財務管理研究 第十卷 第二號 (1993.12)

금리와 물가간의 인과관계 (「깁슨의 역설」) 분석

: VAR 및 VARMA 모형분석

南 周 厦* 朴 在 澈**

〈요 약〉

본 논문은 벡터자기상관(VAR) 모형과 벡터자기상관이동평균(VARMA) 모형을 사용하여 명목금리와 물가(도매물가) 사이의 동태적 관계를 분석한다. 명목금리와 물가사이의 정(+)의 상관관계는 소위 「깁슨의 역설」로 불리워지고 있는데, 실증분석 결과에 의하면 한국의 경우 깁슨의 역설은 존재하지 않는 것으로 보여진다.

과거의 많은 연구들이 「깁슨의 역설」을 지지하는 실증결과들을 발견한 것은 관련변수들의 안정성(stationarity)을 고려치 않은 것으로 판단된다. 본 논문에서처럼 관련변수들의 안정성을 얻기위해 수준변수(예를들면, 도매물가지수) 대신에 차분되거나 증가율을 사용하고, 금리 및 물가이외에 두변수에 영향을 줄 수 있는 변수(예를들면, 통화변수)들을 포함하는 다변수 모형을 이용한다면 우리나라에서는 「깁슨의 역설」은 발견되지 않은 것으로 보여진다.

즉, 회사채 수익율과 도매물가상승율을 명목금리와 물가변수로 각각 사용하고, 1972.III~1991.III 사이의 분기별 자료를 대상으로 분석한 결과, 두변수 사이의 관계는 일방적 인과관계보다는 독립적인 관계로 나타나고 있다.

Ⅰ. 머리말

이자율과 물가수준간의 상관관계에 대한 연구는 거시-화폐 경제학에서 매우 중요한 과제이며, Tooke(1844)이후 많은 경제학자들이 관심을 갖어온 분야이다. 특히, Gibson(1923)은 전통적인 고전학파가 주장하는 물가수준과 이자율의 부(-)의 상관관계와는 달리 영국의 공채수익율과 도매물가지수간에 밀접한 양의 상관관계가 있음을 밝혀, 지금까지 깁슨의 역설(Gibson's Paradox)로 불리어지고 있다.[1)]

* 韓國經濟研究員 研究委員

** 韓國經濟研究員 研究組員

1) 전통적인 고전학파는 통화량이 증가하는 경우 화폐수량설에 의해 물가는 상승하고, 대부자금설에 의해 대부시장에서 이자율은 하락하게 되어 명목이자율과 물가수준은 음(-)의 상관관계를 갖는다고 한다. Keynes(1930)는 깁슨이 발견한 이자율과 물가와의 정(+)의 경험적 사실을 처음으로 깁슨의 역설이라고 명명하였다.

지금까지 이자율과 물가와의 상관관계를 분석하기 위해 Wicksell (1898), Fisher (1907), Gibson (1923), Kitchin (1923), Keynes (130), Sargent (1973), Shiller-Siegel (1977), Friedman-Schwartz (1982), Benjamin-Kochin (1984), Dwyer (1984), Lee-Petruzzi (1987), Barsky-Summers (1988), Chen and Lee (1990) 등 수많은 연구들을 시도하였으나 통일된 실증적 합의는 이루어지지 않고 있다.[2)]

금리와 물가간의 상관관계를 밝혀내는 것이 거시·금융 정책적인 측면에서 매우 중요함에도 불구하고 우리나라의 경우에는 이에 대한 활발한 연구가 진행되지 않고 있다.

본 논문은 VAR(Vector Autoregressive) 모형 및 VARMA(Vecto Autorgressive-Moving Average) 모형을 이용하여 이자율과 물가수준(도매물가)사이에 동태적인 상관관계, 즉, 깁슨의 역설이 우리나라에서 존재하는지를 실증분석하고, 만약에 양(+)의 상관관계가 존재한다면 두 변수 사이의 인과관계 분석을 통해 금리변동이 물가변동에 일방적인 영향을 미치는지 혹은 물가수준의 변동이 금리에 영향을 미치는지를 더욱 엄밀히 살펴보고자 한다.

명목금리와 물가와의 양(+)의 상관관계를 설명하기 위해서 지금까지 실물적·화폐적 접근방법의 두가지 상반된 논리가 주장되고 있다. 실물적 접근방법은 Wicksell과 Keynes에 의해 주장되고 있는데, 자본생산성의 변화와 같은 실물부문의 변화에 의해 혹은 이러한 실물부문의 변화에 따른 경기변동에 의해서 화폐수요가 증가하면 명목이자율이 증가하고, 또 한편으로는 화폐공급의 증가에 의해 물가수준이 상승함으로써 명목이자율과 물가수준은 정(+)의 상관관계를 보여준다고 한다.

반면에 화폐적 접근방법은 Fisher에 의해 주장되고 있으며, 완전예견(Perfect foresight)의 가설과 효율적인 자본시장이 존재한다면 실질금리의 변동이 없고, 명목금리는 전적으로 물가에 의해 영향을 받는다고 한다. 그러나 Shiller-Siegel(1977)과 Mishkin(1984) 등에 의하면 명목 이자율의 변동이 실질이자율의 변동에 의해 크게 설명되고 있어 Fisher의 화폐적 접근방법에 문제점이 드러나고 있다. 반면에 Friedman-Schwartz(1982)는 물가의 통계적 추이가 화폐제도에 의해 영향을 받을 수 있다는 화폐제도론을 바탕으로 Fisher의 주장을 옹호하고 있다.

이러한 두 논리의 타당성은 우선 실질금리가 변동하느냐 혹은 고정되어 있느냐, 즉, 피셔의 가설이 우리나라에서 수용될 수 있느냐가 검증되어야 하고, 나아가 금리와 물가가 어느 방향으로 인과관계를 갖는지가 매우 중요할 것이다.[3)]

---

2) 금리와 물가간의 상관관계에 대한 문헌조사 및 이론적 배경에 대한 자세한 설명은 Chen and Lee(1990) 참조.

다만, 「깁슨의 역설」을 위한 실증분석 연구에서 중요한 것은 관련변수들의 안정성(stationarity)과 금리와 물가 이외에 두변수에 영향을 줄 수 있는 변수들을 고려하는 것이다. 즉, 본 논문에서처럼 물가변수의 안정성을 얻기위해 도매물가지수 대신에 증가율인 도매물가상승율을 사용하고, 통화증가율 등 금리·물가에 직접적 영향을 줄 수 있는 변수들을 실증분석 모형에 포함한다면 「깁슨의 역설」은 발견되지 않은 것으로 보여진다.

본 논문의 제2장은 VAR(Vector Autoregressive)모형을 이용하여 금리와 물가간의 상관관계 및 인과관계를 살펴보고, 제3장은 VARMA(Vector Autoregressive Moving Average) 모형을 이용하여 두변수 사이의 인과관계를 살펴봄으로써 우리나라에서 깁슨의 역설이 존재하는지를 알아본다.

Ⅱ. VAR 모형

1. 방법론

본 논문에서는 이자율과 물가간의 상관관계를 분석하기 위해 총통화(M2)를 매개변수로 한 세변수 VAR(vector autoregressive)모형을 사용한다. 금리와 물가간의 관계를 분석하는데 있어서 통화변수가 생략된다면 잘못된 실증분석 결과를 초래할 수 있다. 왜냐하면 만약에 통화량이 금리와 음(-)의 관계를 갖고, 물가와는 양(+)의 상관관계를 갖고 있다면 통화량이 없는 금리와 물가간의 실증분석 결과는 양(+)의 방향으로 결과를 유도하는 올바르지 못한 실증분석 결과를 낳을 수 있기 때문이다.

Sims(1980)의 논문에서 보듯이 VAR모형은 관련 변수들이 사전적으로 외생변수 혹은 내생변수로 구분할 필요가 없이 관련변수들 간의 동태적인 상관관계를 볼 수 있는 장점이 있기 때문에 VAR모형을 기초로 하여 실증분석을 한다.[4)5)]

일반적으로 VAR 모형은 다음과 같은 형태를 지닌다.

$$X_t = \sum_{p=1}^{p} A(L)X_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (1)$$

3) 남주하(1991)와 Nam(1993)은 우리나라에서 실질금리가 고정되어있지 않고, 피셔효과를 나타내주는 추정계수가 0.5~0.6사이에 있기 때문에 순수한 피셔의 가설은 우리나라에서 수용될 수 없고, 피셔 방정식에 근거한 금리정책은 부분적인 정책효과만 얻을 수 있다고 함.

4) VAR 모형에 관한 자세한 설명은 Sims(1980) 참조.

5) 두 변수 사이의 상관관계를 설명하는 이론적 모형은 본 논문에서는 생략되었으나, Friedman and Schwartz(1963)는 통화변화가 이자율과 물가 및 소득에 미치는 효과에 대해 설명하였고, IS, LM곡선을 이용한 단순거시모형에 의해서도 두변수사이의 관계를 설명할 수 있다.

여기서 X_t는 K개 변수로 구성된 벡터형태이며, 변수들이 안정성(stationary process)을 갖기 위해 차분된 혹은 증가율을 사용하고, ε_t는 백색잡음(white noise)의 잔차항의 벡터 그리고 A(L)은 K × K 정방행렬을 나타낸다.

식(1)을 변형하면,

$$A(L)(1-L)X_t = \varepsilon_t \tag{2}$$

식(2)의 A(L)은 OLS(ordinary least square)에 의해 추정될 수 있으며, A(L)의 추정계수들로부터 금리와 물가간의 상관 · 인과관계를 분석할 수 있다.

X_t는 계절조정된 전기대비 총통화증가율(M), 도매물가상승률(GWPI), 그리고 회사채 수익률(RCB)을 포함하는 3x1 벡터라면, 식(2)는 다음과 같이 표시된다.

$$\begin{bmatrix} A_{11}(L) & A_{12}(L) & A_{13}(L) \\ A_{21}(L) & A_{22}(L) & A_{23}(L) \\ A_{31}(L) & A_{32}(L) & A_{33}(L) \end{bmatrix} (1-L) \begin{bmatrix} M \\ GWPI \\ RCB \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{bmatrix} \tag{3}$$

추정계수의 행렬 A(L)은 A11(L)에서 A33(L)의 3 × 3 정방행렬이나 다시 Aij(L)은 시차 P에 따른 1 × P의 벡터 형태가 된다. 그러므로 Aij(L)의 추정계수들은 변수j가 다른변수 i에게 동태적으로 미치는 영향을 나타낸다.

2.자료 및 실증분석 결과

이자율과 물가간의 상관관계를 분석하기 위해 이자율은 회사채 수익률(RCB), 물가변수로는 도매물가지수를 사용한다. 기존의 문헌들 역시 깁슨의 역설을 분석하기 위해 도매물가지수와 장기명목이자율을 주로 사용하여 왔다.[6][7]

적절한 장기명목이자율로서는 사채이자율이 있으나 회사채 수익률이 사채이자율과 높은 상관관계를 갖고 있고, 회사채 수익률이 주로 3년만기의 장기금리이므로 회사채 수익률이 장기균형금리로써 사용될 수 있을 것이다. 물가지수로서는 도매물가지수, GNP Deflator, 소비자물가지수가 있는데, 금리가 기업의 생산비용으로써 물가에 전가되는 과

6) Keynes(1930, 1971), Shiller-Siegel(1977)과 Barsky-Summers(1988) 참조.

7) 특히, 본 논문에서는 안정적(stationary) 시계열자료를 얻기 위해 도매물가지수 대신에 증가율을 사용하여 Gibson's paradox를 분석하였다. 이자율과 통화증가율을 관련변수로 사용하기때문에 물가지수 보다는 증가율이 타당한 것으로 보인다.

〈표 1〉 VAR 모형의 추정결과

추정기간 : 1972.Ⅲ ~ 1991.Ⅲ

추정모형 : $A(L)(1 - L)X_t = e_t$, 최적시차는 6을 사용

Lag	A_{11}	A_{12}	A_{13}	A_{21}	A_{22}	A_{23}	A_{31}	A_{32}	A_{33}
1	-0.396	+0.059	-0.004	-0.017	-0.472	-0.108	+0.011	+0.066	-1.214
	(0.137)	(0.078)	(0.141)	(0.250)	(0.142)	(0.258)	(0.132)	(0.075)	(0.136)
2	-0.013	+0.098	-0.073	+0.182	+0.191	-0.235	+0.046	-0.086	+0.400
	(0.142)	(0.083)	(0.206)	(0.261)	(0.152)	(0.378)	(0.138)	(0.080)	(0.199)
3	-0.019	-0.016	-0.133	-0.103	-0.349	+0.585	-0.076	+0.133	-0.079
	(0.138)	(0.087)	(0.204)	(0.253)	(0.159)	(0.374)	(0.133)	(0.084)	(0.197)
4	-0.449	-0.039	-0.015	-0.184	+0.118	-0.750	-0.067	-0.085	-0.297
	(0.137)	(0.085)	(0.203)	(0.250)	(0.155)	(0.372)	(0.132)	(0.082)	(0.196)
5	+0.128	-0.061	+0.171	-0.268	-0.154	+0.607	-0.101	+0.179	+0.110
	(0.146)	(0.084)	(0.207)	(0.268)	(0.154)	(0.378)	(0.141)	(0.081)	(0.200)
6	+0.026	-0.054	-0.018	-0.098	+0.022	-0.006	-0.106	-0.137	+0.160
	(0.128)	(0.080)	(0.142)	(0.234)	(0.146)	(0.260)	(0.124)	(0.077)	(0.138)

( )는 standard error

정을 설명하기 위해서는 도매물가지수가 가장 적절한 것으로 판단되기 때문에 도매물가지수를 사용한다. 지금까지 대부분의 많은 연구들이 Keynes(1930)가 깁슨의 역설에 대해 연구할 때 사용했던 도매물가지수로 사용한 것은 이러한 이유에 의한 것이다.

끝으로 매개변수로서는 총통화(M2)가 사용되고, 도매물가지수에서 원자재가격지수의 영향을 제거하기 위해서 원자재수입가격지수도 사용된다.

연구기간은 1972.Ⅲ ~ 1991.Ⅲ의 분기별 자료를 이용하고, 자료의 갯수는 81개가 된다. 총통화와 물가지수는 계절조정된 전기대비 증가율을 사용한다.

〈표 1〉은 Lag=6을 사용하여 VAR추정방정식(3)을 추정한 실증결과로써 추정행렬 A(L)을 통하여 금리와 물가간의 상관관계를 알 수 있다.[8][9]

8) Stokes(1983)는 금리 · 물가 · 통화 등 세변수를 이용한 VAR 모형을 사용하여 세변수 사이의 동태적인 상

〈 표2 〉 금리와 물가와의 상관관계 및 인과관계 검증

$A_{23}(L) = 0.75B^4$ (t=2.01)	RCB -\→ P F=1.43 <0.22>
$A_{32}(L) = -0.18B^5 + 0.14B^6$ (t=2.20) (t=1.77)	P -\→ RCB F=1.13 <0.36>

주 : ( )은 t값을, < >은 significance level을 각각 나타냄.

우선 금리가 물가에 미치는 영향을 살펴보기 위해서 추정계수 $A_{23}(L)$을 정리하면(〈표 2〉 참조), 금리가 4분기 시차를 두고 물가에 영향을 미치는 것으로 나타난다. 반대로 물가가 금리에 미치는 영향을 추정계수 $A_{32}(L)$에 의해 알 수 있는데, 5분기후와 6분기후에 각각 다른방향의 결과를 보여준다.

더우기 〈표2〉의 F값은 금리와 물가사이의 인과관계를 검증한 것인데, 금리가 물가에 대해서 일방적인 인과관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설은 F=1.43으로 기각될 수 없고, 물가가 금리에 대해 일방적인 인과관계를 갖고 있지 않다는 귀무가설 역시 F=1.13으로 기각될 수 없음을 보여준다. 그러므로 우리나라에서는 금리와 물가사이의 양(+)의 관계는 없는 것으로 보여진다.[10][11]

지금까지의 실증분석결과는 통화가 금리와 물가에 미치는 영향을 고려한 것이나, 우리나라의 도매물가가 수입원자재 가격에 의해 크게 영향을 받아왔기때문에 금리와 물가사이의 정확한 상관관계는 도매물가에서 수입원자재 가격의 영향을 제거하는 과정이 필요하다.

관관계를 미국자료를 이용하여 분석하였다. 시차를 충분히 반영하기 위해 L = 12을 사용하였으나 우리나라의 경우 자료의 갯수가 81개에 불과하여 L = 6을 사용하여 금리와 물가간의 관계를 분석한다.

더우기 본 논문에서는 이자율과 물가수준 간의 상관관계 뿐만 아니라 인과관계의 분석을 포함하고 있기 때문에 최적시차의 결정이 필요하다. VAR모형의 최적시차는 Sims(1980)의 우도비 검증에 의해 결정될 수 있으며, 우리나라의 경우 분기별 자료는 보통 시차 4~6사이에서 최적시차가 많이 결정되고 있다. 그러므로 본 논문에서는 Lag = 6을 최적시차로 사용하고, 참고로 Lag = 4를 사용한 실증분석 결과도 함께 논의하기로 한다.

9) 추정기간을 70년대와 80년 이후로 나누어 추정하는 것도 매우 흥미로운 연구이나 VAR모형에서는 자료의 관찰 갯수와 설명변수들의 시차가 충분치 못하면 모형이 불안정해 질 우려가 있고, 믿을 수 없는 실증분석 결과를 초래할 수도 있으므로 본 논문에서는 subsample period에 대한 연구는 제외하기로 한다.

10) Lag = 4를 사용한 VAR 모형의 명목금리와 도매물가 사이의 인과관계 검증은 어느 방향으로도 인과관계가 없고, feedback 효과도 없기 때문에 우리나라에서는 두변수사이의「깁슨의 역설」은 발견되지 않는 것으로 보여진다.

11) 참고로 총통화를 매개로 한 명목금리와 도매물가지수 사이의 즉각적인 상관관계「instantaneous correlation」는 약 0.3으로 어느정도 양(+)의 관계를 보여주고 있다.

〈표 3〉 OLS 추정결과

추정방정식

(1) $SWPIG1t = 1.34 + 0.28IPG_{t-1} + 0.02IPG_{t-2} + 0.06IPG_{t-3} + 0.27IPG_{t-4} + e_{t1}$
(4.02) (3.81) (0.20) (0.69) (3.37)

(2) $SWPIG1t = 1.37 + 0.31IPG_{t-1} + 0.31IPG_{t-4} + e_{t2}$
(4.19) (5.11) (5.01)

주 : (1) SWPIG1 = 계절조정된 도매물가지수(WPI)의 전기대비 증가율
(2) IPG = 수입원자재 가격의 전기대비 증가율
(3) ( )은 t값을 나타냄.

본 논문에서는 TSLS(two stage least square)방법을 사용하여 수입원자재 가격의 변동이 도매물가에 미치는 영향을 제거한 후, 금리와 물가간의 상관관계를 분석하였다.[12]

우선 제1단계 추정에서는 수입원자재 가격지수의 시차 1에서 4까지를 설명변수로 사용하여 도매물가지수에 미치는 영향을 살펴 보았다. 〈표 3〉에서 보듯이 추정방정식(1)의 결과는 원자재 가격이 1분기와 4분기의 시차를 두고 도매물가에 영향을 미치는 것으로 나타난다. 그러므로 수입원자재 가격의 시차1(Lag=1)과 시차4(Lag=4)의 두변수를 설명변수로만 사용하여 도매물가를 추정하였다.

〈표 3〉의 추정방정식(2)의 실증분석 결과는 추정방정식(1)에 비해 더욱 효율적으로 나타나므로, 식(2)의 잔차항(residual)을 보전하여 제2단계에서 VAR모형의 도매물가지수로 사용한다.

그러므로 〈표 3〉의 추정방정식(2)의 잔차항은 도매물가지수에서 수입원자재 가격의 영향을 제거한 것이므로 〈표 1〉의 추정결과에 비해 바람직한 결과를 보여줄 것이다.

이러한 2단계 추정방법을 사용한 추정결과가 〈표 4〉에 나타나 있다. 금리가 물가에 미치는 영향을 보기위해 추정결과 $A_{23}(L)$는 설명력이 없으며, 물가가 금리에 미치는 영향도 추정계수 $A_{32}(L)$에 의하면 유의성이 없는 것으로 보여진다.

두 변수 사이의 인과관계의 분석을 위해 F검증 결과를 살펴보면, 금리가 물가에 미

12) TSLS 방법을 사용하지 않고 수입원자재 가격지수를 VAR모형에 추가변수로 사용하는 것도 TSLS방법과 같은 실증분석 결과를 초래하나, VAR모형에서 너무 많은 설명변수들을 사용하게 되면 자유도(degree of freedom)가 급격히 감소하게 되어 모형의 불안전성 문제를 야기하게 된다. 그러므로 본 논문에서는 자유도를 보전하기 위해 2단계 추정방법을 사용한다.

친다는 인과관계와 물가가 금리에 영향을 미친다는 인과관계 모두 채택될 수가 없다(〈표5〉참조).

〈표 4〉 금리와 물가와의 상관관계

추정기간 : 1972.Ⅲ ~ 1991.Ⅲ

추정모형 : $A(L)(1 - L)X_t = e_t$, 최적시차는 6을 사용

Lag	A_{11}	A_{12}	A_{13}	A_{21}	A_{22}	A_{23}	A_{31}	A_{32}	A_{33}
1	0.43 (0.14)	-0.03 (0.82)	-0.02 (0.14)	0.23 (0.24)	0.16 (0.14)	-0.07 (0.25)	0.004 (0.13)	-0.08 (0.08)	1.20 (0.14)
2	0.05 (0.15)	-0.03 (0.08)	0.13 (0.21)	-0.16 (0.26)	-0.03 (0.14)	0.26 (0.38)	-0.04 (0.15)	0.08 (0.08)	-0.41 (0.21)
3	0.03 (0.14)	0.002 (0.08)	-0.01 (0.20)	0.06 (0.25)	0.23 (0.15)	-0.41 (0.37)	0.06 (0.14)	-0.11 (0.08)	0.09 (0.21)
4	0.45 (0.14)	0.04 (0.08)	-0.15 (0.20)	0.05 (0.24)	-0.16 (0.14)	0.47 (0.36)	0.11 (0.14)	0.02 (0.08)	0.30 (0.20)
5	-0.18 (0.14)	0.05 (0.09)	0.06 (0.13)	0.15 (0.25)	0.25 (0.15)	-0.31 (0.35)	0.08 (0.14)	-0.13 (0.08)	-0.15 (0.20)
6	-0.08 (0.13)	-0.02 (0.14)	0.06 (0.22)	-0.09 (0.23)	0.08 (0.15)	0.01 (0.24)	0.10 (0.13)	0.13 (0.09)	-0.12 (0.13)

( )는 standard error

지금까지 VAR모형을 이용하여 금리와 물가간의 관계를 살펴보았는데, 우리나라에서는 회사채수익율과 도매물가지수를 사용하였을 때, 금리와 물가사이의 양(+)의 상관관계는 발견될 수 없는 것으로 보여진다.

〈표 5〉 F - 검증

RCB ⊣→ SWPIG1 : F = 0.50(0.81)
SWPIG1 ⊣→ RCB : F = 0.90(0.50)

주 : (1) ( )은 significance level을 나타냄.

(2) RCB는 회사채 수익률, SWPIG1은 계절조정된 전기대비도매물가 증가율을 각각 나타냄.

Ⅲ. VARMA 모형분석

1. 방법론 및 실증분석 결과

Vector ARMA 모형을 이용한 Granger 인과관계 검증에는 두가지 방법이 있는데, 하나는 Granger-Newbold(1977)가 제안한 것이고, 다른 하나는 Tiao-Box(1981)가 제안한 방법이다. 금리와 물가간의 인과관계를 검증하기 위해 본 논문에서는 Box-Jenkins(1970)의 일변수 ARIMA모형을 다변수 경우로 확장한 Tiao-Tsay(1983)의 VARMA 모형을 사용하기로 한다.

우선 2개의 시계열 자료, 예를 들면 금리와 물가, Z_{1t}, Z_{2t}가 있다고 하자. 이 두변수는 안정적 추세(stationary process)를 갖기 위해 적절히 차분된 자료로 가정한다.

이러한 두변수 VARMA모형은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$\begin{bmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1t} \\ Z_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{11}(L) & \theta_{12}(L) \\ \theta_{21}(L) & \theta_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix} \tag{4}$$

오차항 $a_t = [a_{1t}, a_{2t}]'$는 백색잡음(white noise)이고, 정규분모$(0, \Sigma)$를 갖는다고 가정한다. 즉,

$$E(a_t) = 0,\ E(a_t, a'_{t+k}) = \begin{cases} 0, & K \neq 0 \\ \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} \end{bmatrix}, & K = 0 \end{cases}$$

AR부분의 추정계수의 행렬 $\phi(L) = \begin{bmatrix} \phi_{11}(L) & \phi_{12}(L) \\ \phi_{21}(L) & \phi_{22}(L) \end{bmatrix}$ 이고,

$\phi ij(L) = I - \phi_1 L^1 - \phi_2 L^2 - \cdots - \phi_p L^p$의 형태를 갖는다.

마찬가지로 MA부분의 추정계수의 행렬 $\theta(L) = \begin{bmatrix} \theta_{11}(L) & \theta_{12}(L) \\ \theta_{21}(L) & \theta_{22}(L) \end{bmatrix}$ 이고

$\theta_{ij}(L) = I - \theta_1 B'_1 - \theta_2 L^2 - \cdots - \theta_q L^q$의 형태를 갖는다.

이러한 VARMA 모형의 추정과 검증을 위해서는 기본적으로 4단계의 과정이 필요하다. 제1단계는 VARMA모형의 AR부분의 차수 p와 MA부분의 차수 q를 결정하는 인식(identification)단계이다. 이를 위해서는 Tiao-Box(1981)의 방식과 Tiao-Tsay(1983)이 제안한 방식이 있는데, Tiao-Box는 MA와 AR의 차수를 별도로 결정하기 때문에 Tiao-Tsay 방식보다 p나 q값이 커질 가능성이 있다. 그러므로 본 논문에서는 최적시차 p와 q를 결정하기 위해서 Tiao-Tsay(1983)의 Extended Sample Cross-Crrelation(ESCC)를 이용한다.[13]

제2단계에서는 제1단계에서 결정된 시차 p,q를 이용하여 구체적으로 추정행렬 Φ와 θ, 그리고 잔차의 공분산 행렬, Σ를 추정하는 추정(estimation)단계이다. Wilson(1973)이 제안한 최우추정법(maximum likelihood method)을 이용하여 VARMA(p,q) 모형을 추정한다.

제3단계는 제약조건이 없는 경우의 최우값(likelihood value)과 제약조건이 있는 경우의 최우값을 사용하여 최우비(likelihood ratio)를 계산한 후, 공식적으로 관계변수들간의 인과관계를 검증한다.

끝으로 제3단계에서 시행된 likelhood ratio test의 결과를 해석하고, diagnostic check를 통해 실증분석 결과가 올바른지를 사후 검증한다.

실증분석을 위한 자료는 회사채 수익율과 전년동기대비 도매물가상승률을 사용하고, 추정기간은 1972.Ⅲ~1991.Ⅲ 사분기의 분기별 자료를 이용한다.[14][15]

〈부록 1〉의 〈표 1〉은 이자율과 물가, 두변수 VARMA모형의 ESCC(extended sample cross correlation)행렬을 보여주고 있다. ESCC행렬의 각 원소는 각 AR, MA부문의 다양한 차수를 이용하여 추정한 잔차(residual)의 공분산 행렬(covariance matrix)이다.

일정한 값($=\frac{2}{\sqrt{n}}$, n은 자료의 갯수)을 기준으로 하여 0과 0이 아닌 값으로 구분하여

---

13) VARMA 모형에 대한 Gauss Computer Program은 요청에 의해 제공될 수 있음.

14) 통화변수를 포함하는 세변수 VARMA모형의 최적시차 (p,q)는 (2,1)이 되며, 추정계수의 갯수는 27개가 된다. Gauss Program의 conditional maximum likelihood extimation을 이용하여 VARMA(2,1)을 추정한 결과, 우선 local maximum을 찾기위한 추정시간이 매우 길며, local optimum을 구하더라도 global optimum을 찾기는 매우 어렵기 때문에 본 논문에서는 VARMA 모형의 경우에는 명목금리와 도매물가지수, 두변수의 인과관계 검증에 한정하여 분석한다. VARMA 모형을 위한 computer package의 사용이 가능하다면 총통화 혹은 원자재 가격변수 등을 매개로 한 세변수 이상의 VARMA의 분석도 가능할 것이다.

15) VAR모형에서처럼 계절조정한 전기대비 도매물가지수의 증가율을 사용하거나 도매물가지수에서 수입원자재 가격의 영향을 제거한 잔차(residual)를 사용할 경우, iteration이 진행됨에 따라 optimal point로 수렴이 되지않아 본 논문에서는 단순히 회사채수익율과 전년동기대비 도매물가상승율을 사용하여 인과관계 검증을 한다.

〈표 6〉 이자율(회사채 수익율)과 물가(도매물가)의 ESCC 행렬

AR	MA				
	0	1	2	3	4
0	+	+	+	+	+
1	+	0	0	0	0
2	+	0	0	0	0
3	+	+	0	0	0
4	+	+	+	0	0

주 : +는 영이 아닌 공분산 행렬을 나타내고, 0은 영행렬을 나타냄.

cut-off 원리에 따라 p와 q를 결정한다. 〈부록 1〉의 〈표1〉에서 보듯이 AR, MA부문의 여러차수에 따른 ESCC 행렬에 의해 최적시차 (p,q)가 결정된다.

〈표 6〉에서 보듯이 금리와 물가와의 VARMA 모형의 최적시차(p,q)는 (1,1)이 된다. 왜냐하면 우선 AR부문의 차수 1에서 0인 공분산이 나타나고 MA부문 역시 1이후는 0인 공분산 행렬을 보여주고 있기 때문이다.

〈표 6〉에서 결정된 최적시차(1,1)을 사용하여 VARMA모형 (4)를 추정한 결과가 〈표 7〉에 있다. 우선 AR부문의 추정계수들을 살펴보면, 금리가 물가에 미치는 영향은 추정

〈표 7〉 VARMA(1,1) 모형의 추정.

추정방정식 : $WPI_t = a_1 WPI_{t-1} + a_3 RCB_{t-1} + b_1 e_{WPIt-1} + b_3 e_{RCBt-1} + \varepsilon_{t1}$

$RCB_t = a_2 WPI_{t-1} + a_4 RCB_{t-1} + b_2 e_{WPIt-1} + b_4 e_{RCBt-1} + \varepsilon_{t2}$

추 정 기 간 : 1972. Ⅲ ~ 1991. Ⅲ(관찰갯수는 81)

Parameters	Estimates	Std. err.	Est./s.e.	Prob.	Gradient
a_1	0.769	0.123	6.20	0.00	0.000000
a_2	-0.015	0.074	-0.20	0.41	0.000002
a_3	0.105	0.067	1.56	0.05	-0.000000
a_4	1.011	0.039	25.73	0.00	0.000000
b_1	-0.404	0.161	-2.50	0.00	-0.000000
b_2	0.017	0.169	0.10	0.45	0.000000
b_3	0.261	0.246	1.06	0.14	0.000000
b_4	0.056	0.228	0.24	0.40	0.000000

〈표 8〉 VARMA(1,1) 모형의 추정

추정방정식; $WPI_t = a_1 WPI_{t-1} + a_3 RCB_{t-1} + b_1 e_{WPIt-1} + b_3 e_{RCBt-1} + \varepsilon_{t1}$

$RCB_t = a_4 RCB_{t-1} + \varepsilon_{t2}$

Parameters	Estimates	Std. err.	Est./s.e.	Prob.	Gradient
a_1	0.779	0.116	6.69	0.00	0.000000
a_3	0.099	0.064	1.54	0.06	0.000000
a_4	1.003	0.019	50.52	0.00	-0.000000
b_1	-0.413	0.134	-3.07	0.00	-0.000000
b_3	0.233	0.210	1.10	0.13	0.000000

주 : RCB = 회사채 수익율, WPI = 도매물가지수의 전년동기대비 증가율

계수 a_3에 의해 결정된다. 추정계수는 a_3는 0.105로써 약간의 양(+)의 상관관계가 있음을 보여주고 있고, 5% 유의수준에서는 통계학적인 설명력은 없으나 10% 수준에서는 유의성이 있음을 알 수 있다.

MA부문의 추정계수들을 살펴보면, 금리가 물가에 정(+)의 영향력이 있으나(b_3 = 0.261), 유의수준은 14%에 그치고 있다.

반대로 물가가 금리에 미치는 영향을 살펴보기 위해 추정계수들인 a_2와 b_2를 보면, 추정계수들의 크기자체로 0에 가깝고 설명력도 없어 보인다.

〈표 7〉에서 보듯이 추정계수 a_2, b_2, b_3 와 b_4가 설명력이 없기 때문에 이러한 네개의 추정계수들을 0으로 제약한 후의 추정결과는 더욱 효율적인 추정결과를 보여줄 것이다.

〈표 8〉은 a_2, b_2, b_3 와 b_4를 0으로 제약한 후의 추정결과를 보여준다. 우선 금리가 물가에 미치는 영향을 나타내는 a3와 b3는 각각 0.099와 0.233으로 약간의 정(+)의 영향력을 미치고 있으며, 통계학적인 유의수준은 6%와 13%수준으로 나타나고 있다. 그렇기 때문에 5%유의수준에서는 금리가 물가에 미치는 영향은 없어 보이나, 10%유의수준에서는 어느정도는 정(+)의 영향력이 있는 것으로 보여진다.

〈표 7〉과 〈표 8〉의 gradient 값들을 보면 모두 0에 가깝기 때문에 conditional maximum likelihood estimation의 추정방법이 매우 올바른 결과를 나타내주고 있음을 알 수 있다.

제3단계로서 금리와 물가간의 인과관계를 공식적으로 검증한 결과가 〈표 9〉에 있다. 우선 귀무가설 H_1은 물가가 금리에 인과관계가 없다는 것인데, 이것은 VARMA모형에서 $a_3 = b_3 = 0$이고 $a_2 \neq 0 \neq b_2$이면 된다.[16] 그러므로 $a_3 = b_3 = 0$으로 제약한 후

16) Granger(1969) causality의 definition을 이용한 것임.

〈 표 9 〉 인과관계 검증(causality test)

	H_1	H_2	H_3
λ_{LR}	0.1	3.0	3.14

$\chi^2 0.95(2) = 5.991$ $\chi^2 0.90(2) = 4.605$
$\chi^2 0.95(4) = 9.488$

H_1 : wpi —\—> rcb ∴accept
H_2 : wpi <—\— rcb ∴accept
H_3 : wpi <—x—> rcb ∴accept

의 VARMA(1,1) 모형의 우도값(likelihood value)과 제약조건이 없는 경우의 우도값(〈표 7〉의 경우)을 비교한 우도비(likelihood ratio)에 의해 두변수 사이의 인과관계가 검증될 수 있다. 이러한 우도비는 자유도(degree of freedom)가 제약조건의 수와 일치하는 χ^2분포를 갖는다.[17]

〈표 9〉의 우도비로부터 귀무가설 H_1은 수용되는 것으로 나타난다. 우도비 0.1로써 귀무가설 물가가 금리에 대해 인과관계가 없다는 결론이 유도된다. 반대로 H2의 가설은 $a_2 = b_2 = 0$ 과 $a_3 \neq 0 \neq b_3$의 제약조건이 있는 경우에 우도값과 제약조건이 없는 경우의 우도값 (〈표 7〉의 경우)을 비교하므로써 검증될 수 있다.

금리가 물가에 인과관계가 없다는 귀무가설 H_2는 H_1의 우도비(0.1)에 비해 큰 수치를

〈표 10〉 Diagnostic Check

lag	1	2	3	4	5
	. . . .	. . . .	. . . .	+ . . .	. . . .

lag	6	7	8	9
	. . . .	. . + .	. . . .	+ . . .

17) 자세한 것은 Judge et. al. (1988) 참조.

보여주고 있으나(3.0), 5%, 10% 유의 수준에서 귀무가설이 기각될 수 없다.

마지막 단계로써 지금까지 추정된 실증분석결과가 믿을 수 있는 결과인지를 판단하기 위해 VARMA 모형의 추정결과후 잔차항(residual)의 correlation matrix를 구하여 그 값들이 0에 근사한지를 알아본다.

〈표 10〉에서 보듯이 대부분의 correlation matrix의 구성원소들이 $2/\sqrt{n}$ 보다 적기 때문에 0에 근접하고 있음을 알 수 있다.

그러므로 〈표 7〉의 추정된 실증결과는 올바르게 추정되었으며 믿을 수 있는 결과임을 알 수 있다.

지금까지 깁슨의 역설에 대한 연구결과를 살펴보면, Sargent(1973)는 1870~1940년의 미국자료를 이용하여 물가가 이자율에 일방적으로 영향을 미치지 않으며, 서로 영향을 주고 받는 관계임을 밝혀내 깁슨의 역설을 설명하기 위한 Fisher의 논리는 적절치 못하다고 한다.

Shiller-Siegel(1977)은 역시 합리적 기대가설에 근거하는 경우, 실질이자율이 불변이라는 가정은 유지되지 못한다고 주장하고, 1929~74년의 영국의 장기이자율과 물가와의 상관관계가 단기이자율과 물가와의 관계보다 높고, 이를 근거로 깁슨의 역설은 존재하는 것으로 인정한다.

2. 깁슨의 역설에 대한 연구결과[8)]

Benjamin-Kochin(1984)은 1729~1931년의 영국자료를 바탕으로 실증분석을 한 결과, 물가수준과 이자율 사이에는 양의 상관관계가 있는 것처럼 보이지만 두시계열 자료를 정상확률과정으로 바꾸어주면 깁슨의 현상은 거의 존재하지 않는다고 한다. 특히, 그들은 전시(戰時)와 비전시를 구분하여 깁슨의 역설은 전시에 나타나는 현상에 불과하며, 비전시에 시계열 자료를 정상화하면 깁슨의 역설은 존재하지 않게 된다고 주장한다.

Dwyer(1984)는 영국 · 미국 · 프랑스 · 벨기에를 대상으로 깁슨의 역설을 분석한 결과, 이자율과 물가수준의 양의 상관관계는 Benjamin-Kochin(1984)의 설명처럼 전쟁에 기인하는 것이 아니며, 그렇다고 항상 양의 상관관계를 보여주지도 않는다고 한다. 19세기~20세기초기를 대상으로 1,2차 세계대전을 배제한 실증분석의 결과는 양의 상관관계를 나타내며, Fisher의 가설은 이를 설명할 수 있다고 한다. Lee-Petruzzi(1987)는 1730~1981의 영국, 1800~1981의 미국자료를 분석한 결과, 전기간을 분석한 경우는 깁슨의 역설은 존재치 않지만, 금본위제도하에서는 깁슨의 역설이 존재한다고 주장한다.

8) 자세한 내용은 Chen and Lee(1990) 참조.

〈표 11〉 깁슨의 역설에 대한 동태적 인과관계

	금본위제도	비금본위제도
Fisher(1907)	P ⇒ I	P ⇒ I
Friedman-Schwartz(1982)	P ⇒ I	P ∧ I
Wicksell(1898,1936)	P ⇐ I	P ⇐ I
Keynes(1930)	P ⇐ I	P ⇐ I
Shiller-Siegel(1977)	P ⇒ I	P ⇒ I
Benjamin-Kochin(1984)	P ∧ I	P ↔ I
Lee-Petruzzi(1987)	P ⇐ I	P ∧ I
Barsky-Summers(1988)	P ⇐ I	P ∧ I
Chen-Lee(1990) 영국	P ↔ I	P ∧ I
Chen-Lee(1990) 미국	P ∧ I	P ⇒ I

참고: 1. P는 물가수준율, I는 이자율을 나타낸다.

2. ∧는 상관관계가 없음을, ↔는 즉각적이고 일시적인 상관관계가 있음을, ⇒와 ⇒는 어느 한 변수가 일방적으로 영향을 미침을, ⇔는 두변수가 서로 영향을 주고 받음을 의미한다.

Barsky-Summers(1988) 역시 1821~1913년의 고전적 금본위제도하에서는 깁슨의 역설이 존재함을 확인하였다.

Chen-Lee(1990)는 Vector ARMA 기법을 이용하여 깁슨의 역설을 검증하였다. 1800~1981년의 미국자료와 1792~1981년의 영국자료를 대상으로 분석한 결과, 물가와 이자율의 관계는 화폐제도와 대상국가에 따라 다른결과가 도출되고, 전기간을 통해서 살펴보면 Fisher의 설명처럼 물가가 이자율에 영향은 미친다고 한다.

이와같이 깁슨의 역설에 대한 실증분석 결과들이 〈표 11〉에 있는데, 많은 연구에도 불구하고 전반적으로 통일된 결론 보다는 국가와 분석의 대상기간, 자료의 선택에 따라 다르다는 것을 알 수 있다. 다만, 깁슨의 역설을 전시(戰時)의 현상으로 해석하는 것은 대체로 부정되고, 최근에 들어와서는 물가와 이자율간의 양의 상관관계는 대체로 희박한 것으로 보여진다. 역사적으로 살펴볼때, 금본위제도하에서는 깁슨의 역설이 나타나나 일차대전 이후의 관리통화제도하에서는 존재하지 않는 경향이 있는 것으로 보인다.

우리나라의 경우에도 관련변수들을 적절히 차분하거나 증가율을 사용한다면, 명목금리와 도매물가 사이는 일방적 인과관계보다는 독립적인 상관관계가 나타난 것으로 보아 외국의 깁슨 역설에 관한 최근의 연구결과와는 어느정도 일치하고 있음을 알 수 있다.

Ⅳ. 요약 및 결론

금리와 물가(WPI)간의 정(+)의 상관관계를 분석하기 위해 본 논문에서는 VAR모형 및 VARMA 모형을 사용하였다 외국의 경우에는 두변수 사이의 상관관계를 분석하기 위해 많은 실증분석이 있었으나 아직 합의점이 이루어지지 않고 있다.

우리나라에서는 두변수 사이의 상관관계에 관한 실증연구가 거시 · 금융정책의 수립에 매우 중요한 문제임에도 불구하고 아직까지 실증분석은 거의 없어 보인다.

1972.Ⅲ~1991.Ⅲ분기 사이의 회사채수익률과 도매물가상승율의 분기별 자료를 사용했을때, 두변수 사이의 뚜렷한 정(+)의 상관관계는 보이지 않는다.

그러나 금리가 상승했을 때 물가에 미치는 영향은 VAR모형에서는 영향력이 없어 보이나, VARMA(1,1) 모형에서는 약 6%유의수준에서 정도는 0.1로써 미약하나 정(+)의 영향력이 있는 것으로 나타난다.

반대로 도매물가가 금리에 주는 영향은 VAR모형에서는 방향이 일정하지 않고 VARMA(1,1) 모형에서도 일정한 영향력이 나타나지 않는다. 명목금리의 경우 자기상관이 강하기 때문에 자기변수의 시차에 의해 크게 설명되고 있는 것으로 보여진다.

공식적으로 회사채 수익률과 도매물가지수 사이의 인과관계를 검증한 결과, 어느방향으로도 일방적인 인과관계는 관찰될 수 없는 것으로 보아 우리나라에서는 깁슨의 역설(Gibson's Paradox)은 존재하지 않는 것으로 보여지고, 깁슨의 역설에 관한 최근 외국의 연구결과와도 어느정도 일치하고 있다.

끝으로 명목금리와 도매물가 사이의 인과관계를 분석하기 위해서는 통화량, 수입원자재 가격 등 기타 관련변수들을 포함하는 세변수 이상의 VARMA 모형의 추정이 바람직하나, Gauss Program에서의 시간적인 제약에 의해 본 논문에서는 금리와 물가 두변수 사이의 인과관계에 한정하였으며 향후 세변수이상의 VARMA 모형에 관한 연구가 계속되어야 할 것이다. VARMA 모형을 편리하게 사용할 수 있는 컴퓨터 팩키지(computer package)의 이용이 가능하다면 좀더 엄밀한 분석이 가능할 것이다.

참 고 문 헌

남주하 "금리변동과 통화정책 지표의 선택문제", (한국금융학회 발표 1991.9) 한국경제연구원, 1991.10.

정운찬 「금융개혁론」, 법문사, 1991

Benjamin, Daniel K., and Levis A. Kochin, "War, Prices, and Interest Rates: A Martial Solution to Gibson's Paradox", in M. E. Bordo and A. J. Schwartz(eds.). *A Retrospective on the Classical Gold Standard,* 1982-1931. (Chicago: University of Chicago Press), (1984)

Box, G. E. P., and G. M. Jenkins, Time Series Analysis Forecasting and Control,(San Francisco: Holden-Day).

Chen, Chung, and C. Jevons Lee, "A VARMA Test on the Gibson Paradox", *The Review of Economics and Statistics* 73 (1990), 619-630.

Dwyer, Gerard P., "The Gibson Paradox : A Cross-country Analysis", *Economica* 51 (1984), 109-127.

Friedman, Milton, and Anna Schwartz, *A Monetary History of the United States.* Princeton University Press, (1963)

Gibson, William E., "Interest Rates and Monetary Policy", *Journal of Political Economy* 78(1970), Reprinted in *Monetary Theory:* Readings in *Current Issuse* (Edited by W. E. Gibson and G. G. *Kaufman, New York: McGraw-Hill),* (1971)

Granger, C.W.J., "Investing Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica* 37 (1969), 424-437.

Granger, C.W.J., and P. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics* 2 (1974), 111-120.

Harley, C. Knick, "The Interest Rate and Prices in Britain, 1873-1913 : A Study of the Gibson Paradox", *Explorations in Economic History* 14(1977), 69-89.

Hillmer, Steven C., and George C. Tiao, "Likelihood Function of Stationary Multiple Autoregressive Moving Average Models", *Journal of the American Statistical Association* 74 (1979), 652-660.

Keynes, John M., *A Treatise on Money* (London:MacMillan, 1930, Reprinted London: The Royal Economic Society, 1971.

Lee, C, Jevons, and Christopher Petruzzi, "The Gibson Paradox and Monytary Standard", *The Review of Economics and Statistics* 68(1986), 189-196.

Lee, C, Jevons, and Christopher Petruzzi, "Prices, Interest Rates, and the Monetary Standard:A Study of the Gibson-Kitchin Phenomenon", *Journal of Macroeconomics* 9 (1987), 185-202.

Mundell, Robert, "Inflation and Real Interest", *Journal of Political Economy* 71 (1963), 280-283.

Nam, J.H, "The Liquidity, Income, and Fisher Effect of Money Supply on Interest Rates : The Case of Developing Country," *Seoul Journal of Economics*, 1993, vol.6, No.3, 223-239.

Sargent, Thomas J., "Interest Rates and Prices in the Long Run", *Journal of Money, Credit and Banking* 5 (1973), 385-463.

Shiller, Robert J., and Jeremy J. Siegel, "The Gibson Paradox and Historical Movement in Real Interest Rates", *Journal of Political Economy* 85 (1977), 891-907.

Sims, Christopher A., "Money, Income and Causality", *American Economic Review* 62 (1972), 540-552.

Tiao, George C., and George E.P. Box, "Modeling Multiple Time Series with Application", *Journal of the American Statistical Association* 76 (1981), 802-816.

Tiao, George C., and Ruey S. Tsay, "Multiple Time Series Modeling and Extended Sample Cross-Correlations", *Journal of Businecs and Economic Statistics* 1 (1983), 43-56.

Tooke, Thomas, *An Inquiry into the Currency Question* (London: Longman), (1844)

Wei, William W.S., *Time Series Analysis* (Redwood City : Addison-Wesley), (1990)

부 록

〈 표 1 〉

NONZERO = 0.2279					
ESCC 00	0.8877 0.7369	0.7097 0.9326	ESCC 01	0.7108 0.6910	0.6653 0.8575
ESCC 02	0.5626 0.6172	0.5980 0.7983	ESCC 03	0.4687 0.5635	0.5359 0.7554
ESCC 04	0.3491 0.5050	0.4905 0.6988	ESCC 10	0.3696 0.0327	-0.0021 -0.0530
ESCC 11	0.0603 0.0377	0.1089 -0.0764	ESCC 12	-0.1132 -0.0669	0.0422 -0.0243
ESCC 13	0.1980 0.0298	-0.0293 0.0086	ESCC 14	0.1359 0.0712	0.0386 0.0760
ESCC 20	0.3909 0.2332	-0.4077 -0.4223	ESCC 21	0.1276 0.0344	0.0401 -0.0494
ESCC 22	-0.0469 0.0613	0.0321 -0.0569	ESCC 23	0.0062 0.0072	-0.0027 0.0063
ESCC 24	0.1056 0.0450	-0.0650 0.0305	ESCC 30	-0.3159 -0.5311	-0.2585 -0.4313
ESCC 31	0.0193 -0.3097	0.1171 0.2416	ESCC 32	0.0131 -0.0031	0.0166 0.0001
ESCC 33	0.1622 0.0186	0.0613 -0.0151	ESCC 34	-0.0119 0.0268	0.0209 0.0616
ESCC 40	-0.0143 0.3704	0.0125 -0.3453	ESCC 41	0.0786 -0.0970	0.1658 0.2866
ESCC 42	-0.0951 -0.1827	0.0591 0.2965	ESCC 43	-0.0051 0.0172	-0.0143 -0.0086
ESCC 44	-0.0010 0.0014	0.0192 0.0147			

주 : ESCC pq는 AR부문의 시차 p와 MA부문의 q에서 ESCC 행렬을 나타냄.