

노동정책연구
2007. 제7권 제3호 pp. 1~33
© 한국노동연구원

연구논문

한국의 지역노동시장 조정의 동학

김혜원*

본 논문은 한국 지역노동시장의 지역간 격차가 단기·장기에 걸쳐 어떻게 조정되는지에 대해 검토하는 것을 목적으로 하고 있으며, 크게 한국 지역노동시장 격차의 전형적 사실을 확인하는 부분과 격차의 내적 조정메커니즘을 규명하는 부분으로 구성된다. 우선 지역간 불균등 발전이 긴 기간에 걸쳐 진행되어 지역간 취업자 증가율, 고용률의 격차가 지속되고 있음을 확인할 수 있었다. 이에 비해 실업률과 임금률의 지역간 격차는 이론에서 예측하는 바와 같이 내생적 힘에 의해 조정된다는 것을 확인할 수 있다. 본 논문의 두 번째 분석 초점은 지역특수적 노동시장 충격을 흡수하는 내적 조정메커니즘인데 이를 구조적 VAR 모형을 실증적으로 검토하였다. 기존 연구에 따르면 두 가지 유형이 있는데 미국형은 활발한 노동자의 지역간 이주를 통해 충격이 흡수되는 데 비해서 유럽형은 지역간 이주가 크지 않고 지역내 경제활동참가율의 변동에 의해 충격이 흡수된다. 1989~2004년까지의 연도별 시계열 자료를 이용하여 추정한 결과에 따르면 한국은 미국형보다는 유럽형에 가깝다는 것을 확인할 수 있었다.

핵심용어 : 지역노동시장, 실업률, 구조적 벡터자기회귀모형, 노동이동

논문접수일 : 2007년 9월 1일, 심사의뢰일 : 9월 7일, 심사완료일 : 9월 17일

* 한국노동연구원 부연구위원(hwkim@kli.re.kr)

I. 서론

경제성장론의 중요 연구 주제는 국가간 소득격차가 수렴되는지 여부, 다시 말하면 가난한 나라가 부유한 나라와의 소득수준 차이를 좁혀나가는 것이 가능한지, 만약 가능하다면 어떤 메커니즘을 통해서인지를 연구하는 것이다. 경제성장론은 국가간 소득격차에 그치지 않고 한 국가 내에서 지역간 소득격차의 수렴에 대해서도 연구한다. Barro and Sala-i-Martin(1995)에서는 미국, 일본, 유럽 내 지역간 소득의 변화에 대한 경험적 연구를 소개하고 있다.

경제성장론이 비교적 긴 기간에 걸친 지역간 소득격차의 추세에 대해 연구하는 것에 비해 노동경제학에서의 지역노동시장 연구는 단기적인 지역특수적 충격이 발생했을 때 이로 인해 발생하는 지역노동시장간 격차, 즉 실업률의 차이나 임금수준의 차이가 어떻게 조정되고 해소되는지에 대해 연구하는 것이다.

예를 들어, 한 지역이 활황 상태가 되면 이 지역의 실업률이 하락하고 임금은 상승한다. 이에 따라 지역 내에서 그 전까지 경제활동에 참여하지 않았던 이들이 경제활동에 참여하게 되고 다른 지역으로부터 노동자가 이주해 들어온다. 이와 함께 높아진 임금률로 인해 수익성이 떨어지는 사업체가 문을 닫고 다른 지역으로 일자리가 옮겨가게 된다. 이러한 과정을 거치면서 실업률은 다시 원래 수준으로 회복되고 임금을 역시 원상 복귀한다.

지역노동시장 조정의 동학 연구는 Blanchard and Katz(1992)의 선구적인 업적에 의해 촉발되었으며, 이후 유럽, 네덜란드, 호주, 핀란드 등 국가별 연구가 각국의 학자들에 의해 이루어졌다. 이들 연구를 종합해 보면 지역특수적 충격에 대한 노동시장의 조정 패턴은 미국식 조정메커니즘과 유럽식 조정메커니즘으로 크게 나뉜다. 미국식 조정메커니즘은 노동자의 지역간 이주를 통해 지역간 실업률 및 임금수준 차이가 해소되는 것이고, 유럽식 조정메커니즘은 지역간 이주는 매우 적은 비중만을 차지하고 지역내 경제활동참가율의 조정에 의해 지역간 실업률 및 임금수준 차이가 해소되는 것이다.

이 글은 Blanchard and Katz(1992)에서 제기된 질문과 방법론을 중심으로 한

국에서 지역노동시장의 조정 과정의 특징을 살펴본다. 대부분의 나라들과 마찬가지로 한국에서도 실업률의 차이는 장기적으로 노동시장내 조정메커니즘을 통해 사라지고 균형상태로 복귀한다는 것을 확인할 수 있었다. 그리고 이러한 실업률 차이가 해소되는 메커니즘은 노동자의 지역간 이주보다는 지역내 경제활동참가율의 조정을 통한 것임을 알 수 있었다. 이 논문은 한국의 지역노동시장 조정 동학에 대한 최초의 실증분석을 시도했다는 점에서 의의를 갖는다.

세부적으로 본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 제Ⅱ장에서는 지역노동시장이 균형상태로 조정되어가는 메커니즘에 대한 이론을 정리하고 실증적으로 조정메커니즘을 분석하는 방법론을 소개한다. 그리고 이러한 방법론에 입각하여 분석된 여러 나라의 연구 결과를 요약한다. 제Ⅲ장에서는 한국의 지역노동시장 조정 과정의 전형적 사실들을 확인하고 중요한 특징들을 살펴본다. 지역간 고용증가율의 차이가 지속되는지, 지역간 실업률의 격차가 지속되는지 여부를 검토하며 지역간 임금격차의 지속성도 살펴본다. 이와 함께 최근 이용가능해진 한국의 고용보험 DB 자료를 이용하여 일자리변동, 노동이동의 지역적 특징을 외환위기 이후 시기를 중심으로 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 계량방법론을 이용하여 한국의 지역노동시장에서 외생적 충격이 발생했을 경우 실업률과 경제활동참가율, 노동자의 지역간 이주가 어떻게 상호작용하면서 충격이 흡수되는지, 그리고 최종적으로 어떤 상태에 도달하는지를 살펴본다. 제Ⅴ장은 요약에 담고 있다.

Ⅱ. 지역노동시장 조정의 이론 및 기존 연구 결과

지역노동시장 모형에 따르면 각 지역은 차별화된 상품을 생산한다고 가정한다. 그리고 한 지역에서 특화하고 있는 상품에 수요가 증가하고 증가한 상태가 지속된다고 가정하자. 이러한 수요충격으로 인해 우선 해당 지역의 실업률이 떨어지고 노동시장참가율이 증가하며 이와 함께 실질임금이 증가할 것이다. 외생적 수요충격에 따른 이러한 즉각적 효과는 내생적 조정 과정에 의해 새로운 방향으로 변화한다. 실질임금의 증가와 실업률의 하락은 지역 내의 경제활동참

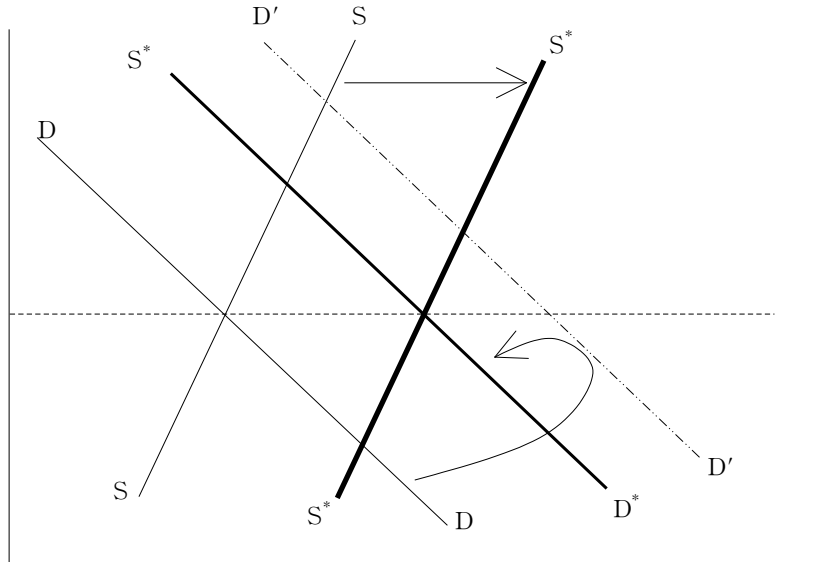
가율을 증가시켜 실질적 노동공급을 증가시키며 또한 여타 지역으로부터 이 지역으로의 노동이동을 촉발시킬 것이다. 새로운 노동력의 증가로 인해 임금률이 하방 압력을 받고 실업률 역시 원래 수준으로 회복되는 압력을 받게 된다.

이러한 설명을 노동시장을 중심으로 그림으로 표현한 것이 [그림 1]이다. 수요충격은 노동수요 곡선이 DD에서 D'D'으로 이동하는 것으로 표현된다. 주어진 인구수 하에서 지역내 가용한 노동력이 추가적으로 활용됨에 따라 경제활동참가율이 증가하고 임금률이 상승하게 된다. 임금률의 상승은 한편으로 외부로부터 인구 유입을 낳게 되는데 이것은 [그림 1]에서 노동공급 곡선(SS)의 오른쪽 수평이동으로 표현된다. 다른 한편, 실질임금의 증가는 지역 내의 한계적 일자리를 소멸시키는 영향력을 발휘하며 동시에 일자리 창출을 감소시키는 압력으로 작용한다. 그리고 이 지역으로의 새로운 자본의 유입이 감소한다. 이러한 노동수요의 순감소 압력으로 인해 노동수요는 애초의 증가보다 둔화된다. [그림 1]에서 노동수요 곡선이 크게 증가한 후 다시 감소하는 모습을 볼 수 있다. [그림 1]에서 보는 것처럼 최종적으로 지역 임금률은 원래의 임금률 수준으로 회복되며 지역 고용량은 수요충격 이전에 비해 커짐을 알 수 있다.

지역특수적 충격을 흡수하는 노동공급 측면의 대응은 장기와 단기로 구별해서 볼 필요가 있다. 수요충격이 발생했을 때 장기적인 균형 고용량은 [그림 1]에서 보듯이 노동자의 공급 변화의 힘과 기업의 해당 지역내 일자리 창출 및 소멸의 힘의 상대적 크기에 의해 결정된다. 충격 발생 이전의 고용량과 발생 이후 균형 고용량의 차이는 궁극적으로는 노동자의 공급 변화를 반영한다. 이때 노동공급의 변화는 경제활동참가율의 항구적인 변화와 노동자의 지역간 이주 양자로 분해될 수 있다. 그런데 일반적으로 경제학에서는 경제활동참가율의 지역간 차이도 장기적으로 사라진다고 본다. 단기적으로는 임금률의 증가가 지역 내의 경제활동참가율을 증가시키지만, 장기적으로 임금률이 원래 수준으로 복귀하게 되면 경제활동참가율도 원래 수준으로 복귀하게 된다는 것이다. 만약 경제활동참가율이 원래 수준으로 복귀한다면 실제 늘어난 장기 고용량은 외부로부터의 이주에 의해 전적으로 설명된다.²⁾

2) 경제활동참가 행동에 이력현상(hysteresis)이 존재한다면 이러한 추론은 변경될 수 있다. 예를 들어, 취업취약집단이 경제활동에 참가하지 않는 이유가 경제활동참가의 경험이 없어서이고 경험을 쌓음으로 인해 경제활동참가의 장벽이 낮아질 수 있다. 이럴 경우 노동시

(그림 1) 지역노동시장에서의 수요충격과 조정



단기의 경우에는 지역내 실업률의 변화, 지역내 경제활동참가율의 변화와 지역간 노동자의 이주에 의해 수요충격이 흡수된다. 이 중에 어떤 요인이 더 강하게 영향을 줄 것인가는 다음의 요인에 의해 결정된다. 첫째, 지역간 이주비용이 높을 경우 지역간 이주보다는 지역내 실업률 및 경제활동참가율이 주도한다. 둘째, 수요충격에 대응하기 위해 필요한 숙련인력이 지역내에 풍부할 경우에도 지역내 공급 변화가 주도한다. 셋째, 지역특수적 숙련이 형성되어 있을 경우에 지역내 공급 변화가 주도한다. 넷째, 지역내 경제활동참가율이 낮은 수준일 경우, 지역에 한정된 노동수요 충격은 지역내의 공급측 반응에 의해 주로 흡수된다.

예를 들어, 만약 임금이 지역노동시장의 수급을 반영하여 유연하게 변화하지 않고 경직적으로 유지되고 동시에 이주비용이 높을 경우, 노동자는 쉽게 이주하지 않고 기업도 쉽게 지역간 이주를 선택하지 않을 것이다. 반대로 이주비용이 작고 경제활동참가율이 상당히 높은 수준일 경우, 노동자의 지역간 이주가

장의 조정 과정을 통해 임금이 원래 수준으로 복귀하더라도 충격 이전에 비해 더 높은 경제활동참가율이 지속될 수 있다. 이럴 경우 경제활동참가 시계열은 안정적 시계열이 아니라 불안정적 시계열로 모형화해야 한다.

충격의 흡수에서 중요한 역할을 할 것이다.

기존 실증연구를 전체적으로 평가하면 지역노동시장 조정의 방식은 미국형과 유럽형으로 구분된다. 미국과 유럽 공히 지역에 국한된 수요충격이 발생했을 경우 지역내 실업률은 그 변화가 크지 않고 짧은 시간 안에 안정화되었다. 양의 수요충격에 의해 취업자 수가 증가함에도 불구하고 실업률이 크게 떨어지지 않았다는 것은 실업률의 분모가 되는 경제활동인구(취업자+실업자)가 지역내로부터이건 지역 외로부터이건 늘어났다는 것을 의미한다.

그런데 지역내 경제활동인구 증가의 원천에 있어서 미국과 유럽 사이에 큰 차이가 있음을 기존 연구 결과는 보여주고 있다. 유럽의 경우 지역내 경제활동인구 증가는 단기적으로는 지역내 기존 인구의 경제활동참가 증대로부터 야기되었다. 노동자의 지역간 이주는 수년이 지난 후에 본격화된다. 이에 비해 미국의 경우 양의 수요충격에 대응하여 활발하게 지역간 이주가 이루어지고 이주로 인해 경제활동인구가 증가하였다.

예를 들어, 미국에 대한 대표적인 연구결과를 보여주는 Blanchard and Katz (1992)를 보면 어떤 지역에서 나쁜 수요충격으로 인해 10개의 일자리가 줄어들면 첫 해에 6.5명의 사람이 떠나고 비경제활동자가 0.5명 늘어나면서 결국 실업자는 3명으로 늘어난다. 초기의 일자리 조정을 흡수하는 것이 노동자의 이주라는 것을 알 수 있다. 장기적으로는 실업자 수와 비경제활동자 수는 원래 상태로 돌아오고 총고용은 13명이 줄어들며 줄어든 수만큼의 노동자가 그 지역을 떠난다. 수요가 줄어든 지역에서 명목임금은 조정 기간 동안 떨어지는 것으로 나타난다. 물가 수준도 함께 떨어지므로 노동자가 느끼는 실질임금은 크게 떨어지지 않는다. 노동자들이 이주를 결정하는 이유는 임금 때문이라기보다는 새로운 일자리를 구하는 데 있어서의 어려움 정도나 기존의 일자리를 잃을 가능성 정도가 크기 때문이다. 그리고 기업이 느끼는 실질노동비용은 하락하지만 그 지역으로 이전하여 일자리를 창출하는 기업이 크게 늘어나지는 않는 것으로 확인되었다.

Decressin and Fatas(1995)은 미국과 유럽의 지역노동시장 조정 동학을 비교 연구하였다. 미국의 지역을 51개(50개 주와 워싱턴 DC)로 구분하였고 이와 유사하게 유럽을 51개 지역으로 구분하였다.³⁾ 이들에 따르면 지역특수적 충격이

발생할 경우 유럽에서는 처음 3년 사이에 대부분의 충격이 지역내 경제활동참가율의 변화에 의해 흡수되는 데 비해서 미국은 즉각적으로 노동력의 지역간 이동을 통해 충격을 흡수한다. 유럽에서 지역간 이동이 미미한 역할을 하는 이유가 혹시 국가간 이동의 비용이 높기 때문이 아닌가라는 의문에 답하기 위해 이들은 독일, 이탈리아, 영국 개별 국가를 여러 지역으로 구분하여 각각 지역특수적 충격에 따른 조정을 살펴보았다. 분석 결과 유럽 전체를 대상으로 한 것과 마찬가지로 초기에는 경제활동참가율의 변화가 지역특수적 충격을 대부분 흡수함을 알 수 있다.

경제활동참가율의 변화가 어떻게 일어날 수 있는지에 대해 Decressin and Fatas(1995)는 중고령자의 조기은퇴, 여성의 탄력적인 노동시장 전입과 전출을 거론한다. 미국에 비해 유럽에서 조기은퇴제도 및 장애연금제도가 잘 발달해 있고 이를 이용하여 고용조정이 이루어진 점과 여성의 노동시장 전·출입이 미국보다 유럽에서 더 활발하다는 점에서 지역내 경제활동참가율의 탄력적인 변화를 설명할 수 있다.

이외에 개별 국가에 대한 많은 연구들이 있다. Choy, Mare and Mawson(2002)는 뉴질랜드의 지역노동시장 조정 동학을 검토하고 있다. 뉴질랜드의 경우 지역간 이주가 지역노동시장 상황의 조정에서 지배적인 역할을 하고 있다. 이들의 연구에 따르면 호주 및 미국에 비해서 뉴질랜드는 훨씬 더 지역간 이주가 중요한 역할을 수행하고 있다. Vickery(1999)는 호주의 지역노동시장 조정 과정을 검토했는데 호주의 경우 노동자의 지역간 이주가 상당 부분 조정기제로서 가능했다고 평가된다. Broersma and van Dijk(2002)는 네덜란드를 검토하였는데 Decressin and Fatas(1995)의 유럽적 조정방식과 유사하게 경제활동참가율의 변화가 지역적 충격의 대부분을 흡수한다는 결과를 얻었다. 이와 함께 지역노동시장의 조정 속도는 미국과 비슷한 수준이며 유럽에 비해 빠르다는 점에서 네덜란드가 상대적으로 유연하다고 평가하고 있다. 이처럼 네덜란드의 유연성이 높아진 이유는 1980년대 후반 이후 이루어진 사회보장제도의 개혁 때문으로 해석한다. Maki-Arvela(2003)는 핀란드를 검토하고 있다. 핀란드의 경우

3) 구체적으로 살펴보면 프랑스 8개 지역, 독일 8개, 이탈리아 11개, 스페인 7개, 영국 11개, 벨기에, 덴마크, 그리스, 아일랜드, 네덜란드, 포르투갈은 단일한 지역으로 분류하였다. (Decressin and Fatas, 1995: 1630)

경제활동참가율의 변동이 지역적 충격을 흡수하는 주요 기제이지만 세계화와 유럽통합의 추세 속에서 지역간 이주의 역할이 증대할 것으로 예측하고 있다.

대부분의 나라에서 공통적인 것은 첫째, 실업률의 역할이 미미하다는 점이다. 이것은 경제활동참가의 변화 또는 노동자의 이주 등이 더 중요한 역할을 한다는 것을 말해준다. 둘째, 지역적 충격에 따른 지역간 임금격차의 변화가 크지 않다는 것이다.

마지막으로 지역노동시장의 조정 특성에 따른 규범적 평가 및 대응정책 유형에 대해 언급할 필요가 있다. 우선 이주가 활발한 것이 좋은 것인지, 아니면 정반대의 경우가 좋은 것인지에 대한 평가도 필요하다. 한편으로 노동자의 이주가 자유롭다는 것은 자원 배분의 효율성을 높이는 좋은 수단이 되고 이에 따라 이주가 활발해야 한다고 생각할 수 있다. 다른 한편으로 노동자의 이주와 관련된 음의 외부성이 존재한다면 노동자가 이주하는 것보다 기업이 이주하는 것이 더 나은 대안이 될 것이다.

Maki-Arvela(2003)는 이주가 활발하다고 해서 효율적인 조정이 이루어질 수 있는 것은 아니라는 점을 지적했다. 노동자의 이주가 과도하게 이루어지거나 선별적으로 이루어져서 나쁜 충격이 왔을 때 임금이 떨어지면서 동시에 좋은 품질의 노동자가 다 빠져나가 버린다면, 아무리 그 지역의 임금수준이 낮더라도 타 지역의 기업들은 그 지역으로 들어와 일자리를 만들어내지 않을 것이다. 만약 나쁜 충격을 받은 지역에서 먼저 빠져나가는 이들이 숙련노동자라면 이 지역에 미숙련노동자만이 남게 될 것이고 이 지역에서는 미숙련노동자에 대한 교육훈련이 중요한 정책과제가 될 것이다.

Choy, Mare and Mawson(2002)는 충격 흡수에서 지역간 이주가 중요한 역할을 한다면 지역개발정책은 애초에 의도했던 지역내 취약집단에게 취업기회를 제공하지 못하고 오히려 새롭게 이주해 온 이들에게 취업기회를 제공하는 결과를 낳을 것임을 지적했다. 이처럼 지역을 타깃으로 한 정책이 지역노동시장 개선의 목표에 대해 효과적인가라는 질문에 대해 만약 이주가 활발할 경우에는 그다지 효과적이지 않을 수 있다. 이주가 활발할 경우 한 지역에 대한 정책의 효과는 여러 지역들로 흩어져 버리기 때문이다.

Ⅲ. 한국 지역노동시장의 조정

1. 노동시장 성과의 지역성은 지속되는가

가. 취업자 증가율

장기간에 걸친 지역간 불균등 발전은 여러 나라에서 관찰되는 현상이다. 미국의 경우 네바다, 애리조나, 캘리포니아, 플로리다 등의 선벨트 지역은 전 미국 평균 취업자 증가율의 2%포인트 이상 계속 증가하였고 매사추세츠, 뉴욕, 펜실베이니아, 웨스트버지니아 등은 전 미국 평균 증가율보다 낮은 증가율을 지속적으로 유지하고 있다.⁴⁾ 유럽의 경우에도 1968~77년까지의 지역별 평균 취업자 증가율에 대해 1978~87년까지의 지역별 평균 증가율을 회귀한 결과에 따르면 회귀직선의 기울기는 0.55로서 상당히 강한 지역 취업자 증가율의 지속성이 관찰된다.⁵⁾

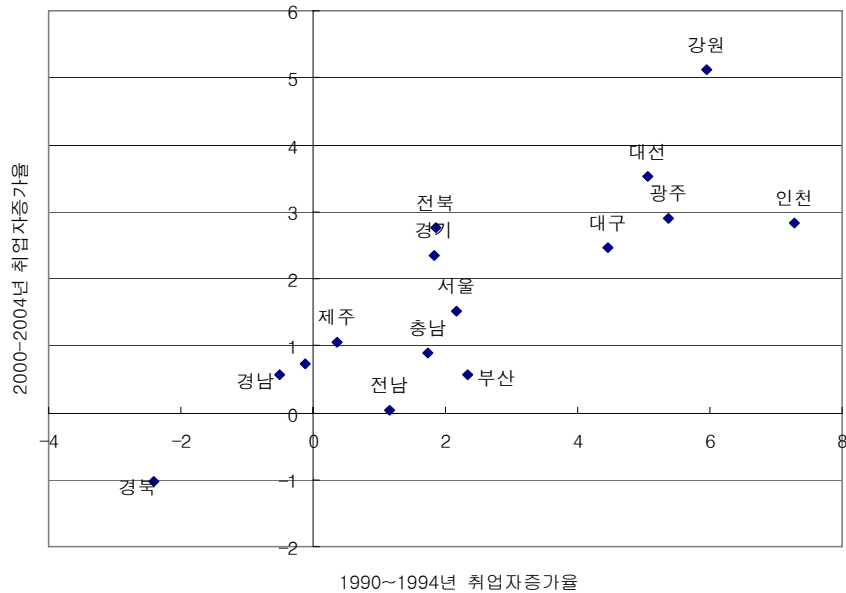
한국의 경우에도 이런 현상은 관찰된다. 이를 확인하기 위해 경제활동인구 조사 자료를 이용하였다. 경제활동인구 조사는 대표적인 한국의 노동력 조사 자료인데 지역별 통계는 1989년부터 이용가능하다. 지역은 총 15개로 구분하였는데 이 중에서 6개는 광역시이고 9개는 도 지역이다.⁶⁾ [그림 2]는 1990~94년 사이의 평균 취업자 증가율과 2000~2004년 사이의 평균 취업자 증가율을 점산도로 표현한 것이다. 그림에서 확인할 수 있는 것처럼 10년간의 기간 사이에 지역별 취업자 증가율은 지속적인 격차를 유지하고 있다. 경기도와 대전이 전국 평균에 비해 지속적으로 높은 취업자 증가율을 유지하고 있으며, 반대로 전남과 경북, 강원 등의 지역은 지속적으로 낮은 취업자 증가율을 보여주고 있

4) Blanchard and Katz(1992), pp.5~11 참조.

5) Decressin and Fatas(1995), pp.1634~1635 참조.

6) 1998년 이전 경상남도에 포함되어 있던 울산이 1998년부터 광역시로 변경되어 2004년 현재 광역시는 7개이다. 1998년 이전 시계열에 울산광역시가 구분되어 있지 않으므로 긴 시계열을 이용하기 위해 울산을 경상남도에 포함시켜 15개의 지역으로 구분하여 살펴본다.

(그림 2) 취업자 증가율의 지역별 격차의 지속성



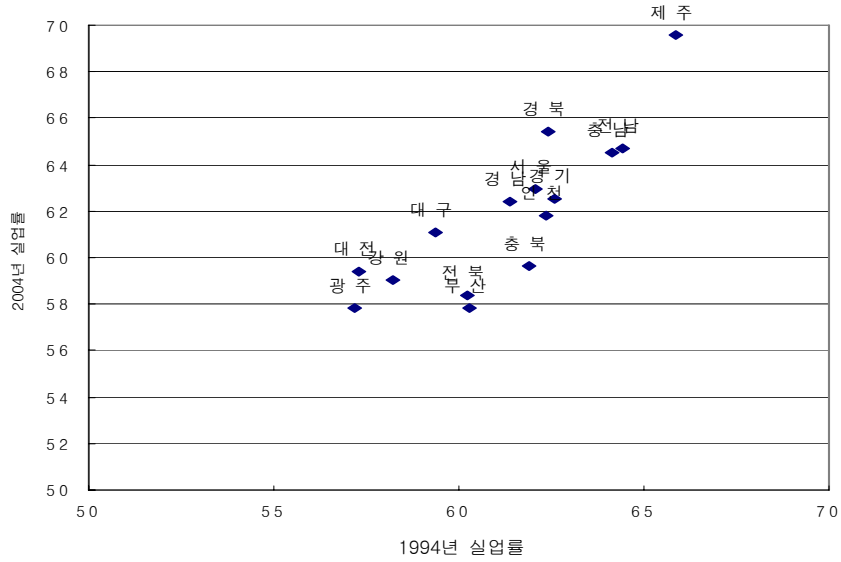
자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

다. 1990년대 초반의 취업자 증가율에 대해 2000년대 초반의 취업자 증가율을 회귀할 경우 회귀직선의 기울기는 0.49이며 결정계수는 0.69이다.(p값 추가)

나. 경제활동참가율과 고용률

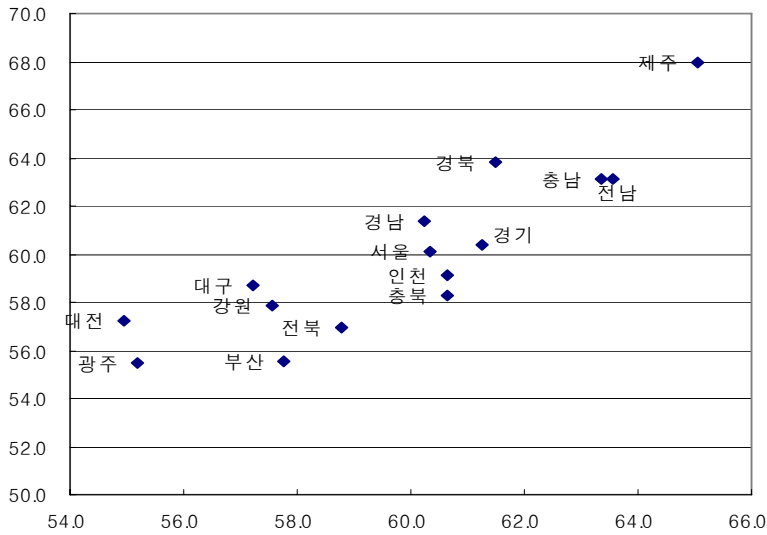
[그림 3]에서 보는 바와 같이 경제활동참가율의 지역별 차이 역시 10년의 기간 사이에도 지속적으로 유지되고 있다. 제주도는 1990년대 초반 전국에서 가장 높은 경제활동참가율을 보였는데 2000년대 초반에도 마찬가지로 가장 높은 수준을 보인다. 반대로 광주는 10년의 시간간격에도 불구하고 여전히 가장 낮은 수준의 경제활동참가율을 보이고 있다. 앞선 경우와 마찬가지로 1990년대 초반의 경제활동참가율에 대해 2000년대 초반의 경제활동참가율을 회귀할 경우 회귀직선의 기울기는 0.95이며 결정계수는 0.81이다.(p값 추가)

[그림 3] 경제활동참가율의 지역별 격차의 지속성



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

[그림 4] 지역별 고용률 격차의 지속성



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

최근 고용정책에서 고용률이 중요한 정책 지표로 주목받고 있다. 고용률은 생산가능인구 중 취업자의 비율로 정의된다. 비경제활동인구와 실업자 사이를 오가는 사람들로 인해 실업률이 고용 상황을 잘 반영하지 못하는 문제점을 가지고 있기 때문에 실업률보다 고용률이 고용정책적 관점에서 중시되고 있다. 지역별 고용률을 살펴보면 2004년 기준 제주도가 68%로 가장 높고 광주광역시 56%로 가장 낮다. 대도시의 경우 58%, 도 단위 지역의 경우 61%로서 도 단위 지역이 약간 더 높다.

10년 사이 전국의 고용률 평균은 거의 변화가 없었지만 지역별로는 고용률의 상승과 하락이 엇갈리고 있다. 광역시 단위 지역에서는 대전의 고용률이 10년 사이 비교적 큰 폭으로 상승했으며, 도 단위 지역의 경우 경남, 경북 지역의 고용률이 제고되었다. 이에 비해 부산과 충북, 전북의 고용률은 큰 폭으로 떨어졌다.

1994년과 2004년의 지역별 고용률을 점산도로 보여주는 [그림 4]에서 보듯, 고용률의 지역별 격차는 비교적 긴 기간 사이에도 지속적으로 유지되고 있음을 알 수 있다. 고용률의 지속성은 첫째, 장기적으로 지역의 취업자 증가와 함께 생산가능인구의 증가가 동행하고 있으며 둘째, 쉽게 변하지 않는 지역별 특성의 존재가 고용률에 영향을 주고 있기 때문인 것으로 보인다.

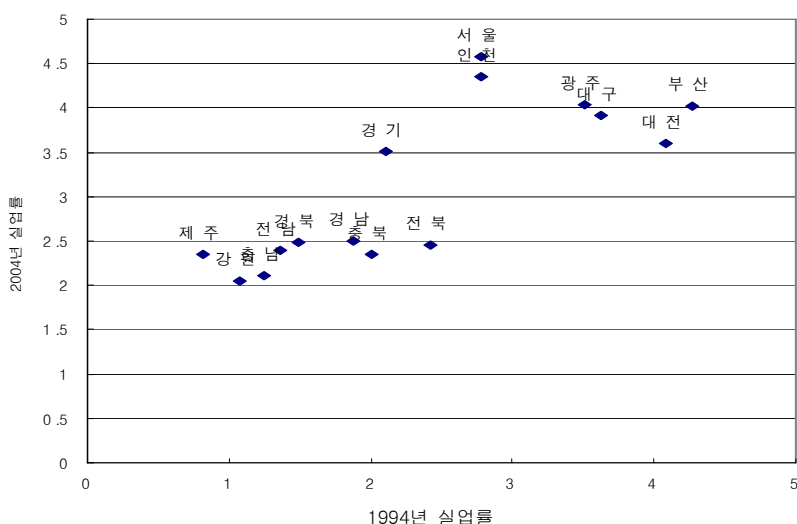
다. 실업률

지역별 실업률의 격차가 지속적인지에 대해서 기존의 경험적 연구는 명확한 결론을 주고 있지 않다. Blanchard and Katz(1992)의 [그림 3]은 1975~85년 사이 실업률의 지속성 여부를 보여주고 있는데, 이에 따르면 지역별 실업률에는 지속성이 거의 존재하지 않는 것으로 보인다. 이에 비해 Decressin and Fatas(1995)에서는 미국에서도 일정 정도의 실업률의 지속성이 관측되며 유럽에서는 더 큰 지속성이 관측된다고 주장하고 있다. Choy, Mare and Mawson(2002)에서는 뉴질랜드의 지역별 실업률 지속성을 검토하고 있는데 1986년 실업률과 2000년 실업률 간의 회귀직선의 회귀계수가 5% 수준에서 유의한 0.64의 값을 갖는다는 결과를 얻어 상당한 정도의 지속성이 존재함을 알 수 있다.

앞서 제II장의 이론적 분석에서 확인한 것처럼 어떤 지역의 고용충격이 발생하여 실업률이 변화하더라도 노동시장의 조정 동학에 의해 원래 수준으로 회복하는 경향이 존재한다. 그런데 원래 수준으로 회복하는 경향이 있다고 해도 지역별 실업률의 시점간 비교를 해보면 마치 지역적 실업률이 지속성을 갖는 것처럼 보일 수 있다. 인구구성이나 산업구성의 차이 등의 구조적 원인에 의해 지역별로 균형실업률에 큰 차이가 존재하여 시계열 평균값에 큰 차이가 있다면 실업률의 지속성이 있는 것처럼 보일 수 있다. 따라서 지역별로 구조적 차이를 갖는 경우에는 이를 통제하면서 노동시장 조정 동학을 분석해야 한다.

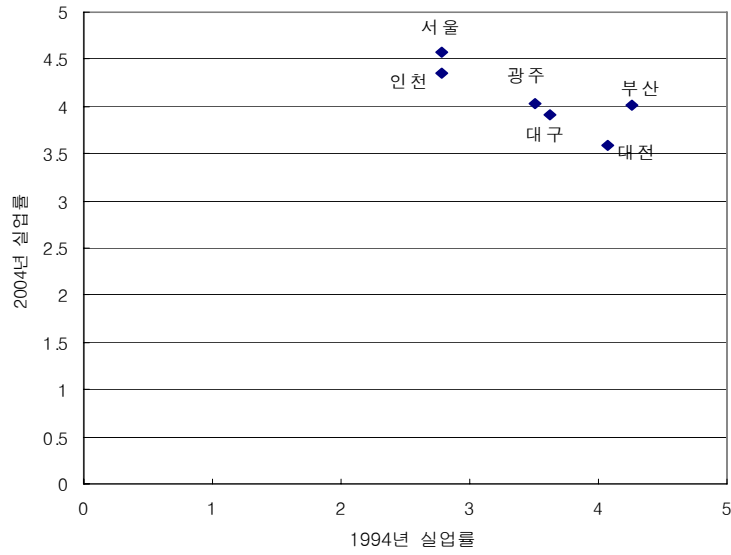
[그림 5]는 1994년 한국의 지역별 실업률과 2004년의 지역별 실업률을 비교한 것이다. 그림에서 보듯, 1994년에 실업률이 높았던 지역은 2004년에도 실업률이 높은 것으로 나타나 지역별 실업률 격차의 지속성이 뚜렷한 것처럼 보인다. 그런데 16개 시도를 광역시 단위와 도 단위로 구분하여 보면 전혀 다른 모습이 나타난다. 광역시의 경우 실업률이 높았던 지역이 10년 후 실업률이 높은 현상을 발견하기 힘들며, 도 단위 지역의 경우 경기도를 제외하면 10년 전의 실업률과 2004년의 실업률 사이에는 아무런 관련이 없는 것으로 나타난다.

(그림 5) 지역간 실업률 차이의 장기 지속성 : 전체 지역



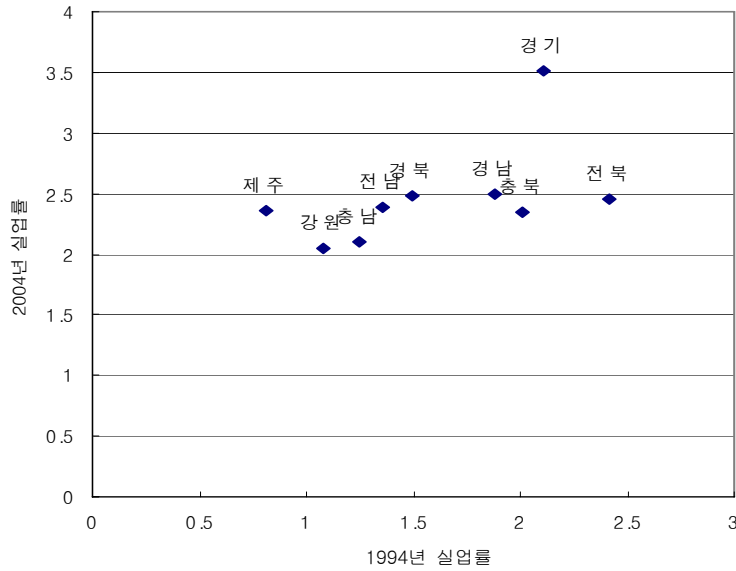
자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

(그림 6) 지역간 실업률 차이의 장기 지속성 : 광역시 지역



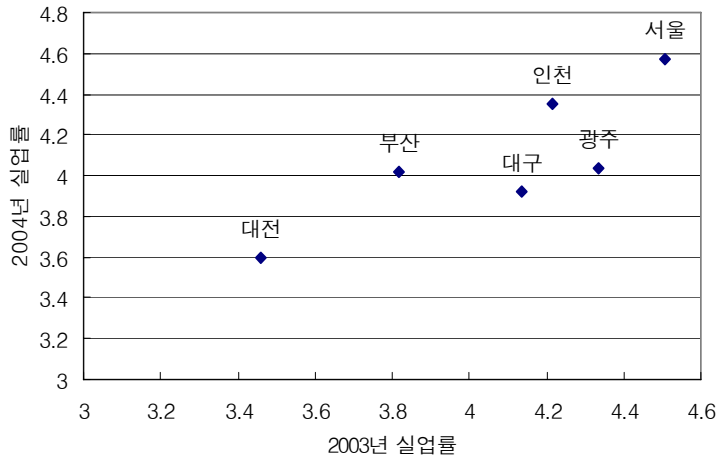
자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

(그림 7) 지역간 실업률 차이의 장기 지속성 : 도 단위 지역



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

[그림 8] 지역간 실업률 차이의 단기 지속성 : 광역시 지역



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

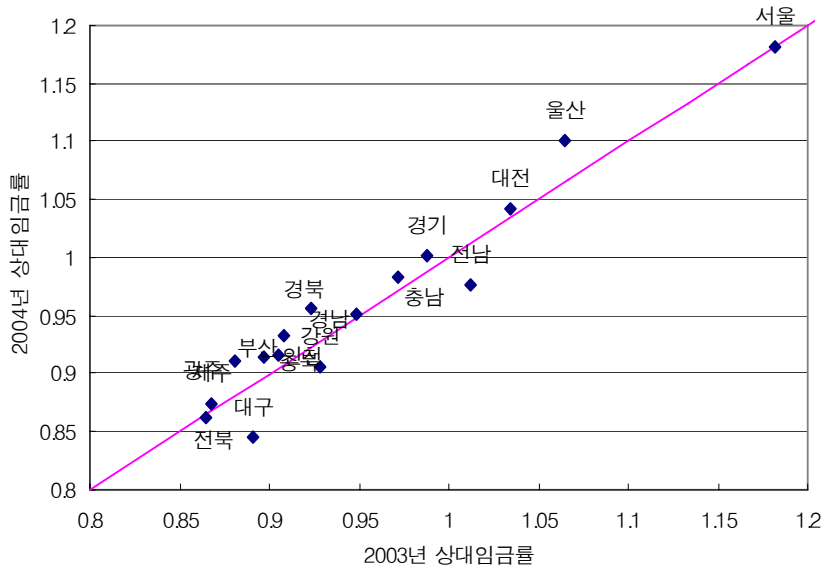
[그림 5]처럼 광역시와 도 단위 지역을 한꺼번에 두었을 때 마치 실업률의 지속성이 관측되는 이유는 광역시의 평균 실업률과 도 단위 지역의 평균 실업률에 격차가 존재하기 때문이다. 대도시 지역은 구조적으로 도 단위 지역에 비해 실업률이 높고, [그림 6]과 [그림 7]처럼 두 지역을 구분해서 보면 대도시의 경우나 도 단위 지역의 경우나 모두 10년 전에 실업률이 높았다고 해서 지금도 실업률이 높은 것은 아니라는 것을 알 수 있다.

단기적으로 볼 때 실업률의 지역별 차이가 1년 기간 사이에 완전히 해소되는 것은 아니다. [그림 8]은 대도시 지역의 2003년 실업률과 2004년 실업률을 점산도로 나타낸 것인데 그림에서 보는 것처럼 실업률이 낮은 대도시 지역은 다음 해에도 낮고 높은 지역은 다음 해에도 높다는 것을 알 수 있다.

라. 지역별 임금률 격차의 지속성

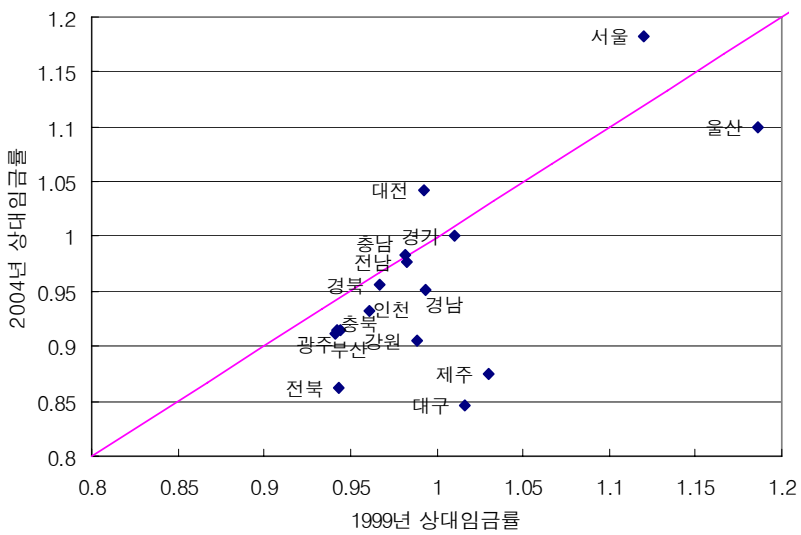
한국의 경우 지역별 임금수준에 대한 대표성 있는 장기간의 시계열 자료를 얻기는 어렵다. 노동부의 「매월노동통계」는 1996년부터 임금자료를 활용할 수 있으며 그나마 1996~98년까지는 10인 이상 사업체에 한정된 자료이며 1999년

[그림 9] 지역별 임금률 격차의 단기 지속성 : 2003~2004년



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

[그림 10] 지역별 임금률 격차의 중기 지속성 : 1999~2004년



자료: 통계청, 「경제활동인구조사」.

이후는 5인 이상 사업체로 확대되어 시계열이 분절되어 있다. 따라서 앞에서 살펴본 실업률이나 고용률과 같이 1990년대 전반기와 2000년대 전반기를 비교하는 것은 불가능하다. 본 분석에서는 10년의 기간의 절반에 해당하는 5년의 기간 사이의 지속성을 살펴보고자 한다.

[그림 9]는 2003년 전국 평균임금 대비 지역별 상대임금률을 가로축에, 2004년 지역별 상대임금률을 세로축에 두고 그린 점산도이다. 그림에서 확인할 수 있는 것처럼 전년도와 금년도의 상대임금률은 강한 상관관계를 가지고 있다. 대기업 본사와 금융업종이 밀집해 있는 서울의 경우 상대임금률이 매우 높으며 대기업 생산공장이 몰려 있는 울산의 경우도 임금률이 높다. [그림 10]은 1999년 상대임금률과 2004년 상대임금률을 도시한 것인데 앞선 [그림 9]와는 확연히 다른 양상을 보여준다. 단기 지속성에서 관찰되던 강한 양(+)의 상관관계는 발견하기 어렵다.

2. 일자리 조정의 내적 동학

가. 일자리창출과 소멸의 지역별 차이

지금까지 살펴본 실업률, 고용률, 경제활동참가율은 노동자 개인에 대한 조사를 중심으로 살펴본 것이다. 이하에서는 사업체 조사자료를 이용하여 지역별 일자리변동 및 노동이동의 변화 양상을 살펴보고자 한다. 일자리변동은 일자리창출과 소멸을 지칭하는 것으로서 이를 측정함으로써 시점과 시점 사이의 순변동량 배후에 있는 일자리의 창출과 소멸의 수준과 변화 방향을 알 수 있다. 노동이동은 사업체를 기준으로 한 채용률과 이직률의 흐름을 지칭한다. 실업률과 고용률의 변동이 측정하지 못하는 풍부한 내적 동학을 살펴볼 수 있다는 점에서 최근 많은 연구가 이루어지고 있는 분야이다.⁷⁾

7) 지역 일자리창출률은 전년도와 금년도의 지역내 전체 사업체의 일자리 수의 평균값을 분모로 하고 전년도와 금년도 사이 일자리가 늘어난 사업체의 일자리 증가량의 총합을 분자로 하여 계산된 백분율이다. 지역 일자리소멸률은 일자리가 줄어든 사업체의 일자리 감소량의 총합을 분자로 하여 비슷하게 계산된 백분율이다. 일자리재배치율은 일자리창출률과 일자리소멸률의 합으로 정의된다. 일자리순증가율은 일자리창출률에서 일자리소멸률을 뺀 값이다. 자세한 용어 정의 및 방법론에 대해서는 Davis and Haltiwanger(1999), 김혜원(2004) 참조.

사용한 자료는 한국의 고용보험 DB 원자료이다. 한국의 고용보험제도는 1998년 전후로 크게 바뀌었다. 1998년도에 고용보험 가입 요건이 종업원 규모 30인 이상에서 5인 이상으로, 다시 1인 이상 전 사업장으로 확대되었다. 그리고 개인 차원에서도 상용직 근로자 기준에서 임시직까지 가입되는 것으로 변화하였다. 따라서 고용보험 DB가 안정성을 갖게 된 시점은 1999년 이후라고 할 수 있다.

경제활동인구 조사는 모든 산업, 모든 규모의 사업체, 모든 종사상 지위의 노동자를 대상으로 하지만, 고용보험 DB는 공공부문이 빠지고 5인 미만의 종사자를 갖는 사업체는 빠지며 고용보험 적용 대상이 되지 않는 자영업이나 특수 고용지위의 근로자가 누락되어 있다. 이런 점에서 고용보험 DB 원자료를 이용한 본 절의 결과는 상대적으로 좋은 일자리(good job)의 창출과 소멸에 대한 제한적 정보를 보여준다는 점에 유의할 필요가 있다.

<표 1>은 1999~2003년까지 지역별 일자리창출률과 소멸률 그리고 일자리 재배치율 등의 평균값을 지역별로 요약한 것이다. 도 단위 지역의 경우 경기, 강원, 충남 지역의 경우 일자리창출률이 높은 데 비해 경남, 전남 지역의 일자리창출률이 낮다. 광역시 단위 지역의 경우 광주, 서울이 높은 데 비해서 울산이 매우 낮게 나타난다. 일자리소멸률은 도 단위 지역의 경우 강원, 충북이 높게 나타나고 광역시 지역은 인천이 높게 나타난다. 일자리재배치율은 강원과 인천이 각각 가장 높다.

일자리창출과 소멸에 대한 김혜원(2004)의 시계열 분석에 따르면, 순일자리증가율이 증가하는 호황기에 일자리창출률은 높아지고 소멸률은 낮아지며, 순일자리증가율이 낮아지는 경기 불황기에는 일자리창출률은 낮아지고 소멸률은 높아진다. 이러한 일자리창출률과 소멸률의 시계열 특성은 지역별 횡단면 자료에서도 확인된다.

[그림 11]은 가로축에 지역별 순일자리증가율을, 세로축에 지역별 일자리창출률과 소멸률을 보이고 있다. 각 자료는 1999~2003년까지의 지역별 평균값이며, 16개 시·도로 지역을 구분하였다. 순일자리증가율과 일자리창출률의 점산도는 우상향하는 모습을 나타내고 있으며 순일자리증가율과 일자리소멸률의 점산도는 우하향하는 모습을 나타내고 있다. 그림에서 보는 것처럼 고용 사정

〈표 1〉 일자리 변동률의 지역별 차이

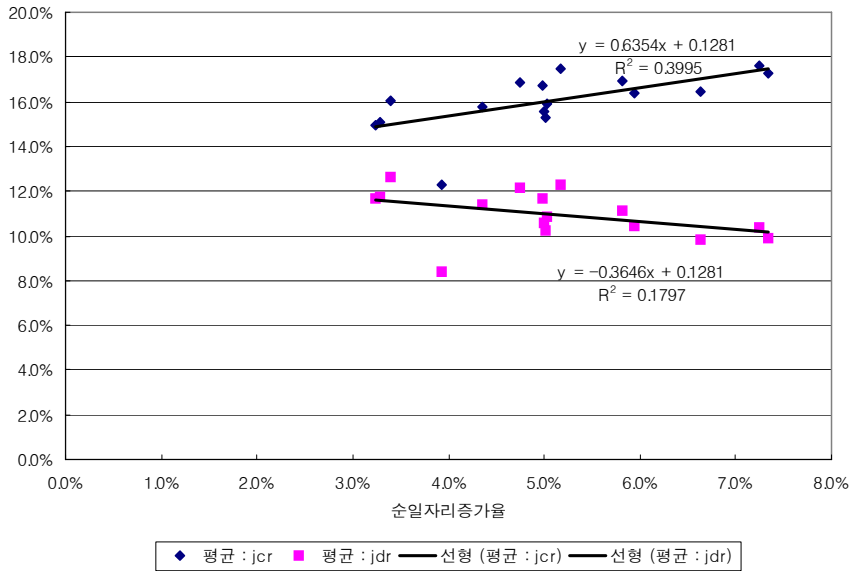
	jgr	jcr	(창업)	(확장)	jdr	(폐업)	(축소)	jrr	jer
서울	0.066	0.164	0.056	0.108	0.098	0.024	0.074	0.262	0.196
부산	0.033	0.151	0.066	0.085	0.118	0.039	0.079	0.268	0.235
대구	0.032	0.149	0.064	0.085	0.117	0.037	0.080	0.266	0.227
광주	0.058	0.169	0.080	0.089	0.111	0.037	0.074	0.281	0.223
인천	0.034	0.161	0.071	0.090	0.127	0.036	0.091	0.287	0.249
대전	0.059	0.164	0.074	0.090	0.104	0.033	0.071	0.268	0.209
울산	0.039	0.123	0.059	0.065	0.084	0.026	0.058	0.207	0.168
경기	0.072	0.176	0.072	0.104	0.104	0.030	0.074	0.280	0.207
강원	0.052	0.175	0.085	0.090	0.123	0.047	0.077	0.298	0.246
충북	0.047	0.169	0.072	0.096	0.121	0.036	0.085	0.290	0.243
충남	0.073	0.173	0.070	0.102	0.099	0.030	0.070	0.272	0.198
전북	0.043	0.158	0.076	0.082	0.114	0.038	0.076	0.272	0.228
전남	0.050	0.159	0.072	0.087	0.109	0.032	0.077	0.268	0.217
경북	0.050	0.156	0.064	0.092	0.106	0.031	0.075	0.261	0.211
경남	0.050	0.153	0.066	0.087	0.103	0.032	0.071	0.255	0.205
제주	0.050	0.167	0.079	0.088	0.117	0.042	0.075	0.284	0.234

주: jgr은 순일자리증가율, jcr은 일자리창출률, jdr은 일자리소멸률, jrr은 일자리재배치율, jer은 초과일자리변동률이다. 자세한 정의는 전병유·김혜원(2003) 참조.
 자료: 통계청, 「고용보험 DB」, 원자료.

이 호전되는 지역에서는 일자리창출률은 높아지고 소멸률은 낮아지는 현상이 나타나 창출과 소멸 양자 모두 고용 사정 호전에 기여한다. 반대로 고용 사정이 악화되는 지역에서는 일자리창출률이 낮아지고 소멸률은 높아진다.

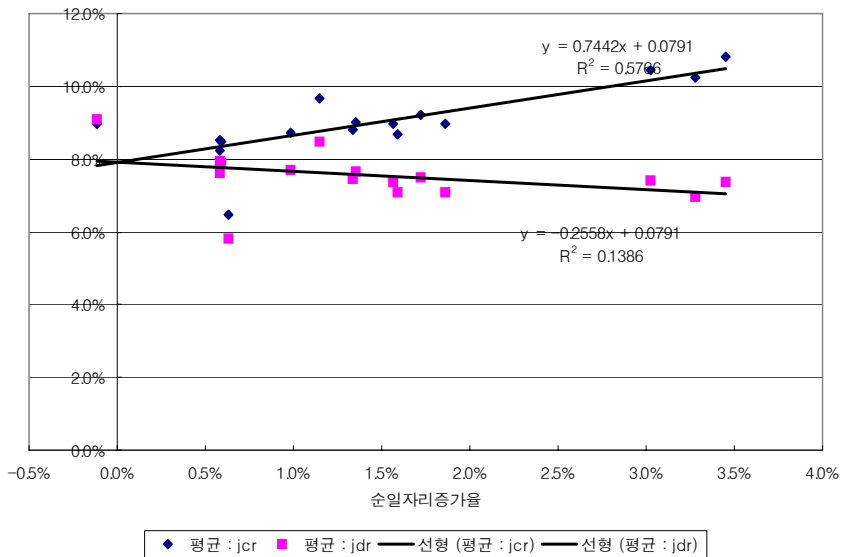
전병유(2003)는 지역별 순일자리증가율과 일자리창출·소멸률의 관계를 검토하면서 지역별 순일자리증가는 일자리창출이 주도함을 밝힌 바 있다. 본 절의 분석 결과 역시 전병유(2003)과 일치한다. 최근 5년간 자료의 분석에 따르면 순일자리증가가 1%포인트 늘어날 때 창출률은 0.63%포인트로 증가하는 데 비해 소멸률은 0.36%포인트 감소한다. 지역의 일자리 순증가는 소멸률이 크게 감소하기보다는 창출률이 크게 증가함으로써 이루어진 것이다. 일자리소멸보다 일자리창출이 지역의 일자리 순증가를 주도함을 확인할 수 있다.

[그림 11] 전체 사업체의 일자리창출과 소멸



자료 : 통계청, 「고용보험 DB」, 원자료.

[그림 12] 지속사업체의 일자리창출과 소멸



자료 : 통계청, 「고용보험 DB」, 원자료.

앞에서 우리는 지역의 일자리증가를 일자리창출률이 주도한다는 것을 확인한 바 있다. [그림 12]는 창업과 폐업을 제외하고 지속사업체만의 일자리창출·소멸을 순일자리증가에 대해 그린 것이다.⁸⁾ 그림에서 볼수 있듯이 일자리창출률은 순일자리증가를 1%포인트 증가에 대해 0.75%포인트 증가하지만 일자리소멸률은 크게 반응하지 않고 있다. 그런데 지속사업체의 일자리창출률이 순일자리증가에 반응하는 정도가 전체 사업체의 일자리창출률의 반응 정도에 비해 크다는 점에서 지역별 일자리창출은 새로운 사업체의 창업에 의한 고용창출보다는 지속사업체의 확장으로 야기된 고용창출에 의해 주도됨을 알 수 있다. 반대로 지속사업체의 일자리소멸률이 순일자리증가에 반응하는 정도는 전체 사업체의 반응 정도에 비해 작다. 이런 점에서 일자리소멸은 지속사업체의 고용 축소보다는 폐업하는 사업체에 의해 주도된다는 것을 알 수 있다.

다. 지역별 채용과 이직 흐름

채용률(hr)은 평균 노동자수 대비 1년 기간 사이에 새로 사업체에 채용된 사람의 비율을 의미하며, 이직률(qr)은 평균 노동자수 대비 1년 사이에 사업체를 떠난 사람의 비율을 의미한다. 총노동자재배치율(wrr)은 채용률과 이직률의 합으로서 노동자의 이동 수준을 보여준다. 일자리창출률과 소멸률이 사업체 수준에서 일자리의 창출과 소멸을 측정한다면, 채용률과 이직률은 사업체 수준에서 노동자의 이동을 측정한다. 채용과 이직을 유발하는 중요한 하나의 원인은 일자리의 창출과 소멸이지만 일자리의 창출과 소멸 이외의 다른 요인에 의해서도 노동자의 이동은 발생한다. 초과노동이동률(cfr)은 총노동자재배치율에서 일자리재배치율을 차감한 것으로서 일자리의 창출과 소멸 이외의 원인에 의한 노동이동의 수준을 보여준다. <표 2>는 채용률과 이직률 등 노동자재배치율의 지역별 차이를 고용보험 DB를 이용해 계산한 결과를 보여주고 있다.

8) 지속사업체의 일자리창출률과 소멸률의 분모는 지속사업체뿐만 아니라 창업, 폐업 사업체의 일자리수를 모두 감안한 값을 사용하였다. 이렇게 정의할 경우 전체 사업체의 일자리 변동률과 비교하기가 쉽기 때문이다.

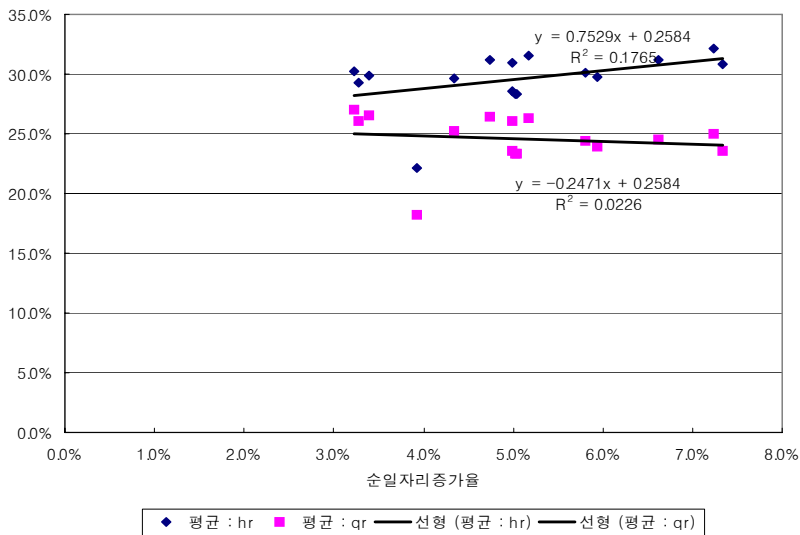
〈표 2〉 노동자재배치율의 지역별 차이 : 1999~2003년 평균

	hr	qr	wrr	cfr	jrr/wrr	jcr/hr	jdr/qr
서울	0.312	0.246	0.558	0.295	0.470	0.527	0.399
부산	0.293	0.260	0.553	0.285	0.485	0.514	0.452
대구	0.302	0.270	0.572	0.306	0.466	0.494	0.434
광주	0.302	0.244	0.545	0.265	0.515	0.561	0.457
인천	0.299	0.265	0.564	0.277	0.509	0.537	0.477
대전	0.298	0.239	0.537	0.269	0.499	0.549	0.437
울산	0.221	0.182	0.403	0.196	0.514	0.557	0.461
경기	0.322	0.249	0.571	0.291	0.490	0.547	0.416
강원	0.315	0.263	0.578	0.280	0.515	0.555	0.468
충북	0.312	0.265	0.577	0.287	0.503	0.541	0.458
충남	0.309	0.235	0.544	0.273	0.499	0.559	0.421
전북	0.296	0.253	0.549	0.277	0.495	0.532	0.452
전남	0.284	0.234	0.518	0.250	0.517	0.560	0.465
경북	0.285	0.236	0.521	0.260	0.502	0.545	0.449
경남	0.284	0.233	0.517	0.261	0.494	0.539	0.440
제주	0.310	0.260	0.570	0.286	0.498	0.538	0.450

주 : hr은 채용률, qr은 이직률, wrr은 총노동자재배치율, cfr은 초과노동이동률임. 자세한 정의는 전병유·김혜원(2003) 참조.

자료 : 통계청, 「고용보험 DB」, 원자료.

〔그림 13〕 순일자리증가율과 지역별 채용률과 이직률

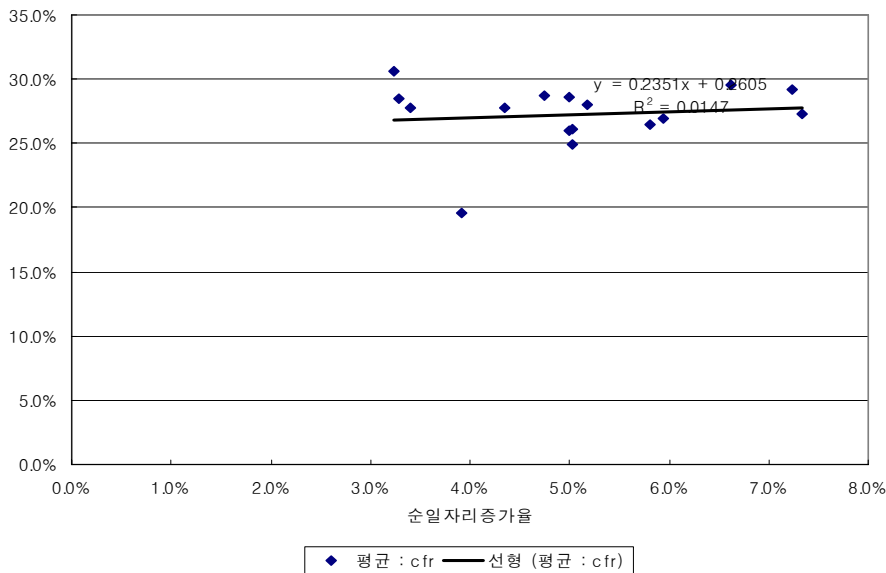


자료 : 통계청, 「고용보험 DB」, 원자료.

지역별 순일자리증가율에 대해 지역별 채용률과 이직률을 점산도로 도시한 [그림 13]에서 보듯, 한국 지역노동시장에서는 고용 사정이 좋은 지역일수록 채용률은 높고 이직률은 낮다. 또한 고용 사정이 악화되는 지역일수록 채용률이 낮고 이직률은 높다.

Bockerman et al.(2001)에 의한 핀란드의 지역노동시장 연구에 따르면 고용 사정이 나쁜 지역에서 근로자들의 자발적 이직이 줄면서 초과노동이동률은 낮고, 고용 사정이 좋은 지역은 초과노동이동률이 높다. [그림 14]는 1999~2003년 사이 고용보험 DB를 이용해 계산한 한국의 순일자리증가율과 초과노동이동률의 점산도이다. 그림에서 볼 수 있는 것처럼 한국의 경우 순일자리증가율이 높은 지역이라고 해서 초과이동률이 높아지는 특성은 관찰되지 않는다. 마찬가지로 순일자리증가율이 낮은 지역이라고 해서 초과이동률이 낮아지는 특성은 관찰되지 않는다. 이러한 결과는 Bockerman et al.(2001)이 주장한 지역의 고용 사정과 지역내 자발적 노동자 이동 사이의 양(+)의 상관관계 가설과 양립하지 않는 것으로 해석될 수도 있다.

[그림 14] 순일자리증가율과 초과노동이동률 : 1999~2003년

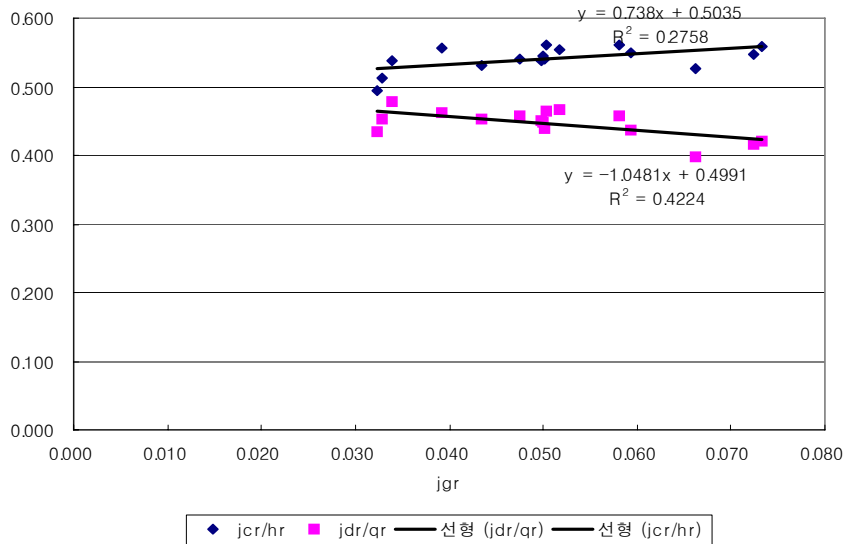


자료: 통계청, 「고용보험 DB」, 원자료.

자발적 노동자 이동과 고용 사정의 관계는 초과노동이동률의 차이에 의해서만 검토될 수 있는 것은 아니다. 자발적 노동자 이동은 노동자 채용과 일자리 창출의 차이, 노동자 이직과 일자리소멸의 차이에 의해서도 살펴볼 수 있다.

지역의 순일자리증가율과 채용 중 창출 비중과 이직 중 소멸 비중을 점산도로 그린 [그림 15]에서 보듯, 순일자리증가율과 창출 비중은 양(+)의 상관관계를, 순일자리증가율과 소멸 비중은 음(-)의 상관관계를 갖는다. 고용 사정이 좋은 지역일수록 이직 중에서 일자리소멸이 차지하는 비중이 낮고 채용 중에서 일자리창출이 차지하는 비중이 높다. 고용 사정이 좋은 지역에서는 비자발적인 이직보다는 자발적인 이직이 많으며, 채용의 경우에도 기존 노동자가 떠난 공석을 채우기보다는 새로 만들어진 일자리를 채우는 것이 많다. 이와 대조적으로 고용 사정이 나쁜 지역의 경우 비자발적인 이직이 많으며 일자리창출로 만들어진 일자리보다는 빈 공석을 채우는 채용이 많다. 이러한 결과는 Bockerman et al.(2001)의 가설과 일치한다. 고용사정이 좋은 지역에서는 자발적인 이직의 비중이 높으며 고용 사정이 나쁜 지역에서는 비자발적인 이직이 많다.

(그림 15) 순일자리증가율과 채용 중 일자리창출 비중 및 이직 중 일자리소멸 비중



자료: 통계청, 「고용보험 DB」, 원자료.

IV. 조정 동학의 추정

지역 j 의 상대고용수준 $em_{j,t}$ 는 전체 취업자 대비 지역 j 의 취업자의 비율로 정의된다. 지역 j 의 상대취업률 $er_{j,t}$ 는 실업률의 대리변수로서 전국 취업률에 대비한 지역 j 의 취업률의 비율로 정의된다. 지역 j 의 상대경제활동참가율 $pr_{j,t}$ 는 전국 경제활동참가율에 대비한 지역 j 의 경제활동참가율의 비율로 정의된다. $lem_{j,t}$, $ler_{j,t}$, $lpr_{j,t}$ 는 각각 $em_{j,t}$, $er_{j,t}$, $pr_{j,t}$ 를 자연로그 취한 값이다.

$$\begin{aligned} lem_{j,t} &= \ln\left(\frac{E_{jt}}{E_t}\right) \\ ler_{j,t} &= \ln\left(\frac{E_{jt}/L_{jt}}{E_t/L_t}\right) \\ lpr_{j,t} &= \ln\left(\frac{L_{jt}/P_{jt}}{L_t/P_t}\right) \end{aligned}$$

사용한 자료는 경제활동인구 조사 연간 자료이다. 보다 긴 시계열 자료를 활용하기 위해서는 광역시 자료를 지리적으로 인접한 도 단위 지역과 통합시키는 것이 필요하여, 제Ⅲ장과 달리 9개 지역으로 구분하였다. 이에 따라 서울, 인천은 경기도로, 부산은 경남, 대전은 충남, 광주를 전남으로 통합되었다.

Blanchard and Katz(1992)를 따라 추정모형은 다음과 같이 설정하였다.

$$\begin{aligned} \Delta lem_{j,t} &= \alpha_{1,j} + \sum_{s=1}^n \beta_{1,s} \Delta lem_{j,t-s} + \sum_{s=1}^n \delta_{1,s} ler_{j,t-s} \\ &\quad + \sum_{s=1}^n \phi_{1,s} lpr_{j,t-s} + e_{1,j,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} ler_{j,t} &= \alpha_{2,j} + \sum_{s=0}^n \beta_{2,s} \Delta lem_{j,t-s} + \sum_{s=1}^n \delta_{2,s} ler_{j,t-s} \\ &\quad + \sum_{s=1}^n \phi_{2,s} lpr_{j,t-s} + e_{2,j,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned}
lpr_{j,t} = & \alpha_{3,j} + \sum_{s=0}^n \beta_{3,s} \Delta lem_{j,t-s} + \sum_{s=1}^n \delta_{3,s} ler_{j,t-s} \\
& + \sum_{s=1}^n \phi_{3,s} lpr_{j,t-s} + e_{3,j,t}
\end{aligned} \quad (3)$$

단순한 벡터자기회귀모형(VAR)과 비슷하지만 몇가지 점에서 차이를 갖는다.

첫째, $ler_{j,t}$ 와 $lpr_{j,t}$ 는 수준변수이지만 $lem_{j,t}$ 는 차분변수이다. 그 이유는 상대고용수준이 불안정 시계열이기 때문에 안정적 시계열을 얻기 위해 로그차분을 했기 때문이다.

둘째, 상수항의 하첨자에서 알 수 있듯이 위 모형은 고정효과모형으로서 상대고용수준의 로그차분값, 상대취업률과 상대경제활동참가율의 지역별 차이를 고려하였음을 알 수 있다. 우선 상대고용수준의 로그차분값이란 지역별 취업자 증가율에서 전국 취업자 증가율을 뺀 값으로서, 평균을 조정한 지역별 취업자 증가율을 의미한다. 지역별 취업자 증가율이 비교적 긴 기간 사이에도 지역마다 다르며, 지역이 불균등하게 발전한다는 것은 제III장의 1. 가항에서 확인한 바 있다. 이를 감안하여 취업자 증가율이 지역별로 상이할 수 있음을 감안할 수 있도록 α_1 이 아닌 $\alpha_{1,j}$ 를 사용하였다. 이와 유사하게 제III장 1. 다항에서 실업률이 대도시 지역과 도 단위 지역 사이에 평균값의 차이가 있음을 지적한 바 있다. 지역별 실업률의 평균값의 차이를 감안하여 지역별로 상이한 상대취업률을 허용하였다. 경제활동참가율도 마찬가지이다.

셋째, 단순한 VAR 모형은 모든 설명변수가 시차를 가진 변수들이지만 위 모형에서는 시차를 갖지 않는 변수, 즉 $\Delta lem_{j,t}$ 이 식(2)와 식(3)의 설명변수로 포함되어 있다. 이처럼 금기변수가 설명변수로 포함되는 것을 구조적 VAR 모형이라고 부르며, 이 경우 관측되는 잔차항은 $e_{z,j,t}$ ($z=1,2,3$)의 함수로서 정의된다.

우리의 관심사는 지역적 수요충격이다. Blanchard and Katz(1992)의 방법을 따라서 지역의 상대고용비중의 예상치 못한 변화를 지역적 수요충격으로 정의한다. 이러한 정의는 지역의 상대고용비중 변동이 주로 지역적 수요충격으로부터 나타나는 것이지, 지역적 노동공급 증가나 지역간 이주를 통해 나타나는 것이 아니라는 것을 전제한다. 이는 금기의 취업률 충격이나 경제활동참가율 충

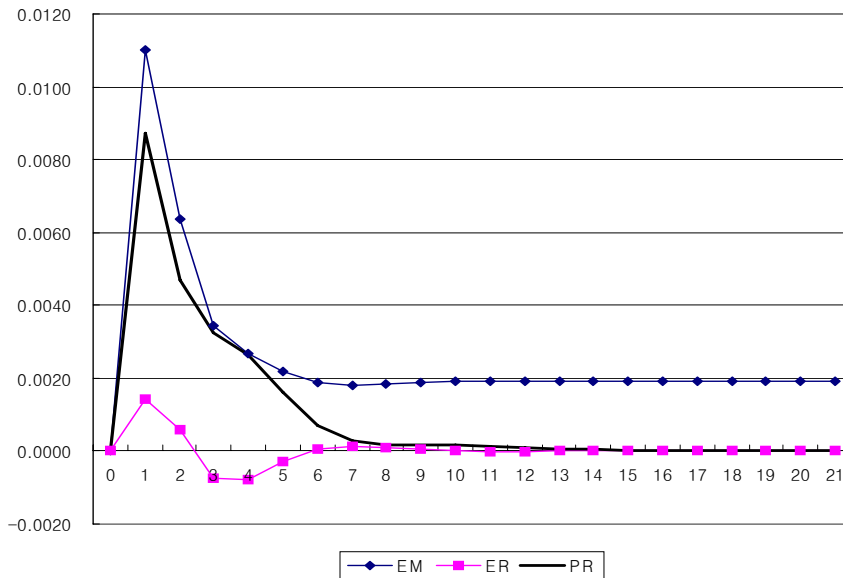
격이 금기의 지역의 상대고용비중 변화에 영향을 주지 않는다는 것을 의미한다. 이에 따라 식 (1)~(3)에서 보는 것처럼 금기의 상대고용비중 변동은 금기의 취업률이나 경제활동참가율에는 영향을 주지만 반대의 영향은 존재하지 않는 것으로 가정하였다.

회귀에 사용된 시차는 2이며 그에 따른 추정 결과는 <표 3>과 같다. [그림 16]은 상대고용, 취업률, 경제활동참가율이 상대고용의 단위표준편차만큼의 충격에 따라 어떻게 변화하는지를 보여준다. 상대고용의 단위표준편차 충격은 상대고용 1.1%의 증가를 가져오고 경제활동참가율은 0.9%, 취업률은 0.17% 증가한다. 시간이 흐름에 따라 상대고용은 0.2% 증가로 귀결된다. 경제활동참가율은 2년 후부터 계속 하락하여 6~7년 정도에는 원래 상태로 복귀한다. 취업률은 2년 후까지 높아진 후 3년 후부터는 오히려 하락한다. 다시 말해서 실업률이 처음에는 감소하다가 증가하게 된다는 것이다. 이것은 경제활동참가율의 증가로 인해 구직자가 늘어나기 때문으로 해석된다.

[표 3] 추정 결과

피설명변수 설명변수	고용의 변화 Δem_t	고용률 er_t	경제활동참가율 pr_t
고용의 변화 Δem_{t-1}	1.38 (0.24)	0.25 (0.08)	0.35 (0.21)
고용의 변화 Δem_{t-2}	-0.01 (0.09)	-0.02 (0.03)	0.01 (0.08)
고용률 er_{t-1}	-2.59 (0.41)	0.28 (0.14)	-1.03 (0.36)
고용률 er_{t-2}	1.38 (0.35)	-0.12 (0.13)	0.91 (0.31)
경제활동참가율 pr_{t-1}	-1.85 (0.29)	-0.30 (0.10)	0.27 (0.25)
경제활동참가율 pr_{t-2}	1.36 (0.27)	0.23 (0.09)	0.33 (0.24)
\bar{R}	0.62	0.89	0.96

(그림 16) 양(+)의 수요충격에 대한 충격반응 결과



지역적 노동수요 충격이 상대고용비중에 미치는 효과는 매우 빠른 속도로 줄어든다. 최종 균형상태와 비교해 보면 최초에 발생한 충격에 따른 상대고용 증가의 80%가 결국은 사라지고 결과적으로 지역의 상대고용은 0.2% 증가하는 것에 그치고 만다. 이러한 결과는 유럽의 경우 최초 충격의 30% 가량이 소실되는 것과, 미국의 경우 20%가 소실되는 것과 대조적이다.

이처럼 장기 균형에서 상대고용비중이 미국이나 유럽에 비해 작다는 것은 어떻게 해석할 수 있을까? 최종적인 장기 고용량은 지역간 이동이 적다는 것으로 설명할 수 있다. 지역간 이동이 적은 하나의 이유는 지역간 이동을 가로막는 이주비용이 매우 크기 때문으로 볼 수 있다. 또 하나의 이유는 지역 내에 비경제활동인구가 풍부하게 존재하고 있어서 지역 외의 사람들이 이주하기 전에 이들이 일자리를 두고 경합을 벌이게 된다는 것이다. 이에 따라 타지역 사람들이 이주할 유인이 크지 않게 된다.9)

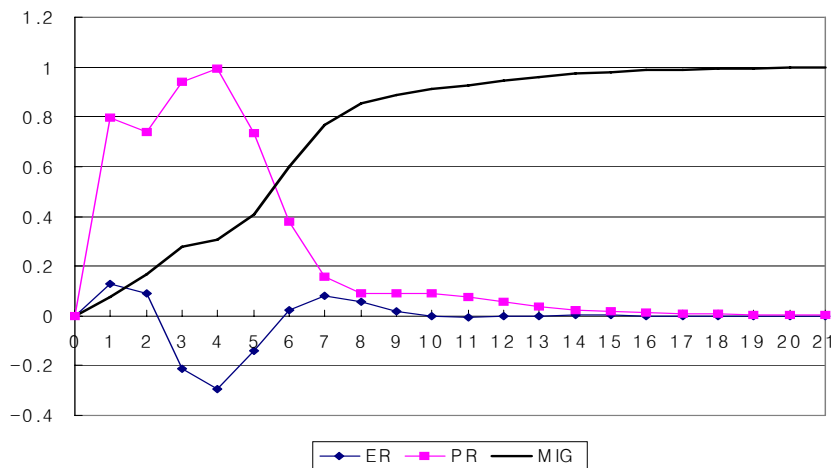
9) 경제활동참가율이 불안정적 시계열일 경우 결과와 해석이 달라질 수 있으며, 이에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다.

지역 노동수요 충격 이후에 취업률과 경제활동참가율은 원래 수준으로 회복된다. 경제활동참가율의 경우 노동수요 충격 이후에 급상승한 뒤 서서히 하락한다. 유럽과 미국과 마찬가지로 5~6년의 기간이 지난 후에 원래 수준으로 회복된다. 한국의 자료를 이용한 분석에서는 취업률의 경우 2년에 걸쳐 상승한 뒤 이후 3년 동안 최초 수준보다 낮은 값에 머문 뒤 회복된다. 이와 대조적으로 유럽과 미국의 경우에는 취업률이 조정 과정에서 충격 이전보다 낮은 수준으로 떨어지지 않는다.

[그림 17]은 지역 고용량 변동을 실업률 변화, 경제활동참가율 변화 그리고 이주에 의한 것으로 분해하여 동태적인 변화를 보여준다. 지역 노동수요 충격은 1년 후에 취업률과 경제활동참가율의 증가에 92% 반영된다. 2년 후에는 83%, 3년 후에는 72% 반영된다. 유럽의 경우 3년 후부터 순이주에 의해 흡수되는 데 비해 한국의 경우에는 5년이 지나도 이주가 설명하는 비율이 50%를 넘지 않는다. 이런 점에서 한국의 경우 지역간 이주의 효과가 매우 제한적임을 알 수 있다.

이러한 분석 결과가 마치 지역간 격차에도 불구하고 지역간 노동이동이 없다는 의미로 해석되어서는 안 된다. 구조적 VAR 모형의 추정에서 지역별 고정효과가 감안되었다. 이것의 의미는 한 지역과 다른 지역의 고용량의 지속적인 격

[그림 17] 양(+)의 수요충격에 대한 충격 반응의 누적 결과



차가 존재함을 전제했다는 것이다. 지역간 노동이동은 지역간의 구조적 격차를 반영하여 지속적으로 이루어지고 있음을 의미한다. 분석 결과가 말해 주고 있는 것은, 구조적 격차가 아닌 일시적 충격에 의한 지역간 격차가 발생했을 경우 지역간 이주가 중요한 역할을 하지 않는다는 것이다.

V. 요약 및 향후과제

본 논문은 크게 두 부분으로 구성되는데 하나는 한국 지역노동시장의 주요 경제변수들의 지역간 격차가 단기·장기에 걸쳐 어떻게 조정되는지에 대한 전형적 사실을 검토하였다. 우선 지역간 불균등 발전이 긴 기간에 걸쳐 진행되어 지역간 취업자 증가율의 격차가 지속되고 있음을 확인할 수 있었다. 고용률 역시 지역간 격차가 지속되고 있음을 확인할 수 있었다. 그런데 실업률의 경우도 단위 지역과 광역시 지역을 함께 살펴볼 때는 마치 지속성이 존재하는 것처럼 보이지만 단위 지역의 실업률 평균과 광역시 지역의 평균이 다를 수 있음을 감안할 경우 실업률의 지속성은 낮은 것으로 평가된다. 임금률 자료의 경우 한계가 많긴 하지만 임금률의 지속성도 높지 않은 것으로 보인다. 이상의 결과는 한국에서 지역간 노동시장 격차가 이론에서 예측하는 바와 같이 내생적 힘에 의해 조정된다는 것을 방증하고 있다.

이와 함께 1999~2003년 사이 고용보험 DB 원자료를 이용하여 지역별 일자리창출과 소멸의 흐름을 분석한 결과 한국의 경우 지역별 일자리창출의 차이가 지역별 고용성과의 차이를 주도하고 있으며, 창업보다는 지속사업체의 고용 확대가 일자리창출에 큰 영향을 미쳐왔음을 확인할 수 있었다. 일자리창출과 소멸의 흐름에 대응하여 노동자의 채용 흐름과 이직 흐름이 지역 차원에서 활발하게 이루어지고 있으며, 지역 고용 사정이 좋을수록 채용 흐름은 활발하고 이직 흐름은 둔화된다. 특히 이직 중 일자리소멸의 비중이 고용 사정이 좋을수록 줄어든다는 점에서 고용 사정이 좋은 지역일수록 자발적인 이직이 활발하게 진행되는 현상을 확인할 수 있었다.

본 논문의 두 번째 분석 초점은 지역특수적 노동시장 충격을 흡수하는 노동

시장의 내적 조정메커니즘을 규명하기 위해 한국 자료를 이용하여 구조적 VAR 모형을 실증적으로 추정하는 것이다. 각국에 대한 기존 연구에 따르면 지역특수적 노동시장 충격이 흡수되는 방식에 두 가지 유형이 존재한다. 미국형은 활발한 노동자의 지역간 이주를 통해 충격이 흡수되는 데 비해서 유럽형은 지역간 이주가 크지 않고 지역내 경제활동참가율의 변동에 의해 충격을 흡수한다. 1989~2004년까지의 연도별 시계열 자료를 이용하여 추정한 결과에 따르면 한국은 미국형보다는 유럽형에 가깝다는 것을 확인할 수 있었다.

한국의 경우 지역 노동수요 충격은 경제활동참가율의 변화에 의해 많이 흡수된다면 추가적으로 지역내 어떤 집단이 경제활동인구와 비경제활동인구 사이를 활발히 오가는지에 대한 좀더 세부적이고 구체적인 연구가 필요하다. 지역특수적 충격이 경제활동참가율의 변화에 의해 흡수하는 보다 구체적인 양상에 대한 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

참고문헌

- 김혜원. 「1981~2000년간 한국 광공업 5인 이상 사업체에서의 일자리 창출과 소멸」. 『노동경제논집』 27 (2) (2004).
- 전병유·김혜원. 『디지털경제와 일자리창출』. 한국노동연구원, 2003.
- 전병유. 「지역별 일자리창출」. 정인수 외, 『지역 노동시장 연구』. 한국노동연구원, 2003.
- 정인수 외. 『지역노동시장 연구』. 한국노동연구원, 2003.
- Blanchard and Katz. “Regional Evolutions.” *Brookings Papers on Economic Activity*. Brookings Institute, 1992.
- Bockerman et al. “Explaining Regional Job and Worker Flows.” Working Paper, Labor Institute for Economic Research, 2001.
- Broersma and van Dijk. “Regional Labor Market Dynamics in the Netherlands.” *Papers in Regional Science* 81 (2002): 343~364.

- Casado-Diaz, J. M. "Local Labour Market Areas in Spain: A Case Study." *Regional Studies* 34 (9) (2000): 843~856.
- Debelle and Vickery. "Labor Market Adjustment: Evidence on Interstate Labour Mobility." *Australian Economic Review* 32 (3) (1999): 249~263.
- Decressin and Fatas. "Regional Labor Market Dynamics in Europe." *European Economic Review* 39 (1995): 1627~1655.
- Lambert Van der Laan & Richard Schalke. "Reality Versus Policy: the Delienation and Testing of Local Labour Market and Spatial Policy Area." *European Planning Studies* 9 (2) (2001): 201~221.
- Maki-Arvela. "Regional Evolutions in Finland: Panel Data Results of a VAR Approach to Labor Market Dynamics." *Regional Studies* 37 (5) (2003): 423~443.
- OECD. "Disparities in Regional Labour Markets." *OECD Employment Outlook*. 2002.
- _____. "How Persistent are Regional Disparities in Employment? The Role of Geographic Mobility." *OECD Employment Outlook*. 2005.
- Barro and Sala-i-Martin. *Economic Growth*. McGraw-Hill, 1995.
- Choy, Mare and Mawson. "Modelling Regional Labour Market Adjustment in New Zealand." Treasury Working Paper Series 02/01, New Zealand Treasury, 2002.

abstract

Regional Labour Market Dynamics in Korea

Hye-Won Kim

This paper consists of two primary elements, the first of which is a stylised fact of how gaps in regional labor markets in Korea change in the short and long-terms. Sustained disparities in the employment rate and growth rates of employment are identified. However we can not find persistences of gaps in unemployment rate and relative wages. The second element in the paper focused on examining the adjustment mechanism of regional labor markets to absorb region-specific labor market shocks by empirically estimating the structured VAR model, using Korean data. According to existing research in other countries, there are two mechanisms for absorbing region-specific labor market shocks. The US mechanism absorbs shocks through the active inter-regional migration of workers, whereas the European mechanism reacts by means of changes in rates of participation in economic activity, and with little inter-regional migration. Estimation results using annual time series data from 1989 to 2004 demonstrate that Korea is closer to the European model than to that of the US.

Keywords : regional labour market, unemployment rate, structural VAR, labor mobility.