

경기변동과 임시일용직 고용*

황선웅**

본 연구는 1980년 이후의 분기별 자료를 이용하여 우리나라 상용직과 임시일용직의 순환변동 행태에 관한 실증적 분석을 수행한다. 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 임시일용직 순환은 상용직 순환보다 변동폭이 크다. 둘째, 임시일용직 순환은 실질 GDP를 1분기 선행하지만 상용직 순환은 실질 GDP에 2분기 후행한다. 셋째, 임시일용직의 경우에는 저점이 정점보다 평균으로부터 더 멀리 떨어진 진폭의 비대칭성이 관찰되지만 조정 속도는 대칭적이다. 상용직의 경우에는 진폭은 대칭적이지만 수축이 확장보다 빠르게 진행된다. 넷째, 임시일용직 순환은 시간가역적인 반면, 상용직 순환은 시간비가역적이다. 이와 같은 결과는 우리나라에서 고용조정이 종사상 지위 간에 매우 이질적인 양상으로 진행되고 있음을 보여준다.

핵심용어 : 임시일용직, 상용직, 비대칭성, 시간(비)가역성, 조정비용

I. 서론

우리나라의 임시일용직 비율은 1982년 32.1%에서 2007년 45.9%로 급속히

논문접수일: 2008년 11월 14일, 심사의뢰일: 2008년 11월 24일, 심사완료일: 2009년 3월 22일

* 본 연구는 한국노동연구원의 2008년 외부연구지원사업의 일환으로 수행되었다. 유익한 의견을 주신 심사자들에게 감사드린다.

** 연세대 경제학부 BK21사업단 박사후 연구원(ilyich@hanmail.net)

증가했다.1) 이와 함께 그러한 변화의 원인과 사회경제적 효과에 대한 관심도 크게 증대되었다.2) 하지만, 상용직과 임시일용직 고용의 순환변동(cycle) 행태에 초점을 맞춘 연구는 아직까지 매우 부족한 상황이다. 이 글의 목적은 이들 두 고용형태의 순환변동 특징에 관한 실증적 근거를 제시함으로써 노동시장의 이질적 동학에 대한 이해를 넓히는 데 있다.

이 글에서 분석하는 자료는 통계청 「경제활동인구조사」상의 상용직과 임시일용직이다. 그에 따르면 상용직(regular worker)은 고용계약 기간이 1년 이상이거나 특별한 계약 기간을 정하지 않고 계속 근무가 가능한 노동자로 정의된다. 임시직(temporary worker)은 고용계약 기간이 1년 미만 1개월 이상인 노동자로, 일용직(daily worker)은 고용계약 기간이 1개월 미만인 노동자로 정의된다. 표본 기간은 1980년 1분기부터 2008년 2분기까지의 기간을 고려한다.

이 글에서 검토하는 고용순환의 특징은 변동성, 시차구조, 비대칭성, 시간가역성이다. 이를 위하여 우선, Christiano & Fitzgerald(2003)의 일반화 광역대역 필터(generalized band-pass filter)를 이용하여 임시일용직 고용과 상용직 고용의 순환요인을 추출한 후, 두 고용순환의 변동성과 시차구조에서 나타나는 특징을 검토한다. 다음으로, Randles et al.(1980)이 제안한 트리플 검정(triple test)을 이용하여 진폭 및 조정 속도의 비대칭성을 분석한다. 끝으로, 두 고용형태의 전년동기 대비 증가율 자료를 대상으로 Ramsey & Rothman(1996)의 시간가역성 검정을 수행하여 각각의 고용순환에서 관찰된 비대칭성이 어떠한 유형에 속하는지를 살펴본다.

이와 같은 분석 기법들은 경기변동 실증 분야에서 자주 이용되는 것들이다. 고용총량과 실업률의 순환변동에서 앞서 언급한 특성들이 나타나는지를 분석한 연구도 많다(Neşçi, 1984; Sichel, 1993; Ramsey & Rothman, 1996). 하지만, 아직까지 상술한 기법을 적용하여 상용직과 임시일용직의 비대칭적 순환변동 행태를 비교·분석한 연구는 국내뿐 아니라 외국의 경우에도 찾기가 어려운 실정이다. 임시일용직은 확장기와 수축기에 동일한 속도로 조정되는가? 임시일

1) 통계청, 「경제활동인구조사」 기준.

2) 임시일용직과 상용직 동학의 구조변화에 관한 실증연구로는 황선웅(2007)을 참조하라. 임시일용직의 증가 원인에 관한 연구로는 김용성(2008)을 참조하라. 임시일용직 증가의 사회경제적 효과에 대해서는 황선웅(2009)을 참조하라.

용직의 비대칭적 조정 양상을 상용직의 경우와 비교하면 어떠한 차이가 관찰되는가? 이 글의 실증분석 결과는 이와 같은 의문에 대한 답을 제공할 수 있을 것이다.

설명의 편의상 이 글의 구성은 주제별 전개 방식을 따른다. 제II장에서는 종사상 지위별 고용순환의 변동성과 시차구조의 문제를 검토한다. 제III장에서는 진폭 및 조정 속도의 비대칭성에 관한 선행 논의를 정리하고 본 연구의 분석 결과를 제시한다. 제IV장에서는 시간가역성의 의미를 설명하고 분석 결과를 제시한다. 제V장에서는 결론을 제시한다.

II. 변동성과 시차구조

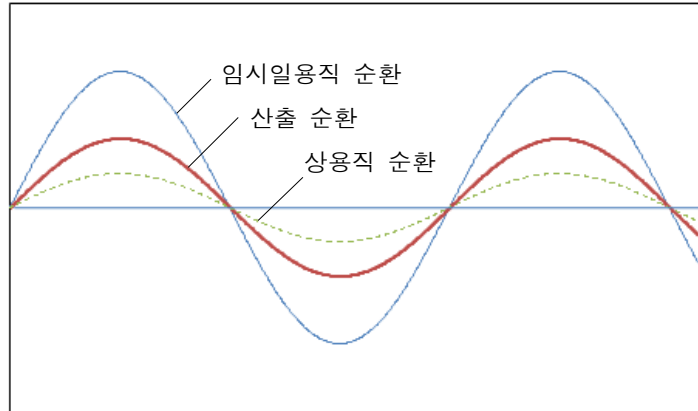
1. 선행 논의 개관

가. 변동성

Doeringer & Piore(1971)의 연구를 필두로 그동안 많은 경제학자들은 어떻게 하나의 기업 내에 상이한 형태의 고용계약이 공존할 수 있는지를 설명하기 위해 노력해 왔다. Atkinson(1984)은 그와 같은 노동시장의 이중구조가 유연성 확보를 위한 기업의 두 가지 전략과 긴밀한 연관이 있다고 설명한다. 그에 따르면, 기업은 노동력 구성을 핵심(core)과 주변(periphery)으로 이원화하고 전자에게는 기능적 유연성(functional flexibility)을, 후자에게는 수량적 유연성(numerical flexibility)을 추구한다.³⁾ 핵심 노동력은 남성, 상용직, 전일제 노동자로 구성된다. 이들에게는 숙련향상과 다기능화를 위한 조건으로 안정적인 고용관계가 보장된다. 주변부 노동력은 여성, 임시일용직, 시간제근로 등으로 구성되며, 이들은 주로 수량적 유연성을 확보하기 위한 완충 수단으로 이용된다. 따라서 이러한 핵심-주변 모형의 설명에 의하면, 상용직 고용의 변동폭은 산출

3) 기능적 유연성은 조직 개편과 인력재배치 등의 방법으로 주어진 인력을 탄력적으로 운용하는 능력을 나타내며, 수량적 유연성은 산출 변화에 따라 노동투입 총량을 신속하게 조정하는 능력을 나타낸다.

(그림 1) 핵심-주변 모형의 고용순환 패턴



변동폭보다 작고 임시일용직 고용의 변동폭은 산출 변동폭을 상회하는 양상이 관찰되어야 한다. [그림 1]은 그와 같은 핵심-주변 모형의 고용순환 패턴을 보여 준다.

물론, 고용형태별 변동성의 차이를 설명하기 위해 핵심-주변 모형에만 의존해야 하는 것은 아니다. 사실 더 많은 연구자들은 고용형태별 조정비용의 차이에 주목하고 있다. 채용과 해고에는 비용이 수반된다. 채용비용의 예로는 구인광고비용, 선별비용, 훈련비용 등을 들 수 있다. 해고비용에는 계약해지 비용(severance payment), 의무 대기기간(mandatory waiting period) 동안의 임금 지급, 이직지원 비용 등이 포함된다. 또한, 고용조정은 이와 같은 명시적·외부적 비용뿐만 아니라 산출량과 효율성의 감소라는 암묵적·내부적 비용도 발생시킨다(Treadway, 1971).

이와 같은 조정비용을 고려하면 생산물에 대한 수요가 (일시적으로) 변화하더라도 기업들이 고용조정에 소극적인 모습을 보일 수 있다. 고용조정에 따른 비용절감 효과보다 추가적으로 발생하는 비용 부담이 더 클 수도 있기 때문이다. 상용직의 조정은 법적·제도적 제약으로 인해 임시일용직의 경우보다 더 많은 비용을 수반한다(Bentolila & Saint-Paul, 1992; Goux et al., 2001; Abowd & Kramarz, 2003; Alonso-Borrego et al., 2005). 따라서 이와 같은 조정비용 모형에서도 상용직 고용보다 임시일용직 고용이 더 큰 폭으로 조정될 가능성이 높다.

임시일용직이 상용직보다 산출 변화에 더욱 민감하게 반응한다는 연구 결과는 비교적 많은 편이다. 예컨대, Bentolila & Saint-Paul(1992)은 스페인에서 신축적 고용계약의 도입이 산출 변화에 대한 고용 총량의 반응을 증대시켰다는 이론적·실증적 연구 결과를 제시하고 있다. Jin et al.(2007)은 미국의 도시패널자료를 분석하여 임시직 고용증가율의 표준편차가 상용직 고용증가율의 표준편차를 10배 가량 상회한다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 황선웅(2007)은 우리나라에서도 산출 교란에 대한 임시일용직의 조정이 상용직 조정보다 훨씬 더 큰 폭으로 이루어졌으며 그와 같은 경향이 1980년대 중반을 지나면서 전보다 심화되었다는 실증 결과를 제시하고 있다.⁴⁾

나. 시차구조

[그림 1]을 보면 산출량과 상용직 고용, 임시일용직 고용이 모두 같은 시점에 조정되는 것으로 묘사되어 있다. 하지만, 현실에서는 이들 세 변수의 전환점(turning point)이 일치하지 않을 가능성이 높다.

Segal & Sullivan(1995)은 미국의 CES 자료를 분석하여 임시직 파견업종(temporary help industry)의 고용증가율이 전산업 고용증가율을 1-2분기 정도 선행한다는 실증 결과를 제시하고 있다. Jin et al.(2007) 또한 미국의 BLS 자료를 분석하여 임시직 파견업종의 고용증가율이 전산업 고용증가율을 4.5개월 선행한다는 실증 결과를 제시하고 있다.

Jin et al.(2007)은 임시직 고용과 상용직 고용의 조정 시차에 영향을 미치는 요인으로서 조정비용의 차이와 생산물 수요 교란의 지속성에 대한 불확실성을 강조하고 있다. 즉 상용직 고용의 조정비용이 임시직 고용의 조정비용을 상회하는 상황에서 생산물 수요 교란의 지속성이 불확실하면 기업들이 일단은 임시직을 중심으로 고용을 조정하다가 경제상황에 대한 확신을 갖게 되면 그제야 비로소 상용직 고용도 조정하기 시작한다는 것이다. Jin et al.(2007)은 일시적

4) 윤윤규(2007)는 1997~2004년 동안의 기업패널 자료를 이용하여 남성보다는 여성의 고용이, 중고령층보다는 청년층의 고용이 매출액 변동에 더욱 민감하게 반응한다는 실증 결과를 제시하고 있다. 여성과 청년층의 임시일용직 비율이 남성과 중장년층의 경우보다 더 높기 때문에 이는 본 연구와 어느 정도 관련을 갖지만, 직접적인 비교는 불가능하다.

수요 교란의 분산이 증대될수록 고용형태간 조정 시차가 확대된다는 실증 결과를 제시하여 이와 같은 주장을 뒷받침했다.

2. 분석 결과

<표 1>은 종사상 지위별 고용순환의 변동성에 대한 분석 결과를 보여준다. 변동성은 표준편차로 측정하였다. 괄호 안의 수치는 각 고용순환의 표준편차를 실질 GDP 순환의 표준편차로 나눈 값이다.⁵⁾ 순환요인은 Christiano & Fitzgerald (2003)의 일반화 광역대역 필터(generalized band-pass filter)를 이용하여 추출하였다. 광역대역 필터는 경제시계열의 움직임을 구성하는 다양한 순환 성분 중에서 순환 주기가 일정한 범위(band)에 속하는 성분들은 허용(pass)하고 그 외의 범위에 속하는 성분들은 제거(filtering out)함으로써 실제 경기변동의 주기에 해당하는 순환 성분만을 추출하는 방법이다.⁶⁾ 이 글에서는 순환 주기의 하한과 상한을 6분기와 21분기로, 이동평균 시차를 12분기로 설정하였다.

<표 1>에서 ‘전기간’은 전체 표본자료를 이용한 결과를, ‘외환위기 제외’는 1996년 1분기부터 2000년 3분기까지의 자료를 제외시킨 결과를 나타낸다.

<표 1> 종사상 지위별 고용순환의 변동성

	전기간			외환위기 제외		
	임금 근로자	임시 일용직	상용직	임금 근로자	임시 일용직	상용직
표준편차 (산출대비)	1.65 (1.00)	3.28 (2.00)	2.20 (1.34)	1.30 (1.18)	3.11 (2.82)	2.17 (1.97)

주: 이 표의 수치는 고용형태별 순환요인들의 표준편차를 나타낸다. 괄호 안의 수치는 그것을 실질 GDP의 표준편차로 나눈 값임.

5) 실질 GDP 순환의 표준편차는 전기간의 경우에는 1.65, 외환위기 기간을 제외할 경우에는 1.10으로 계산되었다.

6) 따라서 이 기법에 의하면 추세적 성분뿐만 아니라 계절 요인 및 불규칙 요인과 같은 단기적 성분도 제거된다. 익명의 심사자가 지적한 대로 임시일용직의 경우에는 계절적 요인의 중요성이 상당히 클 것으로 예상된다. 하지만, 이 글의 목적은 경기변동 주기에서 나타나는 고용순환의 특징을 분석하는 것이기 때문에 계절적 요인의 효과는 별도로 분석하지 않는다.

〈표 2〉 실질 GDP와의 교차상관계수

시차(j)	전기간			외환위기 제외		
	임금 근로자	임시 일용직	상용직	임금 근로자	임시 일용직	상용직
-8분기	-0.51	-0.22	-0.41	-0.62	-0.12	-0.54
-4분기	-0.17	0.01	-0.30	0.17	0.19	-0.11
-3분기	0.17	0.24	-0.12	0.42	0.32	0.02
-2분기	0.53	0.47	0.08	0.66	0.44	0.15
-1분기	0.81	0.62	0.29	0.82	0.50	0.27
0분기	0.92	0.62	0.47	0.85	0.45	0.41
1분기	0.82	0.43	0.58	0.74	0.28	0.51
2분기	0.54	0.12	0.62	0.51	0.03	0.56
3분기	0.17	-0.24	0.57	0.24	-0.24	0.56
4분기	-0.18	-0.50	0.43	-0.04	-0.44	0.47
8분기	-0.50	-0.16	-0.48	-0.67	-0.21	-0.42
비 고	동행	1분기 선행	2분기 후행	동행	1분기 선행	2분기 후행

주: 이 표의 수치는 $t+j$ 시점 고용순환과 t 시점 산출순환 간의 교차상관계수를 나타냄.
 음영은 교차상관계수가 최대가 되는 경우를 나타냄.

통계청의 기준순환일에 따르면 1996년 1분기와 2000년 3분기는 제6순환기와 제7순환기의 정점에 해당한다. 이 기간 동안 우리나라의 고용은 급격한 하락과 상승을 연이어 경험하였다. 따라서 해당 기간 동안의 자료를 제외하여 분석 결과의 강건성을 검토하였다.

우선, 전기간을 대상으로 계산한 표준편차를 보면, 임시일용직이 3.28%, 상용직이 2.2%로서 임시일용직의 변동성이 상용직의 변동성을 1.5배 정도 상회하는 것으로 나타났다. 이는 핵심-주변 모형과 조정비용 모형의 가설에 부합하는 결과이다. 흥미로운 점은 전체 임금근로자의 순환변동이 개별 고용형태의 순환변동보다 진폭이 작았다는 것이다. 이는 상용직 조정과 임시일용직 조정이 어느 정도 시차를 두고 진행될 때에만 나타날 수 있는 현상이다. 한 가지 더 주목할 만한 결과는 상용직 순환의 변동성이 비록 임시일용직의 경우보다는 작았지만 산출순환의 경우보다는 큰 값으로 추정되었다는 것이다. 이는 핵심-주변 모형의 설명과 어긋나는 것으로서, 우리나라의 경우에는 상용직 또한 생산물시장의 변화로부터 충분히 보호되고 있지 못함을 시사한다. 끝으로, 이상의 모든 결과는 외환위기 기간을 분석 대상에서 제외하더라도 크게 달라지지 않았다.

<표 2>는 종사상 지위별 고용순환의 시차구조에 대한 분석 결과를 보여준다. 이 표의 수치는 $t+j$ 시점 고용순환과 t 시점 산출순환 간의 교차상관계수(cross correlation coefficient)를 나타낸다. 음영은 그와 같은 교차상관계수가 최대가 되는 경우를 나타낸다.

추정 결과, 임시일용직과 상용직, 전체 임금근로자 모두 경기순응적인 특징을 갖는 것으로 나타났다. 하지만, 시차구조 면에서는 세 변수 간에 상당한 차이가 있었다. 구체적으로, 임시일용직은 산출을 1분기 선행하는 반면, 상용직은 그에 2분기 후행하고, 전체 임금근로자는 산출과 동행하는 것으로 나타났다.⁷⁾ 이와 같은 고용형태별 시차구조는 Segal & Sullivan(1995)과 Jin et al.(2007)이 밝힌 미국의 경험과 유사하다. 따라서 Jin et al.(2007)의 해석을 적용하면, 우리나라의 경우에도 기업들이 일단은 임시일용직에 의존해 생산물 수요 변동에 대응하다가 시간이 지나서 경제상황에 대한 확신을 갖게 되면 그제야 비로소 상용직을 조정해 왔다고 판단할 수 있다.

[그림 2]는 그동안 경기 정점과 경기 저점을 전후하여 임시일용직과 상용직의 순환요인이 평균적으로 어떻게 변화해 왔는지를 보여준다.⁸⁾ 이 그림에서도 임시일용직이 상용직보다 변동성이 크다는 점이 잘 나타나고 있다. 고용형태별 시차구조도 앞서 살펴본 내용과 일치한다. 한편, 이 그림에서도 외환위기 기간의 특수성이 어느 정도 관찰되기는 하지만 그로 인해 결론이 달라질 정도는 아니다.

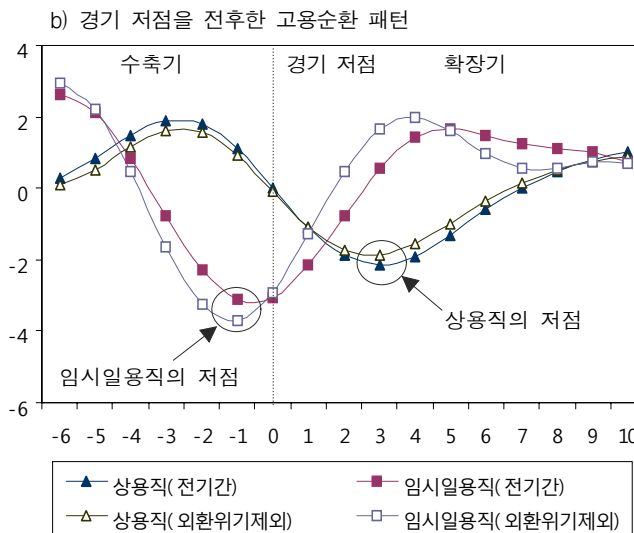
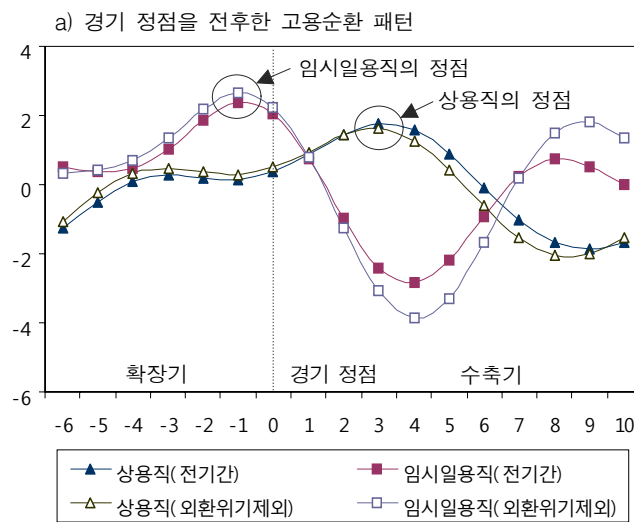
한 가지 더 눈에 띄는 특징은 진폭과 조정 속도에 대한 것이다. 우선 임시일용직의 경우에는 b) 그림의 저점이 a) 그림의 정점보다 평균(0)으로부터 더 멀리 떨어져 있지만, b) 그림의 저점 이후 상승 속도와 a) 그림의 정점 이후 하강 속도 간에는 큰 차이가 없는 것으로 보인다. 반면, 상용직의 경우에는 b) 그림의 저점 이후 상승 속도가 a) 그림의 정점 이후 하강 속도에 못 미치는 것으로 보인다. 대신, 이 경우에는 b) 그림의 평균에서 저점까지의 거리와 a) 그림의 평균

7) 전체 임금근로자의 순환변동이 산출변동과 동행한다는 결과는 기존의 국내 연구 결과들과 일치한다. 이는 고용변동이 산출변동에 1분기 정도 후행하는 미국의 경험과 대조된다. 자세한 내용은 조하현·황선웅(2008)을 참조하라.

8) 그림의 실선은 경기 정점 또는 경기 저점을 t 시점으로 정의하고 $t+j$ ($j = -6, \dots, 10$) 시점의 임시일용직 순환과 상용직 순환을 계산한 후 이를 1980년 이후 7번의 소순환에 대하여 단순평균한 값을 나타낸다.

에서 정점까지의 거리 간에 큰 차이가 없는 것으로 보인다. 이와 같은 특징은 통계적으로도 유의한가? 그렇다면 그것은 무엇을 의미하는가? 이 같은 의문을 풀기 위해 이제 고용순환의 비대칭성에 관한 다음 논의로 넘어가자.

[그림 2] 경기 전환점을 전후한 고용순환 패턴



Ⅲ. 비대칭성

1. 선행 논의 개관

앞서 제시한 [그림 1]은 고용조정 과정의 대칭적인 형태로 묘사하고 있다. 여기서 대칭적(symmetric)이라는 말은 평균을 중심으로 보면 윗부분과 아랫부분의 모습이 같고, 경기 전환점을 기준으로 보면 오른쪽과 왼쪽의 모습이 마치 거울에 비친 상과 같음을 의미한다.

하지만, 고용총량의 움직임에 관한 선행 연구 결과들에 의하면 임시일용직과 상용직 고용 모두 것처럼 대칭적인 형태로 조정될 가능성은 낮아 보인다. 고용총량과 실업률 순환의 비대칭성을 지지하는 실증연구 결과는 매우 많다(예를 들어, Nefçi, 1984; Sichel, 1993; Pfann, 2001; McKay & Reis, 2008). 이들이 고용순환의 특징에 대해 공통적으로 강조하는 바는 첫째, 저점이 정점보다 평균으로부터 더 멀리 떨어져 있고(deep), 둘째, 수축이 확장보다 더 빠르게 진행된다(steeper)는 것이다. 우리나라의 경우에도 김치호(1999)와 조하현·황선웅(2008)이, 비록 통계적으로 유의한 수준은 아니지만, 취업자수와 실업률의 순환요인에서 진폭 및 조정 속도의 비대칭성이 관찰된다는 실증적 근거를 제시하고 있다.

고용조정이 비대칭적인 형태로 진행되는 이유에 대해서도 다양한 설명이 제시되어 있다. 이 글에서는 그 중 다음과 같은 세 가지 설명에 주목한다.⁹⁾

첫 번째 설명은 채용비용과 해고비용이 비대칭적인 구조를 갖기 때문이라는 것이다(Hamermesh & Pfann, 1996). 만약, 고용조정비용이 대칭적 볼록함수(symmetric convex) 구조를 갖는 경우에는, 고용순환의 변동성 자체는 조정비용이 존재하지 않을 때보다 더 낮은 수준으로 축소되지만, 고용순환의 진폭과 조정 속도는 대칭적인 모습을 갖는다. 반면, 고용조정비용이 비대칭적 볼록함수(asymmetric convex) 구조를 갖거나 구간별 선형 분절(piecewise linear) 구조

9) 여타의 설명에 대해서는 McKay & Reis(2008)를 참조하라.

를 가질 경우에는 고용순환 과정에서 진폭 및 조정 속도의 비대칭성이 나타난다. 한편, 채용비용과 해고비용이 고용조정 규모와 무관하게 고정된 값으로 주어지며 서로 일치하지 않는 경우(lumpy and asymmetric)에는 진폭의 비대칭성은 나타나지만 조정 속도의 비대칭성은 나타나지 않는다.

상용직과 임시일용직은 채용비용과 해고비용의 절대적인 크기뿐만 아니라 조정비용의 구조도 상당히 다를 것이다. 그리고 그에 따라 고용순환의 비대칭적 특징도 상당히 다르게 관찰될 것이다. 기존의 미시적 연구 결과들을 보면 고용조정비용의 절대적인 크기는 상용직이 임시직보다 크며, 상용직의 경우에는 해고비용이 채용비용을 상회한다는 견해가 우세한 편이다(Goux et al., 2001; Kramaz & Michaud, 2002; Abowd & Kramaz, 2003, Alonso-Borrego et al., 2005). 이는 상술한 조정비용 모형의 설명에 의하면 상용직의 경우 고용 확대가 고용 축소보다 더 빠른 속도로 진행될 것임을 암시한다. 그러나 상용직 순환의 특징에 대한 이와 같은 예상은, 앞서 언급한 고용총량의 특징에 관한 기존의 여러 연구 결과와 정면으로 배치된다. 아울러, 상술한 미시적 연구들은 임시일용직 조정에 수반되는 채용비용과 해고비용의 차이에 대해서는 아무런 실증적 근거를 제시하지 않고 있다.

고용순환의 비대칭성에 관한 두 번째 설명은 고용조정에 필요한 정보가 비대칭적 특징을 갖기 때문이라는 것이다(Mortensen & Pissarides, 1994). 그에 따르면, 일자리창출은 정보의 비대칭성 문제로 인해 느린 속도로 진행되지만 일자리 파괴는 그러한 정보적 마찰을 겪지 않고 빠른 속도로 진행될 수 있다. 채용 대상자의 인적 속성은 감추어진 특성인 반면, 기존 고용인원의 인적 속성은 이미 알려진 정보이기 때문이다. Smith(2007)는 고용주와 노동자 모두 안정적인 계약관계를 원하지만 그와 같은 매칭에는 일정한 시간이 소요되기 때문에 일시적으로 임시직 계약을 체결할 유인을 갖는다고 설명한다. 이는 상용직의 경우에는 고용 축소가 고용 확대보다 더 빠른 속도로 진행되지만, 임시일용직의 경우에는 그와 같은 조정 속도의 비대칭성이 관찰되지 않을 것임을 암시한다. 특히, 상용직의 순환 패턴에 관한 이와 같은 예상은 고용총량의 특징에 대한 기존의 여러 연구 결과에 부합한다.

마지막 세 번째 설명은 내부자-외부자 모형(insider-outsider model)에 기초한

다. 물론 내부자들의 존재 그 자체가 고용순환의 비대칭성을 초래하는 것은 아니다. 내부자들이 임금수준보다 고용안정에 더 많은 가치를 부여하는 경우에는 진폭만 작은 대칭적 순환 패턴도 관찰될 수 있기 때문이다.¹⁰⁾ 하지만, Begg et al.(1989)이 지적하는 것처럼 만약 내부자들이 긍정적 노동수요 교란에 대해서는 임금을 상승시키고 부정적 노동수요 교란에 대해서는 임금 하락을 방지하는 전략을 취한다면, 고용 축소가 고용 확대보다 더 빠른 속도로 진행될 것이다.

정성미(2008)는 2008년 8월 「경제활동인구 부가조사」 결과를 이용하여 정규직의 노조가입률은 17.0%인 반면, 비정규직의 노조가입률은 4.4%에 그친다는 실증 결과를 제시하고 있다. 기간제의 노조가입률은 6.9%로 집계되었다. 정규직과 비정규직 간 노조가입률 격차는 주로 비정규직 사업장에 노조가 없기 때문이며, 노조가 있는 사업장에서 비정규직이 가입 대상에 포함되지 않는 경우도 상당수에 이르는 것으로 나타났다.¹¹⁾ 따라서 상술한 내부자-외부자 모형에 비취보더라도 임시일용직보다 상용직에서 조정 속도의 비대칭성이 강하게 관찰될 것이며, 상용직의 경우에는 고용의 축소가 확대보다 더 빠른 속도로 진행될 것임을 예상할 수 있다.

2. 검정방법

이 글은 Sichel(1993)이 제기한 진폭의 비대칭성(deepness)과 조정 속도의 비대칭성(steeptness)이라는 두 가지 유형의 비대칭성을 고려한다. 각각의 특징은 수준변수와 차분변수의 분포 형태와 밀접한 연관이 있다. 우선, 진폭의 비대칭성과 관련하여 어떤 정상시계열의 움직임에서 평균에서 저점까지의 거리가 평균에서 정점까지의 거리보다 크다(작다)는 것은 해당 시계열의 수준변수가 왼쪽(오른쪽)으로 치우친 형태의 분포를 갖는다는 것을 의미한다.¹²⁾ 한편, 조정 속도의 경우에는 수축이 확장보다 빠르게(느리게) 진행되면 차분변수가 왼쪽(오른쪽)으로 치우친 형태의 분포를 가져야 한다.¹³⁾

10) 이와 같은 점을 지적해 주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

11) 불안정한 고용조건도 비정규직의 노조가입을 가로막는 주요 원인이다. 이는 또한 정규직 사업장보다 비정규직 사업장에서 노조결성 비율이 낮은 이유이기도 하다.

12) 전체 자료를 평균을 중심으로 둘로 나누었을 때 평균 이하 집단이 평균 이상 집단보다 관측치의 수는 적지만 평균으로부터의 거리는 커야 하기 때문이다.

이 글에서는 Randles et al.(1980)이 제안한 트리플 검정(triple test)을 이용하여 고용순환의 수준변수와 차분변수의 분포 함수가 어느 쪽으로 치우쳐 있는지를 검정한다. $\{x_t\}_{t=1}^T$ 를 분석 대상 정상시계열이라고 하자. 그리고 그로부터 시점을 달리하는 세 값을 추출해 모든 가능한 트리플 (x_i, x_j, x_k) , $1 \leq i < j < k \leq T$ 를 구성한다고 하자. 만약 특정 트리플에서 가운데 관측치가 최소 관측치보다 최대 관측치에 더 가깝게 위치하면 해당 트리플이 왼쪽으로 치우친 형태를 갖는다고 판정한다. 반대의 경우에는 해당 트리플이 오른쪽으로 치우친 형태를 갖는다고 판정한다. 그리고 대부분의 트리플이 왼쪽 혹은 오른쪽으로 치우친 형태를 갖는다면 $\{x_t\}_{t=1}^T$ 에 대한 기저의 분포 또한 그러하다고 판단한다.

검정 절차는 다음과 같다. 우선 아래와 같은 함수를 고려한다.

$$f^*(x_i, x_j, x_k) = \frac{1}{3} [\text{sign}(x_i + x_j - 2x_k) \\ + \text{sign}(x_i + x_k - 2x_j) + \text{sign}(x_j + x_k - 2x_i)]$$

여기서, $\text{sign}(\)$ 은 괄호 안의 값이 0보다 작으면 -1, 0이면 0, 0보다 크면 1의 값을 부여하는 함수이다. 위의 식에 따르면 (x_i, x_j, x_k) 가 왼쪽으로 치우친 형태를 가질 경우에는 $f^*(x_i, x_j, x_k) = -1/3$ 이 된다는 것을 확인하기 바란다. 반대의 경우에는 $f^*(x_i, x_j, x_k) = 1/3$ 이 된다. (x_i, x_j, x_k) 가 어느 쪽으로도 치우치지 않는다면 $f^*(x_i, x_j, x_k) = 0$ 이 된다.

이를 이용하여 트리플 검정 통계량 S 를 다음과 같이 계산한다.

$$S = \frac{\hat{\eta}}{\hat{\sigma}_{\hat{\eta}} / \sqrt{T}}$$

여기서, $\hat{\sigma}_{\hat{\eta}}$ 는 $\hat{\eta}$ 의 표준편차를 나타내며,¹⁴⁾ $\hat{\eta}$ 의 정의는 다음과 같다.

$$\hat{\eta} = \left(\frac{T}{3} \right)^{-1} \sum_{i < j < k} f^*(x_i, x_j, x_k)$$

13) 시간에 대한 차분값은 변화의 속도를 나타내기 때문이다.

14) 계산방법은 Randles et al.(1980)을 참조하라.

귀무가설은 $\{x_t\}_{t=1}^T$ 의 분포가 어느 쪽으로도 치우치지 않았다는 명제로서, 위의 식에서는 $H_0: \hat{\eta} = 0$ 으로 나타낼 수 있다. 이와 같은 귀무가설하에서 S 는 표준 정규분포를 따른다.

대립가설은 $\hat{\eta}$ 가 0이 아니라는 것이다. 만약 수준변수에 대한 트리플 검정에서 검정통계량이 통계적으로 유의한 음수(-)로 추정되면 진폭이 대칭적이라는 귀무가설이 기각되고 저점이 정점보다 평균으로부터 더 멀리 떨어져 있다는 대립가설이 지지된다. 반대로, 수준변수에 대한 트리플 통계량이 양수(+)라는 것은 정점이 저점보다 평균으로부터 더 멀리 떨어져 있음을 의미한다. 조정 속도의 경우에는 차분변수에 대해 트리플 검정을 수행하여 검정통계량이 유의한 음수(-)로 추정되면 조정 속도가 대칭적이라는 귀무가설을 기각하고 수축이 확장보다 더 빠르게 진행된다는 대립가설을 채택한다. 반대의 경우에는 확장이 수축보다 더 빠른 속도로 진행된다고 해석한다.

3. 검정 결과

<표 3>은 고용순환의 비대칭성에 대한 기초적인 정보를 확인하기 위하여 고용형태별 순환요인의 왜도통계량을 계산한 결과를 보여준다. 각각의 순환요인은 앞 장과 마찬가지로 일반화 광역대역 필터를 이용하여 추출하였다. 우선, 수준변수에 대한 결과를 보면, 전체 임금근로자, 임시일용직, 상용직 모두 왜도통계량이 음수(-)로 추정되었다. 이는 세 변수 모두 저점이 정점보다 평균으로부터 더 멀리 떨어져 있음을 의미한다. 절댓값의 크기는 임시일용직이 상용직보다 훨씬 더 큰 것으로 나타났다.

다음으로, 차분변수에 대한 왜도통계량을 보면, 전체 임금근로자와 상용직은 음수(-)로, 임시일용직은 양수(+)로 추정되었다. 단, 추정치의 크기가 상용직과

<표 3> 종사상 지위별 고용순환의 왜도통계량

	수준변수	차분변수
임금근로자	-0.400	-0.486
임시일용직	-0.591	0.076
상용직	-0.229	-0.461

전체 임금근로자의 경우에는 0과 큰 차이를 보였지만, 임시일용직의 경우에는 0과 크게 다르지 않았다. 이는 상용직과 전체 임금근로자의 경우에는 수축이 확장보다 훨씬 더 빠른 속도로 진행될 가능성이 높은 반면, 임시일용직의 경우에는 조정 속도의 비대칭성이 뚜렷하지 않을 것임을 의미한다.

<표 4>에서 제시되는 트리플 검정 결과는 이와 같은 추론을 뒷받침한다. 먼저, 전체 임금근로자에 대해서는 진폭 및 조정 속도가 대칭적이라는 귀무가설이 기각되지 않았다. 임시일용직의 경우에는 진폭이 대칭적이라는 귀무가설은 5% 수준에서 기각되었지만 조정 속도가 대칭적이라는 귀무가설은 10% 수준에서도 기각되지 않았다. 반면, 상용직의 경우에는 진폭이 대칭적이라는 귀무가설은 기각되지 않았고 조정 속도가 대칭적이라는 가설이 5% 수준에서 기각되었다.

전체 임금근로자의 순환 요인에 대한 본 연구의 분석 결과는 김치호(1999), 조하현·황선웅(2008) 등의 선행연구 결과와 일치한다. 임시일용직과 상용직에 대한 실증 결과는 이 글에서 처음으로 제시되는 것이다.

임시일용직의 경우에는 저점이 정점보다 평균으로부터 더 멀리 떨어져 있지만 조정 속도는 대칭적인 것으로 나타났다. 이는 채용비용과 해고비용이 고용 조정 규모와 무관하게 고정된 값으로 주어지며 절대적인 크기는 채용비용이 해고비용을 상회할 때 관찰될 수 있는 현상이다. 상용직의 경우에는 진폭의 비대칭성은 불분명하지만 수축이 확장보다 빠르게 진행되는 것으로 나타났다. 이는 기존의 문헌에서 제시되었던 고용총량의 비대칭적 조정속도에 관한 분석 결과가 주로 상용직 조정의 특징에 기인한 것임을 시사한다.

이상과 같은 결과는 매우 흥미롭고 여러 가지 이론적·정책적 시사점을 제공 하는 것이지만, 우리나라의 노동시장 현실에 비추어 그러한 거시적 현상의 미시적 배경을 밝히는 것은 이 글의 범위를 넘어서는 작업이다. 단지, 앞서 언급한 대로 고용조정비용의 구조와 일자리 매칭 과정의 특징, 교섭구조의 특징 등이 본 연구 결과와 밀접한 연관이 있을 것이라고 추측한다.

임시일용직이 상용직보다 일자리 탐색 기간이 짧고 노동조합 가입률도 낮다는 점에서 본 연구 결과는 일자리 매칭 모형 및 내부자-외부자 모형의 예상과 일치한다. 반면, 조정비용 모형의 관점에서 보면 예상 밖의 결과일 수 있다. 법적·제도적인 요인으로 인해 상용직에 대한 해고비용이 높다는 인식이 일반적

〈표 4〉 비대칭성 검정 결과

	진폭의 비대칭성		조정속도의 비대칭성	
	$\hat{\eta}$	\hat{S}	$\hat{\eta}$	\hat{S}
임금근로자	-0.003	-0.163	-0.014	-0.730
임시일용직	-0.033	-2.015**	0.012	0.660
상용직	-0.007	-0.481	-0.033	-2.094**

주: **는 검정 결과가 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

이기 때문이다. 하지만, 기업의 의사결정에서 중요한 것은 비용 그 자체가 아니라 고용조정에 따른 비용과 이익의 상대적인 크기이다. 이와 같은 관점에서 보면 본 연구의 실증 결과는, 절대적인 크기 자체는 해고비용이 채용비용을 상회하더라도, 상용직을 채용함으로써 얻게 되는 순이익보다 그들을 해고함으로써(나아가 이를 임시일용직으로 대체함으로써) 얻게 되는 순이익이 더 큰 경우가 많다는 점을 암시하는 것일 수도 있다. 여기에는 생산성을 감안한 상용직과 임시일용직의 임금격차 등이 중요한 영향을 미칠 것이다. 아무튼 본 연구의 결과를 토대로 국내 노동시장의 미시적 특징을 재평가하는 작업은 후속 연구의 몫으로 남겨둘 수밖에 없다.

대신, 다음 장에서는 거시적 차원에서 고용형태별 순환변동의 특징을 밝힌다는 본 연구의 목적에 따라 지금까지의 분석 내용을 포괄하는 시간가역성의 문제를 논의한다.

IV. 시간가역성

1. 선행 논의 개관

Ramsey & Rothman(1996)은 시간가역성(time reversibility)과 시간비가역성(time irreversibility)이라는 개념을 통해 어떤 순환변동에서 관찰되는 비대칭적 특징을 유형화할 수 있다고 설명한다. 통계학의 관점에서 시간가역성은 다음과 같이 시간의 순서로 반대로 하더라도 주어진 시계열의 결합확률분포가 동일하

계 유지되는 특성을 말한다.

$$E[x_t^i x_{t-k}^j] = E[x_t^j x_{t-k}^i], \quad \forall i, j, k \in N$$

여기서, $\{x_t\}_{t=1}^T$ 는 평균이 0인 임의의 정상시계열을 나타내며, $E[\cdot]$ 는 기대연산자(expectation operator)를, N 은 자연수 집합을 나타낸다.

어떤 시계열이 시간가역적인 경우에 속하더라도 진폭은 비대칭적일 수 있다. 반면, 조정 속도가 비대칭적인 시계열은 언제나 시간비가역적이다. 예컨대, 저점이 정점보다 평균으로부터 더 멀리 떨어져 있지만 수축 속도와 확장 속도는 동일한 자료를 생각해 보자. 그와 같은 자료는 시간의 순서를 반대로 하여 배열하더라도 진폭의 비대칭성에 대한 특징이 동일하게 관찰될 것이다. 하지만, 수축이 확장보다 빠르게 진행되는 자료는 시간의 순서를 반대로 하여 배열하면 원래의 경우와는 반대로 확장이 수축보다 빠르게 진행되는 것으로 관찰된다. 따라서 전자는 시간가역적인 반면, 후자는 시간비가역적이다.

그런데 시계열 분석의 입장에서 보면 어떤 시계열이 시간가역적인 특징을 갖기 위해서는 다음의 두 가지 조건이 충족되어야 한다. 첫 번째 조건은 교란항의 분포가 가우시안(Gaussian) 특징을 가져야 한다는 것이다. 두 번째는 충격의 전과 과정이 선형 모형으로 근사화될 수 있어야 한다는 것이다.

앞 절에서 논의한 고용조정비용, 일자리매칭 구조, 교섭전략의 비대칭적 특징은 모두 충격의 전과 과정에 영향을 미치는 요인이다. 따라서 상용직 순환은 시간비가역적인 특징을 가질 가능성이 높다. 하지만, 임시일용직의 순환요인이 시간가역적인 특징을 가질지는 예상하기가 쉽지 않다. 이를 위해서는 충격의 전과 과정이 선형 모형으로 근사화된다는 조건뿐만 아니라 교란항의 분포가 가우시안 특징을 갖는다는 조건도 만족되어야 하기 때문이다.

2. 검정 방법

이 글에서는 Ramsey & Rothman(1996)이 제안한 방법을 이용하여 고용순환의 시간가역성 여부를 검정한다. 그에 따라 $\{x_t\}_{t=1}^T$ 가 시간가역적이라는 귀무가설에 대한 검정통계량을 다음과 같이 계산한다.

$$TR(k) = \frac{\hat{\gamma}_{2,1}(k)}{\sqrt{Var(\hat{\gamma}_{2,1}(k))}}, \quad k = 1, 2, \dots, K$$

여기서,

$$\begin{aligned} \hat{\gamma}_{2,1} &= \hat{B}_{2,1}(k) - \hat{B}_{1,2}(k) \\ \hat{B}_{2,1}(k) &= (T-k)^{-1} \sum_{t=K+1}^T x_t^2 x_{t-k} \\ \hat{B}_{1,2}(k) &= (T-k)^{-1} \sum_{t=K+1}^T x_t x_{t-k}^2 \end{aligned}$$

위의 식에서 $Var(\quad)$ 은 분산을,¹⁵⁾ $K = \max(k)$ 는 임의의 자연수를 나타낸다. 앞 절의 정의에 의하면 $\{x_t\}_{t=1}^T$ 가 시간가역적인 특징을 갖는다는 것은 모든 $k \leq K \in N$ 에 대하여 $\hat{B}_{2,1}(k)$ 과 $\hat{B}_{1,2}(k)$ 가 일치함을, 즉 $\gamma_{2,1}(k) = 0$ 임을 뜻한다.¹⁶⁾ 이와 같은 귀무가설하에서 $TR(k)$ 통계량은 표준정규분포를 따른다.

3. 검정 결과

<표 5>는 고용형태별 순환 요인에 대하여 시간가역성 검정을 수행한 결과를 보여준다.¹⁷⁾ $\max TR(k)$ 는 각각의 $k = 1, \dots, K$ 에 대하여 구한 $TR(k)$ 통계량 중에서 절댓값이 가장 큰 경우를 나타낸다. 이 글에서는 분기별 자료가 이용된다는 점을 고려하여 $K = 20$ 으로 설정하였다.

검정 결과를 보면, 임시일용직의 경우에는 어떠한 시차에 대해서도 검정통계량이 유의하지 않았다. 이와 달리, 전체 임금근로자와 상용직은 상당수 시차에

15) $\hat{\gamma}_{2,1}$ 의 분산을 계산하는 방법은 Ramsey & Rothman(1996)을 참조하라.

16) 단, 이 글에서는 Ramsey & Rothman(1996)과 마찬가지로 $(i+j) = 3$ 인 경우로 논의를 한정한다.

17) 단, 이 절에서는 전년동기 대비 증가율을 순환 요인으로 이용했다. 고용순환에 자기상관이 존재한다는 전제하에서 $\hat{\gamma}_{2,1}(k)$ 의 분산을 구하기 위해서는 순환 요인의 ARMA 모형을 추정해야 하는데, 확정적 주기함수의 특징을 갖는 광역대역 필터의 순환 요인을 이용하면 ARMA 모형의 자기회귀계수가 4를 초과하는 등 납득하기 어려운 결과가 나타났기 때문이다.

대하여 검정통계량이 1% 수준에서 유의하였고, $\max TR(k)$ 통계량 역시 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 임시일용직 순환은 시간가역적(time reversible)인 반면, 상용직과 전체 임금근로자 순환은 시간비가역적(time irreversible)이라는 것을 의미한다.

〈표 5〉 시간가역성 검정 결과

k	임금근로자	임시일용직	상용직
1	-0.821	-0.240	-0.214
2	-1.486	-0.055	-0.649
3	-2.636***	0.087	-1.072
4	-4.482***	-0.172	-1.992**
5	-4.971***	-0.109	-3.411***
6	-3.849***	-0.038	-3.700***
7	-2.593***	0.015	-3.230***
8	-1.164	-0.124	-2.903***
9	1.180	0.015	-2.020**
10	1.979**	-0.038	-1.921*
11	2.501***	-0.175	-2.659***
12	2.643***	-0.439	-2.619***
13	0.858	-0.237	-2.808***
14	0.149	-0.078	-2.511***
15	-0.309	-0.124	-2.659***
16	-0.592	-0.059	-2.064**
17	-0.275	-0.149	-1.984**
18	-0.757	-0.299	-2.990***
19	-0.935	-0.079	-3.016***
20	-1.571	0.065	-2.855***
$\max TR(k)$	-4.971***	-0.439	-3.700***

주: ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄. $\max TR(k)$ 는 $TR(k)$ 통계량 중에서 절대값이 가장 큰 경우를 나타냄.

상용직 순환이 시간비가역적이라는 것은 해당 고용형태에서 수축이 확장보다 빠르게 진행된다는 앞 장의 논의에 부합하는 결과이다. 오히려 이 장에서 우리의 흥미를 끄는 것은 임시일용직 순환이 시간가역적이라는 결과이다. 이를 통해 외부적 교란에 대한 임시일용직의 반응 방식뿐만 아니라 그들의 움직임을 추동하는 외부적 교란의 성격도 짐작할 수 있기 때문이다. 즉 임시일용직 순환이 시간가역적이라는 결과는 외부적 교란에 대한 해당 고용형태의 반응이 선형 모형으로 근사화될 수 있다는 것과 함께 그들이 직면하는 외부적 교란이 가우시안 특징을 갖는다는 것을 의미한다.

Saint-Paul(1996)은 동태적 효율임금 모형을 이용하여 일시적 교란(transitory shock)에 대해서는 임시직이, 지속적 교란(persistent shock)에 대해서는 상용직이 조정될 가능성이 높다는 점을 이론적으로 밝혔다. Hwang & Park(2008)은 우리나라의 자료를 분석하여 상용직 순환의 대부분은 영구적 교란에 의해 설명되지만 임시일용직 순환의 대부분은 일시적 수요교란에 의해 설명된다는 실증 결과를 제시하고 있다. 거시경제학의 표준적인 해석에 따르면 산출 변동에 대한 총 공급교란은 긍정적인 교란이 부정적인 교란보다 더욱 빈번하게 발생하며 실질 변수의 움직임에 지속적인 효과를 미친다. 반면, 총 수요교란은 긍정적인 교란과 부정적인 교란이 비교적 대칭적인 형태로 분포하며 실질 변수의 움직임에 대한 효과가 일시적이다. 따라서 임시일용직의 순환 요인이 시간가역적이라는, 즉 그들에 대한 외부적 교란이 가우시안 분포를 따른다는 본 연구의 분석 결과는 산출교란의 지속성에 따라 상용직과 임시일용직에 대한 기업의 선택이 달라진다는 Saint-Paul(1996)과 Hwang & Park(2008)의 선행 연구 결과를 지지한다.

V. 맺음말

본 연구의 분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 임시일용직 순환은 상용직 순환보다 변동폭이 크다. 둘째, 임시일용직 순환은 실질 GDP를 1분기 선행하지만 상용직 순환은 실질 GDP에 2분기 후행한다. 셋째, 임시일용직의 경우

에는 저점이 정점보다 평균으로부터 더 멀리 떨어진 진폭의 비대칭성이 관찰되지만 조정 속도는 대칭적이다. 그와 달리 상용직의 경우에는 진폭은 대칭적이지만 수축이 확장보다 빠르게 진행된다. 넷째, 임시일용직 순환은 시간가역적인 반면, 상용직 순환은 시간비가역적이다.

이와 같은 본 연구의 분석 결과는 조정비용의 구조, 탐색 과정의 특징, 법적·제도적 보호수준의 차이로 인해 우리나라에서 고용조정이 종사상 지위 간에 매우 이질적인 양상으로 진행되고 있음을 보여준다. 따라서 이와 같은 차이를 고려하지 않고 고용 총량의 움직임에만 주목하는 이론적·실증적 접근법은 경제현상에 대한 왜곡된 판단을 도출할 위험이 높다. 아울러, 경기안정화 정책을 수립할 때에도 정책의 효과가 두 집단 간에 상이하게 나타날 수 있다는 점을 중요하게 고려해야 할 것이다.

마지막으로, 본 연구의 한계와 후속 연구 방향을 제시하면 다음과 같다. 이 글은 거시적인 관점에서 고용형태별 조정 과정의 이질성을 분석했다. 본문에서도 언급했듯이 본 연구의 결과를 토대로 국내 노동시장의 미시적 특징을 재검토하는 작업이 이어질 필요가 있다. 아울러, 고용형태별 조정 과정이 성별·산업별·기업규모별로는 얼마나 다르게 나타나는지도 확인할 필요가 있다. 끝으로, 본 연구에서 이용한 비모수적 방법 대신 고용형태별 조정 과정의 구체적인 함수형태를 가정하는 모수적 방법을 적용하는 것도 흥미로운 시도가 될 것이다.

참고문헌

- 김용성. 「임시·일용직 증가 현상의 원인-수요 측면을 중심으로-」. 『노동경제논집』 31(1)(2008): 1~27.
- 김치호. 「경기변동의 비대칭성과 통화정책」. 『경제분석』 5(2)(1999): 1~28.
- 윤윤규. 『기업의 고용조정에 관한 연구』. 한국노동연구원, 2007.
- 정성미. 「비정규직 근로조건의 변화」. 『노동리뷰』 48(2008. 08): 45~57.
- 조하현·황선웅. 『한국의 경기변동』. 박영사, 2008.

황선웅. 「비정규직 고용의 확대, 소득분배, 경제성장」. 한국비정규노동센터, 제3회 월례포럼 발표문, 2009.

_____. 「한국 임시일용직 고용동학의 구조변화」. 『경제분석』 13 (4) (2007): 87~121.

Abowd, J. M. & F. Kramaz. “The Cost of Hiring and Separations.” *Labour Economics* 10 (5) (2003): 499~530.

Alonso-Borrego, C., J. Fernández-Villaverde, & J. E. Galdón-Sánchez. “Evaluating Labor Market Reforms: A General Equilibrium Approach.” NBER Working Paper 11519, 2005.

Atkinson, J. “Manpower Strategies for Flexible Organizations.” *Personnel Management* 16 (8) (1984): 28~31.

Begg, D., A. Lindbeck, C. Martin, & D. Snower. “Symmetric and Asymmetric Persistence of Labor Market Shocks.” *Journal of the Japanese and International Economies* 3 (4) (1989): 554~577.

Bentolila, S. & G. Saint-Paul. “The Macroeconomic Impact of Flexible Labor Contracts, with an Application to Spain.” *European Economic Review* 36 (5) (1992): 1013~1047.

Christiano, L. J. & T. J. Fitzgerald. “The Band Pass Filter.” *International Economic Review* 44 (2) (2003): 435~465.

Doeringer, P. & M. Piore. *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Sharpe, 1971.

Goux, D., E. Maurin, & M. Pauchet. “Fixed-term Contracts and the Dynamics of Labour Demand.” *European Economic Review* 45 (3) (2001): 531~552.

Hamermesh, D. S. & G. A. Phann. “Adjustment Costs in Factor Demand.” *Journal of Economic Literature* 34 (3) (1996): 1264~1292.

Hwang, S. O. & Y. M. Park. “The Effects of Permanent and Temporary Shocks on Permanent and Temporary Employment: Time Series

- Evidence from the Korean Economy.” mimeo, 2008.
- Jin, S., Y. Ono, & Q. Zhang. “Demand Volatility and the Lag Between the Growth of Temporary and Permanent Employment.” FRB of Chicago Working Paper 2007-19, 2007.
- Kramarz, F. & M. -L. Michaud. “The Shape of Hiring and Separation Costs.” mimeo, 2002.
- McKay, A. & R. Reis. “The Brevity and Violence of Contractions and Expansions.” *Journal of Monetary Economics* 55 (4) (2008): 738~751.
- Mortensen, D. T. & C. A. Pissarides. “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment.” *Review of Economic Studies* 61 (3) (1994): 397~415.
- Nefçi, S. N. “Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle?” *Journal of Political Economy* 92 (2) (1984): 307~328.
- Pfann, G. A. “Measuring and Forecasting Asymmetries in Employment Cycles with US Labor Market Applications.” *International Journal of Forecasting* 17 (3) (2001): 433~445.
- Ramsey, J. B. & P. Rothman. “Time Irreversibility and Business Cycle Asymmetry.” *Journal of Money, Credit, and Banking* 28 (1) (1996): 1~21.
- Randles, R., M. Flinger, G. Policello, & D. Wolfe. “An Asymptotically Distribution-free Test for Symmetry Versus Asymmetry.” *Journal of American Statistical Association* 75 (369) (1980): 168~172.
- Saint-Paul, G. *Dual Labor Markets*. MIT Press, 1996.
- Segal L. M. & D. G. Sullivan. “The Temporary Labor Force.” Federal Reserve Bank of Chicago. *Economic Perspective*. 1995 March, pp.2~19.
- Sichel, D. E. “Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look.” *Economic Inquiry* 31 (2) (1995): 224~236.
- Smith, E. “Limited Duration Employment.” *Review of Economic Dynamics* 10

244 ❖ 노동정책연구 · 2009년 제9권 제1호

(3) (2007): 444~471.

Treadway, A. B. "The Rational Multivariate Flexible Accelerator." *Econometrica*
39 (5) (1971): 845~855.

Comparing Cyclical Behaviors of Temporary and Permanent Employment

Sun-Oong Hwang

This paper investigates the cyclical behaviors of temporary and permanent employment using the Korean quarterly time series data from 1980:Q1 to 2008:Q2. Our findings are summarized as follows: (1) The cyclical behavior of temporary employment is more volatile than that of permanent employment. (2) Temporary employment leads output by one quarter, whereas permanent employment lags output by two quarters. (3) Evidence of deepness is found for temporary employment, while the evidence for permanent employment is weaker. Permanent employment, however, exhibits steepness that temporary employment does not have. (4) Temporary employment series is time-reversible; in contrast, permanent employment series is time-irreversible. After all, these results show that the two types of employment, temporary and permanent one, are adjusted highly heterogeneously over a course of a business cycle.

Keywords : temporary employment, permanent employment, cyclical asymmetry, time (ir)reversibility, labor adjustment cost