

경기동행과 후행 관계에서 실업률 변동성향의 추정

김태호¹ · 정재화²

¹충북대학교 정보통계학과, ²충북대학교 정보통계학과

(2011년 9월 1일 접수, 2011년 9월 26일 수정, 2011년 12월 14일 채택)

요약

통계청의 고용통계는 고용환경의 변화와 관련된 정보는 제공하지 않으며, 실업이 경기변동에 따라 변화하지만 함께 발표되는 월간산업동향과 관련된 분석은 제대로 이루어지지 않고 있다. 본 연구는 고용환경의 급변시 우리 사회의 주요 관심사인 실업 및 실망실업의 성향을 국내외 가격변수와 연계해 경기동행과 경기후행의 관계 안에서 통계적으로 분석하였다. 실망실업률은 일반 실업률에 비해 단기적 불균형에서 장기균형으로의 회복 속도가 빠르며, 특히 대부분 변수들의 변화에 상대적으로 민감하게 반응하는 것으로 추정되어 현실을 대변하는 의미있는 통계지표임을 시사한다.

주요어: 경기동행, 경기후행, 실망실업.

1. 서론

통계청에서 발표하는 고용통계는 경제활동인구와 실업자의 현황 및 예측을 통해 정부정책의 입안이나 평가 자료로 사용할 수 있지만 우리의 현실 환경과 직접 어떠한 관계에 있는가에 대해서는 알려주지 않는다. 실업률은 근본적으로 경제성장률에 따라 변화하며 특히 경제동향을 대변하는 경기변동과 직결된다. 우리나라의 노동시장에 급격한 변화를 초래한 시기는 외환위기 때로 대량 실업이 발생한 이후 줄곧 고 실업 상태가 계속되어 고용안정 문제가 큰 사회적 문제로 대두하게 되었다. 2-3%에서 머물던 실업률은 외환위기 이후 8.7%까지 급등하면서 경기변동에 즉각적 반응을 보였지만 실업과 경기동향에 관한 연구는 제대로 이루어지지 않고 있으며, 특히 통계청에서 함께 발표되는 월간산업동향과 연결시킨 분석은 거의 시도되지 않고 있다. 실업과 고용환경에 영향을 미치는 거시변수들 간 관계에 대한 연구는 모든 학문 분야를 통해 의외로 적으며, 따라서 실업과 경기동향에 관한 논문은 더욱 찾기가 힘들다.

경기는 일정한 주기를 가지고 확장과 수축을 반복하며 이러한 움직임은 경기순환을 통해 나타난다. 경기순환은 정부, 기업, 그리고 우리 일상생활까지 직접적으로 영향을 끼친다. 따라서 현재의 경기동향을 파악하고 향후 움직임을 예측해야 적절한 경기대응책과 투자계획을 수립할 수 있다. 경기 움직임을 정확히 파악할 수 있는 가장 대표적인 경기지표는 국내총생산(GDP)으로 일정기간 동안 생산된 재화와 서비스의 가치를 시장가격으로 평가하여 모두 합산한 종합적인 지표이기 때문에 경기의 흐름을 간단히 파악할 수 있다는 장점이 있다. 그러나 GDP는 분기별로 작성되는 데다 통계작성의 특성상 시차가 있어 현재 및 미래의 경기동향을 신속히 파악하는 데에는 한계가 있다. 보다 빠르고 정확하게 경기 움직임을 파악하기 위해 월별 단위로 발표되는 다른 경기지표가 필요하게 된다.

이 논문은 2011년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음.

¹교신저자: (361-763) 충북 청주시 흥덕구 성봉로 410, 충북대학교 정보통계학과, 교수.

E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

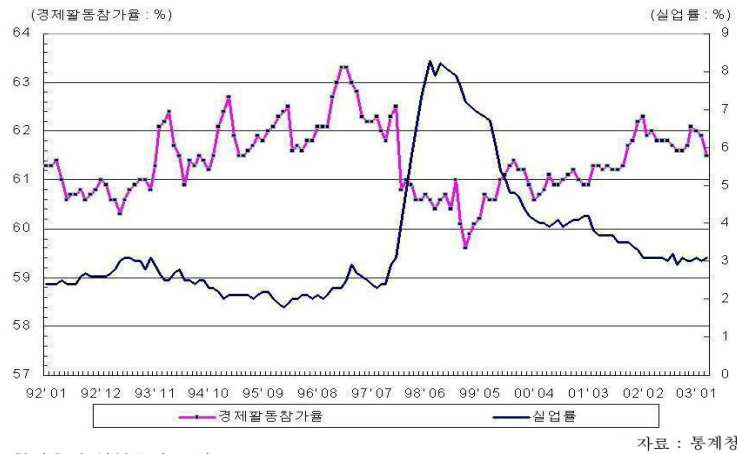


그림 2.1. 경제활동참가율과 실업률의 동향

자료 : 통계청

경기지표들은 분석대상 기간에 따라 크게 현재의 경기흐름을 반영하는 경기지표와 미래의 경기 움직임을 전망하는 경기지표로 나눌 수 있다. 현재의 경기동향을 파악할 수 있는 가장 대표적 경기지표는 동행종합지수이고, 미래의 경기 모습을 파악할 수 있는 대표적인 경기지표는 선행종합지수이다. 통계청의 월간산업동향에서 경기선행지수는 경기동향 예측에, 경기동행지수는 현재의 경기상황 파악에, 또 경기후행지수는 경기동향을 확인하는 데 이용된다. 본 연구에서는 경제환경과 고용여건의 급변으로 실업과 우리의 실생활에서 중요한 국내외 가격변수들이 어떠한 장단기 연관관계를 갖게 되는가 경기동행과 경기후행 간 관계의 틀 안에서 통계적으로 분석해 보고자 한다.

2. 경기적 실업

통계청에서는 15세 이상 인구 중 매월 15일이 속한 1주간 전혀 일을 하지 못했으나 항상 취업이 가능하며 적극적 구직활동을 했던 사람을 실업자로 정의한다. 외환위기 이후 정리해고제의 도입, 파견근로법 제정 등 법제 정비에 따라 불안전 취업이 급증하고, 임시직과 일용직 등 비정규직이 증가하면서 노동시장의 성격이 변함에 따라 통계청에서 조사하는 실업률 계산방식이 현실을 제대로 반영하지 못하게 되었다. 현행 실업률에 실망실업자와 임시직, 일용직 등 불안전 취업자를 반영한 광의의 실업률을 체감실업률이라 하며 노동시장의 행태를 반영하는 보조지표로 활용된다.

그림 2.1의 실업률과 경제활동참가율의 추이를 보면 외환위기 직후 국내경기의 침체로 실업률이 급등한 반면 경제활동참가율은 외환위기 이전에는 계절적 요인을 고려하여 증가세를 보이다가 이후에는 급격히 감소한 형태를 보인다. 경기가 회복되어 실업률이 급속히 하락하면서 2000년에는 4%에 이르렀으나 경제활동참가율은 1998년 이후 완만한 상승세를 유지하는 것으로 나타난다. 실업률이 크게 하락하는데 비해 경제활동참가율이 이에 맞는 증가세를 보이지 않는 현상은 실업자 중 많은 사람들이 구직을 포기하고 있다는 점을 시사한다.

경기적 실업은 경기가 호황, 후퇴, 불황 및 회복 중 특히 경기수축 국면에 총수요가 부족해 재고가 쌓이고 공장 가동률이 낮아지면서 발생하는 실업이다. 본 연구는 경기적 실업의 관점에서 경기변수 및 가격변수들 간에 어떠한 동적 연계성이 존재하는지 분석하며, 경기변수로 현 경기, 재고, 실업, 또 가격변수로 물가와 환율을 고려한다. 최경욱과 형남원 (2010)은 물가, 금리, 혹은 환율 같은 가격변수의 변동성과 국내경기와의 상호효과를 분석하였다. 통계청 발표 실업률이 외환위기 이후 실제의 체감실업률

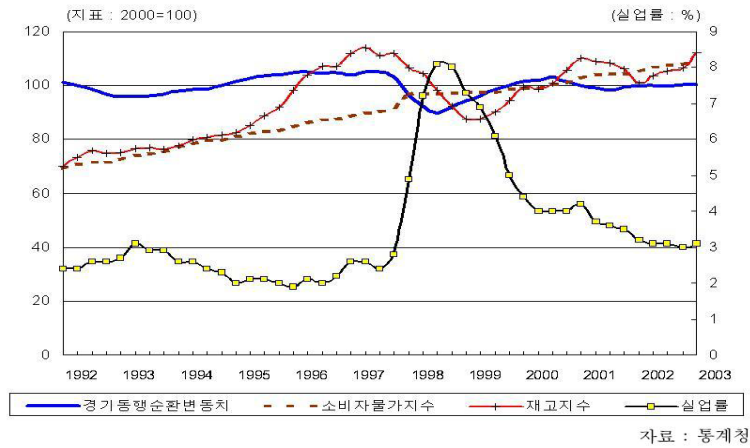


그림 3.1. 실업률과 국내 변수들의 추이

을 제대로 반영하지 못한다는 지적에 따라 이 기간 실직 장기화로 구직활동을 포기한 구직단념자가 포함된 실업률인 실망실업률을 함께 고려하여 분석한다. 연구기간은 노동시장의 변동이 가장 심했던 외환 위기를 전후로 거의 비슷한 기간을 잡으며, 따라서 국내 주식시장 개방으로 자본시장이 본격적으로 열린 1992년 초부터 2003년 중반까지의 월자료를 사용한다.

3. 관련 변수의 선정

경기가 활황을 보이면 경제가 확대되고 기업의 생산활동이 증가하면서 고용이 늘고 실업률은 하락하게 된다. 반대로 불황에는 기업의 생산활동이 위축되어 고용이 줄고 실업률이 상승하게 된다. 실업률과 물가 간에는 역의 관계가 있는 것으로 알려졌으나 물가 상승과 실업률 상승이 동시에 발생하는 스태그플레이션 현상으로 인해 두 변수 간 관계는 단정짓기 힘들다. 일반적으로 재고가 늘면 기업은 생산을 기피하게 되고 이는 노동수요를 감소시켜 실업률이 증가하게 되며, 재고가 줄면 실업률은 감소하게 된다. 환율은 해외의존도가 높은 우리나라에 중요한 변수로서 환율의 움직임에 따라 수출과 수입이 변화하고 경상수지가 이에 따라 변하므로 실업률이 등락하게 된다.

본 연구에서 현재의 경기동향을 나타내는 경기동행 변수로는 경기동행지수 순환변동치를, 또 경기후행을 나타내는 변수로는 월별 실업률과 생산제품재고지수를 사용한다. 물가 변수로는 월 소비자물가지수, 환율은 월평균 대미달러 환율, 그리고 실망실업률은 외환위기 이후 구직단념자를 포함한 월별 실업률이다. 그림 3.1은 국내 경제지표를 나타내는 경기동행지수 순환변동치, 소비자물가지수, 재고지수, 그리고 실업률의 추이를, 또 그림 3.2는 실업률과 해외지표인 환율의 추이를 보여준다.

전체 표본기간(기간 A)을 외환위기 이전(기간 B: 1992.1-1997.11)과 이후(기간 C: 1997.12-2003.6)로 나누어 분석을 실시한다. 실업률(X_1)은 계절조정 실업률을 사용하고, 실망실업률(X_2)의 통계청 자료는 1999년 11월부터 존재하므로 외환위기 이후인 1997년 12월부터 1999년 10월까지는 구직단념자를 추정하여 실업률을 아래와 같이 계산한다 (김범식, 2001).

$$\begin{aligned} \text{실망실업자} &= (62.0\% - \text{실제 경제활동참가율}) \times 15\text{세 이상 인구}, \\ \text{실망실업자 포함 실업률} &= \frac{\text{실업자} + \text{실망실업자}}{\text{경제활동참가인구}} \end{aligned}$$

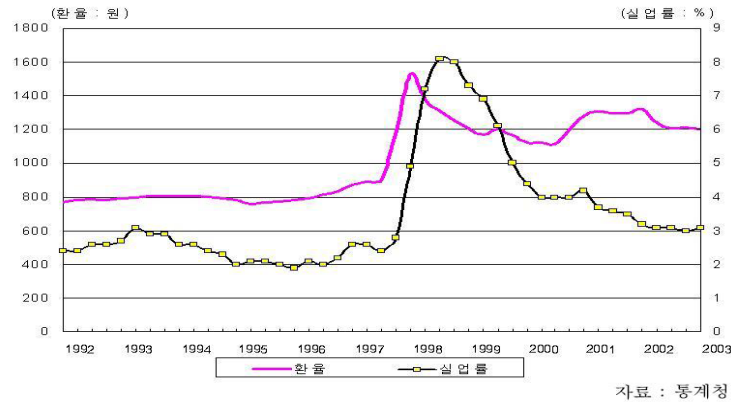


그림 3.2. 실업률과 환율의 추이

여기서 62.0%는 1995년~1997년의 경제활동참가를 평균이다. 또 경기동행지수 순환변동치(X_3), 소비자물가지수(X_4), 재고지수(X_5)는 모두 2000년을 100으로 하는 통계청 자료이며, 환율(X_6)은 한국은행의 월평균 대미 달러환율이다. 계절성이 있는 경우 계절변동 후 자료를 사용하였으며, 조정 후의 자료에 대수변환을 취하였다. Rothman (1998)은 미국 실업률의 적합도와 예측력을 비교하기 위한 모형에 실업률의 대수값에서 추세를 제거한 후 사용하였다. Enders (1988)는 가격과 환율 자료를 사용하여 미국의 주요 교역상대인 독일, 캐나다, 일본에 대한 실질환율을 구축하였으며, 고정환율기와 변동환율기의 두 기간으로 나누어 분석하였다.

4. 자료 검정

4.1. 일변량 검정

대부분의 경제·경영 시계열자료들은 정상성을 유지하지 못하는 것으로 알려져 있으므로 단위근 검정을 실시한다. 본 연구에서는 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정과 Phillips-Perron(P) 검정을 모두 적용시키되 상수항을 포함시킨 검정모형을 사용하며, ADF 검정모형의 적정 시차는 Akaike와 Schwarz 정보기준에 의해 결정한다. Δ 는 차분을 의미하며, 또 ***, **, *는 Mackinnon 기각치에 따라 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 뜻한다. 표 4.1은 각각 전체 기간, 외환위기 이전 또 이후의 단위근 검정결과이다.

ADF 검정 결과 경기동행지수는 전체 기간과 외환위기 이후 수준변수에도 정상성을 보이는 반면 외환위기 이전에는 반대로 차분변수에도 단위근이 존재하는 것으로 나타나며, 전반적으로 변동의 규모가 다른 변수들에 비해 상대적으로 크지 않음을 시사한다. 재고지수의 경우 외환위기 이후에 한해 차분변수에도 단위근이 존재하는 것으로 나타나지만 Phillips-Perron 검정에서는 모든 기간에 대해 수준변수들은 모두 단위근이 존재하지만 차분변수들은 모두 단위근이 존재하지 않는 통상적인 검정결과를 보이고 있다. 따라서 모든 변수들을 1차 적분변수로 간주한다. 차분 과정에서 수준변수에 내재된 장기적 속성을 무시함에 따른 시계열 정보의 손실을 해결하기 위해 공적분 검정을 실시한다.

4.2. 다변량 검정

Engle과 Granger (1987)의 검정법과 Johansen (1988, 1991)의 검정법이 일반적으로 사용되지만 Gonzalo (1994)는 여러 공적분벡터 추정법을 검토한 결과 최우추정법에 의한 Johansen 검정이 가장 우수

표 4.1. 단위근 검정

기간	변수	검정			
		시차	ADF 검정	P 검정	
기간 A	X_1	2	-1.7796	-1.4232	
	ΔX_1		-4.2190***	-8.0924***	
	X_3	4	-3.7357***	-1.9304	
	ΔX_3		-3.1187**	-4.1380***	
	X_4	2	-1.1444	-1.5063	
	ΔX_4		-7.2832***	-7.1045***	
	X_5	2	-1.5141	-1.6528	
	ΔX_5		-4.1968***	-8.5348***	
	X_6	1	-1.3959	-1.2480	
	ΔX_6		-7.4410***	-7.5731***	
	기간 B	X_1	0	-1.4768	-1.5149
		ΔX_1		-7.0610***	-6.9591***
X_3		4	-1.8142	-0.5772	
ΔX_3			-1.8465	-3.5841**	
X_4		2	-0.6890	-1.1302	
ΔX_4			-6.0247***	-5.5488***	
X_5		0	0.1124	0.0356	
ΔX_5			-7.4049***	-7.4110***	
X_6		1	-0.3204	-0.1284	
ΔX_6			-3.3420**	-4.7340***	
기간 C		X_1	2	-1.5239	-1.2068
		ΔX_1		-4.8590***	-5.3751***
	X_2	3	-1.5361	-0.9329	
	ΔX_2		-3.9768***	-8.1092***	
	X_3	5	-4.1644***	-1.7013	
	ΔX_3		-3.6957***	-3.8930***	
	X_4	4	2.2052	-0.2011	
	ΔX_4		-3.9484***	-6.4803***	
	X_5	2	-1.3703	-1.2280	
	ΔX_5		-1.9482	-5.4520***	
	X_6	4	-2.3209	-2.0127	
	ΔX_6		-3.3934*	-8.4103***	

하다는 이론 및 실증적 결과를 제시하였다. 그러나 이는 점근이론(asymptotic theory)에 의존하여 자료 기간이 충분할 때 분석한 결과이므로 본 연구에서처럼 자료 기간이 한정적인 경우에는 어느 방법이 더 우수한지 단정짓기 어렵다. 공적분 검정을 실시한 선행연구들과는 달리 본 연구에서는 두 방법을 모두 시행해 보기로 한다.

4.2.1. Engle-Granger 검정 Engle-Granger 검정법은 공적분 관계가 있다고 생각되는 변수들을 회귀시켜 공적분회귀식을 추정한 후 유도된 잔차항에 대해 단위근의 존재 여부를 검정한다. 본 연구에서는 Dickey-Fuller(DF) 통계량과 ADF 통계량을 사용하며, 기간별 검정결과는 표 4.2와 같다. 검정모형에서 독립변수는 실업률 이외의 모든 변수들이다. DF 검정에 의하면 전체기간과 외환위기 이전에는 변수들 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설이 성립되나 외환위기 이후에는 10% 유의수준에

표 4.2. Engle-Granger 공적분 검정

	종속변수	DF	ADF	시차
기간 A	X_1	-2.267	-1.275	4
기간 B	X_1	-3.043	-1.817	4
기간 C	X_1	-4.505*	-2.659	3
	X_2	-4.652*	-2.735	3

1) DF 검정통계량과 ADF 검정통계량의 임계치와 산출방법은 Engle과 Yoo (1987) 참조

2) 시차는 Akaike와 Schwarz 기준에 의거해 최소 시차 적용

표 4.3. λ_{max} 검정통계량과 trace 검정통계량의 차이점

	귀무가설	대립가설
λ_{max}	r 개의 공적분벡터가 존재한다.	$r + 1$ 개의 공적분벡터가 존재한다.
Trace	최대 r 개의 공적분벡터가 존재한다.	적어도 r 개의 공적분벡터가 존재한다.

서 귀무가설이 기각되어 공적분 관계가 있는 것으로 나타났다. 반면 ADF 검정은 모든 기간에 대해 변수들 간 공적분 관계가 성립하지 않는 것으로 추정되었다.

DF검정에서 발생하는 잔차항의 자기상관 관계 문제점에 비해 ADF 검정법은 DF 통계량보다 많은 동학을 포함하고 있어 1차 자기회귀의 경우 계수가 과대추정되지만 2차 이상의 고차인 경우는 적합한 통계량이므로 모든 기간에서 공적분 관계가 없는 것으로 간주한다. Engle-Granger 검정은 Johansen 다변량 공적분기법에 비해 다음과 같은 문제점이 존재한다고 할 수 있다. 첫째, Engle-Granger 검정은 낮은 검정력을 갖는다 (Hendry, 1986; Dolado 등, 1990). 둘째, 상대적으로 높은 임계치를 이용하기 때문에 공적분 관계를 갖지 않는다는 귀무가설의 기각이 용이하지 않다 (Engle과 Yoo, 1987). 셋째, 몇 개의 공적분 관계가 존재하는 가를 결정하지 못한다. 넷째, 어떤 변수가 좌변항에 위치하느냐에 따라 공적분 관계가 바뀔 수 있다 (Hung 등, 1993).

4.2.2. Johansen 검정 Johansen 검정은 모든 변수들을 연립방정식체계 내의 내생변수로 처리하고 여러 개의 공적분 관계식을 식별할 수 있는 검정법으로 최우추정법을 이용하기 때문에 효율적인 추정값을 제공한다. 공적분회귀식은 모형 내에 상수항이나 추세를 포함하면 Trace 검정통계량값이 상이하게 나타나므로 검정을 위해서는 먼저 이들의 포함 여부부터 검정해야 한다. 본 논문에서 적정 시차를 만족시키는 모형은 공적분회귀식에 상수항을 포함시키는 것으로 나타났으며 이 회귀식을 사용해 공적분 검정을 실시한다. Akaike와 Schwarz 정보기준을 적용한 결과 두 통계량의 값이 최소가 되는 시차는 전체 기간과 외환위기 이전은 4개월, 외환위기 이후는 3개월로 판명되었다. 검정통계량의 산출에 Maximum eigenvalue(λ_{max}) 통계량과 Trace 통계량이 이용되며 (Osterwald-Lenum, 1992), 두 검정의 차이는 표 4.3과 같이 요약, 정리할 수 있다 (Enders, 2010).

Cheung과 Lai (1993)는 몬테카를로 시뮬레이션을 통해 공적분벡터의 수에 대한 검정에는 λ_{max} 통계량보다는 Trace 통계량이 더 적합함을 밝힌 바 있다. 본 연구에서는 Trace 통계량을 사용하며 검정결과는 표 4.4와 같다. 표 4.4에 의하면 모든 기간에 대해 유의수준 5%에서 두 개의 공적분 관계가 존재하는 것으로 검정된다.

5. 추정

전체기간에 대한 공적분벡터의 추정결과는 표 5.1과 같다. 공적분벡터가 두 개 이상 존재할 경우 장기 균형식의 식별에 논란이 있을 수 있으나 Johansen과 Juselius (1990)에 따라 특성값이 가장 큰 첫 공적

표 4.4. Johansen 공적분 검정

기간(k)	귀무가설	eigenvalue	Trace 통계량	5% 임계치	1% 임계치
변수 : $X_1 X_3 X_4 X_5 X_6$					
기간 A (4)	$r = 0$	0.2801	104.8700**	68.52	76.07
	$r \leq 1$	0.2484	62.1405**	47.21	54.46
	$r \leq 2$	0.1163	25.0135	29.68	35.65
	$r \leq 3$	0.0663	8.9380	15.41	20.04
변수: $X_1 X_3 X_4 X_5 X_6$					
기간 B (4)	$r = 0$	0.4294	90.4146**	68.52	76.07
	$r \leq 1$	0.2944	53.3824*	47.21	54.46
	$r \leq 2$	0.2685	30.3663*	29.68	35.65
	$r \leq 3$	0.1240	9.7269	15.41	20.04
변수: $X_1 X_3 X_4 X_5 X_6$					
기간 C (3)	$r = 0$	0.5762	117.0148**	68.52	76.07
	$r \leq 1$	0.4838	65.5016**	47.21	54.46
	$r \leq 2$	0.2555	25.8256	29.68	35.65
	$r \leq 3$	0.1112	8.1245	15.41	20.04
변수: $X_2 X_3 X_4 X_5 X_6$					
기간 C (3)	$r = 0$	0.5108	96.3263**	68.52	76.07
	$r \leq 1$	0.3874	53.4309*	47.21	54.46
	$r \leq 2$	0.2442	24.0281	29.68	35.65
	$r \leq 3$	0.1006	7.2315	15.41	20.04

주: k는 시차를 의미함.

표 5.1. 기간 A 추정

추정계수					
	X_1	X_3	X_4	X_5	X_6
1	-0.2435	-4.8575	-2.7726	1.8350	1.1781
2	0.2993	-3.9226	3.3696	0.0111	-2.6732
장기균형					
$X_1 = -76.5605 - 19.9499X_3 - 11.3872X_4 + 7.5361X_5 + 4.8386X_6$ (-6.9731) (-4.0417) (2.6794) (1.6398)					
오차수정항의 계수: 0.0423 (2.1757)					

분벡터를 정규화하여 장기균형식을 도출하였다. 변수들 간 장기적 관계를 검토하면 현 경기가 향상되거나 물가가 상승하면 실업률은 하락하지만 재고가 누적되면 실업률은 상승하는 것으로 추정된다. 환율이 상승하면 실업률도 상승하는 것으로 나타나지만 환율계수는 5% 수준에서 유의하지 않다. 오차수정항의 계수는 통계적으로 유의하며 (Ericsson과 MacKinnon, 2002), 현재의 단기 불균형이 균형값 보다 낮아 오차항의 상향 조정과정을 통해 장기균형으로 서서히 접근함을 보여준다.

표 5.2는 외환위기 이전 기간 공적분벡터의 추정결과이다. 변수들 간 장기적 관계는 전체기간 때와 비슷한 성향을 보이지만 재고지수가 통계적으로 유의하지 않게 나타난다. 오차수정항의 계수는 불균형 오차가 서서히 장기균형으로 하향 조정되어 가는 것으로 추정되어 공적분 관계의 존재를 확인시켜 준다. 표 5.3은 외환위기 이후 실업률과 실망실업률의 장기균형관계에 대해 각각 추정한 결과를 요약한다. 장기균형모형의 모든 계수들이 통계적으로 유의한 것으로 나타나 모든 거시변수들이 실업률의 변동에 장기적으로 일관된 영향을 미치는 중요한 설명변수임을 알 수 있다. 외환위기 이후 불균형이 해소되는 속도

표 5.2. 기간 B 추정

추정계수					
	X_1	X_3	X_4	X_5	X_6
1	-1.1501	-14.7569	-16.6616	4.9142	6.3484
2	0.0925	-24.7407	-16.1387	-3.8779	18.5696
장기균형					
$X_1 = -81.8417 - 12.8310X_3 - 14.4872X_4 + 4.2728X_5 + 5.5199X_6$					
(-6.0607) (-7.8161) (1.2790) (4.5712)					
오차수정항의 계수: -0.0416 (-3.5081)					

표 5.3. 기간 C 추정

추정계수					
	X_1	X_3	X_4	X_5	X_6
1	-0.446329	-2.314722	-6.266750	2.473765	6.348356
2	-3.752217	-25.252450	-17.14013	-1.863633	18.56958
장기균형					
$X_1 = -23.3186 - 5.18614X_3 - 14.0407X_4 + 5.5425X_5 + 14.2235X_6$					
(-2.4367) (-9.5476) (5.9426) (6.2402)					
오차수정항의 계수: 0.1049 (3.5104)					
추정계수					
	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6
1	-0.429517	-2.544715	-6.991459	3.177179	1.671927
2	-2.743103	-19.132190	-14.375250	-4.159613	0.881959
장기균형					
$X_2 = -42.2925 - 5.9246X_3 - 16.2775X_4 + 7.3971X_5 + 3.8926X_6$					
(-2.6693) (-9.4231) (7.3960) (3.5462)					
오차수정항의 계수: -0.2820 (-4.8629)					

가 빨라졌으며, 실업률의 불균형오차는 이전에 비해 두 배 이상 빠르게 장기균형으로 상향 조정되어 가는데 반해 실망실업률의 불균형오차는 또 그 세 배 가까운 속도로 장기균형으로 하향 조정되어 가는 것으로 추정되어 4개월 이내에 장기균형이 회복되는 것으로 분석된다.

변수들 간 장기적 균형관계의 근본 성질은 모든 기간에 걸쳐 일관성을 보여 모형 설정의 타당함을 입증하며, Johansen 검정이 Engle-Granger 검정보다 더 많은 정보를 제공함을 알 수 있다. 각 변수의 변화에 실업률이 보이는 반응은 외환위기 이전과 이후 그 성향이 다르다. 외환위기 이후 재고가 누적되면 실업률은 상대적으로 더 상승하며, 특히 현재의 경기동향에 실업률이 보이는 장기적 반응은 크게 둔화된 것으로 나타나 실업이 경기변동에 예전과 같은 반응을 보이지 못하는 현실을 반영한다. 대부분의 거시 변수들의 변화에 대해 실망실업률이 장기적으로 더 큰 반응을 보이는 것으로 추정되어 일반 실업률보다 더 현실적이고 의미있는 실업의 척도임을 시사한다.

6. 결론

본 연구는 국내 경제·경영환경에 구조적 변화를 가져온 외환위기 전후 큰 사회적 문제로 대두된 실업을 우리의 현실상황에 중요한 영향을 미치는 경기변수 및 가격변수와 연계해 이들 간 단기적 적응과정 및 장기적 균형관계의 특징을 추적해 보았다. 또한 기존의 실업률이 외환위기 이후 제감실업을 반영하지

못하는 한계를 극복하기 위해 구직단념자를 포함한 실망실업률을 사용하여 같은 방법으로 비교, 분석하였다. 실업률은 일관되게 현 경기 및 물가와는 반대 방향으로, 또 재고 및 환율과는 같은 방향으로 장기적 움직임을 보이며, 불균형 오차는 외환위기 이후 두 배 이상 빠르게 제거되지만 특히 실망실업률의 조정속도는 더욱 빨라 4개월 이내에 장기균형이 회복되는 것으로 추정되었다. 실망실업률은 환율을 제외한 거시변수들의 변화에 일반 실업률보다 상대적으로 민감하게 반응하는 것으로 나타나 현실을 잘 대변함과 동시에 정부의 고용안정 대책에 우선적으로 고려해야 할 의미있는 지표임을 시사한다.

참고문헌

- 김범식 (2001). 최근 노동시장의 형태변화와 체감실업률, <삼성경제연구소>, Issue paper.
- 최경욱, 형남원 (2010). 가격변수 불확실성과 경기변동 간의 관계, <경제분석>, **16**, 1-41.
- Cheung, Y. W. and Lai, K. S. (1993). Long-run purchasing power parity during the recent float, *Journal of International Economics*, **34**, 181-192.
- Dolado, J., Jenkins, T. and Sosvilla-Rivero, S. (1990). Cointegration: A survey of recent developments, *Journal of Economic Surveys*, **4**, 249-273.
- Enders, W. (1988). ARIMA and cointegration tests of PPP under fixed and flexible exchange rate regimes, *Review of Economics and Statistics*, **70**, 504-508.
- Enders, W. (2010). *Applied Econometric Time Series*, 3rd edition, Wiley.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, **55**, 251-276.
- Engle, R. F. and Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems, *Journal of Econometrics*, **36**, 143-159.
- Ericsson, N. and MacKinnon, J. G. (2002). Distributions of error correction tests for cointegration, *Econometrics Journal*, **5**, 285-318.
- Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships, *Journal of Econometrics*, **60**, 203-233.
- Hendry, D. F. (1986). Econometric modelling with cointegrated variables: An overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 201-212.
- Hung, W., Kim, Y. and Ohno, K. (1993). Pricing exports: A cross-country study, *Journal of International Money and Finance*, **12**, 3-28.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, **12**, 231-245.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, **59**, 1551-1580.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on Cointegration with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **51**, 169-209.
- Osterwald-Lenum, M. (1992). A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **54**, 461-471.
- Rothman, P. (1998). Forecasting asymmetric unemployment rates, *Review of Economics and Statistics*, **80**, 164-168.

Estimations for Unemployment Rate Variations in Business Coincident and Lagging Framework

Tae Ho Kim¹ · Jae Hwa Jung²

¹Department of Information Statistics, Chungbuk National University

²Department of Information Statistics, Chungbuk National University

(Received September 1, 2011; Revised September 26, 2011; Accepted December 14, 2011)

Abstract

Published employment statistics do not provide enough information about the relationship of unemployment and economic and business conditions. This study investigates long-run equilibrium relations and short-run adjustment process of unemployment and discouraged unemployment with major price variables in the business coincident and lagging framework. Speed of adjustment from short-run disequilibrium to long-run equilibrium is found to be relatively faster for discouraged unemployment that appears more responsive to changes in most of explanatory variables. Discouraged unemployment is found to reflect reality and suggested to be a more meaningful statistical index.

Keywords: Coincident composite index, lagging composite index, discouraged unemployment.

This work was supported by the research grant of Chungbuk National University in 2011.

¹Corresponding author: Professor, Department of Information Statistics, Chungbuk National University, 410 Seongbong-Ro, Heungduk-Gu, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr