

# Identifying the Chickens-Eggs Statistical Lead-Lag Dilemma

Tae Ho Kim<sup>a,1</sup> · Min Jeong Kim<sup>a</sup> · Jeen Woan Lee<sup>a</sup>

<sup>a</sup>Department of Information Statistics, Chungbuk National University

(Received February 1, 2013; Revised March 28, 2013; Accepted April 26, 2013)

---

## Abstract

This study investigates the controversial chickens-eggs dilemma and empirically performs statistical tests to examine if there exists a causality between them. Granger and Hsiao tests are applied to both level and stationary variables to identify the lead-lag relationships. Each of these test is found to have the robust result where the causality runs from eggs to chickens; in addition, the explanatory power of one variable in variations of the other appears to remain time invariant. The outcome is proved to be valid as the hypothesis test for no structural change in their relationship fails to be rejected.

Keywords: Causality, chickens-eggs dilemma, cusum of squares test.

---

## 1. 서론

Granger 인과성 검정은 초기의 통화와 소득 간 선행관계에 대한 논쟁에서 시작해 최근에 이르기까지 다양한 분야에 응용되어 왔다. 새로운 통계적 기법이 계속 개발되면서 변수들 간 관계에 대해 더욱 다양하고 효율적인 분석이 가능하게 되었지만 선행성 여부에 대해 그간 궁금하게 여겨온 논쟁에 대한 검정은 의외로 오랫동안 간과되어 왔다. 최근 Somigliana 등 (2011)은 endometriosis와 estroprogestins의 관계를 닭과 달걀 간 선행성 딜레마에 비유하였다. 닭과 달걀 중 어느 것이 먼저인가에 대한 문제는 가장 오래된 논란 중 하나이지만 사회적 관심사이거나 실생활에 관련된 사항은 아니어서 실증적 검증은 받지 못했다. 두 변수 간 관계에 대해서는 Thurman과 Fisher (1988)에 의해 논의된 적이 있으나 지금까지 학문적 연구는 거의 수행되지 않았다. 두 변수 간 선행관계가 명확히 식별될 수 있을 지는 의문이지만 사용 가능한 자료로 현대적 관점에서 이들의 관계를 학문적으로 조명해보는 것도 흥미롭고 의미있는 분석이라고 사료된다. 본 연구에서는 선행성 논란의 원조격인 닭과 달걀 중 어느 쪽이 먼저인가에 대해 통계적 검정을 실시해 보고자 한다.

## 2. 자료 검정

분석에 사용할 자료는 우리나라를 대상으로 국제연합식량농업기구(FAO) 통계데이터베이스(Faostat)의 1961-2010년 달걀 생산량과 닭 수의 연자료를 사용한다. 분석의 정의에 타당하도록 닭의 개체군에 대

---

<sup>1</sup>Corresponding author: Professor, Department of Information Statistics, Chungbuk National University, 410 Seongbong-Ro, Heungduk-Gu, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea. E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

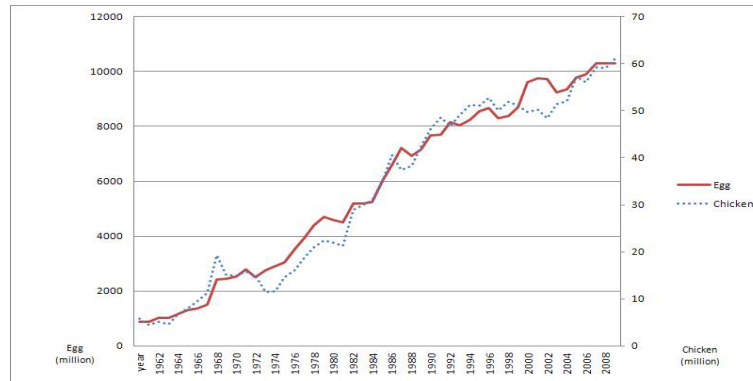


Figure 2.1. Transition(1961–2010)

Table 2.1. Basic Statistics

	<i>C</i>	<i>E</i>
Mean	32.418	5727.323
Median	33.000	5630.500
Maximum	61.000	10300.000
Minimum	4.487	864.000
Std. Dev.	18.662	3188.456
Skewness	-0.057	-0.096
Kurtosis	1.454	1.561
Jarque-Bera	5.006	4.390
Probability	0.082	0.111
Observations	50	50

량 사육용 육계는 제외하며, 알을 낳거나 수정시켜 계란이 생산되도록 하는 닭만을 포함한다. 두 변수의 장기적 동향이나 관계를 분석하기에는 단위기간이 긴 연자료가 더 적절하며, 자료의 단위기간이 짧으면 계절성이나 단기적 파동에 의한 영향이 자료에 내재되어 이를 제거하는 과정에서 장기정보가 손실될 우려가 있다. 또한 단순히 시간분해를 통해 표본의 크기를 증가시키면 추정하고자 하는 장기적 관계를 보이지 않는 경향이 있다 (Hendry, 1986). Figure 2.1은 연구기간 동안 두 변수의 추이로 단기적으로는 증감세가 반복되지만 장기적으로는 꾸준히 증가하는 추세가 있음을 보여준다.

달걀 생산량(*E*)과 닭 수(*C*) 자료의 기초통계량을 보면 Table 2.1에 요약된 바와 같이 왜도가 0보다 작아 좌측 꼬리가 긴 분포를 하며, 첨도의 값은 자료가 정규분포보다 완만한 분포를 따르는 성향이 있음을 보인다. 또 Jarque-Bera 검정은 정규분포 귀무가설을 유의수준 5%에서는 기각하지 못하지만 10%에서는 기각 여부의 경계선 상에 있다.

전통적 인과관계 검정법에 의하면 *Y*의 시차값이 *X*의 미래값을 예측하는데 유의하게 기여한다면 *Y*는 *X*를 선행한다고 하며 검정은 아래의 회귀모형에 근거한다.

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \alpha_j X_{t-j} + v_{1t}, \quad (2.1)$$

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^m \gamma_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + v_{2t}, \quad (2.2)$$

**Table 2.2.** Test:  $E \rightarrow C$ 

$L = \text{no. of lags}$	$F\text{-statistic}$	$p\text{-value}$	$R^2$ of the regression
1	2.690	0.108	0.981
2	1.140	0.330	0.980
3	3.120	0.037	0.981
4	2.650	0.048	0.980

**Table 2.3.** Test:  $C \rightarrow E$ 

$L = \text{no. of lags}$	$F\text{-statistic}$	$p\text{-value}$	$R^2$ of the regression
1	2.550	0.117	0.991
2	1.630	0.209	0.990
3	1.010	0.398	0.990
4	0.636	0.640	0.989

여기서  $v_1$ 과  $v_2$ 는 상관관계가 없는 백색잡음이고,  $t$ 는 기간, 또  $i$ 와  $j$ 는 시차를 나타낸다. 식 (2.1)에서  $\sum \alpha_j \neq 0$ 이고 식 (2.2)에서  $\sum \delta_j = 0$ 이면  $X \rightarrow Y$ 의 인과관계가 성립되고 반대로 식 (2.1)에서  $\sum \alpha_j = 0$ 이고 식 (2.2)에서  $\sum \delta_j \neq 0$ 이면  $Y \rightarrow X$ 의 인과관계가 성립된다. 따라서 변수  $C$ 와  $E$ 가 각각  $X$ 와  $Y$ 라면  $C$ 가  $E$ 를 선행하는가( $C \rightarrow E$ )에 대해서  $C$ 가  $E$ 를 선행하지 않는다( $C \nrightarrow E$ )는 귀무가설을 검정하게 되며 앞의 두 검정 중 전자( $X \rightarrow Y$ )의 관계에 해당된다. Table 2.2와 Table 2.3은 닭과 달걀 두 변수 간 인과관계 검정결과를 요약한다. 달걀의 선행성 여부를 검정하는 Table 2.2의 경우 시차 3과 4에서 달걀은 닭을 선행하지 않는다는 귀무가설을 유의수준 5%에서 기각해 달걀이 먼저라는 검정 결과가 나온 반면 닭의 선행성을 검정하는 Table 2.3은 닭은 달걀보다 먼저가 아니라는 귀무가설이 모든 시차에서 성립된다. 따라서 전통적 Granger 기법은 달걀이 닭보다 먼저라는 검정결과를 보여준다.

Granger 인과관계 검정결과는 시차의 선택에 따라 영향을 받을 수 있다. 시차의 길이는 흔히 주관적으로 선택되며 대개의 경우 시차 1로 선정하나 이러한 방식을 사용하면 모형에 잠재적 설정오류가 존재하기 쉽다. 시차의 길이가 너무 짧으면 추정에 편의가 존재하고 반대로 너무 길면 자유도와 추정 효율성의 손실로 이어진다 (Cheng, 1999). 이러한 단점을 보완하기 위해 Akaike (1969)의 최종예측오차(Final Prediction Error; FPE) 기준과 Granger 검정법을 결합한 Hsiao (1981)의 검정절차를 적용하며, 앞의 Granger 검정과 비교해 보기로 한다. Thornton과 Batten (1985) 또 Cheng과 Lai (1997)는 Hsiao 검정법이 시차를 임의로 선정하거나 다른 체계적 방법으로 결정하는 것보다는 더 강건하다는 것을 밝혔다. Baek과 Kim (2012)은 경제성장률과 전력수요 간 공적분의 존재에 따른 오차수정모형을 이용하여 Hsiao 인과관계를 분석하였으나 기존의 관련 연구들과는 상반된 결과를 얻은 바 있다.

Hsiao 검정과정은 두 단계로 이루어지며, 첫 단계에서는  $i = 1, 2, \dots, m$ 인 자기회귀모형에서 오차제곱합(SSE)을 구해 식 (2.3)에서 정의된 바와 같이 FPE를 계산한다.

$$\text{FPE}(m) = \frac{T + m + 1}{T - m - 1} \cdot \frac{\text{SSE}}{T}, \quad (2.3)$$

여기서  $T$ 는 관측값의 수이며,  $m$ 은 시차이다. 식 (2.3)에서  $m$ 개의 FPE가 구해지며, 최소값을 갖는 시차를 선택하며  $\text{FPE}(m^*)$ 로 표기한다. 둘째 단계에서는  $j = 1, 2, \dots, n$ 인 독립변수의 시차변수도 포함된 방정식에서 SSE를 구해 식 (2.4)에서와 같이 종속변수의 FPE를 계산하며  $n$ 개의 FPE 중 최소값을 주는 시차  $n^*$ 을 결정한다.

$$\text{FPE}(m^*, n) = \frac{T + m^* + n + 1}{T - m^* - n - 1} \cdot \frac{\text{SSE}(m^*, n)}{T}, \quad (2.4)$$

**Table 2.4.** Hsiao tests for level variables

lag	FPE of $C^a$	FPE of $E^b$	lag	FPE of $E^c$	FPE of $C^d$
1	0.055703*	0.056969	1	6.488593*	6.754083*
2	0.057950	0.060144	2	6.979809	7.167145
3	0.061501	0.059764	3	7.304974	7.602912
4	0.065025	0.062827	4	7.592440	8.050535
5	0.067638	0.061584	5	7.875069	8.362396
6	0.071679	0.065512	6	8.308161	9.022621
7	0.074585	0.070371	7	8.689320	9.660389
8	0.079869	0.075414	8	9.126854	9.972573
9	0.078261	0.062467	9	9.316812	10.56502
10	0.079475	0.056710	10	9.665525	10.64355
11	0.085243	0.058243	11	10.37309	10.53725
12	0.091990	0.058873	12	11.12756	9.988064
13	0.095612	0.059239	13	11.58046	8.929919
14	0.088783	0.050634	14	12.47145	10.57817
15	0.091208	0.019479*	15	13.16924	12.47935
16	0.098656	0.022444	16	14.05290	15.91097
17	0.106522		17	15.18636	
18	0.115920		18	17.07410	
19	0.126700		19	19.33967	

\* demotes the minimum FPE

a.  $C = f(C_{t-i})$ ; b.  $C = f(C_{t-1}, E_{t-i})$ ; c.  $E = f(E_{t-i})$ ; d.  $E = f(E_{t-1}, C_{t-i})$

여기서  $n$ 은 추가된 독립변수의 시차이며  $m^*$ 은 식 (2.3)에서 계산된 최적 시차의 수이다. 따라서  $FPE(m^*, n^*) < FPE(m^*)$ 이면 추가된 독립변수의 선행성을 결론지을 수 있다.

Table 2.4는 닭 수의 자기회귀모형(a)과 달걀 생산량을 독립변수로 추가한 모형(b)의 FPE, 또 달걀 생산량의 자기회귀식(c)과 닭 수를 독립변수로 추가한 방정식의 FPE를 나타낸다. 이를 통해 Hsiao 인과 관계를 검정하면 닭의 수로만 구성된 자기회귀식의 FPE는 시차가 1일 때 최소값 0.0557을 갖는다. 다음으로 달걀을 독립변수로 추가한 경우 FPE는 시차가 15일 때 최소값 0.0195를 갖는다. 따라서 달걀은 닭에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 달걀로만 구성된 자기회귀식의 FPE는 시차가 1일 때 6.4886인 최소값을 갖는다. 닭의 수를 독립변수로 추가한 모형의 FPE는 닭의 시차가 1일 때 최소값이 6.7541이므로 닭은 달걀에 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. 따라서 Hsiao 검정결과는 앞의 Granger 검정결과와 일치함을 알 수 있다.

인과성 검정은 변수들이 안정된 관계를 유지하고 있음을 전제로 하며 두 변수 간에 구조변화가 발생했다면 검정결과는 신뢰하기 어렵게 된다. 연구기간 동안 이들의 관계에 구조적 변화가 발생했을 가능성을 탐지하기 위해 통계적 검정을 실시한다. CUSUMSQ(Cumulative Sum of Squares)검정은 구조변화가 발생하고 그 시점이 알려지지 않은 경우 회귀방정식의 반복잔차를 이용하여 회귀계수의 체계적 움직임을 감지함으로써 구조변화를 발생시키는 전환점을 탐색할 수 있는 검정법이다. Figure 2.2에서 실선은 CUSUMSQ 통계량의 경로를, 또 점선은 5% 유의수준에 따른 신뢰구간을 나타내며 좌측은 닭의 수가 종속변수인 경우, 또 우측은 달걀 생산량이 종속변수인 경우이다. 검정 결과 통계량의 경로가 구간을 벗어나지 않아 추정계수의 안정성에 대한 귀무가설이 성립하게 되며, 따라서 두 변수 간 관계에는 구조적 변화가 발생하지 않았음이 입증되면서 위의 인과관계 검정결과를 신뢰할 수 있게 된다.

구조변화 검정은 구조변화 전후 회귀모형의 기울기, 절편 또는 계수의 변화를 식별하기 위해 회귀모형에

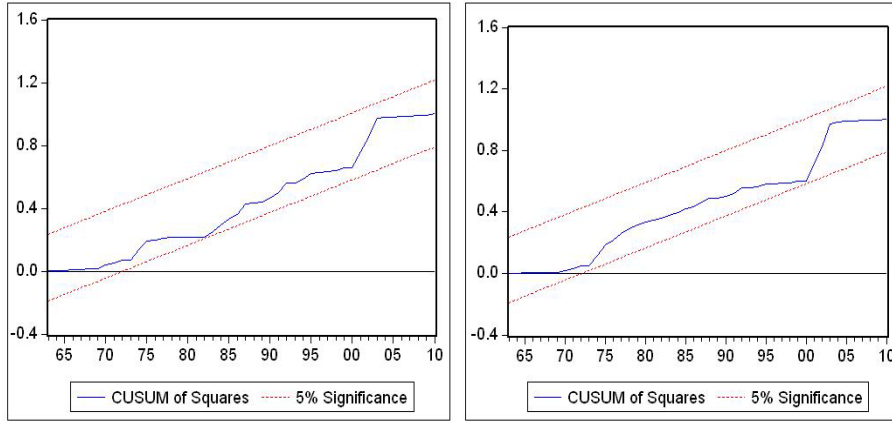


Figure 2.2. Test for structural change

차이가 존재하는가를 통계적으로 검정하는 것으로 시작되었다. 이 경우 구조변화의 시점이 알려진 경우에만 분석이 가능하지만 현실에서는 구조변화의 시점이 알려져 있지 않고 또 대부분의 실증분석에서는 구조변화의 발생 여부 자체에 관심이 있다. 변화 시점에 대한 정보가 없을 때는 시계열의 특성을 이용해 구조변환점을 식별해야 하며, 이는 회귀계수의 불변성에 대한 검정으로 연결된다. CUSUMSQ 검정은 관측값을 추가하면서 회귀계수를 계속 추정하여 얻는 반복잔차들의 변화추이로 구조변화에 대한 유의도를 추정하는 방법이다. 먼저 전체 표본기간에 대한 회귀방정식을 추정한 후 아래와 같이 모든 기간 추정계수벡터가 동일하다는 추정계수들의 구조적 안정성을 검정한다.

$$y_t = \beta_t x_t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2), \quad t = 1, 2, \dots, T$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_t = \beta.$$

검정은 한 기간 앞의 예측오차  $y_t - b_{t-1}x_t$ 에 근거하며,  $b_{t-1}$ 은 기간  $t - 1$ 까지의 자료를 사용한 회귀계수벡터의 OLS 추정값이다. 이 오차들은 표준화되어 반복잔차를 형성하며 추정계수벡터가 전 표본기간에 대해 동일하다는 귀무가설 하에서 검정통계량의 경로에 대한 확률적 범위를 결정한 후 통계량이 범위를 벗어나면 귀무가설을 기각한다. 예측오차가 불규칙하게 전개되면 상쇄효과가 발생해 오차를 제대로 포착하지 못하므로 예측오차의 방향에 관계없이 절대값을 반영하기 위해 반복잔차제곱합에 근거한 CUSUMSQ 통계량이 아래와 같이 정의된다.

$$S_t = \frac{\sum_{j=r+1}^t \omega_j^2}{\sum_{j=r+1}^T \omega_j^2}, \quad t = r + 1, \dots, T,$$

여기서  $\omega_j$ 는 반복잔차이며, 귀무가설 하에서 통계량의 밀도함수와 분포 및 검정에 대한 자세한 사항은 Kim 등 (2005)을 참고할 수 있다.

### 3. 정상자료 검정

실제의 시계열은 시간이 흐름에 따라 평균과 분산이 변화하는 비정상성을 가지며 대부분이 차분 안정적 인 것으로 알려져 있다. 시계열 분석의 기법이 발전하면서 표준 Granger 검정법도 개선되어 변수들의

Table 3.1. Test A

	lag	level			difference			
		none	constant, trend	constant	lag	none	constant, trend	constant
<i>C</i>	0	2.4553 (0.9961)	-2.2770 (0.4380)	-0.3010 (0.9171)	0	-6.5187*** (0.0000)	-7.8339*** (0.0000)	-7.9221*** (0.0000)
<i>E</i>	0	3.4106 (0.9997)	-2.3397 (0.4056)	-0.5402 (0.8740)	0	-5.0401*** (0.0000)	-6.7172*** (0.0000)	-6.7761*** (0.0000)

Table 3.2. Test P

	lag	level			difference		
		none	constant, trend	constant	none	constant, trend	constant
<i>C</i>	0	2.6053 (0.9973)	-2.2570 (0.4486)	-0.2252 (0.9280)	-6.5867*** (0.0000)	-7.8339*** (0.0000)	-7.9221*** (0.0000)
<i>E</i>	0	3.2506 (0.9996)	-2.3690 (0.3907)	-0.5279 (0.8766)	-5.0380*** (0.0000)	-7.2561*** (0.0000)	-7.1993*** (0.0000)

Table 3.3. Lag selection

lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-549.533	NA	88984162	23.9797	24.0592	24.0095
1	-428.729	225.8524*	554519.3*	18.9012*	19.1398*	18.9906*
2	-427.661	1.9033	630772.5	19.0287	19.4263	19.1777
3	-423.841	6.4775	637662.3	19.0366	19.5931	19.2450
4	-422.382	2.3464	716059.2	19.1471	19.8626	19.4151

정상성 여부와 이들 간 공적분 관계를 검정하게 되었으며, Granger 검정은 변수들이 공적분 되지 않아야 유효하다 (Granger, 1986). 자료의 정상성 식별을 위해 ADF 검정(Test A)을 실시하며 적정 시차는 AIC(Akaike information criterion)와 SC(Schwarz criterion)에 근거하여 결정한다. Ng와 Perron (1995)은 시차가 너무 짧으면 모형의 왜곡이 심하고 길면 검정력이 감소하므로 모형에 포함된 마지막 시차 계수가 통계적으로 유의할 때까지 시차를 한 개씩 감소시키는 연속검정 방식을 제안하였다. 모형은 상수 포함, 상수와 추세 포함, 또 모두 포함 않는 세 가지 모형을 사용하며 결과는 Table 3.1과 같다. 표안의 \*, \*\*, \*\*\*은 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 뜻하며, ( )안은 유의확률이다. 모든 변수는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하며, 1차 차분 후 유의수준 1%에서 정상성이 회복되는 것으로 나타나 1차 적분변수들임을 알 수 있다. 이를 보완하기 위해 추가로 Phillips와 Perron (1988)의 검정법(Test P)을 사용하였으며 Table 3.2에서와 같이 ADF 검정결과를 뒷받침한다.

두 변수 사이에 장기적 상관관계가 존재하는지 확인하기 위해 1차 적분변수들의 위수검정 및 정규상관계수를 사용하여 최우추정법을 적용하는 Johansen과 Juselius (1990)의 검정을 실시한다. Johansen 검정은 Engle-Granger 검정과는 달리 모형의 어떤 변수가 종속변수로 사용되어도 같은 공적분 결과를 유지하며 정상에서 이탈해도 강건성을 유지하지만 (Cheng, 1999), 반면 소표본 편의에는 취약한 경향을 보인다 (Cheung과 Lai, 1993). 벡터자기회귀모형 추정에 Table 3.3의 LR(sequential modified LR test statistic), FPE, AIC, SC 또 HQ(Hannan-Quinn) 값을 근거로 시차를 1로 정한다. 공적분 검정방법에는 5가지가 있으며 이들의 통계량을 제시해 놓은 Table 3.4에서 AIC와 SC가 공통으로 유의한 통계량을 가지는 네번째 검정방법, 즉 선형 시계열 내에 추세가 있고 상수항을 갖는 경우를 상정한다. 그 결과 Table 3.5와 같이 Trace 통계량과 ME(maximum eigenvalue)통계량은 모두 5%와 1% 임계값을 초과 하지 못해 공적분 위수(rank)가 0이라는 귀무가설을 기각하지 못한다. 따라서 두 변수 간에는 공

**Table 3.4.** Model selection

Selected(0.05 level) Number of Cointegration Relations by Model					
Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	Trend	Trend	Trend
Trace	2	1	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0
Critical values based on Mackinnon-Haug-Michelis(1999)					
Information Criteria by Rank and Model					
Data Trend	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
No. of CEs	No Trend	No Trend	Trend	Trend	Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-455.571	-455.571	-448.291	-448.291	-448.184
1	-450.984	-448.120	-444.939	-442.905	-442.904
2	-448.476	-444.770	-444.770	-441.095	-441.095
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	19.1488	19.1488	18.9288	18.9288	19.0076
1	19.1243	19.0467	18.9558	18.9127*	18.9543
2	19.1865	19.1154	19.1154	19.0456	19.0456
Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	19.3047	19.3047	19.1627*	19.1627*	19.3195
1	19.4362	19.3975	19.3456	19.3415	19.4221
2	19.6543	19.6612	19.6612	19.6694	19.6694

**Table 3.5.** Trace and ME tests

rank	eigenvalue	Trace			ME		
		5%	1%	Trace statistic	5%	1%	Max-Eigen statistic
$r = 0$	0.2010	25.8721	31.1539	14.3922	19.3870	23.9753	10.7722
$r \leq 1$	0.0726	12.5180	16.5539	3.6200	12.5180	16.5539	3.6200

적분 관계가 존재하지 않는 것으로 검정되며, 각각 무한히 표류하는 경향이 있음을 뜻한다 (Corbae와 Quliaris, 1988).

$Z_t = (z_{1t}, z_{2t})'$ 가 안정적이고 정규분포된 이변량 벡터자기회귀과정에 의해 유발된다면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_{11,1} & w_{12,1} \\ w_{21,1} & w_{22,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1,t-1} \\ z_{2,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} w_{11,p} & w_{12,p} \\ w_{21,p} & w_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1,t-p} \\ z_{2,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \end{bmatrix}. \quad (3.1)$$

식 (3.1)에서  $z_1$ 과  $z_2$  간에는 다음의 관계가 성립된다.

$$w_{12,1} = w_{12,2} = \dots = w_{12,p} = 0 \text{이면 } z_2 \rightarrow z_1 \text{의 인과관계 없음,}$$

$$w_{21,1} = w_{21,2} = \dots = w_{21,p} = 0 \text{이면 } z_1 \rightarrow z_2 \text{의 인과관계 없음.}$$

위의 첫째 관계는 식 (3.1)의  $z_1$  방정식에  $z_2$ 가 존재하지 않는 경우이고 둘째 관계는 식 (3.1)의  $z_2$  방정식에  $z_1$ 이 존재하지 않는 경우이다. 따라서 인과성의 존재는 식 (3.1)의 자기회귀 계수들이 0이라는

**Table 3.6.** Test for lead-lag relationships

Null Hypothesis	lag 1		lag 2		lag 3		lag 4	
	<i>F</i> -stat	<i>p</i> -value	<i>F</i> -stat	<i>p</i> -value	<i>F</i> -stat	<i>p</i> -value	<i>F</i> -stat	<i>p</i> -value
$C \rightarrow E$	2.5542	0.1169	1.6256	0.2087	1.0101	0.3983	0.6357	0.6403
$E \rightarrow C$	2.6870	0.1080	1.1369	0.3303	3.1201**	0.0365	2.6558**	0.0481

**Table 3.7.** Hsiao tests for stationary variables

lag	FPE of $\Delta C^a$	FPE of $\Delta E^b$	lag	FPE of $\Delta E^c$	FPE of $\Delta C^d$
1	0.056396*	0.059165	1	6.812205*	7.025177*
2	0.059902	0.060177	2	7.131915	7.388967
3	0.06349	0.064136	3	7.437506	7.798026
4	0.066182	0.06594	4	7.734987	8.115309
5	0.070038	0.069409	5	8.197527	8.78391
6	0.072793	0.071741	6	8.64858	9.462113
7	0.077916	0.077038	7	9.169697	9.908164
8	0.075982	0.073491	8	9.188836	10.30939
9	0.077322	0.062642	9	9.653996	10.52832
10	0.083015	0.063585	10	10.39388	10.56646
11	0.089561	0.070196	11	11.08963	11.39047
12	0.093633	0.076948	12	11.71149	12.71961
13	0.08731	0.084865	13	12.69075	10.64854
14	0.091977	0.071675	14	13.74076	13.47098
15	0.098815	0.034939*	15	15.0886	12.7961
16	0.10668		16	16.25992	
17	0.112835		17	17.86673	
18	0.120482		18	19.99627	
19	0.137303		19	22.11246	

\* denotes the minimum FPE

a.  $\Delta C = f(\Delta C_{t-i})$ ; b.  $\Delta C = f(\Delta C_{t-1}, \Delta E_{t-i})$ ; c.  $\Delta E = f(\Delta E_{t-i})$ ; d.  $\Delta E = f(\Delta E_{t-1}, \Delta C_{t-i})$

제약을  $F$ 검정 하는 것으로 요약된다. 두 변수 간에 공적분 관계가 성립되지 않으므로 차분 벡터자기회귀모형을 사용하며 변수들 간 전반적 연관성을 파악하기 위해 변수들의 시차관계를 동시에 고려하는 Granger 인과성 검정을 실시한다. 선행연구들은 검정의 시차를 주로 1로 잡는 경향이 있으나 이는 통계적 근거가 없을 뿐 아니라 현실을 오도할 우려가 있다. 오류의 가능성을 배제하기 위해 유의수준 10% 내에서 통계적으로 유의한 인과관계가 존재하는 시차까지 모두 검정한다. Table 3.6에서 보듯이 인과관계가 존재하지 않는다는 귀무가설의 기각여부는 시차에 따라 다르며 달걀이 닭을 선행하지 않는다는 귀무가설은 시차 1에서는 유의수준 10%에서 기각과 성립의 경계에 있지만 시차 3과 4에서는 5% 유의수준에서 기각되어 앞의 인과관계 검정과 같은 결과가 나온다.

Hsiao 검정을 정상자료에 적용시킨 결과는 Table 3.7과 같이 요약된다. 닭 수의 변화가 종속변수일 때 달걀 생산량의 변화를 독립변수로 추가한 모형의 FPE와 달걀 생산량의 변화가 종속변수일 때 닭 수의 변화를 독립변수로 추가한 모형의 FPE를 나타낸다. 첫 벡터자기회귀모형의 FPE는 최소값이 시차 1일 때 0.0564이며, 독립변수가 추가된 모형의 FPE는 시차 15에서 최소값이 0.0349이므로 달걀 생산의 변화가 종속변수에 영향을 미친다는 결과를 얻게 된다. 반면 반대의 경우 자체 변수로만 구성된 모형의 FPE는 시차 1에서 최소값이 6.8122이지만 독립변수가 추가되는 경우 같은 시차에서 FPE의 최소값이 7.0252가 되므로 종속변수에 영향을 주지 않는 것으로 나타난다. Hsiao 검정결과는 지금까지의 검정결



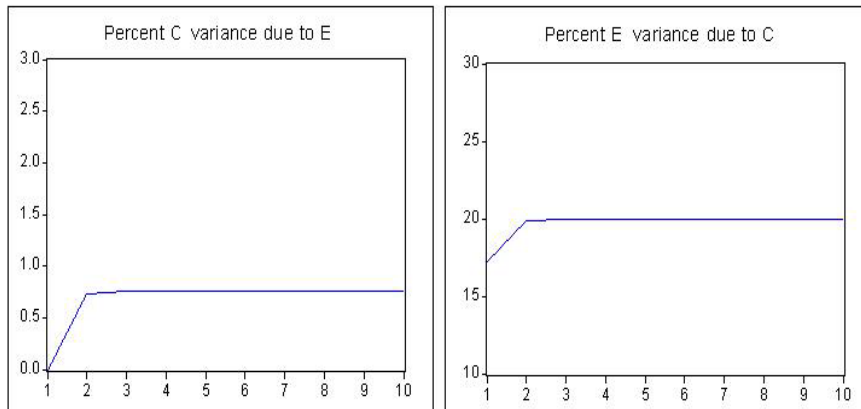


Figure 3.1. Variance Decomposition

과들을 뒷받침하며 따라서 강건성을 유지하는 것으로 판명된다.

Figure 3.1의 분산분해 결과는 다른 경우와는 다른 두 변수 간 동적 변동관계의 특이한 성향을 보여준다. 변수가 많으면 분산분해의 분석결과는 배열 순서에 따라 민감하게 반응하지만 본 연구에서는 변수가 둘 뿐이다. Figure 3.1은 한 변수의 변동에서 차지하는 상대 변수의 비중이 초기를 제외하고는 10기간 내내 거의 정체상태에 있다는 사실을 보여주며, 이러한 현상이 시간이 지나도 별다른 변화를 보이지 않아 두 변수 간 관계는 시간불변적 성향을 가지는 것으로 나타난다.

#### 4. 결론

본 연구에서는 오랜 논란의 쟁점이면서도 그간 학문적 연구가 제대로 수행되지 않았던 닭과 달걀의 선행성에 관해 실증적 관점에서 통계적으로 검정해 보았다. Granger와 Hsiao 두 검정은 공히 수준변수와 정상변수를 사용하는 모든 경우에 대해 일관된 인과관계 검정결과를 보이는 것으로 나타났다. 자료가 사용 가능한 기간 동안 두 변수 간 관계에는 구조적 변화가 없었음이 검정됨에 따라 위의 검정결과는 신뢰할 수 있으며, 달걀에서 닭으로 이어지는 인과관계가 성립함을 입증한다. 또 한 변수의 변동에 대한 상대변수의 설명력은 시간가변 성향을 가진 일반적인 경우와는 달리 초기를 제외하고는 불변적 특징을 보이는 것으로 나타난다.

#### References

- Akaike, H. (1969). Fitting autoregressive models for prediction, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, **21**, 243–247.
- Baek, M. and Kim, W. (2012). Investigation on Granger causality between economic growth and demand for electricity in Korea: using quarterly data, *Korean Journal of Applied Statistics*, **25**, 89–99.
- Cheng, B. S. (1999). Beyond the purchasing power parity: Testing for cointegration and causality between exchange rates, prices, and interest rates, *Journal of International Money and Finance*, **18**, 911–924.
- Cheng, S. B. and Lai, T. W. (1997). An investigation of co-integration and causality between energy consumption and economic activity in Taiwan Province of China, *Energy Economics*, **19**, 435–444.
- Cheung, Y. and Lai, K. (1993). Finite-sample sizes of Johansen's likelihood ratio tests for cointegration, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **55**, 313–328.

- Corbae, D. and Quliaris, S. (1988). Cointegration and tests of purchasing power parity, *Review of Economics and Statistics*, **70**, 508–511.
- Granger, C. W. J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 213–228.
- Hendry, C. F. (1986). Econometric modelling with cointegrated variables: An overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **48**, 201–212.
- Hsiao, C. (1981). Autoregressive modeling and money-income causality detection, *Journal of Monetary Economics*, **7**, 85–106.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration-with application to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **52**, 169–210.
- Kim, T. H., Hwang, S. H. and Lee, Y. H. (2005). An Analysis for the structural variation in the unemployment rate and the test for the turning point, *The Korean Journal of Applied Statistics*, **18**, 253–269.
- Ng, S. and Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag, *Journal of the American Statistical Association*, **90**, 268–281.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, **75**, 335–346.
- Somigliana, E., Vercellini, P., Vigano, P., Abbiati, A., Benaglia, L. and Fedele, L. (2011). Endometriosis and estroprogestins: The chicken and the egg causality dilemma, *Fertility and Sterility*, **95**, 431–433.
- Thornton, D. L. and Batten, D. S. (1985). Lag-length selection and tests of Granger causality between money and income, *Journal of Money, Credit and Banking*, **17**, 164–178.
- Thurman, W. N. and Fisher, M. E. (1988). Chickens, eggs, and causality, or which came first?, *American Journal of Agricultural Economics*, **70**, 237–238.

## 닭-달걀 간 통계적 인과성 논란의 판별

김태호<sup>a,1</sup> · 김민정<sup>a</sup> · 이진완<sup>a</sup>

<sup>a</sup>충북대학교 정보통계학과

(2013년 2월 1일 접수, 2013년 3월 28일 수정, 2013년 4월 26일 채택)

---

### 요약

변수들 간 인과관계는 시차 회귀방정식을 사용한 초기의 검정법 이후 새로운 통계적 기법이 계속 개발되면서 더욱 다양하고 효율적인 분석이 가능하게 되었지만 오랜 논쟁의 대상인 닭과 달걀 간 선행관계에 대한 검정은 의외로 간과되어왔다. 본 연구에서는 현대적 관점에서 두 변수 간 인과관계를 학문적으로 조명해보기 위해 사용가능한 자료를 이용하여 통계적 검정을 실시해 보았다. 두 변수 간 관계에는 구조적 변화가 발생하지 않았음이 입증되면서 사용한 검정법 모두 수준변수 및 정상변수에서 일관된 검정결과를 보이는 것으로 나타났다.

주요용어: 인과성, 닭-달걀 딜레마, CUSUMSQ 검정.

---

<sup>1</sup>교신저자: (361-763) 충북 청주시 흥덕구 내수동로 52, 충북대학교 정보통계학과, 교수.  
E-mail: thkim@chungbuk.ac.kr