

이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검정*

송 정 석**

소비위험분산의 이론에 따르면 경제주체의 소비변화는 해당 경제주체의 소득 변화에 대하여 독립적이다. 반면 대부분의 기존 연구는 소비위험분산은 현실적으로 성립하지 않는다는 실증 연구 결과를 제시한다. 이러한 기존 연구들은 경제주체들의 위험회피도가 동질적이라고 가정한 반면 최근 일부 연구들은 소비위험분산 가설의 검정을 위해 이질적 위험회피도를 고려해야 한다는 의견을 제시하였다. 본 연구는 한국의 시도지역을 대상으로 소비위험분산 가설과 위험회피도의 이질성 여부를 단일한 회귀모형 하에서 검정한다. 본 연구의 실증분석 결과에 따르면 위험회피도가 동질적인 경우 소비위험분산 가설은 일부 지역들 사이에서는 기각되며 나머지 지역들 사이에서는 기각되지 않는다. 반면 위험회피도가 이질적인 경우 소비위험분산 가설은 기각되지 않음을 본 연구의 실증결과는 제시한다.

핵심주제어: 위험회피도, 소비위험분산, 시장통합, 도구변수, 총소득
경제학문헌목록 주제분류: E21, F36

I. 서론

불확실성을 회피하는 경제주체들은 소비의 평균적인 수준이 동일할 때 가급적 소비의 변동성이 작은 경우, 즉 좀 더 안정적인 소비를 선호한다. 소비의 변동성은 관련 문헌에서 소비위험(consumption risk)으로 일컬어졌으며, 소비위험 관련 연구는 금융경제학과 거시경제학은 물론 경제발전론, 노동경제학 분야 등에서 활발히 진행되어 왔다. 소비위험분산 이론(theory of consumption risk-sharing)에 따르면, 개별 경제주체의 소비위험에 대하여 헤지(hedge) 기능을 수행하는 소위 애로우-드브류 유형의 자산(Arrow-Debreu type asset)에 대한 완전

* 이 논문은 2014년도 중앙대학교 연구년 결과물로 제출됨.

** 제1저자 및 교신저자, 중앙대학교 경영경제대학 경제학부 부교수, 전화: (031) 670-3237, E-mail: jssong@cau.ac.kr

논문투고일: 2014. 10. 21 수정일: 2014. 11. 10 게재확정일: 2014. 11. 13

6 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검증

시장(complete market)이 존재할 때, 서로 다른 경제주체들은 위험헤지 자산의 거래를 통해 소비위험을 공유할 수 있다. 따라서 개별 경제주체의 소비변화는 개별 소득(idiosyncratic income)의 변화에 상관없이 안정적이라는 점이 소비위험분산 이론의 핵심이다. 즉, 소비위험분산이 성립할 경우 개별 소비의 변화는 개별 소득의 변화에 대하여 독립적일 것이다.

먼저 거시경제 분야에서 소비위험분산 이론에 대한 논의는 다음과 같다. 최근 Gali(2011)를 비롯하여 임금경직성을 다룬 뉴케인지언(New Keynesian) 거시경제모형들은 가계 구성원의 소비는 개별 구성원의 고용 여부와 상관없이 동일하다는 가정에 기초하며, 이러한 가정은 소비위험분산 가설에 따른 것이다. 또한 Gali and Monacelli(2005) 등을 위시한 개방 거시경제 연구들은 국가 간 소비 차이는 양국의 물가수준 차이와 환율에 의존하며, 개별 국가의 소득 차이와는 무관하다는 가정을 기초로 하는데 이 역시 소비위험분산 가정을 따른다. 한편, Devereux and Hnatkovska(2014)는 미국과 캐나다의 주별 데이터를 대상으로 한 실증분석을 통해 소비위험분산이 성립하지 않음을 발견하였다. Devereux and Hnatkovska(2014)는 소비위험분산 이론이 현실적으로 성립하지 않은 이유로서, 소비위험분산 이론에서 가정하는 위험헤지 자산의 시장이 서로 다른 지역이나 국가에 대하여 완전히 통합되지 않았기 때문이라고 주장하였다.

한편, 지역경제학과 경제발전론 등에서의 소비위험분산 이론에 대한 논의는 다음과 같다. Cochrane(1991), Mace(1991), Attanasio and Davis(1996), Hayashi *et al.*(1996), Dynarski and Gruber(1997), Crucini(1999) 등 미국 50개 주를 대상으로 한 소비위험분산 관련 실증 연구들은 미국 50개 주 사이에 소비위험분산이 성립하지 않는다는 실증결과를 제시하였다. 한편, 개도국의 소비위험분산과 관련하여 Deaton(1997)은 코트디부아르의 가계를 고려하였으며, Munshi and Rosenzweig(2009), Townsend(1994), Townsend(1995)는 인도의 농촌을 대상으로 소비위험분산 가설을 검증하였고, Udry(1994)는 나이지리아 가계를 대상으로 소비위험분산 가설을 검증하였으며 이들 역시 소비위험분산은 성립하지 않는다는 실증결과를 도출하였다.

또한 국제경제학에서의 소비위험분산에 대한 논의는 다음과 같다. 앞서 언급한 대로 소비위험분산 가설이 대부분의 실증분석 연구에서 기각됨에 따라 Asdrubali *et al.*(1996), Sorensen and Yosha(1998), Asdrubali and Kim(2004), Asdrubali and Kim(2008), Demyanyk *et al.*(2007) 등은 소비위험분산 가설 자체의 검증보다는 소비위험분산의 정도를 측정하는데 초점을 맞추고, 이러한 소비

위험분산의 정도를 미국 50개 주나 EU 등의 경제통합의 정도를 측정하는데 활용하였다. 이처럼 다양한 분야에서의 소비위험분산 관련 연구들이 이루어졌지만 모두 공통적으로 소비위험분산 주체들의 위험회피도(risk-aversion)가 동일하다는 가정에 바탕을 두고 있다.

한편, Barsky *et al.*(1997), Dubois(2001), Mazzocco(2004), Schulhofer-Wohl(2011), Mazzocco and Saini(2012) 등은 기존 실증 연구에서 소비위험분산 가설이 기각된 이유는 경제주체들의 위험회피도가 동일하다고 가정했기 때문이라는 의견을 제시하였다. 특히, Schulhofer-Wohl(2011)은 실제 경제주체가 이질적 위험회피도(heterogeneous risk-aversion)를 따름에도 불구하고 동질적 위험회피도(homogeneous risk-aversion)의 가정 하에서 회귀모형을 추정할 경우, 소득이 소비에 미치는 영향이 과대 추정됨에 따라 소비위험분산 가설이 과도하게 기각될 수 있음을 지적하였다.

앞서 기존 연구에 바탕을 둔 본 연구의 동기는 다음과 같다. 첫째, Devereux and Hnatkovska(2014)가 실증분석 대상으로 한 미국과 캐나다는 북미자유무역협정 회원국으로 동일한 언어를 사용하면서 국경을 접하고 있으며 밀접한 무역비중과 긴밀한 경제협력 및 인적 교류를 오랜 기간 동안 유지해 왔다. 이러한 현실을 고려할 때 양국의 자산시장의 통합이 불완전하며 그로 인해 미국과 캐나다의 여러 주들 사이에 소비위험분산이 성립하지 않는다는 주장에 대한 재고가 필요할 것이다.

둘째, EU를 대상으로 한 소비위험분산 관련 실증 연구들은 EU 시장통합의 정도를 측정하는데 있어서 미국과 EU를 활발히 비교하고 있다. 하지만 EU 금융시장 통합이 아직은 단일 국가인 미국에 못 미칠 가능성이 높은 점을 감안할 때 미국 50개 주를 대상으로 한 소비위험분산 가설이 EU와 마찬가지로 기각된다는 결과에 대한 논란의 여지가 가능하나 기존 연구들은 이에 대한 관심이 높지 않았다.

셋째, 최근 연구에서 제기된 이질적 위험회피도는 그 동안 설명이 부족하였던 소비위험분산의 이론과 실증결과 사이의 괴리를 설명하는데 있어서 다음과 같은 면에서 기여할 수 있을 것이다. 기존의 동질적 위험회피도 가정 하에서는 소비와 소득에 공통적으로 포함된 총체적 위험(aggregate risk)을 통제된 상태에서 소비와 소득은 무관한 것으로 간주하였다. 하지만 대부분의 실증분석 결과는 소득과 소비가 무관하다는 점을 뒷받침하지 못하였다. 반면 지역이나 국가의 위험회피도가 상이하다면 총체적 위험에 반응하는 경제주체의 태도 역시 다

8 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검정

른 양상을 보일 것이다. 즉, 위험회피도가 상대적으로 높은 지역이나 국가는 총체적 위험이 발생할 경우 여타 지역에 비해 소비 변동폭을 더 줄이려 할 것이다. 만약 위험회피도가 높은 지역이나 국가의 소득 변동폭 역시 총체적 위험이 발생할 때 감소한다면, 결과적으로 소비와 소득은 비례하게 되며 이는 기존 실증 연구의 결과와 일치한다.

이상의 연구 동기를 바탕으로 본 연구는 한국의 시도지역을 대상으로 위험회피도의 동질성 여부와 소비위험분산 가설을 검정하고자 한다. 한국의 시도지역을 대상으로 한 국내 연구 중 본 연구와 관련된 연구는 다음과 같다. 김지욱(2011)은 한국 시도지역의 패널 자료를 이용하여 지역소득의 수렴현상을 고찰하였으며, 김지욱(2014)은 동태적 공간패널 기법을 통해 한국 지역소득의 수렴과 자본축적의 관계를 분석하였다. 또한 박성익·유병철(2012), 유병철·박성익(2004), 이승준·구재운(2012)은 지역소득 수렴과 지역별 경제성장의 연관성을 한국 지역 자료를 대상으로 살펴보았다. 이러한 지역 차원의 연구와 달리, 심승진(2004)은 동아시아 국가의 소득수렴과 동아시아 경제통합의 연관성에 대한 실증분석을 시도하였다. 이들 연구들은 주로 소득의 수렴에 초점을 맞춘 반면 소비위험분산 문헌은 소득변화의 차이가 소비변화에 미치는 영향에 초점을 둔다. 한편, Kim *et al.*(2004)은 동아시아 국가를 대상으로 소비위험분산의 정도를 측정한 반면 한국의 시도지역을 대상으로 한 소비위험분산 가설에 대한 실증 연구는 많지 않다. 뿐만 아니라 소비위험분산 가설 검정과 더불어 위험회피도의 이질성 여부를 한국을 대상으로 검정한 연구는 소수인 것으로 알려져 있다. 본 연구에서 한국의 시도지역을 분석대상으로 고려한 이유는 다음과 같다. 한국의 경우 급속한 경제성장을 거치면서 지역별 경제 불균형이 오히려 상대적으로 더 심화되었을 가능성이 제기되어 왔다. 이러한 가능성을 고려하기 위해 다음 <표 1>을 살펴보기로 한다.

<표 1>은 한국과 미국, 캐나다, EU의 지역별 소득격차와 국토 면적을 나타낸다. 지역별 소득증가율 격차는 규모의 차이에서 비롯될 수 있는 스케일링 효과(scaling effect)를 통제하기 위하여 지역별 소득증가율의 표준편차를 지역별 소득증가율의 평균으로 나눈 값을 제시하였다. 그 결과 한국은 0.61, EU는 2.63, 미국은 0.69, 캐나다는 0.86으로 EU의 지역별 소득증가율 격차는 한국의 4.3배이며 미국과 캐나다는 각각 한국에 비해 1.1배와 1.4배의 지역별 소득증가율 격차를 나타냈다.

현실적으로 한국 전체의 경제적 규모나 면적이 예컨대 미국의 1개 주도보다도

〈표 1〉 한국과 주요국의 지역별 소득증가율 격차 및 국토 면적 비교

	한국	EU	미국	캐나다
면적(천 평방 킬로미터) (한국 기준: 배)	98.5 (1)	7,708 (78.3)	9,827 (99.8)	9,889 (100.4)
지역별 소득증가율 격차 (한국 기준: 배)	0.61 (1)	2.63 (4.3)	0.69 (1.1)	0.86 (1.4)

주: 1) 지역별 소득증가율 격차=(지역별 소득증가율의 표준편차/지역별 소득증가율의 평균).

2) 지역 소득과 지역 소비는 각 지역의 2012년 명목금액 자료 기준.

자료: 미국은 경제조사국(Bureau of Economic Analysis) 사이트, 캐나다는 캐나다 사회경제통계자료국(CANSIM) 사이트, EU는 유럽통계청(EUROSTAT) 사이트임.

작은 경우가 존재하여 한국과 미국의 지역별 소득증가율의 직접적 비교는 무리가 있을 수 있으나, 현존하는 행정구역 단위에 기초할 때 〈표 1〉은 면적에 비하여 한국의 지역별 소득증가율 편차가 미국, 캐나다 등에 비해 큼을 암시한다.

면적을 놓고 비교할 때 EU는 한국 면적 대비 약 78배이며 미국과 캐나다는 한국 면적의 거의 100배인 것으로 나타나, 〈표 1〉은 국토 면적을 감안할 때 한국의 지역별 소득증가율 편차가 EU나 미국, 캐나다에 비해 큼을 암시한다. 따라서 만약 소비위험분산이 전혀 작동하지 않을 경우 한국의 지역별 소비증가율의 편차 역시 지역별 소득증가율의 편차만큼 큼에 따라, 여타 국가들에 비해 더 큰 소비위험을 경험할 수 있다. 이러한 배경 하에서 소비위험분산은 지역경제 불균형이라는 한국적 특성을 감안할 때 중요한 의미를 갖는다고 볼 수 있다.

또한 단일한 국가의 지역들의 경우 서로 다른 국가들에 비하여 금융시장의 통합 정도가 높으며 따라서 소비위험분산 실패의 원인으로 제기된 불완전한 시장통합을 어느 정도 통제할 수 있으며, 이 또한 한국 내 시도지역을 대상으로 소비위험분산을 고려한 동기라고 할 수 있다. 또한 위험회피도는 경제주체의 위험에 대한 사고방식 등과 연관이 있을 수 있기 때문에 경제시스템의 안전성은 물론 문화나 사회적 풍토 등 다양한 요인에 의해 영향을 받을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 위험회피도에 영향을 미칠 수 있는 영향들을 최대한 통제 한 상태에서 위험회피도의 이질성을 검정하고자 한다. 실제로 Devereux and Hnatkovska(2014) 역시 모든 측면에서 비슷한 미국과 캐나다의 주들을 고려함으로써 위험회피도에 영향을 줄 수 있는 여러 요인들을 통제할 수 있었으나, 위험회피도의 이질성 여부를 검정하는 대신 소비위험분산 실패의 원인으로 시장통합의 불완전성을 제시하였다.

방법론에 있어서, 본 연구는 최근의 이질적 위험회피도 관련 연구와 다음과

10 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검증

같이 차별화된다. 먼저 본 연구는 이질성 여부와 소비위험분산 가설 검정을 동시에 단일한 모형에서 시도하였으며, 이는 Schulhofer-Wohl(2011), Mazzocco and Saini(2012) 등 이질적 위험회피도를 고려한 최근 연구와 차별화된 방법이라고 할 수 있다. 또한 본 연구에서는 소비와 소득을 각각 종속변수와 독립변수로 지정하는데서 비롯될 수 있는 내생성 문제를 다루기 위해 도구변수 추정을 이용한다. 소비위험분산 이론에서는 일반균형 이론과 달리 소득을 순수한 외생변수로 간주하기 때문에 실제 소득 데이터에 내재된 내생성에 대한 통제가 중요한 이슈이다. 실제로 Schulhofer-Wohl(2011)은 내생성 극복을 위하여 Ahn *et al.* (1997)의 패널 GMM(generalized method of moments) 방법을 이용한 반면 본 연구에서는 도구변수 추정을 위해 지역별 민간기업의 연구개발비와 지방정부의 재정지출을 도구변수로 이용한다.

특히, Schulhofer-Wohl(2011)은 서로 다른 경제주체들의 위험회피도가 동질적인지 혹은 이질적인지 여부에 대한 검증 없이 위험회피도는 이질적이라고 가정 한 반면, 본 연구는 위험회피도의 이질성 여부를 검증한다. Mazzocco and Saini (2012)는 Schulhofer-Wohl(2011)과 달리 비모수 추정(nonparametric estimation)을 이용하여 위험회피도의 이질성 여부를 검증하였는데, Mazzocco and Saini (2012)의 비모수 추정방법은 시계열 관측치의 크기가 큰 패널 데이터를 필요로 한다는 한계가 있다.

본 연구는 한국의 시도지역을 2개씩 짝 지은 여러 가지 조합들을 패널 데이터의 횡단면 주체(cross-sectional unit)로 취급하는 방식으로 패널 데이터를 구축하며, 위험회피도의 이질성을 고려한 모형과 고려하지 않은 모형에 대하여 도구변수 추정을 실시하고 그 결과를 비교한다. 본 연구의 실증분석 결과에 따르면 동질적 위험회피도 하에서 일부 경우에는 소비위험분산 가설이 기각되고 나머지 경우에는 소비위험분산 가설이 기각되지 않는 것으로 나타났으며, 이질적인 위험회피도 하에서 소비위험분산 가설은 기각되지 않는 것으로 나타난다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 먼저 제II절에서는 이질적 위험회피도 가정 하에서의 소비위험분산 이론을 논의하고 그로부터 회귀모형을 도출한다. 제III절에서는 앞서 제시된 회귀모형을 한국의 시도지역 자료로 구성된 패널 데이터를 이용하여 추정하고 그로부터 관측된 추정결과를 논의한다. 제IV절에서는 제III절에서의 회귀분석 결과를 이질적 위험회피도 하에서의 소비이론모형을 통해 해석하고, 끝으로 제V절에서는 본 연구의 결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

II. 이론적 배경 및 방법론

1. 소비위험분산 이론

본 절에서는 실증분석에 앞서 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 이론을 소개하고 그로부터 본 연구에서 고려할 회귀모형을 도출하고자 한다. 논의의 편의상 h 지역과 f 지역의 2개 지역으로 구성된 국가가 존재한다고 하자. 이후 h 지역과 f 지역을 각각 기준지역과 상대지역이라고 일컫는다. h 지역에 거주하는 경제주체의 시점 0에서의 기대효용함수는 아래 식 (1)의 소위 CRRA (constant relative risk averse) 유형의 효용함수라고 가정한다.

$$U = [C_h(s_t); t = \{0, 1, 2, \dots, \infty\}] = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \xi_h(s_t) \left\{ \frac{C_h(s_t)^{1-\sigma_h}}{1-\sigma_h} \right\} \quad (1)$$

논의의 편의상 h 지역에는 단일한 경제주체가 존재한다고 가정한다. s_t 는 t 기에 h 지역과 f 지역 전체에 걸쳐 공통적으로 발생하는 충격을 나타내며 $C_h(s_t)$ 는 s_t 라는 충격이 발생할 때 h 지역 경제주체의 소비를 나타낸다. 한편, $\xi_h(s_t)$ 는 h 지역 경제주체의 효용에 기여하는 소비를 제외한 나머지 모든 요인을 포함한다고 가정한다. $C_h(s_t)$ 와 $\xi_h(s_t)$ 모두 0보다 크다고 가정한다. 한편, σ_h 는 h 지역 경제주체의 위험회피도를 나타내며 따라서 σ_h 의 값이 클수록 h 지역 경제주체가 소비의 변동성을 회피하려는 경향이 더 강함을 의미한다.¹⁾ 한편, f 지역 경제주체의 효용함수 역시 식 (1)에서 정의된 효용함수와 유사한 형태를 가진다고 가정하며, 따라서 $E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \xi_{f,t} \{C_{f,t}^{1-\sigma_f} / (1-\sigma_f)\}$ 와 같이 나타낼 수 있다.

또한 본 연구에서는 논의의 단순화를 위하여 2차 후생법칙(second welfare theorem)을 가정하기로 한다. 즉, h 지역과 f 지역으로 구성된 국가 차원의 사회적 효용극대화의 달성은 각 지역 경제주체들의 개별적 효용극대화의 달성과 일치한다고 가정한다. 따라서 국가 전체의 효용극대화의 결과로 h 지역 경제주체와 f 지역 경제주체의 최적소비가 결정되며, 이 과정에서 고려되는 제약조건은 $P_{h,t}C_h(s_t) + P_{f,t}C_f(s_t) = Y_A(s_t)$ 와 같다고 가정한다. $P_{h,t}$ 와 $P_{f,t}$ 는 각각 h 지역과

1) 일반적으로 CRRA 효용함수의 경우 위험회피도는 1을 제외한 0보다 큰 실수의 값을 가진다고 가정한다.

12 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검증

f 지역에서 t 시점에 소비되는 재화의 명목가격을 의미하며, $Y_A(s_t)$ 는 t 시점에 소비 가능한 국가 전체의 총소득을 나타낸다.

본 연구는 지역별 소비 자료를 고려하기 때문에 가격이 지역별로 상이할 가능성을 반영하기 위하여 예산제약식에 가격을 명시하였으며, 이는 Devereux and Hnatkovska(2014)를 따른 것이다. Devereux and Hnatkovska(2014)는 Mace (1991), Schulhofer-Wohl(2011), Mazzocco and Saini(2012) 등 기존 소비위험분산 문헌에서 가격을 고려하지 않은 것과 달리 지역별로 상이한 가격이 존재할 가능성을 고려하였다. Devereux and Hnatkovska(2014)는 회귀분석에 있어서는 가격을 외생적 독립변수로 고려한 동시에, 일반균형(general equilibrium)을 고려한 모형보정기법(calibration)을 병행함으로써 가격의 내생성도 동시에 고려하였다.²⁾

본 연구의 경우 모형보정 기법이 아닌 오직 회귀분석을 이용하여 소비위험분산 가설을 검증하고 있으며, 지역별 소비 차이의 통제변수 차원에서 가격 차이를 외생적 독립변수로 가정한다. 이러한 가정은 가격의 내생성이라는 거시경제적 특성에 비취볼 때 본 연구의 한계 중 하나이며, 이는 기준지역 소비증가율과 지역별 소득증가율 차이라는 2개의 핵심적인 내생적 독립변수 외에 가급적 내생적 독립변수 숫자를 줄임으로써 본 연구의 도구변수 추정을 보다 용이하게 하려는 실증분석 차원에서의 의도에 따른 것이다.

제약조건 $P_{h,t}C_h(s_t) + P_{f,t}C_f(s_t) = Y_A(s_t)$ 와 관련하여 또 한 가지 주목할 점은 $Y_A(s_t)$ 는 t 시점에서 모두 소비된다는 점이다. 즉, 본 연구는 ‘시간에 걸친 소비 평탄화(inter-temporal consumption smoothing)’, 즉 저축을 고려하지 않는다. 이러한 맥락에서 본 연구에서는 이자율을 고려하지 않는다. 이는 본 연구의 한계점으로 볼 수 있으나, 본 연구의 주요 논의의 대상이 서로 다른 경제주체 사이에 존재하는 위험회피도의 이질성이기 때문에 본 연구에서의 소비위험분산은 동일한 시기에 서로 다른 경제주체 사이에서 이루어지는 소비위험분산에 국한된다.

이상의 주어진 조건 하에서 h 지역과 f 지역으로 구성된 국가의 효용극대화 및 최적소비 선택의 문제는 아래 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \max \quad & U(C_{h,t}) + U(C_{f,t}) \\ \text{s.t.} \quad & P_{h,t}C_{h,t} + P_{f,t}C_{f,t} = Y_{A,t} \end{aligned} \quad (2)$$

2) 이러한 측면에서 볼 때 Devereux and Hnatkovska(2014)의 회귀분석 결과와 모형보정 기법 결과를 연결짓는데 있어서 다소 논란의 여지가 있을 수 있다.

표기의 편의상 $U(C_{h,t}; t = \{0, 1, 2, \dots, \infty\})$ 와 $U(C_{f,t}; t = \{0, 1, 2, \dots, \infty\})$ 는 각각 $U(C_{h,t})$ 와 $U(C_{f,t})$ 와 같이 축약하여 식 (2)에서 나타내기로 한다. 또한 t 기의 충격을 나타내는 s_t 도 생략하기로 하며 따라서 이후 본 논문에서의 $C_{h,t}$, $C_{f,t}$, $\xi_{h,t}$, $\xi_{f,t}$, $Y_{A,t}$ 는 각각 $C_h(s_t)$, $C_f(s_t)$, $\xi_h(s_t)$, $\xi_f(s_t)$, $Y_A(s_t)$ 를 의미한다. $U(C_{h,t})$ 와 $U(C_{f,t})$ 는 앞서 식 (1)에서 정의된 CRRA 유형의 효용함수이기 때문에 식 (2)의 효용극대화를 위한 1계 조건은 아래 식 (3)과 같다.

$$\frac{\xi_{h,t} \left(\frac{C_{h,t}^{-\sigma_h}}{C_{f,t}^{-\sigma_f}} \right) = \frac{P_{h,t}}{P_{f,t}} \quad (3)$$

위 식 (3)에 로그를 취하면 다시 아래 식 (4)와 같다.

$$(\psi_{h,t} - \psi_{f,t}) - (\sigma_{h,t} c_{h,t} - \sigma_{f,t} c_{f,t}) = (p_{h,t} - p_{f,t}) \quad (4)$$

위 식 (4)에서 $\psi_{h,t}$ 와 $\psi_{f,t}$ 는 $\xi_{h,t}$ 와 $\xi_{f,t}$ 의 로그값을 나타내며, $c_{h,t}$ 와 $c_{f,t}$ 는 각각 h 지역과 f 지역의 소비인 $C_{h,t}$ 와 $C_{f,t}$ 의 로그값을 나타낸다고 하자. 마찬가지로 $p_{h,t}$ 와 $p_{f,t}$ 는 각각 h 지역과 f 지역의 소비재가격인 $P_{h,t}$ 와 $P_{f,t}$ 의 로그값을 나타낸다.

2. 회귀모형

σ_h , σ_f , $\psi_{h,t}$, $\psi_{f,t}$, $p_{h,t}$, $p_{f,t}$ 가 외생적으로 주어졌다고 가정하면 식 (4)는 h 지역과 f 지역의 소득을 포함하지 않기 때문에, 개별 지역의 소비 $c_{h,t}$ 와 $c_{f,t}$ 는 해당 지역의 소득에 대해 독립적일 것이다. 한편, 소비위험분산 가설과 관련한 기존 연구의 대부분은 h 지역과 f 지역 경제주체의 위험회피도가 $\sigma = \sigma_h = \sigma_f$ 와 같이 동일하다고 가정하였으며, 이 경우 식 (4)는 $(c_{h,t} - c_{f,t}) = \{-(p_{h,t} - p_{f,t}) + (\psi_{h,t} - \psi_{f,t})\} / \sigma$ 와 같이 간략하게 표현할 수 있다. 반면 이질적 위험회피도 하에서의 효용극대화 조건인 식 (4)의 양변에 $\sigma_f c_h$ 를 더한 후 간단한 조작을 취하면 아래 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$c_{h,t} - c_{f,t} = \left[1 - \left(\frac{\sigma_h}{\sigma_f} \right) \right] c_{h,t} - \left(\frac{1}{\sigma_f} \right) (p_{h,t} - p_{f,t}) + \left(\frac{1}{\sigma_f} \right) (\psi_{h,t} - \psi_{f,t}) \quad (5)$$

14 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검증

식 (5)는 최근의 이질적 위험회피도 관련 연구 등에서 고려되지 않았으며, 우변에 $[1 - (\sigma_h/\sigma_f)]$ 를 포함한다는 점에서 매우 중요한 시사점을 갖는다. 즉, $[1 - (\sigma_h/\sigma_f)]$ 는 σ_h 와 σ_f 가 같을 경우 0이며 다를 경우에는 0이 아닌 값을 가질 것이다. 따라서 $[1 - (\sigma_h/\sigma_f)]$ 는 이질적 위험회피도의 검증에 중요한 단서를 제공한다. 한편, 식 (5)에 기초한 회귀모형은 아래 식 (6)과 같다.

$$CS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 YD_{i,t} + \beta_2 CH_{i,t} + \beta_3 PD_{i,t} + \beta_4 SD_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (6)$$

식 (6)의 회귀모형에서 i 는 한국의 시도지역으로부터 2개 지역을 선택함에 따라 생성되는 여러 가지 조합들을 가리키는 첨자이다. 먼저 종속변수 $CS_{i,t}$ 는 식 (5)의 좌변에 위치한 $(c_{h,t} - c_{f,t})$ 의 관측치로서 i 조합의 기준지역 h 와 상대지역 f 사이의 t 시점에서의 소비 차이를 나타낸다. 한편, 독립변수 $CH_{i,t}$ 는 식 (5)의 우변에 위치한 $c_{h,t}$ 의 관측치로서 i 조합의 기준지역 h 의 t 기의 소비를 나타내며, 독립변수 $PD_{i,t}$ 는 식 (5)의 우변에 위치한 $(p_{h,t} - p_{f,t})$ 의 관측치로서 i 조합의 기준지역 h 와 상대지역 f 사이의 t 기에서의 물가수준 차이를 나타낸다. 또한 독립변수 $SD_{i,t}$ 는 식 (5)의 우변에 위치한 $(\psi_{h,t} - \psi_{f,t})$ 의 관측치이다. 이론적 측면에서 볼 때, $\psi_{h,t}$ 와 $\psi_{f,t}$ 는 소비 이외에 효용 증가를 가져오는 모든 요인으로 정의되었다. 본 연구에서 $\psi_{h,t}$ 와 $\psi_{f,t}$ 는 t 기에 각 지역으로 순유입된 인구를 나타낸다.

이처럼 기준지역 h 와 상대지역 f 사이의 순유입인구의 차이를 식 (5)의 $(\psi_{h,t} - \psi_{f,t})$ 의 관측치로 사용한 배경은 다음과 같다. 특정 지역으로의 인구 유입은 해당 지역에 대한 경제주체의 선호도가 높아짐을 의미한다. 예컨대, 특정 지역의 사회간접자본의 증가 등의 외생적 요인은 해당 지역 거주에 대한 선호도를 높이며 따라서 동일한 여타 조건 하에서 해당 지역으로 인구가 유입될 것이다. 이와 관련하여 한 가지 언급할 점은 다음과 같다. 만약 본 연구에서 소비를 측정하는데 있어서 총소비를 고려한다면 인구 유입은 당연히 해당 지역의 총소비 증가를 가져올 것이다. 이 경우 식 (6)의 회귀모형에서의 독립변수 $SD_{i,t}$, 즉 순유입인구의 차이는 종속변수인 총소비의 차이에 반드시 포함되는 부분이라고 할 수 있다. 따라서 이 경우 식 (6)의 회귀모형에서의 독립변수 $SD_{i,t}$ 는 강한 내생성을 가질 것이다.

하지만 본 연구의 회귀분석에서 소비와 소득은 모두 1인당 소비와 1인당 소득으로 측정되며, 1인당 소비는 그 정의상 순유입인구 증가율과 반드시 비례한

다고 볼 수 없는데 그 이유는 다음과 같다. 만약 해당 시점에 특정 지역으로 유입된 인구의 1인당 소비가 해당 지역의 기존 1인당 소비보다 반드시 높지 않다면 인구 유입이 그 지역의 1인당 소비를 증가시킨다는 보장은 없을 것이다. 이러한 맥락에서 순유입인구는 해당 지역 거주에 대한 선호도라는 외생적 요인을 대변하는 변수로서 어느 정도 타당성을 가진다고 할 수 있다.³⁾

한편, 식 (6)의 회귀모형에서 독립변수 $YD_{i,t}$ 는 조합 i 를 구성하는 기준지역 h 와 상대지역 f 의 소득 차이를 나타낸다. 이는 소비위험분산 조건을 나타내는 식 (5)에 포함되지 않은 변수이다. 따라서 식 (5)의 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 조건이 이론적으로 성립한다면 식 (5)를 회귀모형으로 나타낸 식 (6)에서 독립변수 $YD_{i,t}$ 의 계수 β_1 의 추정계수는 통계적으로 유의해서는 안 될 것이다.

식 (6)의 회귀모형에서 독립변수 $YD_{i,t}$ 를 제외한 나머지 독립변수의 추정계수에 대한 예측은 다음과 같다. 먼저 독립변수 $CH_{i,t}$ 의 계수 β_2 는 소비위험분산 조건 식 (5)에서의 $[1 - (\sigma_h/\sigma_f)]$ 를 의미하기 때문에 만약 두 지역 사이의 위험회피도가 이론적으로 동일하다면 β_2 의 추정계수는 통계적으로 유의해서는 안 될 것이다. 한편, σ_h 가 σ_f 보다 작을 경우 β_2 의 부호는 (+)이며 반대로 σ_h 가 σ_f 보다 클 경우 β_2 는 (-)의 부호를 나타낸다. 한편, 기준지역 h 와 상대지역 f 의 물가수준의 차이를 나타내는 독립변수 $PD_{i,t}$ 는 식 (5)의 $(p_{h,t} - p_{f,t})$ 에 상응하며 따라서 독립변수 $PD_{i,t}$ 의 계수는 식 (5)의 $-(1/\sigma_f)$ 를 나타내며 따라서 (-)의 부호를 가질 것으로 예측된다. 또한 식 (6)의 회귀모형에서의 독립변수 $SD_{i,t}$ 는 식 (5)의 $(\psi_{h,t} - \psi_{f,t})$ 에 상응하기 때문에 독립변수 $SD_{i,t}$ 의 계수는 $(1/\sigma_f)$ 를 나타내며 따라서 (+)의 부호를 가질 것으로 예측된다.

III. 데이터 개요 및 추정결과

1. 데이터 개요

식 (6)의 회귀모형의 추정을 위해 사용될 패널 데이터의 구조는 다음과 같다.

3) 만약 특정 지역으로의 인구 유입이 해당 지역의 생산요소로 투입된다면, 인구 유입은 생산된 산출물, 즉 소득에 영향을 주며 나아가 불완전한 소비위험분산 하에서는 소비에까지 영향을 줄 수 있다. 따라서 본 연구에서 지역 간 효용 차이의 외생적 요인으로 고려한 순인구유입은 내생성을 완전하게 제거한다고 볼 수는 없을 것이다.

16 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검증

본 연구에서는 1995년부터 2012년 기간 중 한국의 시도지역으로부터 2개 지역을 선택함에 따라 생성되는 여러 가지 조합들을 분석대상으로 한다. 결측치가 많은 울산을 제외한 총 15개 시도지역에서 2개 지역을 선택함으로써 얻을 수 있는 조합의 숫자는 모두 105개이며 따라서 1995년부터 2012년까지 18개 연도에 대하여 총 1,890개의 관측치를 가진 패널 데이터를 구축할 수 있다. 이러한 패널 데이터 구축 방식은 Devereux and Hnatkovska(2014)를 따른다. 한편, 본 연구에서는 식 (6)의 회귀모형을 추정하는데 있어서 도구변수 추정(instrument variable estimation)을 이용하며, 이를 위해서 지역별 민간기업 연구개발비와 지

〈표 2〉 주요 변수의 1995~2012년 기간 중 지역별 평균

15개 지역	1인당 소비 (만 원)	1인당 소득 (만 원)	순유입인구 (천 명)	소비자 물가지수 (2010년=100)	1인당 연구개발비 (만 원)	1인당 재정지출 (만 원)
서울	1,166	2,057	-105	82.73	34	22
부산	892	1,288	-37	82.73	7	15
대구	877	1,168	-13	83.86	8	25
인천	936	1,673	11	82.68	35	17
광주	916	1,356	-0.4	82.79	14	26
대전	949	1,378	5	83.12	63	59
경기	976	1,686	178	82.51	90	28
강원	763	1,475	-5	82.86	4	71
충북	757	1,811	0.9	83.02	25	55
충남	752	2,410	8	82.73	45	45
전북	712	1,345	-14	82.76	11	58
전남	645	1,907	-21	82.98	8	63
경북	747	2,000	-12	83.40	31	49
경남	652	1,535	4	82.70	20	35
제주	806	1,383	-0.3	83.35	3	56
평균	836	1,631	0	82.95	27	42

- 주: 1) 1인당 소비, 1인당 소득, 1인당 연구개발비, 1인당 재정지출은 명목금액 기준임.
 2) 연구개발비는 지역 내 민간기업의 연구개발비이며, 재정지출은 경제분야 관련 지출임.
 3) 순유입인구의 (-) 부호는 유출인구가 유입인구보다 많음을 의미함.
 4) 울산은 결측치가 많아 균형 패널 자료(balanced panel data) 구축을 위해 제외함.

자료: 통계청.

방정부 재정지출을 도구변수로 사용한다. 이들 도구변수의 선정에 대한 세부 설명은 추후 <표 5>의 도구변수모형 추정결과와 함께 다시 언급하기로 한다. 본 연구의 실증분석에서 도구변수를 포함한 주요 변수에 사용된 자료의 지역별 평균은 <표 2>와 같다.

<표 2>에 따르면 일반적인 예상대로 서울의 1인당 민간 최종지출의 기간 평균과 1인당 지역 내 총생산의 기간 중 평균이 각각 약 1,166만 원과 약 2,057만 원으로 전체 지역 중 가장 높은 것으로 나타났다. 한편, 분석기간 중 1인당 민간 연구개발비의 평균은 경기도가 90만 원으로 가장 높으며 대전이 63만 원으로 2위를 나타냈다. 이는 경기도의 경우 전자제품을 생산하는 대기업이 소재하고 있으며 대전 역시 연구개발단지가 소재한 데 따른 것으로 짐작할 수 있다. 한편, 1인당 재정지출의 기간 평균은 도시지역보다 도지역에서 전반적으로 더 높은 것으로 나타났다. 본 연구에서는 소비자물가지수를 이용하여 소비, 소득, 연구개발비 지출, 재정지출의 명목가치를 실질변수로 변환한 값을 회귀분석에 사용한다.

한편, 순유입인구의 경우 (-) 부호는 유출인구가 유입인구보다 더 많음을 나타내며, <표 2>에 따르면 분석기간 중 서울의 경우 순유출인구가 연평균 10만 5,000명으로 가장 많으며, 반대로 순유입인구가 가장 많은 지역은 경기도로 연평균 17만 8,000명의 순유입인구를 보였는데 경기도로의 인구 유입은 해당 기간 중 수도권 지역의 신도시 조성과 관련된 것으로 보인다. 한편, 소비자물가지수는 지역별로 큰 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다.

2. 회귀분석 결과

본 연구에서 고려할 회귀모형 1과 2는 각각 아래와 같다. [모형 1]과 [모형 2]에서 Δ 는 일차차분을 나타내며, 이는 단위근으로 인한 불안정 시계열 문제를 원천적으로 배제하기 위한 것으로 기존의 소비위험분산 실증연구의 방식을 따른 것이다.

$$[\text{모형 1}] \quad \Delta CS_{i,t} = \delta_0 + \delta_1 \Delta YD_{i,t} + \delta_2 \Delta PD_{i,t} + \delta_3 \Delta SD_{i,t} + \delta_4 \text{BORDER}_i + u_{i,t}^{\delta}$$

$$[\text{모형 2}] \quad \Delta CS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta YD_{i,t} + \beta_2 \Delta CH_{i,t} + \beta_3 \Delta PD_{i,t} + \beta_4 \Delta SD_{i,t} + \beta_5 \text{BORDER}_i + u_{i,t}^{\beta}$$

18 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검증

먼저 [모형 1]은 앞서 식 (5)에서의 $c_{h,t}$ 의 계수 $[1-(\sigma_h/\sigma_f)]$ 가 0인 경우, 즉 σ_h 와 σ_f 가 동일할 경우에 대한 회귀모형이다. 따라서 [모형 1]은 동질적 위험회피도를 가정한 회귀모형이라고 할 수 있다. 반면 [모형 2]는 이질적 위험회피도의 가능성을 고려한 모형으로 독립변수 $CH_{i,t}$ 의 계수 β_2 의 통계적 유의성을 통해 위험회피도의 이질성 여부를 검정할 수 있다. 만약 [모형 2]에서의 β_2 의 추정계수가 통계적으로 유의하지 않다면 [모형 2]는 실질적으로 동질적 위험회피도를 가정한 [모형 1]과 동일하다고 볼 수 있다.

한편, 위 [모형 1]과 [모형 2]의 독립변수로 새롭게 추가된 $BORDER_i$ 는 i 조합을 구성하는 기준지역과 상대지역이 인접할 경우 1의 값을 가지며 그렇지 않을 경우 0의 값을 가지는 더미변수이다. 이러한 더미변수를 독립변수로 포함한 이유는 지역 간 소비위험분산에 있어서 지리적 요인을 통제하기 위해서이다. 더미변수 $BORDER_i$ 를 제외하면 [모형 2]는 앞서 식 (6)에 대해 일차차분을 취한 형태와 동일하다. 울산을 제외한 전국 15개 시도지역 중 2개 지역을 선택하여 도출된 총 105개 조합에 대하여 합동최소자승 추정과 도구변수 추정을 실시한 결과는 다음 <표 3>과 같다.

<표 3>에 따르면 합동최소자승 추정과 도구변수 추정 모두 지역 간 소득증가율 차이, 즉 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 가 [모형 1]과 [모형 2]에서 통계적으로 유의함을 보인다.⁴⁾ 이는 한국의 15개 지역으로부터 2개 지역을 선택할 수 있는 전체 105개 조합을 모두 고려할 경우 소비위험분산은 성립하지 않음을 암시한다. 또한 <표 3>에 따르면 최소자승 추정과 도구변수 추정의 [모형 2]에서 기준지역의 소비증가율 $\Delta CH_{i,t}$ 는 통계적으로 유의하지 않다. $\Delta CH_{i,t}$ 의 계수는 소비위험분산 조건 식 (5)에서의 $[1-(\sigma_h/\sigma_f)]$ 를 의미하기 때문에 <표 3>은 전체 105개 조합을 고려할 때 위험회피도가 대체로 동질적임을 암시한다.

하지만 <표 3>에서와 같이 한국의 15개 지역으로부터 2개 지역을 선택할 수 있는 전체 105개 조합을 대상으로 [모형 2]를 추정할 경우, 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 는 서로 다른 조합들에 대하여 반복적으로 동일한 관측치를 가질 수 있다. 예컨대,

4) 잔차의 자기상관이 존재하지 않다는 귀무가설에 대한 더빈-왓슨(Durbin-Watson) 통계량은 <표 3>의 DW로 표시하였다. 본 연구의 패널 데이터는 단일한 시계열이 아니기 때문에, <표 3>의 더빈-왓슨 통계량의 경우 각 조합의 시계열로부터 구한 105개의 개별 더빈-왓슨 통계량의 평균값을 사용하였다. <표 3>의 도구변수 추정의 [모형 1]의 경우 더빈-왓슨 통계량이 1% 수준에서 상한치(upper bound)보다 크며, 따라서 잔차의 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못 하는 것으로 나타났다. <표 3>의 나머지 경우의 더빈-왓슨 통계량에 대해서는, 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설의 기각 여부를 결정할 수 없는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 전체 지역별 조합에 대한 합동최소자승 추정 및 도구변수 추정

		$\Delta YD_{i,t}$	$\Delta CH_{i,t}$	$\Delta PD_{i,t}$	$\Delta SD_{i,t}$	$BORDER_i$	R^2	DW
합동 최소 자승 추정	[모형 1]	0.34*** (32.17)		-0.40*** -3.28	0.17*** (7.79)	0.00 0.77	0.38	1.51
	[모형 2]	0.34*** (8.91)	0.01 (0.46)	-0.40*** -3.12	0.17*** (6.45)	0.00 0.79	0.38	1.51
관측치: 1,785								
도구 변수 추정	[모형 1]	0.74*** (8.32)		0.52** (2.08)	0.25*** (7.50)	0.00 (0.90)	0.00	1.80*
	[모형 2]	0.72*** (7.53)	-0.04 (-0.28)	0.56** (1.99)	0.26*** (5.54)	0.00 (0.90)	0.00	1.81
관측치: 1,575								

주: 1) 괄호 안의 숫자는 t -통계량을 나타냄.
 2) 마지막 열을 제외한 *, **, ***은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서의 통계적 유의성을 가리킴.
 3) 더빈-왓슨 통계량 DW 의 경우 *은 1% 수준에서 잔차의 자기상관이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못함을 의미함.
 4) 도구변수 추정의 경우, 15개 지역에서 2개 지역을 선택할 수 있는 총 105개 조합에 대하여, 시계열 관측치는 15개 연도를 고려하여 총 관측치 1,575개임. 원래 18개 연도이나 일차차분 후 도구변수로 전년도 및 2년 전 민간 연구개발비와 지방재정 지출 자료를 사용하여 결과적으로 3개 연도가 감소한 15개 연도가 고려됨. 반면 합동최소자승 추정의 경우 총 105개 조합에 대하여 일차차분을 취한 17개 연도의 시계열을 고려하여 1,785개의 관측치가 사용됨.

서울을 기준지역으로 하고 여타 지역들을 상대지역으로 하는 조합은 모두 14개이며 이들은 공통적으로 서울을 기준지역으로 포함하기 때문에 [모형 2]의 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 는 동일한 관측치를 가질 것이다.

이처럼 패널 회귀분석에 있어서 독립변수가 일부 횡단면 개체들에 대하여 동일한 관측치를 가질 경우 해당 독립변수의 추정계수의 통계적 유의성은 왜곡될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 〈표 3〉에서와 같이 105개 조합을 모두 포함한 1개의 패널 데이터에 대하여 회귀분석을 실행하는 대신, 특정 상대지역 f 와 나머지 14개의 기준지역 h 지역들로 구성된 총 15개의 패널 데이터들을 고려한다.

〈표 4〉의 최소자승 추정 결과에 따르면, 기준지역과 상대지역의 소득증가율 차이를 나타내는 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 는 모든 상대지역의 경우 [모형 1]과 [모형 2]에서 공통적으로 1% 유의수준의 통계적 유의성을 보인다. 따라서 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 의 포함 여부와 상관없이 [모형 1]과 [모형 2]에서 소비위험분산 가설은

20 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검증

〈표 4〉 상대지역별 최소자승 추정

상대지역		$\Delta YD_{i,t}$	$\Delta CH_{i,t}$	$\Delta PD_{i,t}$	$\Delta SD_{i,t}$	$BORDER_i$	조정된 R^2	DW
서울	[모형 1]	0.23***		0.43	0.05	0.00	0.09	1.14
	[모형 2]	0.18***	0.16***	0.46	0.06	-0.00	0.19	1.09
부산	[모형 1]	0.19***		-0.39	0.16**	0.00*	0.18	1.50
	[모형 2]	0.14***	0.08***	-0.35	0.16**	-0.00**	0.22	1.44
대구	[모형 1]	0.33***		-0.54*	0.12*	0.00	0.35	1.62
	[모형 2]	0.29***	0.11***	-0.35	0.12**	-0.00	0.43	1.53
인천	[모형 1]	0.22***		-0.70**	0.14*	0.00	0.24	1.66*
	[모형 2]	0.21***	0.14***	0.13	0.13*	-0.00	0.35	1.59
광주	[모형 1]	0.29***		-0.33	0.14**	0.00	0.30	1.73*
	[모형 2]	0.28***	0.11***	-0.77	0.17***	-0.00	0.37	1.67
대전	[모형 1]	0.28***		-0.52	0.25***	0.00	0.25	1.90*
	[모형 2]	0.16***	0.19***	-0.63*	0.25***	-0.00	0.42	1.64
경기	[모형 1]	0.32***		-0.73*	0.41***	0.00	0.33	1.37
	[모형 2]	0.30***	0.22***	0.42	0.45***	-0.00	0.51	1.50
강원	[모형 1]	0.26***		-0.33	0.23***	0.00	0.28	1.53
	[모형 2]	0.21***	0.10***	-0.63***	0.18**	-0.00	0.32	1.57
충북	[모형 1]	0.31***		-0.36	0.20**	0.00	0.31	1.36
	[모형 2]	0.23***	0.20***	-0.36	0.15**	-0.00	0.51	1.80
충남	[모형 1]	0.25***		-0.79***	0.13*	0.00	0.23	1.45
	[모형 2]	0.19***	0.16***	-0.72***	0.02	0.00	0.37	1.78
전북	[모형 1]	0.31***		-0.90***	0.33***	0.00**	0.39	1.49
	[모형 2]	0.26***	0.14***	-0.87***	0.30***	-0.00**	0.48	1.65
전남	[모형 1]	0.15***		0.06	0.33***	0.00	0.12	1.20
	[모형 2]	0.14***	0.02	0.03	0.32***	0.00	0.12	0.92
경북	[모형 1]	0.21***		-0.08	0.28***	0.00	0.20	1.39
	[모형 2]	0.14***	0.16***	0.18	0.22***	-0.00	0.34	1.36
경남	[모형 1]	0.55***		-0.11	0.18**	0.00	0.86	1.87*
	[모형 2]	0.53***	-0.06	0.02	0.18**	-0.00	0.87	1.93*
제주	[모형 1]	0.29***		-0.92***	0.18***		0.38	1.81*
	[모형 2]	0.23***	0.11***	-0.95***	0.16**		0.44	1.84

주: 1) 지면 관계상 표준오차, t -통계량은 생략.

2) 마지막 열을 제외한 *, **, ***의 의미는 앞서 〈표 3〉과 동일하며, 마지막 열의 *의 의미도 앞서 〈표 3〉과 동일함.

3) 관측치: 210(14개 조합, 15년), 시계열 연도는 원래 18개 연도이나 일차차분 후 도구 변수로 전년도 및 2년 전 민간 연구개발비와 지방재정 지출 자료를 사용하여 3개 연도가 감소함.

공통적으로 기각된다.

한편, <표 4>에 따르면 상대지역이 전남과 경남인 경우를 제외한 나머지 경우, [모형 2]의 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 는 1% 유의수준에서 통계적 유의성을 나타내며 (+)의 부호를 나타내는데, 이는 기준지역의 위험회피도 σ_h 가 상대지역의 위험회피도 σ_r 보다 유의하게 작음을 암시한다. <표 4>의 결과는 기준지역과 상대지역 사이의 위험회피도는 대부분의 경우 이질적이며 소비위험분산 가설은 대부분의 상대지역에 있어서 기각되는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 위험회피도가 이질적인 점을 고려할 경우 소비위험분산 가설의 기각은 감소할 것이라는 Schulhofer-Wohl(2011)의 실증분석 결과와 일치하지 않는다.

한편, <표 4>의 여타 독립변수의 추정계수에 대한 결과는 다음과 같다. 앞서 식 (5)로부터의 이론적 예측에 따르면 독립변수 $\Delta PD_{i,t}$ 와 독립변수 $\Delta SD_{i,t}$ 의 계수는 각각 $-(1/\sigma_r)$ 와 $(1/\sigma_r)$ 를 나타내며, 따라서 부호는 반대이되 통계적 유의성은 비슷한 수준이어야 한다. 하지만 <표 4>의 추정결과에 따르면 대체적으로 독립변수 $\Delta SD_{i,t}$, 즉 순수입인구 증가율 차이의 추정계수는 높은 통계적 유의성을 나타낸 반면 물가증가율 차이를 나타내는 독립변수 $\Delta PD_{i,t}$ 의 추정계수는 상대적으로 통계적 유의성이 낮음을 알 수 있다. 이러한 양상은 추후에 제시할 도구변수 추정결과에서도 유사하다. 반면 $\Delta PD_{i,t}$ 와 $\Delta SD_{i,t}$ 의 추정계수의 부호는 각각 (-)와 (+)인 경우가 많아 식 (5)로부터의 이론적 예측과 대체로 일치한 것으로 나타났다. 끝으로 기준지역과 상대지역 인접 여부를 나타내는 더미변수 $BORDER_i$ 는 상대지역이 부산과 전북인 경우를 제외한 대부분의 경우 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 한국 시도지역의 경우 소비위험분산에 있어서 지리적 인접성은 큰 영향을 미치지 않음을 알 수 있다.

<표 4>의 최소자승 추정 결과와 관련하여 한 가지 주목해야 할 점은 다음과 같다. <표 4>의 [모형 1]과 [모형 2]는 기준지역과 상대지역의 소비증가율의 차이를 나타내는 $\Delta CS_{i,t}$ 를 종속변수로 고려한다. 따라서 기준지역의 소비증가율을 나타내는 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 는 내생성을 내포할 가능성이 높다. 실제로 <표 4>의 추정결과는 내생성 문제를 고려하지 않은 최소자승 추정 결과인 반면 Schulhofer-Wohl(2011)은 내생성을 통제하기 위하여 여가(leisure)를 도구변수로 이용한 GMM 추정을 실시하였다.

한편, 두 지역의 소득증가율 차이를 나타내는 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 역시 내생성을 가질 수 있는데 이는 일반적으로 잘 알려진 바와 같이 거시경제에 있어서 소득과 소비 사이의 양방향 인과관계와 그에 따른 내생성이 존재할 수 있기 때

22 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검증

문이다. 반면 전통적인 소비위험분산 이론에서는 소득을 확률분포 등에 따라 외생적으로 주어지는 재원으로 가정하지만 현실적으로 소득의 관측치는 생산활동의 산출물에 더 가까우며 따라서 본 연구에서는 소득 차이를 나타내는 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 가 내생성을 가진다고 간주한다. 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 와 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 가 내생성을 가질 경우 이들 독립변수의 최소자승 추정계수는 편향될 가능성이 존재하며, 따라서 본 연구에서는 도구변수 추정을 실시하기로 한다.

본 연구에서는 접근 가능한 자료의 범위 내에서 가장 타당한 도구변수로서 지역별 민간기업 연구개발비와 지역 재정지출을 고려하며 그 배경은 다음과 같다.⁵⁾ 먼저 지역 내 민간기업의 연구개발비는 일종의 투자지출이며 따라서 균형소득이 소비지출, 투자지출, 재정지출의 총합임을 감안할 때 소득의 일부분으로 포함된다. 따라서 지역별 연구개발비라는 투자지출의 변화는 소득이라는 경로를 통하여 해당지역의 소비에 영향을 미칠 수 있는데, 이는 일반적인 투자승수와 맥락을 같이 한다. 이처럼 투자가 소비에 미치는 인과관계에 비하여, 민간 최종소비 증가의 결과로 인해 지역 내 기업의 연구개발비 지출이 증가할 가능성은 상대적으로 낮다고 할 수 있다. 요약하면, 연구개발비 증가 등으로 파생된 소득 부분은 소비에 영향을 주지만 역으로 연구개발비 지출이 민간 최종소비의 영향을 받을 가능성은 상대적으로 낮으며, 따라서 본 연구에서는 기준지역과 상대지역의 연구개발비 증가율 차이 $\Delta RD_{i,t}$ 를 기준지역 소비증가율 $\Delta CH_{i,t}$ 에 대한 도구변수로 사용한다. 또한 도구변수로서의 외생성을 좀 더 제고하기 위하여 전년도와 2년 전 관측치를 도구변수로 사용한다.

위의 논의와 유사한 측면에서 본 연구는 지역별 민간 연구개발비 지출과 더불어 지역별 지방정부 재정지출을 기준지역의 소비증가율인 $\Delta CH_{i,t}$ 에 대한 도구변수로 사용한다. 재정지출 역시 균형 소득의 한 부분이며 따라서 소득이라는 경로를 통해 민간소비에 영향을 준다. 이는 일반적인 재정승수의 의미와 일맥상통하며, 특히 재정지출은 정책적 의사결정에 영향을 받기 때문에 지역 내 민간소비의 증가가 해당 지역의 지방정부 지출에 영향을 미칠 가능성은 상대적으로 낮다고 할 수 있다.⁶⁾ 앞서 민간 연구개발비 지출과 마찬가지로 지방정부 재정지출 증가율 차이의 경우에도 전년도와 2년 전 관측치를 도구변수로 사용

5) 민간기업뿐만 아니라 지방정부 역시 연구개발비 지출의 주체이나 지방정부의 연구개발비 지출은 또 다른 도구변수인 지방 재정지출과 중복되는 측면이 있어 별도로 고려하지 않았다.

6) 현실적으로 소비의 진작을 위해 재정지출을 늘리는 경우가 있으나 본 연구에서는 재정지출은 기본적으로 정책변수라는 외생적 변수로 간주한다.

한다.

한편, $\Delta RD_{i,t}$ 와 $\Delta GD_{i,t}$ 가 또 다른 내생적 독립변수인 $\Delta YD_{i,t}$ 에 대한 도구변수로 사용될 수 있는 배경은 다음과 같다. 생산과 지출이 균형을 이룰 때 소비지출, 연구개발비 형태의 투자지출, 지방정부 재정지출 모두 소득을 구성하지만, 역으로 투자지출과 재정지출이 소득에 의존하는 정도는 소비지출에 비해 상대적으로 낮다. 이러한 측면에서 본 연구에서는 $\Delta RD_{i,t}$ 와 $\Delta GD_{i,t}$ 를 기준지역의 소비증가율 $\Delta CH_{i,t}$ 뿐만 아니라 지역 소득증가율 차이인 $\Delta YD_{i,t}$ 에 대한 도구변수로 사용한다.

이상의 배경 하에서 본 연구에서는 기준지역과 상대지역의 민간 연구개발비 지출증가율 차이 $\Delta RD_{i,t}$ 와 재정지출 증가율 차이 $\Delta GD_{i,t}$ 를 기준지역 소비증가율 $\Delta CH_{i,t}$ 와 두 지역 소득증가율의 차이 $\Delta YD_{i,t}$ 에 대한 도구변수로 사용한다. [모형 1]과 [모형 2]에 대한 도구변수 추정결과는 <표 5>에 제시하기로 한다.⁷⁾

<표 5>는 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 의 계수의 유의성 여부를 기준으로 추정결과를 두 부류로 나누어 제시하였다. 먼저 <표 5>에서 상대지역이 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 강원, 충남, 전남, 경북, 경남, 제주인 경우 [모형 2]의 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 의 계수, 즉 $[1 - (\sigma_h / \sigma_f)]$ 의 추정계수가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 따라서 이들 지역의 경우 σ_h 와 σ_f 가 유의하게 다르지 않으며, 이는 기준지역과 상대지역의 위험회피도가 동질적임을 암시한다. <표 5>에서 상대지역이 서울, 부산, 대구, 인천, 광주, 강원, 충남, 전남, 경북, 경남, 제주인 경우 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수의 통계적 유의성은 상대지역이 서울인 경우를 제외하면 [모형 1]과 [모형 2] 사이에 유사하다. 따라서 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 의 추정계수가 유의하지 않을 경우 [모형 2]는 이미 동질적 위험회피도를 가정함으로써 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 를 포함하지 않은 [모형 1]과 동일하다고 볼 수 있다. 계량경제학적으로 볼 때 [모형 2]의 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 가 종속변수 $\Delta CS_{i,t}$ 에 대하여 영향을 미치지 않는다면 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 와 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 사이의 연관성 여부와 상관없이 [모형 1]에서 $\Delta CH_{i,t}$ 의 누락은 $\Delta YD_{i,t}$ 추정계수에 대하여 편차(bias)를 초래하지 않을 것이다.⁸⁾

7) <표 5>의 추정결과에 있어서, 전기의 종속변수 등을 누락한데 따른 편차가 존재하는지 여부를 확인하기 위하여 부록의 <부표 1>에 종속변수의 전기 변수를 포함한 도구변수 추정 결과를 제시하였다. 부록의 <부표 1>의 추정결과는 유의성에 있어서 <표 5>와 대체로 유사한 것으로 나타났다. 예외적으로 전북의 경우 <표 5>에서 이질적 위험회피도를 보였으나 부록의 <부표 1>에서는 동질적 위험회피도를 보였다.

8) 이러한 해석은 [모형 2]의 설정이 옳다는 전제에 기초한 것이며, 엄밀한 분석을 위해 [모

24 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검증

〈표 5〉 상대지역별 도구변수 추정

상대지역		$\Delta YD_{i,t}$	$\Delta CH_{i,t}$	$\Delta PD_{i,t}$	$\Delta SD_{i,t}$	$BORDER_i$	조정된 R^2	DW
(1) 위험회피도가 동질적인 상대지역								
서울	[모형 1]	1.00***		2.01***	0.47**	-0.01	0.00	1.57
	[모형 2]	1.55	-0.26	2.11**	0.51	-0.01	0.00	1.60
부산	[모형 1]	0.11		-0.49	0.27***	-0.01	0.19	1.36
	[모형 2]	0.17	-0.05	-0.51	0.28***	-0.01	0.12	1.37
대구	[모형 1]	0.61***		-0.03	0.22**	-0.00	0.16	1.74*
	[모형 2]	0.62***	-0.02	-0.05	0.22**	-0.00	0.43	1.73
인천	[모형 1]	0.13		-0.58*	0.21**	-0.00	0.21	1.45
	[모형 2]	0.28*	0.17	0.38	0.18**	-0.00	0.33	1.79
광주	[모형 1]	0.44***		0.09	0.21***	-0.00	0.25	1.75*
	[모형 2]	0.42***	0.05	-0.23	0.23***	-0.00	0.32	1.80
강원	[모형 1]	0.34		-0.06	0.28***	-0.00	0.32	1.67
	[모형 2]	0.30	0.02	-0.17	0.06**	-0.00	0.33	1.63
충남	[모형 1]	-0.04		-1.77***	0.21**	0.0	0.02	1.53
	[모형 2]	-0.01	0.02	-1.70**	0.24	0.00	0.00	1.59
전남	[모형 1]	0.24		0.40	0.43***	0.00	0.12	1.44
	[모형 2]	0.25	-0.05	0.47	0.47	0.00	0.12	1.47
경북	[모형 1]	0.97**		2.61*	0.56***	0.00	0.00	1.90*
	[모형 2]	0.87**	0.04	2.40	0.52***	0.00	0.00	1.89
경남	[모형 1]	0.58***		-0.22	0.27***	0.00	0.88	2.03*
	[모형 2]	0.87**	-0.08	-0.09	0.29***	0.00	0.88	1.96
제주	[모형 1]	0.82*		0.46	0.17		0.00	2.10*
	[모형 2]	0.85*	-0.09	0.45	0.20		0.00	2.12*
(2) 위험회피도가 이질적인 상대지역								
대전	[모형 1]	0.66***		0.02	0.39***	-0.01**	0.00	1.99*
	[모형 2]	0.23	0.24*	-0.46	0.34***	0.00	0.40	2.03*
경기	[모형 1]	0.80**		0.29	0.60***	-0.00	0.00	1.78*
	[모형 2]	0.36	0.26***	0.98	0.61***	-0.00	0.53	1.56
충북	[모형 1]	0.53***		0.05	0.28***	-0.00	0.22	1.97*
	[모형 2]	0.52***	0.28***	0.40	0.17	-0.00	0.22	1.55
전북	[모형 1]	0.59**		-0.66	0.34***	-0.00**	0.28	2.02*
	[모형 2]	0.24	0.10**	-0.87**	0.37***	-0.00**	0.51	1.48

주: 〈표 4〉의 주석 참조.

이러한 배경에 따라 동질적 위험회피도의 경우 [모형 1]과 [모형 2]의 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수에 대한 결과는 유사하며, 실제로 대구, 광주, 경북, 제주의 경우 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수는 [모형 1]과 [모형 2]에서 모두 1% 수준에서의 통계적 유의성을 보인다. 또한 경남의 경우에도 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수는 [모형 1]에서의 1% 수준에서 유의하며 [모형 2]에서도 여전히 5% 수준에서 유의함을 알 수 있다. 이 밖에도 부산, 강원도, 충남, 전남의 경우 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수는 [모형 1]과 [모형 2]에서 모두 통계적으로 유의하지 않음을 알 수 있다.

따라서 대구, 광주, 경북, 경남, 제주가 상대지역일 경우 위험회피도는 동질적이며 동시에 소비위험분산은 기각된 것으로 나타나, 동일한 위험회피도 하에서 소비위험분산이 성립하지 않는다는 기존의 동질적 위험회피도를 가정한 실증연구 결과와 유사하다. 한편, 부산, 강원, 충남, 전남이 상대지역인 경우 동질적 위험회피도 하에서도 소비위험분산 가설은 기각되지 않아 기존의 동질적 위험회피도를 가정한 실증분석 결과와 다른 것으로 나타났다.

한편, 상대지역이 대전, 경기, 충북, 전북인 경우 <표 5>는 기준지역과 상대지역의 위험회피도가 이질적인 경우를 암시하는 추정결과를 제시한다. [모형 2]의 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 의 계수는 $[1 - (\sigma_h / \sigma_f)]$ 을 의미하기 때문에, 이들 상대지역과 같이 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 의 추정계수가 유의할 경우 이는 기준지역의 위험회피도 σ_h 와 상대지역의 위험회피도 σ_f 가 유의하게 다른 이질적 위험회피도를 암시한다.

이처럼 기준지역의 위험회피도가 상대지역의 위험회피도와 유의하게 다를 때 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수는 전반적으로 [모형 1]에서는 높은 유의성을 보이다가 [모형 2]에서는 유의성을 상실함을 <표 5>로부터 알 수 있다. 예컨대 대전, 경기도, 전북이 상대지역인 경우 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수가 <표 5>의 [모형 1] 추정결과에서는 5% 혹은 1% 수준에서 유의하나, $\Delta CH_{i,t}$ 를 별도의 독립변수로 추가한 [모형 2]의 추정결과에 있어서는 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

이처럼 기준지역 위험회피도와 상대지역의 위험회피도가 서로 이질적일 경우, 즉 [모형 2]의 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 가 종속변수 $\Delta CS_{i,t}$ 에 대하여 유의한 설명력을 가질 때 만약 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 와 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 가 서로 상관성을 갖는다면, 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 가 누락된 [모형 1]에서의 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수에

형 2]의 설정 오류 가능성을 하우스만 검정 등을 통한 확인이 필요하나, 본 연구에서 [모형 2]는 앞서 소비위험분산 이론에 도출된 식 (5)에 기초하며 따라서 별도의 설정 오류 검정은 실시하지 않기로 한다.

26 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검증

대하여 누락변수 편차(omitted-variable bias)가 존재할 수 있다.

기준지역과 상대지역의 소득증가율의 차이 $\Delta YD_{i,t}$ 는 기준지역의 소득증가율을 포함하며 따라서 기준지역의 소비증가율인 $\Delta CH_{i,t}$ 와 (+)의 상관관계를 가질 가능성이 있으며, 따라서 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 가 누락된 [모형 1]의 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 의 계수는 과대추정될 수 있다. 따라서 소비위험분산 가설은 실제보다 더 빈번하게 기각될 수 있다. 한편, [모형 2]는 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 를 누락하지 않기 때문에 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수는 편향되지 않는다.

이러한 이유로 <표 5>에서 대전, 경기도, 전북이 상대지역인 경우 [모형 1]에서 과대추정으로 인해 유의했던 $\Delta YD_{i,t}$ 의 계수가 [모형 2]에서 유의성을 상실한다고 볼 수 있다. 결과적으로 이질적 위험회피도가 존재할 경우 [모형 2]를 통한 소비위험분산 가설의 검정이 타당하며 [모형 1]의 경우 과도하게 소비위험분산 가설을 기각할 가능성이 있다. 한편, <표 5>에서 충북이 상대지역인 경우 [모형 2]에서도 [모형 1]과 같이 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수가 유의한 것으로 나타나며, 이는 앞서의 해석과 배치되는 예외적 경우라 할 수 있다.

또한 본 연구의 도구변수 추정결과와 관련하여 주의할 점은 다음과 같다. [모형 2]의 내생적 독립변수들, 즉 $\Delta YD_{i,t}$ 와 $\Delta CH_{i,t}$ 와 본 연구에서 고려된 도구변수들 사이의 ‘약한 도구변수’(weak instrument)의 정도를 제시한 부록의 <부표 2>에 따르면, 지역별 소득증가율 차이 $\Delta YD_{i,t}$ 변수의 경우 ‘약한 도구변수 문제’가 기준지역 소비증가율 $\Delta CH_{i,t}$ 에 비해 심한 것으로 나타났다. 따라서 이로 인해 앞서 <표 5>의 $\Delta YD_{i,t}$ 의 도구변수 추정계수의 유의성이 <표 4>의 최소자승 추정에 비해 감소했을 가능성이 존재한다.

다만, 제주와 경북 등 일부 상대지역의 경우 $\Delta YD_{i,t}$ 에 대한 ‘약한 도구변수’ 문제가 $\Delta CH_{i,t}$ 에 비해 뚜렷함에도 불구하고 [모형 2]의 도구변수 추정에 있어서 $\Delta YD_{i,t}$ 는 유의하며 $\Delta CH_{i,t}$ 는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 <표 4>의 최소자승 추정결과와 <표 5>의 도구변수 추정결과를 비교할 때, [모형 2]의 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 의 유의한 추정계수는 <표 4>의 15개에서 <표 5>의 7개로 감소한 반면 $\Delta CH_{i,t}$ 의 경우 <표 4>의 13개에서 <표 5>의 4개로 감소하는 것으로 나타났다. 즉, $\Delta CH_{i,t}$ 에 비해 ‘약한 도구변수’ 문제가 상대적으로 더 심각한 $\Delta YD_{i,t}$ 가 도구변수 추정에 따라 유의성이 감소한 정도가 $\Delta CH_{i,t}$ 에 비해 오히려 더 작은 것으로 나타났다. 가계나 개인을 대상으로 할 경우에 비해 지역별 변수의 경우 자료 접근이 가능한 범위가 제한되어 있는 현실적 한계가 존재하나, 향후 좀 더 설득력 있는 도구변수 추정을 위한 방법론이나 다양한 자료를

고려할 필요가 있을 것이다.

IV. 소비위험분산 이론 하에서의 실증결과 해석

앞서 III절에서는 주로 누락변수 편차의 맥락 하에서 회귀모형 추정결과를 해석한 반면, 본 절에서는 III절의 추정결과에의 경제학적 의미를 소비위험분산 이론 모형 하에서 해석하기로 한다. 기준지역과 상대지역의 위험회피도 차이에 대한 논의에 초점을 맞추기 위하여 앞서 식 (5)의 기준지역과 상대지역의 물가뿐만 아니라 순수입인구 모두 동일하다고 가정한다. 먼저 소비위험분산 이론 하에서의 기준지역 h 와 상대지역 f 의 t 시점에서의 최적 소비 $c_{h,t}^*$ 와 $c_{f,t}^*$ 를 위한 조건은 아래 식 (7)과 같다. 표기의 편의상 시간을 나타내는 첨자 t 는 이후 이론적 논의에서 생략하기로 한다.

$$-\sigma_h c_{h,t}^* = \log \lambda = -\sigma_f c_{f,t}^* \quad (7)$$

λ 는 앞서 식 (2)의 효용극대화 과정에서의 라그랑지 승수(Lagrange multiplier)를 나타낸다.⁹⁾ 또한 기준지역 h 와 상대지역 f 의 소득의 로그값을 나타내는 y_h 와 y_f 를 각각 식 (8)과 같이 가정한다. 식 (8)을 앞서의 회귀모형 1, 2와 엄밀하게 연계하기 위해서는 식 (8)의 변수를 일차차분 형태로 표현해야 하나, 식 (8)은 선형이기 때문에 일차차분 여부는 논의 전개와 무관하며 따라서 식 (8)에 대한 일차차분 변환은 생략한다.

$$\begin{aligned} y_h &= \left(\frac{1}{\sigma_h}\right)m + \epsilon_h \\ y_f &= \left(\frac{1}{\sigma_f}\right)m + \epsilon_f \end{aligned} \quad (8)$$

m 은 y_h 와 y_f 에 공통적으로 영향을 미치는 총소득 충격(aggregate income shock)을 나타내며, ϵ_h 와 ϵ_f 는 각각 기준지역 h 와 상대지역 f 의 개별 소득 충

9) 기준지역과 상대지역의 물가뿐만 아니라 순수입인구가 동일하다는 가정 하에서 식 (7)은 앞서 II절에서의 식 (4)와 동일함을 알 수 있다.

격(idiosyncratic income shock)으로서 ϵ_h 와 ϵ_f 는 서로 독립적인 확률분포를 따른다고 가정한다. 또한 각각의 개별 소득 충격 ϵ_h 와 ϵ_f 는 총소득 충격 m 에 대해서도 독립적이라고 가정한다. 식 (8)에서와 같이 총소득 충격과 개별 소득 충격의 구분이 중요한 이유는 다음과 같다. 소비위험분산에서 가정하는 애로우-드브류 유형의 자산은 특정 시점에서 발생하는 개별 소득 충격들에 대해서는 완전한 헤지 기능을 수행한다. 따라서 소비위험분산 이론의 핵심 내용인 소득에 대한 소비의 독립성에서 언급되는 “소득”은 바로 개별 소득 혹은 개별 소득 충격을 의미한다. 한편, 식 (8)의 $(1/\sigma_h)m$ 와 $(1/\sigma_f)m$ 은 해당지역 경제주체의 위험회피도인 σ_h 와 σ_f 가 작을수록 그 지역의 개별 소득이 총소득 충격 m 과 높은 상관성을 가짐을 암시한다. 이는 Solon *et al.*(1994), Guiso *et al.*(2002), Bonin *et al.*(2007), Schulhofer-Wohl(2011)이 주로 가계 자료를 이용하여 발견한 실증분석 결과를 따른 가정이다.¹⁰⁾ 이 가정에 대한 소비위험분산 관련 문헌에서의 이론적 논의는 아직 부족한 편이나 식 (8)은 위험회피도가 낮은 경제주체일수록 총소득 충격에 대비하려는 노력이 상대적으로 부족하며 따라서 총소득 충격에 더 많이 영향을 받을 수 있음을 의미한다.

또한 라그랑지 승수의 로그값 $\log\lambda$ 는 $(-a)m$ 과 같다고 가정하며 이때 a 는 0보다 큰 상수를 나타낸다고 하자. 소비위험분산 이론에서 라그랑지 승수는 기준지역 h 와 상대지역 f 의 효용함수의 합에 대한 총소득의 승수로 해석되며, 따라서 라그랑지 승수 및 그 로그값은 총소득 증가에 따른 전체 지역의 효용함수에 대한 한계효용으로 볼 수 있으며 결과적으로 총소득이 증가할수록 감소한다. 한편, 총소득 충격 m 은 총소득 Y_A 와 비례한다고 가정하면 $\log\lambda$ 와 m 사이의 (-)의 상관관계를 나타내는 $\log\lambda = (-a)m$ 의 가정은 타당성을 가질 것이다.

한편, 기준지역 h 와 상대지역 f 각각의 소비 관측치인 c_h 와 c_f 는 각 지역의 최적 소비 c_h^* 와 c_f^* 와 해당 지역 소비를 관측할 때 발생하는 측정 오차 ϵ_h 와 ϵ_f 의 합이라고 가정한다. 따라서 앞서 식 (7)의 최적 소비 선택 조건과 $\log\lambda = (-a)m$ 을 결합하면, 기준지역 h 와 상대지역 f 의 소비의 로그값의 차이는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(c_h - c_f) = a \left[\left(\frac{1}{\sigma_h} \right) - \left(\frac{1}{\sigma_f} \right) \right] m + (\epsilon_h - \epsilon_f) \quad (9)$$

10) Schulhofer-Wohl(2011)은 미국 HRS(Health and Retirement Study) 자료를 이용하여 위험회피도가 낮은 개인들이 경기순응적(procyclical)인 소득의 성향을 가진 직업을 갖는 경향이 있다는 실증분석 결과를 제시하였다.

한편, y_h 와 y_f 에 대한 식 (8)에 따라 y_h 와 y_f 의 차이는 다시 아래 식 (10)과 같이 나타낼 수 있다.

$$(y_h - y_f) = \left[\left(\frac{1}{\sigma_h} \right) - \left(\frac{1}{\sigma_f} \right) \right] m + (\epsilon_h - \epsilon_f) \quad (10)$$

본 연구의 핵심적 논의에 집중하기 위하여 식 (9) 우변의 측정오차 ($\epsilon_h - \epsilon_f$)는 식 (10) 우변의 ($\epsilon_h - \epsilon_f$)에 대하여 독립적일 뿐만 아니라 총소득 m 에 대해서도 독립적이라고 가정한다.

1. 동질적 위험회피도

만약 기존 소비위험분산 연구에서와 같이 기준지역 h 와 상대지역 f 의 위험회피도가 동일하다고 가정하면, 식 (9)와 식 (10)에서 총소득 충격 m 의 계수는 모두 0의 값을 가지게 되며 따라서 두 지역 사이의 소비 차이 ($c_h - c_f$)는 오직 ($\epsilon_h - \epsilon_f$)에 의존하며, 소득 차이 ($y_h - y_f$)는 오직 ($\epsilon_h - \epsilon_f$)에 대해서 의존하며 따라서 ($c_h - c_f$)와 ($y_h - y_f$)는 서로 독립적일 것이다. 이러한 맥락에서 기존 실증 연구들은 동질적 위험회피도의 가정 하에서 소비 차이 ($c_h - c_f$)와 소득 차이 ($y_h - y_f$)가 서로 독립적인지 여부를 실증적으로 검증하기 위하여 ($c_h - c_f$)와 ($y_h - y_f$)를 각각 종속변수와 독립변수로 하는 회귀모형을 추정하였다. 하지만 이미 언급한 바와 같이 기존의 동질적 위험회피도를 가정한 실증 연구들은 독립변수 ($y_h - y_f$)의 추정계수가 통계적으로 유의하다는 결과를 발견하였으며, 이는 동일한 위험회피도 하에서 ($c_h - c_f$)와 ($y_h - y_f$)가 서로 독립적이라는 이론적 예측과 배치되는 결과이다.¹¹⁾

요약하자면, 동일한 위험회피도 하에서는 ($y_h - y_f$)에 상응하는 독립변수 $\Delta Y_{i,t}$ 의 추정계수는 [모형 1]과 [모형 2]에서 모두 유의하지 않아야 하며, c_h 에 상응하는 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 의 추정계수는 [모형 2]에서 유의하지 않아야 한다. 이러한 이론적 예측은 앞서 <표 5> 중에서 동질적 위험회피도의 경우 중에서도 상대지역이 부산, 강원, 충남, 전남일 경우와 일치한다.

한편, 앞서 <표 5>에서 상대지역이 대구, 광주, 경북, 경남, 제주인 경우 [모

11) 소비위험분산 가설의 기존 연구에서는 소비 c_h 를 종속변수로 하고 소득 y_h 를 독립변수로 하는 패널 최소자승 추정에 있어서 시간에 대한 고정효과를 고려한다. 시간에 대한 고정효과는 소득과 소비에 공통적으로 영향을 미치는 요인으로 바로 식 (9)와 식 (10)의 우변에 포함된 총소득 충격 m 과 일치한다.

형 1]과 [모형 2] 하에서 $(y_h - y_f)$ 에 상응하는 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수는 유의한 것으로 나타나, 기존 실증 연구들과 마찬가지로 동일한 위험회피도 하에서의 이론적 예측과 부합하지 않는다.

2. 이질적 위험회피도

한편, 기준지역 h 와 상대지역 f 의 위험회피도가 서로 다르다면 식 (9)와 식 (10)에서 알 수 있듯이 소비 차이 $(c_h - c_f)$ 와 소득 차이 $(y_h - y_f)$ 는 공통적으로 $[(1/\sigma_h) - (1/\sigma_f)]m$ 을 포함한다. 따라서 $(c_h - c_f)$ 와 $(y_h - y_f)$ 를 각각 종속변수와 독립변수로 하는 최소자승 추정에 있어서 $(y_h - y_f)$ 의 추정계수가 유의하게 나타날 수 있다.

〈표 5〉에서 상대지역이 대전, 경기, 전북인 경우 같이 $(y_h - y_f)$ 의 관측치 $\Delta YD_{i,t}$ 가 [모형 1]에서 유의한 추정계수를 보이다가 [모형 2]에서 c_h 의 관측치인 $\Delta CH_{i,t}$ 를 별도의 독립변수로 포함하면서 $\Delta YD_{i,t}$ 가 유의성을 상실할 경우 다음과 같은 이론적 해석이 가능하다.¹²⁾ 즉, [모형 1]에서 $(y_h - y_f)$ 의 관측치인 독립변수 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수가 유의했던 것은 $(c_h - c_f)$ 의 관측치인 종속변수 $\Delta CS_{i,t}$ 와 마찬가지로 총소득 충격 m 을 포함했기 때문인데, [모형 2]에서는 m 을 포함한 $c_h = (1/\sigma_h)am$ 의 관측치인 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 를 추가함으로써 $\Delta YD_{i,t}$ 에 포함된 m 을 어느 정도 통제할 수 있다. 따라서 [모형 2]에 독립변수 $\Delta CH_{i,t}$ 가 추가되면서 $\Delta YD_{i,t}$ 의 추정계수의 유의성은 [모형 1]에 비해 감소되었다고 볼 수 있다. 이러한 이론적 예측은 〈표 5〉에서 상대지역이 대전, 경기, 전북인 경우와 일치한다.

V. 시사점 및 결론

소비와 소득이 서로 독립적이라는 소비위험분산의 이론적 특성은 기존의 많은 실증분석 결과와 괴리를 보여 왔다. 이들 대부분의 기존 연구들은 지역이나 국가의 위험회피도가 동일하다는 가정을 전제로 하는 반면, 본 연구에서는 한

12) 〈표 5〉에서 상대지역이 충청인 경우 $(y_h - y_f)$ 의 추정계수는 [모형 1]에서의 유의성을 [모형 2]에서도 유지하지만, [모형 1]에 비해 [모형 2] 하에서의 추정계수는 다소 감소하는 것으로 나타났다.

국 시도지역의 이질적 위험회피도의 고려 하에 소비위험분산 가설을 검정한다.

본 연구는 단일한 회귀모형의 추정을 통해 위험회피도의 이질성 여부와 소비위험분산 가설을 검정하였으며, 한국이라는 단일 국가의 시도지역 사이에도 일부의 경우 이질적 위험회피도를 보일 가능성이 존재함을 발견하였다. 또한 이처럼 이질적 위험회피도가 존재할 때 이를 반영한 회귀모형을 추정할 경우 소비위험분산 가설은 기각되지 않는 것으로 나타났으며 이러한 결과의 시사점은 다음과 같다. 즉, 소비위험분산 이론이 실증적으로 성립하지 않는 것은 소비위험분산 이론모형에서 불완전한 시장을 고려하지 않은 점 외에도 이질적 위험회피도를 고려하지 않은 채 실증분석을 실시한 점에 기인할 수 있을 것이다. 따라서 향후 소비위험분산에 미치는 다양한 요인을 고려하기에 앞서 위험회피도가 이질적일 가능성을 고려할 필요가 있을 것이다.

또한 본 연구의 회귀분석모형은 최근 Schulhofer-Wohl(2011)과 Mazzocco and Sainin(2012)에서 고려된 이론모형에 기초하고 있으나, 이들 모형은 생산부문을 고려하지 않고 있으며 또한 소비의 주체인 가계나 개인이 생산요소 투입의 주체인 점을 반영하지 않았다. 따라서 향후 이질적 위험회피도 관련 연구에 있어서 이론모형의 확장이 요구되며 좀 더 확장된 이론모형을 토대로 한 실증 연구 역시 필요할 것이다.

본 연구는 이질적 위험회피도 하에서 소비위험분산이 성립할 가능성을 제시하였으나 여전히 소비위험분산 이론과 실증분석 결과 사이에 다소의 괴리가 존재하며 따라서 향후 이론적 고려와 더불어 실증분석 방법의 개선이 필요하다. 또한 본 연구의 경우 소비위험분산에 있어서 시간에 걸친 경로를 고려하지 않았으며, 향후 이질적 소비위험회피도 하에서 시간에 걸친 저축 등에 대한 연구가 필요할 것이다. 또한 지역 혹은 국가 사이의 불완전한 시장통합과 이질적 위험회피도의 단일한 틀에서 비교 및 분석 역시 향후 연구과제 중 하나일 것이다.

32 이질적 위험회피도 하에서의 소비위험분산 가설 검증

부 록

<부표 1> 도구변수 추정: 종속변수의 전기 변수를 독립변수로 포함

독립변수		$\Delta YD_{i,t}$	$\Delta CH_{i,t}$	$\Delta PD_{i,t}$	$\Delta SD_{i,t}$	$BORDER_i$	$\Delta CS_{i,t-1}$	조정된 R^2	DW
(1) 위험회피도가 동질적인 상대지역									
서울	[모형 1]	0.81***		1.39**	0.27	0.00	0.31***	0.00	1.76
	[모형 2]	1.35	-0.27	1.32	0.24	0.00	0.41*	0.00	1.77
부산	[모형 1]	0.10		-0.56	0.25***	-0.01	0.10	0.18	1.51
	[모형 2]	0.14	-0.05	-0.59	0.25***	-0.01	0.11	0.13	1.51
대구	[모형 1]	0.53***		-0.20	0.19**	0.00	0.11*	0.27	1.77
	[모형 2]	0.54**	-0.01	-0.21	0.19**	0.00	0.11	0.25	1.77
인천	[모형 1]	0.11		-0.67**	0.19**	0.00	0.12*	0.20	1.57
	[모형 2]	0.26	0.16	0.27*	0.17	0.00	0.08	0.35	1.85
광주	[모형 1]	0.42***		0.01	0.20**	0.00	0.07	0.27	1.84
	[모형 2]	0.40***	0.04	-0.24	0.21***	0.00	0.08	0.33	1.90
강원	[모형 1]	0.33		-0.21***	0.24	0.00	0.16***	0.34	1.86
	[모형 2]	0.29	0.02	-0.29**	0.23	0.00	0.17***	0.35	1.84
충남	[모형 1]	-0.07		-1.82***	0.23**	0.00	0.12*	-0.02	1.71
	[모형 2]	-0.07	0.01	-1.84**	0.22	0.00	0.12	-0.01	1.70
전북	[모형 1]	0.64***		-0.63	0.30***	0.00**	0.17***	0.23	2.13*
	[모형 2]	0.44*	0.06	-0.75**	0.32***	0.00**	0.18***	0.48	2.09
전남	[모형 1]	0.12		-0.31	0.35***	0.00	0.24***	0.20	1.57
	[모형 2]	0.13	-0.13	-0.22	0.44	0.00	0.28*	0.10	1.62
경북	[모형 1]	0.96**		2.42	0.54***	0.00	0.11	0.00	1.90
	[모형 2]	0.79*	0.08	1.99	0.46**	0.00	0.14	0.00	1.89
경남	[모형 1]	0.57***		-0.33	0.26**	0.00	0.02	0.88	2.02*
	[모형 2]	0.52***	-0.14	-0.42	0.29***	0.00	0.07	0.89	1.89
제주	[모형 1]	0.78*		0.28	0.16		0.09	0.00	2.12*
	[모형 2]	0.81*	-0.09	0.28	0.19		0.07	0.00	2.14
(2) 위험회피도가 이질적인 상대지역									
대전	[모형 1]	0.62***		-0.15	0.34***	-0.01**	0.18**	-0.02	2.09*
	[모형 2]	0.24	0.21*	-0.59	0.29***	0.00	0.18***	0.45	2.20
경기	[모형 1]	0.77**		0.21	0.59***	0.00	0.03	0.00	1.79
	[모형 2]	0.36	0.25***	0.83	0.58***	0.00	0.07	0.53	1.63
충북	[모형 1]	0.52***		0.03	0.28***	0.00	0.01	0.22	1.98*
	[모형 2]	0.46***	0.34***	0.10	0.14	0.00	0.20***	0.24	1.62

주: 본문 <표 4>의 주석 참조.

〈부표 2〉 약한 도구변수 관련 통계량

상대지역	$\Delta YD_{i,t}$			$\Delta CH_{i,t}$		
	F-계량	p-확률	조정된 R ²	F-통계량	p-확률	조정된 R ²
서울	1.97	0.10	0.04	7.28	0.00***	0.14
부산	1.70	0.15	0.03	11.46	0.00***	0.17
대구	1.70	0.15	0.03	3.26	0.01**	0.06
인천	2.17	0.07*	0.01	4.2	0.00***	0.27
광주	2.43	0.05**	0.05	2.19	0.07*	0.12
대전	2.37	0.05*	0.06	5.16	0.00***	0.06
경기	1.03	0.39	0.03	5.51	0.00***	0.23
강원	0.80	0.52	-0.01	3.97	0.00**	0.18
충북	3.58	0.01***	0.08	9.03	0.00***	0.13
충남	0.95	0.43	0.01	1.26	0.29	0.05
전북	1.25	0.29	0.00	24.84	0.00***	0.32
전남	1.41	0.23	0.02	0.35	0.85	0.05
경북	0.99	0.41	0.12	14.35	0.00***	0.22
경남	15.94	0.00***	0.33	10.8	0.00***	0.28
제주	0.59	0.67	0.06	13.48	0.00***	0.20
평균값	2.59	0.24	0.06	7.81	0.08	0.17

주: *, **, ***는 각각 p-확률이 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

〈부표 1〉은 본문의 〈표 5〉와 대체로 유사하나 상대지역이 전북인 경우 앞서 본문 〈표 5〉의 [모형 2]에서는 기준지역 소비증가율 변수가 통계적으로 유의하였으나 〈부표 1〉에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

〈부표 2〉의 두 번째 열의 F-통계량은 지역별 소득증가율 차이 $\Delta YD_{i,t}$ 가 종속변수이며, [모형 2]에 이미 포함된 독립변수들($\Delta CH_{i,t}$, $\Delta PD_{i,t}$, $\Delta SD_{i,t}$, BOR , DER_i)과 도구변수들(지역별 연구개발비 증가율 차이와 지역별 재정지출 증가율 차이)을 독립변수로 하는 회귀분석으로부터 구한 지역별 연구개발비 증가율 차이와 지역별 재정지출 증가율 차이에 대한 F-통계량이다. 해당 F-통계량에 대한 p-확률은 세 번째 열에 제시하였으며 해당 회귀분석으로부터 도출된 조정된 R²는 네 번째 열에 제시하였다. 동일한 방법으로 기준지역 소비증가율 $\Delta CH_{i,t}$ 에 대하여 구한 F-통계량, p-확률, R²는 각각 다섯 번째 열, 여섯 번째 열, 일곱 번째 열에 제시하였다.

참 고 문 헌

- 김지욱, “패널자료를 이용한 한국 지역소득 확률수렴성장과 수렴클럽 분석,” 『경제학연구』 제59집 제3호, 2011, 53~80.
- _____, “동태적 공간패널 계량모형을 이용한 지역 소득 수렴성 검증과 자본축적,” 『한국경제연구』 제32권 제3호, 2014, 159~181.
- 박성익·유병철, “비대칭공적분 모형을 이용한 경기변동과 지역간 소득격차의 관계추정,” 『한국경제연구』 제30권 제3호, 2012, 127~154.
- 심승진, “동아시아 국가의 소득수렴과 지역경제통합의 조건,” 『국제경제연구』 제10권 제3호, 2004, 145~170.
- 유병철·박성익, “지역소득수렴여부와 성장요인분석: 동태 이질적 모형의 활용,” 『국제경제연구』 제10권 제2호, 2004, 105~126.
- 이승준·구재운, “한국의 지역소득 수렴현상에 대한 재조명,” 『한국경제연구』 제30권 제1호, 2012, 151~169.
- Ahn, Seung C., Young H. Lee, and Peter Schmidt, “GMM Estimation of Linear Panel Data Models with Time-Varying Individual Effects,” *Journal of Econometrics* 101(2), 2001, 219~255.
- Asdrubali, Pierfederico and Soyoung Kim, “Dynamic Risk-sharing in the United States and Europe,” *Journal of Monetary Economics* 51(4), 2004, 809~836.
- _____, “Incomplete Intertemporal Consumption Smoothing and Incomplete Risk-sharing,” *Journal of Money, Credit and Banking* 40(7), 2008, 1521~1531.
- Asdrubali, Pierfederico, Bent E. Sorensen, and Oved Yosha, “Channels of Interstate Risk-sharing: United States 1963-1990,” *Quarterly Journal of Economics* 111(4), 1996, 1081~1110.
- Attanasio, Orazio and Steven J. Davis, “Relative Wage Movements and the Distribution of Consumption,” *Journal of Political Economy* 104(6), 1996, 1227~1262.
- Barsky, Robert B., Thomas Juster, Miles S. Kimball, and Matthew D. Shapiro, “Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study,” *Quarterly Journal of Economics* 112(2), 1997, 537~579.

- Bonin, Holger, Thomas Dohmen, Armin Falk, David Huffman, and Uwe Sunde, “Cross-Sectional Earnings Risk and Occupational Sorting: The Role of Risk Attitudes,” *Labour Economics* 14(6), 2007, 926~937.
- Cochrane, John H., “A Simple Test of Consumption Insurance,” *Journal of Political Economy* 99(5), 1991, 957~976.
- Crucini, Mario J., “On International and National Dimensions of Risk-sharing,” *The Review of Economics and Statistics* 81(1), 1999, 73~84.
- Deaton, Angus, *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Johns Hopkins University Press, 1997.
- Demyanyk, Yuliya, Charlotte Ostergaard, and Bent E. Sorensen, “U.S. Banking Deregulation, Small Businesses, and Interstate Insurance of Personal Income,” *Journal of Finance* 62(6), 2007, 2763~2801.
- Devereux, Michael B. and Viktoria Hnatkovska, “Borders and Nominal Exchange Rates in Risk-sharing,” Center for Applied Macroeconomic Analysis Working Paper, 2014.
- Dubois, Pierre, “Consumption Insurance with Heterogenous Preferences: Can Sharecropping Help Complete Markets?” Manuscript, University of Toulouse working paper, 2001.
- Dynarski, Susan and Jonathan Gruber, “Can Families Smooth Variable Earnings?” *Brookings Papers Economic Activity* 1, 2001, 229~303.
- Gali, Jordi, *Unemployment Fluctuations and Stabilization Policies: A New Keynesian Perspective*, MIT Press, 2011.
- Gali, Jordi and Tommaso Monacelli, “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy,” *Review of Economic Studies* 75(3), 2005, 707~734.
- Hayashi, Fumio, Joseph Altonji, and Laurence Kotlikoff, “Risk-sharing between and Within Families,” *Econometrica* 64(2), 1996, 261~294.
- Kim, Soyung, Sunghyun H. Kim, and Yunjong Wang, “Global vs Regional Risk-sharing in East Asia,” *Asian Economic Papers* 3, 2004, 182~201.
- Mace, Barbara J., “Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty,” *Journal of Political Economy* 99(5), 1991, 928~956.
- Mazzocco, Maurizio, “Saving, Risk-sharing, and Preferences for Risk,” *American*

Economic Review 94(4), 2004, 1169~1182.

Mazzocco, Maurizio and Shiv Saini, "Testing Efficient Risk-sharing with Heterogenous Risk Preferences," *American Economic Review* 102(1), 2012, 428~468.

Munshi, Kaivan and Mark Rosenzweig, "Why Is Mobility in India So Low? Social Insurance, Inequality, and Growth?" Manuscript, Brown University, 2009.

Schulhofer-Wohl, Sam, "Heterogeneity and Tests of Risk-sharing," *Journal of Political Economy* 119(5), 2011, 925~958.

Solon, Gary, Robert B. Barsky, and Jonathan A. Parker, "Measuring the Cyclicalities of Real Wages: How Important Is Composition Bias?" *The Quarterly Journal of Economics* 109(1), 1994, 1~25.

Sorensen, Bent E. and Oved Yosha, "International Risk-sharing and European Monetary Unification," *Journal of International Economics* 45(2), 1998, 211~238.

Townsend, Robert M., "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica* 62(3), 1994, 539~591.

_____, "Consumption Insurance: An Evaluation of Risk-bearing Systems in Low-income Economies," *Journal of Economic Perspectives* 9(3), 1995, 83~102.

Udry, Christopher, "Risk and Insurance in a Rural Credit Market: An Empirical Investigation in Northern Nigeria," *Review of Economic Studies* 61(3), 1994, 495~526.

[Abstract]

Testing Consumption Risk-sharing Under Heterogeneous Risk-aversion*

Jeongseok Song**

The theory of consumption risk-sharing claims that consumption change is independent of income change. However, most empirical studies show that consumption risk-sharing does not hold in the real economy. Unlike previous studies assuming homogeneous risk-aversion, some recent papers suggest that heterogeneous risk-aversion should be considered in testing the hypothesis of consumption risk-sharing. Using Korean data, we test both consumption risk-sharing and risk-aversion heterogeneity within a unified regression model. We find that the hypothesis for consumption risk-sharing is not rejected under heterogeneous risk-aversion, and the risk-sharing hypothesis is rejected for some instances but not rejected in others under homogeneous risk-aversion.

Keywords: risk-aversion, consumption risk-sharing, market integration, instrument variable, aggregate income

JEL Classification: E21, F36

* This research was supported by the Chung-Ang University's research grant in 2014.

** First Author and Corresponding Author, Associate Professor, Department of Economics, Chung-Ang University, Tel: +82-31-670-3237, E-mail: jssong@cau.ac.kr

_ |

| _

| _