creative commons
COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

경제학박사 학위논문

한국의 실질 소득 불평등 수준과 세대 간 소득 이동성 연구

2018 년 8 월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학

현 은 주

국문초록

본 연구의 1장에서는 상품가격자료 없이 통상적인 가계조사 자료만을 사용하여 지역 간 물가지수를 추정하는 엥겔곡선 방법론의 정확도를 연구하였다. 엥겔곡선 실증방법론의 문제점과 보정방법을 이론적으로 분석하고, 실제 상품가격자료를 직접적으로 사용하는 통크비스트 물가지수 계산방법과 WCPD 방법론으로 추정된 지역 간 물가지수를 엥겔곡선 방법론 추정치와 비교함으로 엥겔 곡선 방법론의 정확도를 실증적으로 검증하였다. 뿐만 아니라 횡단면 물가지수를 계산하는 준거 방법론의 자체적인 한계점에 대해서도 명시하였다. 지역 간 물가지수를 감안한 실질 소득불평도와 최저생계비관련 빈곤정책에 관한 지역 간 물가지수의 정책적 시사점도 제시하였다.

2장에서는 국내 세대 간 소득 탄력성의 문헌들에 대해 메타 분석하고 미국과 비교해 낮은 국내 세대 간 소득 탄력성을 유도한 요인들을 밝히고자 하였다. 선행연구에 따르면 국내 세대 간 소득 탄력성의 크기는 평균 0.2 근방에 위치하였고 선행연구별 추정 모형 및 표본의 성격에 따라 추정치의 크기는 달랐다. 미국의 세대 간 소득 탄력성이 0.4 근방에 위치하는 것과 비교해 약 절반 수준인 0.2 근방의 낮은 한국의 세대 간 소득 탄력성을 가져온 요인들에 대해 방법론을 제시하고 실증 결과를 통해 밝혔다. 실증 분석 결과에 따르면 0.204이었던 기존의 세대 간 소득 탄력성은 제시한 요인들을 모두 반영 시 0.236으로 증가하여 미국과의 격차가 줄었다. 따라서 국내 선행 연구들에서 밝힌 국내 세대 간 소득 이동성보다 경직되어 있을 가능성이 존재한다.

주요어 : 지역 간 물가지수, 엥겔곡선 방법론, 세대 간 소득 이동성
학 번 : 2013-30069

목 차

제 1 장 지역 간 물가지수 추정 방법론 연구 ····· 1

제 1 절 서론 ····· 1

제 2 절 지역 간 물가지수 추정 방법론 ····· 7

1. 엥겔 곡선 방법론

2. 엥겔 곡선방법론 지역 간 물가지수 추정량의 편의와 보정식

3. 통크비스트 지역 간 물가지수 계산 및 WCPD 방법론

제 3 절 실증분석결과 ····· 14

1. 자료

가. 엥겔 곡선 방법론 자료

나. WCPD 및 통크비스트 지수 자료

2. 실증분석 결과

가. 엥겔 곡선방법론 추정 결과

나. WCPD방법론, 통크비스트 추정 결과 및 엥겔곡선 방법론과의 결과비교

다. 엥겔곡선의 이동 추정량에 대한 보정

제 4절 준거 횡단면 물가지수의 문제점 고찰 ····· 27

1. 지역 간 물가차이와 지역 내 물가차이의 혼재

2. 거주지역 규모와 지역 간 물가지수간 상관관계

제 5절 논의 ····· 37

참고문헌 ····· 40

부록 ····· 43

제 2 장 변수 설정에 따른 한국의 세대 간 소득탄력성 추정치 변화 ····· 50

제 1 절 서론 ····· 50

제 2 절 한국의 세대 간 소득탄력성 연구의 메타 분석 ····· 52
제 3 절 변수 설정에 따른 세대 간 소득 탄력성 추정식 ····· 60
1. 연령구조의 차이에 따른 세대 간 소득탄력성
가. 연령구조의 차이와 세대 간 소득탄력성 방법론
나. 연령구조의 차이를 고려한 세대 간 소득탄력성 추정 방법론
2. 소득변수 차이에 따른 세대 간 소득탄력성 비교
제 4 절 실증분석 결과 ····· 67
1. 자료
2. 실증분석 결과
가. 연령 구조의 차이에 따른 세대 간 소득탄력성
나. 소득변수 차이에 따른 세대 간 소득탄력성 비교
(1) 세전 소득과 세후 소득의 세대 간 소득 탄력성 비교
(2) 명목 소득과 실질 소득의 세대 간 소득 탄력성 비교
다. 설정변수 조합에 따른 세대 간 소득탄력성 비교
3. 추가적 논의
제 5 절 결론 ····· 83
참고문헌 ····· 86
부록 ····· 90

제 1 장 지역 간 물가지수 추정 방법론 연구*

제 1 절 서론

세계적인 금융위기의 영향으로 우리나라의 경우 저소득층의 고용안정성악화(김봉근·윤상철, 2010) 및 이로 인한 소득분포의 악화에 관심이 지속되고 있으며, 세계적으로도 피케티의 21세기 자본론을 필두로 국가 내, 국가 간 소득불평등도는 사회과학 연구의 가장 중요한 의제로 여겨지고 있다. 높은 소득불평등도나 빈곤 가구의 증가 등은 소득계층 간 위화감의 고조 및 이로 인한 범죄율 증가나 사회신뢰도의 약화 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 계층 간 삶의 질의 불균등도나 특정 계층의 낮은 삶의 질에 관한 연구이므로 적정한 생계비수준을 반영한 실질지표를 기준으로 해야 한다. 즉, 실질적인 삶의 질의 불평등도나 추세를 정확히 파악하기 위해서는 통상적인 연구들에서 사용되는 시점 간 생계비지수뿐만 아니라 지역 간, 나아가 계층별 생계비수준의 차이도 반영되어야 한다는 것이다. 지역 간 생계비 차이는 큰 국토를 가진 미국이나 중국, 또는 국가 내 시장통합이 이루어지지 않은 저개발국에서 더욱 클 것이나, 한국의 경우도 상당한 차이를 보이고 있다. 본 연구의 자료 분석 년도인 2007년 기준으로 평당 전세가에 관해 최고지역인 서울의 344만원은 최저지역인 경북의 131만원의 2.63배에 해당하며, 월세의 평당 배율도 2.33배로 큰 격차를

* 본 장은 현은주·김봉근(2017)을 부분적으로 포함한다.

나타내고 있다.

Almas and Johnsen(2012)에 따르면 통상적인 시점 간 생계비지수(소비자물가지수)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, 지역 간 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 차 상위계층으로 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 물가차이에 대한 정보를 제공하지 않고 있다. 지역별 소비자물가지수는 지역별 경제 지표들의 디플레이터로서 가격의 지역 내 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 상품 가격자료 없이 통상적인 가계조사자료만을 사용하여 지역 간 물가지수를 추정하는 엥겔곡선방법론을 제시하였고, 본 연구는 동 방법론의 정확도에 관한 분석을 주된 연구목적으로 하고 있다. 엥겔곡선방법론에 관한 선행연구들을 설명하기 전에 제한적이나마 상품가격자료가 이용 가능할 때의 지역 간 물가지수 계산방법론에 관한 선행연구를 먼저 설명한다. 가격자료를 직접적으로 사용한 방법론을 사용한 연구들을 먼저 설명하는 것은 이들 방법론들을 본 연구에서 엥겔곡선방법론의 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 바스켓 방법론을 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 불가능한 상황에서 Li and Gibson(2014)는 주택가격을 이용하여 지역 간 물가지수를 추정하고 자 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 물가차이가 적은 것을 보고하여, 라스파이레스 방식의 지수가 지역간 물가차이를 다소 과다하게 추정하는 것을 보이고 있다. 라스파이레스나 통그비스트 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 물가지수를 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 브라질 내 도농 간 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 도농 간 물가차이를 구한 결과 6.9%로 비교적 큰 차이가 나타났다. 그러나 가계조사 대상이 되는 재화는 대부분의 경우 쌀, 소고기 소비같이 어느 정도의 집합재의 성격을 가지며, 단위가격은 지역 간 물가수준의 차이뿐만 아니라 지역 간 가격 차이에 집합재내에서 (질적으로 다른) 상품구성선택의 차이로 반응하는 상품의 질적 차이 정보를 혼재하여 포함하고 있다. 질적 효과의 적정한 보정과 관련하여서는 논쟁이 여전히 존재하기 때문에 이를 통해 지역 간 물가지수 추정한 결과에 대해서는 완전히 신뢰하기 어렵다(Gibson and Kim, 2013).

최근 들어 소비자물가지수의 정확도 측정에 사용되어온 엥겔곡선 방법론을 지역 간 물가지수를 추정에 응용한 연구들이 주목을 받고 있다. 엥겔곡선 방법론은 Hamilton(2001)에서 제시한 방법론으로 그 동안 소비자물가지수편의 추정을 위해 수많은 선행연구들[1]에서 사용되어왔으며 단위가격방법론과 마찬가지로 가계조사 자료만으로 적용가능하다는 큰 장점을 갖고 있다. 엥겔곡선방법론은 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 엥겔곡선 방법론을 통해 중국의 1995년과 2002년의 각 지방 내 도시지역과 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 엥겔 곡선방법론을 적용할 수

1) CPI는 상품 가격이 변화 시 상대 가격이 낮은 상품으로 수요가 변화하는 것을 반영 못하는 대체 편의, 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. 엥겔 곡선 방법론은 시간에 따른 가계의 식료품 비중의 변동과 CPI로 조정한 실질소득의 변동을 비교하여 CPI 내 편의를 추정한다. 식료품 비중이 감소하는 추세는 실질소득이 증가함을 의미하는데 만약 이 기간 CPI로 조정한 실질소득이 일정하다면 소비자 물가지수가 상향편의되어 있음을 알 수 있다(Costa 2001 ; Beatty and Larsen 2005 ; Barrett and Brozozowski 2010; 정철 외 2007).

있음을 보였다.

이러한 엥겔 곡선 방법론은 소비자 물가 지수 편의 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 엥겔 곡선 방법론을 통해 소비자물가지수(Consumer Price Index)편의 추정 시 발생할 수 있는 문제점을 분석하였다. 만약 엥겔 곡선 방법론에서 추정하는 대표적인(Reference) 가구의 생계비와 CPI의 대표적인(통상적으로 소득분위 상위 20%) 가구의 생계비가 동일하지 않다면 엥겔 곡선 방법론에서 추정한 CPI편의는 동일하지 않은 가구 때문인지 CPI가 가지는 본래의 편의 때문인지 알 수가 없다는 것이다. 동 연구는 엥겔곡선방법론이 소득분포내에서 대표가구의 인식(Identification)이 불가능함도 보이고 있다. 한편 Gibson et al.(2016)에서는 엥겔 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 엥겔 곡선 방법론을 통해 추정한 지역 간 물가지수를 과연 신뢰할 수 있는 지에 대해 직접적인 실증검증작업을 시행하였다. 2010년, 2012년 베트남 가계조사와 지역별 생계비조사의 시장가격을 이용하여 엥겔 곡선방법론의 지역 간 물가지수를 추정하고 이를 WCPD 방법론의 결과와 비교한 결과 엥겔 곡선 방법론의 가격 지수와 WCPD의 가격지수는 23개 지역 중 13개 지역에서 유의미한 차이를 보여, 엥겔 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 연구목적을 공유하며, 엥겔곡선방법론의 한계를 이론적으로 실증적으로 분석하고, 나아가 그 보정가능성을 점검하였다. 뿐만 아니라 Gibson et al.(2016)에서 사용된 횡단면 물가지수 준거 방법론들이 가지는 자체의 한계점에 관해서도 논하였다. 이외 이러한 지역 간 물가지수의 소득불평등도나 최저생계비 보조 가구 선정 등에 관한 정책시사점도 제시하였다.

Ⅱ장에서는 엥겔 곡선 방법론의 문제점을 명시적으로 제시하고, 비교 방법론들을 간략하게 설명한다. Ⅲ장에서는 자료와 실증결과를 제시하고, Ⅳ장에서는 횡단면 물가지수 준거 방법론의 한계점을 구체적으로 밝힌다. Ⅴ장에서는 실증결과에 따른 후속연구 방향과 정책시사점을 제시한다.

제 2절 지역 간 물가지수 추정 방법론

1. 엥겔 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.

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

식(1)에서 $w_{i,j}$는 j지역에 거주하는 i가구의 식료품 비중이며 $\ln P_{F,j} - \ln P_{N,j}$항은 식료품과 비 식료품 간의 상대 가격을 의미한다. $Y_{i,j}^{P}$는 j지역에 거주하는 i가구의 장기소득, P_j는 j지역의 물가지수 그리고 X는 식료품 비중을 설명하는 가구의 특성변수들이고 β는 실질 장기소득과 식료품 비중간의 관계를 보여준다.

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

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 상

대 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.

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

SPI_j를 포함한 식(3)의 $-\beta\ln(1+\Pi_j)$를 추정하기 위해 식(3)에 대해 지역더미를 사용한 실증 추정식은 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.

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

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

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

통상적으로 위의 지역 간 물가지수 추정 시 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. 엥겔 곡선방법론 지역 간 물가지수 추정량의 편의와 보정식

엥겔곡선의 지역 간 이동을 통해 구한 지역 간 물가지수 추정치의 정확도는 소득탄력성을 나타내는 파라미터(β)와 엥겔곡선의 이동방향과 크기를 나타내는 파라미터(δ)의 적정한 추정에 의존한다. 먼저, 엥겔곡선의 이동 파라미터(δ)는 연간소득을 장기소득의 대리변수로 사용하는 엥겔곡선의 통상적인 실증작업 과정에서 아래의 식 (6)과 같이 지역별 물가지수 정보와 지역별 자영업자의 비중차이 등으로 인한 임시소득의 분산차이 정보가 혼재하여 나타나게 된다. 또 지역별 소득분포가 차이나 선호체계의 차이로 지역별로 다른 식료품의 소득탄력성을 갖는 경우(보다 구체적으로 지역별로 다른 β)에는 동일한 엥겔곡선의 시점 간 또는 지역 간 이동을 이용하는 엥겔곡선 방법론은 근본적인 한계를 갖게 된다. 아래에서는 보다 구체적으로 관련 문헌 최초로 엥겔곡선의 이동 파라미터가 지역 간 물가지수차이와 다른 정보를 혼재하는 경우의 구체적인 편의를 명시적으로 도출한다. 또한 도출된 편의식은 3절 후반부의 엥겔곡선 추정의 보정과정에서 직접적으로 사용한다.

통상적인 엥겔 곡선 방법론과 같이 실증 분석에서는 연간 소득을 소득변수로 사용하는데 연간소득은 항상 소득과 각 지역의 임시소득으로 구성된다. 연간 소득을 구성하고 있는 항상 소득과 달리 임시소득의 경우 자영업자의 지역별 비중차이나 다른 이유로 지역 간 분포차이가 날 수 있다. 엥겔 곡선방법론 추정에서 지역 간에 임시소득의 분산의 차이가 난다면 지역 간 물가지수 추정식은 지역 간 물가지수 이외의 편의를 갖게 된다.

보다 구체적으로 다음 과정을 통해 편의식을 도출할 수 있다. 먼저 관측 가능한 j 지역의 i가구의 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.

$$\ln Y_{i,j} = \ln Y_{i,j}^{P} + \ln Y_{i,j}^{T} \quad (6)$$

본 연구에서는 임시소득($Y_{i,j}^{T}$)에 대해 로그정규분포를 따르고 모든 지역이 동일한 임시소득 평균을 가진다고 가정($\overline{Y_j^T} = \overline{Y_{j'}^T}$)한다. 로그화한 i지역의 임시 소득과 로그화한 준거지역의 임시소득은 다음 식(7)과 같다.

$$\ln Y_{i,j}^{T} = \mu_j + u_{i,j}$$
$$\ln Y_{i,0}^{T} = \mu_0 + u_{i,0} \qquad (7)$$

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(7)로 정리하여 대입하면 다음과 같다.

$$w_{i,j} = \phi + \gamma[\ln P_{F,j} - \ln P_{N,j}] + \beta(\ln Y_{i,j} - \ln P_0) - \beta[(\mu_j - \mu_0)] - \beta\ln(1+\Pi_j) + X'\theta + \epsilon''_{i,j} \quad (8)$$

그러나 식(8)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($\overline{Y_j^T} = \overline{Y_{j'}^T}$)을 하는 경우에 식 (9)가 성립한다.

$$\mu_j + \frac{1}{2}\sigma_{u,j}^2 = \mu_0 + \frac{1}{2}\sigma_{u,0}^2 \quad (9)$$

따라서 지역 더미 항에서의 지역 간 로그화한 임시소득의 평균의 차이는 식(9)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 지역 간 물가차이가 없어도 ($\Pi_j = 0$), 지역 간 임시소득 분산의 차이는 엥겔곡선의 지역 간 이동을 가져올 수 있다. 이를 감안한 정확한 지역 간 물가지수 SPI_j는 식 (10)과 같이 표현할 수 있다.

$$SPI_j = 1 + \Pi_j = e^{[-\frac{\delta'_j}{\beta} + \frac{1}{2}(\sigma_{u,j}^2 - \sigma_{u,0}^2)]} \qquad (10)$$

물론 하나의 지역더미로는 식 (10)의 혼재된 정보를 분리할 수 없으므로 독립적으로 $\frac{1}{2}(\sigma_{u,j}^2 - \sigma_{u,0}^2)$를 추정해야한다. 로그 실질연간소득을 종속변수로 하는 추가적인 실증분석을 한다.

3. 통크비스트 지역 간 물가지수 계산 및 WCPD 방법론

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

$$1 + \Pi_j = T_j = \exp[\sum_{i=1}^{n}(\frac{s_{i,0} + s_{i,j}}{2})(\ln\frac{p_{i,j}}{p_{i,0}})] \quad (11)$$

여기서 T_j는 j지역의 통크비스트 지수를 의미하고 $s_{i,0}$와 $s_{i,j}$는 i상품이 각 지역에서 가구의 소비 지출액을 1000으로 하였을 때 각 상품의 소비 지출액이 차지하는 비중을 의미하며 $p_{i,j}$와 $p_{i,0}$는 각 지역에서 판매되는 각 상품 가격이다. 명확한 이론적인 근거를 가진 최적지수임에도 불구하고, 위의 통크비스트 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[2](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 상품 간의 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 (12)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.

$$p_{ij} = \theta_i \lambda_j \upsilon_{ij} \qquad (12)$$

$$\ln p_{ij} = \theta_i^{'} + \lambda_j^{'} + \upsilon_{ij}^{'} \qquad (13)$$

식 (12)에서 p_{ij}는 i 지역의 j 상품의 가격이며 θ_i는 준거 지역 대비 i

2) WCPD방법론은 지역 간 물가차이를 반영한 물가지수에 대해서만 추정 가능하여 지역 내 대도시와 대도시가 아닌 지역 간의 물가차이를 반영하지 못하는 한계를 가진다. 이와 관련하여 구체적으로 4절에서 논의하고자 한다.

지역의 상대 물가, λ_j 는 준거 상품 대비 j상품의 상대 가격이다. 이를 로그화하면 식 (13)과 같다. 위와 같은 식을 상위 품목의 상품 가격에 대해 표현하게 되면 N개의 지역과 품목 M개의 상품에 대한 더미 식으로 나타낼 수 있다.

$$\ln p_{ij} = \alpha + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 + ...\gamma_{N-1} D_{N-1} + \eta_1 D_1^* + \eta_2 D_2^* + ...\eta_{M-1} D_{M-1}^* + \nu'_{ij} \quad (14)$$

식 (14)의 i지역의 j 상품에 해당하는 로그 가격 $\ln p_{ij}$은 D_i와 D_j^*에 대해 1의 값을 가지고 나머지 더미들은 0의 값을 가진다. 이때 추정되는 계수 γ_i는 준거 지역 대비 i 지역의 가격 차이를 보여주고, 추정되는 계수를 지수함수를 이용하여 준거지역 대비 i지역의 상대가격을 구할 수 있다.

$$\hat{\gamma_i} = \ln(1 + \Pi_i), \quad e^{\hat{r_i}} = 1 + \Pi_i \qquad (15)$$

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.

제 3 절 실증분석결과

1. 자료

가. 엥겔 곡선방법론 자료

기존 엥겔 곡선방법론의 실증 분석을 위해 통계청에서 실제 상품가격 자료를 제공하는 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, 가구 내 아동 수 및 노인 수, 가구주의 근로시간, 배우자의 근로시간 그리고 가구주의 산업 등이다. 변수들에 대해 보다 설명하면 먼저 종속변수인 식료품 비중은 소비 지출 대비 외식비를 제외한 식비이다.

분석대상은 한 달 평균 지출액 중 식료품 지출액 비중이 1% 미만 99% 이상의 비정상적인 가구를 제외하고 가구주와 배우자의 연령을 만 20세부터 65세까지, 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.

식료품과 비 식료품의 상대가격의 세부 지역단위는 37개 지역으로 구

성하였으며 지역 더미는 6개의 광역 경제권을 기준으로 수도권(서울, 경기도, 인천), 충남권(충청남도, 충청북도, 대전), 대경권(대구, 경상북도), 호남권(광주, 전라북도, 전라남도), 동남권(부산, 울산, 경상남도), 강원·제주 지역으로 분류하였다. 이는 국토교통부에서 제안한 제4차 국토종합계획에 따른 것이다. 특별·광역시 및 도 단위가 아닌 광역 경제권을 중심으로 지역 단위를 나눈 것은 미국, 중국과 같이 국토가 넓은 국가와 달리 한국은 국토가 작아 지리적으로 지역 간 거리가 가깝다. 지역 간의 분리(Segregation)가 완벽하게 가능한 국가가 아니므로 지역 간의 이동을 통제하기 위해 보다 큰 단위에서의 지역 단위가 필요하다. 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 1>과 같으며 식료품 비중은 가구지출액 중 식료품 지출액이 차지하는 비중이다. 주요 변수인 식료품 비중은 두 개년동안 연평균 약 18%의 값을 가진다. 엥겔 곡선 방법론을 통해 지역 간 물가지수를 추정하기에 앞서 2007년과 2008년 추정치 간의 차이를 가져 올 수 있는 요인이 자료상에서 나타나는 지 확인하고자 한다. 두 연도의 변수들 간 유의미한 평균의 차이가 존재하는지를 위해 시행한 Mean-Difference test 결과에 따르면 로그 지출액, 상대가격, 배우자 연령에서만 95% 수준에서 평균적으로 유의미한 차이가 나타났다. 즉 자료상에서 대부분의 통제 변수들은 연도 간의 변화가 나타나지 않았다.

<표 1> 기술통계량

	2007년		2008년		t값
변수	평균	표준편차	평균	표준편차	
로그지출액	17.055	0.445	17.117	0.435	4.901
식료품비중	0.178	0.075	0.177	0.073	-0.307
상대가격	-0.087	0.038	-0.093	0.011	-7.67
가구원수	3.708	0.922	3.694	0.898	-0.522
가구주연령	46.975	9.645	47.497	9.367	1.858
배우자연령	43.883	9.300	44.430	9.012	2.025
아동수	0.962	0.968	0.967	0.960	0.197
노인수	0.101	0.325	0.098	0.317	-0.342
가구주교육연한	12.313	3.389	12.382	3.313	0.700
배우자교육연한	11.326	3.282	11.449	3.213	1.355
가구주근로시간	2435.256	1185.693	2445.553	1208.117	0.283
배우자근로시간	1273.287	1444.172	1238.003	1379.249	-0.850
표본수	2480		2376		

지역 별 식료품과 비 식료품 간 상대 가격은 식료품 지수와 비 식료품 지수를 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 소비지출 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 2>에서는 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 통크비스트 지수 자료

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 엥겔 곡선 방법론을 통해 추정한 물가지수와의 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 품목별 가중치가 필요하다. 회귀 분석 시 소비자 물가지수에서 보고하는 가중치를 사용하게 되는데 소비자 가격월보에서 보고하고 있는 상품 수

보다 소비자 물가지수에서 보고하고 있는 상품의 수가 더 많다. 소비자 가격월보에서 보고하는 상품 수는 총 288개 상품을 보고하고 있다. 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 KlIPS 자료를 사용하여 집세 자료를 구성하고자 한다. 전세와 월세의 월평균 가격 자료를 형성하기 위해 2007년 KlIPS 조사 대상 가구 중 필요한 정보에 대해 응답한 1744가구와 2008년 1812 가구의 정보를 사용하였다. 전세 가구 임에도 불구하고 월세가 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 1>의 내용과 같다. 통크비스트 물가지수 역시 도시별 월 평균 소비자가격 자료와 소비자물가지수자료를 사용하여 산출할 수 있다.

2. 실증분석 결과

가. 엥겔 곡선방법론 추정 결과

2007년과 2008년 기존 엥겔 곡선 방법론에 따라 추정한 지역 간 물가지수는 <표 3>과 같다. 준거 지역인 수도권 지역 대비 지역 간 물가지수를 살펴보면 지역 간 편차가 매우 크나 두 연도 간 물가 순위는 비교적 안정적이었다.

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

	2007년	2008년
수도권	1.000	1.000
충청권	0.702	0.838
대경권	0.979	0.846
호남권	0.86	0.904
동남권	1.482	1.212
강원	0.684	0.637
표준편차	0.292	0.191

2007년 동남권지역은 1.482로 가장 높은 물가를 가졌고 다음으로 수도권이 물가가 높은 지역이었다. 그리고 대경권과 호남권간의 순위 변동은 있었으나 후순위인 충청권과 강원지역은 일정하였다. 하위권과 상위권의 물가 차이는 약 2배 이상의 차이를 가졌다. 한편 동남권과 수도권 간의 물가 순위에 대해서는 실제 생활에서 체감하는 지역 간 물가 순위와 일치하지 않았다.

부록 <표 2>에서는 서울지역을 기준지역으로 하는 16개 광역시, 도 단위의 엥겔 물가지수 및 세부추정결과를 제시하였는데 이는 <표 3>에서 제시한 물가 순위보다 훨씬 큰 연도간의 변동 및 체감하는 물가와 괴리가 큰 지역 간 물가지수가 나타났다.

다른 국가에서는 지역 간 물가지수의 연도 변화가 나타나는 지를 기존 국외 선행 연구들을 통해 확인하고자 한다. Gibson et al.(2016)에서는 2010년 Urban Red River지역을 기준 지역으로 하여 2010년과 2012년 지역 물가지수에 대해 보고하였다. 각 연도의 순위를 살펴보면 2010년과 2012년 모두 Rural Mid-Northern Mountains 지역이 가장 물가가 높은 지역이었으며 Urban Mid-Northern Mountains과 Rural Southeast을 제외하고 나머지 지역에서는 최대 2개 순위차이 내에서 변동하였습니다. 예를 들어 2010년 8번째 물가가 높은 지역인 Urban Mekong Delta 지역은 2012년 10번째 물가가 높은 지역으로, Rural Mekong Delta 지역은 2010년 3번째로 높은 지역이었으나 2012년 4번째로 높은 지역에 해당하였다.

Gong and Meng(2008)에서도 중국의 1986-2001년까지 Beijing 지역을 기준 지역으로 한 30개의 지역 간 물가지수에 대해서 보고하였다. 최근 연도인 2000년과 2001년의 1년의 연간의 변화에서 7개의 순위가 하락한 Hebei 지역을 제외하고 최대 3개 순위 차이 내에서 변동하였다. Beijing 지역은 2000년 3순위에서 2001년 2순위로, Heilongjiang 지역은 8순위에서 11순위로 변화하였다. 이와 같이 베트남과 중국에서 추정한 엥겔 곡선 방법론의 지역 간 물가지수는 연도 변화에도 순위의 변동이 안정적이었다. 만약 국내 엥겔 곡선 방법론 지역 물가지수를 계산하기 위해 <부록 표 2>와 같이 16개의 행정 구역을 기준으로 지역 단위를 구분하면 한국적 현실(좁은 국토 및 활발한 지역 간 이동)을 반영하지 않게 되어 기존 선행 연구에 비해 높은 연간 변화가 나타 날수 있다. 특히 대전, 전북 지역은 5순위 이상 큰 변화가 나타났다. 이에 반해 <표 3>과 같이 6개 광역 경제권을 기준으로 지역을 구분하여 추정한 물가지수는 대경권과 호남권의 순위 변경 외에 다른 지역은 그대로 유지되어 국외 선행 연구와 유사하였다.

아래의 <표 4>에서는 세부적인 엥겔곡선 추정식의 실증결과를 제시한다. <표 4>에서 로그 지출은 매 연도 1% 수준에서 유의미한 변수로 음의 값을 가지는데 이는 소득이 증가함에 따라 식료품비가 감소하는 엥겔

의 법칙과 일치하는 결과이다. 통제 변수들 중 아동 수와 노인 수는 식료품 비중에 영향을 미칠 수 있는 가구들의 특성을 통제하기 위함이다.

또한 가구주의 산업 더미 변수(농업, 임업, 어업을 기준 산업)를 통하여 연도 간 경기변동이 가구에 미치는 효과를 통제하고자 하였다. 각 통제 변수의 연도 간 유의미한 차이가 존재하는 지 검증한 결과, 산업더미와 지역 더미에서 기각 되었다. 따라서 연도의 변화에 따라 통제변수들의 추정치는 안정적이었다.

<표 4> 2007년, 2008년 엥겔곡선 방법론 세부 추정 결과

변수	2007년	2008년	t 값		2007년	2008년	t값
가구 지출액	-0.0807 ***	-0.0944 ***	0.388	통신업	0.0020	0.0176	-0.859
	(0.0217)	(0.0280)			(0.0113)	(0.0142)	
상대가격	0.0350	0.3250 **	-1.739	금융보험업	0.0125	0.0119	0.035
	(0.0406)	(0.1620)			(0.0116)	(0.0130)	
가구원수	0.0007	0.0046	-0.487	부동산 임대업	0.0107	0.0064	0.324
	(0.0052)	(0.0059)			(0.0095)	(0.0092)	
가구주 연령	0.0003	-0.0000	0.419	전문,과학및 기술서비스업	-0.0028	0.0061	-0.617
	(0.0006)	(0.0005)			(0.0106)	(0.0098)	
아동수	0.0073***	0.0066***	0.210	사업시설관리, 사업지원서비스업	0.0177	0.0120	0.328
	(0.0024)	(0.0024)			(0.0113)	(0.0135)	
노인수	0.0098	0.0030	0.829	공공행정,국방 사회보장행정	0.0115	0.0157	-0.294
	(0.0064)	(0.0051)			(0.0094)	(0.0109)	
배우자 연령	0.0001	0.0006	-0.573	교육서비스업	0.0063	0.0095	-0.226
	(0.0007)	(0.0006)			(0.0093)	(0.0107)	
가구주 교육연한	-0.0015	-0.0000	-0.929	보건업및 사회복지서비스업	-0.0037	0.0034	-0.376
	(0.0009)	(0.0012)			(0.0133)	(0.0131)	
배우자 교육연한	-0.0004	-0.0004	0.001	예술,스포츠 및 여가관련서비스업	-0.0092	0.0029	-0.552
	(0.0010)	(0.0011)			(0.0161)	(0.0149)	
배우자 근로시간	-0.0000 ***	-0.0000	-0.595	협회 및 단체, 개인서비스업	-0.0051	0.0073	-0.973
	(0.0000)	(0.0000)			(0.0095)	(0.0085)	
가구주 근로시간	-0.0000*	-0.0000 ***	0.269	가구 내 고용활동 분류안됨	-0.0031	0.0535 ***	-4.261

	(0.0000)	(0.0000)			(0.0108)	(0.0077)	
광업		0.0913***		충청권	-0.0286	-0.0167	-1.503
					***	***	
		(0.0085)			(0.0049)	(0.0062)	
제조업	0.0011	0.0010	-0.731	대경권	-0.0018	-0.0158	1.624
						***	
	(0.0083)	(0.0088)			(0.0062)	(0.0060)	
증기,수도 가스	0.0103	0.0136	-0.156	호남권	-0.0122**	-0.0095	-0.327
	(0.0141)	(0.0153)			(0.0056)	(0.0062)	
건설	0.0085	0.0177**	-0.833	동남권	0.0317***	0.0182	2.419
						***	
	(0.0080)	(0.0075)			(0.0038)	(0.0041)	
도매, 소매업	0.0058	0.0110	-0.468	강원	-0.0307	-0.0425	0.961
					***	***	
	(0.0081)	(0.0078)			(0.0086)	(0.0089)	
숙박, 음식업	0.00151	0.0028	-0.083	상수항	1.5550***	1.7830	
						***	
	(0.0112)	(0.0105)			(0.3230)	(0.4170)	
운송업	0.0017	0.00631	-0.412	표본수	2,480	2,376	
	(0.0081)	(0.0078)		R-squared	0.315	0.316	

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

<부록 표 3>에서는 연도 간에 지역별로 나타날 수 있는 변화를 살펴보기 위해 연도 간의 소득분포의 차이에 대한 K-S(Kolmogorov-Smirnov) test와 식료품 선호체계를 반영하는 소득 탄력성의 구성요소인 지출액의 계수값 β의 차이에 대한 t-test를 시행하고 보고하였다. 그 결과 6개 광역 경제권을 중심으로 구분한 지역의 소득 분포 차이는 수도권, 충청권, 대경권에서만 p-value가 0.05보다 작은 값을 가져 유의미한 차이를 가졌다. 반면 β는 모두 1.96보다 작은 값을 가져 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 16개 광역시도 단위로 구분한 결과에서는 경기도에서만 소득 분포의 차이가 나타났고 β는 6개 광역 경제권의 결과와 동일하게 차이가 나타나지 않았다.

추정한 엥겔 곡선 방법론 물가지수에 대한 민감도 분석을 위해 비 식료품 중 이동이 불가한 품목인 집세에 대해서만 이의 가격지수를 사용하여 식료품간의 상대가격을 구성하고 이에 대한 엥겔 곡선 방법론으로 추정하였다. <부록 표 4>와 같이 기존 방법론에서 동남권 외에도 호남권

역시 수도권 지역보다 물가가 높아 더욱 신뢰하기 어려운 결과가 나타났다.

이는 주택과 관련한 품목이 비 식료품 중 차지하는 비중이 약 18%밖에 되지 않아 비 식료품물가지수를 대표하기 어려우므로 기존에 보고한 물가지수 보다 더 심각한 결과가 유도되었을 가능성이 있다.

나. WCPD방법론, 통크비스트 추정 결과 및 엥겔곡선 방법론과의 결과비교

상품가격자료 사용하지 않는 엥겔 곡선 방법론으로 추정한 지역 간 물가지수의 한계점을 실증적으로 보이기 위해 앞서 설명한 WCPD의 추정치와 통크비스트 지수를 구하여 엥겔곡선 방법론의 결과와 비교하였다. 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 지수화하여 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. 총 지수를 추정하기 위해 수도권 지역을 준거지역으로 하고 식료품을 준거 상품으로 하여 준거 지역을 제외한 5개의 광역경제권 지역에 대한 더미 변수 그리고 나머지 중분류 품목들에 대해 더미 변수를 구성하였다. 통크비스트 지수 역시 수도권 지역을 준거 지역으로 하며 수도권 지역의 각 상품 가중치와 비교 지역의 각 상품 가중치의 평균 가중치를 구하고 이에 대해 각 상품의 수도권 대비 비교지역의 로그 상대가격을 곱하여 합산하여 구할 수 있다. 이러한 단계를 거쳐 산출한 2007년, 2008년 5월의 지역 간 물가지수는 다음 <표 5>와 같다.

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

	WCPD 물가지수		통크비스트지수	
	2007년	2008년	2007년	2008년
수도권	1.000	1.000	1.000	1.000
충청권	0.916	0.923	0.955	0.960
대경권	0.882	0.892	0.927	0.930
호남권	0.877	0.886	0.930	0.940
동남권	0.923	0.932	0.958	0.963
강원,제주	0.916	0.920	0.950	0.952

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

2007년, 2008년 수도권 지역 대비 지역 간 물가 지수에 대한 기존 엥겔 곡선 방법론의 추정한 결과와 WCPD 방법론의 추정결과를 비교하면 다음 <표 6> 과 같다. 추정치들의 표준오차를 이용하여 준거 추정치들과 엥겔곡선 추정치와의 차이에 대한 통계적 검증을 시도, 두 추정치가 같다는 귀무가설에 대한 T-test를 시행하였다. 두 추정치에 대한 지역 간 비교를 보면 95% 유의 수준에서 2007년과 2008년에서 동남권과 강원 지역에서 기각되었다.

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

	2007년		t 값	2008년		t 값
	엥겔곡선	WCPD		엥겔곡선	WCPD	
수도권	1.000	1.000		1.000	1.000	
충청권	0.702	0.916	-3.63	0.838	0.923	-1.49
대경권	0.979	0.882	1.32	0.846	0.892	-1.06
호남권	0.860	0.877	-0.27	0.904	0.886	0.27
동남권	1.482	0.923	3.42	1.212	0.932	3.42
강원	0.684	0.916	-2.44	0.637	0.920	-2.51

수도권과 동남권 지역이 상위권 지역인 점과 강원 지역이 하위 지역이라는 점은 일치하였다. 그러나 전체 순위에 대해서는 일치하지 않았다. 지역 간 물가 차이에서 동남권 지역의 경우 엥겔 곡선 방법론에서는 수도권 지역 대비 2007년, 2008년 각각 약 50, 20% 더 높은 수준이나 WCPD방법론의 추정결과에 따르면 약 10% 낮은 수준이었다. 이와 같은 결과에 따르면 두 방법론을 통해 계측한 지역 간 물가 지수는 지역순위뿐만 아니라 지역 간 격차에서도 차이가 크게 나타나고 있다. 제주지역의 경우 2007년, 2008년 엥겔 곡선 방법론의 지역 간 물가 지수를 추정할 수 없어 강원 물가로 대표 되었으나 WCPD 방법론은 제주와 강원 지역 모두에 대한 정보를 가지고 있어 이를 사용하여 계산하였다.

이러한 결과는 실증 분석에서 기존의 엥겔 곡선 방법론이 지역 간 물가지수를 추정함에 있어 정확도가 낮음을 나타낸다. 즉 풍부한 선행연구들에서 엥겔 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 엥겔 곡선 방법론에 따라 추정한 중국의 지역 물가지수가 다른 방법론인 바스켓 방법론의 결과와 유사하였던 것과 달리 한국에서 추정한 지역별 물가 지수는 실제 체감물가와 동 떨어진 결과(특히 수도권 보다 높은 동남권 물가)를 보였으며 WCPD와 통크비스트 방법론을 통해 추정한 결과와도 차이를 가졌다. 이러한 결과는 Gibson et al.(2016)의 베트남자료의 결과와 유사하다. 즉 기존에 시계열 변화에 대한 물가지수의 참 값을 계측함에 있어서 엥겔 곡선 방법론이 역사적으로 많은 연구들을 통해 안정적이라 밝혀져 왔음에도 불구하고 횡단면 정보를 가진 지역 간 물가지수 추정에는 문제가 있을 수 있다는 것이다.

다. 엥겔곡선의 이동 추정량에 대한 보정

앞서 이론적으로 보인 기존의 엥겔 곡선 방법론의 한계점 및 이에 대한 보정식을 실증결과에 적용한다. 즉 지역 간 임시소득 분산의 차이를

반영하여 엥겔 곡선 물가지수를 보정한다. 지역 간 임시소득 분산 차이항을 구하기 위해서는 KLIPS 자료를 사용하여 각 지역별로 가구의 연간소득을 항상 소득을 구성하는 요소들(가구원 수, 아동 수, 노인 수를 비롯하여 가구주와 배우자의 연령 및 가구주와 배우자의 교육 연한, 근로시간, 종사상 지위)에 회귀하여 항상 소득을 구하고 이를 가구의 연간 소득에서 감하여 임시소득을 얻는다. 이러한 임시소득의 분산을 각 지역별로 수도권 지역과 비교 지역의 임시소득 분산의 차이를 구해 지역 간 임시소득 분산의 차이를 반영한 엥겔 곡선 물가지수를 추정한다.

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

	엥겔곡선	WCPD	통크비스트	지역별 임시소득분산 차이 보정
수도권	1.000	1.000	1.000	1.000
충청권	0.702	0.916	0.955	0.686
대경권	0.979	0.882	0.927	0.946
호남권	0.860	0.877	0.930	0.833
동남권	1.482	0.923	0.958	1.480
강원	0.684	0.916	0.950	0.691
표준편차	0.292	0.044	0.026	0.294

<표 7>은 엥겔곡선방법론으로 추정한 지역 간 물가지수와 준거 방법론인 WCPD 및 통크비스트 방법론으로 추정한 지역 간 지수들 그리고 보정한 엥겔 곡선 방법론으로 추정한 지역 간 물가지수를 담고 있다. 먼저 WCPD 방법론의 지역 간 물가지수와 보정한 엥겔곡선 방법론의 지역 간 물가지수를 비교하면 대경권, 동남권, 강원 지역 에서만 기존 엥겔 곡선 방법론의 추정치에 비해 WCPD 추정치에 가까워져 미세하게나마 개선되었으나 보정효과 자체는 거의 미미한 것으로 나타났다. 개선된 크기가 작아 보정된 엥겔곡선 물가지수들은 여전히 WCPD 방법론의 지역 간 물가지수 보다 기존 엥겔 곡선 방법론의 결과와 유사하다.

보정치가 준거방법론 추정치들과 차이를 보이는 것은 엥겔 곡선 방법론에서의 지역 간에 동일한 선호체계를 가진다는 가정이나 지역 간 물가

지수 추정에서 대표가구 차이 등이 주요 원인이 될 수 있고 이러한 엥겔 곡선 방법론의 지역 간 물가지수 추정에 대한 적용은 보다 심각한 한계를 가지게 된다. 또한 사용한 KLIPS 자료 자체의 문제 가능성도 존재한다.

한편 각 방법론들을 통해 계산한 지역 간 물가지수의 실질 소득불평등도를 비교해 보면, 2007년 엥겔 곡선 방법론을 통해 추정한 지역 간 물가지수 반영 시 지니계수는 0.359 이었으며 준거 방법론인 WCPD 방법론 물가지수를 반영 한 지니계수는 0.347 로 엥겔 곡선 방법론의 지역 간 물가지수를 반영한 결과와 차이가 존재하였다. 지역 간 물가지수를 반영하지 않은 명목 소득 불평등도는 0.349로 엥겔곡선 지역물가 반영한 소득불평등도는 명목 소득불평등도보다도 오히려 높게 나타나 소득불평등도 측면에서도 신뢰성이 떨어졌다. 그러나 명목 소득의 지니계수와 준거방법론들의 지니계수 추정치와 유사하게 나타나 한국은 중국 등에 비해 지역 간 물가의 격차가 크지 않고, 지역물가와 명목소득의 상관도도 매우 미약하였다. 또한 국내 보상임금이 작용하지 않는 결과로 나타났다. 2008년 실질 소득 불평등과 명목 소득 불평등 역시 2007년의 결과와 유사하였다.

제 4절 준거 횡단면 물가지수의 문제점 고찰

엥겔 곡선 방법론의 한계와 별개로 본 절에서는 준거방법인 가격자료를 사용한 횡단면 물가지수 계산 자체의 문제점에 대해 구체적으로 살펴본다. 물가지수는 지금까지 논의한 한 시점에서 지역 간 물가차이의 횡단면 물가지수와 한 지역에서 시점 간 물가 차이의 종단면 물가지수로 구분할 수 있다. 통상적으로 명목 변수를 실질 변수로 전환하는 물가지수라 함은 종단면 물가지수를 지칭한다. 두 지수의 개념을 비교하면 종단면 물가지수는 동일 지역의 시간에 따른 물가 변화를, 횡단면 물가 지수 즉 지역 물가지수의 경우 지역에 대한 개념을 추가하여 지역 간 물가 차이를 반영한다.

종단면 물가지수 계산 방법론은 앞서 언급한 바와 같이 대체 편의와 질적 변화 편의를 비롯하여 아울렛 대체편의와 신상품 편의를 가진다. 횡단면 물가 지수 계산 방법 중 바스켓 방법론은 바스켓에 해당하는 모든 상품의 가격자료가 필요하여 높은 조사비용을 수반하며, 또한 이들 지수들은 특정한 소비자 선호체계하에서만 그 정확도가 보장된다는 한계를 가진다. 그런데 이러한 문제점을 극복한 준거 횡단면 물가지수 계산 방법론 역시도 그 자체의 문제점을 가진다.

첫 번째로 횡단면 물가 지수의 준거 방법론의 문제점은 지역 내에서도 각 지역별로 인구 사이즈가 다를 뿐만 아니라 생계비 차이가 존재함에도 이를 반영하지 못한다는 것이다. 선행 연구들에 따르면 Glaeser and Mare(2001)의 주장과 같이 도시 규모에 따라 물가 차이가 달라지며 이를 반영한 물가지수가 생계비를 대표한다. 또한 Mcmahon and Melton(1978)은 지역 물가 지수는 지역 거주 인구수에 대해 양의 함수를 가짐을 이론적으로 제시하였고 이의 실증 분석에서 지역 간 물가지수에 대한 인구 규모의 설명력이 매우 높은 것으로 나타났다. Roback(1982)에서 역시 생계비 지수에 대해 인구사이즈가 유의미한 계수 값을 가졌다. 이외에도 인구 사이즈와 생계비 간 유의미한 양의 상관관계에 대해 많은 선행연구들에서 밝혔다. 이는 지역 내에서도 인구 사이즈에 따라 지역 간 물가차이가 발생할 수 있음을 시사한다. 그럼에도 불구하고 횡단면 준거 방법론의 광역시도에서와 같이 지역 간만을 구분하여 계산하게 되면 지역 간과 지역 내 도시 사이즈에 따라 다른 물가차이를 모두 반영하여 추정한 지역 물가지수과 차이가 나게 된다.

뿐만 아니라 파생된 결과로 어떤 지역 물가지수를 사용하는 지에 따라 실질 소득 불평등도 역시 다르다. 준거 방법론인 WCPD방법론은 지역 물가지수 추정 시 행정 구역 차이에 따른 지역 간 물가 차이만을 반영할 뿐 지역 내 물가차이에 대한 정보를 담지 못하는 데, 이로 인해 앞서 계산한 실질 소득 불평등도가 명목 소득 불평등도와 유사하다는 결과가 나타났다. 실질과 명목 소득불평등도의 유사성은 한국에 국한되지 않고 미국에서도 나타났다. Geloso and Msaid(2017)에 따르면 Aten and

Figueora(2014)에서 추정한 WCPD 방법론의 지역 간 물가지수를 이용하여 2012년 미국 명목 소득 불평등과 실질 소득 불평등도를 지니계수로 계산한 값은 각각 0.491, 0.489로 0.002의 차이를 가졌다. 이외에도 지역 물가와 명목 소득 간의 상관도가 낮다는 결과나 보상임금크기가 작다는 것 역시 또 다른 횡단면 준거 계산 방법론의 한계이다.

정리하면 지역 간 물가차이만을 반영한 준거 방법론으로 계산한 물가지수로 인해 실질 소득은 행정 구역에 따른 물가차이를 반영할 뿐 사용한 지역 물가의 지역이 대도시인지에 대해 확인할 수 없고 또한 지역 내의 도시 사이즈에 따른 물가차이를 담고 있지 않는다. 지역 간 대도시 간 물가차이 보다 지역 내 대도시와 대도시가 아닌 지역의 물가 차이가 더 클 수 있음에도 불구하고 이를 반영하지 못한다면 명목 소득과 실질 소득의 소득 불평등도가 유사할 수 있다. 뿐만 아니라 지역 내 물가차이를 반영하지 못하는 지역 물가지수는 지역 물가와 명목 소득 간의 낮은 상관도를 유도할 수 있다. 즉 지역 내 훨씬 큰 물가 차이가 존재함에도 불구하고 이를 함축한 물가지수를 사용할 경우 물가가 높은 지역에 대한 '보상 임금'이 작용하지 않는 다는 결과가 나타날 수 있다. 따라서 생계비를 대표할 수 있는 지역 물가를 통해 보상임금의 존재를 확인해야 한다.

1. 지역 간 물가차이와 지역 내 물가차이의 혼재

횡단면 물가지수 계산방법론의 한계를 보이기 위해 이론적으로 두 지역 물가지수의 차이와 지역 간 물가 차이만을 반영한 실질 소득불평등도와 지역 내 물가 차이까지 반영한 실질 소득불평등도를 비교하고자 한다. 이의 비교는 궁극적으로 각 지역 물가지수를 사용한 실질 소득불평등도들과 명목 소득불평등도 간 어떤 차이가 나타나는 지로 보이고자함이다. 소득불평등도는 소득 분산으로 계산하고자 한다.[3)]

명목 소득불평등도와 지역 내 물가차이까지 반영한 실질 소득불평등도

3) 전유정(2016) p.9 횡단면 소득 불평등 모형을 참고하였다.

간의 관계식을 보이기 위해 먼저 식(16)과 같이 명목 소득과 지역 물가지수에 대한 단순 추정식을 이용한다. $\ln P_{ij}$는 지역 내와 지역 간 물가차이를 모두 반영한 지역 물가지수이다. $\ln w_{hij}$는 로그 변환 명목소득이며 h의 단위는 가구 단위, i의 단위는 상위 지역인 j의 지역 내 단위, j는 지역 간 단위를 의미한다. ϵ_{hij}는 가구 단위의 명목 소득을 설명하는 통제변수들을 포함한 오차항이다. 지역 물가 지수의 분산($var(\ln P_{ij})$과 지역 물가지수와 명목소득 간 공분산($cov(\ln w_{hij,} \ln P_{ij})$)으로 구성되는 β가 1을 가진다면 이는 지역 물가지수 즉 생계비의 차이와 명목 소득의 차이가 같다는 것을 의미하고, 생계비 차이에 대한 완전한 보상임금이 존재한다. 지역 물가지수의 분산은 지역 내의 물가 차이 즉 지역 내에서도 대도시와 대도시가 아닌 지역 간의 물가차이에 대한 정보($var_{WN}(\ln P_{ij})$)와 대도시 지역의 지역 간 물가차이 혹은 대도시가 아닌 지역 간의 물가차이에 대한 지역 간의 물가 차이 정보($var_{BE}(\ln P_{ij})$)로 분리 할 수 있다. $var_{BE}(\ln P_{ij})$는 Between variation, $var_{WN}(\ln P_{ij})$는 Within variation 이다.

$$\ln w_{hij} = \beta \ln P_{ij} + \epsilon_{hij} \qquad (16)$$
$$\beta = \frac{cov(\ln w_{hij,} \ln P_{ij})}{var(\ln P_{ij})} = \frac{cov(\ln w_{hij,} \ln P_{ij})}{var_{BE}(\ln P_{ij}) + var_{WN}(\ln P_{ij})}$$

명목 소득을 지역 물가지수로 나눈 실질 소득의 분산은 다음 식(17)과 같이 명목 소득의 분산과 지역 물가 지수의 분산, 두 변수의 공분산으로 이루어지며 식(16)과 같이 지역 물가지수의 분산은 Between variation과 Within variation으로 다시 표현할 수 있다.

$$var(\ln \frac{w_{hij}}{P_{ij}}) = var(\ln w_{hij} - \ln P_{ij}) = var(\ln w_{hij}) + var(\ln P_{ij}) - 2cov(\ln w_{hij}, \ln P_{ij}) \qquad (17)$$
$$= var(\ln w_{hij}) + var_{BE}(\ln P_{ij}) + var_{WN}(\ln P_{ij}) - 2cov(\ln w_{hij}, \ln P_{ij})$$

식(17)을 명목 소득불평등도와 실질 소득불평등도의 차이에 관해 정리하면 다음과 같다.

$$var(\ln w_{hij}) - var(\ln \frac{w_{hij}}{P_{ij}}) \quad (18)$$
$$= 2cov(\ln w_{hij}, \ln P_{ij}) - [var_{BE}(\ln P_{ij}) + var_{WN}(\ln P_{ij})]$$

식 (16)과 식(18)을 연계하여 정리하면 식(19)와 같고 이때의 β^*는 단순 추정식의 β에 따라 계산된 것으로 $\frac{1}{2}$을 의미한다. β가 β^*보다 크다면 명목 소득불평등도는 실질 소득불평등도보다 크고 물가차이의 절반이상 크기의 보상임금이 존재한다.

$$var(\ln w_{hij}) \gtrless var(\ln \frac{w_{hij}}{P_{ij}}) \Leftrightarrow \beta \gtrless \beta^* \quad (19)$$

지금까지 살펴본 지역 물가지수 그리고 이 지역 물가지수를 사용한 명목 소득불평등도와 실질 소득불평등도 간의 관계는 '지역 내 물가 차이를 반영한 횡단면 물가지수'에 관한 것이다. 그러나 횡단면 물가지수 준거 방법론인 WCPD방법론과 통크비스트 물가지수 방법론은 이와 다르다. 구체적으로 앞서 이상적인 지역 물가지수와 같이 Between variation과 Within variation을 분리할 수 없다. 이들은 식(20)과 같이 지역 내 물가 차이를 반영한 물가지수들의 가중 기하 평균한 물가 지수이다. γ는 각 지역 물가지수의 가중치를 의미하고 $\ln P_j$는 지역 간 물가차이만을 반영한 지역 물가지수이다. 지역 내 물가차이를 반영 하지 못하는 지역 간 단위의 물가지수 $\ln P_j$는 $var_{WN}(\ln P_{ij})$은 사용할 수 없다. 지역 간 단위의 물가지수는 지역 내 물가차이를 평균한 값이므로 대도시와 대도시가 아닌 지역들 간의 물가차이가 소거되어, 지역 간 물가차이가 적을 가능성이 높다.

$$\ln P_j = \frac{\gamma_1 \ln P_{1j} + \gamma_2 \ln P_{2j} + \ldots \gamma_n \ln P_{nj}}{\gamma_1 + \gamma_2 + \ldots \gamma_n} \quad (20)$$

새로운 지역 물가지수와 명목 소득 간 단순 추정식은 (21)과 같고 이때의 로그 명목 소득에 대한 로그 지역 물가 지수에 대한 회귀 계수 β' 역시 단순 추정식의 회귀계수 값으로 지역 내 물가 차이를 반영하지 못하는 지역 물가지수의 분산과 지역 물가지수와 명목 소득 간의 공분산으로 구성된다.

$$\ln w_{hij} = \beta' \bullet \ln P_j + \epsilon'_{hij}$$
$$\beta' = \frac{cov(\ln w_{hij}, \ln P_j)}{var(\ln P_j)} \qquad (21)$$

새로운 실질 소득의 분산은 식(22)와 같고 식(18)과 같이 정리하면 명목 소득불평등도와 실질 소득불평등도의 차이 간의 관계에 대한 식으로 표현 된다. 식(19)와 같이 실질 소득불평등도와 명목 소득불평등도의 관계에 대한 일반화는 식(23)으로 표현할 수 있다. 마찬가지로 이때의 β^* 또한 $\frac{1}{2}$를 의미한다. 그러나 식(19)과 식(23) 모두 단순 추정식이므로 통제 변수 및 표본수, 사용하는 지역 물가지수 등에 따라 β 와 β'가 $\frac{1}{2}$보다 작더라도 실질 소득불평등도가 명목 소득불평등도 보다 작을 수 있다.

$$var(\ln\frac{w_{hij}}{P_j}) = var(\ln w_{hij} - \ln P_j) = var(\ln w_{hij}) + var(\ln P_j) - 2cov(\ln w_{hij}, \ln P_j) \quad (22)$$
$$var(\ln w_{hij}) - var(\ln\frac{w_{hij}}{P_j}) = 2cov(\ln w_{hij}, \ln P_j) - var(\ln P_j)$$
$$var(\ln w_{hij}) \gtrless var(\ln\frac{w_{hij}}{P_j}) \Leftrightarrow \beta' \gtrless \beta^* \quad (23)$$

이와 같이 횡단면 물가지수 계산 시 지역 내 물가 차이 반영 여부에 따라 지역 물가지수를 비롯하여 실질 소득불평등도와 명목 소득불평등도의 관계가 달라진다. 앞서 사용한 준거 계산 방법론들은 지역 내 물가차

이를 소거하고 있으므로 지역 내 물가 차이를 반영한 물가지수의 결과와 다르다. 2관에서는 이러한 한계를 실증적으로 보이고자 한다.

2. 거주지역 규모와 지역 간 물가지수간 상관관계

횡단면 물가지수 준거 계산방법의 한계를 실증적으로 확인하기 위해 WCPD 방법론의 지역 간 물가지수에 대해 대도시와 대도시 외 지역을 20만명을 기준으로 구분하여 계산하였다. 38개 도시 중 수도권 지역과 동남권 지역의 경우 WCPD 물가지수 추정이 가능한 지역은 모두 대도시에 해당하여 대도시 외 지역의 물가지수 추정이 불가하였다. 비교 가능한 충청권, 대경권, 호남권, 강원 지역의 대도시와 대도시 외 지역에서 충청권 지역을 제외하고 유의미한 차이가 나타나지 않았다. <부록 표 5>에서는 엥겔 곡선 방법론에 대해서도 대도시와 대도시 외 지역의 물가지수를 계산하여 보고하였다.

<표 8> WCPD 방법론의 대도시와 대도시 외 지역 간 물가지수

	2007년	t값	2008년	t값
충청권대도시	0.940	3.620	0.947	3.430
충청권대도시 외	0.891		0.900	
대경권	0.888	1.900	0.898	1.800
대경권대도시 외	0.857		0.869	
호남권	0.881	1.050	0.888	0.640
호남권대도시 외	0.868		0.880	
강원	0.916	-0.053	0.918	-0.430
강원대도시 외	0.917		0.924	

지역 내 물가 차이를 반영 유무에 따른 각 지역 물가지수를 추정하고 실질 소득 불평등도 및 보상임금 크기를 비교하고자 한다. 지역 내 물가 차이를 반영한 지역 물가지수를 구하기 위해 2007년 KLIPS 자료 2624 가구의 주택 시가 변수를 이용하여 61개 지역의 주택 시가 변수를 이용

하여 6개 광역 경제권 지역과 광역 경제권지역 내의 61개 지역의 집세지수를 계산하였다. 61개 지역의 집세지수는 부록 <표 6>에서 보고하였다. 61개 지역의 물가지수는 지역 내와 지역 간 물가차이를 반영한 것이며 6개 지역 집세 물가지수는 준거 방법론과 같이 지역 내 물가차이를 소거한 물가지수 이다. 한 지역 내 10개 이하의 가구가 거주하는 경우 및 근로소득이 존재하지 않는 가구는 제외하였다. 이는 적은 표본을 사용하여 지역 집세를 계산할 경우 지역 물가의 대표성을 가지지 않아 과소 혹은 과대 추정될 가능성이 있기 때문이다. 61개 지역에서 거주하는 총 2624가구 중 50만명 이상 거주하는 대도시 19개 지역에 거주 가구는 1859가구, 50만명 미만 거주하는 대도시 외 지역은 42개 지역으로 765 가구가 거주하였다. 명목 소득 변수로 소득 대리 변수인 가구 지출액을 사용하여 과소보고 문제를 가지지 않았다.

각 지역 물가지수의 보상임금 크기를 비교해보면 다음 <표 9>와 같다. 상위 지역 6개 지역과 지역 내 물가차이를 반영한 61개 지역의 집세지수 그리고 6개 WCPD 물가지수와 명목 소득간의 공분산 크기를 보고하고 있다. <표 9>에 따르면 보상 임금이 거의 나타나지 않았다.

<표 9> 집세지수와 소득 간 공분산 크기

	명목 소득
6개 지역 집세지수	0.049
61개 지역 집세지수	0.075
6개 지역 WCDP 지수	0.005

각 지역 물가지수를 사용한 실질 소득불평등도와 명목 소득불평등도간 차이는 <표 10>와 같이 모두 명목 소득과 실질 소득의 소득불평등도의 차이가 거의 나타나지 않았다. 이와 같은 결과는 지역 내 물가차이를 반영한 지역 물가지수에서 조차 명목 소득과 낮은 상관성을 가지는 것을 보여주었다.

<표 10> 명목 소득과 실질 소득의 소득 불평등도 비교

집세 물가지수	지니계수
명목 소득	0.349
실질 소득[4]	0.346
실질 소득[5]	0.345

하지만 집세 물가지수를 사용하였음에도 WCPD방법론의 결과와 유사하게 보상임금의 크기가 거의 나타나지 않은 것은 실제 명목 소득과 지역 물가지수간의 상관도가 낮아 보상임금이 존재하지 않을 수 있는 것 외에도 한국의 지역적 인구 구조의 특수성으로 인한 가능성도 존재한다. 한국의 경우 미국과 달리 특별시, 광역시에 거주하는 인구가 통계청 <주민등록인구현황>에 따르면 전체 인구의 약 45%를 차지하고 서울특별시에 거주하는 인구는 약 20%이다. 즉 지역 내의 대도시와 대도시 외 지역 구분이 불가한 광역시 단위의 지역들의 한계로 인해 지역 내 물가차이를 반영한 지역 물가지수를 사용할 경우 보상임금이 존재하지 않는 결과를 가져올 수 있다.

추가적으로 보상임금이 대도시와 대도시 외 지역에 거주하는 근로자들의 특성을 통제할 경우에는 존재하는지에 대해서도 살펴보고자 한다. 대도시와 대도시 외 지역 간의 근로자들의 소득 차이는 생계비 차이에 대한 보상 임금 크기와 각 지역에 거주하는 근로자의 능력 차이를 통해 설명할 수 있다. 만약 대도시와 대도시 외 지역에 거주하는 근로자가 동일한 능력 즉 특성을 가졌다면 두 근로자의 임금차이는 거주 지역의 생계비 차이에 대한 보상임금으로 볼 수 있다. 그런데 Page and Solon(2003)에서는 대도시에 거주하는 근로자들이 대도시에 거주하지 않는 근로자에 비해 더 많은 능력을 가지고 있다고 주장한 바 있다. 만약 국내에서도 거주 지역에 따라 근로자의 능력 소팅(Ability sorting)이 나타난다면 대도시와 대도시 외 지역 근로자의 임금 차이는 근로자의 특성 차이에 따른 것이다.

1858개 가구를 대상으로 대도시와 대도시 외 지역 간의 평균 지출액

4) 6개 지역 집세지수
5) 61개 지역 집세지수

즉 소득 변수의 차이는 다음 <표 11>과 같이 약 0.17로그 포인트 즉 19%의 차이를 가졌다. 이는 보상임금과 지역 간 거주자들 특성 차이를 모두 반영한 차이이다.

<표 11> 대도시와 대도시 외 지역 간 소득 격차

	평균 로그소득	표본수
대도시지역	7.818	1304
대도시 외 지역	7.644	554

<표 12>는 근로자의 특성들(근속년수 관련 항, 종사상 지위 더미 , 교육 더미, 직업)을 통제한 대도시와 대도시 외 지역 간의 임금 차이를 보여준다. 즉 이의 임금차이는 거주 지역에 따른 근로자들의 특성차이를 통제한 보상임금의 차이이다. 사용한 통제변수는 교육 더미, 종사상 지위 더미, 근속년수 관련항 이다. 교육 기준 더미는 석사, 박사, 종사상 기준 더미는 상용직, 직업 기준 더미는 군인이다.

결과와 같이 근로자의 능력을 반영하고 있는 특성 변수들을 통제한 대도시와 대도시 외 지역 간의 임금 차이는 3%로 거의 차이 나지 않았다. 즉 대도시와 대도시 외 지역의 임금 차이는 개인의 능력을 통제 시 상당부분 감소하기 때문에 거주 지역 차이에 따른 근로자의 능력 소팅이 나타고 있으며 지역 간 생계비 차이에 따른 보상임금이 거의 존재하지 않는다.

<표 12> 근로자의 특성 통제 시 대도시와 대도시 외 지역 간 소득 격차

변수	로그 소득		
대도시 여부	0.0307	관리직	0.6950
	(0.0239)		(0.4520)
교육 더미(0-6)	-0.4430***	전문가	0.6680
	(0.0716)		(0.4490)
교육 더미(6-9)	-0.4770***	기술공, 준전문가	0.6050
	(0.0652)		(0.4490)
교육 더미(9-12)	-0.4160***	사무종사자	0.5620
	(0.0575)		(0.4490)
교육 더미	-0.2060***	서비스 종사자	0.4200

(12-16)			
	(0.0532)		(0.4500)
임시직	-0.0569	판매 종사자	0.4730
	(0.0562)		(0.4500)
일용직	-0.0936**	농업,임업,어업종사자	0.3530
	(0.0460)		(0.4510)
고용주/자영업	0.00269	기능원,기능 종사자	0.4670
	(0.0271)		(0.4490)
무급가족종사자	0.3220***	장치,기계조작,조립 종사자	0.4750
	(0.1050)		(0.4490)
근속년수	0.0663**	단순 노무 종사자	0.2470
	(0.0274)		(0.4500)
근속년수제곱	-0.0000	상수항	6.6470***
	(0.0013)		(0.4950)
근속년수세제곱	-0.0000		
	(0.0000)	표본수	1,858
근속년수네제곱	0.0000**		
	(0.0000)	R-squared	0.444

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

이론적 모형과 실증 분석 결과로 살펴본 것과 같이 준거 방법론의 횡단면 물가지수는 대도시와 대도시 외 지역 간 생계비 차이를 고려하지 않으므로 지역 물가를 대표하기 어렵다는 점과 보상임금의 크기를 제대로 파악하지 못한다는 점을 한계로 가진다. 뿐만 아니라 이러한 물가지수를 사용한 실질 소득 불평등도가 명목 소득 불평등도와 유사하다는 결과를 도출 할 수 있다는 문제점도 가진다.

제 5절 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 소득불평등과 빈

곤율 추정을 위해서는 지역 간 물가지수 추정이 필요하다.

본 연구에서는 상품가격자료가 없는 경우에도 사용가능한 엥겔 곡선 방법론을 통해 지역 간 물가지수를 도출하였고 엥겔 곡선 방법론이 가진 한계점과 이를 보정하는 보정식을 제시하였다. 또한 상품자료를 사용한 WCPD 방법론 등의 준거결과와 비교하여 엥겔 곡선 방법론을 통해 도출한 지역 간 물가지수의 신뢰성이 떨어짐도 확인하였다. 추가적으로 임시소득의 분산차이 등을 보정 한 결과 여전히 보정된 추정치는 준거결과와 상당한 차이를 보이고 있었다.

뿐만 아니라 횡단면 물가지수 준거 계산방법론이 지역 내 물가차이를 반영하지 못하여 가지는 한계점들에 대해서 이론적으로 살펴보았다. 실증분석결과에 따르면 국내의 경우 보상임금의 크기는 지역 내 물가 차이를 반영하더라도 존재하지 않았으며 지역 내와 지역 간 물가차이를 모두 반영한 실질 소득 불평등도는 지역 간 물가차이만을 반영한 실질 소득 불평등도와 명목 소득 불평등도와 거의 유사하였다. 이는 실제로 국내에 보상임금이 존재 하지 않을 수도 있지만 한국의 지역적 인구구조의 특수성으로 인해 나타난 가능성도 가지고 있다. 한편 실질 소득불평등도와 관련하여 소득 계층별 혹은 가구 특성들을 감안한 지역 간 물가지수를 계산할 수 있다면 이를 반영 시 실질 소득의 지니계수는 명목 소득의 지니계수와 보다 더 큰 차이가 있을 가능성도 존재한다.

보다 미시적인 빈곤관련 정책에 관한 시사점은 다음과 같다. 지역 간 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 지역 간 물가차이를 고려하지 않은 명목소득의 306가구와 큰 차이를 보인다. 즉, 약 6%인 53가구가 실질소득에서 빈곤선아래이나 명목 소득기준으로 차 상위 계층으로 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 지역 물가지수 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.

참 고 문 헌

강승복. 2006. “지역간 물가수준 비교를 위한 실험적 시도” 노동리뷰 1(24) : 49-56

김봉근·정철·박명호. 2008. “패널자료를 이용한 자영업자의 소득 축소보고율 분석: 엥겔곡선이동과 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

전유정. 2016. “Analyzing the relationship between cost of living and nominal wages and real income inequality in Korea" 서울대학교 석사학위논문

정철·김봉근·박명호. 2007. “한국의 소비자물가지수 편의 추정과 국제물가비교에 대한 시사점” 대외경제연구 11(2): 261-284

현은주·김봉근. 2017 “지역 간 물가지수추정 엥겔곡선방법론의 정확도 검증과 실질소득불평등도” 계량경제학보 28(2): 55-83

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 Brozozowski, 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'économique,* 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, rinceton University

Geloso, Vincent, and Youcef Msaid. 2017. "Adjusting inequalities for regional price parities: importance and implications." *Available at SSRN:* https://ssrn.com/abstract=2928422

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." Harvard University Press

Rao, D. S. 2005. "On the Equivalence of Weighted Country-Product-Dummy (CPD) Method and the Rao-System 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
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
	단체여행	8	2
교육	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

<표 2-1> 16개 지역 2007년, 2008년 엥겔 곡선 물가지수

	2007년	2008년
부산	1.598	1.008
대구	0.971	0.782
대전	0.682	0.875
인천	0.785	0.741
광주	0.647	0.602
울산	1.234	0.967
경기	0.856	0.829
강원	0.621	0.618
충북	0.71	0.699
충남	0.526	0.623
전북	0.63	0.824
전남	1.527	1.096
경북	0.794	0.672
경남	1.008	1.055

<표 2-2> 16개 지역 2007년, 2008년 엥겔 곡선 방법론 세부 추정결과

변수	2007년	2008년	t값	변수	2007년	2008년	t값
가구지출액	-0.0837***	-0.1130***	0.832	공공행정,국방 사회보장행정	0.0145	0.0193*	0.146
	(0.0225)	(0.0272)			(0.0094)	(0.0104)	
상대가격	0.1530***	0.1170	0.146	교육서비스업	0.0091	0.0139	-0.740
	(0.0477)	(0.2390)			(0.0091)	(0.0104)	
가구원수	0.0013	0.0079	-0.834	보건업및사회복지 서비스업	-0.0001	0.0063	-0.847
	(0.0054)	(0.0058)			(0.0129)	(0.0116)	
가구주연령	0.0004	-0.0001	0.603	예술,스포츠 및 여가관련서비스업	-0.0071	0.0104	-0.669
	(0.0006)	(0.0005)			(0.0163)	(0.0145)	
아동수	0.0077***	0.0066***	0.305	협회 및 단체, 개인서비스업	-0.0070	0.00567	-0.998
	(0.0025)	(0.0024)			(0.0095)	(0.0087)	
노인수	0.0117*	0.0044	0.880	가구내 고용활동	-0.0023	0.0468***	-0.562
	(0.0065)	(0.0051)			(0.0113)	(0.0081)	
배우자연령	0.0000	0.0008	-0.880	부산	0.0392***	0.0009	-0.773
	(0.0007	(0.0006)			(0.0055)	(0.0080)	
가구주 교육연한	-0.0015	0.0004	-1.226	대구	-0.0025	-0.0278***	-0.303
	(0.0009)	(0.0012)			(0.0079)	(0.0080)	
배우자 교육연한	-0.0006	-0.0001	-0.297	대전	-0.0320***	-0.0151	-0.395
	(0.0010)	(0.0011)			(0.0069)	(0.0105)	
배우자 근로시간	-0.0000**	-0.0000	-0.688	인천	-0.0202***	-0.0339***	-0.411
	(0.0000)	(0.0000)			(0.0065)	(0.0060)	
가구주 근로시간	-0.0000	-0.0000**	0.039	광주	-0.0364***	-0.0575***	-0.236
	(0.0000)	(0.0000)			(0.0092)	(0.0112)	
광업		0.1030***		울산	0.0176**	-0.0038	5.580
		(0.0010)			(0.0075)	(0.0085)	
제조업	0.00221	0.0135	-7.705	경기	-0.0130***	-0.0213***	-0.987
	(0.0084)	(0.0084)			(0.0040)	(0.0052)	
증기,수도가스	0.0102	0.0163	-0.210	강원	-0.0399***	-0.0545***	-1.824
	(0.0137)	(0.0153)			(0.0088)	(0.0096)	
건설	0.0081	0.0177**	-0.473	충북	-0.0286***	-0.0405***	2.262

	(0.0080)	(0.0075)			(0.0063)	(0.0068)	
도매,소매업	0.0047	0.0099	-1.186	충남	-0.0537	-0.0535	-1.224
					***	***	
	(0.0081)	(0.0075)			(0.0083)	(0.0109)	
숙박,음식업	0.0009	0.0020	-0.671	전북	-0.0386	-0.0218	1.186
					***	**	
	(0.0111)	(0.0105)			(0.0062)	(0.0085)	
운송업	0.0008	0.0062	-0.090	전남	0.0354	0.0103	3.591
					***		
	(0.0082)	(0.0076)			(0.0135)	(0.0134)	
통신업	0.0021	0.0203	-0.296	경북	-0.0193	-0.0450	-1.885
					**	***	
	(0.0116)	(0.0132)			(0.0082)	(0.0099)	
금융보험업	0.0114	0.0147	-0.505	경남	0.0007	0.0060	3.789
	(0.0118)	(0.0128)			(0.0069)	(0.0087)	
부동산,	0.0118	0.0067	-0.181	상수항	1.6250	2.0710	
임대업					***	***	
	(0.0095)	(0.0089)			(0.3360)	(0.405)	
전문,과학및	-0.0039	0.0084	-0.763				
기술서비스업							
	(0.0107)	(0.0097)		표본수	2,480	2,376	
사업시설관리,	0.0177	0.0121	0.637	R-squared	0.3440	0.3380	
사업지원							
서비스업							
	(0.0110)	(0.0132)					

<표 3> 2007년, 2008년 소득 분포 K-S test 및 β의 차이 T-test

	p-value	t값
수도권	0.014	-0.300
충청권	0.039	-0.129
대경권	0.007	-0.604
호남권	0.213	0.550
동남권	0.075	1.080
강원	0.126	-0.252
서울	0.613	0.813
부산	0.109	0.247
대구	0.017	-1.203
대전	0.408	0.128
인천	0.406	-0.989
광주	0.977	-0.031
울산	0.208	0.694
경기도	0.042	-0.329

강원도	0.126	-0.252
충북	0.124	-0.582
충남	0.085	0.674
전북	0.329	0.660
전남	0.336	0.106
경북	0.162	0.899
경남	0.605	0.451

<표 4> 비식료품 집세 지수를 이용한 상대가격의 2007년, 2008년 엥겔곡선 물가지수

	2007년	2008년
충청권	0.852	0.925
대경권	1.338	0.956
호남권	1.108	1.018
동남권	1.888	1.302
강원	0.946	0.801

<표 5>엥겔 곡선 방법론과 WCPD 방법론의 대도시와 대도시 외 지역 물가지수

	엥겔 곡선 방법론	엥겔 곡선방법론 보정	WCPD방법론
수도권대도시 외	0.813	0.906	
충청권대도시	1.001	1.024	0.947
충청권대도시 외	0.713	0.647	0.900
대경권	0.926	0.863	0.898
대경권대도시 외	0.892	0.767	0.869
호남권	0.902	0.826	0.888
호남권대도시 외	1.260	1.161	0.880
동남권	1.253	1.158	0.932
동남권대도시 외	1.248	1.181	
강원	0.797	0.802	0.918
강원대도시 외	0.706	0.593	0.924

<표 6> 집세지수

지역		표본수	집세 지수
서울	서울	505	1.842
부산	부산	256	0.538
대구	대구	152	0.679
인천	인천	192	0.797
광주	광주	99	0.526
대전	대전	84	0.742
울산	울산	75	0.664
경기도	고양	57	1.929
경기도	광명	19	1.160
경기도	광주	11	1.943
경기도	군포	21	1.783
경기도	남양주	35	1.138
경기도	부천	46	1.345
경기도	성남	37	2.968
경기도	수원	67	1.228
경기도	시흥	15	0.537
경기도	안산	31	1.113
경기도	안양	37	1.681
경기도	오산	11	1.324
경기도	용인	36	2.195
경기도	의왕	11	1.373
경기도	의정부	28	0.870
경기도	이천	16	0.555
경기도	파주	25	1.215
경기도	평택	31	0.794
경기도	화성	15	1.136
강원도	강릉	14	0.299
강원도	동해	11	0.191
강원도	원주	33	0.650
강원도	춘천	14	0.497
충북	청주	33	0.480
충북	충주	18	0.229
충북	제천	10	0.686
충남	아산	20	0.667
충남	천안	27	0.523
충남	논산	11	0.130
전북	군산	29	0.376
전북	김제	17	0.149
전북	익산	25	0.276
전북	정읍	14	0.230
전북	전주	43	0.671
전남	광양	14	0.522
전남	여수	15	0.275
전남	순천	24	0.454

전남	목포	16	0.578
경북	구미	14	0.439
경북	김천	13	0.398
경북	상주	17	0.371
경북	안동	13	0.200
경북	영천	14	0.171
경북	영주	13	0.259
경북	경주	18	0.386
경북	포항	46	0.502
경남	김해	21	0.411
경남	거제	19	0.480
경남	사천	10	0.285
경남	창원	36	0.808
경남	통영	10	0.337
경남	양산	16	0.444
경남	진주	31	0.562
경남	마산	33	0.733
경기		549	1.463
강원		72	0.482
충북		61	0.440
충남		58	0.498
전북		128	0.410
전남		69	0.458
경북		148	0.379
경남		176	0.578

제 2장 변수 설정에 따른 한국의 세대 간 소득탄력성 추정치 변화*

제 1절 서론

한 사회의 소득 불평등도는 측정 기간에 따라 시점 혹은 기간에 대한 지표를 통해 평가할 수 있다. 시점의 소득 불평등도 즉 횡단면 지표는 특정 시점의 소득 분포의 건전성을 보여주며 소득 분포 내 시간에 따른 각 개인의 소득 분포상의 상대적 위치변화에 대해서는 알 수 없다. 즉 횡단면 지표는 개인의 소득분포 내 이동에 대한 정보를 가지고 있지 않다. 반면 종단면 소득 불평등도 중 하나인 소득 이동성은 개념 상 세대 내 소득 이동성과 세대 간 소득 이동성으로 나뉘며 개별자료(개인 및 가구 자료)를 통해 추정 가능 하다. 세대 내 소득 이동성은 한 가구 혹은 한 개인의 시점 간 소득 순위 변화를 반영하며 낮은 세대내 소득 이동성은 저 소득층의 빈곤의 고착화를 시사한다(오주현·김봉근, 2011).[6] '세대 내'의 긴 시간이 축적되면 '세대 간'이 되며 세대 내 소득 분위 위치의 장기간 지속은 다음 세대까지 영향을 주므로 세대 간 소득 이동성과 연결된다.

세대 간 소득 이동성은 한 세대에서 다음 세대로의 상대적 소득 계층의 연계성을 의미한다. 부모 세대와 자녀세대의 소득 분포가 모두 동일한 두 사회는 횡단면 소득 불평등도가 같지만 세대 간 소득 이동성은 다를 수 있다. 예를 들어 한 사회에서 부모 세대 소득 분포 상 1분위에 해당하는 부모의 자녀가 자녀 세대에서 소득 분포 상 5분위에 위치한다면 이는 세대 간 소득 이동성이 매우 높은 사회를 의미하고 반대로 부모 세대 소득 분포 상의 부모

---

* 본 장은 현은주(2018)을 부분적으로 포함한다.

6) 세대 내 높은 소득 이동성은 개인 혹은 가구주의 소득 분포의 안정성에 영향을 준다.

소득 순위 위치와 자녀 세대 소득 분포상의 자녀 소득 순위위치가 거의 유사하다면 세대 간 소득 이동성이 경직된 사회로 볼 수 있다(Solon, 1999). 낮은 세대 간 소득 이동성은 장기간 사회 내 상대적 박탈감이 조성하고 소득 분포상의 위치가 세대를 거쳐 고착화된다는 점에서 빈곤의 대물림과 연관된다. 뿐만 아니라 극단적으로 세대 간 소득 이동성이 매우 낮다면 2세대를 넘어 그 이상 세대까지도 유의미한 영향을 미칠 수 있다. 최근 종단면 소득 불평등도의 현황과 관련하여 Piketty(2014)를 비롯해 국내외 이른 바 '금 수저, 흙 수저' 논의가 급증하고 있다. 금 수저를 물고 태어난 자녀세대가 부모세대와 같이 부를 축적하는, 부모 세대에서 자녀세대로 부가 대물림 되는 정도가 높은 사회는 장기적으로 소득불평등이 악화될 수 있고 취약 계층에서 태어난 자녀세대의 상방 소득 이동성의 기회 단절을 가져올 뿐만 아니라 사회 내 계층 간 통합을 어렵게 한다. 또한 저소득층 부모 세대의 자녀 세대의 인적 자본 투자를 저하시킬 수 있다.

김낙년(2017)은 국민소득 대비 연간 상속액(상속 및 증여) 비율의 추이를 통해 간접적으로 세대 간 부의 이전 즉 부의 세습 정도를 보고하였다. 동 연구에서는 국세통계연보 상속세 자료와 가계금융복지조사 자료를 이용하여 과세자료의 한계를 피하기 위한 간접적인 방법을 통해 1970년부터 2012년까지 국민소득 대비 연간 상속액 비율[7]을 계산하였고 이 수치는 2000년 대 들어서는 지속적으로 상승하다 2008년 약 9%대로 정점에 달하였다고 기술하였다. 이와 같은 결과를 통해 2000년 대 이후부터 최근까지 상속 및 증여의 규모가 커지고 있으며 부의 축적에 있어서 상속의 역할이 중요해져 '금 수저, 흙 수저'가 생성되고 있음을 보였다.

그러나 김낙년(2017) 중 국민소득 대비 연간 상속액 비율의 국제 비교에 따르면 프랑스, 영국, 독일에 비해 추세 및 수준 모두 한국이 가장 낮아 위의 주장과 상충된다. 즉 한국의 개별적인 최근 추이를 통해서는 '금 수저, 흙 수저'의 생성 가능성을 설명할 수 있으나 추이 및 수준에 대한 국제 비교를 살펴보면 다른 국가에 비해 상속 비율이 높지 않아 '금 수저, 흙 수저'가 존재한다고 단정하기 어렵다. 뿐만 아니라 국민 소득 대비 연간 상속액 지표를

7) 자산/소득 비율, 성인 사망률, 증여를 감안한 사망자와 살아있는 자의 1인당 자산비율의 곱으로 구성된다.

구성하는 GDP는 매년 경기변동으로부터 영향을 받고 또 사망률 역시 당해 연도의 인구구조에 따라 달라지는 변수로 거시 지표의 추세는 한 가구 당 증여 및 상속 되는 정도를 반영하지 않아 '금 수저, 흙 수저'의 간접적인 증거가 되나 직접적인 증거가 되지 못한다.

다른 종단면 지표인 세대 간 소득 이동성은 개별 자료를 통해 추정할 수 있다는 점에서 '금 수저, 흙 수저'의 생성 여부를 보여주는 직접적인 증거가 되며 부모와 자녀 세대의 항상 소득을 사용하므로 각 연도별 거시적 충격과 무관한 지표이다. 세대 간 소득 이동성은 세대 간 소득탄력성의 용어와 혼재되기 쉬운데 세대 간 소득탄력성이 0에 가까울수록 소득이동성이 높다는 것을 의미한다. 세대 간 소득탄력성의 추정치가 약 0.5의 값을 가지면 이는 부모세대가 평균보다 10퍼센트 높을 때, 자녀세대가 평균보다 5퍼센트 높은 것으로 세대 간 소득탄력성이 매우 높고 낮은 세대 간 소득이동성을 나타낸다. 국내 선형 연구들에 따르면 세대 간 소득 탄력성의 크기는 평균 0.19로 세대 간 소득 이동성이 매우 높은 것으로 보고되어 김낙년(2017)의 국제 비교 결과와 같이 '금 수저, 흙 수저'의 존재를 주장하기 어렵다.

본 연구에서는 2009년 이후 시작된 세대 간 소득탄력성과 관한 국내 선행연구들에 대해 메타 분석을 시도하고 지금까지 합의되어온 세대 간 소득탄력성의 크기를 보고자 하였다. 선행연구들은 주제 별로 세대 간 소득탄력성 추정치의 보정 방법과 표본 자료의 성격 차이에 따른 추정치 비교로 크게 구분된다. 메타분석 결과를 간략히 요약하면 한국의 세대 간 소득탄력성에 대해 논의되어온 크기는 범위 0.104-0.292, 평균 0.19 로 세대 간 소득이동성이 상당히 높은 것으로 나타났다. 한편 추후 세대 간 소득탄력성의 추정치 크기가 미국과 비교해 확연이 낮은 값을 가지는 이유를 밝히기 위해 가능성이 높은 요인들을 이론 모형을 통해 보이고 실증분석 시 각 요인들을 반영함에 따라 세대 간 소득탄력성 추정치의 크기가 변화함을 서술하고자 한다.

제 2절 한국의 세대 간 소득탄력성 연구의 메타 분석

Solon(1999)는 선행연구들에서 보고한 미국의 세대 간 소득탄력성 크기들

에 대해 메타분석을 한 연구이다. <표 1>은 Solon(1999) 연구의 일부 내용을 담고 있다. 이 중 Solon(1992)와 Zimmerman(1992)는 그전의 선행연구들에서 세대 간 소득탄력성 추정 시 연간소득을 항상 소득의 대리변수로 사용함에 따라 이들의 추정치 내 하향편의를 포함하고 있음을 지적하고 이를 보정하기 위한 방법으로 부모세대의 다년도 평균 소득을 사용하거나 부모세대의 교육연한을 도구변수로 사용하였다. 이 연구들의 보정치는 기존의 선행연구들의 추정치와 비교해 그 값들이 커 미국의 세대 간 소득 이동성이 높지 않음을 보였다. 이를 필두로 이후 선행연구들 역시 보정방법을 적용한 세대 간 소득탄력성을 추정하였고 분석 대상 및 보정 방법에 관한 문헌들이 확대되었다. <표 1>에서 보고한 미국의 세대 간 소득탄력성의 최저값은 0.39, 최고값은 0.6으로 평균 0.48의 값을 가졌다.

본 연구는 Solon(1999)과 같이 지금까지 논의된 한국의 세대 간 소득탄력성에 대한 선행연구들을 정리하여 한국의 세대 간 소득탄력성에 대한 합의된 크기를 보고하고 각 선행연구의 세대 간 소득탄력성 크기 차이가 어떠한 요인으로 인한 것인지 기술하였다.

<표 1> 한국과 미국의 세대 간 소득탄력성 비교

	선행연구	자료	소득변수	부모연령[8]	자녀연령	소득탄력성
한국	김민성 외(2009)	KLIPS	연간임금소득	53.311	32.304	0.213
	김희삼(2009)	KLIPS	월평균임금, 월평균소득	56.4	34.3	0.141, 0.104
	최지은·홍기석 (2011)	KLIPS	월평균근로소득, 연간근로소득	58.98	29.88	0.35-0.435 (도구변수)
	김봉근 외(2012)	KLIPS	연간 임금소득	53.658	33.172	0.242
	양정승(2012)	KLIPS, 도시가계 조사	월평균근로소득, 월평균임금소득	55.91	32.59	0.108-0.292
	Ueda(2013)	KLIPS	월평균근로소득, 연간근로소득	54.2-58.3	31.4-31.8	0.24-0.35
	김현익(2017)	KOWEPS	연간근로소득	53.5	33.2	0.195-0.233
	최기림·안태현 (2015)	KLIPS	월 가구 총소득	54.05	33.06(딸)	0.172
	Kim(2013)	KLIPS ,HIES	월평균근로소득			0.4
	현은주(2013)	KLIPS	월평균임금소득	53.93	33.28	0.318-0.376 (Reliability ratio)
	김봉근 외(2013)	KLIPS	월평균임금소득	52.3	33.6	0.182

미국[9]	Solon(1992)	PSID	연간근로소득, 임금	42	29.6	0.41
	Zimmerman(1992)	NLS	연간근로소득, 시간당임금	49.7	33.8	0.39, 0.54
	Chadwick and Solon(2002)	PSID	연간가구소득	39	33.57	0.43, 0.54
	Bjorklund and Jantti(1997)	PSID	연간소득		28-36	0.39-0.52
	Couch and lillard(1994)	PSID	연간소득		25-33	0.53
	Daniel D. Schnitzlein(2014)	PSID	연간근로소득	46.36	37.6	0.494
	Kim (2002)	PSID	연간근로소득, 시간당임금	38.48	32.7	0.46
	Mazumder (2005)	SIPP, SER	연간근로소득	47	32.4	0.6
	Jantti et al.(2006)	NLSY	연간근로소득	46	30-42	0.517
	Lee and solon(2006)	PSID	연간근로소득		25-48	0.44
	Gouskova et al. (2010)	PSID	근로소득		25-54	0.42

<표 1>은 2009년 이래로 2017년 현재까지 진행되어온 한국의 세대 간 소득탄력성의 선행연구들에 대한 정보를 담고 있다. 보정 방법론에 따라 차이를 가지는 추정치의 통일성을 위해 부모세대의 다년도 소득 평균을 이용한 보정치를 준거로 하였고 이 값을 가지지 않는 연구들의 경우 다른 방법론의 보정치를 보고하였다. 부모 세대의 다년도 소득 평균 보정치의 평균은 약 0.19로 0.2 근방에 위치하였다. 한국의 세대 간 소득 이동성 추정은 김민성 외(2009), 김희삼(2009)에서부터 시작되었다. 2009년에서야 한국의 세대 간 소득 이동성에 관한 연구가 시도된 것은 세대 간 소득 이동성 추정에서 필요한 충분한 기간 축적된 국내 패널 자료가 존재하지 않았기 때문이다. 김민성 외(2009)와 김희삼(2009) 두 연구의 차이는 측정오차 모형에 대한 가정과 부모와 자녀 세대 구성 조합 그리고 추정 치 보정을 위한 부모세대의 다년도 평균 소득 이용 시 기간의 차이 등이다. 김민성 외(2009)는 연간 소득 내 측정오차가 평균회귀성향을 따른다는 비고전적 측정오차 모형에 대한 세대

8) 미국의 선행연구별로 보고하고 있는 연령정보가 다르다.
9) Solon(1999) <표 3>, <표 4> 중 일부 참조하였다.

간 소득탄력성을 추정하였으며 아버지 세대의 5년 치 평균 임금소득을 사용한 보정방법의 추정치를 참값의 하한으로, 아버지의 교육연한을 도구변수로 사용한 추정치를 참값의 상한으로 보고하며 한국의 세대 간 소득탄력성이 약 0.3 근방에 머무를 것으로 주장하였다. 상한치와 관련해 고전적 측정오차 모형을 따르는 선행 연구 중 하나인 최지은·홍기석(2011)에서는 세대 간 소득탄력성 크기를 0.35로 보고하였는데 비록 측정오차 모형에 대한 가정이 다르나 김민성 외(2009)의 도구변수 추정치 0.38과 유사하였다.

고전적 오차모형을 가정한 김희삼(2009)는 자녀세대에 대해 아들과 딸로 구분하여 보다 많은 표본을 대상으로 부녀와 부자의 세대 간 소득탄력성을 다양한 경제력 변수들을 사용하여 분석하였다. 그 결과 소득 변수를 가구 순자산으로 한 세대 간 소득탄력성을 제외하고 대부분 세대 간 탄력성은 0.2 근방의 수준으로 나타났다. 추정치들이 김민성 외(2009)에서 한국의 세대 간 소득탄력성이 0.3 수준이었던 바와 비교해 수치적으로 낮아 비교적 한국의 세대 간 소득이동성이 높은 것으로 보고하였다.

이후 연구인 김봉근 외(2012)에서는 김민성 외(2009)에서 가정한 비고전적 모형을 그대로 따르며 보다 최신 자료를 사용하여 세대 간 소득탄력성에 대한 추세를 보고자 하였다. 동일한 부모세대에 대해 자녀세대의 최신 소득 자료와 조합해감에 따라 부모세대의 평균 소득 보정치의세대 간 소득탄력성은 0.165에서 0.242로 상승하여 세대 간 소득탄력성의 상향 추세를 확인하였다.

2010년 이후 세대 간 소득탄력성 추정치의 정확도에 관해 외연성이 확대되었다. 이는 크게 보정 방법과 표본 자료로 주제가 구분된다. 보정 방법과 관련하여 김봉근 외(2013)과 현은주(2013)은 세대 간 소득탄력성과 아버지 세대의 세대 내 소득탄력성과의 연계하여 세대 간 소득탄력성 추정치 내 하향편의에 대한 직접적인 제거(Reliability ratio)를 시도하였다. 김봉근 외(2013)에 따르면 만약 부모세대의 단 년도 소득이 상당부분 임시소득으로 구성된다면 그 부모세대의 단 년도 소득을 사용한 세대 간 소득탄력성 추정치는 큰 하향편의를 가지게 된다. 부모세대에서 큰 변동소득을 경험한 가구는 낮은 세대 간 소득탄력성을 보유하게 됨을 실증적으로 보였다. 또한 표본을 임금 근로자와 비 임금 근로자로 나누어 세대 간 소득탄력성을 본 결과

실제로 변동성이 비교적 큰 비 임금 근로자의 세대 간 소득탄력성이 더 낮았다.

Kim(2013)은 기존 선행연구들이 사용한 KLIPS자료가 비교적 짧은 축적기간을 가져 이를 사용한 추정치의 한계를 보정하기 위해 Two sample approach를 이용하였다. 1998년 KLIPS 자료를 자녀세대로 보고 이들의 부모 세대에 관한 정보를 통해 1985년 HIES(Household Income and Expenditure Survey) 부모 세대자료와 연결하였다. 이를 통해 부모 세대에서 자녀 세대로의 세대 간 이전 기간을 보다 확대하여 자녀세대의 소득에 대한 부모세대의 귀속소득(Imputed income)의 세대 간 소득탄력성을 추정하였다. 그 결과 세대 간 소득탄력성 보정치는 약 0.4에 가까워 미국의 세대 간 소득탄력성 간의 차이가 크지 않음을 주장하였다. Ueda(2013)에서는 Kim(2013)과 동일한 추정 방법과 Simulation extrapolation방법을 이용한 다년간 평균소득 보정방법을 통해 세대 간 소득탄력성을 추정하였으며 추정치는 0.25-0.4 근방에 위치하였다.

한편 표본 자료와 관련하여 세부적으로 표본의 성격(동거여부, 연령, 성별, 자료의 차이)으로 다시 선행연구들을 분류할 수 있다. 먼저 동거여부와 관련하여 양정승(2012)는 이전 국내 선행연구들과 같이 아버지세대와 아들세대의 표본 선정 시 비 동거 자녀세대만을 고려할 경우 표본의 대표성 문제가 발생할 수 있음을 제기하였다. 노동 공급시간과 연령을 통제한 비 동거 자녀세대의 평균 임금이 동거 자녀세대의 평균 임금보다 30% 높게 나타나는 데이와 같이 소득력이 낮은 동거 자녀세대의 표본을 제외하게 되면 표본의 대표성 문제가 발생하게 된다는 것이다. 그러나 양정승(2012)의 주장과 같이 부모세대와 자녀세대가 동거하고 있는 표본을 포함하게 되면 추정치는 자녀세대가 본인 소득에 따라 동거 여부를 결정하는 표본선정편의를 내포하게 된다(Solon,1992, Francesconi and Nicoletti, 2006). Francesconi and Nicoletti(2006)에 따르면 자녀 세대의 경제적 지위에 영향을 미치는 관측 불가능한 요소가 부모와의 동거여부를 결정함에 대해서도 영향을 미친다면 이는 세대 간 소득탄력성에 편의를 가져오게 된다.

2010년 이전 선행연구들은 사용하는 표본의 부모세대와 자녀세대의 연령

구조 문제에 대해 간과하였는데 Haider and Solon(2006)에 따르면 생애주기에 따라 연간 소득이 항상 소득으로의 평균회귀 성향 즉 항상 소득에 대한 편의 크기가 다르고 항상 소득을 버는 연령은 40세 전후이다. 하지만 기존의 국내 선행연구들의 추정치를 위해 사용한 부모와 자녀 세대의 조합에서 자녀세대의 연령 평균은 30대 초반, 부모 세대의 연령 평균은 50대 후반으로 각 세대는 생애 주기 편의로부터 영향을 받게 된다. 이를 고려하여 Kim(2013)에서는 각 세대별 표본과 관련하여 1985년 아버지세대와 2008년 아들 세대에 대해 35세에서 50세의 연령으로 제한하여 Two sample approach를 적용하였다.

자녀 세대 표본의 성별과 관련하여 대부분의 선행연구들이 부자로 한정하여 분석한 바 최기림·안태현(2015)에서는 Chadwick and Solon(2002)의 연구와 같이 한국 내 세대 간 소득 이동성에 있어 선별적 결혼의 역할을 밝히고자 하였다. 자녀 세대인 딸의 아버지의 로그 가구소득에 대한 사위의 로그 월평균 소득의 소득탄력성은 0.25로 Chadwick and Solon(2002)에서 0.36에 비해 작은 값을 가져 미국과 비교해 동질혼의 크기가 작은 것으로 나타났다.

마지막으로 사용하는 자료의 차이에 관한 선행 연구들에 대해 살펴보았다. 김현익(2017)에서는 KOWEPS(Korea Welfare Panel Study) 자료를 사용하여 KLIPS에서 제외된 농어가, 읍 면 가구 자료를 포함하여 세대 간 소득탄력성을 추정하고 KLIPS 자료의 대표성 문제를 지적하였다. 그러나 KLIPS 자료와 Census 자료를 비교해보면 연령의 평균, 표준 편차, 전체 연령의 범위 등이 유사하다는 점과 농어가, 읍 면 가구 자료를 포함 시 오히려 추가적인 저소득층 표본 유입으로 인한 표본 선정 편의를 가져올 가능성을 가지게 된다.

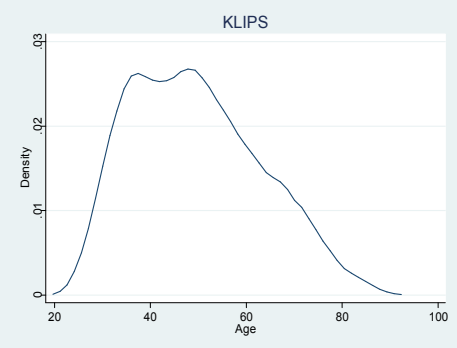
동일 연도(2006년)에 대한 KOWEPS 자료와 KLIPS 자료의 로그 임금자료를 비교하면 <표 2>와 같이 로그 임금의 50%, 75%, 90%에 해당하는 값은 거의 유사하여 상위 소득 계층에서는 두 자료 간 차이를 보이지 않는다. 그러나 10%, 25%의 경우 KOWEPS의 25%에 해당하는 임금이 KLIPS의 10%에 해당하는 값과 유사하다는 점에서 KLIPS 자료에 비해 KOWEPS 자료가 저소득층을 더욱 포함하고 있다는 것을 알 수 있다.

<표 2> 자료 간 임금 차이 비교

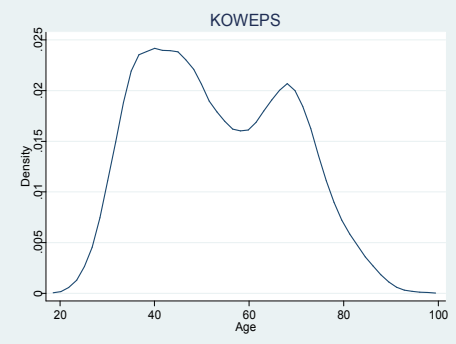
	10%	25%	50%	75%	90%
KOWEPS	15.920	16.615	17.202	17.652	17.987
KLIPS	16.521	16.927	17.214	17.620	17.944

뿐만 아니라 두 자료의 가구주의 연령구성 역시 다르다. 다음 <그림 1>과 같이 KLIPS 자료와 비교해 KOWEPS 자료의 연령은 60대 이후의 고 연령층에서 봉우리가 발생하며 이의 자료를 통해 아버지 세대를 구성하게 되면 앞서 설명한 생애주기에 따른 편의가 크게 발생하게 된다.

<그림 1> (가) KLIPS 2006년 자료



(나) KOWEPS 2006년 자료



국내 선행연구들을 종합하면 한국의 세대 간 소득탄력성은 평균 소득 보정치 기준 최저 0.104 최고 0.292, 평균 0.19로 보고되어 비교적 높은 세대 간 소득 이동성을 가졌다. 평균을 기준으로 미국의 세대 간 소득탄력성의 약 2/3 정도 수준으로 한국의 세대 간 소득이동성이 미국보다 훨씬 높아 부모 세대의 소득력이 자녀 세대의 소득력을 설명하는 정도가 작다는 것으로 나타났다. 그러나 한국에서 이용 가능한 최초의 부모 세대 자료는 1998년 자료로 부모 세대에서 자녀 세대로의 세대 간 이전기간이 여전히 짧아 추정치의 한계를 가지고 있다. 보다 정확한 추정치를 위해서는 미국의 PSID(Panel Study of Income Dynamics)와 같이 2세대를 아우를 수 있는 장기간 축적된 자료가 요구된다.

본 연구에서는 이와 같이 세대 간 소득탄력성과 관련한 선행연구들에 대해 주제별로 메타 분석을 시도했을 뿐만 아니라 미국과 비교해 낮은 한국의

세대 간 소득탄력성 추정치를 유도한 요인들을 이론적으로 제시하고 실증분석결과에서 요인 반영에 따른 세대 간 소득탄력성 추정치의 크기 변화를 보고하고자 하였다. 또 추정치의 변화와 함께 미국의 추정치와의 차이를 비교하였다. 이때 사용한 미국의 세대 간 소득탄력성 추정치는 Kim(2002)에서 제시한 값이다. 실증 분석 시 각 요인 적용에 따른 추정치와의 비교를 위한 기준 보정치는 KLIPS 자료 1차년도 아버지 세대와 18차년도 아들 세대의 세대 간 소득탄력성의 보정추정치이며, 하향편의 제거를 위해 아버지의 연간 소득 대신 아버지 세대의 5개년 평균 소득을 이용하여 구하였다.

세대 간 소득탄력성의 크기 차이를 가져올 것으로 제기한 첫 번째 요인은 미국과 한국의 데이터 상의 연령 구조 차이이다. 예를 들어 Kim(2002)의 기초 통계량에 따르면 미국 아버지 세대의 평균연령은 약 40세로 Haider and Solon(2006)에서 밝힌 항상 소득을 버는 연령과 유사하다. 반면 한국의 아버지 세대의 평균 연령은 약 50세로 미국과 약 10년의 차이를 가진다. 이러한 연령 차이로 인해 세대 간 소득탄력성 추정치에 미치는 효과를 보고자 하였다.

다른 요인으로 미국과 한국의 세대 간 소득탄력성 추정을 위해 사용한 소득 변수의 차이다. Kim(2002)를 비롯해 <표 1>과 같이 다수의 미국 선행연구들은 PSID 자료를 사용하였고 PSID의 대표적인 소득 변수는 세전 소득 변수다. 반면 한국의 세대 간 소득탄력성에 관한 선행연구들은 대부분 KLIPS 1차년도 자료를 사용하여 아버지 세대로 구성하였는데 1차년도 사용 가능한 소득 변수는 세후 소득 변수로 세전 소득에 대해 적용되는 세금율을 반영하고 있다. 마지막으로 소득 변수의 지역 간 물가차이 반영여부이다. Kim(2002)에서 명목 소득의 세대 간 소득탄력성보다 실질 소득의 세대 간 소득탄력성이 더 작은 값을 가지는 것으로 보고하였다. 이에 본 연구에서도 명목 소득과 실질 소득 변수 사용에 따른 세대 간 소득탄력성 추정치를 보고하였다. 그 결과 세 가지 요인을 모두 적용한 세대 간 소득탄력성을 추정치와 미국과의 세대 간 탄력성 추정치간의 차이가 줄었다.

3절에서는 각 요인들을 반영 한 세대 간 소득탄력성 이론 추정 방법론을 제시하고 4절에서는 자료 및 각 요인들을 반영하여 구한 세대 간 소득탄력

성 추정치를 비교하고자 한다. 마지막으로 5절에서는 실증결과에 따른 후속 연구 방향을 제시한다.

제 3절 변수 설정에 따른 세대 간 소득 탄력성 추정식

1. 연령구조의 차이에 따른 세대 간 소득탄력성

가. 연령구조의 차이와 세대 간 소득탄력성 방법론

Solon(1992)외 많은 선행연구들에서 사용한 기존 세대 간 소득탄력성 추정 모형식은 식(1)과 같다. $y_{s,i}^{P}$ 는 로그 변환한 아들세대의 항상 소득을 $y_{f,i}^{P}$ 는 로그 변환한 아버지세대의 항상 소득을 의미하며 ρ 는 아버지 세대의 로그 항상 소득에 대한 아들 세대의 로그 항상 소득의 탄력성 그리고 ϵ_i 는 확률 오차이다.

$$y_{s,i}^{P} = \rho_y y_{f,i}^{P} + \epsilon_{y,i} \quad (1)$$

식(1)의 ρ를 추정하기 위해서 각 세대의 항상 소득을 필요로 하나 이용 가능한 소득 자료는 각 국가의 패널조사 자료의 연간 소득으로 이는 항상 소득 외에도 임시소득을 포함하고 있다. 즉 식(2)와 같이 아버지 세대와 아들 세대의 연간소득은 항상 소득(y_i^P)과 임시소득(y_i^T)으로 구성된다.

$$y_{f,i} = y_{f,i}^{P} + y_{f,i}^{T} \qquad (2)$$
$$y_{s,i} = y_{s,i}^{P} + y_{s,i}^{T}$$

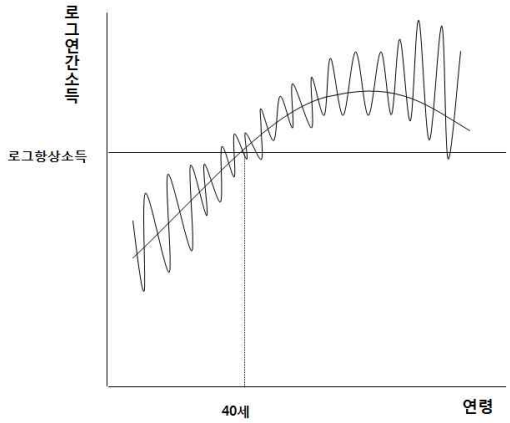
식(2)의 연간소득을 사용하여 최소자승추정법에 따라 추정한 세대 간 소득탄력성은 다음 식(3)과 같이 참값의 세대 간 소득탄력성 외 $var(y_{f,i}^{P})/var(y_{f,i}^{P}) + var(y_{f,i}^{T})$ 만큼의 하향편의를 가진다.

$$plim\rho = \rho \frac{var(y_{f,i}^{P})}{var(y_{f,i}^{P}) + var(y_{f,i}^{T})} \quad (3)$$

위의 세대 간 소득탄력성 추정 시, Solon(1992)를 비롯한 고전적 측정오차 모형에 관한 선행연구들에서는 이론 모형식에서 연령이 항상 소득과 임시 소득에 대해 상관성을 가지고 있지 않다고 가정하였기 때문에 위와 같이 표현 가능 하였다.

그러나 실증 분석 시 사용하는 연간 임금과 연령간의 관계는 <그림 2>와 같이 역 U자형태의 곡선을 보인다. 생애주기에 따라 연령별로 항상 소득으로부터의 평균 회귀과정이 달라짐을 보인 Haider and Solon(2006)에서는 평균 40세를 근방으로 항상 소득으로부터의 이탈과정이 시작한다고 밝혔다. 따라서 생애 주기 중 40세의 임금을 항상 소득으로 볼 수 있다. 연간 소득과 항상 소득이 만나는 연령 40세를 기준으로 연간소득과 항상 소득의 격차인 임시소득의 크기는 40세에서 연령이 멀어질수록 점점 증가하고, 연간 소득과 연령간의 함수가 2차 함수 형태를 가짐에 따라 연령과 40세의 차이의 제곱항에 대해서는 음의 상관성을 가진다. 연령에서 40세를 뺀 절대 값과 임시소득은 각각 항들이 연간 소득에 대해 영향을 미칠 뿐만 아니라 <그림 2>와 같이 40세에서 연령이 멀어짐에 따라 임시 소득의 크기가 달라지는 형태를 보여 서로 상호작용하고 있다. 따라서 두 변수의 교차 항에 대해서도 고려해야 한다.

<그림 2> 생애 주기별 로그 연간 소득과 로그 항상 소득



이를 반영하면 기존 세대 간 소득탄력성 이론 추정식과 같이 임시 소득과 연령 간 상관성을 가지지 않는 다는 가정은 성립하지 않고 임시 소득을 연령과 관련한 임시 소득과 연령과 관련하지 않은 임시 소득으로 구분해야한다. 위의 식(3)의 세대 간 소득탄력성 추정치는 성립하지 않는다.

$$y_{f,i} = y_{f,i}^{P} + y_{f,i}^{T^*} + \beta_f |age_{f,i} - 40| + \delta_f |age_{f,i} - 40|^2 + \gamma_f y_{f,i}^{T^*} \cdot |age_{f,i} - 40| + \eta_f y_{f,i}^{T^*} \cdot |age_{f,i} - 40|^2 \quad (4)$$
$$y_{s,i} = y_{s,i}^{P} + y_{s,i}^{T^*} + \beta_s |age_{s,i} - 40| + \delta_s |age_{s,i} - 40|^2 + \gamma_s y_{s,i}^{T^*} \cdot |age_{s,i} - 40| + \eta_s y_{s,i}^{T^*} \cdot |age_{s,i} - 40|^2$$

식(2)에 대해 연령과 임시 소득 간의 관계를 반영하여 변화된 연간 소득식은 식 (4)와 같다. 연간 소득은 항상 소득과 새로운 임시 소득, 각 세대의 연령에서 40세를 뺀 절대 값 및 두 변수의 교차 항에 관한 변수로 표현되며 새로운 임시 소득($y_{f,i}^{T*}$)은 연령과 상관성을 가지지 않는다. 식(4)의 아버지세대와 아들세대의 연간 소득을 식(1)에 대입하여 정리하게 되면 식(5)와 같다.

$$\begin{aligned} y_{s,i} = \rho(y_{f,i} - y_{f,i}^{T^*} - \beta_f |age_{f,i} - 40| - \delta_f |age_{f,i} - 40|^2 - \gamma_f y_{f,i}^{T^*} \cdot |age_{f,i} - 40| \quad (5) \\ - \eta_f y_{f,i}^{T^*} \cdot |age_{f,i} - 40|^2) + y_{s,i}^{T^*} + \beta_s |age_{s,i} - 40| + \delta_s |age_{s,i} - 40|^2 \\ + \gamma_s y_{s,i}^{T^*} \cdot |age_{s,i} - 40| + \eta_s y_{s,i}^{T^*} \cdot |age_{s,i} - 40|^2 + \epsilon_i \end{aligned}$$

나. 연령구조의 차이를 고려한 세대 간 소득탄력성 추정방법론

식(1)에 대한 실증 추정을 위해 Solon(1992)를 비롯한 많은 선행연구들에서 사용한 연간 소득은 식(6)과 같이 표현할 수 있다. 식(7)은 연간 소득의 세대 간 소득탄력성 추정식이다. 연령과 임시 소득에 대해 무 상관관계이므로 최소자승추정법에 따라 추정한 세대 간 소득탄력성은 여전히 식(3)과 같다.

$$y_{f,i} = y_{f,i}^{P} + y_{f,i}^{T} + \theta_f age + \rho_f age^2 \quad (6)$$
$$y_{s,i} = y_{s,i}^{P} + y_{s,i}^{T} + \theta_s age + \rho_{fs} age^2$$
$$y_{s,i} = \rho(y_{f,i} - y_{f,i}^{T^*} - \beta_f age_{f,i} - \delta_f age_{f,i}^2) + y_{s,i}^{T^*} + \beta_s age_{s,i} + \delta_s age_{s,i}^2 + \epsilon_i \quad (7)$$

그러나 앞서 밝힌 바와 같이 식(4)의 임시소득은 연령과 무관하지 않고 40세에서 벗어남에 따라 증가하는 $cov(y_i^T, |age_i - 40|) > 0$ 관계를 가진다. 따라서 식(7)에 따라 실증 분석 시 연령에 대해서는 통제 가능하나 식(4)의 임시소득과 연령에 따른 교차항의 효과는 통제하지 못한다. 정확한 세대 간 소득탄력성을 추정하기 위해서는 <그림 2>의 임시소득과 연령간의 관계가 0에 가까운 즉 40대 전 후의 표본을 사용해야 한다. 이때 제한된 표본 사용 시 임시소득의 크기가 작은 연령대를 사용하는 대표적인 표본을 사용할 수 있다는 장점을 가지나 많은 자료를 손실하여 일부 표본 사용으로 인한 대표성 편의 문제가 발생한다.

대안으로 Bjorklund and Jantti(1997)에서 제시한 Two sample approach 방법론은 두 독립된 자료를 연결하여 부모와 자녀 세대에서 모두 임시소득이 큰 연령대를 배재한 제한적인 연령대를 사용할 수 있고 많은 표본수를 확보할 수 있다는 장점을 가진다. 특히 한국과 같이 패널 자료의 축적이 짧은 국가들의 경우 한 패널 자료 내 아버지 세대와 아들 세대 동시에 항상 소득에 가까운 연령대를 사용하기 어려운 한계를 극복할 수 있다.

식(8)은 아버지 세대의 연간 소득($y_{f,i}$)이 항상 소득을 설명하는 변수들(z_i)에 관한 표현식이며 추정한 항상 소득의 계수를 통해 기대 항상 소득($\widehat{y_{f,i}^P} = \hat{\psi} z_i$)을 계산할 수 있다.

$$y_{f,i} = \psi z_i + \upsilon_i \qquad (8)$$

유도한 아버지 세대의 기대 항상 소득에 대해 항상 소득의 세대 간 소득탄력성 추정식은 식 (9)와 같고 실증 분석 시 연간 소득의 세대 간 소득탄력성 추정식은 식(10)과 같다. 연간 소득으로 표현 시 이때의 세대 간 소득탄력성 추정치는 여전히 식(3)을 따른다[10].

$$y_{s,i}^P = \rho \widehat{y_{f,i}^P} + \rho(y_{f,i}^P - \widehat{y_{f,i}^P}) + \epsilon_i \quad (9)$$

10) 구체적인 내용은 Kim(2013) 부록을 참고하라.

$$y_{s,i} = \rho(\widehat{y_{f,i}^{P}} - \beta_f age_{f,i} - \delta_f age_{f,i}^2) + y_{s,i}^{T^*} + \beta_s age_{s,i} + \delta_s age_{s,i}^2 + \epsilon_i \quad (10)$$

그러나 이 방법론은 사용가능한 아버지 세대 자료 내 항상 소득을 반영하기 위한 변수가 적절하지 않은 경우나 아들 세대 자료와 연결되는 아버지 세대 자료 내 항상 소득을 반영하는 변수가 존재 하지 않는 경우 적용하기 어렵다는 한계점이 있다.

2. 소득변수 차이에 따른 세대 간 소득탄력성 비교

미국의 세대 간 소득탄력성 추정치와 비교해 한국의 세대 간 소득탄력성 추정치의 크기가 낮은 것을 설명할 수 있는 또 다른 요인은 소득 변수의 차이다. 본 연구에서는 사용하는 소득 변수가 세전 명목 소득인 경우와 그리고 세전 소득에 대해 소득 세율을 적용하고 지역 간 생계비 차이를 반영한 세후 실질 소득 경우인지에 따라 달라지는 세대 간 소득 탄력성의 차이를 보이고자 한다.

식(11)에서 x_i^P, y_i^P ,γ_i는 각각 로그변환 세전 항상 소득, 로그변환 세후 항상 소득, 로그변환 가처분 소득 비율을 의미한다. τ_i는 세전 항상 소득에 대해 공제하는 소득세율로 $1-\tau_i$는 세전 항상 소득 중 세후 항상 소득이 차지하는 비율 즉 가처분 항상 소득 비율이다. 이는 Kim(2002)의 실질 소득과 명목 소득 관계식을 인용하였다.

$$x_i^P = y_i^P - \ln(1-\tau_i) = y_i^P - \gamma_i \quad (11)$$

식(12)의 x_i^P에 대해 식(11)을 대입하면 명목 세후 항상 소득(y_i^P)과 실질 세전 항상 소득(z_i^P)의 관계는 다음과 같이 표현할 수 있다. 실질 세전 항상 소득(z_i^P)은 명목 세전 항상 소득(x_i^P)에서 로그 지역 간 물가 지수($\ln P_i$, α_i)를 뺀 값이다. 명목 세전 항상 소득(x_i^P)과 명목 세후 항상 소득(y_i^P)의 관계는 앞서 언급한 바와 같이 가처분 항상 소득 비율(γ_i)의 차이를 가진다.

$$
\begin{aligned}
z_i^P &= x_i^P - \ln P_i \qquad (12)\\
&= x_i^P - \alpha_i\\
&= y_i^P - \ln(1-\tau_i) - \alpha_i\\
&= y_i^P - \gamma_i - \alpha_i
\end{aligned}
$$

실질 세전 항상 소득($z_{f,i}^P$)과 지역 간 물가지수($\alpha_{f,i}$) 그리고 로그변환 가처분 소득 비율 ($\gamma_{f,i}$) 는 각각의 확률 오차($\epsilon_{z,i}$,$\epsilon_{\alpha,i}$,$\epsilon_{\gamma,i}$)에 대해 상관관계를 가지지 않고 마찬가지로 서로의 확률오차에 대해서도 상관관계를 갖지 않는다는 가정한다. 이때 실질 세전 항상 소득의 세대 간 소득탄력성, 지역 간 물가 차이의 세대 간 탄력성 그리고 가처분 소득 비율의 세대 간 탄력성은 다음 식(13)을 만족한다.

$$
\begin{aligned}
z_{s,i}^P &= \rho_z z_{f,i}^P + \epsilon_{z,i} \quad (13)\\
\alpha_{s,i} &= \rho_\alpha \alpha_{f,i} + \epsilon_{\alpha,i}\\
\gamma_{s,i} &= \rho_\gamma \gamma_{f,i} + \epsilon_{\gamma,i}
\end{aligned}
$$

아들세대의 명목 세후 항상 소득은 다음과 같이 아들 세대의 실질 세전 항상 소득 항과 지역 간 물가 지수, 가처분 항상 소득비율로 구성되고 각각에 대해 아버지 세대의 항들과 세대 간 탄력성 항들로 정리할 수 있다.

$$
\begin{aligned}
y_{s,i}^P &= z_{s,i}^P + \alpha_{s,i} + \gamma_{s,i} \qquad (14)\\
&= \rho_z z_{f,i}^P + \epsilon_{z,i} + \rho_\alpha \alpha_{f,i} + \epsilon_{\alpha,i} + \rho_\gamma \gamma_{f,i} + \epsilon_{\gamma,i}\\
&= \rho_z (z_{f,i}^P + \alpha_{f,i}) + (\rho_\alpha - \rho_z)\alpha_{f,i} + \rho_\gamma \gamma_{f,i} + \epsilon_{z,i} + \epsilon_{\alpha,i} + \epsilon_{\gamma,i}\\
&= \rho_z x_{f,i}^P + \rho_\gamma \gamma_{f,i} + (\rho_\alpha - \rho_z)\alpha_{f,i} + \epsilon_{z,i} + \epsilon_{\alpha,i} + \epsilon_{\gamma,i}\\
&= \rho_z (x_{f,i}^P + \gamma_{f,i}) + (\rho_\gamma - \rho_z)\gamma_{f,i} + (\rho_\alpha - \rho_z)\alpha_{f,i} + \epsilon_{z,i} + \epsilon_{\alpha,i} + \epsilon_{\gamma,i}\\
&= \rho_z y_{f,i}^P + (\rho_\gamma - \rho_z)\gamma_{f,i} + (\rho_\alpha - \rho_z)\alpha_{f,i} + \epsilon_{z,i} + \epsilon_{\alpha,i} + \epsilon_{\gamma,i}
\end{aligned}
$$

명목 세후 항상 소득에 대한 세대 간 소득탄력성(ρ_y)은 식 (15)와 같이 실질 세전 항상 소득의 세대 간 소득탄력성(ρ_z) 외 가처분 항상 소득 비율의 세대 간 탄력성(ρ_γ)과 지역 간 물가지수의 세대 간 소득탄력성(ρ_α) 그리고 아버지 세대의 가처분 항상 소득 비율과 세후 명목 항상 소득의 상관관계

($cov(\gamma_{f,i}, y_{f,i}^P)$)을 비롯하여 아버지 세대의 지역 간 물가지수와 세후 명목 항상 소득의 상관관계($cov(\alpha_{f,i}, y_{f,i}^P)$) 그리고 아버지 세대의 항상 소득 분산($var(y_{f,i}^P)$)으로부터 영향을 받는다.

$$\rho_y = \rho_z + \frac{(\rho_\gamma - \rho_z)cov(\gamma_{f,i}, y_{f,i}^P) + (\rho_\alpha - \rho_z)cov(\alpha_{f,i}, y_{f,i}^P)}{var(y_{f,i}^P)} \quad (15)$$

Kim(2002)를 비롯해 앞서 많은 선행연구들(Glaeser and Mare,2001;Kim,2004)에서 밝힌 물가가 높은 지역에 사는 임금근로자에 대한 보상 임금(Compensating wage)이 존재할 경우 $cov(\alpha_{f,i}, y_{f,i}^P)$는 양의 값을 가지며 아버지 세대와 아들 세대의 거주 지역의 유사성이 높을수록 ρ_α는 더욱 커진다. 한국과 같이 세전 항상 소득에 대해 적용되는 근로소득세율이 누진세라면 더 적게 버는 임금근로자가 적용되는 소득세율로 인해 더 많게 버는 임금근로자 보다 더 많은 세후 소득을 갖지 못하도록 소득구간에 따라 각각의 소득 세율이 다르므로 세전소득과 가처분 소득 비율의 상관관계는 음의 값을 가진다. 그리고 세전 항상 소득이 증가할수록 세후 항상 소득 역시 증가하므로 상관관계는 양의 값을 가져 세후 항상 소득과 가처분 항상 소득 비율의 상관관계는 음의 값을 가진다($cov(\gamma_{f,i}, y_{f,i}^P) < 0$). 아버지 세대와 아들 세대의 세전 소득 구간의 유사성이 높을수록 ρ_γ가 커지게 된다. 이러한 관계들을 정리하면 식(15)는 다음 관계식을 만족한다. 한국에서 명목 세후 소득의 세대 간 소득탄력성과 실질 세전 소득의 세대 간 소득탄력성 추정치 관계는 다음 장에서 보인다.

$$\rho_y \gtrless \rho_z \Leftrightarrow (\rho_\gamma - \rho_z)cov(\gamma_{f,i}, y_{f,i}^P) \lessgtr (\rho_\alpha - \rho_z)cov(\alpha_{f,i}, y_{f,i}^P) \quad (16)$$

제 4절 실증분석 결과

1. 자료

본 연구에서는 KLIPS 자료의 1차-5차년도 그리고 가장 최신연도인 18차년도 자료를 사용하여 1차-5차년도 자료를 아버지 세대로 18차년도 자료를 아들세대로 구성하였다. 아버지와 아들 세대 모두 20세 이상의 임금근로자로 제한하고 월 평균 임금을 소득 변수로 사용하여 아버지와 아들 세대조합을 구성하였다. 아들 세대의 경우 분가한 가구로 한정하였으며 실증분석을 위해 사용한 변수는 각 세대의 월 평균 임금, 연령, 공제되는 세금액, 거주 주택 시가 이다.

1차-5차년도 자료의 경우 세전 소득에 관한 변수를 제공하지 않으므로 이의 대리 변수를 계산하였다. 먼저 7차년도 이후 제공하고 있는 공제되는 세금액 변수를 이용하여 7차-12차년도의 세전 소득을 구하고 소득 구간별로 세전 소득과 세후 소득 간 비율을 계산하였다. 이를 1차-5차년도의 표본에 대해 적용하여 임의의 세전 소득을 구하였다. 실질소득을 도출하기위해서 각 세대의 주택 시가를 이용하여 전국 가중평균 주택 시가를 1로 하는 부모세대 약 55개, 아들 세대 77개 집세 물가지수를 계산하였다. 또한 모든 세대의 월평균임금에 대해 2015년을 기준으로 한 실질화 하였으며 로그 월평균임금을 기준으로 한 이상치에 대해 제거하였다. 그 결과 기본 실증 분석의 표본이 되는 1-5차와 18차년도의 아버지 아들 세대의 조합 표본 수는 282가구이다. <표 3>에서는 아버지와 아들 세대의 연령과 로그 임금에 대한 정보를 담고 있다.

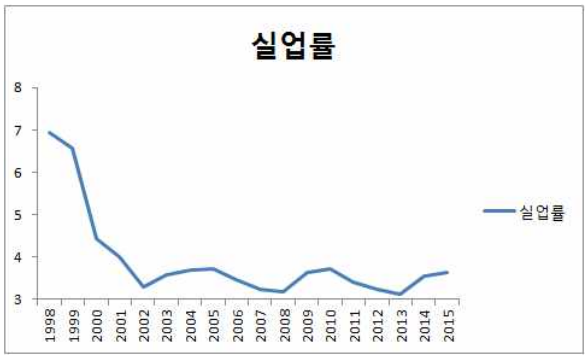
<표 3> 한국 기초 통계량 (n=282)

변수	평균	표준편차	최소	최대
로그 아들세대임금	17.372	.423	16.077	18.603
로그 아버지세대 5개년 평균 임금	16.819	.521	15.461	18.105
아들 연령	38.2	5.06	29	60
아버지 연령	51.3	6.23	40	76

사용하는 KLIPS 자료의 특징적인 점은 KLIPS 자료 최초 조사 1차년도 1998년 당시 외환위기의 영향을 받아 당해뿐만 아니라 파급효과로 인해 1990년 대 후반부터 2000년 대 초반까지의 표본이 소득의 변동성이 크다는 것이다. 금재호·조준모(2001)에서 기술한 바에 따르면 외환위기 이후 평균 근속년수의 하락세가 더욱 뚜렷해졌고 1년 이내 근속자 비중이 1990년 대 증가하던 추세는 외환위기 이후 심화되는 것으로 나타났다. 또 유경준·김대일(2003)에서는 1995년-2001년 사이 임금소득의 변동성 즉 가구주 근로소득 내 일시적 요인의 분산이 1997년을 기점으로 증가하는 것으로 나타났으며 김대일(2007)에 따르면 개인의 인적 특성을 통제한 오차항 즉 본 연구의 임시소득의 분포 추세를 살펴본 결과 1990년 초반 축소되던 수치는 1990년 대 후반과 2000년대 초반 최고치를 기록하였고 이후 2002년 큰 폭으로 하락하였다. 이와 같이 분석 대상이 되는 아버지세대의 임시소득은 노동시장의 불안전성을 통해 큰 변동성을 가짐을 알 수 있다.

외환위기와 같은 거시 충격은 임시소득 뿐만 아니라 실업을 통해 항상 소득에 대해서도 장기간 영향을 미칠 수 있다. <그림 3>의 1998년도부터 2015년 사이 실업률을 살펴보면 KLIPS 1차년도인 1998년도 실업률은 17년 중 가장 월등히 높은 값으로 6.95%을 가졌다. 또한 연이어 1999년, 2000년도 모두 4% 이상으로 3년 간 매우 높은 실업률을 유지하였다. 이와 같은 특수한 상황에서 부모 세대의 1998년-2002년 자료를 이용하여 다년도 평균소득 통해 항상 소득을 구성하게 되면 그 당시 실업 상태인 아버지 세대는 표본에서 제외된다는 문제가 발생하게 된다.

<그림 3> 1998년-2015년 실업률 추이



이외에도 Becker and Tomes(1979) 모형에 따라 부모 세대의 항상 소득과 자녀 세대에 대한 교육 투자의 연관성은 매우 높기 때문에 거시 충격을 받은 부모 세대의 항상 소득은 다음 세대에 대한 투자에 대해서 위축될 가능성을 가질 수 있다. 김봉근 외(2013)에서는 부모 세대의 큰 변동성을 경험한 경우 낮은 효용 계수를 통해 낮은 세대 간 소득탄력성을 보유한다는 가설을 실증적으로 보인 바 있다. 즉 부모세대의 항상 소득과 임시 소득에 대해 광범위한 거시적 충격은 다음 세대에 대한 투자를 줄이는 요인으로 작용할 가능성이 있다.

따라서 1998년 외환위기로 인해 1990년 대 후반에서 2000년 대 초반의 자료를 아버지 세대 자료로 사용하여 추정한 한국의 세대 간 소득탄력성은 앞서 이론적으로 제시한 세 가지 요인 외에도 미국과의 세대 간 소득탄력성과의 큰 차이를 가져오는 원인이 될 수 있다.

미국과 한국의 세대 간 소득탄력성 추정 시 사용한 표본 비교를 위해 Kim(2002)의 미국 기초 통계량을 인용하였고 이는 <표 4>와 같다. PSID를 사용한 미국의 아버지 세대와 아들 세대의 기초 통계량이며 아들 세대인 1990년을 기준으로 실질화한 로그 임금이다. <표 3>과 비교해보면 미국의 아버지 세대의 평균 연령은 한국의 아버지 세대의 평균연령보다 약 10세 이상 더 적은 것으로 보고되었으며 아들 세대의 평균 연령 역시 약 6세 의 차이를 보였다.

<표 4> 미국 기초 통계량 (n=418)

변수	평균	표준편차	최소	최대
로그 아들세대 임금	10.19	0.73	5.70	12.93
로그 아버지세대 5개년 평균 임금	10.44	0.54	8.24	12.65
아들 연령	32.70	4.33	25	39
아버지 연령	38.48	7.86	22	69

출처: Kim(2002), p.12 <표 1>

구체적으로 아버지 세대에서 미국의 경우 평균 연령이 항상 소득을 버는 40세 연령에 가까운 반면 한국의 아버지 세대의 평균 연령은 50세 이상으로 Haider and Solon(2006)에 따르면 생애주기에 따른 항상 소득에 대한 편의

크기는 약 0.78의 값을 가진다.

한편 소득 변수의 차이에 따른 세대 간 소득탄력성 추정 및 비교를 위해 아버지 세대와 아들 세대의 소득 분위수 상의 지속성을 살펴보았다. <표 5>과 같이 1분위의 아버지 세대의 아들은 총 71명으로 이중 아들 세대 역시 1분위에 있는 아들은 27명으로 약38%를 차지하였으며 4분위의 아버지 세대의 아들 중 4분위에 머무른 아들 역시 동일하게 38%로 특히 소득 분포 중 양극에 있는 소득 구간에서 특히 소득 구간의 지속성이 높은 것으로 나타났다. 아버지와 아들의 동일한 분위 수에서 지속되는 비율은 약 30%로 세대 간 지속성이 높지 않다.

<표 5> 세전 소득 구간의 세대 간 지속성 (n=282)

		아들			
아버지		1분위수	2분위수	3분위수	4분위수
	1분위수	27	11	19	14
	2분위수	17	8	26	19
	3분위수	19	16	20	15
	4분위수	11	13	20	27

명목 소득과 실질 소득의 세대 간 소득탄력성 추정치 비교에 앞서 중요 요인인 아버지 세대와 아들 세대의 지역적 지속성을 살펴보면 <표 6>과 같다. 한국과 미국에서의 아버지 세대와 아들 세대의 지역적 지속성을 보여주고 있다. 미국의 경우 Kim(2002)에 따르면 1968년 대도시에 거주한 아버지 257명의 아들 중 1990년 234명이 여전히 대도시에 거주하였으며 대도시 외 거주한 아버지의 아들 161명 중 아들세대는 여전히 대도시 외 지역에 거주하는 인원이 99명으로 도시 지역에 거주하는 아들 보다 더 많았다. 즉 표본 중 80%가 세대 간 거주 지역이 지속되었다. 한국의 경우 대도시 지역 여부를 인구수 100만명을 기준으로 구분하였으며 1차년도 아버지 세대가 대도시 지역에 거주한 아들 166명 중 대도시에 거주하는 아들이 117명, 대도시 외 지역에 거주한 아버지의 아들 116명 중 대도시 외 지역에 거주하는 아들 83명으로 미국에 비해 세대 간 지속성이 10%포인트 낮은 약 70%가 유지되었다.

<표 6> 대도시 여부의 세대 간 지속성 비교

		아들	
		대도시	대도시 외
미국	아버지		
	대도시	234	23
	대도시 외	62	99
한국	아버지		
	대도시	117	49
	대도시 외	33	83

출처: Kim(2002), p.12 <표 2>

2. 실증분석 결과

가. 연령 구조의 차이에 따른 세대 간 소득탄력성

준거 추정치 0.204는 전체 표본을 사용한 것으로 한국의 세대 간 소득탄력성에 관한 연구들에서 아버지 다년도 평균 소득을 사용한 보정치가 0.14~0.242 이었던 점을 고려할 때 본 추정치 역시 일관된 결과이다.

연령의 차이로 인한 한국의 세대 간 소득탄력성의 변화를 살펴보면 전체 표본을 대상으로 추정한 세대 간 소득탄력성은 0.204는 아버지 세대 연령 상위 10% 혹은 아들 세대 연령 하위 15%에 대해 제한 시 0.24로 약 18% 증가하였다. 아버지 세대 연령 상위 10% 제한 시 60세 초과의 표본과 아들 세대 연령 하위 15% 제한 시 33세 미만의 표본이 제외 되었다. 연령 제한 시 아들의 연령은 최소 33세, 최대 51세, 평균 38.6세 아버지의 연령은 최소 40세, 최대 60세로 평균 50.8 세로 보다 항상 소득을 가지는 표본 연령 40세에 가깝게 조정되었다. 뿐만 아니라 각 세대의 연령에 대해서만 제한한 추정치들도 보고하여 민감도 분석(Sensitivity analysis)을 하였다.

그러나 미국과의 결과 비교와 별개로 한국 사회에서의 노동시장 진입 연령이 미국에 비해 늦고 조기 퇴직이 나타난다는 점에서 이를 반영한 결과에 대해서도 보고할 필요가 있다. 아버지 세대에서의 조기 퇴직과 아들 세대의 늦은 노동 시장 진입 연령을 고려하기 위해 아버지 세대 연령 상위 20%를 제한하여 보다 노동시장에서 머무는 아버지 세대 의 평균 연령을 낮추었으며, 아들 세대에서는 연령 하위 10%를 제한하여 평균 연령을 높였다. 이때 아버

지 세대 표본은 57세 초과 연령의 표본, 아들 세대 표본은 32세 미만 연령의 표본이 제외되었다. 자세한 내용에 대해서는 부록 <표 1>에서 기술하였다.

<표 7> 연령 제한 시 세대 간 소득탄력성 비교

변수	전체	연령 제한	아버지연령제한	아들연령제한
로그 아버지 평균 소득	0.2040***	0.2400***	0.2120***	0.2270***
	(0.0484)	(0.0568)	(0.0520)	(0.0523)
아버지 연령	0.0109	0.0210	-0.0005	0.0277
	(0.0526)	(0.1130)	(0.0967)	(0.0583)
아버지 연령제곱	-0.0000	-0.0001	0.0000	-0.0002
	(0.0005)	(0.0011)	(0.0010)	(0.0005)
아들 연령	0.2020***	0.3000**	0.2800***	0.1780**
	(0.0567)	(0.1190)	(0.0823)	(0.0745)
아들 연령제곱	-0.0023***	-0.0036**	-0.0033***	-0.0021**
	(0.0007)	(0.0015)	(0.0011)	(0.0009)
상수항	9.3250***	6.5400**	8.0140***	8.9600***
	(1.6300)	(3.1510)	(2.4050)	(1.9990)
표본수	282	222	258	246
R-squared	0.1300	0.1160	0.1420	0.1020

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

연령 제한에 따른 세대 간 소득탄력성의 변화와 관련해 추가적으로 Kim(2013), 양정승(2012)와 같이 Two sample approach를 사용하여 세대 간 소득탄력성을 추정하였다. 구체적인 과정은 첫 번째 표본으로 KLIPS 2015년 자료를 사용하여 아들 세대로 구성하고 이들의 아버지 세대의 교육연한과 직업을 도구 변수로 사용하였다. 두 번째 표본으로 HIES 자료 1990년의 가구주 즉 아버지 세대의 임금을 설명변수로 교육연한과 직업을 도구 변수로 하여 연결하였다.

KLIPS에서는 가구주 14세 당시의 아버지 세대의 정보를 가지고 있으므로 HIES 1990년 자료에서 역시 자녀의 연령 6-19세에 해당한 가구주의 표본을 사용한다. HIES에서 1997년 이전 자녀의 연령정보는 구간으로 알 수 있기 때문이다. 따라서 1990년 당시 6-19세 아들은 2015년 31-44세 해당한다. 연령을 제한한 표본은 아버지세대 31-44세, 아들 세대 31-44세로 구성하고 전체 표본은 아들 세대 31-44세로만 제한하여 구성하였다. 가구주의 임금에 대

해 교육연한과 직업에 대한 회귀계수 값과 KLIPS 아들 세대의 아버지 세대의 교육연한과 직업 정보를 연결하여 아버지 세대의 기대 임금을 계산하였다. 이를 통해 조합한 아버지와 아들 세대의 세대 간 소득탄력성 추정치는 다음 <표 8>과 같다. 도구변수 조합에 따라 추정한 세대 간 소득탄력성을 비교한 결과 전체 표본에 비해 연령 제한을 시도한 표본의 세대 간 소득 탄력성이 많게는 2배 차이를 보였다.

<표 8> 아버지 연령 대 별 세대 간 소득탄력성 비교

	전체	연령제한
교육	0.301(0.0580)	0.317(0.0664)
직업	0.144(0.0509)	0.261(0.0812)
교육, 직업	0.143(0.0462)	0.204(0.0663)

()은 부트스트랩 표준오차[11)]

이러한 작업을 통해 앞서 한국의 기초통계량에 비해 아들, 아버지 세대의 연령이 항상 소득을 버는 연령에 가까운 연령대의 표본을 사용하였다는 점 그리고 미국의 세대 간 소득탄력성 크기 비교를 위해 미국의 기초통계량에 가까운 표본을 사용하였다는 점에서 보다 연령 구조의 차이로 인한 한국의 세대 간 소득탄력성과 미국의 세대 간 소득탄력성 간 차이를 설명할 수 있었다.

한편 본 연구와 기존 국내 선행 연구 결과 비교 시 KLIPS의 사용하는 아들 세대의 자료의 연도가 다르다는 점을 고려해야 한다. 본 연구에서 아버지 세대와 아들 세대 구성 시 사용한 자료는 18차년도 2015년 자료로 아버지 세대와 아들 세대 간의 세대 이전 기간은 17년인 반면 2011년 이전 선행연구들에서 사용한 아들 세대의 자료는 2008년 이전 자료이다. 즉 선행 연구들과 본 연구의 아들 세대의 자료 간 연도차이가 약 7년 이상 발생한다. 이와 같

11) 부트스트랩 표준오차는 아버지 세대의 각 그룹별 표본에 대해 동일한 표본 크기로 무작위 복원추출하고, 이의 회귀계수값들에 대한 기대임금형성, 아들 세대의 표본 역시 무작위 복원 추출하여 앞의 기대임금을 연결하여 세대 간 소득탄력성을 추정한다. 이에 대해 1000번 반복시행한 추정치의 표준편차가 부트스트랩 표준오차이다.

은 기간 차이로 인해 선행연구의 세대 간 소득탄력성과의 비교는 아들 세대의 7년 이상의 연령 증가와 세대 간 소득탄력성 추이가 혼합된 영향을 받게 된다. 분리하기 위해 첫 번째로 선행연구들에서 사용한 아들 세대와 본 연구의 아들 세대에 대해 동일한 아들 연령대를 사용한 추정치를 비교하면 순수한 세대 간 소득탄력성의 추이를 보여줄 수 있다. 연령 증가에 따른 세대 간 소득탄력성의 효과는 구성한 자료 내 기간을 확대하여 아들 세대의 연령 증가에 따른 세대 간 소득탄력성을 비교할 수 있다.

먼저 세대 간 소득탄력성의 추이를 보이기 위해 KLIPS 자료에 대해 1998년과 2007년을 아버지세대와 아들 세대로 조합, 2007년과 2015년 아버지 세대와 아들 세대로 조합하고 동일한 아들 세대 연령 대(30-39세)에 대해 세대 간 소득탄력성을 비교하였다. 그 결과 0.167의 세대 간 소득탄력성은 0.216으로 상승하여 세대 간 소득 이동성이 감소하였을 확인하였다.

<표 9> 30대 코호트 세대 간 소득탄력성 추이

	표본수	아버지 세대 평균 연령	아들 세대 평균 연령	세대 간 소득탄력성
1998년-2007년	125	55.4	34.256	0.167
2007년-2015년	117	56.094	33.991	0.216

아들 세대의 연령 증가에 따른 효과를 보기 위해 1998년과 2007년 자료로 구성한 아버지와 아들세대 자료의 세대 간 소득탄력성을 추정하고 2007년 아들 세대 중 2015년에도 자료에 살아남는 아들 세대에 대해 세대 간 소득탄력성을 또 추정하였다. 그 결과 표본수가 감소하였음에도 불구하고 아들 세대의 연령 증가에 따라 세대 간 소득탄력성이 0.156에서 0.193으로 증가하였다.

이와 같은 결과는 아들 세대의 연령이 항상 소득을 버는 연령대에 가까워질수록 세대 간 소득탄력성의 정확도가 높아질 수 있다는 것을 방증하는 한편 짧은 기간 내 세대 간 소득 이동성이 악화되고 있음을 간접적으로 보여주었다.

<표 10> 동일 아들 표본 내 연령증가에 따른 세대 간 소득탄력성 비교

	표본수	아버지 세대 평균 연령	아들 세대 평균 연령	세대 간 소득탄력성
1998년-2007년	158	54.544	33.709	0.156
2007년-2015년	100	54.240	41.87	0.193

나. 소득변수 차이에 따른 세대 간 소득탄력성 비교

(1) 세전 소득과 세후 소득의 세대 간 소득 탄력성 비교

미국과 한국의 세대 간 소득탄력성의 차이를 유도한 요인으로 소득 변수의 차이를 앞서 이론적으로 제시하였다. 실증 분석에서 미국과 같이 세전 소득을 사용하는 경우와 국내 선행연구들과 같이 세후 소득을 사용하는 경우의 추정치 간 차이는 간접적으로 미국과 한국의 세대 간 소득탄력성의 차이가 소득 변수의 차이로부터 기인함을 보여 줄 수 있다.

한국의 세대 간 소득탄력성에 관한 선행연구들이 주로 사용한 KLIPS자료의 소득 변수는 1998년 1차 년도를 시작으로 지금까지 제공하고 있는 월평균 임금이며 세금 및 건강 보험료 등을 공제한 세후 소득이다. 7차년도(2004년) 이후 공제된 세금액을 제공하고 있으나 7-11차년도를 아버지세대, 18차년도의 자료를 아들 세대로 표본 선정 시 적은 표본 수 및 비교적 짧은 패널 축적기간으로 인한 한계를 가진다. 따라서 7-11차년도 자료를 이용하여 계산하여 세후소득 대비 세전 소득 비율을 적용하여 구성한 세전소득의 대리변수로 1-5차년도 아버지세대와 18차년도 아들세대의 세전 소득과 세후소득의 세대 간 소득 탄력성을 추정하고 비교하였다.

<표 11> 소득 변수 차이의 세대 간 소득탄력성 비교

변수	세후소득	세전소득
로그 아버지 평균 소득	0.2040***	0.2040***
	(0.0484)	(0.0486)
아버지 연령	0.0109	0.0113
	(0.0526)	(0.0530)

아버지 연령제곱	-0.0000	-0.0000
	(0.0005)	(0.0005)
아들 연령	0.2020***	0.2040***
	(0.0567)	(0.0571)
아들 연령제곱	-0.0023***	-0.0023***
	(0.000708)	(0.0007)
상수항	9.3250***	9.3240***
	(1.6300)	(1.6410)
표본수	282	282
R-squared	0.1300	0.1290

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

<표 11>의 1열은 1-5차년도 아버지세대의 로그 변환한 월평균 임금에 대해 18차년도 아들 세대의 로그 변환한 월평균 임금의 회귀 분석 결과로 세후 소득을 사용한 세대 간 소득탄력성 준거 추정치다. 이와 세전 소득 간의 세대 간 소득탄력성 크기는 차이가 없었으며 추가적으로 직접적인 계산이 가능한 7-11차년도의 아버지세대의 경우 역시 세전 소득과 세후 소득의 세대 간 소득 탄력성 모두 약 0.19로 유사하였다.

횡단면 소득 불평등도인 한국의 세전소득과 세후소득의 지니계수를 비교해 보면 <표 12>와 같이 2008년-2015년 기간 동안 평균 약 3% 포인트 차이를 가져 횡단면 소득 불평등도 지표 역시 세전 소득과 세후소득에서 큰 차이가 나타나지 않았다. 소득불평등도의 횡단면 지표와 종단면 지표는 서론에서 밝힌 바와 같이 횡단면 지표가 장기간 축적 시 종단면 지표로 연결되므로 이와 같은 결과는 세전 소득과 세후 소득의 세대 간 소득 탄력성의 유사성을 뒷받침한다. 즉 한국의 경우 세전 소득과 세후 소득의 세대 간 소득 탄력성이 유사한 것은 <표 5>와 같이 아버지 세대와 아들 세대의 소득 구간의 지속성이 높지 않을 뿐만 아니라 소득세를 통한 소득 불평등의 감소효과가 작다는 것을 알 수 있다.

반면 미국의 경우 세전 소득과 세후 소득의 지니계수 간 차이가 평균 약 10% 포인트의 차이를 가졌다. 이는 세전 소득의 분산이 세후소득의 소득 분산 보다 더 클 가능성을 시사한다. Solon(1989)과 Behrman and Tabubman(1985)에서 밝힌 바와 같이 항상 소득 분산 대비 임시 소득 분산의 크기에 따라 Reliability ratio의 크기 또한 달라 참값의 세대 간 소득 탄력

성의 크기가 영향을 받게 된다. 매년 적용되는 소득 세율 중 임시소득과 관련한 세율은 임시소득의 분산의 크기에 영향을 미치는데 <표 12>에 따라 세전 소득의 임시소득 분산이 세후 소득의 임시소득 분산 보다 클 가능성을 예상할 수 있다. 세후 소득의 세대 간 소득탄력성을 직접적으로 추정은 불가하나 Reliability ratio의 크기로 인해 세후 소득의 세대 간 소득 탄력성이 세전 소득의 세대 간 소득 탄력성 보다 작을 수 있다. 따라서 세후소득을 기준으로 미국과 한국의 세대 간 소득 탄력성의 차이는 감소할 가능성이 있다.

<표 12> 한국과 미국의 소득변수에 따른 지니계수 비교

		2008년	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년
미국	세전소득	0.486	0.499	0.499	0.508	0.506	0.513	0.508	0.506
	세후소득	0.378	0.379	0.38	0.389	0.389	0.396	0.394	0.39
한국	세전소득	0.344	0.345	0.341	0.342	0.338	0.336	0.341	0.341
	세후소득	0.314	0.314	0.31	0.311	0.307	0.302	0.302	0.295

(2) 명목 소득과 실질 소득의 세대 간 소득탄력성 비교

한국과 미국과의 세대 간 소득탄력성 차이는 사용하는 소득이 지역 간 물가차이를 반영한 소득인지에 따라 달라질 수 있다. 실질 소득 계산 시 주택시가인 집세 물가지수에 대해 Kim(2002)과 같이 전체 가구 지출 액 중 집세 관련 비중을 반영하였다($Y_R = \frac{Y}{P^{0.235}}$). 집세 관련 비중은 2005년 주택금융 및 보금자리론 실태조사에서 제공한 예상 DTI(월 소득 대비 월 상환액 비율) 평균 23.5% 를 사용하였다. Kim(2002)에서 명목 세대 간 소득탄력성과 실질 세대 간 소득탄력성은 각각 0.446, 0.392로 차이를 가졌으며 한국 역시 사용하는 소득이 명목 혹은 실질인지에 따라 세대 간 소득탄력성이 다르다.

Kim(2002)의 미국의 각각 세대 간 소득탄력성에 대한 결과와 비교해보면 <표 13>과 같이 미국의 세대 간 소득탄력성의 차이는 명목소득과 실질소득 간 뚜렷하게 나타나는 반면 한국의 경우 거주 주택 시가인 집세 물가지수를 지역 간 물가지수로 사용하여 계산한 실질소득과 명목 소득의 추정치들이 거의 유사하게 나타났다. 지역 간 물가지수의 세대 간 탄력성의 경우 한국은 0.4, 미국은 0.7 이상으로 세대 간 실질 소득탄력성보다 훨씬 컸으며 앞서 본

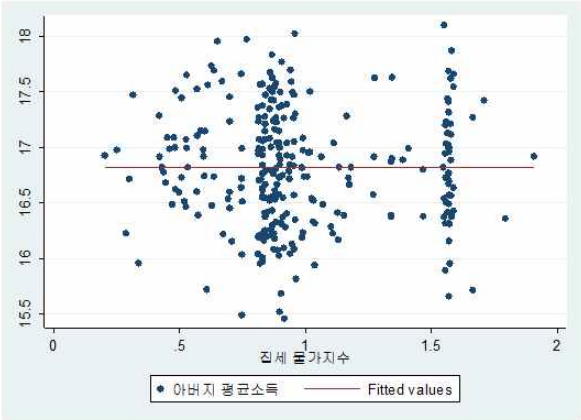
대도시지역과 대도시 외 지역의 아버지 세대와 아들 세대의 유사성 정도가 이러한 결과를 뒷받침하였다. 한국과 미국의 세대 간 소득 탄력성의 격차는 명목 소득 보다 지역 간 생계비 차이를 반영한 실질 소득을 기준 시 감소하였다.

<표 13> 실질 소득과 명목 소득의 세대 간 소득탄력성 비교

	한국	미국
세대 간 명목소득탄력성	0.204	0.446
세대 간 실질소득탄력성	0.207	0.392
세대 간 지역 간 물가지수탄력성	0.408	0.727
공분산(로그아버지평균소득, 아버지세대 집세 물가지수)	-0.001	0.050

한국과 미국의 로그 아버지세대 평균소득과 아버지 세대 지역 간 물가지수의 공분산 크기를 계산한 결과 미국에서는 0보다 큰 값을 가져 물가가 높은 지역의 임금근로자가 더 높은 임금을 받는 '보상 임금'이 작용하는 것으로 나타났다. 반면 한국의 경우 공분산 크기가 거의 0에 가까워 다음 <그림 4>과 같이 거주 지역과 명목 소득에 대한 분포 역시 일정한 패턴으로 나타나지 않아 보상 임금이 거의 존재하지 않았다.

<그림 4> 명목소득과 집세 물가지수 관계



횡단면 소득 불평등도의 경우 역시 <표 14>와 같이 아버지세대 5개년 동안 모두 명목소득과 실질 소득의 소득불평등도의 차이가 거의 나타나지 않았

다. 앞서 종단면 소득불평등도인 명목소득과 실질 소득의 세대 간 소득 탄력성 추정치의 유사성과 일치하는 결과이다. 이와 같은 결과는 명목소득과 지역 물가지수간의 낮은 상관성을 가지는 것을 보여주며 보상임금이 거의 존재하지 않음을 보여준다.[12)]

<표 14> 명목소득과 실질 소득의 지니계수 비교

	1998년	1999년	2000년	2001년	2002년
명목소득	0.365	0.335	0.344	0.334	0.338
실질소득	0.357	0.328	0.337	0.328	0.333

다. 설정변수 조합에 따른 세대 간 소득탄력성 비교

앞서 연령 구조와 사용하는 소득변수의 차이에 따른 세대 간 소득탄력성의 크기를 보고하였다. 이는 각 요인들이 세대 간 소득탄력성에 미치는 개별적인 효과이다. 그러나 각 요인들을 동시에 적용 하게 되면 세대 간 소득탄력성은 식(16)과 같이 조건에 따라 각각 개별 요인의 크기와 방향이 다르기

12) 실질 소득 계산 시 사용하는 지역 물가지수에 따라 실질 소득 및 실질 소득 불평등도 그리고 보상임금의 크기가 달라진다. 실질 세대 간 소득 탄력성을 추정하기 위해 사용한 지역 물가지수는 거주 주택의 시가로 지역 간 물가차이와 지역 내 물가차이를 모두 반영한 생계비를 대표하는 물가지수이다. 그러나 지역 물가지수 계산방법으로 주로 사용되어온 WCPD방법론은 준거방법론이지만 행정 구역의 지역 간 물가 차이만을 반영할 뿐 지역 내 물가차이에 대한 정보를 담지 못한다. 즉 지역 간 대도시 혹은 대도시가 아닌 지역 간의 물가차이 보다 지역 내 대도시와 대도시가 아닌 지역의 물가 차이가 더 클 수 있음에도 불구하고 이를 반영하지 못한다. 이에 계산 가능한 2007년도에 대해 WCPD방법론 물가지수와 집세 지수를 각각 적용하여 명목 소득 지니계수와 실질 소득 지니계수를 비교한 결과 명목 지니계수 0.349, WCPD방법론의 실질 소득 지니계수 0.347, 집세 지수의 실질 소득 지니계수 0.345로 큰 차이가 나타나지 않았다. 즉 지역 내 물가차이를 반영한 물가지수를 사용하더라도 명목소득 지니계수와 반영하지 못한 물가지수의 실질 소득 지니계수가 유사한 것은 높은 물가에 거주하는 지역에 대한 보상임금이 거의 나타나지 않는 것을 반영한다.
그런데 집세 물가지수를 사용하였음에도 보상임금의 크기가 거의 나타나지 않은 것은 실제 명목 소득과 지역 물가지수간의 상관도가 낮아 보상임금이 존재하지 않기 때문일 수도 있지만 한국의 행정 구역 구분에 따른 것으로도 설명 가능하다. 한국의 경우 미국과 달리 특별시, 광역시에 거주하는 인구가 통계청 <주민등록인구현황>에 따르면 전체 인구의 약 45%를 차지하고 서울특별시에 거주하는 인구는 약 20%이다. 즉 지역 내의 대도시와 대도시가 아닌 지역 구분이 불가한 지역들로 인해 지역 내 물가차이를 반영한 지역 물가지수를 사용할 경우 보상임금이 존재하지 않는 결과를 가져올 수 있다.

때문에 기존의 세대 간 소득탄력성보다 증가할 수도 감소할 수도 있다. 각 요인 조합에 따른 회귀분석결과는 부록 표<3>과 같다.

<표 15> 각 요인 조합에 따른 세대 간 소득탄력성

	세대 간 소득탄력성
전체, 세후, 명목	0.204
세전	0.204
실질	0.207
연령	0.240
연령, 세전, 실질	0.236

세 가지 요인을 모두 반영한 세대 간 소득탄력성은 0.236으로 이는 연령을 제한하여 항상 소득을 가지는 표본의 실질 세전 소득의 세대 간 소득탄력성이다. 기존 세대 간 소득탄력성 추정치인 0.204에서 약 16% 증가한 값이다. 미국과의 세대 간 소득탄력성 비교에서 각 요인들을 반영하지 않은 한국의 세대 간 소득탄력성은 Kim(2002)의 명목 세대 간 소득탄력성 0.446의 약 46%에 해당하여 큰 차이를 가졌으나 세 가지 요인을 반영한 실질 세대 간 소득탄력성의 경우 한국 0.236로 미국 0.393의 약 60% 수준으로 두 국가 간 세대 간 소득탄력성의 격차가 줄어들었다. 즉 한국의 세대 간 소득탄력성과 미국의 세대 간 소득탄력성의 차이는 두 국가 간 자료 상 아버지 세대의 연령 차이, 소득 변수의 차이 및 보상임금의 정도 차이를 통해 일부 설명가능하다는 것을 의미한다.

3. 추가적 논의

추가적으로 미국과의 추정치 비교와 별도로 세대 간 이전 중에 나타난 한국 내 변화와 관련한 논의를 살펴보고자 한다. 먼저 1998년 외환위기와 같은 거시충격 이후 항상 소득이 높은 그룹과 낮은 그룹 내의 연령에 따른 임시소득 변동성의 차이의 추이를 살펴보았다. 변동성의 지표로 분산을 이용하였으며 임시소득의 분산은 로그 소득을 항상 소득을 설명하는 교육연한과 연령 및 연령

제곱에 대해 회귀한 잔차항의 분산으로 해석하였다.

먼저 상용직 군(항상 소득이 높은 그룹)에서 평균 연령 이하와 초과 그룹 모두 임시·일용직 군(항상 소득이 낮은 그룹)에 비해 임시소득의 분산이 작게 나타났으며 상용직 군내에서는 평균 연령 이하 그룹이 초과그룹보다 작았다. 상용직의 경우 오히려 1998년 직후 연도보다 2007년 금융위기 직후가 연령 그룹간의 임시소득 분산의 차이가 더 크게 나타났다. 반면 임시·일용직의 경우 평균 연령 초과 그룹보다 이하 그룹이 더 임시소득 분산이 큰 연도도 있었으며 상용직과 달리 외환위기와 금융위기 모두 영향을 미쳐 차이가 크게 나타났다.

같은 연령 그룹에서의 고용형태에 따른 임시소득분산을 비교해보면 평균 연령 이하 그룹에서는 상용직 보다 임시·일용직이 항상 더 크게 나타났으나 평균연령 이상 그룹에서는 상용직이 임시·일용직의 임시소득분산보다 더 큰 연도(2003년,2004년, 2007년)도 있었다.

<표 16> 연령 기준에 따른 고용 형태별 임시소득 분산 추이

		1998년	1999년	2000년	2001년	2002년	2003년	2004년	2005년	2006년
평균연령 이하	상용직	0.134	0.105	0.117	0.120	0.124	0.124	0.135	0.129	0.149
	임시·일용직	0.243	0.221	0.236	0.141	0.191	0.198	0.216	0.200	0.232
평균연령 이상	상용직	0.164	0.175	0.159	0.178	0.192	0.221	0.238	0.225	0.233
	임시·일용직	0.288	0.334	0.288	0.336	0.270	0.193	0.204	0.271	0.197
		2007년	2008년	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년
평균연령 이하	상용직	0.164	0.153	0.143	0.126	0.132	0.132	0.134	0.136	0.136
	임시·일용직	0.216	0.225	0.191	0.216	0.230	0.179	0.188	0.225	0.233
평균연령 이상	상용직	0.283	0.220	0.217	0.224	0.215	0.207	0.202	0.202	0.212
	임시·일용직	0.250	0.230	0.329	0.274	0.264	0.228	0.242	0.291	0.272

한편 세대 간 이전 기간 동안 아버지 세대와 아들 세대의 고용 형태의 변화에 대해서도 살펴보았다. 세대 간 이전이 나타나는 동안 2006년 비정규직 법안의 통과로 아버지 세대와 아들 세대의 고용 안정성이 달라졌기 때문이다. 이와 관련하여 본 연구의 표본 내 고용 형태의 대물림을 살펴보면 282 가구 중 고용형

태가 유지된 가구는 204가구로 72%이었다. 그리고 282가구 중 아버지의 임시·일용직 형태는 37가구로 13%였으나 아들 세대의 비정규직 형태는 57가구로 20%로 아버지 세대 보다 더 커졌다. 이는 비정규직 법안으로 아버지 세대에 비해 상대적으로 아들 세대의 고용 불안정성이 더 커짐을 시사했다.

<표 17> 고용형태의 세대 간 지속성

		아들	
		상용직	임시·일용직
아버지	상용직	196	49
	임시·일용직	29	8

추가적으로 본 연구 분석대상인 임금 근로자 외에도 과소보고 가능성으로 제외하였던 비 임금 근로자를 포함하여 임금, 비 임금 근로자의 대물림을 살펴본 결과 전체표본 636 가구 중 동일한 형태 유지된 비율은 333가구로 55% 유지가 되었다. 두 세대 모두 임금 근로자의 비율이 더 높았으나 아버지 세대에서 임금근로자의 비율은 54% 인 반면 아들 세대에서는 83%로 훨씬 임금근로자의 비율이 높았다. 이는 간접적으로 아들 세대에서 보다 안정적인 종사상 지위를 선택하여 임금 근로자의 비율이 상대적으로 높으나 임금 근로자 내 임시·일용직 비율이 아버지 세대에 비해 높은 것은 정책적으로 고용형태의 불안이 더 높아진 것을 시사하였다.

<표 18> 종사상 지위의 세대 간 지속성

		아들	
		임금근로자	비 임금근로자
아버지	임금근로자	282	46
	비 임금근로자	224	51

이외에도 세전 소득과 세후 소득의 세대 간 소득 탄력성의 유사성과 관련하여 앞서 언급한 횡단면 소득 불평등 지표의 한계에 대해서도 밝히고자 한다. 최근 횡단면 소득 불평등도 지표인 지니계수의 한계에 대해서 논의 된 바 있다. 박명호(2016)에 따르면 소득 불평등도 지표인 지니계수의 경우 고소득계층의 정보 부족으로 소득 분배 실태를 제대로 파악하기 어렵기 때문에 신뢰

하기 어려울 뿐만 아니라 OECD에서 보인 바와 같이 세전 소득 기준 한국이 OECD 국가들 보다 양호하나 세후 소득 기준 중간 순위에 해당한다는 것은 조세 제도를 통한 소득 재분배 효과가 적은 것을 암시 할 수도 있으나 박명호(2016)에서 밝힌 것과 같이 지표 자체의 한계를 포함하고 있다. 따라서 이의 한계를 인식하고 횡단면 소득 불평등도의 세전과 세후 지표의 유사성을 해석해야 한다.

마지막으로 아버지 세대에서 아들 세대로의 세대 간 이전에서 나타날 수 있는 인구특성 및 가구구조의 변화에 대해서도 고려해 볼 수 있다. 통계청에서 보고한 조 출산율의 변화를 살펴보면 1998년 13.6명은 점차 감소하는 추세를 보이다가 2015년 8.6명까지 이르렀다. 또한 동일 기간의 고령화 지수는 30.4%에서 93.1% 가파르게 증가하였다. 이와 같은 17년 동안 나타난 저 출산율 및 고령화와 관련하여 세대 간 소득 탄력성에 영향을 미칠 수 있는 가능성에 대해서도 생각해 볼 수 있다. 세대 간 소득 탄력성의 주요 경로인 교육 투자에 있어서 자녀수의 감소는 자녀 1인당 교육 투자 증가를 가져올 가능성을 가져 세대 간 소득 탄력성에 영향을 미칠 수 있는 한편 부모세대의 수명 연장으로 인해 Becker and Tomes(1979)의 세대별 효용함수의 자녀소득 효용계수 α의 감소를 가져올 수 있다는 점에서 세대 간 소득 탄력성의 감소를 가져올 수 있다.

제 5절 결론

미국의 세대 간 소득탄력성 크기와 비교해 한국의 세대 간 소득탄력성은 기존의 선행 연구들에 따르면 작은 값으로 보고되어 왔다. 그러나 이러한 아버지와 아들 세대 간의 소득 이동성이 높다는 결과들은 김낙년(2017)에서 밝힌 최근 '금수저, 흙수저'의 생성과 대조된다. 본 연구에서는 연령 구조의 차이와 사용하는 소득 변수의 차이 그리고 명목, 실질 소득의 차이에 따라 세대 간 소득탄력성의 크기가 변하고 미국의 세대 간 소득탄력성과의 격차가 달라짐을 확인하였다.

Haider and Solon(2006)에서 따르면 생애 주기 중 평균 40세를 근방으로

항상 소득으로 부터의 이탈과정이 나타남으로 보였다. 이에 세대 간 소득탄력성 추정을 위한 전체 표본 중 아버지 세대와 아들 세대에 대한 연령 제한 시 전체 표본의 추정치에 비해 더 큰 값을 가졌다. 한편 국내 선행연구들이 사용한 소득변수는 대부분 KLIPS 자료의 세후 소득 변수인 반면 국외 많은 선행연구들이 사용한 소득 변수는 세전 소득 변수로 세율 적용 여부에 따라 세대 간 소득탄력성이 달라지므로 이의 국제 비교가 어렵다. 이론적 모형을 통해 세전 소득과 세후 소득의 세대 간 소득탄력성의 차이가 아버지 세대와 아들 세대의 세전 소득 구간의 연계성에 영향을 받을 수 있음을 확인하였으나 한국의 경우 세전 소득과 세후소득의 추정치가 유사하게 나타났다. 이는 횡단면 소득 불평등도에서의 유사성과 일치하는 결과이다. 또한 사용하는 소득의 지역 간 물가차이 반영 여부에 따른 세대 간 소득탄력성은 한국의 경우 보상임금이 존재하지 않아 차이나지 않았다. 세 가지 요인을 모두 반영한 결과 동일한 조건에서 한국 0.236, 미국 0.393으로 반영 전에 비해 두 국가 간 세대 간 소득탄력성의 격차가 줄어들었다.

그러나 미국의 세대 간 소득탄력성이 비해 한국의 세대 간 소득탄력성은 여전히 작다. 이는 살펴본 세 가지 요인 외의 다른 가능성이 존재함을 시사한다. 또 다른 가능성으로는 KLIPS 자료의 첫 조사년도는 1998년도로 외환위기의 직접적인 영향을 받은 표본을 대상으로 한다는 것이다. 앞서 언급한 바와 같이 실업 상태의 표본들은 대거 제외될 수 있고 뿐만 아니라 거시적 충격은 당해 연도에 한정되는 것이 아니라 장기간 영향을 미친다. 따라서 1998년-2002년 자료를 사용하여 아버지 세대 구성하여 추정한 한국의 세대 간 소득탄력성 크기들은 충격에 따른 편의를 내포할 수 있다.

또 세대 간 소득 탄력성 추정 시 사용한 소득의 개념을 ‘근로 소득’으로만 제한하였기 때문일 수 있다. 고소득층의 부모 세대에서 자녀 세대로의 소득 이전의 경우 고소득층이 가진 소득 중 부동산 및 금융 소득이 차지하는 비율이 높기 때문에 근로소득보다 오히려 이의 증여를 통해 이전될 가능성이 높다. 따라서 근로소득으로 제한하여 세대 간 소득 탄력성 추정할 경우 이러한 표본의 특성을 반영하지 못한다. 그러나 설령 소득의 개념을 부동산 및 금융 소득으로 확대할지라도 부동산 및 금융 자산이 소득으로 정확히 환산할 수

없다면 이 역시 세대 간 소득 탄력성의 한계를 가져 올 수 있다. 이외에도 고소득층은 다른 소득 계층보다 조부모세대의 손 자녀세대에 대한 증여를 통해 직접적인 소득이전이 클 수 있다는 점에서 이에 대한 추가적인 통제가 필요하다.

즉 한국의 세대 간 소득 탄력성 추정을 위해 사용하는 표본의 짧은 시계열의 한계를 비롯하여 사용한 표본이 1998년 거시 충격으로부터 자유롭지 못하다는 부분이 존재하지만 가장 큰 한계는 고소득층이 가진 여러 특성들을 고려하지 못했다는 점이다. 따라서 이를 고려할 수 있다면 앞서 도출한 낮은 세대 간 소득 탄력성과 다른 결과가 나타날 수 있다. 후속연구에서는 1998년 외환위기, 2008년 금융위기와 같이 거시적 충격을 받지 않은 표본 자료와 아버지와 아들 세대 간 충분한 기간의 이전이 이루어진 자료를 사용하여 보다 정확한 세대 간 소득탄력성을 추정할 필요가 있다. 뿐만 아니라 고소득층 표본을 포함할 수 있는 부동산의 세대 간 이전 그리고 소득의 개념 확대를 통해 한국의 현실을 반영한 세대 간 소득 탄력성 추정이 필요하다. 이는 국가 간 비교를 살펴보고 가능하게 하고 빈곤정책에 대해 방향을 제시할 수 있을 것이다.

참고 문헌

금재호·조준모. 2001. “한국노동패널 특집: 외환위기 전후의 노동시장 불안정성에 대한 연구” 노동경제논집 24(1): 35-66

김낙년. 2017. “한국에서의 부와 상속, 1970-2014” 경제사학 64: 127-160

김대일. 2007. “외환위기 이후 노동시장의 변화와 시사점 (Post-crisis changes in Korea′s labor market and their implications)” 경제학연구 55 (4)

김민성· 김봉근· 하태욱. 2009. “한국의 세대 간 소득탄력성 (所得彈力性)” 국제경제연구 15(2): 87-102

김봉근· 석재은· 현은주. 2012. “한국의 세대 간 소득탄력성과 추세” 노동경제논집 35(2): 25-41

김봉근· 석재은· 현은주. 2013. “세대 내 소득탄력성을 활용한 우리나라 세대 간 소득탄력성의 추정과 국제비교” 국제통상연구 18(3): 65-84

김현익. 2017. “한국복지패널을 이용한 한국의 세대 간 소득탄력성 추정” 서울대학교 석사학위 논문

김희삼. 2009. “한국의 세대 간 경제적 이동성 분석” KDI, 정책보고서

안종범· 전승훈. 2008. “교육 및 소득수준의 세대 간 이전” 재정학연구 1(1) 121-144

양정승. 2012. “한국의 세대 간 소득이동성 추정” 노동경제논집 35(2): 79-115

오주현· 김봉근. 2011. “한국의 세대내 소득이동성 측정” 경제논집 50(2) 137-154

유경준· 김대일. 2003. “소득분배 국제비교와 빈곤 연구 (Political suggestions for protecting the disadvantaged)” KDI, 연구보고서

최기림·안태현. 2015. “한국에서의 부녀의 세대 간 소득 이동성: 선별적 결혼의 역할.” 여성경제연구 12(2): 45-66.

최지은·홍기석. 2011. “우리나라의 세대 간 소득 이동성 분석-아버지와 아들을 중심으로.” 사회보장연구 27(3): 143-163.

현은주. 2013. “한국의 세대 내 소득불평등도의 구조-세대 간 소득 이동성 연계.” 서울대학교 석사학위 논문

현은주. 2018. “한국의 세대 간 소득이동성 연구의 메타분석과 변수설정에 따른 세대 간 소득탄력성 추정치 변화.” 사회보장연구 34(2): 265-299

Behrman, Jere, and Paul Taubman. 1985, "Intergenerational earnings mobility in the United States: some estimates and a test of Becker's intergenerational endowments model." *The Rivew of Economics and Statistics*: 144-151

Björklund, Anders, and Markus Jäntti. 1997. "Intergenerational income mobility in Sweden compared to the United States." *The American Economic Review* 87(5): 1009-1018.

Becker, Gary S., and Nigel Tomes. 1979. "An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility." *Journal of political Economy* 87(6) : 1153-1189.

Chadwick, Laura; Solon, Gary. 2002. "Intergenerational income mobility among daughters. " *The American Economic Review*, 92(1): 335-344.

Couch, Kenneth A., and Dean R. Lillard. 1994. “Sample Selection rules and the intergenerational correlation of earnings : a comment on Solon and Zimmerman". *Consumer Economics and Housing Research Paper* RP94-2, Cornell University

Francesconi, Marco, and Cheti Nicoletti. 2006. "Intergenerational mobility and sample selection in short panels." *Journal of Applied*

Econometrics 21(8): 1265-1293.

Glaeser, Edward L., and David C. Mare. 2001. "Cities and skills." *Journal of labor economics* 19(2): 316-342.

Gouskova, Elena, Ngina Chiteji, and Frank Stafford. 2010. "Estimating the intergenerational persistence of lifetime earnings with life course matching: Evidence from the PSID." *Labour economics* 17(3): 592-597.

Haider, Steven and Gary Solon. 2006, "Life-cycle variation in the association between current and lifetime earnings." *The American Economic Review, 96*(4), 1308-1320.

Jantti, Markus, et al. 2006. "American exceptionalism in a new light: a comparison of intergenerational earnings mobility in the Nordic countries, the United Kingdom and the United States." *Discussion paper no.1938* (Institute for the Study of Labor(IZA), Bonn)

Kim, Bonggeun. 2002. "The role of the urban/non-urban cost-of-living difference in measured intergenerational earnings mobility." *Economics Letters* 77(1): 9-14.

Kim, Bonggeun. 2004. "The wage gap between metropolitan and non-metropolitan areas." *University of Michigan, mimeo*

Kim, Soobin. 2013. "Intergenerational Earnings Mobility in Korea." Available at SSRN 2320329.

Lee, Chul-In, and Gary Solon. 2006. "*Trends in intergenerational income mobility.*" No. w12007. National Bureau of Economic Research, 2006.

Mazumder, Bhashkar. 2005. "Fortunate sons: New estimates of intergenerational mobility in the United States using social security earnings data." *The Review of Economics and Statistics* 87(2):

235-255.

Piketty, Thomas. 2014. Capital in the 21st Century. Harvard University Press

Schnitzlein, Daniel D. 2014 "How important is the family? Evidence from sibling correlations in permanent earnings in the USA, Germany, and Denmark." *Journal of Population Economics* 27(1) 69-89.

Solon, Gary. 1989, "Bias in the estimation of intergenerational earning correlations." The Review of Economics and Statistics: 172-174.

Solon, Gary. 1992. "Intergenerational income mobility in the United States." *The American Economic Review* (1992): 393-408.

Solon, Gary. 1999. Intergenerational mobility in the labor market. *Handbook of labor economics*, 3: 1761-1800.

Ueda, Atsuko. 2013. "Intergenerational mobility of earnings in South Korea." *Journal of Asian Economics*, 27: 33-41.

Zimmerman, David J. 1992 "Regression toward mediocrity in economic stature." *The American Economic Review*, 409-429.

부록

<표 1> 한국 노동 시장을 고려한 연령 제한 시 세대 간 소득 탄력성

변수	아버지, 아들세대 연령 제한	아버지세대 연령 제한	아들세대 연령 제한
로그 아버지 평균 소득	0.236***	0.230***	0.208***
	(0.0596)	(0.0572)	(0.0499)
아버지 연령	0.0350	0.0431	0.00591
	(0.161)	(0.146)	(0.0556)
아버지 연령제곱	-0.000353	-0.000428	-5.16e-05
	(0.00165)	(0.00150)	(0.000518)
아들 연령	0.410***	0.300***	0.220***
	(0.145)	(0.110)	(0.0661)
아들 연령제곱	-0.00500***	-0.00363**	-0.00250***
	(0.00189)	(0.00147)	(0.000811)
상수항	4.273	6.340*	9.026***
	(4.193)	(3.408)	(1.844)
표본수	209	228	263
R-squared	0.138	0.145	0.117

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

<표 2> 명목 소득, 실질 소득 및 지역 간 물가지수의
세대 간 탄력성 세부추정 결과

변수	명목소득	실질소득	지역 간 물가지수
로그 아버지 평균 소득	0.204***	0.207***	
	(0.0484)	(0.0485)	
로그 아버지 지역 간 물가지수			0.408***
			(0.0615)
아버지 연령	0.0109	0.0275	0.00777
	(0.0526)	(0.0533)	(0.0118)
아버지 연령제곱	-9.33e-05	-0.000258	-8.86e-05
	(0.000493)	(0.000500)	(0.000111)
아들 연령	0.202***	0.207***	0.00232
	(0.0567)	(0.0566)	(0.0126)
아들 연령제곱	-0.00231***	-0.00234***	6.40e-06
	(0.000708)	(0.000707)	(0.000157)
아버지 집세 물가지수		-0.452	
		(0.298)	
아들 집세 물가지수		-0.0839	
		(0.272)	
상수항	9.325***	8.726***	-0.257
	(1.630)	(1.662)	(0.322)
표본수	282	282	282
R-squared	0.130	0.140	0.175

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

<표 3> 각 요인 조합에 따른 세대 간 탄력성 세부추정 결과

변수	연령 ,세전, 실질
로그 아버지 평균 소득	0.236***
	(0.0571)
아버지 연령	0.0269
	(0.114)
아버지 연령제곱	-0.000211
	(0.00112)
아들 연령	0.301**
	(0.120)
아들 연령제곱	-0.00360**
	(0.00150)
아버지 집세 물가지수	-0.620
	(0.383)
아들 집세 물가지수	0.127
	(0.338)
상수항	6.452**
	(3.190)
표본수	222
R-squared	0.127

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

Abstract

The real income inequality level and Intergenerational income mobility in Korea

Hyun, Eun ju
Department of Economics
The Graduate School
Seoul National University

This dissertation consists of two essays on the real income inequality level and intergenerational income mobility in Korea. Key points of each paper is as follows.

1. I provide an assessment of the performance of an Engel curve methodology for estimating spatial price indices. I 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.

2. This paper aims to meta-analyse the literature on Korea's intergenerational income mobility and performs comparison of the intergenerational elasticity estimates in Korea and the United States. And It also presents three factors which lead to lower intergenerational income elasticity estimates in Korea than the United States. In empirical results, The gap of estimates between Korea and the United States decreases when they are reflected.

Key Words : Spatial price index, Engel curve method, Income mobility
Student Number : 2013-30069