

An assessment of the performance of a spatial Engel curve methodology and its implication in real inequality

Eunju Hyun

Bonggeun Kim

Abstract We provide an assessment of the performance of an Engel curve methodology for estimating spatial price indices. We use a unique spatial price data and two conventional price index computation methods, binary Tornqvist and weighted country product dummy method for an ideal assessment of a spatial Engel curve. Poor performance of spatial Engel curve method for estimating spatial price indices implies a strong need for collecting direct spatial price data for calculating spatial price indices. We also provide some implications of a precise measurement of spatial price indices in implementing real inequality and poverty related policies.

Keywords Spatial price index, Engel curve method

JEL Classification D12, E31, P36

지역 간 물가지수 추정 앵겔곡선방법론의 정확도 검증과 실질소득불평등도 *

현은주[†] 김봉근[‡]

Abstract

본 연구는 상품가격자료 없이 통상적인 가계조사 자료만을 사용하여 지역 간 물가지수를 추정하는 앵겔곡선 방법론의 정확도를 연구한다. 앵겔곡선 실증방법론의 문제점과 보정방법을 이론적으로 분석하고, 실제 상품가격자료를 직접적으로 사용하는 톱크비스트 물가지수 계산방법과 WCPD 방법론으로 추정된 지역 간 물가지수를 앵겔곡선 방법론 추정치와 비교함으로써 앵겔 곡선 방법론의 정확도를 실증적으로 검증한다. 지역 간 물가지수를 감안한 실질 소득불평등도와 최저생계비관련 빈곤정책에 관한 지역 간 물가지수의 정책적 시사점도 제시한다.

Keywords 지역 간 물가지수, 앵겔 곡선 방법론

JEL Classification D12, E31, P36

* 본 연구는 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임을 밝힌다.(NRF-2014S1A3A2044637)

[†] 제 1저자, 서울대학교 경제학부 Email: qm1006@snu.ac.kr

[‡] 교신저자, 서울대학교 경제학부 Email: bgkim07@snu.ac.kr

1. 서론

세계적인 금융위기의 영향으로 우리나라의 경우 저소득층의 고용안정성 악화(김봉근·윤상철, 2010) 및 이로 인한 소득분포의 악화에 관심이 지속되고 있으며, 세계적으로도 피케티의 21세기 자본론을 필두로 국가내, 국가 간 소득불평등도는 사회과학 연구의 가장 중요한 의제로 여겨지고 있다. 높은 소득불평등도나 빈곤 가구의 증가 등은 소득계층간 위화감의 고조 및 이로 인한 범죄율 증가나 사회신뢰도의 악화 등 주요 사회문제들의 원인으로 지목받고 있으며, 이러한 한 시점의 높은 소득불평등도가 시점간의 낮은 소득이동성과 연계되면 보다 구조적인 문제로 발전될 가능성도 있다. 예를 들어 빈곤선 아래인 저소득층에 대해 관련 빈곤정책이 비효율적이어서 세대 내 상방소득이동성이 낮을 경우, 저소득층은 장기적인 빈곤함정에 빠질 가능성이 있다 (Antman and McKenzie, 2007). 이러한 소득불평등도 및 빈곤율의 현황과 그 추세에 관한 분석은 궁극적으로 계층간 삶의 질의 불균등도나 특정 계층의 낮은 삶의 질에 관한 연구이므로 적절한 생계비수준을 반영한 실질지표를 기준으로 해야 한다. 즉, 실질적인 삶의 질의 불평등도나 추세를 정확히 파악하기 위해서는 통상적인 연구들에서 사용되는 시점간 생계비지수뿐만 아니라 지역간, 나아가 계층별 생계비수준의 차이도 반영되어야 한다는 것이다. 지역 간 생계비 차이는 큰 국토를 가진 미국이나 중국, 또는 국가내 시장통합이 이루어지지 않은 저개발국에서 더욱 클 것이나, 한국의 경우도 상당한 차이를 보이고 있다. 본 연구의 자료분석 년도인 2007년 기준으로 평당 전세가에 관해 최고지역인 서울의 344만원은 최저지역인 경북의 131만원의 2.63배에 해당하며, 월세의 평당 배율도 2.33배로 큰 격차를 나타내고 있다.

Almas and Johnsen(2012)에 따르면 통상적인 시점 간 생계비지수(소비자 물가지수)만을 반영한 중국의 소득 지니계수는 0.55에서 0.43으로 개선된 것에 비해 지역 간 물가지수를 반영한 실질소득 불평등도는 0.35에서 0.38로 오히려 악화된 것으로 나타나 중국정부의 경제성장에 따른 소득불평등도의 개선주장을 반박하고 있다. 동 연구는 중국의 빈곤율의 추세에 관해서도 유사한 보고를 하였다. 한편, 지역간 물가수준을 반영한 실질 소득 기준 빈곤선과 명목 소득 기준 빈곤선 간 차이는 빈곤 정책의 급여대상과 규모 파악에 있어 오차를 발생시켜 정책 예산 집행에서의 비효율성을 가져올 수 있다. 미국의 한시 부조 프로그램(Temporary Assistance for Needy Families) 등 각국의 빈곤 정책들과 유사하게 우리나라도 국민기초 생활보장 제도를 통해 빈곤층을 대상으로 최저생계비를 지원하고 있다. 최저생계비 기준들은 지역 간 물가차이를 반영하지 않아 지역별 생계비차이를 반영한 실질소득 측면에서 최저 생계비 수준

이하 빈곤가구가 빈곤정책의 수급대상에서 선정되지 못하는 문제가 발생할 수 있으며, 최저 임금에 관해서도 유사한 논의가 가능하다. 구체적인 예로 본 연구에서 계산한 서울지역의 상대적으로 높은 물가지수(전국기준을 1로 할 때 서울은 1.168)를 감안하면, 중위소득의 60%이하인 상대적 빈곤율에 해당하는 가구 수가 2008년 한국노동패널 1026가구 중 359가구로 계산되며, 이는 지역 간 물가차이를 고려하지 않은 명목소득의 306가구와 큰 차이를 보인다. 즉, 약 6%인 53가구가 실질소득으로 빈곤선아래이나 명목소득기준으로는 차상위계층으로 오인될 수 있다.

이러한 실질 소득 불평등도 추정이나 빈곤가구의 정확한 선정을 위해서는 지역 간 생계비 지수가 필요하나, 우리나라의 통계청을 비롯한 대부분의 국가들은 지역별 소비자 물가지수 등만을 보고하고 지역 간 물가 차이에 대한 정보를 제공하지 않고 있다. 지역별 소비자물가지수는 지역별 경제 지표들의 디스플레이로서 가격의 지역내 시계열 변화를 보여주는 데 목적을 두고 있으므로 지역 간 생계비 차이를 반영하지는 못한다.

이러한 지역 간 물가지수의 필요성과 가격자료의 부재라는 현실적인 문제점을 해결하기 위한 돌파구로 Almas and Johnsen(2012) 그리고 동일 연구자의 또 다른 연구인 Almas(2012)는 큰 의미를 갖는다. Almas는 상품가격자료없이 통상적인 가계조사자료만을 사용하여 지역간 물가지수를 추정하는 엔젤곡선 방법론을 제시하였고, 본 연구는 동 방법론의 정확도에 관한 분석을 주된 연구목적으로 하고 있다. 엔젤곡선방법론에 관한 선행연구들을 설명하기 전에 제한적이거나 상품가격자료가 이용가능할 때의 지역간 물가지수 계산방법론에 관한 선행연구를 먼저 설명한다. 가격자료를 직접적으로 사용한 방법론을 사용한 연구들을 먼저 설명하는 것은 이들 방법론들을 본 연구에서 엔젤곡선 방법론의 정확도 검증을 위한 대안방법론으로 사용하기 때문이다.

가격이나 가격의 대리변수자료가 있는 경우, 지역 간 물가지수의 대표적인 계산방식은 소비자 물가지수(Laspeyres index) 작성방법과 유사하게 동일한 상품바스켓에 대한 지역 간 물가지수를 계산하는 것이다. 구체적인 예로 중국의 지역 간 생계비차이에 관한 연구들을 정리하면 다음과 같다. Brandt and Holz(2006)는 중국의 NBS(National Bureau of Statistics)에서 보고한 1990년 초기 지역별 상품 가격자료와 이 바스켓방법론을 적용해 중국의 지역 간 물가지수를 추정하였다. 추가적으로 1990년 전후의 기간에 대한 결과 비교를 위해 지역별 소비자물가지수를 이용하여 1984년, 2004년의 지역 간 물가지수도 구하였다. 1990년 초기 이후 상품 가격 자료 이용이 불가능 한 상황에서 Li and Gibson(2014)는 주택가격을 이용하여 지역 간 물가지수를 추정하고자 하였다. 이 연구는 라스파이레스 지수 방식의 대체편의를 개선한 계산방식

통크비스트 GEKS(Törnqvist GEKS)지수 산식에 중국 NBS에서 집계한 각 행정구역들의 신설 주택 평균 판매가격을 투입하여 지역 간 물가 지수를 추정한 결과 Brandt and Holz(2006)의 결과와 비교해 비교적 중국 내 지역 간 물가 차이가 적은 것을 보고하여, 라스파이레스 방식의 지수가 지역간 물가차이를 다소 과다하게 추정하는 것을 보이고 있다. 라스파이레스나 통크비스트 지수 방식은 바스켓에 해당하는 모든 상품의 가격자료가 필요하여 높은 조사비용을 수반하며, 또한 이들 지수들은 특정한 소비자 선호체계하에서만 그 정확도가 보장된다는 한계도 가진다.

가격을 상품더미와 지역더미에 회귀 분석하는 CPD(Country Product Dummy)나 이를 개선한 가중치를 사용하는 WCPD 방법론은 위의 바스켓 방법론의 문제들을 극복할 수 있는 하나의 대안으로 사용될 수 있다. Aten(2006)은 BLS(Bureau of Labor Statistics)의 가격자료에 WCPD 방법론에 적용하여 미국의 38개 지역에 대한 2003년, 2004년 지역 간 물가 지수를 계산하였으며 후속 연구인 Aten and D'Souza(2008)에서는 ACS(American Community Survey)에서 보고하는 주택 가격자료를 사용하여 BLS에서 보고하지 않았던 지역들을 포함해 363개의 대도시 및 콜롬비아 특별 구, 모든 주 단위에 대한 2005년, 2006년 지역 간 물가지수를 추정하여 이전 연구를 발전시켰다. 국내 물가지수에 관한 선행 연구들 또한 WCPD방법론으로 지역 간 물가지수를 추정한 바 있다. 한국의 지역 간 물가 수준 비교를 최초로 시도한 강승복(2006)에서는 이 방법론을 적용해 2006년 36개 도시에 대해 식료품의 지역 간 물가지수를 추정하였고 이에 따르면 서울 및 수도권 지역이 물가 수준이 높은 그룹에 속하였다. 이상호(2009)는 2005년 전체 품목의 지역 간 물가 지수를 추정한 결과 강승복(2006)에서의 결과와 동일하게 서울 지역의 물가가 가장 높은 것을 보고하였다.

그런데 가격조사는 조사비용 부담이 크기 때문에 많은 국가들에서 보고하지 않고 있으며, 제한적인 상품수이나마 여전히 상품가격자료를 사용하는 WCPD 방법론도 적용할 수 있는 국가들은 매우 한정적이다. 한국역시도 통계청이 2008년 5월 이후 지역별 상품 가격 자료에 대해서는 더 이상 보고하지 않고 있다.

가격 자료가 없는 경우 대안적으로 가계조사 자료만을 사용하여 지역 간 물가지수를 추정하는 선행 연구들이 있다. Deaton and Dupriez(2011)는 인도와 브라질의 가계조사를 이용해 인도와 브라질내 도농간 지역 간 식료품 물가 차이를 살펴보았다. 가계조사자료로부터 가구들이 소비하는 상품 품목들의 지출액 그리고 소비량 정보를 얻어 상품 품목 지출액에서 소비량을 나눈 값인 단위가격(Unit value)을 도출하고 이를 가구 지출액과 도시 더미 변수에 대해 회귀 분석해 도농간 물가차이를 구한 결과 6.9%로 비교적 큰 차이가 나타났

다. 그러나 가계조사 대상이 되는 재화는 대부분의 경우 쌀, 소고기 소비같이 어느 정도의 집합재의 성격을 가지며, 단위가격은 지역간 물가수준의 차이뿐만 아니라 지역간 가격차이에 집합재내에서 (질적으로 다른) 상품구성선택의 차이로 반응하는 상품의 질적차이 정보를 혼재하여 포함하고 있다. 질적 효과의 적절한 보정과 관련하여서는 논쟁이 여전히 존재하기 때문에 이를 통해 지역 간 물가지수 추정한 결과에 대해서는 완전히 신뢰하기 어렵다(Gibson and Kim, 2013).

최근들어 소비자물가지수의 정확도 측정에 사용되어온 앵겔곡선 방법론을 지역 간 물가지수를 추정에 응용한 연구들이 주목을 받고 있다. 앵겔곡선 방법론은 Hamilton(2001)에서 제시한 방법론으로 그 동안 소비자 물가지수편의 추정을 위해 수많은 선행연구들¹에서 사용되어왔으며 단위가격방법론과 마찬가지로 가계조사 자료만으로 적용가능하다는 큰 장점을 갖고 있다. 앵겔곡선방법론은 Gong and Meng(2008) 연구에서 처음으로 1986년부터 2001년까지 중국의 지역 간 물가지수를 추정에 사용되었고, Almas의 두 연구를 통해 본격적으로 지역 간 또는 국가 간 물가지수 추정방법론으로 주목을 받게 되었다. Almas and Johnsen(2012)은 앵겔곡선 방법론을 통해 중국의 1995년과 2002년의 각 지방 내 도시 지역과 농촌지역들에 대한 지역 간 물가지수를 추정하였고 이를 적용하여 실질 소득 불평등과 빈곤율을 계산하였다. 또 Almas(2012)에서는 국가 내 지역 간 물가 차이뿐만 아니라 국가 간 물가차이를 보여주는 PPP(Purchasing Power Parity)추정에서도 앵겔 곡선방법론을 적용할 수 있음을 보였다.

이러한 앵겔 곡선 방법론은 소비자 물가 지수 편 추정과 관련하여 오랜 기간 그리고 풍부한 선행연구들에서 사용되어 왔고 최근 지역 간 물가 지수 추정 및 PPP추정으로 외연을 확대하고 있으나, 그 정확도에 관해서는 연구된 바가 매우 적다. Beatty and Crossley(2012)는 앵겔 곡선 방법론을 통해 소비자물가지수(Consumer Price Index)편의 추정 시 발생할 수 있는 문제점을 분석하였다. 만약 앵겔 곡선 방법론에서 추정하는 대표적인(reference) 가구의

¹CPI는 상품 가격이 변화 시 상대 가격이 낮은 상품으로 수요가 변화하는 것을 반영 못하는 대체 편, 시간이 지남에 따라 상품이 질적 향상함에도 이를 반영하지 못하는 질적 변화 편의를 비롯하여 소비자가 아울렛을 통해 보다 낮은 가격의 상품을 구매하는 것을 반영 하지 못하는 아울렛 대체편의, 새로운 상품이 소비자 물가조사에 반영되지 못하는 신상품 편의를 가진다고 지적 받아왔다. 앵겔 곡선 방법론은 시간에 따른 가계의 식료품 비중의 변동과 CPI로 조정된 실질소득의 변동을 비교하여 CPI 내 편의를 추정한다. 식료품 비중이 감소하는 추세는 실질소득이 증가함을 의미하는데 만약 이 기간 CPI로 조정된 실질소득이 일정하다면 소비자 물가지수가 상향편의 되어 있음을 알 수 있다(Costa 2001 ; Beatty and Larsen 2005 ; Barrett and Brozowski 2010; 정철 외 2007).

생계비와 CPI의 대표적인(통상적으로 소득분위 상위 20%) 가구의 생계비가 동일하지 않다면 앵겔 곡선 방법론에서 추정된 CPI편의는 동일하지 않은 가구 때문인지 CPI가 가지는 본래의 편의 때문인지 알 수가 없다는 것이다. 동 연구는 앵겔곡선방법론이 소득분포내에서 대표가구의 인식(identification)이 불가능함도 보이고 있다. 한편 Gibson et al.(2016)에서는 앵겔 곡선 방법론으로 지역 간 물가 지수 추정 정확도에 관한 직접적인 실증작업을 시행하였다. 많은 국가에서 상품 가격자료를 보고하고 있지 않아 다른 방법론의 결과 치들과 비교가 어려운 상황에서 앵겔 곡선 방법론을 통해 추정한 지역 간 물가지수를 과연 신뢰할 수 있는 지에 대해 직접적인 실증검증작업을 시행하였다. 2010년, 2012년 베트남 가계조사와 지역별 생계비조사의 시장가격을 이용하여 앵겔 곡선방법론의 지역 간 물가지수를 추정하고 이를 WCPD 방법론의 결과와 비교한 결과 앵겔 곡선 방법론의 가격 지수와 WCPD의 가격지수는 23개 지역 중 13개 지역에서 유의미한 차이를 보여, 앵겔 곡선 방법론의 물가지수를 이용하게 되면 베트남 내 지역별 빈곤격차와 소득불평등 추정 시 상당한 편의가 발생할 수 있음을 주장하였다. 본 연구는 Gibson et al.(2016)과 연구목적은 공유하며, 앵겔곡선방법론의 한계를 이론적으로 실증적으로 분석하고, 나아가 그 보정가능성을 점검하였다. 또한 이러한 지역 간 물가지수의 소득불평등도나 최저생계비 보조 가구 선정 등에 관한 정책시사점도 제시하였다.

II장에서는 앵겔 곡선 방법론의 문제점을 명시적으로 제시하고, 비교 방법론들을 간략하게 설명한다. III장에서는 자료와 실증결과를 제시하고, IV장에서는 실증결과에 따른 후속연구 방향과 정책시사점을 제시한다.

2. 지역간 물가지수 추정 방법론

1. 앵겔 곡선 방법론

Hamilton(2001)과 Costa(2001)에서 소비자 물가 지수 편의추정을 위해 그리고 Gong and Meng(2008)과 Almas and Johnsen(2012)에서 지역 간 물가지수 추정을 위해 적용하였던 Deaton and Muellbauer(1980)의 선형 AIDS(Almost Ideal Demand System)추정식은 다음과 같다.

$$\omega_{i,j} = \phi + \gamma(\ln P_{F,j} - \ln P_{N,j}) + \beta(\ln Y_{i,j}^P - \ln P_j) + X' \theta + \varepsilon_{i,j} \quad (1)$$

식(1)에서 $\omega_{i,j}$ 는 j지역에 거주하는 i가구의 식료품 비중이며 $\ln P_{F,j} - \ln P_{N,j}$ 항은 식료품과 비 식료품 간의 상대 가격을 의미한다. $\ln Y_{i,j}^P$ 는 j지역에 거주하는 i가구의 장기소득, $\ln P_j$ 는 j지역의 물가지수 그리고 X는 식료품 비중을

설명하는 가구의 특성변수들이고 β 는 실질 장기소득과 식료품 비중간의 관계를 보여준다.

$$\ln P_j = \ln P_0 + \ln(1 + \Pi_j) \quad (2)$$

식(2)에서 $\ln P_j$ 는 j 지역의 로그물가지수이며 이는 준거지역의 로그물가지수($\ln P_0$)와 준거지역 대비 비교지역 j 지역의 로그 상대 물가지수($\ln(1 + \Pi_j)$)의 합으로 표현할 수 있다. 이때 준거지역 대비 j 지역의 상대 물가지수 즉 지역 간 물가지수는 SPI_j (Spatial Price Index)라 한다. 추정해야하는 $\ln P_j$ 를 관측 가능한 준거지역 로그물가지수 $\ln P_0$ 와 준거지역 대비 비교지역 j 지역의 로그 상대 물가지수($\ln(1 + \Pi_j)$)로 표현하여 식(1)을 수정하면 식(3)과 같다.

$$\omega_{i,j} = \phi + \gamma(\ln P_{F,j} - \ln P_{N,j}) + \beta(\ln Y_{i,j}^P - \ln P_0) - \beta \ln(1 + \Pi_j) + X' \theta + \varepsilon'_{i,j} \quad (3)$$

SPI_j 를 포함한 식(3)의 $-\beta \ln(1 + \Pi_j)$ 를 추정하기 위해 식(3)에 대해 지역 더미를 사용한 실증추정식은 식 (4)와 같다. 이때 로그 장기소득($\ln Y_{i,j}^P$)는 관측이 불가능하므로 관측 가능한 로그 연간소득($\ln Y_{i,j}$)으로 대체하여 실증분석에 사용한다.

$$\omega_{i,j} = \phi + \gamma(\ln P_{F,j} - \ln P_{N,j}) + \beta(\ln Y_{i,j} - \ln P_0) + \delta_j D_j + X' \theta + \varepsilon'_{i,j} \quad (4)$$

지역더미 계수 δ_j 는 준거지역 대비 비교지역의 상대 물가지수에 관한 항과 실질소득변수 계수 항의 곱으로 표현된다($\delta_j = -\beta[\ln(1 + \Pi_j)]$). 정리하면 지역 간 물가지수는 식 (5)와 같이 표현할 수 있다.

$$SPI_j = 1 + \Pi_j = e^{(-\frac{\delta_j}{\beta})} \quad (5)$$

통상적으로 위의 지역 간 물가지수 추정시 관측 불가능한 로그 장기소득 $\ln Y_{i,j}^P$ 대신 로그 연간소득 $\ln Y_{i,j}$ 를 사용함에 따라 소득탄력성을 나타내는 파라미터(β) 추정의 잠재적인 내생성을 보정하기 위해 식 (4)에 도구변수 방법론을 적용한다.

2. 엔겔 곡선방법 지역간 물가지수 추정치의 편의와 보정식

엔겔곡선의 지역간 이동을 통해 지역 간 물가지수를 추정식의 정확도는 소득탄력성을 나타내는 파라미터(β)와 엔겔곡선의 이동방향과 크기를 나타내는 파라미터(δ)의 적절한 추정에 의존한다. 먼저, 엔겔곡선의 이동 파라미터(δ)는 연간소득을 장기소득의 대리변수로 사용하는 엔겔곡선의 통상적인 실증작업 과정에서 아래의 식 (6)와 같이 지역별 물가지수 정보와 지역간 실업률 등의 차이로 인한 임시소득의 차이 정보를 결합하여 나타내게 된다. 더 나아가 지역간 실업률의 차이가 없이 모든 지역에 유사한 경기변동이 적용되어 임시소득의 평균에 관해 지역별 차이가 없다 할지라도 지역별 자영업자의 비중차이 등으로 인한 임시소득의 분산차이가 발생할 수 있고, 이러한 제한적인 경우라도 엔겔곡선의 이동 파라미터는 지역별 물가지수 정보와 지역간 임시소득의 분산 차이 정보를 혼재하여 나타내게 된다. 끝으로 지역별 소득분포가 차이나 선호체계의 차이로 지역별로 다른 식료품의 소득탄력성을 갖는 경우(보다 구체적으로 지역별로 다른(β))에는 동일한 엔겔곡선의 시점간 또는 지역간 이동을 이용하는 엔겔곡선 방법론은 근본적인 한계를 갖게 된다. 아래에서는 보다 구체적으로 관련 문헌 최초로 엔겔곡선의 이동 파라미터가 지역간 물가지수차이와 다른 정보를 혼재하는 경우들의 구체적인 편의를 명시적으로 도출한다. 또한 도출된 편의식은 3장 후반부의 엔겔곡선 추정의 보정과정에서 직접적으로 사용한다.

가. 지역 간 물가지수 차이와 임시소득 평균차이의 혼재

통상적인 엔겔 곡선 방법론과 같이 연간 소득을 소득변수로 사용하는 경우 각 지역의 임시소득은 각 지역의 실업률에 관련되며, 준거지역과 비교 지역들 간의 실업률이 다르다면 지역 간 물가지수 추정식은 지역간 물가지수 이외의 편의를 갖게 된다. 보다 구체적으로 편의식을 도출하면 다음과 같다. 관측 가능한 j 지역의 i 가구의 로그 연간소득($\ln Y_{i,j}$)은 다음 식(6)과 같이 관측 불가능한 로그 장기소득($\ln Y_{i,j}^P$)과 로그 임시소득($\ln Y_{i,j}^T$)으로 표현할 수 있다. j 지역의 i 가구의 로그 임시소득을 Kim and Solon(2005)에서와 같이 준거지역과 비교지역 j 지역의 지역 간 실업률 차이에 관한 선형함수로 가정하면 로그 연간소득은 로그 항상 소득과 지역 간 실업률 차이에 관한 항 그리고 오차항으로 다음과 같이 표현된다.

$$\ln Y_{i,j} = \ln Y_{i,j}^P + \ln Y_{i,j}^T = \ln Y_{i,j}^P + \gamma(U_j - U_0) + \varepsilon_{i,j}'' \quad (6)$$

식(3)에서 관측 불가능한 로그 항상 소득($\ln Y_{i,j}^P$)에 대해 식(6)에 따라 로그 연간 소득($\ln Y_{i,j}$)과 지역 간 실업률의 차이에 관한 항 ($\gamma(U_j - U_0)$) 그리고 오차항($\varepsilon_{i,j}''$)으로 정리하게 되면 식(3)은 다음과 같이 바뀐다.

$$\omega_{i,j} = \phi + \gamma(\ln P_{F,j} - \ln P_{N,j}) + \beta(\ln Y_{i,j} - \ln P_0) - \beta[\gamma(U_j - U_0)] - \beta \ln(1 + \Pi_j) + X' \theta + \widetilde{\varepsilon}_{i,j}' \quad (7)$$

식 (7)에 대해 지역더미를 사용한 실제 실증 추정식은 여전히 위의 식 (4) 이므로 지역더미의 계수 δ_j 는 지역 더미 변수에 관한 식은 지역 간 물가지수 뿐만 아니라 기준 지역과 비교지역 간의 실업률 차이 정보를 묶어서 나타낸다 ($\delta_j = -\beta[\gamma(U_j - U_0) + \ln(1 + \Pi_j)]$). 즉, 지역간 물가차이가 없어도 ($\Pi_j = 0$), 지역 간 실업률차이 및 이로 인한 임시소득 차이는 엔젤곡선의 지역간 이동을 가져올 수 있다. 이를 감안한 정확한 지역 간 물가지수 SPI_j 는 식 (8)과 같이 표현할 수 있다.

$$SPI_j = 1 + \Pi_j = e^{[(\frac{\delta_j}{\beta}) - \gamma(U_j - U_0)]} \quad (8)$$

물론, 하나의 지역더미로는 이렇게 혼재된 정보를 분리할 수 없으므로, 식 (8)의 추정을 위해서는 독립적으로 $\gamma(U_j - U_0)$ 를 추정하는 로그 실질연간소득을 장기소득을 결정하는 변수들과 지역별 실업률 변수에 회귀분석하는 추가적인 실증분석을 사용한다.

나. 지역 간 물가지수 차이 정보와 지역별 임시소득의 분산 차이 정보의 혼재

위의 임시소득의 지역간 격차에서 더 나아가 엔젤 곡선방법론 추정에서 지역 간 임시소득의 분산의 차이도 지역 간 물가 지수 추정에서 편의를 발생시킬 수 있다. 즉 연간 소득을 구성하고 있는 항상 소득과 달리 임시소득의 경우 자영업자의 지역별 비중차이나 다른 이유로 지역 간 분포차이가 날 수 있다. 본 연구에서는 임시소득(Y_j^T)에 대해 로그정규분포를 따르고 모든 지역이 동일한 임시소득 평균을 가진다고 가정($\bar{Y}_j^T = \bar{Y}_j^T$)한다. 로그화한 i지역의 임시 소득과 로그화한 준거지역의 임시소득은 다음 식(9)와 같다.

$$\begin{aligned} \ln Y_{i,j}^T &= \mu_j + u_{i,j} \\ \ln Y_{i,0}^T &= \mu_0 + u_{i,0} \end{aligned} \quad (9)$$

식(3)에서 관측 불가능한 로그 항상 소득($\ln Y_{i,j}^P$)에 대해 로그 연간 소득($\ln Y_{i,j}$)과 로그 임시 소득($\ln Y_{i,j}^T$)으로 표현하고 로그 임시소득에 대해 다시 식(9)으로 정리하여 대입하면 다음과 같다.

$$\omega_{i,j} = \phi + \gamma(\ln P_{F,j} - \ln P_{N,j}) + \beta(\ln Y_{i,j} - \ln P_0) - \beta[(\mu_j - \mu_0)] - \beta \ln(1 + \Pi_j) + X' \theta + \varepsilon_{i,j}''' \quad (10)$$

식(10)에 대한 실증 추정식은 여전히 식(4)와 같다. 이때 추정된 지역 더미(δ_j)는 지역 간 물가 지수에 관한 항뿐만 아니라 지역 간 로그화한 임시소득의 평균의 차이를 나타낸다($\delta_j = -\beta[(\mu_j - \mu_0) + \ln(1 + \Pi_j)]$). 앞서 임시소득($Y_{i,j}^T$)에 대해 로그정규분포를 따른다고 가정하고 지역별로 임시소득의 평균이 다르지 않다는 제한적인 가정($\bar{Y}_j^T = \bar{Y}_j^T$)을 하는 경우에 식(11)이 성립한다.

$$\mu_j + \frac{1}{2}\sigma_{u,j}^2 = \mu_0 + \frac{1}{2}\sigma_{u,0}^2 \quad (11)$$

따라서 지역 더미 항에서의 지역 간 로그화한 임시소득의 평균의 차이는 식(11)를 이용하여 지역 간 로그화한 임시소득의 분산의 차이에 대한 식으로 표현할 수 있어($\delta_j = -\beta[\frac{1}{2}(\sigma_{u,j}^2 - \sigma_{u,0}^2) + \ln(1 + \Pi_j)]$), 즉, 지역간 물가차이가 없어도($\Pi_j = 0$), 지역간 임시소득 분산의 차이는 엔겔곡선의 지역간 이동을 가져올 수 있다. 이를 감안한 정확한 지역 간 물가지수 SPI_j 는 식(12)과 같이 표현할 수 있다.

$$SPI_j = 1 + \Pi_j = e^{[(\frac{\delta_j}{\beta}) - \frac{1}{2}(\sigma_{u,j}^2 - \sigma_{u,0}^2)]} \quad (12)$$

위의 식(8)과 동일하게 하나의 지역더미로는 식(12)의 혼재된 정보를 분리할 수 없으므로, 독립적으로 $\frac{1}{2}(\sigma_{u,j}^2 - \sigma_{u,0}^2)$ 를 추정하는 로그 실질연간소득을 종속변수로 하는 추가적인 실증분석을 사용한다.

3. 톱크비스트 지역간 물가지수 계산 및 WCPD 방법론

앵겔 곡선방법론의 한계점을 실증적으로 확인하기 위한 가격자료를 직접적으로 사용하는 방법론으로 톱크비스트 물가지수 계산방법과 WCPD 방법론을 사용한다. 두 방법론은 최근 국내외 선행연구들에서 지역 간 물가 격차 혹은 물가지수 추정을 위해 사용되어 오고 있다. 먼저, 톱크비스트 물가지수는 두 지역의 각각의 상대가격과 각 상품의 평균 지출액을 가중치로 하여 가중기하 평균하여 구할 수 있다. 본 물가지수 계산방법은 소비자물가지수 계산방식인 라스파이레스나 유사하게 고정상품 바스킷방식인 파세방식의 대체편의 등의 한계를 극복하는 최적가격지수(Superative Price Index) 방식으로 여겨지고 있으며, 구체적인 계산식은 다음과 같다.

$$1 + \Pi_j = T_j = \exp\left[\sum_{j=1}^n \left(\frac{s_{j,0} + s_{j,i}}{2}\right) \left(\ln \frac{p_{j,i}}{p_{j,0}}\right)\right] \quad (13)$$

여기서 T_j 는 j 지역의 톱크비스트 지수를 의미하고 $s_{j,0}$ 와 $s_{j,i}$ 는 i 상품이 j 지역에서 가구의 소비 지출액을 1000으로 하였을 때 각 상품의 소비지출액이 차지하는 비중을 의미하며 $p_{j,i}$ 와 $p_{j,0}$ 는 각 지역에서 판매되는 각 상품 가격이다. 명확한 이론적인 근거를 가진 최적지수임에도 불구하고, 위의 톱크비스트 방식은 준거지역과 비교지역의 양면적인 비교만이 가능하고, 준거지역이외의 비교지역간의 물가수준비교는 불가하고, 모든 상품의 가격자료를 필요로 한다는 측면에서 상대적인 한계를 갖는다. 이러한 한계들을 극복하는 대안으로 본 연구에서는 WCPD(Weighted Country Product Dummy)방법론을 사용한다. Rao(2005)는 기존 CPD 방법론을 수정하고 각 상품이 기여하는 바에 따라 가중치를 부여하는 WCPD를 제시하였다. 가중치를 반영한 CPD 즉 WCPD방법론은 물가지수 작성 시 모든 상품들에 대해 동일한 가중치를 부여하지 않고 각 상품간의 가중치 즉 중요도의 차이를 반영한다. 본 연구 역시 동일한 가중치를 상품에 부여한 CPD 방법론이 아닌 각 지역의 가구 지출액 대비 상품의 비중을 가중치로 하는 WCPD를 통해 지역 간 물가지수를 추정한다. WCPD 방법론에 따르면 한 지역의 특정 상품 가격은 준거지역 대비 지역의 물가수준을 보여주는 지역 효과와 기준 상품 대비의 상대 가격수준을 반영한 상품 효과 그리고 오차항으로 구성되어있으므로 각 효과들을 더미변수로 하는 헤도닉 회귀식을 통해 지역 간 물가지수를 추정할 수 있다고 본다. 식 (14)는 이를 보여주고 있다. 가격을 구성하는 각 효과에 대해 분해하게 되면 지역 간 물가 격차를 반영하는 준거 지역 대비 지역의 상대 물가를 도출 할 수 있다.

$$p_{j,i} = \theta_j \lambda_i v_{j,i} \quad (14)$$

$$\ln p_{j,i} = \theta'_j + \lambda'_i + v'_{j,i} \quad (15)$$

식 (14)에서 $p_{j,i}$ 는 j지역의 i 상품의 가격이며 θ_j 는 준거 지역 대비 j 지역의 상대 물가, λ_i 는 준거 상품 대비 i상품의 상대 가격이다. 이를 로그화하면 식 (15)와 같다. 위와 같은 식을 상위 품목의 상품 가격에 대해 표현하게 되면 N 개의 지역과 품목 M개의 상품에 대한 더미 식으로 나타낼 수 있다.

$$\ln p_{j,i} = \alpha + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + \dots + \gamma_{N-1} D_{N-1} + \eta_1 D_1^* + \eta_2 D_2^* + \dots + \eta_{M-1} D_{M-1}^* + v'_{j,i} \quad (16)$$

식 (16)의 j지역의 i 상품에 해당하는 로그 가격 $\ln p_{j,i}$ 은 D_j 와 D_i^* 에 대해 1의 값을 가지고 나머지 더미들은 0의 값을 가진다. 이때 추정되는 계수 γ_j 는 준거 지역 대비 j 지역의 가격 차이를 보여주며, 추정되는 계수를 지수함수를 이용하여 준거지역 대비 j지역의 상대가격을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \hat{\gamma}_j &= \ln(1 + \Pi_j) \\ e^{\hat{\gamma}_j} &= 1 + \Pi_j \end{aligned} \quad (17)$$

앞서 밝힌 바와 같이 각 상품들이 모든 지역에 대해 동일한 중요도를 가지지 않으므로 이를 고려하여 각 지역에서의 각 상품이 가지는 중요도를 반영해야 한다. 본 연구에서 사용하는 가중치는 소비자 물가지수 작성 시 사용되는 가중치로 소비 지출총액 1000으로 하였을 때 개별 품목이 차지하는 구성비이다. 지역 물가지수를 도출하는 순서는 먼저 각 지역에서 실제 품목별 가격을 기초로 하여 중분류 수준에서의 지역 간 상대 가격을 얻고 다시 추정한 상대가격을 토대로 다시 WCPD를 사용하여 지역 간 물가지수로 총계한다.

3. 실증분석결과

1. 자료

가. 앵겔 곡선방법론 자료

기존 앵겔 곡선방법론의 실증 분석을 위해 한국노동패널(Korea Labor and Income Panel Study 이하 KLIPS)의 2007년부터 2009년까지의 자료를 사용하였다. 그러나 사용하고자 하는 변수인 식비에 대해 KLIPS에서는 조사가 ‘작년 한 해’ 식비에 대해 이루어지므로 분석 가능기간은 2007년, 2008년이다.

두 기간에 대해서 추정치를 구하는 것은 가장 최근 상품가격자료를 사용하는 WCPD 방법론의 추정치와의 비교를 위함이다. 또 통계청에서 제공하는 7개 광역 시 및 30개 시 그리고 9개 도 단위 소비자 물가지수 및 식료품 지수 자료 역시 사용하였다.

실증 분석에서 필요한 변수들은 가구별 소비 지출액 및 식료품 지출액, 식료품과 비 식료품 간 상대가격, 가구주의 학력, 배우자의 학력, 가구주의 연령, 배우자의 연령, 가구원 수, 거주 지역, 외식 지출액, 가구 내 아동 수 및 노인 수, 가구주의 근로시간, 배우자의 근로시간 등이다. 변수들에 대해 보다 설명하면 먼저 종속변수인 식료품 비중은 소비 지출 대비 외식비를 제외한 식비이다. 만약 집에서 만드는 요리에 드는 비용과 식당에서 지불하는 비용이 완전 대체 된다면 동일한 소득 탄력성을 가질 것이나 외식비가 특별한 행사나 기념일에 드는 비용이라면 다른 소득 탄력성을 가지므로 외식비는 종속변수에 영향을 미치는 통제변수로 보았다.

분석대상은 한 달 평균 지출액 중 식료품 지출액 비중이 1% 미만 99% 이상의 비정상적인 가구를 제외하고 가구주와 배우자의 연령을 만 20세부터 65세 까지, 가구주의 성별은 남성으로 제한하여 선호측면에서 가능한 한 동질적인 자료를 사용한다. 학력 자료 구성 시 매년 응답이 변화하는 문제가 발생하여 분석 기간 중 가장 응답 빈도가 높은 교육연한을 각 분석대상들의 교육연한으로 선택하였다. 그리고 주요 변수로 가구주, 배우자의 근로시간, 지출액, 식료품 지출액, 외식 지출액을 사용하였다.

식료품과 비 식료품의 상대가격의 세부 지역단위는 37개 지역으로 구성하였으며 지역 더미의 경우 16개 광역시도로 분류하였다. 이는 지역더미들과 완전 공선성문제를 해결하기 위함이다. 한편 식료품과 비 식료품 간의 물가지수 작성을 위해서는 KLIPS의 정보와 통계청의 정보를 매칭시켜야 한다. KLIPS에서는 가구별 거주 지역 정보가 16개 광역시도별에 대해 각각 시, 군, 구 단위로 세분화되어 있으나 통계청에서 식료품지수와 총 지수에 대해 KLIPS보다 포괄적인 30개 시, 7개 광역시, 9개 도 단위로 물가지수를 제공하고 있어 KLIPS 자료에서 37개 지역에 거주하는 가구에 대해서는 통계청에서 제공하는 각 지역 시 단위의 물가지수를 사용하고 나머지 지역에 거주하는 가구의 상대가격은 상위 지역(도 단위)인 9개 도 단위 물가지수를 사용하였다.

사용한 변수들에 대한 기술통계량은 표 1과 같으며 식료품 비중은 가구 지출액 중 식료품 지출액이 차지하는 비중이다. 주요 변수인 식료품 비중은 두 개년동안 연평균 약 18%의 값을 가진다.

지역 별 식료품과 비 식료품 간 상대 가격은 식료품 지수와 비 식료품 지수

< 표 1 > 기술통계량

변수	2007년		2008년	
	평균	표준편차	평균	표준편차
식료품 비중	0.18	0.07	0.18	0.07
로그 지출액	17.06	0.44	17.12	0.43
로그 식료품 상대가격	-0.09	0.04	-0.09	0.01
가구원수	3.71	0.92	3.77	0.9
외식비비중	0.03	0.03	0.04	0.03
가구주연령	46.99	9.65	47.5	9.37
배우자연령	44.05	9.35	44.41	9.03
가구내 아동수	0.96	0.97	0.97	0.96
가구내 노인수	0.1	0.32	0.11	0.34
가구주교육연한	12.37	3.4	12.4	3.32
배우자교육연한	11.39	3.29	11.49	3.22
배우자근로시간	1272.82	1444.14	1237.44	1379.16
가구주근로시간	2435.99	1185.68	2445.68	1207.86
표본수	2481		2378	

를 통해 계산할 수 있다. 그러나 통계청에서는 식료품 지수와 총 지수 그리고 품목별 가중치에 대해서만 보고하고 있으므로 이들을 사용하여 비 식료품 지수를 도출해야 한다. 품목별 가중치는 도시가구의 소비 지출 총액을 1000으로 할 때 개별 품목이 차지하는 구성비를 의미한다. 총 지수가 식료품 지수와 비 식료품 지수 간 기하평균으로 구성되어있다는 가정 하 에서 품목별 가중치를 사용하여 비 식료품 지수를 도출 할 수 있으므로 식료품, 비 식료품의 상대 가격지수를 생성할 수 있다. 표 2에서는 이에 대한 내용을 담고 있다.

< 표 2 > 전국 37개 지역 평균 물가지수 및 가중치

변수	2007년	2008년
평균 총 지수	90.05	94.53
평균 식료품지수	82.73	86.93
평균 비식료품지수	91.38	95.92
평균 식료품가중치	0.15	0.15
평균 비식료품 가중치	0.85	0.85
평균 로그 상대가격	-0.10	-0.10

자료: 통계청 「지출목적별 소비자물가지수」

나. WCPD 및 톱크비스트 지수

WCPD 방법론을 통해 지역 별 물가지수를 추정하기 위해 중분류 수준의 지역 간 상대가격을 계산 후 대 분류 수준 단계를 거친다. 첫 번째 단계인 중분류 수준의 지역 간 상대가격 추계를 위해서는 도시 별 전체 품목 월 평균 소비자가격 자료(원 자료)가 필요하다.

현재 통계청에서는 소비자 물가 조사 자료를 사용하여 총 물가지수를 산출 및 보고하지만 원 자료인 도시 별 월 평균 소비자가격 자료의 경우 2008년 5월 까지만 보고하여 이후 기간에 대해서는 자료 사용은 불가능하다. 따라서 이용 가능한 도시 별 월평균 소비자가격의 가장 최근 자료는 소비자물가조사 가격월보 2008년 5월 자료이다. 본 연구에서는 동일한 시점에서 두 방법론의 물가지수를 비교하고자 2008년 5월 자료를 사용하고 또한 WCPD결과의 기간 간 비교 및 앵글 곡선 방법론을 통해 추정한 물가지수와 비교의 연속성을 위해 2007년 5월 자료 역시 사용하였다. 분석기간인 2008년의 소비자 물가조사는 489개 품목에 대해 38개 도시에 대해 조사하였으며 12개 대분류, 38개 중분류로 구성하고 있다. 소비자물가지수의 대분류 품목은 중분류로 세분화할 수 있으며 중분류 품목에 속해있는 품목들의 개수는 중분류 품목 간 각각 다르다.

WCPD방법론의 첫 번째 단계를 위해서는 도시 별 소비자가격과 각 품목 별 가중치가 필요하다. 회귀 분석 시 소비자 물가지수에서 보고하는 가중치를 사용하게 되는데 소비자 가격월보에서 보고하고 있는 상품 수보다 소비자 물가지수에서 보고하고 있는 상품의 수가 더 많다. 즉 품목의 가중치 자료가 있지만 소비자 가격월보에서 월 가격이 존재 하지 않는 것이다. 때문에 소비자 물가지수를 구성하는 일부 중분류 항목은 누락된다. 그런데 누락된 품목

중 집세의 경우 가중치가 9.75%로 높은 비중을 차지하기 때문에 이를 제외할 경우 추정하는 지역 간 물가지수에 편의를 가져올 수 있다. 이를 보정하기 위해 이상호(2009)에서와 같이 KIIPS 자료를 사용하여 집세 자료를 구성하고자 한다. 전세와 월세의 월평균 가격 자료를 형성하기 위해 2007년 KIIPS 조사 대상 가구 중 필요한 정보에 대해 응답한 1744가구와 2008년 1812 가구의 정보를 사용하였다. 전세 가구 임에도 불구하고 보증금이 존재하는 가구는 월세 이율인 1%의 역수를 곱하여 적용하여 전세금을, 반대의 경우인 월세의 경우 보증금에 월세 이율 1%를 곱하고 월세를 합하여 완전 월세 액을 산출하였다. 그리고 각각 실제 사용 평수에 대해 나누어 각 지역의 평균전세 가격 평균 월세 가격을 계산하였다.

차량구입비 품목과 같이 중분류 수준뿐만 아니라 중분류품목 내 개별품목이 1개 인 경우 역시 기준 상품이 없기 때문에 제외하였다. 또 중분류를 구성하는 소분류 개별품목들이 일부 없는 경우 분석에서 제외하였다. 그리고 동일한 개별품목에 대해 여러 가격이 조사된 경우 평균값을 취하여 사용하였다. 중분류 단계의 회귀 시 포함하는 지역은 38개 지역으로 2008년 5월 자료는 마산과 창원 지역이 통합되기 전 자료이다. 자세한 품목별 분류 및 가중치 내용은 부록 표 1의 내용과 같다. 톱크비스트 물가지수 역시 도시별 월 평균 소비자가격 자료와 소비자물가지수자료를 사용하여 산출할 수 있다.

2. 실증분석 결과

가. 앵겔 곡선방법론 추정 결과

2007년과 2008년 기존 앵겔 곡선 방법론에 따라 추정한 지역 간 물가 지수는 표 3과 같다. 준거 지역인 서울 지역 대비 지역 간 물가지수를 살펴보면 지역 간 편차가 매우 크고 두 연도 간 물가 순위가 일정하지 않다.

2007년 부산 지역의 물가는 1.598로 가장 높은 물가였으나 2008년에는 전남이 가장 물가가 높은 지역이고 부산은 네 번째로 물가가 높은 지역이었다. 광주, 강원, 충남의 경우 두 해 모두 서울의 절반에 가까운 물가지수를 가지며 두 연도에서 모두 물가 순위의 하위권 그룹에 해당하였다. 그런데 이와 같은 물가 순위는 실제 생활에서 체감하는 지역 간 물가 순위와 일치하지 않아 의문시 되는 결과를 보이고 있으며, 무엇보다도 연속된 연도임에도 계산된 물가지수의 변동성이 크다는 문제점을 보인다. 아래의 표 4에서는 세부적인 앵겔곡선 추정식의 실증결과를 제시한다. 표 4에서 로그 지출은 매 연도 1% 수준에서 유의미한 변수로 음의 값을 가지는데 이는 소득이 증가함에 따라 식료품비가 감소하는 앵겔의 법칙과 일치하는 결과이다. 통제 변수들 중 아동 수와 노인

< 표 3 > 앵겔 곡선방법론을 통해 추정한 2007년, 2008년 지역 간 물가지수

	2007년	2008년
서울	1	1
부산	1.598	0.996
대구	0.965	0.774
대전	0.686	0.876
인천	0.794	0.732
광주	0.646	0.586
울산	1.216	0.942
경기	0.855	0.809
강원	0.624	0.592
충북	0.708	0.699
충남	0.528	0.596
전북	0.643	0.814
전남	1.471	1.053
경북	0.798	0.657
경남	1.010	1.049
표준편차	0.315	0.168

수는 식료품 비중에 영향을 미칠 수 있는 가구들의 특성을 통제하기 위함이다.

나. WCPD방법론, 톱크비스트 추정 결과 및 앵겔곡선 방법론과의 결과비교

상품가격자료 사용하지 않는 앵겔 곡선 방법론으로 추정한 지역 간 물가지수의 한계점을 실증적으로 보이기 위해 앞서 설명한 WCPD의 추정치와 톱크비스트 지수를 구하여 앵겔곡선 방법론의 결과와 비교한다. WCPD방법론의 중분류 단계의 회귀 분석 시 포함 지역은 38개 지역이며 서울이 준거 지역이 된다. 각 중분류 단위 내 소분류 단위 중 첫 번째 품목을 기준 품목으로 하여 37개 지역 더미와 각 상품에 대한 더미들을 설명변수로 한 회귀 분석을 하였다. 이를 통해 추정한 계수를 지수화 하여 중분류 수준 서울 지역 대비 37개 도시의 상대가격을 도출하였다. 다음 단계인 총 지수를 추정하기 위해 이전 단계에서 산출한 37개 지역의 중분류 품목의 상대가격을 종속변수로 사용한다. 동일하게 서울 지역을 준거지역으로 하고 식료품을 준거 상품으로 하여 준거 지역을 제외한 15개의 광역 도시에 대한 더미 변수 그리고 나머지 중분류 품목들에 대해 더미 변수를 구성하였다. 톱크비스트 지수 역시 서울 지역을 준거 지역

72 지역 간 물가지수 추정 엔겔곡선방법론의 정확도 검증과 실질소득불평등도

< 표 4 > 2007년, 2008년 엔겔곡선 방법론 세부 추정 결과

변수	2007년	2008년	변수	2007년	2008년
로그지출	-0.0818*** (0.0254)	-0.112*** (0.0282)	대전 지역 터미	-0.0308*** (0.00687)	-0.0149 (0.0103)
상대가격	0.162*** (0.0470)	0.112 (0.229)	인천 지역 터미	-0.0188*** (0.00649)	-0.0349*** (0.00530)
가구원수	-0.143** (0.0687)	0.00790 (0.00575)	광주 지역 터미	-0.0358*** (0.00894)	-0.0598*** (0.0110)
외식비 비중	0.00113 (0.00634)	0.0985 (0.0619)	울산 지역 터미	0.0160** (0.00759)	-0.00670 (0.00827)
가구주 연령	0.000180 (0.000594)	-6.27e-05 (0.000446)	경기 지역 터미	-0.0128*** (0.00376)	-0.0237*** (0.00495)
아동 수	0.00655** (0.00254)	0.00802*** (0.00220)	강원 지역 터미	-0.0386*** (0.00874)	-0.0587*** (0.00897)
노인 수	0.0113 (0.00715)	0.00283 (0.00488)	충북 지역 터미	-0.0282*** (0.00590)	-0.0400*** (0.00687)
배우자 연령	-4.27e-05 (0.000678)	0.000679 (0.000538)	충남 지역 터미	-0.0523*** (0.00856)	-0.0580*** (0.0103)
가구주 교육 연한	-0.00121 (0.000990)	0.000811 (0.00123)	전북 지역 터미	-0.0361*** (0.00627)	-0.0231*** (0.00837)
배우자 교육 연한	-0.000586 (0.00110)	-0.000589 (0.00112)	전남 지역 터미	0.0316** (0.0131)	0.00580 (0.0130)
배우자 근로시간	-2.91e-06*** (9.91e-07)	-1.90e-06* (1.09e-06)	경북 지역 터미	-0.0184** (0.00841)	-0.0471*** (0.00968)
가구주 근로시간	-2.64e-06 (1.63e-06)	-1.49e-06 (1.47e-06)	경남 지역 터미	0.000806 (0.00665)	0.00539 (0.00838)
부산 지역 터미	0.0383*** (0.00522)	-0.000469 (0.00753)	상수항	1.612*** (0.378)	2.056*** (0.419)
대구 지역 터미	-0.00289 (0.00789)	-0.0287*** (0.00762)	표본수	2,481	2,378
			R-squared	0.341	0.329

주 : ***-1%, **-5%, *-10% 유의수준에서 각각 유의함.

< 표 5 > 준거 방법론들로 추정한 2007년, 2008년 지역 간 물가지수

	WCPD 물가지수		통크비스트지수	
	2007년	2008년	2007년	2008년
서울	1	1	1	1
부산	0.858	0.852	0.921	0.917
대구	0.828	0.821	0.903	0.901
대전	0.856	0.859	0.916	0.926
인천	0.856	0.85	0.921	0.919
광주	0.848	0.87	0.904	0.942
울산	0.896	0.88	0.941	0.932
경기	0.92	0.908	0.969	0.962
강원	0.853	0.843	0.911	0.907
충북	0.85	0.848	0.925	0.922
충남	0.851	0.847	0.913	0.912
전북	0.825	0.821	0.884	0.887
전남	0.827	0.818	0.893	0.887
경북	0.814	0.812	0.885	0.883
경남	0.845	0.842	0.921	0.925
제주	0.842	0.831	0.912	0.909

으로 하며 서울 지역의 각 상품 가중치와 비교 지역의 각 상품 가중치의 평균 가중치를 구하고 이에 대해 각 상품의 서울 대비 비교지역의 로그 상대가격을 곱하여 합산하여 구할 수 있다. 이러한 단계를 거쳐 산출한 2007년, 2008년 5월의 지역 간 물가지수는 다음 <표 5>와 같다.

WCPD 방식을 통해 도출한 지역 간 물가지수와 통크비스트 지수에서 서울 지역은 준거지역이므로 앵겔 곡선 방법론의 추정치와 동일하게 서울지역은 1의 값을 가진다. 결과에 따르면 두 지수 모두 2007년, 2008년 서울이 가장 지역 물가가 가장 높은 지역에 해당하며 다음으로 물가가 높은 지역은 경기 지역이다. 이 외의 물가 순위는 약간의 순위변동이 있으나 상위권, 중위권, 하위권 간 순위는 유사하다. 이들 결과는 통상적으로 인식되는 지역별 물가수준을 나타낸다.

2007년, 2008년 서울지역 대비 지역 간 물가 지수에 대한 기존 앵겔 곡선 방법론의 추정한 결과와 WCPD 방법론의 추정결과를 비교하면 다음 표 6에서 보듯 기존 앵겔 곡선 방법론에서 도출한 부산 지역의 상대가격은 2007년

< 표 6 > 앵겔곡선 방법론과 WCPD 방법론의 지역 간 물가 지수 비교

	2007년		t값	2008년		t값
	앵겔곡선	WCPD		앵겔곡선	WCPD	
서울	1	1		1	1	
부산	1.598	0.858	2.908	0.996	0.852	1.340
대구	0.965	0.828	1.214	0.774	0.821	-0.483
대전	0.686	0.856	-1.530	0.876	0.859	0.139
인천	0.794	0.856	-0.586	0.732	0.85	-1.087
광주	0.646	0.848	-1.502	0.586	0.87	-2.215
울산	1.216	0.896	2.574	0.942	0.88	0.520
경기	0.855	0.92	-0.635	0.809	0.908	-0.931
강원	0.624	0.853	-1.858	0.592	0.843	-2.003
충북	0.708	0.85	-1.393	0.699	0.848	-1.338
충남	0.528	0.851	-2.736	0.596	0.847	-2.320
전북	0.643	0.825	-1.696	0.814	0.821	-0.068
전남	1.471	0.827	2.178	1.053	0.818	1.607
경북	0.798	0.814	-0.157	0.657	0.812	-1.527
경남	1.010	0.845	1.538	1.049	0.842	1.778

서울 대비 약 60% 높은 물가를 가졌으나 2008년의 경우 서울 대비 약 0.4% 낮은 물가를 가져 일년 사이에 지나친 물가지수의 변동을 보여준다. 반면 WCPD 방법론의 추정결과에 따르면 2007년과 2008년 사이 부산 지역은 서울 대비 물가가 2007년 15% 낮은 수준으로 2008년에도 비슷한 수준에서 유지되고 있다. 기존 앵겔 곡선 방법론 추정치에서 최하위 그룹에 속하였던 광주, 강원, 충남 지역은 WCPD 방법론에서 서울 지역에 비해 낮은 물가수준을 보이거나 최하위권에 해당하지 않았다. 이와 같은 결과에 따르면 두 방법론을 통해 계측한 지역 간 물가 지수는 지역별로 일치하지 않을 뿐만 아니라 지역 간 격차 역시 차이가 크게 나타나고 있다. 제주지역의 경우 2007년, 2008년 앵겔 곡선 방법론의 지역 간 물가 지수를 추정할 수 없기 때문에 비교대상에서 제외된다.

추정치들의 표준오차를 이용하여 준거 추정치들과 앵겔곡선 추정치와의 차이에 대한 통계적 검증을 시도한다. 두 추정치가 같다는 귀무가설에 대한 T-test를 시행한다. 두 추정치에 대한 지역 간 비교를 보면 2007년 95% 유의 수준에서 14개의 비교지역 중 부산, 울산, 충남, 전남의 4개 도시가 기각되었으며 2008년 광주, 강원, 충남의 3개의 도시가 기각되었다.

이러한 결과는 실증 분석에서 기존의 앵겔 곡선 방법론이 지역 간 물가지수를 추정함에 있어 정확도가 낮음을 나타낸다. 즉 풍부한 선행연구들에서 앵겔 곡선 방법론을 통해 시계열 변화에 따른 물가지수 편의를 추정한 바와 달리 횡단면 변화의 물가지수를 추정하기에는 적절하지 않음을 의미하는 것이다. Gong and Meng(2008)에서 기존 앵겔 곡선 방법론에 따라 추정한 중국의 지역 물가지수가 다른 방법론인 바스켓 방법론의 결과와 유사하였던 것과 달리 한국에서 추정한 지역별 물가 지수는 실제 체감물가와 동 떨어진 결과를 보였으며 WCPD와 톱크비스트 방법론을 통해 추정한 결과와도 큰 차이를 가졌다. 이러한 결과는 Gibson et al.(2016)의 베트남자료의 결과와 유사하다. 추가적으로 한국의 경우 지역별 물가 순위가 연도마다 일관되지 않는 점도 주목할 만하다. 즉 기존에 시계열 변화에 대한 물가지수의 참 값을 계측함에 있어서 앵겔 곡선 방법론이 역사적으로 많은 연구들을 통해 안정적이라 밝혀져 왔음에도 불구하고 횡단면 정보를 가진 지역 간 물가지수 추정에는 문제가 있을 수 있다는 것이다.

나. WCPD방법론, 톱크비스트 추정 결과 및 앵겔곡선 방법론과의 결과비교

앞서 이론적으로 보인 기존의 앵겔 곡선 방법론의 한계점 및 이에 대한 보정식을 실증결과에 적용한다. 첫 번째로 지역 간 실업률 차이를 반영하여 앵겔 곡선 물가지수를 보정한다. 먼저 통계청에서 제공하는 지역별 실업률 자료와 KLIPS자료를 사용하여 가구의 연간소득을 항상 소득을 구성하는 요소인 가구원 수, 아동 수, 노인 수를 비롯하여 가구주와 배우자의 연령 및 가구주와 배우자의 교육 연한, 근로시간, 종사상 지위와 임시소득과 관련하는 실업률에 대해 회귀하여 실업률의 회귀계수 값을 구한다. 그리고 이를 비교 지역과 서울 지역의 실업률 차이에 대해 곱하여 식(8)에 따라 지역 간 실업률 차이를 반영한 앵겔곡선 물가지수를 도출 한다.

다음으로 지역 간 임시소득 분산의 차이를 반영한 앵겔 곡선 물가지수를 구하여 앵겔곡선 방법론의 한계점을 보이고자 한다. 지역 간 임시소득 분산 차이 항을 구하기 위해서는 KLIPS 자료를 사용하여 각 지역별로 가구의 연간소득을 항상 소득을 구성하는 요소들에 회귀하여 항상 소득을 구하고 이를 가구의 연간소득에서 감하여 임시소득을 얻는다. 이러한 임시소득의 분산을 각 지역별로 구하게 되면 서울 지역 과 비교 지역의 임시소득 분산의 차이를 구해 지역 간 임시소득 분산의 차이를 반영한 앵겔 곡선 물가지수를 추정한다.

< 표 7 > 앵겔곡선 추정 지역 간 물가지수와 보정 지수 (2007년)

	앵겔곡선	WCPD	통크비스트	지역별 실업률 차이 보정	지역별 임시소득분산 차이만을 보정
서울	1	1	1	1	
부산	1.598	0.858	0.921	1.544	1.537
대구	0.965	0.828	0.903	0.842	0.962
대전	0.686	0.856	0.916	0.710	0.720
인천	0.794	0.856	0.921	0.822	0.824
광주	0.646	0.848	0.904	0.624	0.655
울산	1.216	0.896	0.941	0.753	1.243
경기	0.855	0.92	0.969	0.696	0.860
강원	0.624	0.853	0.911	0.293	0.588
충북	0.708	0.85	0.925	0.382	0.777
충남	0.528	0.851	0.913	0.285	0.506
전북	0.643	0.825	0.884	0.359	0.667
전남	1.471	0.827	0.893	0.669	1.469
경북	0.798	0.814	0.885	0.402	0.820
경남	1.010	0.845	0.921	0.584	1.023
제주		0.842	0.912		
표준편차	0.304	0.045	0.030	0.312	0.309

<표 7>은 앵겔곡선방법론으로 추정한 지역 간 물가지수와 보정한 앵겔곡선 방법론으로 추정한 지역 간 물가지수들 그리고 준거 방법론인 WCPD 및 통크비스트 방법론으로 추정한 지역 간 지수들을 담고 있다. 먼저 WCPD 방법론의 지역 간 물가지수와 보정한 앵겔곡선 방법론의 지역 간 물가지수들을 비교하면 부산이외의 모든 지역에서 서울보다 물가지수가 낮아 WCPD 추정치와 지역간 물가차이의 방향성은 공유한다. 서울지역과 실업률의 차이가 큰 지역은 보정효과가 크게 나타나나 부산같은 경우는 실업률의 차이가 미미하여 큰 보정효과가 없다. 방향성면에서는 보정효과가 있으나, 그 정도에서는 과도하게 보정한 경우도 존재하여 보정 추정치의 정확도에 관해서는 하나의 결론을 내리기 힘들다. 나아가 임시소득 평균의 지역간 차이를 고려하지 않고 오직 분산만의 차이를 고려하는 경우는 보정효과가 거의 미미한 것으로 나타난다. 이 경우 개선된 크기가 작아 보정된 앵겔곡선 물가지수들이 여전히 WCPD 방법론의 지역 간 물가지수 보다 기존 앵겔 곡선 방법론의 결과와 유사하다.

실업률의 차이에 의한 보정방향 측면에서의 개선에도 불구하고, 종합적으로 보정치들은 여전히 준거방법론 추정치들과 차이를 보인다. 결과적으로 앵겔 곡선 방법론이 지역 간에 동일한 선호체계를 가진다는 가정이나 지역 간

물가지수 추정에서 대표가구 차이 등이 주요 원인이 될 수 있음을 알 수 있으며, 이 경우 앵겔곡선 방법론의 지역간 물가지수 추정에 대한 적용은 보다 심각한 한계를 가지게 된다.

4. 논의

국가통계기관에서 보고하는 빈곤율과 소득 불평등도는 명목 소득을 준거로 하고 있어 지역 간 물가차이를 반영한 실질 소득 기준에서의 빈곤율 및 소득불평등과는 분명한 차이가 존재한다(Almas and Johnsen, 2012). 그럼에도 불구하고 한국의 빈곤정책의 기준액인 최저생계비와 최저 임금은 지역 간 물가 차이를 고려하지 않아 실질적으로 빈곤가구에 해당하는 가구가 수혜 받지 못할 수 있다. 따라서 실질 소득 불평등과 빈곤율 추정을 위해서는 지역 간 물가지수 추정이 필요하다.

본 연구에서는 상품가격자료가 없는 경우에도 사용가능한 앵겔 곡선 방법론을 통해 지역 간 물가지수를 도출하였고 앵겔 곡선 방법론이 가진 한계점과 이르 보정하는 보정식을 제시하였다. 또한 상품자료를 사용한 WCPD 방법론 등의 준거결과와 비교하여 앵겔 곡선 방법론을 통해 도출한 지역 간 물가지수의 신뢰성이 떨어짐도 확인하였다. 추가적으로 실업률이나 임시소득의 분산 차이 등을 보정 한 결과 방향성 측면에서는 획기적으로 WCPD결과에 유사한 결과를 도출하였으나, 여전히 보정된 추정치들은 준거결과와 상당한 차이를 보이고 있다.

각 방법론들의 지역 간 물가지수를 반영 한 실질 소득 불평등도를 비교해 보면, 2007년 앵겔 곡선 방법론을 통해 추정한 지역 간 물가지수 반영시 지니계수는 0.360 이었으며 준거 방법론인 WCPD 방법론과 톱크비스트 지역 간 물가지수를 반영 한 지니계수는 모두 0.347 , 0.347으로 앵겔 곡선 방법론의 지역 간 물가지수를 반영한 결과와 차이가 존재하였다. 지역 간 물가지수를 반영하지 않은 명목 소득 불평등도는 0.349로 준거방법론들의 지니계수 추정치와 유사하게 나타나, 중국 등에 비해 지역간 물가의 격차가 크지 않고, 지역물가와 명목소득의 상관도도 매우 미약한 것으로 나타나고 있다. 앵겔곡선 지역물가 반영한 소득불평등도는 명목소득 소득불평등도보다도 오히려 높게 나타나 소득불평등도 측면에서도 신뢰성이 떨어진다. 2008년 실질 소득 불평등과 명목 소득 불평등 역시 2007년의 결과와 유사하였다. 한편 소득 계층별 혹은 가구 특성들을 감안한 지역간 물가지수를 반영 시 실질 소득 지니계수는 명목 소득 지니계수와 차이가 있을 가능성도 존재한다. 보다 미시적인 빈곤관련 정책에 관한 시사점은 다음과 같다. 지역간 물가수준을 반영한 실질 소득

기준 빈곤선과 명목 소득 기준 빈곤선 간 차이는 빈곤 정책의 급여대상과 규모 파악에 있어 오차를 발생시켜 정책 예산 집행에서의 비효율성을 가져올 수 있는데, 구체적인 예로 본 연구에서 계산한 서울지역의 상대적으로 높은 물가지수(전국기준을 1로 할 때 서울은 1.168)를 감안하면, 중위소득 60% 이하인 상대적 빈곤율에 해당하는 가구수가 본 연구에서 분석에 사용된 자료인 2008년 한국노동패널 1026가구 중 359가구로 계산되며, 이는 지역간 물가차이를 고려하지 않은 명목소득의 306가구와 큰 차이를 보인다. 즉, 약 6%인 53가구가 실질소득에서 빈곤선아래이나 명목소득기준으로 차상위계층으로 오인될 수 있으며, 역으로 중위소득 60% 이하 가구는 경기도 지역 내 총 1054가구 중 274가구, 물가지수반영하면 250가구만 해당하여 서울지역보다 물가가 낮은 지역은 불필요한 최저생계비 보조를 받을 가능성이 존재함을 나타내고 있다.

끝으로 보정된 지역물가 지수 추정치와 준거 결과가 여전히 상당한 차이를 보인 것은 Beatty and Crossley(2012)에서 지적한 지역별 대표가구의 차이나, 지역 간 선호체계의 차이 등을 원인으로 볼 수 있을 것이다. 이와 같은 결과는 한국의 지역 간 물가지수 추정을 위해서는 가격 자료를 모아 통상적인 물가지수 계산 방법론을 적용하거나, 상품가격자료를 사용하지 않는 또 다른 새로운 방법론의 개발이 필요함을 시사한다.

참고문헌

- 강승복(2006). “지역간 물가수준 비교를 위한 실험적 시도,” 노동리뷰 1(24),49-56
- 김봉근 · 정철 · 박명호(2008). ”패널자료를 이용한 자영업자의 소득 축소보고율 분석: 앵겔곡선이동과 실질소득 추정,” 경제학연구 56(3),151-170
- 김봉근 · 윤상철(2010). ”글로벌 경제위기가 한국의 경제구조에 미친 단기영향과 경기회복 매커니즘 분석,” 경제연구 28(3),1-26
- 이상호 (2009. ”한국 지역노동시장의 구조와 동학에 관한 세 가지 연구,” 경북대학교 박사학위 논문
- 정철 · 김봉근 · 박명호(2007). ”한국의 소비자물가지수 편차 추정과 국제물가 비교에 대한 시사점,” 대외경제연구 11(2), 261-284
- Almas, Ingvild., and Johnsen, Ashild. (2012). ”The Cost-of-living and its Implications for Inequality and Poverty Measures for China.” Unpublished manuscript, Nor. Sch. Econ. Bus. Admin., Bergen
- Almas, Ingvild. (2012). ”International Income Inequality: Measuring PPP bias by estimating Engel curves for food.” The American Economic Review 102 (2), 1093-1117.
- Antman, Francisca, and McKenzie, David J. (2007). ”Earnings mobility and measurement error: A pseudo-panel approach.” Economic Development and Cultural Change 56 (1), 125-161
- Aten, Bettina H. (2006). ”Interarea price levels: an experimental methodology.” Monthly Labor Review. 129, 47-61.
- Aten, Bettina H., and D’SOUZA, Roger J.(2008). ”Regional Price Parities: comparing price level differences across geographic areas.” Survey of current business 88 (11),64-74.
- Barrett, Garry F., and Brozowski, Matthew. (2010). ”Using Engel Curves to estimate the bias in the Australian CPI” Economic Record 86 (272), 1-14.

- Beatty, Timothy KM., and Crossley, Thomas F.(2012) "Lost in translation: what do Engel curves tell us about the cost of living." Unpublished manuscript, University of Minnesota,
http://www.tc.umn.edu/tbeatty/hamilton_dec_tb.pdf.
- Beatty, Timothy KM., and Larsen, Erling Røed. (2005). "Using Engel curves to estimate bias in the Canadian CPI as a cost of living index," Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie, 38 (2) ,482-499.
- Brandt, Loren., and Holz, Carsten A.(2006). "Spatial price differences in China: Estimates and implications." Economic Development and Cultural Change 55(1) 43-86.
- Costa, Dora L. (2001). "Estimating real income in the United States from 1888 to 1994: Correcting CPI bias using Engel curves." Journal of Political Economy 109(6) 1288-1310.
- Deaton, Angus, and John Muellbauer. (1980). "An almost ideal demand system," The American Economic Review 70(3), 312-326.
- Deaton, Angus., and Dupriez, Olivier(2011) "Spatial price differences within large countries." Manuscript, Princeton University
- Gibson, John., and Kim, Bonggeun.(2013). "Quality, quantity, and nutritional impacts of rice price changes in Vietnam." World Development 43 ,329-340.
- Gibson, John., Le, Trinh and Kim, Bonggeun.(2016) "Prices, Engel Curves, and Time-Space Deflation: Impacts on Poverty and Inequality in Vietnam.," The World Bank Economic Review , lhv082.
- Gong, Cathy Honge., and Meng, Xin.(2008). "Regional price differences in urban China 1986-2001: Estimation and implication," IZA Discussion Paper No. 3621
- Hamilton, Bruce W. (2001)."Using Engel's Law to estimate CPI bias." The American Economic Review 91(3) ,619-630
- Li, Chao., and Gibson, John.(2014), "Spatial price differences and inequality in the People's Republic of China: Housing market evidence.," Asian Development Review 31 (1) ,92-120

Kim, Bonggeun, and Solon, Gary (2005). "Implications of Mean-Reverting Measurement Error for Longitudinal Studies of Employment and Wages," Review of Economics and Statistics 87(1), 193-196

Piketty, Thomas. (2014) Capital in the 21st Century

Rao, D. S.(2005) "On the Equivalence of Weighted Country-Product-Dummy (CPD) Method and the Rao-System for Multilateral Price Comparisons." Review of Income and Wealth 51 (4) .571-580.

부록

< 표 1 > 소비자 물가지수 품목별 분류 및 가중치

대분류	중분류	(전국) 가중치	품목수
총지수		1000	489
식료품·비주류음료	식료품	133.4	121
	차와음료	7	10
주류,담배	주류	3.8	7
	담배	10.8	2
의복,신발	의류	51.2	37
	신발	7.2	5
주거 및 수도,광열	집세	97.5	2
	주택설비수리	6.8	5
	수도기타주거	22.4	5
	광열	43.7	7
가구집기,가사용품	가구	7.9	8
	침구·직물	2.4	3
	가정용가구	13.9	18
	주방용품	2.5	10
	가사용품	15	13
보건의료	의약품·의료용품	19.5	21
	의료서비스	30.6	4
	기타의료서비스	1.5	3

< 표 1 > 소비자 물가지수 품목별 분류 및 가중치(계속)

교통	차량구입비	21.7	6
	차량연료,운영비	57.4	13
	교통수단이용료	29.9	12
통신	우편서비스	0.1	1
	전화기	3.6	2
	전화,정보이용료	56.5	20
교양오락	교양오락기구	9.3	12
	악기오락용품	5.8	9
	교양오락서비스	22.3	26
	도서 신문 및 문방구	10.9	13
교육	단체여행	8	2
	유치원초등교육	36.3	6
	중등교육	40	6
	고등교육	26.6	6
	기타교육	8	5
외식. 숙박	외식	132.7	39
	숙박	2.1	4
기타잡비	이미용	34.8	24
	개인용품	8.4	5
	기타서비스	10.6	5