

서비스업생산지수와 서비스업도소매지수와 상호연관성에 관한 연구

김 주 일*

목 차

| | |
|-------------------------|--------------------|
| 요약 | 2.4 가설 설정 및 분석 모형 |
| 1. 서론 | 3. 실증분석 결과 |
| 1.1 연구배경 및 목적 | 3.1 그랜저 인과관계 분석 결과 |
| 1.2 선행연구 고찰 | 3.2 충격반응함수 분석 결과 |
| 2. 예비분석 | 3.3 분산분해 분석 결과 |
| 2.1 표본의 특성 및 정규성 검증 | 4. 결론 |
| 2.2 상관관계(Correlation)분석 | References |
| 2.3 단위근 검정 및 공적분 검정 | Abstract |

요약

본 논문은 한국은행 경제통계시스템에서 제공한 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수를 가지고 상호간의 연관성을 분석하였다. 분석을 위한 통계분석 기간은 2000년 1월부터 2015년 9월까지 15년 9개월간의 월별자료 189개를 사용하였고, 분석도구로는 E-Views 6을 이용하여 VAR 모형을 통한 그랜저 인과관계분석(Granger Causality test)과 충격반응분석(Impulse Response Function) 및 분산분해(Variance Decomposition)를 실시하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 그랜저 인과관계 분석결과(Granger Causality test) 상승률과 변동성에 있어서 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 상호간에 예측력이 있음을 알 수 있었다. 둘째, 충격반응함수(Impulse Response Function)분석결과 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수에 사이에 충격이 존재하여 일정시차까지 영향을 미치다가 사라짐을 알 수 있었다. 이는 다른 산업뿐만 아니라 서비스업산업에 있어서도 생산량은 어느 정도 도소매업체의 판매량을 예측할 수 있다는 것으로 해석할 수 있다. 마지막으로 분산분해(Variance Decomposition) 분석결과 서비스업도소매지수는 일정시차동안 73.65%~65.59%의 서비스업생산지수에 의하여 영향을 받는 것으로 나타났다. 하지만 서비스업생산지수는 일정시차동안 0.97%~1.92%의 서비스업도소매지수에 영향을 받는 것으로 나타나 영향력이 미미함을 알 수 있었다. 본 연구는 다양한 지수를 대상으로 한 상호간의 가격발견을 통한 상호연관성을 분석한 기존의 연구방법을 확장하여 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수와의 가격발견 기능을 파악하는데 기여하였다고 사료된다. 이와 같은 연구결과는 물가지수를 관리하고 있는 정부에게 물가정책을 수립하는데 의미를 부여하고 각종 지수를 관리하고 있는 한국은행 및 통계청에게 의미 있는 시사점을 제공할 것으로 판단된다. 본 연구에 대한 한계점으로는 물가지수를 이용한 선행연구가 많지 않아서 좀 더 체계적인 분석이 부족하다는 점과 구조변화 시점을 구분하여 분석하지 못했다는 점이다. 따라서 다양한 물가지수를 활용한 후속연구와 구조변화를 전후를 대상으로 한 추가연구가 필요하다고 사료된다.

표제어: 서비스업생산지수, 서비스업도소매지수, VAR, 그랜저 인과관계, 충격반응함수, 분산분해

접수일(2015년 12월 3일), 수정일(1차: 2016년 1월 29일), 게재확정일(2016년 1월 30일)

* 경기대학교 경영학과 부교수, kji_99@naver.com

1. 서론

1.1 연구배경 및 목적

우리나라뿐만 아니라 전 세계 주요 국가에서 서비스업이 국민 경제에서 차지하는 비중이 급속도로 증가하고 있다. 전 산업 고용시장에서 서비스업이 2/3 이상을 차지할 정도로 그 중요성이 나날이 커지고 있어 서비스업은 미래의 국가 성장의 동력이자 지속적인 고용창출 효과를 가져 오는 산업이라 할 수 있다(서비스업 생산지수)는 서비스업의 성장세를 가늠하는 핵심지표로서 서비스업 전체 및 개별업종의 생산 활동을 종합적으로 파악하기 위하여 지수화한 것이다 이 지수는 국가의 경제정책 및 기업의 경영계획수립을 위한 기초자료로 활용되고 있으며 여러 경제연구소의 서비스 동향분석 및 연구자료 GDP 추계 자료 등으로 널리 활용되고 있다 또한 서비스업 생산지수는 현재의 경기 상황을 반영하게 하는 경기동행지수의 구성지표로 이용되고 있다 통계청은 매월 서비스업동향조사 결과와 행정자료(한국은행, 금융감독원, 국토교통부, 건강보험심사평가원 등)를 이용하여 서비스업생산지수를 작성하고 공표하고 있다 한국은행 경제통계시스템 자료에 의하면 우리나라 서비스업생산지수 상승률은 Tab. 1-1에서 보는 바와 같이 2000년 14.6%, 2005년 4.82%, 2010년 4.53%, 2015년 9월 말 현재 -4.61%를 나타내고 있으며 서비스업도소매지수 상승률은 2000년 7.98%, 2005년 6.03%, 2010년 8.11%, 2015년 9월 말 현재 -1.98%를 나타내고 있다. 2015년 9월 말 현재 양지수가 음(-)의 성장률을 보이고 있어 2015년도에 들어서 실물경기가 매우 나쁘게 진행되고 있다는 사실을 알 수 있다. 최

1) 전 산업에서 서비스업 전체 및 개별 업종의 생산 활동을 종합적으로 파악하기 위해 개별 업종의 상대적 중요도인 부가가치 기준 가중치를 적용하여 지수화한 것으로 국가의 경제정책, 기업의 경영계획 수립을 위한 기초자료와 주요 연구소의 서비스업동향 분석 및 연구자료 GDP 추계자료에 활용된다.

근 들어 기업들은 부채비율을 줄이고 자본을 확충하는 등 재무상태는 매우 건전하게 유지하고 있으나 신규투자에 대하여는 꺼리거나 제품생산도 적정량만 유지하고 있다.

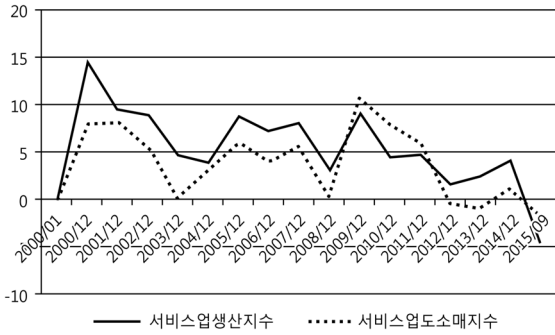
Tab. 1-1. Index Increase Rate of the Service Industrial Production Index and the Service Industrial Wholesale and Retail Index

(단위: %)

| 구 분 | 2000 | 2005 | 2010 | 2015 |
|------------|-------|------|------|-------|
| 서비스업 생산지수 | 14.60 | 8.71 | 4.53 | -4.61 |
| 서비스업 도소매지수 | 7.98 | 6.03 | 8.11 | -1.98 |

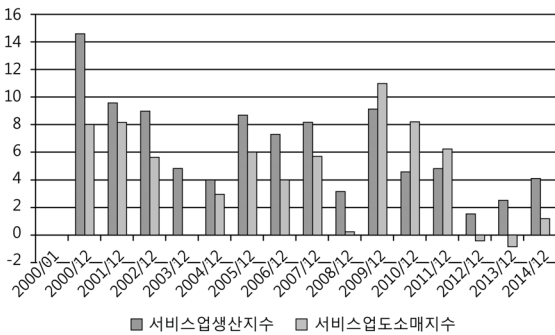
주) 지수상승률은 전년대비증가율이며, 지수는 2000년을 100을 기준으로 한 자료이며 한국은행 경제통계시스템에서 제공한 자료를 기준으로 작성하였다

전체 분석기간 중 Fig. 1-1과 Fig. 1-2에서 보는 바와 같이 서비스업생산지수 본 논문의 분석기간 시작인 2000년 초부터 2000년 12월까지 고도의 성장률을 나타내었으나, 이후 점차로 감소하는 추세를 보이고 있다 지수는 2005년 상반기까지 하락하다가 이후 상승세를 나타내었다가 2008년에는 미국발 서브프라임 사태로 재차 악화되었으며, 이후 2010년 까지 회복되다가 최근인 2015년까지 지속적으로 하락세를 나타내는 등 전반적으로 분석기간 동안 생산량이 줄어들고 있다는 것을 알 수 있었다. 서비스업도소매지수 역시 서비스업생산지수와 동일한 추세를 나타내고 있어 분석기간인15년 동안 계속하여 소비심리가 위축되었을 뿐만 아니라 기업의 생산 활동도 매우 어려움을 겪었다는 것을 알 수 있었다. 이는 서비스 산업도 고도의 경제성장기를 지나서 실물경기가 하락 또는 침체에 따라서 지속적으로 하락세를 겪고 있다는 것으로 이해된다 따라서 서비스업 생산이 감소됨에 따라서 서비스업 도소매 판매량도 함께 감소된다는 것을 인식하게 된다. 경기순환주기는 호경기 → 후퇴기 → 불경기 → 회복기를 반복하는데, 불경기를 오랫동안 겪고 있는 것이다



주) 2000년부터 2015년 9월 말까지 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수의 전년대비 증가율을 꺾은선 그래프로 나타내었다.

Fig. 1-1. Graph of broken line to the Service Industrial Production Index and the Service Industrial Wholesale and Retail Index

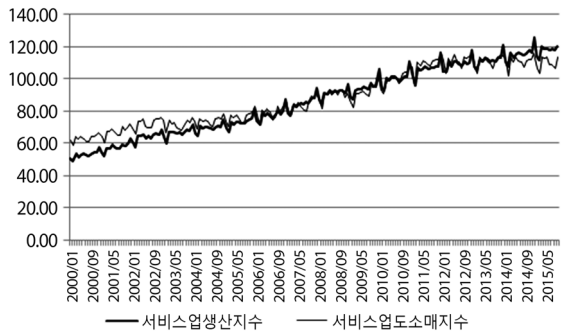


주) 2000년부터 2015년 9월 말까지 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수의 전년대비 증가율을 막대그래프로 나타내었다.

Fig. 1-2. Bar Graph to the Service Industrial Production Index and the Service Industrial Wholesale and Retail Index

Fig. 1-3은 2000년 1월부터 2015년 9월까지 전체 분석기간에 대한 월별 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수의 변화추세를 나타낸 표인데 2000년부터 2006년 7월까지의 서비스업도소매지수가 서비스업생산지수에 앞서 진행되었으나 2006년 8월부터는 서비스업생산지수가 서비스업도소매지수를 대체로 앞서서 진행되고 있다는 것을 알 수 있었다 무엇보다 2014년 이후에는 서비스업생산지수가 서비스업도소매지수보다 훨씬 앞서 진행하는 것으로 알 수 있었다

이는 기업들이 생산하는 제품의 가격보다 도소매 판매가격이 변동성이 심하다는 것으로 나타내어 기업들이 적정 생산량만을 생산함으로써 나타나는 현상으로 이해할 수 있다.



주) 2000년부터 2015년 9월 말까지 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수의 변화추세를 꺾은선 그래프로 나타내었다

Fig. 1-3. Transitional Aspect of the Service Industrial Production Index and the Service Industrial Wholesale and Retail Index

1.2 선행연구 고찰

본 논문은 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수와의 상호연관성을 분석하여 정보이전 메커니즘이 존재하는지를 규명하는데 있다. 분석을 위하여 한국은행 경제통계시스템이 발표한 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수를 사용하였으며 분석기간은 2000년 1월부터 2015년 9월까지 15년 9개월간이며, 표본자료는 189개 월별자료를 사용하였다 통계 분석도구는 E-view6을 이용하여 VAR 모형을 이용한 그랜저인과관계분석(Granger Causality test)과 충격반응분석(Impulse Response Function) 및 분산분해(Variance Decomposition)분석을 실시하였다. 그동안 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 간에 진행되어 온 연구는 없어서, 각종 물가지수와 관련된 연구를 중심으로 고찰하였다. 먼저 Kim(2013)은 쌀지수를 이용한 생산자물가와 소비자물가와의 상호연관성에 관한 연구에서 1986년 1월부터 2012년 10월까지 26년 10개

월간 322개 월별 자료를 이용하여 VAR 모형을 통하여 그랜저 인과관계분석, 충격반응함수 분석과 분산분해 분석을 실시하였는데, 실증분석결과 생산자물가는 소비자물가에 선행하여 영향을 미치고 있다는 것을 발견하였다. Kim and Kang(2005)은 생산자물가와 소비자물가의 장기관계 분석이라는 연구에서 1985년 1월부터 2004년 12월까지 계절조정(seasonally adjusted)된 월별자료를 이용하여 생산자물가와 소비자물가와와의 연관성을 분석하였다 분석도구로는 Engle-Granger의 잔차항 검정(RBT)과 Johansen 검정, 공통확률 추세모형(Common Stochastic Trend Model)을 사용하여, 생산자물가와 소비자물가에 대한 이론적인 장기관계식을 도출하였다 실증분석결과 소비자물가와 생산자물가 사이에는 장기적인 관계가 존재하지 않는다는 연구결과를 발표하였다 이는 기술수준이나 생산재 공급충격이 임의적인 행태를 보일 경우 두 변수 간에는 장기적인 안정관계가 존재하지 않기 때문이라고 주장하였다 Lee(1998)는 소비자물가와 생산자물가의 관계 및 소비자물가 변동요인에 관한 연구에서 1981년 1월부터 1996년 10월까지 15년 10개월 월별자료를 이용하여 VAR 모형을 이용하여 공적분 검정과 그랜저 인과관계 분석을 통하여 검정하였다. 분석결과 1981년부터 1989년 동안 생산자물가와 소비자물가 간에는 상호연관성이 나타났으나 1990년부터는 상호연관성이 나타나지 않는다는 연구결과를 발표하였다. 즉 1980년대에는 소비자물가가 생산자물가에 후행하여 반응하였으나 1990년대 이후에는 소비자물가와 생산자물가 사이에는 선행성이 존재하지 않는다는 연구결과를 발표하였다 이와 같이 분석기간과 분석자에 따라서 연구결과가 다르게 나타났다. 해외에서 진행된 소비자물가와 생산자물가 간의 장기관계연구에는 Lee(1996), Pecchenino(1992), Baillie(1989), Boughton and Branson(1988) 등이 있다. 먼저 Lee(1996)는 공적분 검정을 통하여 시계열자료인 가공단계별물가지수와 소비자물가지수를 가지고 상호간의 장기적 상관관계를 분석하였다 실증

분석결과 공적분 벡터에 여러 가지 제약조건을 부여할 경우에 상호간에 영향을 미친다는 사실을 규명하였다. 반면에 Pecchenino(1992)는 일반균형이론모형을 통하여 상품물가와 소비자물가와와의 연관식을 통하여 분석하였는데, 분석결과 상품물가의 경우에 상품공급에 미치는 충격이 임의적인 상태를 나타낼 경우에는 공적분 관계가 존재하지 않는 실증분석 결과를 제시하였다. 또한 Baillie(1989)은 분석대상 상호간에 단기적인 상관관계는 나타나지 않는다는 연구결과를 발표하였다. Clark(1995)는 생산자물가지수(PPI)와 소비자물가지수(CPI) 상호간에 구성요소의 차이로 인하여 관련성이 매우 적다는 연구결과를 발표하였다 Baillie(1989)도 Engle-Granger 검정을 통하여 소비자물가지수(CPI)와 상품가격과의 관계를 분석하였는데 실증분석결과 소비자물가와 상품가격과 간에는 공적분 관계가 존재하지 않는다고 주장하였다. Boughton and Branson(1988)은 소비자물가지수(CPI) 상품가격에 대한 상호연관성에 대한 연구에 있어서 소비자물가지수(CPI)와 상품가격과 사이에는 상관관계가 단기적으로 나타난다는 연구결과를 발표하였다 Boughton and Branson(1988)는 G7국가들을 대상으로 소비자물가지수(CPI)와 상품가격과의 장기적 연관관계를 공적분 검정방법으로 분석하였는데, 실증분석결과 G7국가들은 소비자물가와 상품가격사이에는 장기적 연관관계가 존재하지 않는다는 연구결과를 발표하였다 그러나 G7그룹을 단일집단으로 가정하여 실증분석 하였을 경우에는 G7국가들의 상품가격의 전환점이 소비자물가지수(CPI)전환점에 선행한다는 연구결과를 발표하였다. 한편, 물가지수와 금리와의 관계에 대한 연구로서 Nam and Park(1993)은 1972년 3분기부터 1991년 3분기까지의 회사채수익률과 도매물가상승률 시계열 자료를 사용하여 벡터자기상관(VAR)모형과 벡터자기상관이동평균(VARMA)모형을 통하여 명목금리와 도매물가와와의 동태적관계를 규명하였다 인과관계를 실증분석한 결과 회사채 수익률과 도매물가 사이에 어느 방향으로도 일방적인 인과관계는 관찰될

수 없었다고 주장하였다. 즉, 양 변수 간에는 명확한 정(+)의 상관관계가 나타나지 않았다고 주장하였다. 한편, Kim(2010)는 한국의 소비자물가에 중국 인플레이션이 미치는 영향에 대하여 연구를 하였으며 Hwang(2004)는 put-call parity를 이용하여 주가지수 현물시장과 옵션시장을 대상으로 상호연관성 연구를 실시하였고, Oh(2006)은 확률적 이항모형을 이용하여 이자율예측과 선도이자율 기간구조를 설명하는 등 각각 금리와 물가지수와의 연관성을 분석하였다. 한편, Kim and Kim(2014)은 우리나라 주가와 거시경제변수들 간의 상호연관성에 관한 연구에서 주가지수(KOSPI지수, KOSDAQ지수)와 거시경제변수(국고채권, 회사채, 기업어음, 생산자물가지수, 소비자물가지수, 원달러 환율) 상호간의 연관성을 분석하고자 2010년 1월부터 2014년 6월까지 54개 월별자료를 사용하여 VAR 모형을 통하여 분석하였는데, 실증분석결과 KOSPI지수가 생산자물가와 소비자물가 원달러 환율에 대하여 예측력이 있다는 것을 발견하였다. 본 연구는 기존의 물가지수를 대상으로 한 연구를 확대하여 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수와 상호연관성을 분석하여 가격발견 기능을 규명함으로써 정부와 중앙은행의 물가안정 정책수립에 기여함과 동시에 지수에 대한 설명력을 규명하는데 기여하고자 한다.

2. 예비분석

2.1 표본의 특성 및 정규성 검증

본 연구에서 사용한 통계분석자료는 한국은행 경제통계시스템에서 발표한 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수를 사용하였다. 분석기간은 2000년 1월부터 2015년 9월까지 15년 9개월 간 월별 189개 표본의 지수와 증가율, 변동성 지수를 사용하였다. 서비스업생산지수²⁾와 서비스업도소매지수의 증가율은 다음과 같이 산출하였다.

$$\Delta SIPI_t = L_n(SIPI_t) - L_n(SIPI_{t-1}),$$

$$\Delta SIWR_t = L_n(SIWR_t) - L_n(SIWR_{t-1})$$

다음 Tab. 2-1은 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수의 기초통계량을 나타낸다. 분석기간 중 서비스업생산지수는 평균 0.2% 상승하였으며, 서비스업도소매지수는 평균 0.14% 상승하였다. 표준편차는 서비스업생산지수는 1.88%, 서비스업도소매지수는 2.06%를 나타내었으며, 왜도와 첨도 모두 정규분포를 벗어났다. 그러나 J-B(Jarque Bera)분석에서는 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수는 모두 정규분포를 따르는 것으로 나타났다.

Tab. 2-1. Descriptive Statistical Analysis

| 구 분 | 물가지수 | | | |
|------|----------|--------|-----------|--------|
| | 서비스업생산지수 | | 서비스업도소매지수 | |
| | 수준변수 | 차분변수 | 수준변수 | 차분변수 |
| 평균 | 86.483 | 0.0020 | 88.411 | 0.0014 |
| 표준편차 | 21.204 | 0.0188 | 17.459 | 0.0206 |
| 왜도 | -0.010 | 0.0252 | 0.1515 | 0.4946 |
| 첨도 | 1.6811 | 3.5760 | 1.5776 | 3.1790 |
| J-B | 13.701 | 2.6331 | 16.654 | 0.0186 |

주) 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수에 대한 기초통계량을 월별자료를 이용하여 2000년 1월부터 2015년 9월까지의 189개 표본자료를 가지고 분석하였다. J-B(Jarque Bera)는 표본자료의 정규성(normality)을 검증하는 것으로 통계량은 $J-B = T \left(\frac{Skewness^2}{6} + \frac{(Kurtosis - 3)^2}{24} \right)$ 이며, 귀무가설 정규성하에서 χ^2 분포를 따르며, ***는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

2.2 상관관계(Correlation)분석

서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 간의 상관관계를 다음 Tab. 2-2에 제시하였다. 전체 분석기간 동안 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수는 98.36%의 매우 높은 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이와

2) 서비스업생산지수는 Service Industrial Production Index로 표현하고, 서비스업도소매지수는 Service Industrial Wholesale and Retail Index로 표현함.

같은 분석 결과는 지수가 가지고 있는 특성을 매우 강하게 지지하며, 경기동행지수로서 설명력이 높다는 것과 함께 지수 상호간에 깊은 연관성이 있다는 것으로 추론할 수 있다.

Tab. 2-2. Correlation Analysis

| 구 분 | 서비스업 생산지수 | 서비스업 도소매지수 |
|---------------|--------------|---------------|
| 서비스업 생산지수 | 1.00 | 0.9836*** |
| 서비스업 도소매지수 | 0.9836*** | 1.00 |

주) ***는 1%수준에서 통계적으로 유의함을 의미함

2.3 단위근 검정 및 공적분 검정

서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 간의 상호연관성에 관한 분석을 위하여 이들 간의 공적분 관계(Cointegration)를 검정하였다. 검정 결과 서비스업 생산지수와 서비스업도소매지수 간에 공적분관계가 성립할 경우에는 장기적으로 안정적인 연관성이 존재한다는 것으로 판단할 수 있어 경제구조의 변화를 공적분관계의 변화로 추론할 수 있기 때문이다 먼저 양 지수에 대한 통계자료의 안정성 여부를 판단하기 위하여 단위근 검정을 실시하였다. 단위근 검정은 통계 분석에서 일반적으로 사용하고 있는 ADF검정방법(Dickey and Fuller, 1979)과 PP검정방법(Phillips and Perron, 1988)을 사용하였다. 단위근(unit root) 검정은 기울기를 고려한 검정과 기울기 및 추세를 고려한 ADF검정과 PP검정을 실시하였다. Tab. 2-3에서 보는 바와 같이 수준변수인 지수에서는 기울기 및 추세선을 고려한 PP검정결과에서만 안정적으로 나타났고 다른 지수에서는 불안정한 것으로 나타났다 그러나 지수를 차분한 차분변수인 상승률에서는 단위근을 갖지 않는다는 귀무가설이 유의수준에서 기각을 하여 단위근을 갖지 않은 안정적인 시계열임을 나타내었다. 따라서 향후 실증분석에서는 안정적인 상승률인 차분변수를 사용하도록 한다

Tab. 2-3. Unit Root Test

| 구 분 | | 물가지수 | | |
|-----|-----|--------------|---------------|-----------|
| | | 서비스업 생산지수 | 서비스업 도소매지수 | |
| ADF | I | 수준변수 | -0.81 | -1.02 |
| | | 차분변수 | -2.59* | -2.74* |
| | I+T | 수준변수 | -2.45 | -2.13 |
| | | 차분변수 | -2.89** | -2.85** |
| PP | I | 수준변수 | -0.87 | -1.30 |
| | | 차분변수 | -40.20*** | -33.72*** |
| | I+T | 수준변수 | -11.99*** | -6.52*** |
| | | 차분변수 | -57.20*** | -34.80*** |

주) ADF검정과 PP검정의 귀무가설에서 "단위근이 존재한다"를 기각하는데 있어서 Mackinnon 임계치(critical value)는 ***(1%): -3.45, **(5%): -2.87, *(10%): -2.57이다.

단위근 검정에 이어 합리적 실증분석을 위하여 공적분 검정을 실시하였다. Tab. 2-4는 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 간에 선형관계가 있는지를 확인하기 위하여 각 지수에 대한 공적분 검정(Cointegration)을 실시하였다. 공적분검정법에는 여러 가지가 있으나, 본 논문에서는 요한센 검정법(1991)을 사용하였다. Tab. 2-4에서 보는 바와 같이 변수 간에 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하지 못하여 서비스

Tab. 2-4. Cointegration Test

| 구 분 | | Likelihood Ratio | 5% 임계치 | 1% 임계치 | |
|---------------|-------|---------------------|-----------|-----------|-------|
| SIPI/ SIWR | lag 1 | I | 14.04 | 15.41 | 20.04 |
| | | | 1.19 | 3.76 | 6.65 |
| | | I+T | 11.89 | 25.32 | 30.45 |
| | | | 12.74 | 12.25 | 16.26 |
| | lag 5 | I | 3.31 | 15.41 | 20.04 |
| | | | 0.04 | 3.76 | 6.65 |
| | | I+T | 16.71 | 25.32 | 30.45 |
| | | | 2.56 | 12.25 | 16.26 |
| lag 10 | I | 3.08 | 15.41 | 20.04 | |
| | | 0.20 | 3.76 | 6.65 | |
| | I+T | 14.16 | 25.32 | 30.45 | |
| | | 2.85 | 12.25 | 16.26 | |

주) 요한센공적분검정모형 추정 시 시차는 1과 5, 10을 적용하였으며, 절편(intercept)이 포함된 모형을 추정하였음.

업생산지수와 서비스업도소매지수 간에는 공적분이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 실증분석에서는 안정적인 수익률 자료를 이용하며 오차항을 고려하지 않은 VAR 모형을 통하여 분석을 실시하였다.

2.4 가설 설정 및 분석 모형

본 연구의 목적은 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 간의 선도지연 효과를 분석하여 각 지수간에 가격정보 효과가 존재하는지를 규명하는데 있다. 즉 서비스생산지수와 서비스업도소매지수와의 상호연관성 분석을 통하여 각 지수가 상호간에 영향을 미치는지를 파악하는데 있다. 분석을 위하여 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 1(H_0): 서비스업생산지수 상승률(변동성)은 서비스업도소매지수 상승률(변동성)에 영향을 미치지 않는다.

가설 2(H_0): 서비스업도소매지수 상승률(변동성)은 서비스업생산지수 상승률(변동성)에 영향을 미치지 않는다.

위의 가설을 검증하기 위하여 다음식과 같이 오차항을 고려하지 않는 VAR 모형을 이용하였다. Tab. 3-5에서 보는 바와 같이 일반적으로 사용하고 있는 BIC를 이용하여 시차 5까지 판단하였다. 먼저 가설 1과 가설 2를 검증하기 위하여 다음과 같은 그랜저 인과관계검정 모델을 사용하여 상호간의 예측력을 검증하였다. 아래 식에서 SIP_t 와 $SIWR_t$ 는 t시점의 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 상승률을 각각 의미하며, $b_{11}, b_{12} \dots b_{1p}, b_{2p}$ 가 통계적으로 유의한 수준에서 기각이 되면 서로간의 가격변화량에 대한 예측력이 있음을 판단할 수 있다. VAR(p)모형 추정 시 상수항 포함여부와 어느 정도 시차변수를 설명변수로 포함할지는 일반적으로 사용하고 있는 정보기준이 BIC를

사용하였다. 서비스업생산지수 상승률과 서비스업도소매지수 상승률의 두 변수를 사용하여 VAR(p) 모형을 구성하였으며, 상수항 포함여부와 $p(=1, \dots, 10)$ 의 값에 따른 BIC 값을 각 기간별로 추정된 결과를 보여주고 있다. 전체기간에 대하여 상수항을 포함하지 않은 상태에서 p 가 1인 경우가 가장 적합한 모형임을 알 수 있었다.

$$\left[\frac{SIP_t}{SIWR_t} \right] = \left(\frac{a_1}{a_2} \right) + \left(\frac{a_{11} b_{11}}{a_{21} b_{21}} \right) \left(\frac{SIP_{t-1}}{SIWR_{t-1}} \right) + \dots + \left(\frac{a_{1p} b_{1p}}{a_{2p} b_{2p}} \right) \left(\frac{SIP_{t-p}}{SIWR_{t-p}} \right) + \left(\frac{e_{SIP,t}}{e_{SIWR,t}} \right) \quad (1)$$

$$\left[\frac{SIWR_t}{SIP_t} \right] = \left(\frac{a_1}{a_2} \right) + \left(\frac{a_{11} b_{11}}{a_{21} b_{21}} \right) \left(\frac{SIWR_{t-1}}{SIP_{t-1}} \right) + \dots + \left(\frac{a_{1p} b_{1p}}{a_{2p} b_{2p}} \right) \left(\frac{SIWR_{t-p}}{SIP_{t-p}} \right) + \left(\frac{e_{SIWR,t}}{e_{SIP,t}} \right) \quad (2)$$

Tab. 2-5. BIC Test

| 구 분 | 상수항 | 시차(lag) | | | | |
|--------------|-----|---------|--------|--------|--------|--------|
| | | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 |
| SIP/ SIWR | 불포함 | -11.52 | -11.79 | -12.21 | -12.23 | -12.44 |
| | 포함 | -11.59 | -11.83 | -12.36 | -12.44 | -12.65 |

3. 실증분석 결과

본 연구는 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 상호간 가격발견 기능을 통한 장기적 상호연관성을 규명하여 정부와 한국은행의 물가정책 수립에 기여하고자 한다. 이와 같은 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수와의 상호연관성 분석은 VAR 모형을 이용한 그랜저 인과관계검정(Granger Causality test), 충격반응함수(Impulse Response Function) 및

분산분해(Variance Decomposition)를 통하여 추정하였다. 분석은 첫째, 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 상호간 상승률에 의하여 예측력이 있는지를 분석하는 것이다. 둘째, 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 상호간 충격이 존재하는지를 알아보며 만약 충격이 존재한다면 시차 어느 정도까지 지속되는지를 알아보는 것이다. 마지막으로 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 상승률에 대한 상호영향력이 어느 정도 미치는지를 분석하는 것이다

3.1 그랜저 인과관계 분석 결과

Tab. 3-1은 서비스업생산지수에 대한 상승률 및 변동성과 서비스업도소매지수에 대한 상승률 및 변동성이 상호간의 상승률 및 변동성에 영향을 주는지에 대한 분석결과를 나타내었다. 통계적 유의성을 분석한 결과 상승률에 있어서 서비스업생산지수가 서비스업도소매지수에 영향을 미치지 않는다는 가설 1을 기각(F통계량 값이 8.13)하여 예측력이 있음을 나타내었으며, 서비스업도소매지수가 서비스업생산지수에 영향을 미치지 않는다는 가설 2를 기각(F통계량 값이

2.54)하여 예측력이 있음을 나타냄에 따라 상호간에 영향을 미치고 알 수 있었다. 또한 변동성에 있어서도 양시장의 F통계량 값이 각각 32.10과 29.47로 나타나 통계적으로 유의수준에서 기각이 됨을 알 수 있었다 이는 가설 1과 가설 2를 각각 기각함에 따라 상호간에 예측력이 있음을 알 수 있었다.

3.2 충격반응함수 분석 결과

서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 상호간에 예측력이 존재한다면 그 예측력이 어느 정도 지속되는지를 알아보기 위하여 충격반응함수를 통해 추정하였으며, 그 결과가 Fig. 3-1에 제시되어 있다. 분석결과 서비스업생산지수는 서비스업도소매지수에 즉각적인 반응을 보이기 시작하여 시차 2까지 영향을 미치다가 이후 시차 3까지 음(-)의 영향을 미치다가 다시 시차 5까지 양(+)의 영향을 미치다가 사라짐을 알 수 있었다. 한편, 서비스업도소매지수는 서비스업생산지수에 즉각적으로 음(-)의 영향을 미치다가 시차 2.5에서 양(+)의 영향을 미치다가 사라짐을 알 수 있었다. 이와 같은 분석결과는 서비스업종도 일반 제조업종과 마찬가지로 도소매판매량을 어느 정도 예측하여 생산하게 하는 경제논리로 이해할 수 있다. 즉, 다른 산업뿐만 아니라 서비스업산업에 있어서도 생산량은 어느 정도 도소매업체의 판매량을 예측할 수 있다는 것으로 해석할 수 있다.

Tab. 3-1. Granger Causality Test

| 구분 | 서비스업생산지수 상승률 및 변동성은 서비스업도소매지수 상승률 및 변동성을 Granger-cause 하지 않는다. | | 서비스업도소매지수 상승률 및 변동성은 서비스업생산지수 상승률 및 변동성을 Granger-cause 하지 않는다. | |
|-----------|--|----------|--|----------|
| | 수익률 F값 | 변동성 F값 | 수익률 F값 | 변동성 F값 |
| SIPI/SIWR | 8.13*** | 32.10*** | 2.54*** | 29.47*** |

주) ① 그랜저 인과관계는 다음의 귀무가설을 각각 검정함

$$SIPI_t = \alpha_1 SIPI_{t-1} + b_1 SIWR_{t-1} + u_{1t}$$

$$SIWR_t = \alpha_2 SIWR_{t-1} + b_2 SIPI_{t-1} + u_{2t}$$

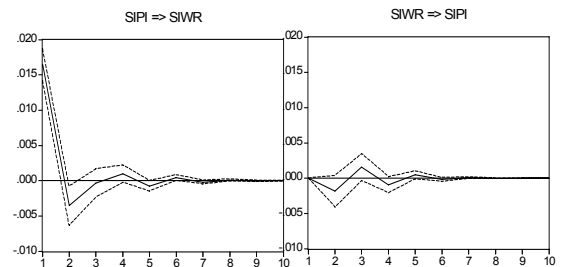
에서 귀무가설 $H_0: b_1 = 0$ 에 대한 F통계량을

$$SIWR_t = \alpha_2 SIWR_{t-1} + b_2 SIPI_{t-1} + u_{2t}$$

$$SIPI_t = \alpha_1 SIPI_{t-1} + b_1 SIWR_{t-1} + u_{1t}$$

에서 귀무가설 $H_0: a_2 = 0$ 에 대한 F통계량을 각각 계산함.

② ***는 1% 유의수준을 의미하며 SIPI는 서비스업생산지수, SIWR는 서비스업도소매지수를 의미함



주) SIPI는 서비스업생산지수를 SIWR은 서비스업도소매지수를 각각 의미함.

Fig 3-1. Impulse Response Function Test

3.3 분산분해 분석 결과

서비스업생산지수와 서비스업도소매지수의 상승률이 상호간에 어느 정도 크기로 반응하는지를 추정하기 위하여 분산분해(Variance Decomposition)를 실시하였다. 분석기간은 충격이 완전히 소멸될 것으로 추정되는 10기간 예측(10-period ahead forecasts)을 설정한 후 예측오차 분산분해를 실시하였으며 분석결과가 Tab. 3-2에 제시되어 있다. 패널 A에서 서비스업생산

Tab. 3-2. Variance Decomposition Test

패널 A: 서비스업생산지수의 분산분해

| 시차 | 표준오차 | 서비스업 생산지수 | 서비스업 도소매지수 |
|----|----------|-----------|------------|
| 1 | 0.017634 | 100.0000 | 0.000000 |
| 2 | 0.018902 | 99.02255 | 0.977454 |
| 3 | 0.019065 | 98.37310 | 1.626902 |
| 4 | 0.019090 | 98.14321 | 1.856790 |
| 5 | 0.019096 | 98.08646 | 1.913542 |
| 6 | 0.019098 | 98.07597 | 1.924027 |
| 7 | 0.019098 | 98.07456 | 1.925435 |
| 8 | 0.019099 | 98.07445 | 1.925547 |
| 9 | 0.019099 | 98.07445 | 1.925547 |
| 10 | 0.019099 | 98.07445 | 1.925546 |

패널 B : 서비스업도소매지수의 분산분해

| 시차 | 표준오차 | 서비스업 도소매지수 | 서비스업 생산지수 |
|----|----------|------------|-----------|
| 1 | 0.019200 | 26.34031 | 73.65969 |
| 2 | 0.020513 | 32.48850 | 67.51150 |
| 3 | 0.020776 | 34.16237 | 65.83763 |
| 4 | 0.020852 | 34.41794 | 65.58206 |
| 5 | 0.020873 | 34.42389 | 65.57611 |
| 6 | 0.020878 | 34.41461 | 65.58539 |
| 7 | 0.020880 | 34.41144 | 65.58856 |
| 8 | 0.020880 | 34.41083 | 65.58917 |
| 9 | 0.020880 | 34.41076 | 65.58924 |
| 10 | 0.020880 | 34.41077 | 65.58923 |

주) ① 다음과 같은 VAR 모형을 통하여 분산분해를 실시하였음. VAR(1) 모형:

$$\begin{pmatrix} S I P I_t \\ S I W R_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & b_{12} \\ a_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S I P I_{t-1} \\ S I W R_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}$$

② S I P I는 서비스업생산지수, S I W R는 서비스업도소매지수를 각각 의미함.

지수는 종속변수를 나타내며 서비스업도소매지수는 설명변수인 독립변수를 나타낸다 분석결과 서비스업 생산지수는 시차 1에서는 자기 자신에 의해서만 영향을 받았으나, 시차 2부터 시차 10까지는 0.97%~1.92%가 서비스업도소매지수에 의한 것임을 알 수 있어 영향력이 미미함을 알 수 있었다. 패널 B에서 서비스업도소매 지수는 종속변수를 나타내며 서비스업생산지수는 설명변수인 독립변수를 나타낸다 분석결과 서비스업도 소매지수는 시차 1부터 시차 10까지 73.65%~65.59% 가 서비스업생산지수에 의하여 영향을 받는 것으로 나타났다. 이와 같은 분석결과는 그랜저 인과관계 분석결과와 분산분해 분석결과를 지지하며 서비스업도소매 지수는 서비스업생산지수에 의하여 영향을 받는 것으로 추론할 수 있다. 이와 같은 분석결과는 그랜저 인과관계와 충격반응 함수 결과를 지지하여 서비스업생산지수는 서비스업도소매지수에 영향을 미친다는 것으로 추론할 수 있다.

4. 결론

본 연구는 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수 상호간 가격발견 기능을 통한 장기적 상호연관성을 규명하여 정부, 한국은행과 통계청의 물가정책 수립과 지수 관리에 기여하고자 한다. 본 연구를 위한 통계분석자료는 한국은행 경제통계시스템에서 발표한 서비스업생산 지수와 서비스업도소매지수를 사용하였으며 분석기간은 2000년 1월부터 2015년 9월까지 15년 9개월 간이며, 월별 189개 표본의 지수와 증가율, 변동성 지수를 각각 사용하였다. 분석도구로는 VAR 모형을 이용한 그랜저 인과관계 검증(Granger Causality test), 충격반응함수(Impulse Response Function) 및 분산분해(Variance Decomposition)를 통하여 추정하였다. 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 그랜저 인과관계 검증결과 상승률에 있어서 서비스업생산지수가 서비스업도소매지수에 영향을 미치지 않는다는 가설 1을 기각(F통계량 값이 8.13)하여 예

측력이 있음을 나타내었으며, 서비스업도소매수지수가 서비스업생산지수에 영향을 미치지 않는다는 가설2를 기각(F통계량 값이 2.54)하여 예측력이 있음을 나타냄에 따라 상호간에 영향을 미치고 알 수 있었다 또한 변동성에 있어서도 양시장의 F통계량 값이 각각 32.10과 29.47로 나타나 통계적으로 유의수준에서 기각이 됨을 알 수 있었다. 이는 가설 1과 가설 2를 기각함에 따라 상호간에 예측력이 있음을 알 수 있었다.

둘째, 충격반응함수 분석결과 서비스업생산지수는 서비스업도소매지수에 즉각적인 반응을 보이기 시작하여 시차 2까지 영향을 미치다가 이후 시차 3까지 음(-)의 영향을 미치다가 다시 시차 5까지 양(+)의 영향을 미치다가 사라짐을 알 수 있었다. 한편, 서비스업도소매지수는 서비스업생산지수에 즉각적으로 음(-)의 영향을 미치다가 시차 2.5에서 양(+)의 영향을 미치다가 사라짐을 알 수 있었다. 이는 다른 산업뿐만 아니라 서비스업산업에 있어서도 생산량은 어느 정도 도소매업체의 판매량을 예측할 수 있다는 것으로 해석할 수 있다.

마지막으로 분산분해 분석결과 생산자물가는 시차1에서는 자기 자신에 의해서만 영향을 받았으나 시차 2부터 시차 10까지는 0.97%~1.92%가 서비스업도소매지수에 의한 것임을 알 수 있어 영향력이 미미함을 알 수 있었다. 또한 서비스업도소매지수는 시차1부터 시차 10까지 73.65%~65.59%가 서비스업생산지수에 의하여 영향을 받는 것으로 나타났다 이와 같은 분석결과는 그랜저 인과관계 분석결과와 분산분해 분석결과를 지지하며, 서비스업도소매지수는 서비스업생산지수에 의하여 영향을 받는 것으로 추론할 수 있다.

본 연구는 다양한 지수를 대상으로 한 상호간의 가격발견을 통한 상호연관성을 분석한 기존의 연구방법을 확장하여 서비스업생산지수와 서비스업도소매지수와의 가격발견 기능을 파악하는데 기여하였다고 사료된다. 종합 물가지수를 사용하여 분석한 기존의 연구결과는 대체적으로 장기적인 연관성이 나타나지 않는다는 분석결과를 나타내었으나 본 연구는 서비스

업에 대하여 생산지수와 도소매지수 상호간에 가격발견이 나타나 상호연관성이 존재하는 것으로 나타났다 이는 물가지수를 상세한 개별지수로 사용할 경우에는 장기적으로 상호연관성을 보일 수 있다는 것으로 해석할 수 있다. 이와 같은 연구결과는 물가지수를 관리하고 있는 정부에게 물가정책을 수립하는데 의미를 부여하고, 각종 지수를 관리하고 있는 한국은행 및 통계청에게 의미 있는 시사점을 제공할 것으로 판단된다. 본 연구에 대한 한계점으로는 물가지수를 이용한 선행연구가 많지 않아서 좀 더 체계적인 분석이 부족하다는 점과 구조변화 시점을 구분하여 분석하지 못했다는 점이다. 따라서 다양한 물가지수를 활용한 후속 연구와 구조변화 전후를 대상으로 한 추가연구가 필요하다.

References

- [1] Baillie, R. T. (1989), Commodity prices and aggregate inflation: Would a commodity price rule be worthwhile?, *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 31, 185-240.
- [2] Boughton, J. M. and Branson, W. (1988), Commodity prices as a leading indicator of inflation, *IMF Working paper*.
- [3] Clark, Todd E. (1995), Do Producer Prices lead Consumer Prices?, *The Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Third Quarter, 25-39.
- [4] Dickey, David and Wayne, A. Fuller (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With Unit Root, *Journal of American Statistical Association*. Vol 74.
- [5] Hwang, Sung S. (2004), "The Relationship between Stock Index and Option Markets: An Empirical Analysis Using Put-Call Parity", *Journal of CEO and Management Studie*, 7(2),

- 167-184.
- [6] Johansen, Soren (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59(6) 1551-1580.
- [7] Kim, Jae I. and Kim, J. I. (2014), Study on inter-relation between Stock Price and Macroeconomic Variables, *Journal of CEO and Management Studie*, 17(3), 163-186.
- [8] Kim, Joo I. and Moon, G. H. (2013), Study on Interrelation between PPI and CPI Using Rice Index in Korea, *Journal of CEO and Management Studie*, 16(1), 1-16.
- [9] Kim, Min S. and Kang, K. H. (2005), The Long-term Relation Analysis between PPI and CPI in Korea, *Korea Financial Research*, 19(2), 165-199.
- [10] Kim, Sung W. (2010), The Effect of China on Korean Consumer Prices, *Journal of CEO and Management Studies*, 13(2), 227-247.
- [11] Lee, Chung Y. (1996), A Study on the relationship between consumer prices and producer prices and Consumer Price Changes in factors, *Korea Financial Research*, 6(4), 1-22.
- [12] Lee, Tae H. (1996), Transmission of producer prices through stages of processing, University of California Working paper
- [13] Nam, Joo H. (1993), Analysing Causal Relationships between the interest rates and inflation, *The Korean Journal of Financial Management*, 10(2), 161-179.
- [14] Oh, Seung G. (2006), Comparison between Stochastic Binomial Model of interest rate and Term Structure of Forward rate, *Journal of CEO and Management Studie*, 9(2), 105-117.
- [15] Pecchenino, R. A. (1992), Commodity prices and the CPI : Cointegration, information, and signal extraction, *International Journal of Forecasting* 7, 493-500.
- [16] Phillips, Peter and Pierre Perrons (1988), Testing for a Unit Roots in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 335-346.



Joo Il Kim (kji_99@naver.com)

Joo Il Kim was awarded a doctorate in business administration at the Kyunggi University. He is acting as an evaluation committee on government and the public sector. He worked as fund manager at the Korea Teachers Pension and as CFO at the Infiniti investments, inc. He holds a license to a fund manager and Sellers and E-learning consultants. He usually interested in is financial management, corporate finance and investment, investment and risk assessment. He had his essay published a paper at Financial Management journal, Financial engineering research journal, Korea the Journal of Business Administration, Industrial Economic Research, Corporate and Business Studies, Journal of CEO and Management Studies. He published called the theory of portfolio investment and the Theory of investment funds, Theory of financial institutions.

Study on Interrelation between the Service Industrial Production Index and the Service Industrial Wholesale and Retail Index

Joo Il Kim*

ABSTRACT

We examine the information transmission between the Service Industrial Production Index and the Service Industrial Wholesale and Retail Index, based on the returns data offered by the Korea Bank. The data includes daily return data from January 2000 to September 2015. Utilizing a dynamic analytical tool—the VAR model, Granger Causality test, Impulse Response Function and Variance Decomposition have been implemented. The results of the analysis are as follows. Firstly, results of Granger Causality test suggests the existence of mutual causality the Service Industrial Production Index precede and have explanatory power the Service Industrial Wholesale and Retail Index. However the results also identified a greater causality and explanatory power of the Service Industrial Wholesale and Retail Index over the Service Industrial Production Index. Secondly, the results of impulse response function suggest that the Service Industrial Production Index show immediate response to the Service Industrial Wholesale and Retail Index and are influenced by till time 5. From time 2, the impact gradually disappears. Also the Service Industrial Wholesale and Retail Index show immediate response to the Service Industrial Production Index and are influenced by till time 2.5, the impact gradually disappears. Lastly, the variance decomposition analysis shows that the changes of return of Service Industrial Production Index are dependent on those of the Service Industrial Wholesale and Retail Index. This implies that returns on the Service Industrial Production Index have a significant influence over returns on the Service Industrial Wholesale and Retail Index. It contributes to the understanding of market price formation function through analysis of detached the Service Industrial Production Index and Service Industrial Wholesale and Retail Index. Finally, our results can be used as a guide by the Korea Bank and Republic of Korea and as well as Statistics Korea.

Keywords: Service Industrial Production Index, Service Industrial Wholesale and Retail Index, VAR, Granger Causality test, Impulse Response Function, Variance Decomposition

* Associate Professor, Kyonggi University, kji_99@naver.com