

수도권과 비수도권의 임금격차와 인적자본

– 무조건 분위회귀 분해법의 적용 –

김민영* · 임 업**

Inter-Regional Wage Gap and Human Capital in Korea - An Unconditional Quantile Regression Decomposition Approach -*

Minyoung Kim*, Up Lim**

국문요약 본 연구는 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차와 인적자본 수준 사이의 관계를 분석하는 것을 목적으로 한다. 보다 구체적으로 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 더 높은 수준의 임금을 받는 이유가 수도권 근로자의 인적자본 수준이 비수도권 근로자의 인적자본 수준보다 더 높기 때문인지 아니면 동일한 인적자본 수준을 가졌음에도 불구하고 수도권 근로자에게 더 높은 보상이 제공되기 때문인지에 대해 살펴보는 것이다. 본 연구는 무조건 분위회귀 분해법을 이용하여 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차와 인적자본 사이의 관계가 임금 분위에 따라 상이하게 나타나는지를 확인하고자 하였다. 또한 전통적인 인적자본 지표인 교육년수 및 직무훈련과 함께 인지 및 상호적 숙련, 기술적 숙련, 육체적 숙련 등 직종 숙련 수준을 고려하였다. 분석 결과에 따르면, 성별, 정규직 여부, 기업 규모 등의 변수들이 통제된 상태에서 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차의 상당 부분이 인적자본 변수들에 의해 설명되는 것으로 나타났다. 인적자본의 질적인 차이로 인한 임금격차를 의미하는 인적자본의 구성 효과가 모든 임금 분위에서 존재하는 것으로 나타났지만, 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차 문제에서 보다 중요하게 작용하는 요인은 인적자본의 임금구조 효과인 것으로 나타났다. 직종 숙련을 포함한 다양한 인적자본 변수들 중에서도 특히 교육년수의 임금구조 효과가 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차를 설명하는 데에 있어 핵심적인 요인인 것으로 나타났다. 본 연구는 중위임금 또는 평균임금 수준에 초점을 두고 있는 전통적인 분석방법에서 벗어나 수도권과 비수도권 근로자 사이의 임금격차가 임금 분위에 따라 상이한 양상을 나타낼 수 있음을 무조건 분위회귀 분해를 통하여 밝혔다는 점에서 연구의 의의가 있다.

주제어 임금 격차, 인적자본, 직종 숙련, 무조건 분위회귀 분해, 수도권

Abstract : This study aims to understand how human capital is related to the inter-regional wage gap between the capital region and the non-capital region in Korea. We focus more specifically on whether the inter-regional wage gap is due to high levels of human capital in the capital region or due to high returns to human capital in the capital region. The decomposition method based on the unconditional quantile regression was used to

* 연세대학교 도시공학과 석박사통합과정 (주저자: minyoung.kim@yonsei.ac.kr)

** 연세대학교 도시공학과 교수 (교신저자: uplim@yonsei.ac.kr)

examine how the relationship between human capital and the inter-regional wage gap varies along the wage distribution. When first estimating earnings functions from the two regions to apply this decomposition method, we included not only conventional indicators of human capital, such as education and on-the-job training, but also occupational skills including cognitive-interactive skills, technical skills, and physical skills. As a result, other things being equal, a large part of the inter-regional wage gap was explained by the human capital variables. Although the composition effect of the human capital variables existed in all the wage quantiles, the more important factor was the wage structure effect of the human capital variables. In addition, among the various human capital variables, the wage structure effect of years of education was a key factor in explaining the inter-regional wage gap. This study is meaningful in that it shows that the relationship between human capital and the inter-regional wage gap may vary depending on the wage quantiles.

Key Words : Inter-Regional Wage Gap, Human Capital, Occupational Skills, Unconditional Quantile Regression, Capital Region

1. 서론

우리나라의 경제발전은 수도권과 비수도권 사이의 불균형 속에서 이루어져 왔다. 전 국토 면적의 11.8%에 불과한 수도권 지역에 인구, 문화시설, 교육시설, 경제활동의 절반 정도가 집중되어 있으며 2008년 기준 전체 임금소득의 56.1%가 수도권에서 창출되고 있다(김우영, 2012). 임금소득뿐만 아니라 영업잉여나 재산소득까지 고려한다면 수도권으로의 소득의 집중은 더욱 증대된다(강병익 외, 2016). 이자, 임대료, 배당금을 포함하는 재산소득의 약 70% 이상이 수도권에서 발생하고 있으며, 영업잉여의 경우도 약 60% 이상이 수도권에서 발생하고 있다(강병익 외, 2016). 수도권과 비수도권의 소득 격차는 비수도권 인구의 상대적 박탈감과 위화감을 조성하는 동시에 사회적 통합을 저해하는 요소로 작용하고 있다는 점에서 정책적으로도 매우 중요한 문제로 대두되고 있다(김미숙 외, 2012). 특히 임금 소득이 전체 소득의 주요 원천인 일반 근로자에게 임금은 삶의 질에 지대한 영향을 미치는 요소라는 점에서 수도권과 비수도권 근로자들 간의 임금격차와 그 원인에 대한 고찰이 요구된다고 할 수 있다.

수도권과 비수도권 근로자의 임금격차에는 다양한 요인들이 복합적으로 작용하지만 허식(2007)과 Lim and Cho(2009)는 노조의 유무와 같은 제도적 변수나 업종과 같은 노동시장의 구조적 특성보다는 교육년수와 경력년수와 같이 개별 근로자의 생산성과 직결되는 변수가 임금격차를 설명하는 데 있어 가장 중요한 요인으로 작용하고 있다고 지적한다. 이러한 분석 결과에 비추어 볼 때, 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차 문제에 있어 인적자본이라는 요인이 가지는 중요성이 매우 큼에도 불구하고 인적자본에 초점을 맞춘 연구는 상당히 제한적으로 이루어져 왔다. 따라서 본 연구는 인적자본에 초점을 맞추면서 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차에 관한 논의를 다음의 두 측면에서 진전시키고자 한다.

첫째, 교육년수나 경력년수와 같은 전통적인 인적자본 지표와 함께 직종 숙련(occupational skills)이라는 새로운 인적자본 지표를 고려함으로써, 수도권과 비수도권 근로자 사이의 임금격차와 인적자본의 수준 간의 관계를 보다 심층적으로 이해하고자 한다. 인적자본은 재화 및 서비스의 생산 과정에 투입되는 지식, 숙련, 능력을 총칭하는 개념으로 물질자본과는 달리 사람에 체화되는 특성을 가지고 있다(Becker, 2009).

인적자본은 일반적으로 교육년수와 경력년수로 측정되는데, 전자는 공교육을 통해 이루어지는 일반적인 지식 습득을 나타내며 후자는 취직 후 이루어지는 특정한 숙련 습득을 나타낸다. 그렇기 때문에 교육년수와 경력년수만으로는 생산 과정에서 이용되는 다양한 숙련 차원을 포착하는 데 한계가 있다. 본 연구에서는 직업 단위의 자료를 바탕으로 생산 활동에 투입되는 인적자본의 수평적 차원과 수직적 수준을 관측할 수 있는 직종 숙련을 새로운 인적자본 지표로 고려함으로써, 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차와 인적자본 수준 사이의 관계에 관한 기존 논의를 확장시키고자 한다.

둘째, 중위임금 또는 평균임금을 기준으로 수도권과 비수도권 근로자 사이의 임금격차를 분석한 전통적인 방법에서 나아가 무조건 분위회귀(unconditional quantile regression)에 기초한 임금분해법을 활용하여 상위/중위/하위 임금 분위별로 수도권과 비수도권 근로자 사이의 임금격차가 상이하게 나타나는지 분석하고자 한다. 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차를 분석한 대다수의 연구들은 중위임금 또는 평균임금에 초점을 맞추어 분석함으로써 하위 또는 상위 임금 분위에서 나타날 수 있는 지역간 임금격차에 대해서는 간과하고 있다. 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차 문제는 평균적인 임금 수준의 분위보다는 평균보다 낮거나 높은 임금 분위에서도 나타날 수 있다. 뿐만 아니라 임금 분위에 따라 인적자본 수준에 따른 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차의 양상이 상이하게 나타날 수도 있다. 따라서 본 연구는 무조건 분위회귀 분해법을 적용하여 임금 분위별로 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차 양상을 분석하고, 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차를 보다 효과적으로 완화하기 위해서는 임금 분위에 따른 격차에 보다 많은 정책적 관심을 가질 필요가 있다는 것을 제시하고자 한다.

본 연구의 목적은 수도권과 비수도권 근로자의 임금 분위별 임금격차를 확인하고, 임금 분위별로 인적자본이 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차에 미치는 영향을 밝히는 데에 있다. 이를 위해, 무조건 분위

회귀를 활용하여 중위 임금뿐만 아니라 하위 및 상위 임금 분위에 있어서 지역간 임금격차와 인적자본의 관계가 어떻게 다르게 나타나는지를 분석하고자 한다. 특히 새로운 인적자본 지표인 직종 숙련을 고려함으로써 인적자본의 수직적 수준뿐만 아니라 인적자본의 수평적 차원이 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차와 어떠한 관계를 맺는지 확인하고자 한다.

2. 선행연구 고찰

1) 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차와 인적자본 수준

그 동안의 연구들은 임금격차의 발생 원인을 생활비용(cost of living)의 차이(이상호, 2010), 학력이나 경력과 같은 근로자의 인적자본 수준의 차이(이변송, 2009), 산업 구성 및 노동 수요의 차이(이원호, 2002), 집적경제 수준의 차이(서승환, 2011; 이변송, 2009) 등에서 찾아 왔다. 이들 연구들과는 달리 허식(2007)과 Lim and Cho(2009)의 연구는 임금에 영향을 미치는 다양한 변수들 중에서 어떤 변수가 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차에 가장 큰 영향을 미치는지 살펴보고 있다. 이를 위해 이들은 두 집단 간 차이를 분해하는 임금분해법이라는 방법을 적용하고 있다. 임금분해법은 수도권과 비수도권 근로자의 임금 합수를 각각 추정한 후 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차를 ‘설명되는 부분(explained part)’과 ‘설명되지 않는 부분(unexplained part)’으로 분해한다. 설명되는 부분이란 임금 함수에 포함된 일련의 독립변수들에 의해 설명되는 부분을 의미한다. 다시 말해, 수도권 근로자들이 가지고 있는 특성이 대개 더 높은 임금과 관련되어 있는 특성인 경우 발생하게 되는 임금격차 부분을 의미한다. 수도권 근로자의 학력수준이나 대기업 종사 비중이 비수도권 근로자보다 높다고 가정할 때 발생하게 되는 임금격차분을 나타내는 것이다. 반면, 설명되지 않는 부분이란 생산성 관련 변수의 수준이 동일한 수준임에도 불구하고 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 더 높은 수준의 보상을 받

는 경우에 발생하게 되는 임금격차분을 의미한다. 예컨대 다른 모든 조건들이 동일한 수준으로 통제되었을 때, 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 더 높은 임금을 받는 경우가 이에 해당된다. 임금분해법은 설명되는 부분과 설명되지 않는 부분을 개별 독립변수들의 기여분으로 분해할 수 있기 때문에, 수도권과 비수도권 근로자 사이의 임금격차에 가장 큰 영향을 미치는 요인이 무엇인지를 파악할 수 있다.

허식(2007)은 임금함수의 변수로서, 근속년수, 교육년수, 경력년수, 성별, 배우자 유무, 종사상 지위, 노조 유무, 공공기관 여부, 업종, 직종을 포함하고, Lim and Cho(2009)는 교육년수, 근속년수, 경력년수, 성별, 배우자 유무, 종사상 지위, 기업 규모, 업종, 직종을 포함하고 있다. 이들의 연구를 종합해 보면, 설명되는 부분과 설명되지 않는 부분 모두에서 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차를 초래하는 주요 변수는 노조의 유무와 같은 제도적 변수나 산업과 같은 노동시장의 구조적 특성을 나타내는 변수라기보다는 교육년수, 경력년수와 같은 인적자본 변수라는 점을 알 수 있다. 다시 말해, 수도권 근로자의 높은 인적자본 수준과 함께, 동일한 인적자본 수준에 대한 수도권의 보다 높은 보상이 수도권과 비수도권 근로자 사이의 임금격차를 가져온 주된 원인이라고 볼 수 있는 것이다.

2) 무조건 분위회귀 분해법

앞서 설명한 허식(2007)과 Lim and Cho(2009)의 연구는 모두 Oaxaca-Blinder 모형을 이용하고 있다. Oaxaca-Blinder 모형은 최소자승법(OLS)에 기초하기 때문에, 수도권 임금 분포의 조건부 평균과 비수도권 임금 분포의 조건부 평균에 대해 두 지역 간 임금격차를 분해한다. 따라서 Oaxaca-Blinder 모형을 이용하면 수도권과 비수도권 임금 분포의 평균값 수준에서 나타나는 두 지역 간 임금격차에 대해서 분해 비교할 수 있을 뿐, 하위 또는 상위 임금 분위에서 나타나는 임금격차 요인에 대해서는 분해 비교할 수 없다는 한계가 있다. 다시 말해, 수도권과 비수도권 근로자 간의 임금격차를 분석한 대다수의 연구들은 중위

임금 혹은 평균 임금에만 초점을 맞추어 두 지역을 비교 분석함으로써, 하위 혹은 상위 임금 분위에서 나타날 수 있는 수도권과 비수도권 근로자 간의 임금격차 양상에 대해서는 간과하고 있는 것이다. 중위 혹은 평균 임금 수준에서만 아니라, 하위나 상위 임금 분위에서 나타나는 임금격차의 양상을 살펴보기 위해서는 분포적 접근법(distributional approach)을 따르는 분해 모형의 적용이 요구된다.

분포적 접근법을 따르는 분해 모형은 조건 분위회귀(conditional quantile regression)에 기초한 모형과 무조건 분위회귀(unconditional quantile regression)를 이용하는 모형으로 구분된다. 일반적으로 조건 분위회귀 분해법으로는 Machado and Mata(2005)나 Melly(2005)가 개발한 방법이 주로 이용되며, 무조건 분위회귀 분해법으로는 Firpo et al.(2007)이 개발한 방법이 이용된다. 이 두 분해 방법은 해석이나 실제적인 문제에 있어서 서로 다른 특성을 가지고 있기 때문에, 해당 연구질문에 적합한가를 기준으로 모형을 선정할 필요가 있다. 우선 조건 분위회귀 분해법에서는 독립변수 분포의 변화가 종속변수에 미치는 전역적 효과(global effect)를 추정하지만, 무조건 분위회귀 분해법에서는 우리가 관심을 가지는 특정 분위에서 독립변수가 종속변수에 미치는 국지적 효과(local effect)를 추정한다는 점에서 차이가 있다(Firpo et al., 2009). 본 연구에서는 특정 임금 분위에서 독립변수가 종속변수에 미치는 영향에 관심을 가지고 있기 때문에, 무조건 분위회귀 분해법을 이용하는 것이 더 적절하다. 또한 Melly(2005)의 조건 분위회귀 분해법은 개별 독립변수들의 기여 측면에서 추가 분해가 어렵고, Machado and Mata(2005)의 조건 분위회귀 분해법은 수많은 시뮬레이션을 필요로 하기 때문에 계산 과정이 다소 복잡하다는 한계를 가지고 있다(Fortin et al., 2011). 반면, 무조건 분위회귀는 두 집단 간 차이를 개별 독립변수들의 기여 측면에서 추가 분해하는데 용이하며 계산이 용이하다는 장점이 있다. 따라서 본 연구에서는 무조건 분위회귀 분해법을 이용하고자 한다.

국내의 경우, 무조건 분위회귀 분해법을 적용한 연

구들이 그리 많지 않은 편이다. 2000년과 2008년 사이에 도시지역의 임금 불평등이 어떻게 변화하였는지 임금 분위별로 살펴본 김계숙·민인식(2013)의 연구, 중고령 남성과 청년층 여성이라는 두 집단의 임금격차를 저소득층, 중위소득층, 고소득층에서 살펴본 김수현 외(2013)의 연구, 1984년과 2014년 사이에 성별 임금격차가 어떻게 변화하였는지 임금 분위별로 살펴본 김수현(2015)의 연구 등이 있다. 그러나 이들은 임금격차에 대해 연구하고 있음에도 불구하고 임금을 설명하는 변수로 교육이나 직무훈련과 같은 전통적인 인적자본 지표만을 고려하고 있다는 한계가 있다.

3) 다차원적 인적자본 지표로서의 직종 숙련

인적자본은 재화 및 서비스의 생산 과정에 투입되는 지식, 숙련, 능력을 총칭하는 개념으로서, 물질자본이나 재정자본과는 달리 그것을 소유한 사람과 분리될 수 없는 고유한 특성을 가지고 있다(Becker, 2009). 인적자본에 대한 대표적인 투자 방법은 교육(education)과 직무훈련(on-the-job training)으로서 이를 통해 축적된 인적자본은 개별 근로자의 생산성을 향상시켜 임금 증대를 가져온다. 교육의 경우 공교육이라는 제도적 틀 속에서 이루어지는 인적자본 축적 과정을 나타내며, 생산 과정에 직접적으로 이용되는 인적자본을 의미하기보다는 다소 일반적이고 포괄적인 지적 능력의 수준을 반영한다. 교육에 대한 투자 수준은 일반적으로 교육년수나 최종학력을 통해 측정된다. 반면 직무훈련의 경우 공교육 이후 작업장에서 이루어지는 경험을 통한 인적자본 습득과 관련이 있기 때문에, 생산 과정에서 이용되는 인적자본과 보다 직접적인 관련성을 가진다고 할 수 있다. 직무훈련은 일반적으로 노동시장에서의 경력년수나 근속년수로 측정된다.

최근에는 교육과 직무훈련이라는 전통적인 인적자본 지표에 대한 한계가 지적되면서 인적자본의 새로운 지표인 직종 숙련에 대한 관심이 높아지고 있다(Ingram and Neumann, 2006; Scott and Mantegna, 2009). 투자에 대한 결과물로 인적자본을 인식하는 전통적인 접근법과는 달리, 직종 숙련 접근법은 인적

자본이 직무(job)나 직업(occupation)과 분리되어 발견될 수 없다는 점에 주목한다. 이는 직무나 직업에서 일정 수준 이상의 성과를 창출하기 위하여 필요한 요건으로 인적자본을 인식하고 있다. 예컨대, 직종 숙련으로 인적자본을 측정할 경우 읽고 이해하기, 듣고 이해하기, 말하기 등과 같은 능력은 ‘인지적 숙련’이라는 인적자본 유형으로 분류될 수 있으며, 신체적 강인성, 정교한 동작, 움직임 통제 등과 같은 능력은 ‘육체적 숙련’이라는 인적자본 유형으로 분류될 수 있다. 해당 직무나 직업을 수행하기 위해서 각각의 인적자본 유형이 어느 정도 요구되는지를 파악함으로써 근로자의 인적자본 수준을 측정할 수 있게 된다. 다시 말해, 교육과 직무훈련을 대변하는 교육년수와 경력년수 변수는 그 값이 높을수록 인적자본 수준이 높다는 전제를 바탕으로 하기 때문에 인적자본의 수직적인 측면만을 나타낼 뿐 수평적인 차원을 고려하지 못한다. 하지만 직종 숙련은 직무 수행에서 요구되는 다양한 숙련들을 유형별로 구분하고, 각 숙련 유형별 수준을 측정함으로써 인적자본의 수평적 차원과 수직적 차원을 모두 반영할 수 있는 것이다.

국내 연구에서는 『한국직업사전』이나 『한국직업정보시스템(KNOW)』 등의 직업 단위의 자료를 활용하여 직종 숙련을 측정하고 있다. 『한국직업사전』을 기반으로 직종 숙련을 살펴본 황수경(2007)은 요인분석을 통해 인지적 숙련, 육체적 숙련, 미세 숙련, 상호적 숙련으로 숙련 유형을 구분하고 있으며, 요인점수를 계산하여 각 숙련 유형별 수준을 측정함으로써 인적자본의 수평적 차원(인적자본의 다양한 유형)과 수직적 차원(인적자본의 정도)을 모두 고려하고 있다. 이현영 외(2014)도 이와 유사한 방식으로 인지적 숙련, 신체적 숙련, 조작적 숙련, 소동적 숙련으로 인적자본 유형을 구분하고 있다. 이용 자료에 따라 도출되는 인적자본의 유형이 다소 달라지기도 한다. 『한국직업정보시스템(KNOW)』을 이용한 연구에서는 인지적 사고능력, 기술적 이해능력, 신체적 숙달능력 등 세 개의 차원으로 인적자본 유형이 추출되고 있다(이희연·박유진, 2014; Lim, Choi and Lee, 2015). 『한국직업사전』을 이용한 연구들과는 달리, 인지적 숙련과

상호적 숙련이 서로 다른 유형으로 분리되지 않고 기술적 사고능력이라는 하나의 인적자본 유형으로 묶여 나타나고 있다.

3. 분석방법

본 연구는 세 단계를 통해 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차에 대한 무조건 분위회귀 분해법을 시도한다. 첫째, 요인분석을 통해 직종 숙련의 유형을 도출한다. 직종 자료를 바탕으로 직종 수준에서 요구되는 공통적인 숙련 유형을 추출하고 숙련 유형별 수준을 측정한다. 둘째, 무조건 분위회귀를 통해 수도권과 비수도권 각각에 대한 임금 분위별 임금함수를 추정한다. 임금함수에는 첫 번째 단계에서 측정한 직종 숙련이 독립변수로서 포함된다. 셋째, 무조건 분위회귀 분해법을 적용하여 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차를 분해함으로써 인적자본과 지역간 임금격차 사이의 관계를 고찰한다.

1) 직종 숙련의 측정

직종 숙련을 측정하기 위하여 2012년 『한국직업정보시스템』에서 제공하는 44개 업무수행능력(한국고용정보원(2012)의 <표 4> 참조)에 관한 자료를 바탕으로 요인분석(factor analysis)을 수행하였다. 요인분석은 44개의 개별 업무수행능력들이 공유하는 소수의

잠재요인을 추출하여 상호독립적인 직종 숙련 유형으로 분류함으로써 임금함수 추정 시 공선성 문제를 해결할 수 있는 이점이 있다. 본 연구에서는 요인분석의 여러 기법 중에서도 44개의 업무수행능력이 담고 있는 정보의 누락이 최소화될 수 있도록 하는 주성분분석(principal component analysis)을 이용하였다. 또한 추출된 요인들 중 고유치(eigenvalue)가 1이 넘는 경우만을 잠재요인으로 고려하는 방법을 사용하였으며, 요인적재량(factor loading)의 구조가 명확히 드러나도록 배리맥스 회전(Varimax rotation)을 적용하였다. 본 연구는 요인적재량이 0.5 이상인 변수에 기초하여 잠재요인별 특성을 해석하였으며 이를 바탕으로 각 잠재요인을 명명하였다.

44개의 업무수행능력에 대한 요인분석을 실시한 결과에 따르면, 네 개의 잠재요인이 도출되었으나 잠재요인 4의 경우 “물적 자원 관리” 업무수행능력만이 높은 요인적재량을 나타내고 있어 잠재요인에서는 제외하였다(<부록 1> 참조). 잠재요인 1은 논리적 분석, 듣고 이해하기, 읽고 이해하기 등의 인지 능력과 사람 파악, 설득, 서비스 지향 등 사람을 대상으로 하는 작업과 관련이 깊은 숙련을 반영하고 있기 때문에 ‘인지 및 상호적 숙련(cognitive-interactive skills)’으로 명명하였다. 잠재요인 2는 설치, 장비 선정 등에서 높은 요인적재량을 보였으며, 장비나 기계를 조사하고 활용하고 개발하는 작업과 관련된 숙련을 나타내기 때문에 ‘기술적 숙련(technical skills)’으로 명명하였다.

<표 1> 숙련 유형별 상위 10개 직종

숙련 유형 1 (인지 및 상호적 숙련)	숙련 유형 2 (기술적 숙련)	숙련 유형 3 (육체적 숙련)
변호사	건설 및 광업 기계 설치 및 정비원	응급구조사
회계사	컴퓨터 하드웨어 기술자 및 연구원	펄프 및 종이 제조장치 조작원
조사 전문가	보건위생 및 환경 검사원	경호원
자산 운용가	컴퓨터 보안 전문가	직업 운동선수
투자 및 신용 분석가	발전 및 배전 장치 조작원	항공기 조종사
중·고등학교 교사	건설 배관공	경기감독 및 코치
변리사	악기제조 및 조율사	방수공
중·고등학교 교사	통신 및 관련 장비 설치 및 수리원	건설 배관공
보건위생 및 환경 검사원	영상 및 관련 장비 설치 및 수리원	자산 운용가
한의사	공업기계 설치 및 정비원	무인 경비원

마지막으로, 잠재요인 3은 유연성 및 균형, 반응시간과 속도 등에서 높은 요인적재량을 나타내었으며, 세밀한 육체 활동부터 강도 높은 육체 활동까지 아우르고 있기 때문에 ‘육체적 숙련(physical skills)’으로 명명하였다. 이에 따라 본 연구에서는 직종 숙련의 유형을 인지 및 상호적 숙련, 기술적 숙련, 육체적 숙련으로 유형화하였다.

마지막으로, 각 직종에서 요구되는 직종 숙련의 수준을 측정하기 위해 인지 및 상호적 숙련, 기술적 숙련, 육체적 숙련 각각에 대해 직종별 요인점수를 계산하였다. 이 세 개의 직종 숙련은 모든 직종에서 골고루 이용될 수 있지만 직종에 따라 특정한 유형의 숙련이 더욱 많이 이용되기도 한다. 예를 들어, 변호사의 경우 고도의 법률 지식이나 사람을 상대하는 숙련이 필요하므로 인지 및 상호적 숙련의 수준이 다른 직종에 비해 상대적으로 더 높을 것이다. 본 연구에서는 직종 숙련 유형별로 요인적재량이 0.5 이상인 변수들의 평균으로 직종별 요인점수를 계산하였다. 직종 숙련의 유형별로 요인점수가 높은 상위 10개 직종은 <표 1>과 같다. 인지 및 상호적 숙련의 경우 변호사, 회계사, 조사 전문가 등 전반적으로 인지적 능력이나 상호작용 능력이 요구되는 직종이 상위 직종으로 나타났다. 기술적 숙련의 경우 건설 및 광업 기계 설치 및 정비원, 컴퓨터 하드웨어 기술자 및 연구원 등이

상위 직종으로 나타났고, 육체적 숙련의 경우 육체적 강인함이나 세밀함이 요구되는 응급구조사, 경호원, 직업 운동선수 등이 상위 직종으로 나타났다.

2) 무조건 분위회귀를 통한 임금함수의 추정

본 연구는 인적자본 이론에 기초한 Mincer(1974)의 임금함수를 실증분석을 위한 기초 모형으로 이용한다. 인적자본 이론에 따르면, 근로자의 임금은 인적자본에 대한 투자 혹은 인적자본의 수준에 의해 결정된다. 일반적으로 인적자본에 대한 투자나 인적자본 수준을 나타내는 지표로 교육년수와 경력년수가 이용되지만, 본 연구에서는 직종 숙련을 추가적인 인적자본 지표로 포함함으로써 전통적인 인적자본 지표의 한계를 보완하고자 한다. 인적자본과 관련된 변수 외에도 통제변수로 성별, 결혼 여부, 기업 규모, 산업 및 직업 등이 고려되었다. 임금함수 추정에 이용되는 변수는 <표 2>와 같다.

본 연구가 사용하는 실증분석 모형의 핵심은 무조건 분위회귀(unconditional quantile regression)이다. 이를 통해 수도권과 비수도권 근로자에 대한 임금 분위별 임금함수를 추정한다. 무조건 분위회귀를 이용할 경우, 실제 임금 분위에 따른 임금구조의 차이, 즉 상위/중위/하위 분위에서의 임금구조의 차이를 살펴볼 수 있다. 예컨대, 핵심 독립변수의 회귀계수가 하

<표 2> 변수 선정 및 조작적 정의

변수	조작적 정의
시간당 실질 임금	지역 물가지수 및 물가변동률을 고려한 시간당 실질 임금(단위: 10,000원)의 자연로그 값
교육년수	최종학력 기준의 교육년수
경력년수	노동시장에서의 경력년수
경력년수(제곱)	노동시장에서의 경력년수의 제곱을 100으로 나눈 값
숙련 유형 1	직종에서 요구되는 숙련 유형 1(인지 및 상호적 숙련)의 숙련 수준
숙련 유형 2	직종에서 요구되는 숙련 유형 2(기술적 숙련)의 숙련 수준
숙련 유형 3	직종에서 요구되는 숙련 유형 3(인지 및 상호적 숙련)의 숙련 수준
성별	여성이면 1, 남성이면 0
결혼상태	기혼유배우면 1, 아니면 0
종사상 지위	비정규직이면 1, 정규직이면 0
사업체 규모	50~299명 규모의 사업체를 기준으로 소규모(1~49명)와 대규모(300명 이상)를 구분한 범주형 변수
산업	한국표준산업분류(KSIC)의 중분류(2-digit) 수준에서 제조업을 기준으로 하는 범주형 변수
직업	한국고용직업분류(KECO)의 중분류(2-digit) 수준에서 관리자를 기준으로 하는 범주형 변수

위 임금 분위보다 상위 임금 분위에서 더 클 경우, 상위 임금 분위일수록 핵심 독립변수의 영향이 더 큰 것으로 해석할 수 있다.

무조건 분위회귀는 종속변수의 무조건 분위수에 대한 설명변수의 한계효과를 보다 용이하게 추정하기 위하여 재중심 영향함수(recentered influence function: RIF)를 통해 종속변수를 변환한다. 재중심 영향함수는 식 (1)과 같다.

$$RIF(Y_{q_\tau}) = q_\tau + \frac{\tau - I(Y \leq q_\tau)}{f_Y(q_\tau)} \quad (1)$$

위의 식에서 q_τ 는 Y 의 무조건 분포에서 τ 번째 분위수이다. $I(\cdot)$ 는 개별 관측치 Y 가 q_τ 보다 작거나 같으면 1, 그렇지 않으면 0을 부여하는 특성함수이다. $f_Y(\cdot)$ 는 Y 의 한계밀도 함수를 나타내며, $f_Y(q_\tau)$ 는 Y 의 τ 번째 분위수에서의 밀도를 나타낸다. 본 연구에서는 가우시안 커널(Gaussian Kernel)을 이용해 밀도함수를 추정하였다. 재중심 영향함수를 통해 종속변수를 변환한 후 OLS 회귀모형을 적용하면 조건부 기댓값이 $E[RIF(Y_{q_\tau})|X] = q_\tau(X)$ 이 되므로 종속변수의 무조건 분위에 대한 설명변수의 한계효과를 추정할 수 있다.

3) 수도권과 비수도권 근로자 간의 임금격차 분해

무조건 분위회귀 분석결과를 바탕으로 Oaxaca-Blinder 분해를 적용하여 수도권과 비수도권 근로자 사이의 임금격차를 분해한다. 이를 통해 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차 중 임금구조 효과(wage structure effect)로 인한 부분이 어느 정도인지, 그리고 구성 효과(composition effect)로 인한 부분은 어느 정도인지가 설명될 수 있다. 임금구조 효과는 동일한 특성을 가진 근로자에게 비수도권보다 수도권에서 더욱 높은 보상이 제공됨으로써 발생하는 임금격차를 의미하며, 구성 효과는 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 더 높은 생산성을 보장하는 특성을 가지고 있기 때문에 발생하는 임금격차를 의미한다. 식 (2)와 같이 수도권과 비수도권 근로자 사이의 임금격차($\widehat{\Delta}_0^\tau$)는 임금구조 효과($\widehat{\Delta}_s^\tau$)와 구성 효과($\widehat{\Delta}_x^\tau$)로 분해된다.

$$\begin{aligned} \widehat{\Delta}_0^\tau &= (\bar{X}_1 \widehat{\beta}_{\tau,1} - \bar{X}_C \widehat{\beta}_{\tau,C}) + (\bar{X}_C \widehat{\beta}_{\tau,C} - \bar{X}_0 \widehat{\beta}_{\tau,0}) \\ &= \widehat{\Delta}_s^\tau + \widehat{\Delta}_x^\tau \end{aligned} \quad (2)$$

위 식에서 하첨자 1은 수도권을 나타내며 0은 비수도권을 나타낸다. 또한 하첨자 C 는 수도권 근로자 관련 변수의 분포와 비수도권 근로자의 임금구조를 따르는 가상적인 집단을 나타낸다. \bar{X} 는 독립변수의 평균을 나타내며 $\widehat{\beta}_\tau$ 는 τ 번째 분위수에서 무조건 분위회귀의 계수 추정치를 나타낸다. 임금구조 효과는 식 (3)에서 보는 바와 같이 순수한 임금구조 효과를 나타내는 부분($\widehat{\Delta}_{s,p}^\tau$)과 재가중 오차(reweighting error, $\widehat{\Delta}_{s,r}^\tau$)를 나타내는 부분으로 나누어진다.

$$\begin{aligned} \widehat{\Delta}_s^\tau &= \bar{X}_1 (\widehat{\beta}_{\tau,1} - \widehat{\beta}_{\tau,C}) + (\bar{X}_1 - \bar{X}_C) \widehat{\beta}_{\tau,C} \\ &= \widehat{\Delta}_{s,p}^\tau + \widehat{\Delta}_{s,r}^\tau \end{aligned} \quad (3)$$

이와 비슷하게 구성 효과도 식 (4)에서 보는 바와 같이 순수한 구성 효과를 나타내는 부분($\widehat{\Delta}_{x,p}^\tau$)과 설정 오차(specification error, $\widehat{\Delta}_{x,r}^\tau$)를 나타내는 부분으로 나누어진다.

$$\begin{aligned} \widehat{\Delta}_x^\tau &= (\bar{X}_C - \bar{X}_0) \widehat{\beta}_{\tau,0} + \bar{X}_C (\widehat{\beta}_{\tau,C} - \widehat{\beta}_{\tau,0}) \\ &= \widehat{\Delta}_{x,p}^\tau + \widehat{\Delta}_{x,r}^\tau \end{aligned} \quad (4)$$

임금격차 분해 모형의 핵심은 반사실적 임금 분포(counterfactual wage distribution, $\bar{X}_C \widehat{\beta}_{\tau,C}$)를 어떻게 추정하는가에 있다. 반사실적 임금 분포란 수도권 근로자 관련 변수 분포와 비수도권의 임금구조를 따른다고 가정할 때 나타나는 가상적인 임금 분포를 나타낸다. 어떤 분위에서의 반사실적 임금이든 추정량이 일치성(consistency)을 가지도록 하기 위해 DiNardo et al.(1996)이 제시한 재가중 접근법이 적용될 수 있다. 비수도권 근로자 관련 변수들의 한계분포는 재가중 요인을 통해 수도권 근로자 관련 변수들의 한계분포로 변환되며 이렇게 변환된 재가중 표본을 바탕으로 반사실적 임금 분포가 추정된다. 재가중 요인은 다음의 식 (5)와 같다.

$$\begin{aligned} \Psi(X) &= \frac{\Pr(X|D_1=1)}{\Pr(X|D_1=0)} \\ &= \frac{\Pr(D_1=1|X) / \Pr(D_1=1)}{\Pr(D_1=0|X) / \Pr(D_1=0)} \end{aligned} \quad (5)$$

위 식에서 $\Pr(D_1=1|X)$ 는 독립변수가 주어져 있을 때 근로자가 수도권에 있을 확률을 나타내며, $\Pr(D_1=1)$ 는 전체 근로자 중 수도권에 속한 근로자의 비율을 나타낸다.

4. 분석자료

분석을 위해 필요한 자료는 크게 두 가지로 구분된다. 첫째, 직종 숙련을 측정할 수 있는 직종 자료이다. 본 연구에서는 직종 자료로 2012년 『한국직업정보시스템』을 활용한다. 『한국직업정보시스템』 자료는 재직자 설문조사를 통해 수집된 자료로 784개 직종에 대해 실제적으로 요구되는 핵심적 업무수행능력, 가치관, 지식, 성격, 업무환경, 흥미 등의 세분화된 정보를 담고 있다. 본 연구는 『한국직업정보시스템』이 제공하는 다양한 직종 특성 중에서 44개의 업무수행능력에 대해 7점 척도로 조사한 자료를 이용한다. 업무수행능력 수준 자료는 보편적인 직업능력에 대해 직종별로 어느 정도로 고도화된 숙련 수준이 요구되는지에 대한 정보를 제공하고 있다.

둘째, 수도권과 비수도권 근로자의 임금함수를 추정하기 위한 자료로 2009년 『산업·직업별 고용구조조사』를 이용한다. 이는 만 15세 이상 인구 중 취업상태에 있는 사람을 대상으로 약 10만 명의 표본을 구성하여 2001년에서 2009년까지 조사가 이루어진 자료이다. 변수로는 지역, 업종 및 직종, 나이, 성별, 혼인상태, 학력, 직급, 근무기간, 고용형태, 근로형태, 임금, 종사자수 등이 포함되어 있다. 『산업·직업별 고용구조조사』는 2009년 이후에는 공표되지 않고 있어 최신의 통계자료를 구득할 수 없다는 한계가 있음에도 불구하고, 지역별 대표성을 확보할 수 있을 만큼의 충분한 수의 표본을 제공하고 세분화된 직종분류체계

에 기초하고 있기 때문에 본 연구에 매우 적합한 자료라고 할 수 있다.

본 연구는 『산업·직업별 고용구조조사』의 전체 표본 중 만 15세에서 65세 이하인 임금근로자만을 대상으로 하였으며, 비임금근로자는 분석에서 제외하였다. 연봉, 월, 주당, 일당, 시간당으로 입력된 임금 변수는 1만 원 단위 시간당 임금으로 변환하였으며 결측치는 표본에서 제외하였다. 지역 간 생활비 차이에서 비롯되는 지역 간 임금격차 부분을 제거하기 위하여, 시간당 임금은 지역 간 물가수준 차이를 고려하여 조정되었다. 보다 구체적으로, 시간당 실질임금은 시간당 명목임금을 2009년 기준 집세 제외 지역물가지수(시도)로 나눈 값으로 계산되었다. 2009년 기준 집세 제외 지역물가지수(시도)는 공표되는 자료가 아니기 때문에, 본 연구는 이상호(2008)의 2005년 기준 집세 제외 지역물가지수(시도)에 2005년과 2009년 사이의 시도별 물가변동률을 곱하여 이를 간접적으로 계산하였다. 집세 제외 지역물가지수를 이용한 이유는 이상호(2008)의 집세 포함 지역물가지수는 집세 자료가 불완전하여 과대추정되었을 가능성이 있기 때문이다. 그 다음 자연로그를 취한 시간당 실질임금의 평균을 기준으로 양측으로 표준편차 3단위 이상의 임금은 이상치로 간주하여 표본에서 제외하였으며, 선정된 변수에 있어서 결측치가 존재하는 경우도 표본에서 제외하였다. 따라서 본 연구의 실증분석에 이용된 수도권 근로자 표본은 총 28,151명이며 비수도권 근로자 표본은 총 25,781명이다.

『한국직업정보시스템』은 한국고용직업분류(KECO)에서 파생된 직종분류체계에 기초하여 자료를 제공하고 있기 때문에, 한국고용직업분류를 따르는 『산업·직업별 고용구조조사』와 연계가 용이하다는 이점이 있다. 본 연구에서는 한국고용직업분류 세분류(4-digit)를 기준으로 두 자료를 연계하는 작업을 수행하였다.

5. 분석결과

1) 기술통계량

연구자료의 기술통계량은 <표 3>과 같다. 시간당 임금을 기준으로 수도권과 비수도권 근로자의 임금 분포를 다섯 개의 구간으로 구분한 후 각 구간에서 변수들의 평균을 계산하였다. 로그 시간당 실질임금은 수도권과 비수도권의 생활비 차이가 반영되어 조정된 시간당 실질 임금에 자연로그를 취한 값을 나타내며 실제 임금함수 추정에 이용되는 종속변수이다. 일반적인 예상대로, 모든 구간에서 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 더 높은 임금 수준을 받고 있는 것으로 나타났다. 특히 수도권과 비수도권 간의 생활비 차이가 반영된 시간당 실질임금에서도 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차가 존재하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 실질임금 격차의 원인이 무엇인지에 대

한 추가적인 분석이 요구된다고 할 수 있다. 특히 무조건 분위회귀 분해법을 통해 시간당 실질임금에서 나타나는 임금격차가 인적자본의 질적인 차이에 기인하는 것인지 아니면 인적자본에 대한 보상수준의 차이에 기인하는 것인지에 대해 분위별로 분석할 필요가 있다.

본 연구에는 인적자본 변수로 교육년수, 경력년수 외에, 인지 및 상호적 숙련, 기술적 숙련, 육체적 숙련 등의 직종 숙련 변수를 포함한 총 다섯 개의 인적자본 관련 변수를 포함하고 있다. 직종 숙련 유형별로 살펴보면, 인지 및 상호적 숙련의 경우 모든 임금 분위에서 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 높은 것으로 나타났으며, 기술적 숙련과 육체적 숙련의 경우 비수도권 근로자의 숙련 수준이 수도권 근로자의 숙련 수준보다 높은 것으로 나타났다. 다음으로 교육년수와 경력년수를 살펴보면, 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 전반적으로 교육년수가 높은 편이며, 임

<표 3> 기술통계량

	수도권 근로자					비수도권 근로자				
	Q 0-20	Q 20-40	Q 40-60	Q 60-80	Q 80-100	Q 0-20	Q 20-40	Q 40-60	Q 60-80	Q 80-100
시간당 임금 (단위: 만원)	0.483	0.749	1.058	1.513	2.677	0.432	0.667	0.943	1.363	2.441
로그 시간당 실질임금	-0.900	-0.440	-0.097	0.260	0.800	-0.959	-0.510	-0.163	0.202	0.759
교육년수	11.783	12.701	13.586	14.651	15.665	11.443	12.488	13.141	13.883	14.838
경력년수	4.959	6.778	8.205	10.134	14.941	4.946	6.195	8.278	10.325	16.757
인지 및 상호적 숙련	2.918	3.112	3.413	3.707	3.915	2.850	3.010	3.155	3.424	3.706
기술적 숙련	2.261	2.465	2.652	2.720	2.684	2.293	2.441	2.720	2.770	2.719
육체적 숙련	3.088	3.143	3.144	3.060	2.987	3.154	3.164	3.245	3.187	3.098
성별(여성=1)	0.590	0.417	0.309	0.235	0.132	0.644	0.448	0.244	0.196	0.123
결혼 여부(혼=1)	0.648	0.629	0.651	0.775	0.920	0.630	0.619	0.693	0.803	0.934
정규직 여부 (비정규직=1)	0.574	0.359	0.220	0.088	0.027	0.531	0.323	0.225	0.115	0.029
사업체 규모-소 (소규모=1)	0.737	0.699	0.552	0.368	0.200	0.723	0.679	0.587	0.384	0.213
사업체 규모-중 (중규모=1)	0.216	0.237	0.339	0.417	0.390	0.242	0.267	0.332	0.433	0.402
사업체 규모-대 (대규모=1)	0.047	0.064	0.109	0.215	0.410	0.035	0.053	0.081	0.183	0.386

주: 산업과 직업 변수는 지면 관계상 생략하였음

금 분위가 높을수록 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 교육년수 격차도 확대되고 있는 것으로 나타났다. 반면 경력년수의 경우에는 비수도권 근로자가 수도권 근로자보다 더 높은 경력년수를 가지고 있는 것으로 나타났으며, 임금 분위가 높을수록 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 경력년수 격차가 확대되는 것으로 나타났다.

2) 수도권과 비수도권 근로자의 임금함수 추정

10번째, 30번째, 50번째, 70번째, 90번째 분위수에 대해 수도권 근로자와 비수도권 근로자의 임금함수를 추정한 무조건 분위회귀 결과는 <표 4>와 같다.

직종 숙련이라는 새로운 인적자본 변수가 임금 결정에 유의한 영향을 미치는지를 확인하기 위하여, 직

종 숙련을 고려한 모형과 직종 숙련을 고려하지 않은 모형에 기초하여 F 검정을 수행하였다. 그 결과, 모든 직종 숙련 유형은 임금에 영향을 미치지 않는다는 귀무가설이 유의수준 0.01에서 기각되었으며, 따라서 직종 숙련이라는 새로운 인적자본 변수를 고려할 필요가 있는 것으로 나타났다. 이는 전통적인 인적자본 지표인 교육년수와 경력년수만으로는 측정되지 않는 부분을 직종 숙련이라는 새로운 변수가 포착하고 있음을 나타낸다. 직종 숙련이라는 변수를 통해 인적자본이 임금 결정에 미치는 영향을 더욱 정밀하게 살펴볼 수 있다는 점에서 인적자본 변수로서 직종 숙련의 의미를 찾을 수 있다.

직종 숙련은 전통적인 인적자본 지표인 교육년수와 경력년수와 높은 상관관계를 가질 가능성이 높기 때

<표 4> 무조건 분위회귀 추정 결과

	수도권					비수도권				
	Q10	Q30	Q50	Q70	Q90	Q10	Q30	Q50	Q70	Q90
교육년수	0.023** (0.002)	0.056** (0.002)	0.066** (0.002)	0.088** (0.002)	0.094** (0.003)	0.028** (0.003)	0.045** (0.002)	0.060** (0.002)	0.061** (0.002)	0.061** (0.003)
경력년수	0.019** (0.002)	0.040** (0.002)	0.045** (0.002)	0.057** (0.002)	0.035** (0.002)	0.014** (0.002)	0.032** (0.001)	0.047** (0.002)	0.055** (0.002)	0.028** (0.002)
경력년수 제곱	-0.048** (0.005)	-0.094** (0.006)	-0.095** (0.005)	-0.100** (0.006)	0.012 (0.010)	-0.035** (0.005)	-0.075** (0.004)	-0.096** (0.005)	-0.091** (0.005)	0.051** (0.009)
인지 및 상호적 숙련	0.012 (0.008)	0.094** (0.009)	0.146** (0.009)	0.172** (0.010)	0.107** (0.014)	-0.019 (0.010)	0.055** (0.008)	0.126** (0.010)	0.138** (0.010)	0.101** (0.014)
기술적 숙련	0.014 (0.009)	0.079** (0.010)	0.074** (0.010)	0.015 (0.011)	-0.055** (0.015)	0.027** (0.010)	0.051** (0.009)	0.062** (0.011)	-0.008 (0.011)	-0.059** (0.015)
육체적 숙련	0.012 (0.012)	-0.046** (0.014)	-0.089** (0.013)	-0.110** (0.014)	-0.053** (0.017)	0.012 (0.014)	-0.013 (0.013)	-0.062** (0.014)	-0.050** (0.014)	-0.043* (0.017)
성별 (여성=0)	-0.096** (0.010)	-0.222** (0.011)	-0.218** (0.009)	-0.222** (0.011)	-0.167** (0.013)	-0.139** (0.014)	-0.282** (0.011)	-0.321** (0.011)	-0.253** (0.011)	-0.187** (0.014)
결혼 여부 (기혼=1)	-0.043** (0.010)	0.006 (0.011)	0.111** (0.009)	0.237** (0.010)	0.189** (0.010)	-0.009 (0.013)	0.012 (0.010)	0.137** (0.011)	0.203** (0.010)	0.132** (0.009)
정규직 여부 (비정규직=1)	-0.194** (0.014)	-0.322** (0.014)	-0.181** (0.010)	-0.081** (0.010)	0.069** (0.011)	-0.306** (0.019)	-0.248** (0.014)	-0.166** (0.012)	-0.056** (0.011)	0.050** (0.011)
사업체 규모-소 (소규모=1)	-0.031** (0.008)	-0.083** (0.011)	-0.143** (0.010)	-0.175** (0.011)	-0.064** (0.013)	-0.025* (0.011)	-0.089** (0.010)	-0.180** (0.011)	-0.175** (0.011)	-0.079** (0.012)
사업체 규모-대 (대규모=1)	-0.013 (0.008)	0.026* (0.011)	0.087** (0.011)	0.265** (0.015)	0.446** (0.023)	0.012 (0.010)	0.072** (0.010)	0.187** (0.013)	0.356** (0.016)	0.494** (0.024)
조정된 결정계수	0.208	0.412	0.464	0.450	0.278	0.221	0.409	0.452	0.450	0.300
N	28,151					25,781				

주 1: **는 1% 유의수준, *는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

주 2: 산업과 직업 변수는 지면 관계상 생략하였음

문에 다중공선성 문제가 발생할 수 있다. 다중공선성이 심각한 수준일 경우 직종 숙련을 포함한 모형과 포함하지 않은 모형 사이에 교육년수와 경력년수에 대한 계수 추정치의 변동이 크게 나타나야 한다. 그러나 두 모형에서 교육년수와 경력년수에 대한 계수 추정치가 강건성(robustness)을 보이고 있기 때문에, 직종 숙련을 포함한 모형에서 인적자본 관련 변수들 간의 다중공선성 문제는 크지 않은 것으로 나타났다(〈부록 2〉 참조).

인지 및 상호적 숙련에 대한 분석결과를 살펴보면, 최하위 임금 분위(Q10)를 제외한 모든 분위에서 통계적으로 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타났으며, 중하위 임금 분위(Q30)부터 중상위 임금 분위(Q70)에서는 임금 분위가 높아질수록 인지 및 상호적 숙련에 대한 임금의 증가분이 더 큰 것으로 나타났다. 인지 및 상호적 숙련과는 달리 기술적 숙련과 육체적 숙련의 경우, 일부 임금 분위에서 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 한편 육체적 숙련에 있어서는 일부 임금 분위에서만 통계적으로 유의했으며, 음의 값을 보이기도 해서 일부 분위에서는 육체적 숙련 수준이 높을수록 오히려 임금 수준은 낮은 것으로 나타났다. 이외에 통제변수로 포함된 성별, 결혼 여부, 정규직 여부, 기업 규모 등에 대한 계수 추정치는 선행연구와 동일한 부호를 가지는 것으로 나타났다.

교육년수에 대한 분석결과를 살펴보면, 수도권 근로자와 비수도권 근로자 모두 임금 분위가 높을수록 교육년수가 1년 증가하는 것에 대한 임금 증가분이 더 큰 것으로 나타났다. 경력년수에 대한 분석결과를 살펴보면, 최상위 임금 분위(Q90)를 제외한 모든 분위에서 경력년수에 대한 제곱항이 통계적으로 유의한 음의 값을 가지는 것으로 추정되었는데, 이는 해당 분위에서 경력년수가 증가할수록 임금의 증가분이 점점 감소한다는 것을 의미한다. 최상위 임금 분위(Q90)에서는 경력년수와 임금 사이의 관계가 타 분위에서와는 달리, 경력년수가 증가할수록 임금 증가분이 점점 증가하는(increasing with an increasing rate) 것으로 나타났다. 전통적인 방법으로 추정된 임금함수가 평

균 임금에 초점을 맞춘 것이기 때문에, 평균 임금 또는 중위 임금을 포함하여 하위 임금 분위나 상위 임금 분위 등 임금 분위별로 임금함수의 추정이 요구된다고 할 수 있다.

3) 수도권과 비수도권 근로자 간의 임금격차 분해

무조건 분위회귀 추정 결과를 바탕으로 임금분해법을 적용하여 개별 독립변수의 효과로 분리한 결과는 〈표 5〉와 같다.

임금분해법의 방법론적 특성상 구성 효과와 임금구조 효과의 합이 곧 임금격차의 총량이 되기 때문에, 임금분해법을 통해 두 효과의 크기를 비교함으로써 구성 효과와 임금구조 효과 중 어느 효과가 지배적인지 확인할 수 있다. 〈그림 1〉은 무조건 분위회귀 분해법의 분석 결과를 바탕으로 임금 분위에 따라 총 임금격차, 구성 효과, 임금구조 효과가 어떻게 나타나고 있는지를 나타낸 그래프이다. 총 임금격차는 모든 임금 분위에서 양의 값으로 추정되었고 이는 모든 임금 분위에서 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 더 높은 임금을 받는 것을 의미한다. 임금 분위에 따른 임금격차의 추이를 살펴보면, 최하위 임금 분위(Q10)에서 0.100, 중위 임금 분위(Q50)에서 0.070, 최상위 임금 분위(Q90)에서 0.035로 임금 분위가 높을수록 총 임금격차는 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 순서대로 최하위 임금 분위(Q10)에서는 수도권 근로자의 실질임금이 비수도권 근로자의 실질임금보다 10%, 중위 임금 분위(Q50)에서는 7%, 최상위 임금 분위(Q90)에서는 3.5% 높은 것으로 해석될 수 있다. 이러한 분석결과는 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차가 임금 분위에 따라 다르게 나타나고 있음을 보여주고 있다.

〈그림 1〉은 총 임금격차를 구성 효과와 임금구조 효과로 분리하여 나타낸 막대그래프이다. 양의 값은 해당 효과가 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차를 증가시키고 음의 값은 해당 효과가 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차를 감소시킨다는 것을 의미한다. 이를 바탕으로 최하위 임금 분위(Q10)에서의 분석결과는 다음과 같이 해석

〈표 5〉 무조건 분위회귀 분해 추정 결과

	Q10	Q30	Q50	Q70	Q90
총 임금격차 (A+B)	0.100(0.0006)**	0.069(0.0005)**	0.070(0.0010)**	0.053(0.0010)**	0.035(0.0007)**
구성 효과 (A)	-0.017(0.0004)**	0.008(0.0004)**	0.030(0.0006)**	0.044(0.0006)**	0.044(0.0006)**
교육년수	0.012(0.0002)**	0.019(0.0002)**	0.025(0.0002)**	0.026(0.0002)**	0.025(0.0002)**
경력년수	0.001(0.0000)**	0.001(0.0001)**	-0.001(0.0002)**	-0.004(0.0003)**	-0.015(0.0003)**
인지 및 상호적 숙련	-0.003(0.0002)**	0.009(0.0001)**	0.020(0.0002)**	0.022(0.0002)**	0.016(0.0002)**
기술적 숙련	-0.001(0.0000)**	-0.001(0.0000)**	-0.001(0.0001)**	0.000(0.0000)**	0.001(0.0001)**
육체적 숙련	-0.001(0.0001)**	0.001(0.0001)**	0.004(0.0001)**	0.004(0.0001)**	0.003(0.0001)**
성별	-0.001(0.0001)**	-0.003(0.0001)**	-0.003(0.0002)**	-0.003(0.0001)**	-0.002(0.0001)**
결혼 여부	0.000(0.0000)**	0.000(0.0000)**	-0.001(0.0001)**	-0.001(0.0001)**	-0.001(0.0001)**
정규직 여부	-0.005(0.0001)**	-0.004(0.0001)**	-0.003(0.0001)**	-0.001(0.0000)**	0.001(0.0000)**
사업체 규모	0.000(0.0000)**	0.000(0.0001)**	0.000(0.0001)	0.001(0.0002)**	0.004(0.0002)**
산업	-0.008(0.0002)**	-0.006(0.0002)**	-0.005(0.0002)**	0.002(0.0002)**	0.013(0.0003)**
직업	-0.010(0.0002)**	-0.007(0.0002)**	-0.004(0.0003)**	-0.001(0.0003)**	-0.001(0.0004)**
설정 오차	0.009(0.0004)**	0.001(0.0003)**	0.006(0.0006)**	-0.009(0.0005)**	0.004(0.0008)**
임금구조 효과 (B)	0.103(0.0006)**	0.052(0.0005)**	0.023(0.0006)**	0.006(0.0009)**	-0.023(0.0014)**
교육년수	-0.100(0.0060)**	0.150(0.0062)**	0.071(0.0051)**	0.292(0.0066)**	0.337(0.0097)**
경력년수	0.018(0.0012)**	0.020(0.0014)**	-0.033(0.0013)**	-0.023(0.0018)**	0.007(0.0019)**
인지 및 상호적 숙련	0.095(0.0049)**	0.044(0.0051)**	-0.041(0.0048)**	0.028(0.0055)**	0.043(0.0082)**
기술적 숙련	0.034(0.0036)**	0.109(0.0036)**	0.051(0.0037)**	0.088(0.0036)**	0.011(0.0063)
육체적 숙련	-0.057(0.0064)**	-0.147(0.0062)**	-0.064(0.0054)**	-0.186(0.0057)**	-0.072(0.0079)**
성별	-0.004(0.0008)**	0.020(0.0009)**	0.034(0.0007)**	0.013(0.0007)**	0.002(0.0009)**
결혼 여부	-0.027(0.0012)**	0.000(0.0012)	-0.038(0.0013)**	0.016(0.0012)**	0.038(0.0011)**
정규직 여부	0.033(0.0007)**	-0.003(0.0006)**	0.005(0.0005)**	-0.003(0.0005)**	0.000(0.0004)
사업체 규모	-0.006(0.0009)**	0.002(0.0010)	0.006(0.0011)**	-0.001(0.0012)	0.009(0.0015)**
산업	0.000(0.0012)	0.012(0.0016)**	0.022(0.0015)**	0.009(0.0019)**	0.036(0.0024)**
직업	-0.006(0.0017)**	0.022(0.0029)**	0.052(0.0032)**	0.101(0.0042)**	0.067(0.0112)**
상수항	0.123(0.0079)**	-0.177(0.0094)**	-0.042(0.0088)**	-0.329(0.0091)**	-0.501(0.0161)**
재가중 오차	0.004(0.0001)**	0.008(0.0001)**	0.011(0.0001)**	0.011(0.0002)**	0.010(0.0002)**

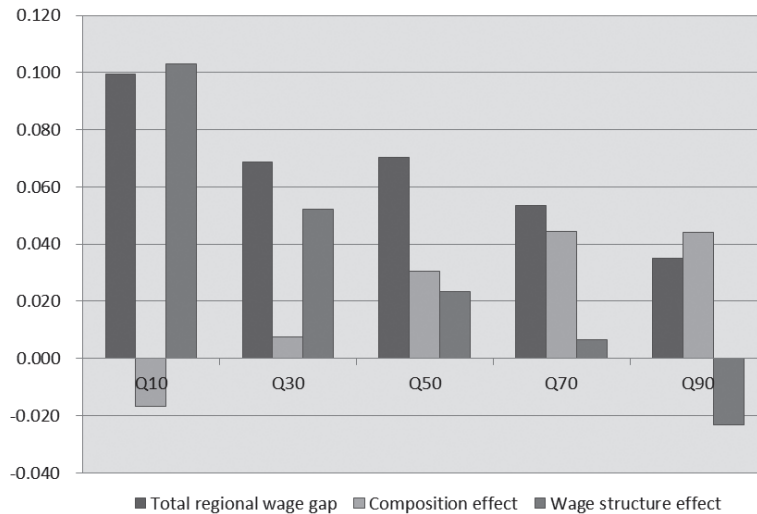
주 1: **는 1% 유의수준, *는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

주 2: 표준오차는 부트스트랩(bootstrap) 방법을 통해 추정되었음

주 3: 지역 간 생활비 차이는 상당부분 집세에서 비롯됨에도 불구하고, 본 연구는 자료의 한계로 이상호(2008)의 집세 제외 지역물가지수를 이용하여 종속변수를 조작화함. 즉 총 임금격차의 일부는 지역간 집세의 차이로 인한 것일 수 있으므로 실제보다 과대추정되었을 가능성이 있음

될 수 있다. 최하위 임금 분위(Q10)의 경우, 구성 효과가 음의 값으로 나타났는데 이는 수도권 근로자와 비수도권 근로자의 특성 차이가 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차를 줄이는 작용을 하고 있다는 것을 의미한다. 구성 효과가 양의 값으로 나타난 다른 분위들과는 달리, 최하위 임금 분위에서는 수도권 근로자와 비수도권 근로자의 특성 차이가 수도권과 비수도권의 임금격차를 부분적으로 해소하

고 있다는 것을 의미한다. 반면 최하위 임금 분위에서 임금구조 효과는 양의 값을 갖고 있는 것으로 나타났다. 이는 수도권 근로자와 비수도권 근로자가 동일한 수준의 특성을 가지고 있음에도 불구하고, 수도권 근로자와 비수도권 근로자 차이에 임금 보상의 차별이 있다는 것을 의미한다. 다시 말해, 동일한 수준의 특성을 가지고 있음에도 불구하고 비수도권 근로자보다 수도권 근로자에게 더 많은 임금 보상이 이루어짐



〈그림 1〉 수도권과 비수도권 근로자 간의 임금격차 분해 결과

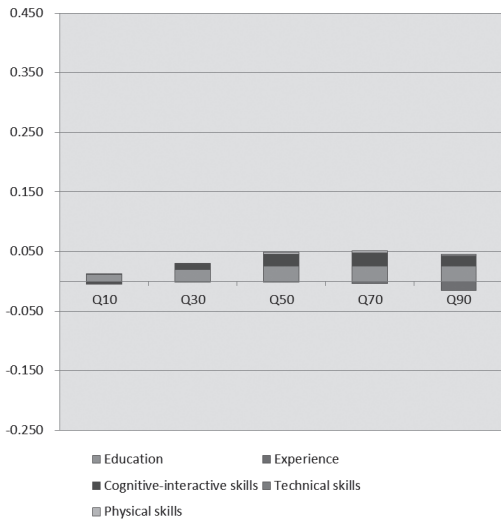
으로써 수도권과 비수도권의 임금격차가 커졌다는 것을 의미한다. 다음으로 〈그림 1〉에서 구성 효과와 임금구조 효과의 크기를 비교하면 중위임금을 기준으로 분위에 따라 임금격차의 크기가 달라지는 것을 확인할 수 있다. 중위임금 이하에서는 구성 효과보다 임금구조 효과가 더 큰 것으로 나타났지만, 중위임금 이상에서는 임금구조 효과보다 구성 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 임금 분위별로 임금격차의 크기가 상이하 며, 구성 효과와 임금구조 효과 역시 임금 분위에 따라 매우 다른 양상을 보여주고 있음을 확인할 수 있다.

본 연구의 주된 관심은 임금 분위별로 나타나는 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차가 인적자본 관련 변수들과 어떠한 관계를 맺고 있는지 확인하는 것에 있다. 임금분해법에 의하면, 구성 효과와 임금구조 효과는 개별 독립변수들의 효과로 나누어 추정될 수 있다. 따라서 인적자본 관련 변수들의 구성 효과와 임금구조 효과의 부호와 규모를 비교 분석함으로써, 이 중 어떤 변수가 지역간 임금격차에 중요한 요소로 작용하고 있는지 살펴볼 수 있다.

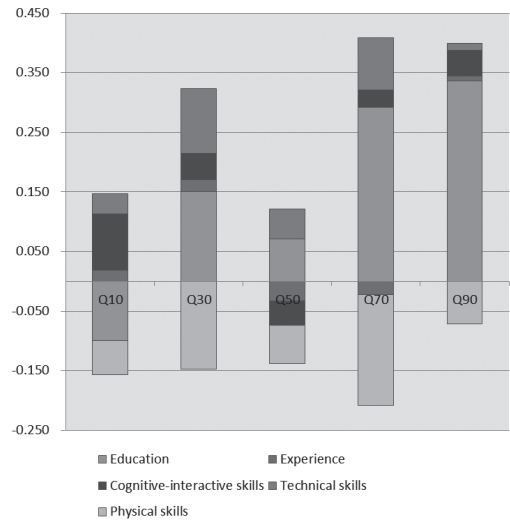
구체적으로 본 연구에서는 인적자본 관련 변수로 교육년수, 경력년수, 직종 숙련 유형 등의 총 다섯 개의 변수가 고려되었다. 이 중 어떤 변수가 수도권 근

로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차를 설명하는데 있어 가장 주요한 요인으로 작용하고 있는지를 살펴보기 위해 인적자본 변수별로 그 효과를 살펴보았다. 〈그림 2〉는 개별 인적자본 변수에 의해 설명되는 구성 효과와 임금구조 효과로 분해한 결과를 나타낸다. 〈그림 2〉의 구성 효과를 살펴보면, 모든 분위에서 교육년수와 인지 및 상호적 숙련이 차지하는 비중이 큰 것으로 나타났다. 본 연구에서는 교육년수와 인지 및 상호적 숙련 외에도 경력년수, 기술적 숙련, 육체적 숙련이라는 다양한 인적자본 변수를 고려하고 있다. 하지만 여타 변수들보다도 교육년수와 인지 및 상호적 숙련의 측면에서 수도권 근로자의 특성이 비수도권 근로자보다 상대적으로 우수함으로 인해 발생하는 임금격차가 큰 것으로 나타났다.

다음으로 〈그림 2〉의 임금구조 효과를 살펴보면, 최하위 임금 분위(Q10)를 제외한 모든 분위에서 교육년수가 가장 높은 비중을 차지하고 있는 것으로 나타났다. 수도권 근로자와 비수도권 근로자가 동일한 수준을 가지고 있다고 하더라도 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 상대적으로 더 높은 임금 보상을 받음으로써 발생하는 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차가 매우 크다는 것을 의미한다. 이와 대조적으로 경력년수의 임금구조 효과는 그 규모가 미미한 것으



(가) 인적자본 변수의 구성 효과



(나) 인적자본 변수의 임금구조 효과

〈그림 2〉 인적자본에 대한 세부 분해 결과

로 나타났으며, 이는 동일한 경력년수에 대한 보상 수준의 차이가 수도권과 비수도권 사이에 그다지 크지 않은 것을 의미한다.

다음으로 직종 숙련의 임금구조 효과를 살펴보면, 인지 및 상호적 숙련과 기술적 숙련은 거의 모든 분위에서 임금격차를 확대시키는 데에 기여하는 것으로 나타났지만 육체적 숙련은 모든 분위에서 임금격차를 완화시키는 데에 기여하는 것으로 나타났다. 동일한 수준의 인지 및 상호적 숙련 혹은 기술적 숙련에 대해 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 더 많은 보상을 받고 있는 반면에, 동일한 수준의 육체적 숙련에 대해서는 비수도권 근로자가 수도권 근로자보다 더 많은 보상을 받고 있는 것이다.

분석결과를 요약하면, 수도권 근로자는 비수도권 근로자보다 교육년수와 인지 및 상호적 숙련 수준이 높을 뿐만 아니라 동일한 수준의 교육년수와 인지 및 상호적 숙련을 지니고 있다고 하더라도 비수도권 근로자보다 더 높은 임금 보상을 받고 있다고 볼 수 있다. 다시 말해, 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차 문제에 있어서 인적자본 변수가 가장 중요하게 작용하고 있으며, 특히 거의 모든 임금 분위에서 교육년수와 인지 및 상호적 숙련이 임금격차에

크게 작용하는 요소인 것으로 나타났다.

본 연구의 분석 결과만으로는 동등한 수준의 교육년수, 인지 및 상호적 숙련, 기술적 숙련에 대해 수도권 근로자에게 더 높은 보상이 제공되는 이유가 무엇인지에 대해 명확하게 설명하기는 어렵다. 그럼에도 불구하고 인적자본에 대한 보상이 수도권과 비수도권에서 다르게 나타나는 이유를 기존의 연구들을 통해 추론해 볼 수 있다. Hanushek(1973)과 Farber and Newman(1987)은 지역 간 이동에 제약이 존재하기 때문에 교육수준과 같은 근로자 특성에 대한 수요가 지역에 따라 다를 수 있으며 근로자 특성에 대한 보상 역시 지역에 따라 상이하게 나타날 수 있다는 점을 강조한다. 이들의 주장은 완벽한 정보와 이동성이라는 조건이 충족되기만 한다면 근로자 특성에 대한 보상 수준이 수렴될 것이라는 전제에 기초하고 있다. 이 같은 해석에 비추어 볼 때 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 교육년수, 인지 및 상호적 숙련, 기술적 숙련과 같은 특성에 대해 더 높은 보상을 받는 이유는 수도권의 산업 구조 특성상 교육수준, 인지 및 상호적 숙련, 기술적 숙련에 대한 수요가 비수도권에 비해 상대적으로 높기 때문이라고 볼 수 있다.

반면 Beeson(1991)은 자본과 노동의 이동성이 완벽

히 보장되는 조건이라고 하더라도 근로자 특성에 대한 보상이 지역에 따라 달라질 수 있다고 주장한다. 근로자 특성이 지역 어메니티에 대한 가치평가에 영향을 미친다면 임금 형태로 나타나는 근로자 특성에 대한 보상은 지역에 따라 다를 수 있다는 것이다. 이와 같은 맥락에서 Black et al.(2009)은 어메니티 수준이 높은 지역일수록 교육수준에 대한 보상은 상대적으로 낮은 것으로 나타난다고 분석하였다. 교육수준이 높은 근로자들은 어메니티에 더 높은 가치를 부여하기 때문에 도시 임금에 대한 평가절하를 수용하지만, 교육수준이 낮은 근로자들은 어메니티에 상대적으로 낮은 가치를 부여하기 때문에 도시 임금 프리미엄의 혜택을 받는다. 이 때문에 지역 어메니티의 수준이 높은 지역일수록 교육수준에 대한 보상이 적은 것이라고 설명한다. 그러나 이러한 가설에 의하면, 어메니티 수준이 높은 수도권에서 교육년수에 대한 보상이 상대적으로 더 낮게 이루어져야 하는데 본 연구에서는 수도권 근로자가 비수도권 근로자보다 근로자 특성에 대해 더 많은 보상을 받는 것으로 나타났기 때문에 지역 어메니티와 관련된 가설은 적합하지 않은 것으로 보인다.

마지막으로, 한 지역의 인적자본은 준공공재적 특성을 가진다는 인적자본 외부효과(human capital externalities)의 측면에서, 수도권 근로자들의 상대적으로 높은 교육년수와 인지 및 상호적 숙련에 대해 더 높은 임금 보상이 주어지는 현상을 설명할 수 있다. 인적자본 외부효과란 개인이 가진 인적자본뿐만 아니라 주변의 다른 근로자들이 보유한 인적자본도 개인의 생산성과 임금을 결정하는 데에 영향을 미치는 것을 의미한다(Rauch, 1993; Moretti, 2004; 조성철 · 임업, 2010). 근로자들은 자신과 유사하거나 더 높은 수준의 지식을 가진 근로자들과 상호작용하면서 새로운 정보나 지식을 공유함으로써 생산성을 증가시키기 때문이다. 수도권에는 인적자본 수준이 높은 근로자들이 집중되어 있을 뿐만 아니라(강은택 외, 2016), 대면적 상호작용과 즉각적인 아이디어의 교환이 요구되는 경제 활동이 집중되어 있다(김민영 외, 2016). 이러한 점에 비추어 볼 때, 수도권에서 인적자본 외부효과

가 더 크게 발생할 가능성이 높다. 즉 인적자본 외부효과로 인해 동일한 수준의 인지 및 상호적 숙련을 가지고 있다고 하더라도 수도권 근로자의 생산성이 상대적으로 더 높을 수 있기 때문에, 생산성이 높은 수도권 근로자에게 더 많은 보상이 주어지는 것으로 추론해 볼 수 있다.

6. 결론

본 연구는 무조건 분위회귀 분해법을 적용하여 인적자본 변수를 중심으로 임금 분위별로 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차를 살펴보았다. 분석 결과에 따르면, 성별, 정규직 여부, 사업체 규모 등의 요소들이 통제된 상태에서 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차의 상당 부분이 인적자본 관련 변수에 의해 설명되는 것으로 나타났다. 인적자본의 질적인 차이로 인한 임금격차를 의미하는 인적자본의 구성 효과가 모든 임금 분위에서 존재하는 것으로 나타났지만, 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차에 있어서 보다 중요하게 작용하는 요인은 인적자본의 임금구조 효과인 것으로 나타났다. 또한 직종 숙련을 포함한 여러 인적자본 변수들 중에서도 특히 교육년수의 임금구조 효과가 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차를 설명하는 데에 있어 핵심적인 요인인 것으로 나타났다.

본 연구의 의의 및 시사점은 크게 다음의 세 가지로 요약된다. 첫째, 직종 숙련이라는 새로운 인적자본 지표를 고려함으로써 인적자본과 수도권과 비수도권 근로자의 임금격차 사이의 관계에 대한 이해를 진전시켰다는 점에서 의의가 있다. 본 연구에서는 직종 숙련으로 인지 및 상호적 숙련, 기술적 숙련, 육체적 숙련 등 세 가지 유형이 도출되었는데, 이 중 특히 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차에 있어서 가장 중요한 변수로 작용한 직종 숙련 유형은 인지 및 상호적 숙련인 것으로 나타났다. 동일한 수준의 인지 및 상호적 숙련을 가진 근로자에 대해 수도권

더 높은 임금 보상을 제공함으로써 발생하는 인지 및 상호적 숙련의 임금구조 효과가 큰 비중을 차지하는 것으로 나타났기 때문이다.

둘째, 무조건 분위회귀 분해법을 활용하여 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차 양상이 임금 분위에 따라 상이하게 나타나고 있음을 밝혔다. 이는 점에서 방법론적 측면에서 의의가 있다. 무조건 분위회귀 분해법은 종속변수 분포의 분위별로 두 집단 간 차이를 분해할 수 있는 방법으로 격차 및 불평등과 관련된 문제를 다루는 데 있어서 매우 유용하게 활용될 수 있음에도 불구하고 지금까지 크게 많이 활용되고 있지는 않았다. 본 연구에서와 같이 한 시점의 두 집단 간 차이를 분석하는 경우 외에도 두 시점 간 차이에 대해서도 분석이 가능하며, 분위수뿐만 아니라 Gini 계수나 분산에 대해서도 분석이 가능하기 때문에 무조건 분위회귀 분해법은 지역경제와 관련된 다양한 문제에 응용될 수 있는 잠재력을 가지고 있다 (Firpo et al., 2011). 본 연구는 도시 및 지역경제 연구 분야에서 무조건 분위회귀 분해법이 유용한 방법으로 응용될 수 있음을 보여주고 있다.

셋째, 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차 문제에 대해 임금 분위별로 상이한 정책적 접근이 필요할 수 있으며, 인적자본의 수준 차이뿐만 아니라 인적자본에 대한 보상 구조의 차이를 줄일 수 있는 정책적 접근이 요구되고 있음을 시사해준다는 점에서 본 연구의 정책적 의의를 찾을 수 있다. 분석 결과에 의하면, 중위임금에서는 인적자본의 임금구조 효과보다 인적자본의 구성 효과가 더 크게 나타났지만 상위 임금 분위에서는 인적자본의 임금구조 효과가 인적자본의 구성 효과보다 훨씬 큰 것으로 나타났다. 이에 비추어 볼 때 수도권 근로자와 비수도권 근로자 사이의 임금격차를 줄이기 위해서는 중위임금 수준을 대상으로 두 지역 간 인적자본의 질적 및 양적 차이를 줄이기 위한 정책적 노력이 필요함과 동시에, 상위 임금 분위기를 대상으로는 두 지역 간 보상 구조의 차이를 보다 형평성 있게 만들기 위한 노력이 이루어질 필요가 있다는 점을 시사한다. 따라서 본 연구의 분석 결과를 바탕으로 임금 분위별로 수도권 근로자

와 비수도권 근로자 사이의 임금격차를 해소하기 위한 정책을 구상해 볼 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강병익 · 장지연 · 전병유 · 정중호 · 황규성, 2016, 『한국의 불평등 2016』, 서울: 페이퍼로드.
- 강은택 · 강정구 · 안아림 · 마강래, 2016, 고급인력의 인구 이동패턴과 인적자원의 지역 불균형, 『대한부동산학회지』, 34(2), pp.305-321.
- 김계숙 · 민인식, 2013, 무조건분위회귀를 이용한 도시지역 임금불평등 변화 분해, 『국토계획』, 48(3), pp.53-74.
- 김미숙 · 김상옥 · 강신옥 · 정영호 · 김안나 · 조명래 · 이주연 · 하태정, 2012, 『사회통합 중장기 전략 개발 연구』, 서울: 대통령소속 사회통합위원회.
- 김민영 · 이소현 · 임업, 2016, 직종 숙련의 유형화 및 공간적 분포에 대한 탐색적 공간자료 분석: 수도권 시 · 군 · 구를 대상으로, 『한국지역개발학회지』, 28(3), pp.109-130.
- 김수현 · 이정아 · 정주연, 2013, 여성 중고령 노동자와 저임금 노동시장의 상호구성: 성차별과 연령차별의 중첩 및 일자리 분리에 대한 고찰, 『노동정책연구』, 13(3), pp.59-90.
- 김수현, 2015, 한국의 성별 임금격차 변화에 대한 연구: 분위별 임금격차 양상, 『사회경제평론』, 48, pp. 113-148.
- 김우영, 2012, 한국의 지역간 임금격차: 지역별 고용조사 (RES)를 중심으로, 『노동정책연구』, 12(1), pp.1-28.
- 서승환, 2011, 지역 간 소득격차와 집적의 경제, 『서울도시연구』, 12(3), pp.1-16.
- 이번송, 2009, 지역별 임금격차의 결정요인 분석, 김주영 외 편저, 『한국의 임금격차』, pp.38-81, 한국노동연구원.
- 이상호, 2008, 『한국 지역노동시장의 구조와 동화에 관한 세 가지 연구』, 경북대학교 박사학위논문.
- 이상호, 2010, 지역 간 이동의 결정요인 및 임금효과, 『지역연구』, 26(1), pp.45-70.
- 이원호, 2002, 우리나라 광역대도시 지역노동시장의 임금 결정 과정과 소득격차, 『한국경제지리학회지』, 5(2), pp.187-207.
- 이현영 · 임업 · 최예슬 · 김민영, 2014, 수도권 임금 근로자의 성별 임금격차: 직종 숙련특성에 따른 직종 간 임금격차와 직종 내 성별 임금격차, 『지역연구』, 30(4),

- pp.3-20.
- 이희연 · 박유진, 2014, 지역노동시장의 직종별 학력수준으로 측정된 인적자본의 외부효과 분석, 『국토연구』, 81, pp.133-155.
- 조성철 · 임업, 2010, 인적자본 외부효과가 임금수준에 미치는 영향: 위계적 선형모형의 응용, 『국토연구』, 65, pp.41-52.
- 한국고용정보원, 2012, 『2012 한국직업정보시스템 재직자 조사: 기초분석 보고서』.
- 허 식, 2007, 지역간 임금격차에 관한 요인분해: 수도권과 비수도권 중심으로, 『산업경제연구』, 20(1), pp.1-16.
- 황수경, 2007, 서비스화가 일자리 숙련구조에 미친 영향: 인적 숙련 및 상호적 숙련을 중심으로, 『노동경제논집』, 30(3), pp.1-41.
- Becker, G. S., 2009, 『Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education』, Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Beeson, P. E., 1991, Amenities and regional differences in returns to worker characteristics, 『Journal of Urban Economics』, 30, pp.224-241.
- Black, D., Kolesnikova, N. and Taylor, L., 2009, Earnings functions when wages and prices vary by location, 『Journal of Labor Economics』, 27(1), pp.21-47.
- DiNardo, J., Fortin, N. M. and Lemieux, T., 1996, Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach, 『Econometrica』, 64(5), pp.1001-1044.
- Farber, S. C. and Newman, R. J., 1987, Accounting for South/non-South real wage differentials and for changes in those differentials over time, 『Review of Economics and Statistics』, 69(2), pp.215-223.
- Firpo, S., Fortin, N. M. and Lemieux, T., 2007, 『Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions』, Unpublished Manuscript, University of British Columbia.
- Firpo, S., Fortin, N. M. and Lemieux, T., 2009, Unconditional quantile regressions, 『Econometrica』, 77(3), pp.953-973.
- Fortin, N. M., Lemieux, T. and Firpo, S., 2011, Decomposition methods in economics in O. Ashenfelter and D. Card(Eds.) 『Handbook of Labor Economics』, pp.1-102, Amsterdam: Elsevier.
- Hanushek, E. A., 1973, Regional differences in the structure of earnings, 『Review of Economics and Statistics』, 55(2), pp.204-213.
- Ingram, B. F. and Neumann, G. R., 2006, The returns to skills, 『Labour Economics』, 13(1), pp.35-59.
- Lim, U. and Cho, S. C., 2009, The decomposition of regional wage differentials in Korea, 『Social Science Journal』, 46, pp.375-383.
- Lim, U., Choi, Y. S. and Lee, H. Y., 2015, Occupational skills and the gender wage gap in Seoul, Korea: A multilevel approach, 『Annals of Regional Science』, 55(2), pp.335-356.
- Machado, J. and Mata, J., 2005, Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression, 『Journal of Applied Econometrics』, 20, pp.445-465.
- Melly, B., 2005, Decomposition of differences in distribution using quantile regression, 『Labour Economics』, 12, pp.577-590.
- Mincer, J. A., 1974, 『Schooling, Experience, and earnings』, New York, NY: National Bureau of Economic Research.
- Moretti, E., 2004, Human capital externalities in cities in J. V. Henderson and J. F. Thisse(Eds.) 『Handbook of Regional and Urban Economics』, Volume 4, pp.2243-2291, Amsterdam: Elsevier.
- Rauch, J. E., 1993, Productivity gains from geographic concentration of human capital: Evidence from the cities, 『Journal of Urban Economics』, 34, pp.380-400.
- Scott, A. J. and Mantegna, A., 2009, Human capital

assets and structures of work in the US
metropolitan hierarchy (an analysis based on
the O*NET information system), 『International
Regional Science Review』, 32(2), pp.173-194.

계재신청 2017.3.8

심사일자 2017.4.10

계재확정 2017.6.2

주저자: 김민영, 교신저자: 임 업

〈부록 1〉 업무수행능력에 대한 요인분석 결과

업무수행능력의 구분	속련 유형 1	속련 유형 2	속련 유형 3	속련 유형 4
논리적 분석	0.942	0.066	-0.104	-0.039
듣고 이해하기	0.926	-0.134	0.019	-0.104
읽고 이해하기	0.924	-0.103	-0.114	-0.170
글쓰기	0.914	-0.117	-0.189	-0.185
추리력	0.914	0.140	-0.021	-0.035
모니터링	0.910	0.080	-0.028	0.126
학습 전략	0.902	0.108	0.073	0.005
말하기	0.897	-0.222	0.079	-0.039
기억력	0.875	-0.013	0.069	-0.182
판단과 의사결정	0.874	0.103	0.017	0.229
시간 관리	0.870	0.037	0.160	0.012
문제 해결	0.868	0.141	0.054	0.100
수리력	0.840	0.149	-0.180	-0.128
설득	0.839	-0.169	0.028	0.351
창의력	0.838	0.127	-0.028	0.113
범주화	0.832	0.213	0.002	0.038
사람 파악	0.827	-0.220	0.215	0.276
전산	0.826	0.195	-0.331	-0.067
협상	0.816	-0.086	-0.006	0.325
행동 조정	0.816	-0.051	0.232	0.297
가르치기	0.782	0.129	0.096	0.264
인적 자원 관리	0.781	0.235	0.033	0.360
재정 관리	0.753	0.143	-0.120	0.400
공간 지각력	0.721	0.207	0.369	-0.122
서비스 지향	0.680	-0.212	0.155	0.373
선택적 집중력	0.627	0.133	0.213	0.141
설치	0.028	0.931	0.120	0.005
장비 선정	-0.005	0.930	0.188	0.069
장비의 유지	-0.068	0.929	0.225	-0.140
고장의 발견 수리	-0.098	0.919	0.215	-0.145
작동점검	-0.066	0.912	0.225	-0.191
조작 및 통제	0.056	0.910	0.108	-0.030
기술 설계	0.210	0.910	0.104	0.115
기술 분석	0.395	0.837	0.050	0.131
품질 관리 분석	0.243	0.818	-0.092	0.258
정교한 동작	-0.163	0.723	0.421	0.097
움직임 통제	-0.184	0.692	0.616	0.065
조직 체계의 분석 및 평가	0.582	0.627	0.057	0.123
유연성 및 균형	-0.141	0.420	0.797	0.053
반응시간과 속도	-0.020	0.546	0.759	-0.030
신체적 강인성	-0.287	0.473	0.664	0.094
청력	0.375	0.091	0.656	-0.024
시력	0.297	0.199	0.578	-0.036
물적 자원 관리	0.472	0.522	0.009	0.554
설명된 총 분산 (%누적)	43.441	71.680	78.948	82.588

(부록 2) 무조건 분위회귀 추정 결과 (직종 숙련 변수 미포함)

	수도권					비수도권				
	Q10	Q30	Q50	Q70	Q90	Q10	Q30	Q50	Q70	Q90
교육년수	0.024** (0.002)	0.066** (0.002)	0.080** (0.002)	0.103** (0.002)	0.102** (0.003)	0.028** (0.003)	0.052** (0.002)	0.072** (0.002)	0.071** (0.002)	0.066** (0.003)
경력년수	0.019** (0.002)	0.042** (0.002)	0.047** (0.002)	0.058** (0.002)	0.035** (0.002)	0.014** (0.002)	0.034** (0.001)	0.049** (0.002)	0.056** (0.002)	0.028** (0.002)
경력년수 제곱	-0.049** (0.005)	-0.097** (0.006)	-0.099** (0.005)	-0.102** (0.006)	0.012 (0.010)	-0.035** (0.005)	-0.077** (0.004)	-0.099** (0.005)	-0.092** (0.005)	0.052** (0.009)
인지 및 상호적 숙련										
기술적 숙련										
육체적 숙련										
성별 (여성=0)	-0.100** (0.010)	-0.237** (0.011)	-0.232** (0.010)	-0.228** (0.011)	-0.161** (0.013)	-0.143** (0.014)	-0.293** (0.011)	-0.333** (0.012)	-0.255** (0.011)	-0.179** (0.013)
결혼 여부 (기혼=1)	-0.044** (0.010)	0.004 (0.011)	0.108** (0.009)	0.235** (0.010)	0.189** (0.010)	-0.009 (0.013)	0.012 (0.010)	0.137** (0.011)	0.204** (0.010)	0.133** (0.009)
정규직 여부 (비정규직=1)	-0.199** (0.014)	-0.351** (0.014)	-0.217** (0.010)	-0.110** (0.010)	0.061** (0.011)	-0.308** (0.019)	-0.269** (0.014)	-0.201** (0.012)	-0.081** (0.011)	0.043** (0.011)
사업체 규모-소 (소규모=1)	-0.033** (0.008)	-0.092** (0.011)	-0.154** (0.010)	-0.185** (0.011)	-0.067** (0.013)	-0.026* (0.011)	-0.095** (0.010)	-0.188** (0.011)	-0.180** (0.011)	-0.078** (0.012)
사업체 규모-대 (대규모=1)	-0.013 (0.008)	0.028* (0.011)	0.090** (0.011)	0.269** (0.015)	0.449** (0.023)	0.012 (0.010)	0.074** (0.010)	0.190** (0.013)	0.358** (0.016)	0.494** (0.024)
조정된 결정계수	0.208	0.406	0.452	0.442	0.276	0.221	0.405	0.443	0.445	0.298
N	28,151					25,781				

주 1: **는 1% 유의수준, *는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄

주 2: 산업과 직업 변수는 지면 관계상 생략하였음