

비정규직 활용과 기업성과: 임의계수성장모형의 적용

김 윤 호(Rutgers University)

김 영 상(University of South Carolina)

박 오 원(가톨릭대, 경영학부)

< 초 록 >

본 연구는 WPS 1~4차년도 자료의 2,268개 관측치를 활용하여, 기업의 비정규직(직접고용 및 간접고용) 활용 변화패턴이 기업성과(순이익)의 변화에 미치는 효과를 검증하였다. 일종의 다수준분석기법인 임의계수성장모형을 통해 관계를 검증한 결과, 직접고용 및 간접고용형태 모두 비정규직비율의 기업 내 증가는 시간에 따른 순이익의 감소에 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한, 추가분석을 통해 두 비정규직 유형의 활용변화 간 상호작용효과를 검증한 결과, 직접고용과 간접고용 비정규직의 비율을 동시에 감소시킨 경우가 시간에 따른 순이익의 증가에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다.

I. 서 론

1997년 외환위기를 전후하여 기업들은 세계화의 흐름 속에 경쟁력을 갖추기 위한 방편 중 하나로 비정규직 활용을 통한 비용절감 및 수량적 유연성 증대전략을 추구하여 왔다. 이러한 기업의 전략적 선택패턴은 국가수준의 총량적 비정규직의 규모증대를 가져와 지난 10여 년간 한국 노사관계의 핵심문제가 되어왔고, 비정규직의 남용을 억제하기 위한 입법적 노력이 추진되어 왔다. 그런데 “비정규직의 활용이라는 기업의 전략적 선택이 과연 기업성과에 긍정적 영향을 미치는가?”하는 질문에 대해서는 아직까지 명확한 결론을 내리지 못하고 있는 것이 사실이다.

그 동안 비정규직 활용과 기업성과의 관계를 연구한 국내외 문헌들은 전반적인 긍정적 관계(Lewin, 2001; Becker, 2004; Cunha, 2002; Nayar and Willinger, 2001), 부정적 관계(권순식, 2004; 이시균·김정우, 2006; 최종일, 2012; Michie and Sheehan, 2001; Sanchez and Toharia, 2000; Diaz-Mayans and Snchez, 2004)를 보고하거나 유의미한 관계를 발견하지 못한 경우(정재훈·오주연, 2009; 전병유·장동구, 2005)도 있는 등 혼재된 결과를 보여주고 있다. 이와 같은 결과는 비정규직 활용과

기업성과의 관계를 파악하기 위해서 기존 연구와는 차별적인 접근이 필요함을 시사하고 있다. 본 연구는 이러한 문제를 해결하는 대안적 시도로서 비정규직 활용의 종단적 변화가 기업성과의 변화에 미치는 효과를 실증분석해 보고자 한다. 이와 같은 시도가 가지는 의미는 다음과 같다.

첫째, 학술적 측면에서 볼 때 본 연구는 특정 시점에서의 비정규직과 기업성과의 수준(level or stock) 차이를 고려했던 기존 연구들과는 차별적으로 기업 내 비정규직 활용의 변화(change or flow)를 독립변인으로 고려하고 해당 기업의 성과변화를 종속변인으로 고려함으로써, 비정규직의 성과효과에 대한 긍정론/부정론의 경쟁가설을 더욱 타당하게 검증할 수 있을 것으로 기대한다. 비정규직 활용의 잠재적(latent) 편익과 비용은 상당한 기간의 실행과정을 거쳐 나타날 수 있는 효과들이 대부분이고 특정 시점이 아닌 중장기에 걸친 비정규직 활용의 변화가 기업성과에 미치는 효과는 상이할 수 있기 때문에 기업 내의 비정규직 활용 변화와 성과변화를 분석하는 것이 대안적 접근방식이 될 수 있다.

둘째, 실무적인 측면에서 볼 때 본 연구의 결과는 일정기간 동안 지속된 기업의 차별적 고용전략경로(trajecotory)와 기업성과 변화의 관계를 실증적으로 분석하고 그 결과를 제시함으로써, 고용형태관리의 바람직한 중장기적 방향성을 설정하는데 시사점을 제공할 수 있을 것이다. 또한, 비정규직 고용패턴의 효과에 대한 정보를 제공함으로써 비정규직 관련 정책수립에 있어서도 일정한 근거를 제시할 수 있을 것으로 기대한다.

본 연구는 WPS 1차~3차(05~09년)자료로 기업의 비정규직 활용변화, 그리고 2차~4차(07~11년)자료로 기업성과 변화에 대한 자료를 구축하여 분석에 활용하였다. 본 연구의 구체적인 구성은 다음과 같다. 첫째, 아래에서는 관련문헌들을 검토하고 본 연구의 가설을 설정한다. 둘째, 연구방법론에서는 분석자료와 분석방법인 임의계수성장모형의 분석절차를 제시한다. 셋째, 결과에서는 분석결과를 보고한다. 마지막으로, 결론에서는 본 연구의 한계점과 향후 연구방향 및 시사점을 정리한다.

II. 문헌검토 및 가설

1. 문헌검토

가. 이론적 논의

비정규직 활용과 기업성과의 관계를 검토한 연구들은 높은 수준의 비정규직 활용이 조직에게 다양한 측면의 비용과 편익을 제공할 수 있고, 비용과 편익 중 어떤 효과가 더욱 지배적으로 나타나는지를 설명할 수 있는 이론은 아직까지 제시되지 않고 있음을 밝히고 있다(Kleinknecht et al., 1998, Becker, 2004). 하지만, 긍정적 효과 및 부정적 효과를 설명하는 양측에

서는 나름대로의 이론적 배경을 제시하고 있으므로 이를 간략히 소개하고자 한다.

먼저, 긍정적 효과를 강조하는 측(이하, 긍정론)에서는 정규직에 비하여 상대적으로 낮은 수준의 노동비용과 수량적 유연성 확보로 시장수요에 따른 최적의 인력활용이 가능하다는 점을 제시한다. 첫째, 비용감소측면에서, Nayar and Willinger(2001)는 주식가격 최대화가 경영자의 핵심목적이라는 재무경제학의 기업이론을 바탕으로, 비정규직의 고용을 증가시키는 경영자의 의사결정이 주어진 매출소득에 대한 비용절감을 가져와 현금흐름의 증가에 영향을 미치고, 이것이 투자자들에게 긍정적 정보를 제공하여 주가의 향상과 기업이익의 증대에 기여할 것으로 예측하였다. 이때 비용의 감소에 따른 현금흐름 증가에 기여하는 것은 임금과 부가급여와 같은 직접적 노동비용뿐만 아니라, 채용과 해고비용 및 훈련비용과 같은 간접적 노동비용 등이 포함될 수 있다. 둘째, 수량적 유연성의 확보와 기업성과의 관계는 실물옵션이론(real options theory)를 통해 설명할 수 있다(Bhattacharya and Wright, 2005). 이 이론에 의하면, 불확실성에 처한 기업이 미래 환경변화에 대비한 유연한 선택가능성을 확보하기 위해, 불확실성이 해소될 때까지 자원에 대한 투자를 유보하는 대신, 자신에게 유리한 투자사결정을 내릴 수 있는 시점에서 원하는 선택을 할 수 있는 권리를 보유할 수 있다(Bowman and Hurry, 1993). 이 권리를 보유한 기업은 자원의 가치절하 위험을 줄이고, 미래가치향상의 편익을 최대화할 수 있다는 것이다. 이 논리는 비정규직 활용과 기업성과의 향상에도 적용될 수 있다.

반면, 부정적 효과를 강조하는 측(이하, 부정론)에서는 정규직에 비하여 상대적으로 낮은 비정규직의 조직에 대한 애착(attachment)이 다양한 비용을 발생시키며, 이것은 긍정론에서 주장하는 비용절감의 크기를 상회한다고 본다. 권순식(2004)은 Blau(1964)의 사회적 교환이론을 응용하여 비정규직의 높은 활용은 조직과 근로자 간의 낮은 유인과 낮은 공헌의 교환관계를 형성토록 하여, 조직의 근로자에 대한 낮은 투자와 근로자의 조직에 대한 낮은 공헌이 형성되고, 이것이 궁극적으로는 기업의 이익에도 부정적인 영향을 미친다는 논리를 제공하였다. 또한, 이 낮은 수준의 교환관계에서 발생하는 빈번한 이직, 사회적 응집성과 신뢰(사회적 자본)의 감소, 기회주의의 증대, 인적자본에 대한 낮은 투자(인적자본의 감소) 등도 기업의 성과를 저하시키는데 기여하고 있다고 지적되어 왔다(Giannetti and Madia, 2013; Hirsch and Mueller, 2010).

나. 본 연구의 차별적 접근방식

서론에서 언급한 바와 같이 비정규직 활용과 기업성과의 관계를 분석한 연구들은 혼재된 결과를 나타내고 있지만, 관련 연구의 대안적 접근을 모색하는데 있어 다양한 시사점을 제공해주고 있다. 여기서는 기존 실증연구들에 대한 문헌검토를 통하여 몇 가지 주요 이슈들을 도출하고, 각 이슈에 대한 본 연구의 차별성을 설명한다.

첫째, 시간(time)과 관련한 이슈이다. 기존 연구들은 주로 특정 시점의 비정규직의 활용수

준과 기업성과수준을 측정하고 이들 간의 관계를 분석하는 정태적(static) 접근을 시도하여왔다. 이러한 접근방식은 다음과 같은 문제점을 갖는다. 우선, 정태적 접근방식은 기업의 비정규직 활용 수준의 변화패턴, 즉 유량(flow)을 포착하는데 한계를 가진다. 예를 들어, 정태적 접근은 측정시점에 비정규직을 특정한 사유로 일시적으로 많이 활용했던 조직과 기존부터 높은 수준을 유지해왔던 조직 간의 차이를 구별하기 어렵다는 것이다. 따라서 기업의 전략적 선택의 차원에서 비정규직 활용 패턴을 포착하기 위해서는 반복측정을 통하여 일정한 기간 동안의 변화패턴을 확인하는 접근방식이 필요하다고 볼 수 있다. 한편 정태적 접근은 비정규직 활용이 기업성과에 영향을 미치는데 어느 정도의 시간이 소요되는가와 관련된 시간 지연효과를 적절히 고려하는데 한계를 가진다. 물론, 최근문헌에는 시간지연효과를 분석에 반영하기 위하여 독립변수와 종속변수의 측정시점을 달리하는 연구들이 발표되고 있지만, 이 연구들도 시간지연의 기간에 대한 합의는 형성되어 있지 않은 것으로 판단된다. 예를 들어, 시간지연효과를 고려하지 않은 연구들은 비정규직 활용수준을 측정한 시점과 동일한 시점의 기업성과를 종속변수로 고려하고 있지만, 몇몇 연구들은 1년이 지난 시점의 기업성과를 종속변수로 설정하고 있거나(예: Martínez-Sánchez et al., 2011), 2년(Zhou et al., 2011) 또는 3년(Kotab and Mol, 2009)이 가장 적당한 지연기간으로 판단하고 있다. 이와 같은 차이가 발생하고 있다는 것은 시간지연효과가 발생하는 시점의 설정을 단순한 어림짐작(rule of thumb)에 의존하기 보다는 차별적인 연구방법을 통해 문제를 해결하거나 완화시키는 시도가 필요함을 시사하고 있다고 판단된다.

이와 관련하여, 위에서 살펴본 이론적 논의를 함께 고려할 수 있다. 비정규직 활용과 기업성과간의 관계를 설명하는 긍정론과 부정론은 서로 배타적인 주장을 하고 있다기 보다는, 비정규직 활용을 통해 발생하는 편익과 비용의 상대적 크기에 따라 최종적인 기업성과의 미치는 효과가 결정될 것이라는 점을 공유하고 있다. 또한, 이 비정규직 활용의 편익과 비용이 매우 잠재적(latent)인 성격이 강하기 때문에, 어떤 특정 시기에 그 효과가 활성화될 것인지를 확정하는 것이 용이하지 않다. 예를 들어, 주요 편익 중 하나인 노동비용의 절감은 정태적인 관점에서 보면 그 효과가 매우 가시적이고 직접적이지만, 궁극적으로 기업성과에 긍정적 효과를 내고 있는지 엄격히 확인하기 위해서는 투입된 비정규 노동력의 생산성이 절감된 노동비용의 크기만큼 감소하지 않아야 한다는 것을 시간을 두고 파악해야하기 때문이다. 또한, 주요 비용요소인 사회적 자본의 감소 또한 상당한 기간 동안 비정규직과 정규직들 간의 다양한 사회적 상호작용의 결과물이기 때문에 그 부정적 효과가 언제 발현될지에 대해서는 중장기적인 검토가 필요하다.

따라서 본 연구에서는 비정규직의 활용 및 기업성과의 기업 내 변화(within-firm variance)에 더욱 초점을 맞춘 동태적(dynamic) 모형을 도입함으로써 비정규직의 전략적 활용패턴을 포착하고 시간지연효과의 불명확성 문제를 완화시켜보고자 한다.

둘째, 비정규직의 유형과 관련한 이슈이다. 즉, 특정 기업이 보유하고 있는 비정규직의 규모를 산정하는데 있어 어떤 비정규직 분류방식을 적용할 것인가의 문제인데, 이에 대해서

도 명확한 합의는 존재하지 않는 것으로 판단된다. 기존 연구들은 가장 대표적인 비정규직 유형들(예: 계약직, 파견직 등)의 비중을 활용하거나(예: Kleinknecht, Oostendorp, Pradhan and Naastepad, 2006), 수량적 유연성(numerical flexibility)의 구성개념에 파트타임, 계약직, 하청근로 등 다양한 형태의 비정규직을 모두 포함시키는 방식(예: Valverde, Tregaskis, and Brewster, 2000)을 취하기도 하였다.

본 연구에서는 이와 관련하여 비정규직 유형을 직접고용과 간접고용으로 구분하는 방식을 선택하였다. 직접고용과 간접고용 비정규직의 활용이 조직성과에 어떻게 차별적인 영향을 미치는지에 대하여 본격적으로 논의한 문헌은 아직까지 찾아보기 어렵다. 하지만, 직접고용 비정규직은 해당 조직의 내부노동시장에 일정부분 편입된 상태를 유지하는 반면 간접고용 비정규직은 엄밀한 의미에서 조직의 경계를 벗어나 관리통제의 범위를 외부화한다는 점에서 차별성을 가지기 때문에, 각 비정규직 유형이 조직성과에 어떤 영향을 미치는지에 대하여 실증적으로 분석하는 것은 중요한 의미를 가진다. 간접고용방식이 조직의 경계를 분리한다는 점에서 비정규직 활용의 잠재적 비용을 최소화할 수 있다면 조직성과에 미치는 영향도 직접고용방식에 비하여 긍정적으로 나타날 가능성이 있는 반면, 조직경계의 분리가 형식적인 것에 그치고 실질적으로는 조직의 인적자본과 사회적자본의 악화에 기여하는 바가 직접고용방식과 큰 차이가 없거나 오히려 부정적인 효과가 크다면 조직성과에도 해당 효과가 반영될 것이기 때문이다.

2. 연구가설

본 연구에서는 기존 연구결과들을 바탕으로 비정규직 활용의 변화와 조직성과의 변화간의 관계에 대한 일종의 경쟁가설을 설정하고자 한다. 긍정론에 의하면, 비정규직 활용의 지속적 증가는 기업의 비용절감과 그에 따른 현금 흐름(flow)의 증대를 가져오고, 환경의 변화에 맞게 자원의 가치를 극대화할 수 있는 옵션을 적절히 활용함으로써 더욱 효율적인 인력관리를 통해 기업성과의 지속적 향상에 기여할 것이다. 반면, 부정론에 의하면, 기업과 상대적으로 지속적인 관계를 가정하는 정규직의 추가적 고용을 대신하여 비정규직 활용에 대한 의존성을 증가시켜 나아간다는 것은 장기간 동안 기업수준의 인적자본 및 사회적자본의 유량(flow)의 감소를 가져와 기업의 지속적 경쟁열위에 기여하여 기업성과의 하락을 나타낼 것이다.

경쟁가설1-1: 시간에 따른 직접고용 비정규직활용의 변화는 조직성과의 변화와 긍정(부정)적 관계를 가질 것이다. 즉 직접고용 비정규직활용 증가의 정도가 높을수록 조직성과의 증가(또는 감소)가 나타날 것이다.

경쟁가설1-2: 시간에 따른 간접고용 비정규직활용의 변화는 조직성과의 변화와 긍정(부정)적 관계를 가질 것이다. 즉 간접고용 비정규직활용 증가의 정도가 높을수록 조직성과의 증가(또는 감소)가 나타날 것이다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 조사자료

본 연구는 한국노동연구원의 4개년 사업체 패널 자료를 바탕으로 진행되었다. 사업체 패널자료는 과거 2005년부터 격 2년간의 설문을 진행하여 현재까지 총 4개년(2005, 2007, 2009 그리고 2011) 간의 패널자료를 구축하게 되었다. 이러한 종단적인 자료의 축적은 본 연구에서 보여주고자 하는 직접 및 간접 고용 비정규직 비율과 조직성과의 관계를 보다 엄밀하게 종적인(longitudinal) 연구로 보여주는 것을 가능하게 한다. 또한, 이 패널자료는 전체 한국 기업을 모집단으로 설정함으로써 한국 기업의 대표성을 보여주는 장점을 가지고 있다. 최초 연도인 2005년 패널 자료의 표본은 3,916개 사기업과 359개 정부소속 공기업(총 4,275개 기업)이었다. 이 중, 2005년부터 2011년까지 한번이라도 참여한 기업은 총 2,623개 기업(응답률: 61%)이었고, 4개년 모두 응답한 기업은 1,091개 기업(응답률: 26%)이었다. 그런데, 공기업과 사기업의 기업 속성이 다르기 때문에 본 연구에서는 169개 공기업을 제외한 사기업만을 이용하도록 하였다. 또한, 본 연구는 비정규직 비율의 종적인 변화패턴에 초점을 두기 때문에 시간에 따라 적어도 한 번의 비정규직 자원을 보유한 기업만을 연구 샘플로 채택했다. 이러한 조건을 충족하는 총 샘플은 756개 기업이며, 반복측정을 고려한 관측치는 2,268개이다.

2. 변수 측정

가. 독립변수

본 연구의 독립변수는 직접 및 간접고용 비정규직 비율의 종단적 변화패턴(Bayes slope)이다. 두 비정규직 비율의 변화 패턴변수를 계산하기 전에 3개년의 직접 및 간접고용 비정규직 비율이 계산되어졌다. 직접고용 비정규직 비율은 각 3개년(05, 07, 09년) 기간제(계약직) 및 파트타임(단시간) 근로자의 총인원수를 각 해별 전체근로자(간접고용제외) 수로 나누어 구하였다. 또한 간접고용 비정규직 비율은 각 3개년 (05, 07, 09년) 전체 근로자 이외의 외부 파견 근로자, 특수고용형태/독립도급 근로자, 재택/가내 근로자, 사내하청/용역 근로자, 일용 근로자 및 기타 외부 근로자를 모두 포함한 값을 각해별 전체 근로자(간접고용포함)에 총 간접고용 근로자의 총 합으로 나누어 구하였다.

이렇게 구해진 3개년의 직접 및 간접고용 비율은 Bliese and Ployhart(2002)의 임의계수 성장(random coefficient growth model, RCGM)을 이용하여 시간에 따라 충분히 유의미한 시간의 분산성분(variance component)을 확인할 수 있었고, 이에 따라, 본 연구에서는 시간적 추세(temporal trend)를 포함하고 있는 경험적 베이지안 추정계수(empirical Bayes slope estimate)를 환산하여 각각 직접 및 간접고용 비정규직 비율 변화의 기울기(slope) 값을 실제 독립변수로 활용하였다. 직접 및 간접고용 비정규직 비율 변화의 베이지안 추정계수를 구하기 위해서 본

연구는 시간 임의 모수인 TIME이 직접 및 간접고용 비정규직 비율 변화를 추정하도록 하여 (선형적인 시간 변화 TIME 코딩을 위하여 2005년은 0, 2007년은 1, 그리고 2009년은 2로 입력되었다), 시간에 따른 선형 변화값의 기울기 계수를 추출하여 독립변수로 활용하였다.

$$\text{레벨 1: 비정규직 비율}_{it} = \pi_{0i} + \pi_{1i}(\text{TIME}) + e_{it}$$

$$\text{레벨 2-1: } \pi_{0i} = \beta_{00} + \nu \quad \pi_{1i} = \beta_{00} + \gamma_{0i}$$

$$\text{레벨 2-2: } \pi_{1i} = \beta_{10} + \gamma_{1i}$$

그러므로 정(+) 방향의 값을 보일 경우 3개년의 시간에 따라 고용률이 증가하는 패턴을 보이는 것이며, 부(-) 방향의 값을 보일 경우 시간에 따라 고용률이 감소하는 패턴을 보이는 것으로 설명될 수 있다. 예를 들어, “가” 기업의 직접고용 비정규직의 비율이 시간이 지남에 따라 17.44%, 6.47%, 그리고 3.94%로 그 비율을 감소되었을 경우, 실제로 베이지안 추정계수 값은 -0.0119 으로 추정되어지고 부(-) 방향의 값을 보이기 때문에 시간이 지남에 따라 “가” 기업의 직접고용 비정규직 비율이 감소함을 발견할 수 있다. 반대로 “나” 기업의 간접고용 비정규직의 비율이 시간이 지남에 따라 10.53%, 16.67%, 그리고 39.02%로 그 비율이 증가되었을 경우, 베이지안 추정계수 값은 $+0.0200$ 로 추정되어지고 정 (+) 방향의 값을 보이게 된다.

나. 종속변수

본 연구의 종속변수는 조직의 시간에 따른 순이익의 변화로 측정되었다. 순이익 성과지표는 대표적인 회계성과지표 중에 하나로써 일반적으로 기업수준의 연구에서 많이 쓰여지는 성과변수이다(Richard, Devinney, Yip, and Johnson, 2009). 또한, 비정규직 활용에 따른 다양한 비용 및 편익이 종합적으로 반영될 수 있는 지표라고 판단하였다. 특히, 2007, 2009, 그리고 2011년의 순이익을 이용함으로써 독립변수와의 시간상의 차이를 돕으로써 인과관계의 순서를 유지하고 동일방법편의(common method variance)의 문제점을 줄이려고 노력했다. 분석에 투입된 단위는 백만 원이다.

다. 통제변수

직접 및 간접고용 비정규직 비율 변화와 조직성과 변화의 시간에 따른 종단적 관계를 엄밀히 조사하기 위해, 본 연구에서는 4가지 통제변수를 이용하였다. 우선, 산업에 따라 조직의 성과 및 비정규직의 비율이 다르기 때문에 기업 더미를 만들어서 산업을 통제하였다. 특히, 제조업의 비율이 대략적으로 45% 정도로 많은 부분을 차지하였기 때문에, 제조업에 기초하여 한 개의 기업더미(1=제조업, 0=비제조업)를 통제하였다. 또한, 기업이 오래될수록 경쟁적인 역량이 다를 수 있으므로 기업 연령을 환산하여 통제하였다. 또한, 과거의 성과가 추후의

인적투자에 많은 영향을 주기 때문에 최초의 성과 값이 2005년의 성과를 통제하였고, 특히, 2005년의 ROA(순이익 / 자산)를 이전 성과로 간주하여 통제하였다. 마지막으로, 기업의 규모 또한 기업의 성장과 성과에 영향을 주기 때문에 2005, 2007, 그리고 2009년의 평균 기업 규모(전체 근로자수)가 통제되었다.

3. 분석방법

본 연구의 분석을 위하여 앞서 언급한 Bliese and Ployhart(2002)의 임의계수성장모형(random coefficient growth model, RCGM)을 종단적 분석방법으로 채택하였다. 임의계수성장모형은 특별히 본 연구에서 제안하고 있는 모형을 분석하는 부분에 많은 이점이 있다. 우선, 이 모형은 기업 간의 차이를 기반으로 시간 가변적(time-varying)이면서 시간 고정적인(time-invariant) 변수들간의 관계를 갖는 자료에 유용하게 쓰일 수 있다(Bliese and Ployhart, 2002; Ployhart and Vandenberg, 2010; Raudenbush and Bryk, 2002). 일반선형모형의 경우 각 관측치에 오차항은 독립적이라는 가정이 있기 때문에, 반복측정자료를 일반 선형모형을 통해 분석하면 동일한 개체의 시간에 따라 변화하는 값의 오차항 사이에 상관관계가 존재하는 현실을 반영할 수 없다. 이 문제를 고려하지 않고 일반선형모형을 도입할 경우 표준오차가 지나치게 커져, 실제로 존재하는 유의미한 결과를 포착할 가능성을 저하시키게 된다. 따라서 시간 가변적 측정변인과 시간불변적 측정변인의 분석수준을 별도로 고려하는 다수준 모형의 도입이 필요한 것이다(Bliese and Ployhart, 2002; Cohen, Cohen, West and Aiken, 2003). 이러한 특성을 반영하여 임의계수성장모형은 최근 전략적 인적자원 연구 분야에서도 활발히 활용되고 있다(예: Ployhart, Weekley, and Ramsey, 2009).

특히, 본 연구에서는 종속변수의 시간적인 추세(temporal trend: TIME)를 하나의 시간 임의변수(레벨 1)로 지정하여 레벨 1의 순이익 시간 임의 변수를 레벨 2의 직접 및 간접고용 비정규직 비율 변화 패턴으로 추정하도록 하였다.

$$\text{레벨 1: 순이익}_{it} = \pi_{0i} + \pi_{1i} (\text{TIME}) + e_{ti}$$

$$\text{레벨 2-1: } \pi_{0i} = \beta_{00} + \beta_{01}(\text{비정규직 비율 변화}) + \gamma_{0i}$$

$$\text{레벨 2-2: } \pi_{1i} = \beta_{10} + \beta_{11}(\text{비정규직 비율 변화}) + \gamma_{1i}^1)$$

레벨 1의 수식에서 순이익_{it}는 기업의 해당 년도의 순이익을 나타내며 e_{ti}는 임의오차(random error)를 나타낸다. 이때, t는 관측시점이고 i는 개별기업이다. 특히, π_{0i}와 π_{1i} 모수(parameters)를 이용하여 해당 기업의 시간적 변화(trajecotory)를 환산 및 추정할 수 있다. π_{0i}는 초기 순이익가치(intertcept)를 나타내며 π_{1i}는 순이익의 기대 선형 성장률(slope)을 의미한

1) 본 연구의 주된 목적은 레벨 2 독립변수인 비정규직 비율의 변화(기울기)가 어떻게 레벨 1 순이익의 시간에 따른 변화(기울기)에 영향을 주는지에 대하여 밝혀내는 것이기 때문에 두 기울기간의 유의미성만을 경쟁가설 테스트에 이용하였다.

다. 만약, 임의 모수(random parameters in variance component)가 통계적으로 유의미 할 경우, 시간에 따른 기업간의 순이익의 차이를 확인할 수 있기 때문에, 직접 및 간접 비정규직 비율 변화 패턴(레벨 2)을 레벨 1에 포함함으로써 비정규직 비율의 변화패턴에 따른 기업 간의 순이익 성장패턴 또는 하락 패턴을 추정할 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 레벨 2-1과 2-2에서 확인할 수 있듯이 직접 및 간접고용 비정규직 비율의 변화 패턴의 절편(intercept)이 초기 순이익 가치(π_{0i})를 추정하도록 하였고, 직접 및 간접고용 비정규직 비율의 변화 패턴의 기울기(slope)가 순이익의 선형 성장률(π_{1i})의 추정하도록 하였다. 특히, 본 연구의 경쟁가설의 초점은 기울기(slope) 변화에 따른 순이익의 증가 또는 감소 패턴이므로 기울기 계수의 방향성과 유의미성에 결과 검증에 초점을 두었다.

IV. 분석결과

1. 기초통계분석

<표 1>은 본 연구에 사용된 756개 기업의 기술적 통계(descriptive statistics)를 나타낸다. 흥미로운 결과는 본 연구의 경쟁가설과는 다르게 각 해의 직접고용 비정규직 비율과 순이익과의 상관관계가 유의미하지 않았으며, 각해의 간접고용 비정규직 비율은 순이익과 정(+)의 관계로 유의미 하였다. 이러한 상이한 발견은 변수들의 평균값과 이변량 상관관계는 종적인 관계 안에서 기업간(between firm)과 기업내(within firm)의 순이익 변화의 변동량(variance)을 감출 수 있기 때문으로(Rogosa, 1995) 추정된다.

<표 1> 평균, 표준편차, 및 상관관계

구 분	M	s.d.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1. 산업 더미	.43	.50	-												
2. 기업 연령	29.81	18.71	-.01	-											
3. ROA (05)	.05	.10	.07	-.06	-										
4. 기업 규모 (05, 07, 09)	405.33	621.23	.08	.16*	.05	-									
5. 직접고용 비정규직 비율 (05)	.09	.18	-.28*	-.04	.02	-.06	-								
6. 직접고용 비정규직 비율 (07)	.10	.19	-.31*	-.05	.04	-.06	.56*	-							
7. 직접고용 비정규직 비율 (09)	.10	.19	-.35*	.01	.03	.02	.41*	.46*	-						
8. 간접고용 비정규직 비율 (05)	.11	.17	.02	-.09*	-.01	.01	.11*	.02	.03	-					
9. 간접고용 비정규직 비율 (07)	.09	.16	.01	-.07	-.00	.10*	.08*	.03	-.01	.45*	-				
10. 간접고용 비정규직 비율 (09)	.08	.15	.05	-.01	.02	.08*	.01	.02	.01	.38*	.46*	-			
11. 순이익 (07)	57,234.00	238,007.00	.09*	.06	.12*	.38*	.02	-.01	-.02	.16*	.18*	.17*	-		
12. 순이익 (09)	92,253.00	347,231.00	.06	.02	.10*	.33*	.03	-.03	-.02	.10*	.12*	.13*	.78*	-	
13. 순이익 (11)	97,981.00	442,259.00	.02	.00	.10*	.21*	.13*	-.04	-.04	.21*	.25*	.13*	.66*	.71*	-

주. N = 756. 기업 더미 (1 = 제조업, 0 = 제조업을 제외한 다른 산업). *p < .05.

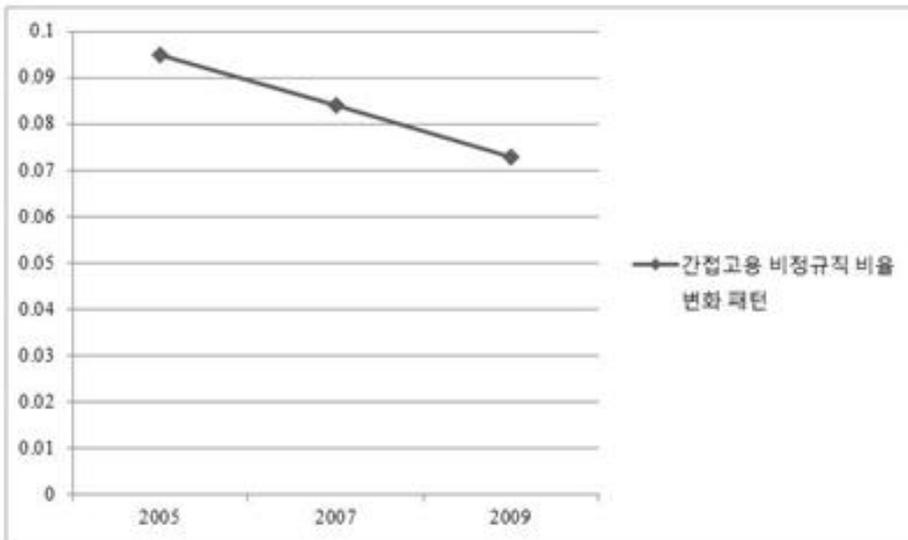
추가적으로 본 연구에서는 시간에 따라 직접 및 간접고용 비정규직 비율이 시간에 따라 어떻게 변화하는지 임의계수 성장곡선 모형 방법(RCGM)를 이용하여 결과를 관찰했다. <표 2>에서 볼 수 있듯이 시간 모수(TIME: 선형적 관계)를 시간 가변적(time-varying) 직접 및 간접고용 비율 변화를 추정하도록 하였다. <표 2> 결과가 보여주듯이 직접고용 비정규직 변화는 시간에 따라 긍정적이었지만($\beta = .001, n.s.$), 특별히 유의미한 패턴을 보이지는 않았다. 그러나 임의 모수(TIME in variance component: $.004, p < .05$)가 유의미 하여 기업간의 충분한 차이를 발견할 수 있으므로, 추후적으로 레벨 2인 독립변수들을 포함하여 본 가설을 검증할 조건이 충족되었다. 간접고용 비정규직 비율의 변화의 경우(그림 1), 시간에 따라 감소 패턴이 있었고 ($\beta = -.011, p < .05$), 유의미 하였으며 임의 모수 또한 유의미한 결과를(variance component = $.002, p < .05$) 보였다. 그러므로 두 독립변수 모두 충분한 시간에 따른 차이가 기업간에 발견되어 추후적으로 가설을 검증할 수 있었다.

<표 2> 시간에 따른 직접고용 및 간접고용 비정규직 비율의 변화 패턴 결과(2005~2009년)

구 분	DV = 직접고용비정규직 비율변화		DV = 간접고용비정규직 비율변화	
	β	SE	β	SE
Intercept	.097*	.007	.095*	.005
변화변수				
TIME	.001	.004	-.011*	.003
분산 성분				
Intercept	.019*	.001	.010*	.001
TIME	.004*	.000	.002*	.000
-2 log-likelihood		-579.50		-1,373.50
Akaike's information criterion		-573.50		-1,367.50

주. *p < .05. DV = 종속변수; TIME = 시간변화.

<그림 1> 시간에 따른 기업의 간접고용 비정규직 비율의 변화 예측패턴



2. 가설검증

전체적인 가설 검증을 위하여 모든 통제변수 및 독립변수들 모두 표준화(standardized)하여 분석에 활용하였다. 가설검증을 위하여 4개의 통제변수와 함께, 독립변수의 기울기(slope)를 각각 레벨 1의 모수인 π_{0i} (순이익 변화의 intercept)와 π_{1i} (순이익 변화의 slope)를 각각 추정하도록 하였다. Model 1은 무조건(또는 기본) 모델(unconditional or baseline model)을 의미하며 통제변수와 시간 변수(TIME)가 포함되었다. 이 결과가 보여주듯이 시간에 따라 순이익이 선형적으로 증가($\beta = 23,797, p < .05$)하는 패턴을 볼 수 있었다. Model 2에는 직접고용 비정규직 비율 변화의 기울기가 각각 순이익 변화의 절편과 기울기를 추정하도록 하였다. 결과가 보여주듯이

직접고용 비정규직의 비율이 시간에 따라 정(+)의 방향으로 증가함에 따라 순이익이 시간에 따라 부(-)의 방향으로 감소하였다($\beta = -38,767.00, p < .05$). 그러므로 본 연구의 경쟁가설 1은 채택되었다(그림 2). Model 3에서는 간접고용 비정규직 비율의 시간 변화의 기울기를 각각 순이익 변화의 절편과 기울기를 추정하도록 하였다. 결과에서 볼 수 있듯이 간접고용 비정규직의 비율이 시간에 따라 정(+)의 방향으로 증가함에 따라, 순이익이 시간에 따라 부(-)의 방향으로 감소(-) 하였다($\beta = -26,854.00, p < .05$). 그러므로 경쟁가설 2도 채택되었다(그림 3).

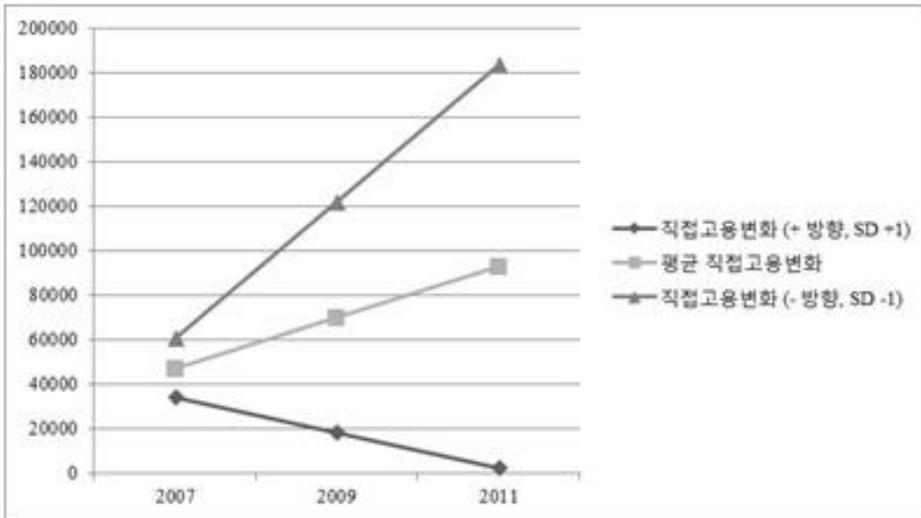
<표 3> 임의계수 성장모형 분석 결과: 비정규직 고용 비율 변화에 따른 조직성과 (순이익)의 변화 패턴

구 분	Model 1		Model 2 (직접고용)		Model 3 (간접고용)		Model 4		Model 5 (조절효과)	
	β	SE	β	SE	β	SE	β	SE	β	SE
Intercept	45,943.00*	(15,813.00)	47,343.00*	(15,803.00)	44,293.00*	(15,821.00)	45,734.00*	(15,823.00)	45,236.00*	(15,987.00)
통계변수										
산업 더미	21,694.00	(21,366.00)	18,389.00	(21,379.00)	23,691.00	(21,346.00)	20,517.00	(21,381.00)	22,616.00	(21,532.00)
기업 연령	-8,299.57	(12,175.00)	-8,039.62	(12,155.00)	-5,346.20	(12,214.00)	-5,437.30	(12,201.00)	-5,020.78	(12,233.00)
ROA (05)	25,196.00*	(10,725.00)	25,729.00*	(10,708.00)	25,842.00*	(10,706.00)	26,248.00*	(10,695.00)	26,026.00*	(10,721.00)
기업규모 (05, 07, 09)	89,924.00*	(9,687.88)	91,924.00*	(9,713.93)	90,410.00*	(9,670.28)	92,143.00*	(9,700.12)	92,279.00*	(9,724.28)
시간 변수										
TIME	23,797.00*	(8,856.14)	22,838.00*	(8,721.92)	22,148.00*	(8,773.50)	21,504.00*	(8,663.99)	17,640.00*	(8,454.85)
독립변수										
직접고용변화			-13,002.00	(12,651.00)			-11,227.00	(12,736.00)	-11,796.00	(12,823.00)
직접고용변화 x TIME			-38,767.00*	(10,066.00)			-35,145.00*	(10,063.00)	-29,286.00*	(9,843.54)
간접고용변화					-12,124.00	(10,556.00)	-10,840.00	(10,636.00)	-11,028.00	(10,701.00)
간접고용변화 x TIME					-26,854.00*	(8,313.36)	-23,147.00*	(8,272.25)	-18,596.00*	(8,085.97)
조절변수										
직접고용변화 x 간접고용변화									-8,083.05	(8,581.26)
직접고용변화 x 간접고용변화 x TIME									37,107.00*	(6,359.43)
분산 성분										
Intercept	4.06x 10 ¹⁰ *	(3.75 x 10 ⁹)	4.06x 10 ¹⁰ *	(3.74 x 10 ⁹)	4.05 x 10 ¹⁰ *	(3.73 x 10 ⁹)	4.05 x 10 ¹⁰ *	(3.73 x 10 ⁹)	4.13 x 10 ¹⁰ *	(3.74 x 10 ⁹)
TIME	2.62x 10 ¹⁰ *	(2.44 x 10 ⁹)	2.50x 10 ¹⁰ *	(2.37 x 10 ⁹)	2.53 x 10 ¹⁰ *	(2.39 x 10 ⁹)	2.43 x 10 ¹⁰ *	(2.32 x 10 ⁹)	2.24 x 10 ¹⁰ *	(2.19 x 10 ⁹)
-2 log-likelihood	42,648.90		42,588.30		42,593.50		42,536.50		42,463.20	
Akaike's information criterion	42,654.90		42,594.30		42,599.50		42,542.50		42,469.20	

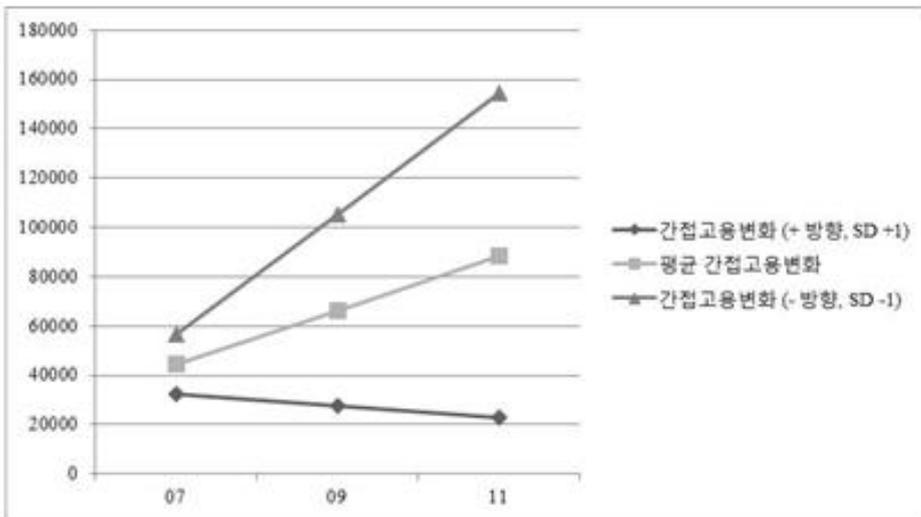
Note. DV = 3년간 (07, 09, 11) 순이익 변화.

*p < .05.

<그림 2> 직접고용 비정규직비율의 변화에 따른 조직성과 변화 예측패턴



<그림 3> 간접고용 비정규직비율 변화에 따른 조직성과 변화 예측패턴



3. 추가분석

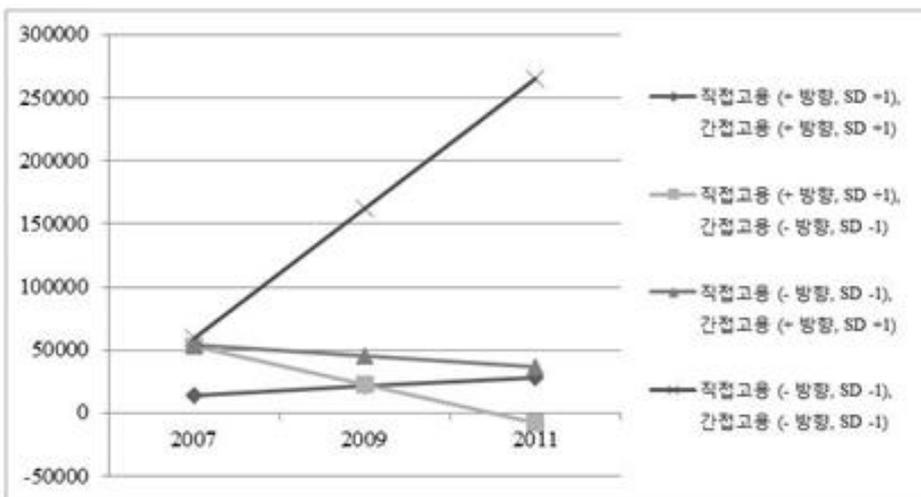
본 연구에서는 경쟁가설과 별도로 직접고용 비정규직 변화와 간접고용 비정규직 변화간의 상호작용을 분석하였다. 두 차별적인 비정규직의 유형 간에 상이한 효과가 있거나, 서로가 상호효과를 강화시키는 작용을 하고 있는 경우 상호작용검증을 통해 이를 확인할 수 있기 때문이다.

추가분석의 결과는 다음과 같다. Model 5에 볼 수 있듯이 두 독립변수들의 기울기들, 그리고 그것들의 상호작용 변수들이 순이익 시간변화의 절편과 기울기를 추정하도록 하였다. 결과에서 볼 수 있듯이, 직접고용변화 및 간접고용변화의 상호작용은 정(+)의 방향으로 유의미($B = 37,107.00, p < .05$) 하였으나, 상호작용의 결과 분석 시 해당변수들이 상호작용의 결

과에 서로 영향을 주기 때문에 그림을 통하여 시간에 따른 패턴을 분석하고, 결과의 기울기 추정값을 계산하여 단순 기울기 조사(simple slope test)를 통하여 해당 기울기들의 유의미성을 확인하는 것이 필요하다.

임의계수성장모형방법(RCGM)에서 추정된 회귀계수들을 이용하여 표준편차의 -1 과 +1을 기준으로 성장곡선을 산출했다. <그림 4>에서 볼 수 있듯이 직접고용과 간접고용 모두 비정규직비율을 감소시키는 기업일수록 시간에 따라 선형적으로 기업의 순이익이 증가함을 볼 수 있었다. 또한, Preacher and Curran(2006)의 단순 기울기 조사의 방법에 따라 각 조건별 기울기의 유의미성을 조사한 결과 직접고용(-)과 간접고용(-) 조합(slope $\beta = 102,629.00$, $p < .05$)의 기울기만이 나머지 기울기와 유의미한 차이를 나타내는 것으로 산출되었다. 그러므로 비정규직의 직접고용과 간접고용을 시간에 따라 줄여나가는 기업의 경우, 시간이 지남에 따라 지속적으로 순이익이 증가하는 패턴으로 보였다.

<그림 4> 직접 및 간접고용 비정규직비율 변화간의 상호작용효과



V. 결 론

1. 연구의 한계점과 향후 연구방향

본 연구는 비정규직 활용과 기업성과의 관계를 파악하는 차별적인 시도로서 비정규직 활용의 변화(flow)와 기업성과의 향상이라는 동태적(dynamic) 관계를 검토하는 과정의 중간적 결과물의 의미를 가진다. 따라서 다음과 같은 한계점을 보유하고 있다. 이 한계점들을 향후 연구와 연계하여 토론하면 다음과 같다.

첫째, 현재의 가설은 긍정론과 부정론이 대립하는 경쟁가설로 기존 정태적 연구들의 논리를 그대로 차용한 측면이 강하다. 따라서 동태적 관계를 적절히 설명해줄 수 있는 이론을

구성한 후 긍정론이나 부정론 중에서 어떠한 것이 더욱 타당한지에 대한 논리적인 근거를 확보해야 할 것이다. 추후연구에서는 경로의존성(path dependence) 또는 동태적 역량(dynamic capability)과 같이 시간의 개념을 포괄하고 있는 이론적 틀을 구성하여 비정규직활용 변화와 성과변화의 관계를 보다 명확하게 설명할 수 있어야 할 것이다.

둘째, 본 연구는 직접효과의 검증에 국한하고 있다. 기존문헌들에서 도입하고 있는 긍정론과 부정론 모두 비정규직활용과 기업성과의 관계를 설명할 때, 다양한 매개요인(예: 이직률, 노동생산성, 혁신성과, 인적 자본, 사회적 자본 등)이나 조절요인(예: 생산기술, 경쟁전략, 산업환경 등)을 고려하고 있기 때문에, 이를 고려한 동태적 매개 또는 조절효과를 검증해볼 필요성이 제기된다. 특히, 특정한 한 시점에서의 비정규직 활용과 중장기적으로 지속적인 비정규직 활용의 패턴이 가질 수 있는 긍정적 또는 부정적 효과는 조직의 내부 및 외부 상황적 요인에 따라서 상이하게 나타날 수 있기 때문에 상황적 요인에 대한 조절효과를 분석하는 것이 향후 중요한 추후과제가 될 수 있다.

셋째, 본 연구가 종단적 연구이기는 하지만 실제 투입된 자료는 격년마다 반복측정된 3개년의 자료로, 독립변수와 종속변수가 각각 총 4년 동안만의 변화를 포착하고 있는 한계를 가진다. 이 기간은 기존연구들에 비해서는 장기간이기는 하지만, 관계의 비선형성(nonlinearity)을 확인하기 위해서는 반복측정의 횟수가 4회 이상이 되어야하기 때문에 향후 WPS 5차 자료부터는 비선형성 등 더욱더 구체적인 동태성을 파악할 수 있을 것으로 기대할 수 있다.

넷째, 본 연구는 비정규직의 양적변화에 초점을 두었지만 비정규직 관리의 질적 차이와 변화에 대해서는 고려하고 있지 않다. 기존 연구들(예: 김윤호, 2011, 권순식, 2004)은 비정규직 활용의 양적 차이와 관리의 질적 차이를 동시에 고려하고자 노력하였다. 추후 연구에서는 비정규직 인적자원관리의 변화가 조직성과의 변화에 미치는 효과도 함께 고려해야 할 것이다. 이와 함께 정규직에 대한 인적자원관리 방식에 따라 정규직이 비정규직 활용에 대한 인식과 평가가 상이할 가능성이 있기 때문에 정규직 인적자원관리 방식도 중요한 상황적 요인으로 고려해 볼 수 있을 것이다.

다섯째, 본 연구는 우리나라 사업장을 대표하는 WPS자료를 활용한 결과이다. 기존연구들을 살펴보면, 비정규직 활용과 기업성과의 관계는 국가별로 일정한 차이를 보이고 있다. 예를 들어, 상대적으로 비정규직 비율이 낮고 정규직-비정규직 간의 근로조건 격차가 낮은 미국의 연구들은 비정규직 활용의 기업성과에 대한 긍정적인 영향을 보고하고 있는 반면, 스페인과 우리나라와 같이 비정규직 비율이 상대적으로 높고 정규직-비정규직 간의 근로조건 차이도 높은 국가들의 연구결과는 비정규직 활용이 기업성과에 대체적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 국가별 노동시장, 제도 및 규범적 특성이 비정규직 활용과 기업성과에 미치는 영향을 국제비교연구를 통해 살펴볼 필요성이 제기된다.

2. 연구의 시사점

본 연구의 분석결과를 요약하면 다음과 같다. WPS 1~4차년도 자료의 2,268개 관측치를 활용하고 다수준분석기법인 임의계수성장모형을 통해 가설과 추가분석과제를 검증한 결과, 직접고용 및 간접고용 형태 모두 비정규직비율의 기업 내 증가는 시간에 따른 순이익의 감소에 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한, 추가분석을 통해 두 비정규직 유형의 활용변화 간 상호작용효과를 검증한 결과, 직접고용과 간접고용 비정규직의 비율을 동시에 감소시킨 경우가 시간에 따른 순이익의 증가에 유의하게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 다음과 같은 시사점을 제공한다.

첫째, 연구결과는 우리나라 기업들의 경우 비정규직의 추가적 활용이 인력관리의 효율성을 증대시키는 효과보다는 다양한 잠재적 비용을 확대시켜 중장기적으로 기업성과의 하락을 가속화시키는 것으로 나타났다. 이것은 단기적인 수익성 향상을 위한 고용의사결정이 중장기적으로는 수익성 하락에 상당한 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 즉, 비정규직 활용을 통한 비용감소의 효과보다는 조직원들의 조직에 대한 충성심 및 신뢰의 감소, 사회적 자본의 감소 등으로 인한 부정적 효과가 더욱 강할 수 있음을 나타낸다. 따라서 기업이 사람을 통한 지속적인 경쟁우위를 확보하고 기업의 성장을 견인하기 위해서는 비정규직의 활용보다는 지속적인 인적 자본과 사회적 자본의 축적이 가능한 정규직 인력에 대한 투자를 확대하는 고용전략경로를 설계하고 실행하는 것이 바람직할 것이다.

둘째, 연구결과를 고려한다면, 정책적인 차원에서도 기업의 고용의사결정이 비정규직에 대한 의존성을 낮추는 방향으로 형성될 수 있도록 하는 정책수단의 마련이 시급함을 시사한다. 즉, 비정규직 고용이 노동시장에서 더욱 강한 구조적 관성을 형성하기 이전에, 정규직 중심의 고용을 통해 기업의 성과향상을 추구하는 경영관행을 확산시킬 수 있는 고용정책의 마련이 적극적으로 검토되어야 할 것이다.

<참고문헌>

- 권순식. 2004. 비정규직 고용과 기업의 이익:유인과 공헌 균형 이론의 적용. *인사관리연구*, 28(3): 79-109.
- 이시균 · 김정우. 2006. 비정규직 활용이 기업성장에 미치는 영향. *노동리뷰*, 19.
- 전병유 · 장동구. 2005. 노동시장의 구조변화와 생산성: 비정규직 및 여성고용을 중심으로. *금융경제연구*, 232: 2-30.
- 정재훈 · 오주연. 2009. 비정규직 고용이 노동생산성과 재무적 성과에 미치는 영향. *경영논집*, 15(2):195-207.
- 최종일. 2012. 매출액 불안정성과 비정규직 노동에 관한 연구: 우리나라 제조업 패널데이터 분석. *산업경제연구*, 25(5):3299-3316.
- Becker, P. A. 2004. Utilization of Contingent Workers and Firm Performance. Paper presented at the *The Industrial Relations Research Association Proceedings 2004 Proceedings of the 56th IRRA Annual Meeting*.
- Bhattacharya, M. & Wright, P. M. 2005. Managing human assets in an uncertain world: applying real options theory to HRM. *The International Journal of Human Resource Management*, 16(6): 929 - 948.
- Blau, P. M. 1964. *Change and Power in Social Life*. New York: J. Wiley.
- Bliese, P. D., and Ployhart, R. E. 2002. Growth modeling using random coefficient models: Model building, testing, and illustrations. *Organizational Research Methods*, 5: 363388.
- Bowman, E. H., and Hurry, D. 1993. Strategy through the Option Lens: An Integrated View of Resource Investments and the Incremental-Choice Process. *Academy of Management Review*, 18(4): 760-782.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. S., and Aiken, L. 2003. *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cunha, R. C., Cunha, M. P., Morgado, A. J., and Brewster, C. 2002. Market Forces, Strategic Management, HRM Practices and Organizational Performance, a Model Based in European Sample 1-44: FEUNL Working Paper No. 415
- Diaz-Mayans, M. A. and Sanchez, R. 2004. Temporary employment and technical efficiency in Spain. *International Journal of Manpower*, 25(2): 181-194.
- Giannetti, C., and Madia, M. 2013. Work arrangements and firm innovation: is there any relationship? *Cambridge journal of economics*, 37(2), 273-297.
- Hirsch, B., and Mueller, S. 2010. Temporary agency work and the user firm's productivity: First evidence from German Panel Data (No. 68). Diskussionspapiere//Universität Erlangen-Nürnberg, Lehrstuhl für Arbeitsmarkt-und Regionalpolitik.
- Kleinknecht, A., Oostendorp, R., and Pradhan, M. 1998. Flexible labour, firm growth and employment An exploration of micro data in the Netherlands mimeo.
- Kleinknecht, A., Oostendorp, R., M., Pradhan, M., P. , and Naastepad, C. W. M. 2006.

- Flexible labour, firm performance and the Dutch job creation miracle. *International Review of Applied Economics*, 20(2): 171.
- Kotabe, M., and Mol, M. J. (2009). Outsourcing and financial performance: a negative curvilinear effect. *Journal of Purchasing and Supply Management*, 15(4), 205–213.
- Lewin, D. 2001. Low–Involvement Work Practices and Business Performance. Paper presented at *the Proceedings of the 53rd Annual Meeting*, Champaign, IL: IRRA.
- Martínez Sánchez, A., Vela Jiménez, M. J., Pérez Pérez, M., and de Luis Carnicer, P. 2011. The dynamics of labour flexibility: relationships between employment type and innovativeness. *Journal of Management Studies*, 48(4): 715–736.
- Michie, J. and Sheehan–Quinn, M. 2001. Labour Market Flexibility, Human Resource Management and Corporate Performance. *British Journal of Management*, 12(4): 287–306.
- Nayar, N. and Willinger, G. L. 2001. Financial implications of the decision to increase reliance on contingent labor. *Decision Sciences*, 32(4): 661.
- Ployhart, R. E., and Vandenberg, R. J. 2010. Longitudinal research: The theory, design, and analysis of change. *Journal of Management*, 36: 94–120.
- Ployhart, R. E., Weekley, J. A., and Ramsey, J. (2009). The consequences of human resource stocks and flows: A longitudinal examination of unit service orientation and unit effectiveness. *Academy of Management Journal*, 52: 996–1015
- Preacher, K. J., Curran, P. J., and Bauer, D. J. (2006). Computational tools for probing interaction effects in multiple linear regression, multilevel modeling, and latent curve analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 31, 437–448.
- Raudenbush, S. W. and Bryk, A. S. 2002. *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2nd edition). Newbury Park, CA: Sage.
- Richard, P. J., Devinney, T. M., Yip, G. S., and Johnson, G. 2009. Measuring organizational performance: Towards methodological best practices *Journal of Management*, 35, 718–804.
- Rogosa, D. R. 1995. Myths and methods: Myths about longitudinal research plus supplemental questions. In J. M. Gottman (Ed.), *The analysis of change*: 366. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Sanchez, R. and Toharia, L. 2000. Temporary workers and productivity: the case of Spain. *Applied Economics*, 32(5): 583–591.
- Valverde, M., Tregaskis, O., & Brewster, C. 2000. Labor Flexibility and Firm Performance. *International Advances in Economic Research*, 6(4): 649.
- Zhou, H., Dekker, R., & Kleinknecht, A. 2011. Flexible labor and innovation performance: evidence from longitudinal firm–level data. *Industrial and corporate change*, 20(3), 941–968.