연성을 평가할 수 있는 ‘실업의 지속성’은 외환위기 이전에 비해 기간 평균으로는 개선되

지 않았으나, 외환위기 직전에 비해서는 다소 개선된 것으로 나타났다.

본 연구에서 시간변동계수 모형을 도입함으로써 추가로 얻을 수 있었던 정보는 크게 2가지이다. 첫째, 기본 모형에서는 유연성의 개선 여부를 보기 위해 더미변수로 처리할 구조변화 시점을 정해야 하고, 추정 결과도 해당 기간의 평균치 밖에 볼 수 없었다. 하지만 시간변동계수 모형은 추정계수의 연속적인 변화를 볼 수 있어 구조변화 시점을 명시적으로 결정하지 않아도 시간에 따른 추정계수의 추세적인 방향과 구조변화 시점을 쉽게 포착할 수 있었다. ‘고용조정 계수’의 경우는 1986년부터 1992년까지 상승 추세를 보여 고용조정이 점차 어려워지다가 1993년부터 하락 추세로 반전된 후 외환위기 직전부터는 고용조정 계수가 (-)로 떨어져 고용의 유연성이 제고되는 모습을 보였다. 외환위기 이후인 2000년 중반부터는 고용조정 계수의 절대값이 다시 상승세로 돌아서 외환위기 당시에 비해서는 고용조정 속도가 점차 떨어지는 추세에 있는 것으로 나타났다. ‘지속성 계수’는 1996년까지 꾸준히 높아지는 추세에서 외환위기 기간 동안 일시적으로 하락하였다가 외환위기 이후엔 다시 완만하게 상승하는 모습을 보였다.

두 번째로 얻은 추가적인 정보는 우리나라 실업률 자료에 기간별로 이분산이 존재할 가능성이 높다는 점이다. 본 연구에서 외환위기 이전, 외환위기 당시, 외환위기 이후에 이분산을 적용한 시간변동계수 모형의 추정결과가 이분산을 고려하지 않은 모형에 비해 신뢰구간이 좁아지고, 우도비 검정 결과도 상대적으로 우월한 것으로 나타나는 등 추정결과가 개선되는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라 실업률 자료를 분석할 때, 외환위기의 충격에 따른 이분산을 고려할 필요가 있다는 것을 알 수 있었다.

본 연구의 결과는 향후 정부의 노동시장 유연화 정책에도 중요한 시사점을 준다. 외환위기 이후 고용의 유연성은 외환위기 이전에 비해 제고되었음에도 불구하고 실업의 지속성은 개선되지 않은 것으로 나타나 고용조정을 더욱 용이하게 하는 정책보다 직업훈련, 취업알선, 규제 완화 등 실업의 지속성을 개선시키는 노력이 좀 더 필요함을 제기하고 있다.

[참고문헌]

신관호(1999), “한국의 실업률 변화와 자연실업률,” 『경제위기와 실업구조 변화』, 노동연구원.

- 신동균·전병유(2002), “실질임금의 경기변동상 변화패턴과 임금곡선,” 『노동경제 논집』, 제25권 제2호, 한국노동경제학회.
- 양준모(1999), “우리나라 실업률 변동의 양태에 관한 연구 ; 지속적인 고실업률의 가능성을 중심으로,” 『경제위기와 실업구조 변화』, 한국노동연구원.
- 이인재(2004), “우리나라의 노동시장은 경직적인가?,” 『노동리뷰』, 한국노동연구원.
- 전광명(2004), “우리나라 노동시장의 경직성과 향후 과제,” 『조사통계월보』, 한국은행.
- 전병유(2002), “경제위기 전후 노동시장 유연화,” 『노동리뷰』, 한국노동연구원.
- 조강래·오지윤(2003), “최근 노동시장의 구조변화가 유연성에 미친 영향,” 『조사통계월보』, 한국은행.
- Amadeo, E. and S. Horton(1997), “Labour Flexibility and Productivity : An Overview,” *Labour Productivity and Flexibility*.
- Bils, M.(1985), “Real Wages over the Business Cycle : Evidence from Panel Data,” *Journal of Political Economy*, 93, 4, 666-689.
- Blanchard, O. J. and L. H. Summers(1986), “Hysteresis and the European Unemployment Problem,” *NBER 36 Macroeconomic Annual*, 15-78.
- Blanchflower D. G. and A. J. Oswald(1994), *The Wage Curve*, Cambridge, MIT Press.
- Clark, P. K.(1987), “The Cyclical Components of U.S. Economic Activity,” *Quarterly Journal of Economics*, 797-814.
- Edwards, S. and A. C. Edwards(2000), “Economic Reforms and Labor Markets : Policy Issues and Lessons from Chile,” *Economic Policy*, Cambridge.
- Harvey, A. C.(1990), *The Econometric Analysis of Time Series*, 2nd ed. MIT Press.
- Harvey, A. C. and A. Jaeger(1993), “Detrending Stylized Facts and the Business Cycle,” *Journal of Applied Econometrics*, 8, 3, 216-227.
- ILO(1998), “Impact of Flexible Labour Market Arrangements in the Machinery, Electrical and Electronic Industries,” *Report for discussion at the Tripartite Meeting on the Impact of Flexible Labour Market Arrangements in the Machinery, Electrical and Electronic Industries*.
- IMD(2004), *World Competitiveness Yearbook*.
- Kim, Chang-Jin and C. R. Nelson(1999), *State-Space Models with Regime*

- Switching*, MIT Press.
- Kniesner, T. J. and A. H. Goldsmith(1987), "A Survey of Alternative Models of the Aggregate U.S. Labor Market," *Journal of Economic Literature*, 25, 1241-1280.
- Lilien, D. M.(1982), "Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment," *Journal of Political Economy*, 90, 4, 779-793.
- Lilien, D. M. and R. E. Hall(1986), "Cyclical Fluctuations in the Labor Market, in Handbook of Labor Economics", edited by O. Ashenfelter and R. Layard, Amsterdam : North-Holland, 1000-1035.
- Lindbeck, A. and D. J. Snower(1986), "Wage Setting, Unemployment, and Insider-Outsider Relation," *American Economic Review*, 76, 235-239.
- Millard, S.(2000), "The Effect of Increased Labour Market Flexibility in the United Kingdom : Theory and Practice," *Working Paper*, Bank of England.
- Millard, S., A. Scott and M. Sensier(1999), "Business Cycles and the Labor Market Can Theory Fit the Facts?," *Working Paper*, Bank of England.
- Moosa, I. A.(1997), "A Cross Country Comparison of Okun's Coefficient," *Journal of Comparative Economics*, 24, 3.
- OECD(2004), *Employment Outlook*.
- OECD(1989), "Labour Market Flexibility ; Trends in Enterprises".
- OECD(1999), *The OECD Jobs Strategy : Assessing Performance and Policy*.
- Okun, A. M.(1962), "Potential GNP : Its Measurement and Significance," in American Statistical Association, *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section*, 98-104, reprinted in Okun(1970), *The Political Economy of Prosperity*, Brookings Institution, 132-145.
- Ireland, P.(1999), "Does the time-consistency problem explain the behavior of inflation in the United States?," *Journal of Monetary Economics*, 44, 2, 279-291.
- Solon, G. R. B. and J. Parker(1994), "Measuring the Cyclicalilty of Real Wage : How Important is Composition Bias?," *Quarterly Journal of Economics*, 109, 1, 1-26.

- Watson, M. W.(1986), “Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends,”
Journal of Monetary Economics, 18, 49-75.
- World Bank(2003), *Hiring & Firing Workers*.

<부 록>

1. 모형의 추정

시간변동계수 추정 모형을 추정하기 위해서는 우선 Harvey(1990)의 예측오차분할(Prediction Error Decomposition)을 이용하여 매기마다 추정계수가 갱신되도록 한 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation)으로 측정방정식의 모수 ($\hat{\sigma}_\varepsilon$)와 전이방정식의 모수 ($\hat{\sigma}_{v1}$, $\hat{\sigma}_{v2}$, $\hat{\sigma}_{v3}$)를 추정한 다음, 추정된 모수를 이용하여 칼만필터를 통해 시간에 따라 변해가는 추정계수를 구한다.

본문의 식 (3)~식 (6)을 Matrix 형태로 간단히 표시하면 다음과 같다.

$$y_t = x_t \beta_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim iidN(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (a-1)$$

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + v_{i,t} \quad v_{i,t} \sim iidN(0, \sigma_{vi}^2) \quad i = 1, 2, 3 \quad (a-2)$$

위 식을 본문의 식 (7)~식 (12)과 같이 상태공간 모형(State-Space Model)으로 재구성한 후 예측오차분할(Prediction Error Decomposition)에 근거한 칼만필터(Kalman filter)와 최우추정법을 통해 시간변동계수 모형을 추정한다.

칼만필터는 관찰되지 않는 부분의 움직임에 대한 ‘예측단계(conditional prediction step)’와 새로운 자료가 관찰된 후에 구할 수 있는 예측오차를 이용하여 예측단계의 예측치를 수정하는 ‘수정 단계(updating step)’로 이루어진다. 여기서 (y_1, y_2, \dots, y_τ)까지의 정보를 사용해 추정된 비관찰 상태벡터 β_t 를 $\beta_{t|\tau}$ 라 하고, 최소평균자승오차(Minimum Mean square error)를 가져다 주는 $\beta_{t|\tau}$ 의 분산-공분산 행렬을 $P_{t|\tau} = E[(\beta_{t|\tau} - \beta_t)(\beta_{t|\tau} - \beta_t)']$ 로 놓으면 예측단계와 수정단계는 다음과 같다. 위의 식 (a-1)~식 (a-2)에 대한 Kalman filter는 다음의 7개 식으로 설명할 수 있다.

예측단계(Prediction Step) : ($t-1$)기의 정보로 t 기를 예측하는 단계

$$\beta_{t|t-1} = \beta_{t-1|t-1} \quad (a-3)$$

$$y_{t|t-1} = x_t \beta_{t|t-1} \quad (a-4)$$

$$u_{t|t-1} = y_t - y_{t|t-1} = x_t(\beta_t - \beta_{t|t-1}) \quad (a-5)$$

$$P_{t|t-1} = P_{t-1|t-1} + \sigma_{v,i}^2 \quad (a-6)$$

$$f_{t|t-1} = x_t P_{t|t-1} x_t' + \sigma_{e,t|t-1}^2 \quad (a-7)$$

수정단계(Updating Step) : 예측오차와 그 분산을 이용하여 예측단계의 기대치를 수정

$$\beta_{t|t} = \beta_{t|t-1} + K_t n_{t|t-1} \tag{a-8}$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t x_t' P_{t|t-1} \tag{a-9}$$

위 식에서 $\beta_{t|t-1}$ 은 $(t-1)$ 기까지의 정보를 이용하여 예측한 β_t 의 조건부 기대치이며, $P_{t|t-1}$ 은 $\beta_{t|t-1}$ 의 조건부 분산, $f_{t|t-1}$ 은 조건부 예측오차 즉, $n_{t|t-1}$ 의 분산을 나타낸다. 그리고 $K_t \equiv P_{t|t-1} x_t' f_{t|t-1}^{-1} \equiv K^*$ 는 ‘칼만의 값(Kalman Gain)’이라고 한다. Harvey(1989)는 전이 방정식이 안정성을 만족할 때, $t \rightarrow \infty$ 에 따라 K_t 가 균제균형값 K^* 로 수렴함을 증명했다.

첫 번째 예측단계(Prediction step)는 우선 지난 기($t-1$)까지 관찰된 정보에 근거한 선형투사(linear projection)를 통해 현재 t 기의 상태벡터에 대한 조건부 기대치($\beta_{t|t-1}$)와 그 조건부 분산($P_{t|t-1}$)를 구한다. 그리고 시간이 지나 t 기의 실제 자료가 관찰되면, 식 (a-5)을 통해 식 (a-4)의 기대치 $y_{t|t-1}$ 와 실제 데이터 값(y_t)의 차이로부터 예측오차(prediction error : $n_{t|t-1}$)를 구하고, 식 (a-7)을 통해 예측오차의 분산(prediction error variance : $f_{t|t-1}$)을 구한다.

수정단계(Updating step)에서는 t 기의 실제 자료가 관찰되기 전의 정보로 구한 $\beta_{t|t-1}$ 을 예측단계에서 구한 예측오차($n_{t|t-1}$)와 예측오차의 분산($f_{t|t-1}$)을 이용해 $\beta_{t|t}$ 로 수정하는 단계이다. 이는 기대치($\beta_{t|t-1}$)와 관찰된 데이터(y_t)를 각각 자신의 분산으로 가중치를 두어 평균하는 가중평균의 개념이며, 이때 가중치는 K_t (Kalman Gain)이 사용된다. 다음 기(t)에서는 $(t-1)$ 기의 동일한 과정을 반복하게 된다.

한편, 칼만필터는 식 (a-3)~식 (a-9)을 통해 다음의 두 가지 작업을 실시한다. 첫째는 알려져 있지 않는 계수($\sigma_{v,i}$)를 추정하기 위해 가우시안 로그 우도함수(Gaussian log likelihood function)에 $n_{t|t-1}$ 와 $f_{t|t-1}$ 를 계산해 주어 최우추정(Maximum Likelihood Estimation)을 가능하게 한다.

$$Max \ln L(\sigma_\epsilon, \sigma_{v,i}) = \sum_{t=1}^T \ln f(y|\Psi_{t-1}) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T [\ln(2\pi f_{t|t-1}) - n_{t|t-1} f_{t|t-1}^{-1} n_{t|t-1}] \tag{a-10}$$

본 연구에서도 매기의 칼만필터 과정에서 구해지는 예측오차와 예측오차의 분산이 포함된 위의 식 (a-10) 로그 우도함수(log likelihood function)¹⁵⁾를 이용하여 ϵ_t 의 표준편차($\hat{\sigma}_\epsilon$)와 β_t 의 표준편차($\hat{\sigma}_{v,i}$)를 추정하였다.

15) Harvey(1990)는 이를 ‘예측오차 분해법(Prediction Error Decomposition)’이라 한다.

두번째는 최우추정법으로 추정된 모수($\hat{\sigma}_\varepsilon, \hat{\sigma}_{v,i}$)를 이용해 시간변동계수를 구한다. 모수 추정이 이루어지면, 초기값(β_{010}, P_{010})이 주어졌을 때 이를 주어진 값으로 하여 다시 매기에 칼만필터 과정을 거쳐 관찰되지 않는 상태벡터(β_t)에 대한 추론을 할 수 있게 된다. 즉, 예측상태 벡터 $\beta_{t|t}$ 와 공분산 행렬 $P_{t|t}$ 를 반복적으로 계산할 수 있다.

이들 과정을 실행할 때는 반드시 초기값을 구하는 문제에 봉착하게 된다. 초기값을 정하는 문제는 비관찰 상태벡터 β_t 가 안정적일 때와 불안정적일 경우로 나누어 생각할 수 있다.

β_t 가 안정성(stationarity) 조건을 만족할 때는, β_t 와 $E[(\beta_t - E(\beta_t))(\beta_t - E(\beta_t))']$ 의 무조건부 기대치(unconditional expectation)를 초기값으로 준다. 그러나 β_t 가 불안정 시계열일 경우는 균제균형값(steady-state values)이 존재하지 않으므로 초기값을 임의로 정하게 되는데 특히 P_{010} 의 값은 매우 큰 값을 주게 된다.

본 연구에서는 비관찰 상태벡터 β_t 가 안정적인 계열이라고 확신할 수 없어 $\beta_{010} = 0$, P_{010} 는 임의의 큰 값(=100)을 초기값으로 주었다. 이 경우 초기값을 임의로 크게 주었기 때문에 초기값이 균제균형값으로 수렴하기 이전의 추정결과는 신뢰할 수 없으므로 우도값(Likelihood value)을 계산할 때 분석기간의 앞부분(20개 분기)은 제외하였다.

2. 단위근 검정

<부록-표 1> 단위근 검정(unit root test) 결과

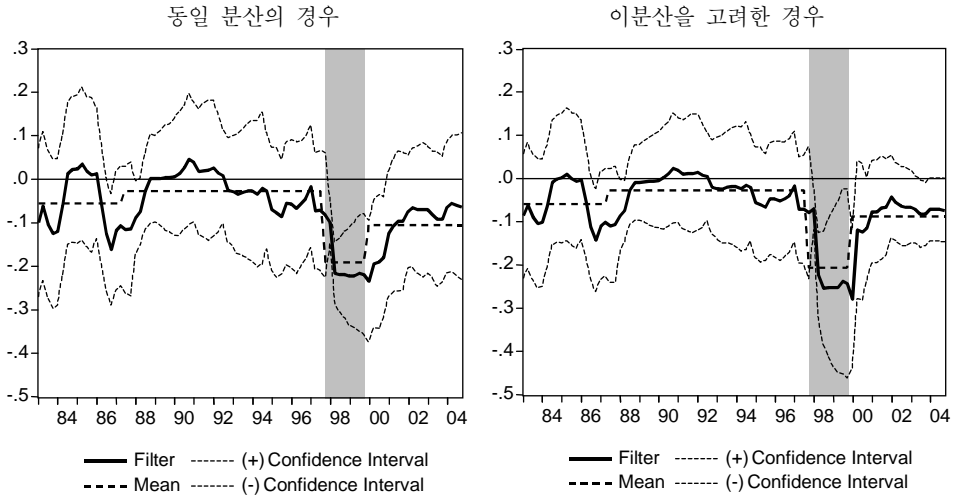
	시 차	ADF			Phillips-Perron		
		None	상 수	추 세	None	상 수	추 세
실업률 (U_t)	0	0.566	0.577	0.844	0.566	0.577	0.844
	1	0.261	0.017**	0.042**	0.483	0.388	0.657
	2	0.417	0.017**	0.042**	0.443	0.299	0.537
	3	0.417	0.017**	0.042**	0.425	0.263	0.484
실업률갭 (U_t^c)	0	0.053*	0.332	0.653	0.053*	0.332	0.653
	1	0.000***	0.000***	0.002***	0.016**	0.146	0.382
	2	0.001***	0.014**	0.063*	0.009***	0.091*	0.270
	3	0.002***	0.025**	0.101	0.007***	0.076*	0.237
GDP갭 (G_t)	0	0.005***	0.060*	0.197	0.005***	0.060*	0.197
	1	0.002***	0.028**	0.106	0.003***	0.042**	0.146
	2	0.000***	0.007***	0.033**	0.002***	0.030**	0.112
	3	0.000***	0.007***	0.033**	0.002***	0.028**	0.105

주) 위 표의 통계량은 P-values임.

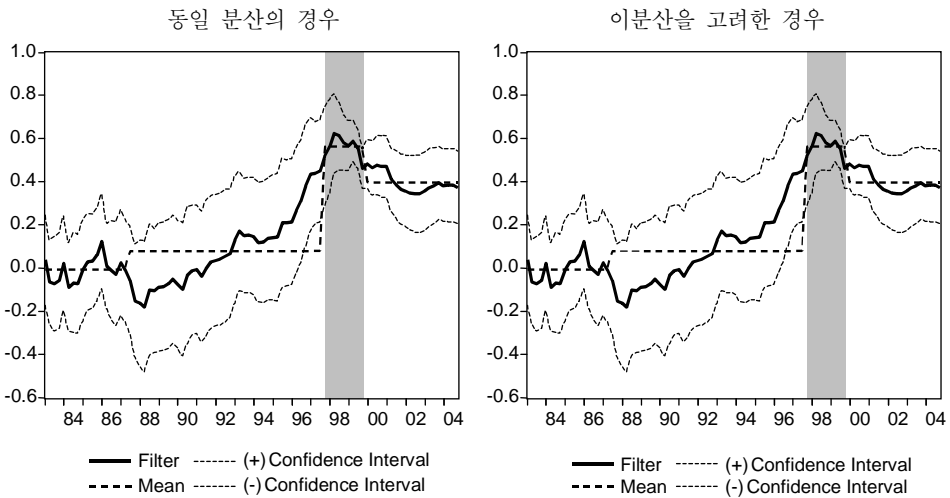
상수는 단위근 검정방정식에서 상수항을, 추세는 상수항과 추세를 모두 포함한 경우임.

***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각됨을 의미함.

3. 추정 결과 ; 실업률의 경우



(가) 고용조정 계수($\hat{\gamma}_t$)



(나) 지속성 계수($\hat{\beta}_t$)

주) 음영처리된 부분은 외환위기 기간임. Confidence Interval은 95% 신뢰구간, Filter는 시간변동계수 값, Mean은 시간변동계수의 기간 평균.

<부록-그림 1> 실업률(U_t) 모형의 시간변동계수 추이

<부록-표 2> 시간변동계수 모형 추정 결과(동일 분산 vs. 이분산)

$$\text{실업률}(U_t) ; U_t = \alpha_t + \beta_t U_{t-1} + \gamma_t G_t + \varepsilon_t$$

	동일 분산	이분산
	전 기간	더미변수
$\hat{\sigma}_{\varepsilon,1}$	0.0000(0.0503)	0.0000(0.0496)
$\hat{\sigma}_{\varepsilon,2}$	-	0.0000(0.4241)
$\hat{\sigma}_{\varepsilon,3}$	-	0.1178(0.0405) ^{***}
$\hat{\sigma}_{\varepsilon 1,1}$	0.1230(0.0308) ^{***}	0.1324(0.0345) ^{***}
$\hat{\sigma}_{\varepsilon 1,2}$	-	0.0000(0.2373)
$\hat{\sigma}_{\varepsilon 1,3}$	-	0.0000(0.1867)
$\hat{\sigma}_{\varepsilon 2,1}$	0.0578(0.0088) ^{***}	0.0604(0.0110) ^{***}
$\hat{\sigma}_{\varepsilon 2,2}$	-	0.0621(0.0283) ^{**}
$\hat{\sigma}_{\varepsilon 2,3}$	-	0.0295(0.0127) ^{***}
$\hat{\sigma}_{\varepsilon 3,1}$	0.0264(0.0110) ^{***}	0.0203(0.0106) [*]
$\hat{\sigma}_{\varepsilon 3,2}$	-	0.0453(0.0257) [*]
$\hat{\sigma}_{\varepsilon 3,3}$	-	0.0000(0.0241)
로그우도값	-4.6126	-1.2878

주) 분석기간은 1983.1/4~2004.4/4분기, ()는 표준오차(standard errors),
^{***}, ^{**}, ^{*}는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의한 값임.

<부록-표 3> 한국과 G7 국가의 고용조정 계수 비교

	평 균	최대치	최저치	변동폭	추세 평가
캐나다	-0.488	-0.588	-0.423	0.066	안정
미국	-0.456	-0.477	-0.432	0.036	안정
독일	-0.410	-0.642	-0.213	0.320	개선
영국	-0.392	-0.414	-0.369	0.031	안정
프랑스	-0.217	-0.409	-0.243	0.167	개선
이탈리아	-0.175	-0.285	-0.113	0.337	악화
일본	-0.083	-0.112	-0.063	0.192	개선
한국 [*]	-0.175	-0.276	-0.004	0.078	개선

주) G7 국가들은 1974~1995년 기간의 rolling OLS로 추정된 고용조정 계수.

한국은 1987~2004년 기간의 시간변동계수로 추정된 고용조정 계수.

자료) Moosa(1997)의 352페이지 <Table 3>에 한국을 포함하여 재편집한 것임.

[Abstract]

The Post-Financial Crisis Labor Market in Korea : Has Its Flexibility Improved?

Tae-Jung Song

This research analyzes whether the flexibility of the Korean labor market has improved following the financial crisis by looking at the change in employment flexibility and persistence of unemployment in response to business fluctuations. As analysis methods, this research first employs a simple model, which includes a dummy variable, the time-varying-parameter model, and a time-varying-parameter model with heteroskedasticity over time allowed. The results indicate that, employment flexibility, which reflects labor market flexibility in the short-term, has improved since the financial crisis. Flexibility can be assessed from a longer-term perspective based on persistence of unemployment and the results indicate that, on average, it has not eased compared to the pre-crisis period, but has weakened somewhat compared to the period just before the crisis. The implications of the research outcome for government policy on labor market flexibility are that future efforts need to be directed towards weakening persistence of unemployment through such means as vocational training, employment agencies and relaxation of restriction. In addition, by introducing a time-varying-parameter model, this research easily captures the general direction and structural changes of the estimated coefficient over time without specifying the point in time of structural change by continuously altering the estimated coefficient; and second, this research identifies the need for heteroskedasticity in order to account for the shock caused by the financial crisis when examining Korea's unemployment rate data.

Keywords: Labor Flexibility, Persistence, Employment Flexibility,
GDP Gap