

Performance Persistence in the Presence of Higher-order Resources-Focus on Domestic Companies

Min Jo Kim* · Yun Pyo Lee* · Seung June Hwang**†

*Graduate Department of Management Consulting, Hanyang University

**Division of Business Administration, Hanyang University

고차자원이 성과 지속성에 미치는 영향: 국내기업을 중심으로

김민조* · 이윤표* · 황승준**†

*한양대학교(ERICA) 일반대학원 경영컨설팅학과

**한양대학교(ERICA) 경상대학 경영학부

This study analyzed the impact of Higher-order resources on profit sustainability for domestic companies using a mathematical statistical model. Higher-order resources refer to resources that do not directly affect profits but influence other resources that directly contribute to profits. As a result of analysis using 30 years of actual data from more than 650 domestic companies, the average duration of competitive advantage including high-order resources was found to be about twice as long as the period suggested by the autoregressive model excluding high-order resources. Through this, if companies want to earn more profits over a long period of time than their competitors, they must not only possess resources that are more valuable, rare, difficult to imitate, and non-substitutable compared to their competitors, but also that higher-order resources can contribute to changes in these resources over time. It was confirmed that it must lead the long-term profit difference. High-level resources include strategic planning, mergers and acquisitions (M&A) capabilities, and good forecasting.

Keywords : Resource-based View, Higher-order Resources, ARMA, Time Series Analysis, Bayesian Model

1. 서론

기업 간 이익 차이의 지속성에 관한 연구는 왜 이러한 차이가 경쟁 시장에서 빠르게 사라지지 않는지에 대한 연구[13, 14]와 그러한 이유를 기업의 경제적 특성에서 밝히고자 하는 여러 연구로 진행되어 왔다[8, 12].

자원기반이론(Resource-Based View, RBV)은 기업의 이익 차이가 경쟁에 의해 빠르게 소멸하지 않는 이유를 제시하는 주요 이론적 관점이다. 기업의 가치 있고(Valuable),

희소하며(Rare), 모방이 어렵고(Inimitable) 대체 불가능한(Nonsubstitutable) 자원 보유 수준에 따라 기업 간 성과의 차이를 설명하였다[2, 15, 17, 19]. 더불어 내부 역량을 대상으로 지속 가능한 경쟁우위의 조건을 제시하였다. 첫째 이질성(Heterogeneity)으로 생산성과 효율성이 탁월한 기업이 지대(Rents)를 확보하면, 제한적으로 공급되고 단기간에 확대할 수 없는 비탄력 공급 곡선의 특징을 갖게 된다. 둘째, 이질성을 유지하기 위해 경쟁에 대한 사후 제한의 조건으로 불완전 모방과 불완전 대체 가능성을 제시했다. 이를 통해 전략적 요소 시장에서 자원의 전체 경제적 가치에 상응하는 비용을 지불하지 않음에도 이를 달성할 수 있는 능력을 지닌다[15]. 자원기반이론은 이익의 차이가 발생하는 이유를 설명할 수 있으나, 차이가 지속되는 이유

의 설명에는 한계가 있었다.

이에, 자원기반이론에 고차자원(higher-order resources)이라는 이론적 개념을 도입하여, 기업이 시장 내에서 자원 배치를 체계적으로 구축하고 유지하여 경쟁 지속성을 확보하는 구조를 설명한다. 고차자원은 직접적인 이익 증대에 기여하는 운영자원(Operating Resources)과 구별되며, 보다 장기적으로 기업 이익 성장을 촉진하는 우수한 자원의 체계적인 획득을 가능하게 하는 역할을 한다. 이러한 고차자원 및 능력은 자원기반이론의 맥락에서 동적 역량을 해석하는 관점을 제시한다[6, 11, 21]. 또한, 기업 자산 구성과 조정으로 특유의 프로세스와 성장경로(Expansion Paths)를 만들어, 경쟁자가 쉽게 모방할 수 없는 가치를 유지하게 된다[18].

현재 국내 동적역량의 연구 경향을 살펴보면 연구 방법은 대다수 설문조사 및 사례연구로 진행되어왔으며, 영업, 조직, 전산 등 운영자원의 개별요소와 동적역량 간의 영향에 집중한 연구가 주류를 이루었다[9].

이에 본 연구는 Wibbens[21]가 제시한 정의에 따라 국내기업의 자원과 이익 지속성의 관계를 살펴보고 고차자원이 이익의 지속성에 어떻게 영향을 미치는지 수학적 정의와 유도를 통해 제시하고자 한다.

2. 이론적 배경

본 연구는 Wibbens[21]가 유도한 시계열 모델을 통해 국내기업의 운영자원과 고차자원이 기업 간 이익 차이의 지속성에 미치는 영향을 분석한다. Wibbens[21]가 제시한 정의와 명제에 따르면,

정의 1: 운영자원은 직접적이며, 지속적으로 기업의 예상 이익에 영향을 미치는 자원으로 정의한다.

정의 1에서 중요한 두 개념은 “예상”과 “지속적”이다. “예상”은 기업의 운영자원이 일정 기간 동안 이익에 미칠 것으로 예상되는 영향을 나타낸다. 이는 $x_t = E(y_t)$ 로 표현되며, x_t 는 t 기의 운영자원을 y_t 는 기업의 이익을 나타낸다. 기업 이익은 운영자원 x_t 와 무관한 랜덤(잡음) u_t 의 합으로 확장하여 식 (1)과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = x_t + u_t \quad (1)$$

“지속적”은 이전 기간의 운영자원과 이후 기간의 운영자원과 상관관계가 있어야 함을 의미한다. 따라서 $\text{Cor}(x_{t-1}, x_t) > 0$ 이고 랜덤(잡음) v_t 합으로 나타내면 식 (2)와 같다.

$$x_t = \lambda x_{t-1} + v_t \quad (2)$$

만약 식 (2)에서 자원이 “지속적”이지 않다면, $x_t = v_t$ 를 의미하며 $y_t = v_t + u_t$ 로 나타낼 수 있다. 이는 $y_t = u_t$ 무작위 잡음으로 자원에서 발생하는 이익 급증은 다른 무작위 사건으로 인한 이익 급증과 구별할 수 없다는 것을 의미한다. 따라서 운영자원을 지속적으로 예상 이익에 영향을 주는 자원으로 정의한다면, λ ($\lambda > 0$)를 통해 운영자원이 얼마나 지속적인가를 나타낼 수 있다.

정의 2: 고차자원은 직접적으로 예상 이익에 영향을 미치지 않으나, 다른 자원의 예상 변화율에 지속적으로 영향을 미치는 자원이다.

“고차(higher-order)자원”은 운영자원의 “변화율”에 영향을 미치는 자원을 말한다. 정의 1에서 “지속성”과 “예상”은 이익이 무작위 잡음에 의한 것이 아닌 것을 확인하기 위한 조건이라 하였다. 고차자원을 운영자원의 변화율에 영향을 미치는 자원으로 정의할 수 있다면, 변화율에 따라 기업 자원의 경쟁력이 변할 수밖에 없으므로 하나의 개념으로 볼 수 있을 것이다.

식 (2)의 운영자원의 변화율에 미치는 영향을 고차자원 z_t 로 정의하면, 고차자원은 운영자원의 변화율에 지속적으로 영향을 주고 있으나, 직접적으로 예상 이익에는 영향을 미치지 않는다. 따라서 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$x_t = \lambda^{(1)} x_{t-1} + z_t + v_t \quad (3)$$

운영자원과 동일하게 고차자원 z_t 는 다음과 같이 설명할 수 있다.

$$z_t = \lambda^{(2)} z_{t-1} + w_t \quad (4)$$

종합적으로 앞의 식은 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$\text{연간이익: } y_t = x_t + u_t \quad (1)$$

$$\text{운영자원: } x_t = \lambda^{(1)} x_{t-1} + z_t + v_t \quad (3)$$

$$\text{고차자원: } z_t = \lambda^{(2)} z_{t-1} + w_t \quad (4)$$

위의 식에서 u_t , v_t , w_t 는 독립적으로 분포하는 랜덤(잡음)항이다. 또한, $\lambda^{(1)}$ 과 $\lambda^{(2)}$ 는 각각 운영자원과 고차자원의 지속성을 나타낸다. 이를 직관적으로 이해하기 위해 예시를 인용하였다. <Table 1>은 $\lambda^{(1)}$ 과 $\lambda^{(2)}$ 의 다양한 값에 대한 시나리오를 나타낸다. 모든 예에서 운영자원과 고차자원의 초기 재고는 100으로 가정한다. 이익에 대한

자원 지속성의 영향만을 고려하기 위해 랜덤(잡음)항은 = 0으로 생략한다.

<Table 1> Numerical Example

Case 1. Operating resources ($\lambda^{(1)} = 1, \lambda^{(2)} = 0$)						
t	0	1	2	3	4	5
y	100	100	100	100	100	100
x	100	100	100	100	100	100
z	100	0	0	0	0	0
Case 2. Higher-order resources ($\lambda^{(1)} = 0, \lambda^{(2)} = 1$)						
t	0	1	2	3	4	5
y	100	100	100	100	100	100
x	100	100	100	100	100	100
z	100	100	100	100	100	100
Case 3. Both resources ($\lambda^{(1)} = \lambda^{(2)} = 1$)						
t	0	1	2	3	4	5
y	100	200	300	400	500	600
x	100	100	200	300	400	500
z	100	100	100	100	100	100
Case 4. Eroding resources ($\lambda^{(1)} = 0.9, \lambda^{(2)} = 0.3$)						
t	0	1	2	3	4	5
y	100	120	117	108	98	88
x	100	120	117	108	98	88
z	100	30	9	3	1	0
Case 5. Eroding resources ($\lambda^{(1)} = 0.3, \lambda^{(2)} = 0.9$)						
t	0	1	2	3	4	5
y	100	120	117	108	98	88
x	100	120	117	108	98	88
z	100	90	81	73	66	59

<Table 1>의 Case 1은 운영자원의 지속성이 완벽히 유지됨($\lambda^{(1)} = 1$)을 가정하며, 고차자원은 즉각적으로 소멸됨($\lambda^{(2)} = 0$)을 보여준다. 이 상황에서, 운영자원만이 이익 변동에 영향을 끼치며, 운영자원의 안정적인 수준이 이익의 지속성을 결정한다.

Case 2에서는 운영자원과 고차자원의 역할이 전환되어, 고차자원은 완전히 지속($\lambda^{(2)} = 1$)되나, 운영자원은 즉시 소멸됨($\lambda^{(1)} = 0$)을 보여준다. 이 경우에도 Case 1과 동일하게 이익이 일정하게 유지되는 결과를 관찰한다.

Case 3은 운영자원과 고차자원이 모두 완전히 지속됨($\lambda^{(1)} = \lambda^{(2)} = 1$)을 가정한다. 이 상황에서는 이익 수준과 성장 모두가 지속되는 것을 볼 수 있다. 이는 운영자원과 고차자원의 상호작용이 독립적으로 존재하는 경우와는 다른 패턴을 형성함을 시사한다.

Case 4는 자원 이점이 시간에 따라 감소하는 상황을 고려한다. 여기서 $\lambda^{(1)} = 0.3$ 으로 설정되어 운영자원은 평균적으로 연간 70% 감소하며, $\lambda^{(2)} = 0.9$ 로 설정되어 고

차자원은 연간 10% 감소한다. 이 상황에서 고차자원의 이점 z_t 는 운영자원의 성장을 촉진하지만, $\lambda^{(1)} < 1$ 로 인한 직접적인 감소 효과도 존재한다.

Case 5는 Case 4와 동일하나, $\lambda^{(1)}$ 과 $\lambda^{(2)}$ 의 값이 서로 바뀐 상태를 보여준다. 이 경우에서도, 앞선 운영자원의 이점이 빠르게 감소하고 고차자원의 이점이 느리게 감소하는 상황과 이익 변동에 미치는 영향에 큰 차이가 없음을 확인할 수 있다.

<Table 2>는 예시의 결과를 요약한 내용이다. 운영자원 또는 고차자원의 일방만 지속성을 갖는 경우(Case 1과 Case 2) 이익 수준의 지속만을 유지할 수 있다. 반면에 운영자원과 고차자원의 지속성이 존재할 경우(Case 3~5), 이익 수준의 성장과 지속성이 함께 나타나는 새로운 패턴을 만들어 낼 수 있음을 알 수 있다.

<Table 2> The Impact of Operating Resources and Higher-order Resources on the Impact of Profit Sustainability

Presence of resources		Persistence of profit	
Operating	Higher-order	Level	Growth
0	-	0	-
-	0	0	-
0	0	0	0

이를 통해, 운영자원과 고차자원의 역할과 지속성이 기업 이익의 지속 패턴에 미치는 영향을 보다 명확하게 이해할 수 있다.

앞서, 식 (1), 식 (3), 식 (4)은 기술적으로 선형 상태-공간 모델을 구성할 수 있다. x_t 와 z_t 는 상태 변수이고, y_t 는 출력 변수이다. 식 (3)과 식 (4)는 전이 방정식(transition equation)이며, 식 (1)은 출력 방정식(observation equation)이다. 본 연구의 주요 목적은 이러한 지속적인 고차자원의 효과를 시계열 모형으로 유도하여 관측하는 것이다. 따라서 해당 식을 ARMA 시계열 모형으로 변환하였다.

명제 1: 식 (1), (3), 및 (4)를 정의된 확률 모델을 가정한다. 시계열 y_t 는 평균이 0인 ARMA (2,2)로 나타낼 수 있다.

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \epsilon_t + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} \quad (5)$$

동일하게 독립적으로 분포된 ϵ_t 가 존재하며, 이를 혁신이라고 하고, 매개변수 ϕ_k 와 θ_k 가 있는 시계열 y_t 는 식 (1), 식 (3), 식 (4)로 정의된 시계열 y_t 와 동일한 기댓값과 분산-공분산 구조를 갖는다. 또한, $\lambda^{(1)}$ 과 $\lambda^{(2)}$ 의 값은 AR 매개변수 ϕ_1 과 ϕ_2 로 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\phi_1 = \lambda^{(1)} + \lambda^{(2)} \quad (6)$$

$$\phi_2 = -\lambda^{(1)} \lambda^{(2)} \quad (7)$$

본 연구는 변환된 시계열 모델에서 $\lambda^{(1)}$ 과 $\lambda^{(2)}$ 의 값을 추정함으로써 자원의 효과를 체계적으로 탐구하고자 한다.

3. 연구 설계 및 분석

3.1 자료수집과 변수의 조작적 정의

본 연구는 한국신용평가(주)의 KIS-VALUE 데이터베이스에서 1992년부터 2021년까지 30년간의 기업 재무 데이터를 대상으로 한다.

각 회사 i , 회사가 포함된 산업은 j , 연도는 t 로 하여 총자산 K_{ijt} 과 영업이익 π_{ijt} (영업이익은 이자와 세금을 제외한 이익을 말한다.)을 사용하였다. 국내기업이 소속된 산업은 선행 연구의 분류 기준인 GICS(The Global Industry Classification standard)와 유사한 기준으로 구성된 나이스신용평가의 KIS-IC를 사용하였다.

모든 통화 금액은 국가통계청의 소비자 물가 지수를 사용하여 2020년 실제 원화로 환산하였다. 각 산업-연도의 산업 평균 수익률 r_{jt} 을 사용하여 각 기업-년도 마다 초과이익 $y_{ijt} = \pi_{ijt} - r_{jt}K_{ijt}$ 을 계산하였다. 기업의 자산수익률(Return On Assets, ROA)을 $r_{ijt} = \pi_{ijt}/K_{ijt}$ 으로 나타내면, 측정하고자 하는 초과이익 y_{ijt} 는 $(r_{ijt}-r_{jt})K_{ijt}$ 가 된다. 기업의 ROA가 산업 평균 수익률보다 높으면 긍정적인 초과이익이 되고, 반대로 산업 평균 수익률보다 낮으면 부정적인 초과이익 또는 손실로 볼 수 있다.

30년간의 기업 데이터 중 회계기준이 다른 금융업과 KIS-IC 산업분류가 되지 않은 기업 및 2020년 물가지수를 적용한 환산 자산이 500억 미만인 모든 관측표본을 제외하였다. 또한, 10개년 이상 연속된 표본이 없는 기업을 제외하고, 관측년도에 표본기업 수가 10개 미만인 산업도 제외하였다. 결과, 총 10개 산업에 664개 회사의 14,877개 표본을 확보하였다.

3.2 Box-Jenkins 방법

시계열 데이터의 분석에서 자기상관함수와 부분자기상관함수는 중요한 역할을 한다. 이들 함수는 시계열의 기본적인 구조를 이해하는 데 사용되며, 특히 ARMA(자기회귀 이동평균) 모델 추정에 필수적이다[5, 16].

ARMA(자기회귀 이동평균)모델은 자기회귀모형과, 이동평균모형으로 이뤄져 있다. 자기회귀모형(AR, Auto Correlation)은 이전 자신의 관측값이 이후 자신의 관측값에

영향을 준다는 아이디어를 바탕으로 예측하고자 하는 특정 변수의 과거 관측값의 선형결합으로 변수의 미래값을 예측하는 모형이다. 이동평균모형(MA, Moving Average)은 예측오차를 이용하여 미래값을 예측하는 모형이다.

자기상관함수(ACF, Auto Correlation Function)는 시차에 따른 자기상관을 말한다. 시차가 커질수록 ACF는 0에 가까워진다. 예를 들어 MA(q)모형에서 ACF(k)의 값이 0이 되는 시차가 q가 된다. 이는 q시차 이후에는 상관성을 갖지 않는다는 것을 의미한다. 부분자기상관함수(PACF, Partial Auto Correlation Function)는 시차가 다른 두 시계열 데이터 간의 순수한 상호 연관성을 나타낸다. 예를 들어 AR(p) 모형에서 PACF(k)의 값이 0이 되는 시차가 p가 된다. AR모형은 p차까지 장기적 영향을 갖는 것을 나타낸다. 만약 ACF와 PACF 모두 여러 유의한 항을 가진다면, 이는 일반적으로 AR과 MA 요소가 혼합된 ARMA(p, q)을 나타낸다. 이러한 초기 분석을 통해 ARMA 모델의 구조를 결정할 수 있다.

이러한 초기 평가를 통해 얻은 정보는 최대우도추정(MLE)을 사용하여 특정 ARMA 모델의 매개변수인 $\phi(k)$ 및 $\theta(k)$ 를 추정하는 데 사용된다. 최대우도추정은 ARMA 모델의 매개변수에 대한 추정치뿐만 아니라 이러한 추정치의 신뢰구간을 제공한다. R 프로그래밍 언어에서는 이 추정 절차가 ARIMA 함수로 구현되어 있으며, 이를 통해 모델의 적합도를 평가할 수 있다. 또한, 아카이케정보기준(Akaike Information Criterion, AIC)을 사용하여 다양한 ARMA 모델 중 최적의 모델을 선택할 수 있다[3].

ARMA 모델을 적합한 후, 남은 ε_t 는 자기상관과 부분 자기상관에 대해 테스트를 수행한다. 이러한 테스트를 통해 모델이 시계열 데이터의 구조를 충분히 포착했는지 여부를 평가할 수 있다. 만약 ε_t 가 여전히 유의한 자기상관을 나타낸다면, 더 높은 차수의 ARMA 모델이 필요할 수 있음을 나타낸다.

Box-Jenkins 접근법의 한계 중 하나는 단일 시계열 y_t 에 대해 설계되었다는 것이다. 하지만 해당 연구의 분석에서는 각 기업 i 마다 별도의 시계열 y_{ijt} 가 있다. 그럼에도 불구하고 Box-Jenkins 접근법을 사용하기 위해 모든 시계열을 단일 ARMA 모델에서 생성된 것처럼 함께 분석하였다. 개별 시계열 $t \mapsto y_{ijt}$ 를 샘플 SD로 나누어 각 시계열이 동일한 규모로 조정하였다. 그런 다음 개별 회사의 시계열 사이에 충분한 수의 “누락된” 관측값을 삽입한다. 예를 들어, (부분)자기상관함수 또는 최대우도추정에서 최대 5회의 지연을 평가할 때, 추정치가 다른 회사의 시계열 사이에서 결과가 오염되지 않도록 적어도 다섯 개의 “누락된 데이터” 포인트가 필요하다. 하지만 이 접근법은 여전히 모든 ARMA 매개변수가 산업 간에 동일하다는 가정을 전제로 한다.

3.3 베이지안 추론

베이지안 추론은 사전확률 $p(\theta)$ 와 특정 모수(매개변수) θ 의 주어진 관측치 y 의 우도 $p(y|\theta)$ 으로 이뤄지며, 사후확률은 $p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta)$ 로 평가하여 수행한다.

최대우도추정은 매개변수의 한 점을 추정 하는데 반해, 베イズ 추정에서는 데이터 y 가 있을 때, 매개변수 분포 $p(\theta|y)$ 를 추정하게 된다.

계층적 베이지안 추론은 모든 매개변수가 동일하다는 가정에서 발생할 수 있는 과분산을 극복할 수 있다[10]. 일반적 베이지안 추론은 매개변수를 확률론적으로 모델링한다. 다른 산업에 대한 매개변수 값은 공동 확률 분포에서 추출된다고 가정하나, 계층적 베이지안 추론을 사용하면 비계층적 모델보다 더 합리적인 매개변수 추정치를 제공할 수 있다.

예를 들어, 각 산업 j 에 대한 지속성 매개변수 $\lambda^{(k)}$ 는 정규 분포에서 추출될 수 있으며, 추출된 AR 매개변수 ϕ_k 는 식 (6)과 식 (7)로 유도하여 $\lambda^{(k)}$ 를 계산할 수 있다.

$$\lambda^{(k)}_j \sim N(\mu_{\lambda,k}, \sigma_{\lambda,k}) \quad (8)$$

식 (8)의 표준편차 $\sigma_{\lambda,k}$ 는 산업 간의 매개변수 퍼짐에 대한 추정치를 제공하여, 산업 간 자원의 지속성의 영향이 얼마나 다른지에 대한 추정치를 제공한다.

사후 분포는 대부분의 경우 분석적으로 다루므로 시뮬레이션을 수행한다. 이때 모델의 수백 또는 수천 번의 무작위 샘플을 계산하여 추출한다. 이러한 추출로부터 통계량의 계산, 평균, 중앙값, SD 및 95% 구간 등을 확인할 수 있다[7].

4. 연구결과

4.1 기술통계량, 자기상관, 최대우도추정

본 연구에서는 다양한 기업 i , 산업 j , 연도 t 에 따른 초과이익 y_{ijt} 에 대한 시계열 분석을 수행하였다. 초과이익은 각 기업의 연간이익에서 해당 산업의 평균이익을 차감한 값으로, 각 산업의 연도에 대한 평균 초과 이익은 정의상 0이다. 사용된 y_{ijt} 데이터는 2020년 물가지수를 기준으로 환산하여 사용하였다.

<Table 3>은 기업의 자산크기 분포와 초과이익 예시를 나타낸다. 일반적으로 대다수 기업(A와 B)은 평균 초과이익에 비해 소액의 이익 또는 손실을 보인다. 반면 자산크기 분포가 불균형하기 때문에 일부 기업(C)은 상당한 규모의 이익 또는 손실을 나타낸다. 이러한 이유로 각

기업의 시계열 데이터를 표준편차로 나누어($y_{ijt}/SD[y_{ijt}] \mapsto y_{ijt}$) 정규화한 후 재조정된 변수 y 로 모든 분석을 수행하였다.

<Table 3> Example of Asset Size and Excess Profit

Firm	Excess Profit Rate ($R_{ijt}-R_{jt}$)	Assets (K_{ijt})	Excess Profit
A	5%	500	25
B	4%	600	24
C	5%	10,000	500

<Table 4>는 분석결과 자기상관 및 부분자기상관함수를 나타낸다. 변수의 숫자가 14,877개이므로, 95% 신뢰구간의 임계값은 $\pm 2/\sqrt{14877} \approx \pm 0.016$ 으로 자기상관 및 부분자기상관은 유의미하며, 데이터의 AR 및 MA 요소가 존재함을 확인하였다.

<Table 4> ACF and PACF

Lag(years)	ACF	PACF
1	0.649	0.649
2	0.487	0.112
3	0.417	0.111
4	0.372	0.074
5	0.334	0.049

<Table 5> Comparison between Models Through Maximum Likelihood Estimation

	AR(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,2)
$\lambda^{(1)}$	0.668	0.790	0.915	0.907
	(0.006)	(0.008)	(0.007)	(0.008)
$\lambda^{(2)}$			0.401	0.271
			(0.018)	(0.050)
Θ_1		-0.231	-0.753	-0.559
		(0.015)	(0.020)	(0.068)
Θ_2				-0.022
				(0.022)
AIC	40,148.9	39,928.8	39,732.4	39,726.1

<Table 5>는 기업의 초과이익에 대한 ARMA 모델별의 최대우도추정치 결과이며, 괄호 안의 숫자는 표준오차를 나타낸다. AR(1) 모델의 $\lambda^{(1)}$ 선행연구에서 밝힌 0.6-0.9 범위 내의 값을 나타냈다. 그러나 ARMA(2,1)과 ARMA(2,2) 모델의 $\lambda^{(1)}$ 값인 각각 0.915와 0.907 비교하면 MA와 AR(2) 요소를 배제할 경우, AR(1)의 $\lambda^{(1)}$ 의 결과가 낮음을 알 수 있다. 이는 고차자원과 기타요인을 고려하지 않을 경우, 이익 차이의 지속성에 대한 운영자원을 과소평가할 수 있는 여지가 있음을 보여준다. 또한, 운영자원의

변화율에 영향을 주는 고차자원의 영향인 $\lambda^{(2)}$ 는 ARMA(2,1)과 ARMA(2,2) 모델에서 각각 0.401과 0.271로 나타났다.

모델의 적합성은 AIC 값을 기준으로 판단했을 때 ARMA(2,2) 모델이 주어진 데이터에 가장 적합한 모델로 나타났다. 추가로 <Table 6>과 같이 잔차의 자기상관을 살펴보면 ARMA(2,2) 모델이 자기상관 구조를 더 효과적으로 반영함을 확인할 수 있었다. <Table 6>의 첫 번째 시차에서 ARMA(2,2)의 ACF와 PACF는 모두 0.006으로 다른 모델과 비교하여 가장 낮은 잔차 상관관계를 나타낸다. 이러한 낮은 자기상관 패턴은 후속 시차 전반에 걸쳐 지속되어 ARMA(2,2) 모델이 적합성을 가장 잘 반영했다고 볼 수 있다.

<Table 6> ACF and PACF Results for Each Model

Lag	ARMA(1,1)		ARMA(2,1)		ARMA(2,2)	
	ACF	PACF	ACF	PACF	ACF	PACF
1	0.024	0.024	0.012	0.012	0.006	0.006
2	-0.074	-0.074	-0.016	-0.016	0.003	0.003
3	-0.015	-0.011	0.004	0.005	0.000	0.000
4	0.024	0.019	0.015	0.015	0.009	0.009
5	0.017	0.015	-0.007	-0.007	-0.012	-0.012

<Table 7>은 선행연구[20]와 본 연구의 ARMA(2,2) 모델의 최대우도추정치 결과를 나타낸다. $\lambda^{(1)}$ 을 비교해보면, 선행연구와 본 연구의 최대우도추정치 비율은 0.95% 수준으로 미국과 한국 기업 간의 운영자원이 초과이익의 지속성에 미치는 영향은 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 반면, $\lambda^{(2)}$ 의 비율은 0.51%로 고차자원이 초과이익의 지속성에 미치는 영향은 두 나라 간에 상당한 차이가 있음을 시사한다.

이를 통해 경쟁우위를 지속하기 위해 고차자원을 통한 이익 지속성의 개선 여기가 있을 것으로 추정해 볼 수 있다.

<Table 7> Comparison with Previous Studies for ARMA(2,2) Model

	Mean(U.S)	Mean(KOR)	Ratio(%)
$\lambda^{(1)}$	0.954	0.907	0.95
$\lambda^{(2)}$	0.528	0.271	0.51

4.2 베이지안 추론

앞선 Box-Jenkins 분석 결과를 기초로 계층적 베이지안 추론을 수행하였다. <Table 8>은 ARMA 베이지안 추론의 결과이다. 4개의 Hamilton Monte Carlo(HMC) 체인으로 각각 5,000번의 시물레이션을 통해 얻은 사후추론을 기반으로 하였다. 최초 2,500개의 시물레이션 추출은

워밍업으로 폐기한 후의 결과로 산출하였다.

<Table 8> Bayesian Inference Model Comparison

	AR(1)	ARMA(1,1)	ARMA(2,1)	ARMA(2,2)
$\lambda^{(1)}$	0.674	0.753	0.761	0.865
	(0.006)	(0.013)	(0.040)	(0.035)
$\lambda^{(2)}$			0.255	0.151
			(0.040)	(0.069)
Θ_1		-0.199	-0.463	-0.461
		(0.018)	(0.066)	(0.082)
Θ_2				-0.105
				(0.027)
WAIC	38,143.4	39,569.0	35,993.2	35,946.8

최대우도추정과 마찬가지로 베이지안 계층모델에서도 MA 및 AR(2) 구성요소가 유의미하며, 이 경우 ARMA(2,2)의 WAIC가 가장 낮음을 알 수 있어, ARMA(2,2) 모델이 가장 적합하다 할 수 있다.

<Table 9>는 ARMA(2,2) $\lambda^{(1)}$, $\lambda^{(2)}$ 의 상세 사후추론을 보여준다. 괄호 안에 있는 사후추론의 표준편차는 샘플의 변동성을 나타내며, 고전적인 표준오차와 유사하다. $SD_{\lambda^{(k)}}$ 은 지속률을 나타내는 $\lambda^{(k)}$ 의 평균과 산업 간의 표준편차를 나타낸다. 이를 통해 산업 간 변동성이 존재할 뿐만 아니라 산업별로 강력한 경쟁우위와 높은 지속률을 가진 몇몇 산업과 그렇지 않은 산업 간의 큰 차이가 있을 수 있음을 시사한다.

<Table 9> Post Inference of ARMA(2,2) Model

	Mean(SD)	2.5%	97.5%	n_{eff}	R hat
$\lambda^{(1)}$	0.865(0.035)	0.779	0.916	528	1.0
$\lambda^{(2)}$	0.151(0.069)	0.011	0.277	458	1.0
$SD_{\lambda^{(1)}}$	0.106(0.035)	0.063	0.185	534	1.0
$SD_{\lambda^{(2)}}$	0.376(0.082)	0.227	0.532	491	1.0

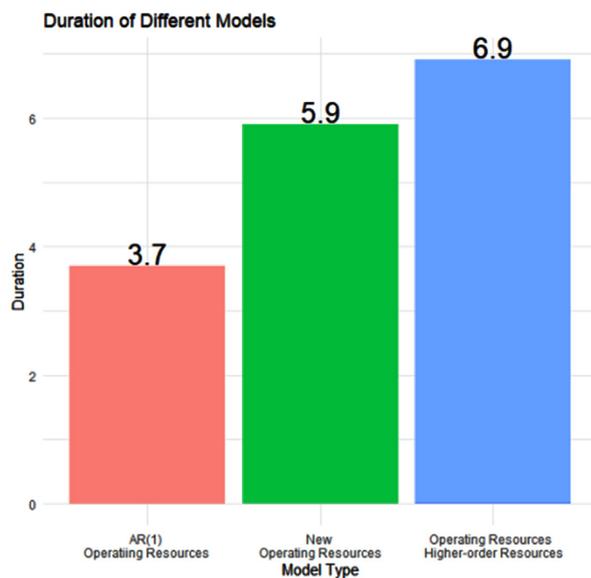
계층적 베이지안 모델을 통해 과분산의 가능성을 해소한 경우의 운영자원의 지속률을 나타내는 $\lambda^{(1)}$ 은 0.865로 나타났다. 또한 고차자원 지속률을 $\lambda^{(2)}$ 는 0.151을 나타냈다. 특히 $SD_{\lambda^{(2)}}$ 의 범위가 0.227~0.532로 산업 간의 고차자원이 운영자원의 변화를 통한 이익 지속성에 미치는 영향 차이가 크다는 것을 추정할 수 있다.

4.3 경쟁우위 기간에 관한 영향

λ -매개변수의 경제적 영향을 평가하기 위해, <Table 4>의 전통적인 AR(1)의 추정치와 <Table 8>의 베이지안 ARMA(2,2)의 추정치를 비교하였으며 ARMA(2,2) 모델

추정치의 고차자원을 고려하는 효과를 평가하기 위해 λ (1) 매개변수만을 사용한 경우와 λ -매개변수 모두를 사용한 경우를 각각 시뮬레이션하였다. 각 시뮬레이션에는 정규 분포된 오차항은 포함하였으나, 주요 관심사가 아닌 MA항은 생략하였다.

각 매개변수는 세트마다 100만 개의 시간 간격을 설정하였다. 각각 시계열이 0을 교차하는 횟수로 나눈 시간 간격 수로 경쟁우위 평균 지속 기간을 추정하였다. 경쟁우위는 평균 이익 기댓값 이상인 자원 위치를 가지고 있다는 것으로 정의한다(즉, $Ey_t > 0$).



$\lambda^{(1)}$	0.668	0.865	0.865
$\lambda^{(2)}$			0.151

<Figure 1> Average Duration of Competitive Advantage

<Figure 1>는 시뮬레이션 결과를 보여준다. $\lambda^{(1)}$ 매개변수만을 사용하는 경우, 전통적인 AR(1) 추정치 경쟁우위의 평균 지속 기간은 3.7년으로, 베이지안 ARMA(2,2) 모델을 사용한 새로운 추정치의 지속 기간의 약 63% 정도로 나타난다. $\lambda^{(2)}$ 를 통해 고차원자원의 효과를 추가하면 경쟁우위의 평균 지속 기간이 약 6.9년으로 AR(1) 추정치 보다 1.9배 길다.

5. 결론

본 연구는 자원기반이론을 확장하여 고차자원의 개념을 도입하고, 이를 통해 기업 간 이익 차이의 지속성에 대한 이론적 분석을 제공한다. 특히, 운영자원과 고차자원이 이익 차이의 수준과 성장에 미치는 영향을 수학 모

델을 통해 규명하였다. 이 모델을 통해 두 가지를 발견하였다. 운영자원은 이익의 격차를 유지하는데 기본이 되는 반면, 고차자원은 이러한 격차의 성장과 지속 가능성을 촉진하는 역할을 한다. 이러한 발견은 비즈니스 전략 및 경쟁 분석에 대한 실질적인 의미를 제공한다. 또한 이익의 시계열을 추정하는데 있어 ARMA 모델의 견고성을 활용하여 국내기업을 대상으로 이익의 지속 가능성을 조사하기 위한 새로운 방법론을 도입하였다. 국내 기존 연구의 왜곡 편향을 줄일 수 있을 것으로 기대한다.

시뮬레이션 결과 선행연구의 결과와 같이 국내기업도 고차자원이 기업 간의 이익 차이의 지속성에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 자원에 따른 기업 간의 이익 차이의 지속성의 영향은 6.9년이다. 다만 선행연구인 미국 사례의 경우, 이익 차이 지속성을 18년을 유지하는 것으로 나타나, 국내기업과는 2.6배 이상의 차이가 난다. 특히, 고차자원의 지속성을 나타내는 $\lambda^{(2)}$ 의 결과값은 국내는 0.151임에 반해, 미국은 0.528로 3.5배로 큰 차이를 보여 추가 연구가 필요하다. 더불어, 국내기업이 경쟁력을 장기적으로 지속하기 위해, 고차자원의 중요성을 인식하고, 영향을 증진시킬 수 있는 구체적인 방안을 마련할 필요성이 있음을 시사한다. 이러한 노력은 궁극적으로 국내기업의 경쟁력을 높이는데 기여할 것이다.

반면, 본 연구에는 다음과 같은 한계점이 존재한다. 첫째, 한국에서 널리 사용되는 KSIC(Korean Standard Industrial Classification) 산업분류 대신 GICS(Global Industry Classification Standard)의 분류 기준과 유사한 나이스신용평가의 KIS-IC 기준을 사용하였다. 따라서 산업 내 다양한 업태를 포함하고 있다. 또한, 엄격한 전처리 조건으로 인해 많은 기업이 해당 기준에 부합하지 못하여 표본이 현저히 줄어들었다. 이러한 제한은 결과의 일반화 가능성에 영향을 미칠 수 있으며, 다양한 맥락에서 더 넓은 범위의 회사를 완전히 나타내지 못 할 수 있음을 시사한다.

향후 연구에서는 미국이나 다른 지역에서 실시한 유사한 연구와 비교를 통해 좀 더 깊은 통찰을 가질 수 있을 것으로 보인다. 또한 개별 산업 내로 초점을 좁혀 고차자원의 영향의 세부적인 분석을 수행할 수도 있을 것이다. 이러한 방법을 탐색하여 다양한 경제 환경에서 자원이 어떻게 이익 지속 가능성과 성장을 주도하는지에 보다 포괄적인 관점을 제공할 수 있을 것이다.

이를 통해 자원 배분과 전략 영역에서 전략적 결정에 정보를 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

Acknowledgment

This work was supported by the research fund of Hanyang University (HY-2022-3289).

References

- [1] Alcácer, J., Chung, W., Hawk, A., and Pacheco-de Almeida, G., Applying Random Coefficient Models to Strategy Research: Identifying and Exploring Firm Heterogeneous Effects, *Strategy Science*, 2018, Vol. 3, No. 3, 533-553.
- [2] Barney, J., Firm Resources and Sustained Competitive Advantage, *Journal of Management*, 1991, Vol. 17, No. 1, pp. 99-120.
- [3] Eileen Nielsen, *Real-world time series analysis*, Hanbit Media, 2021.
- [4] Eisenhardt, K.M. and Martin, J.A., Dynamic Capabilities: What are They? *Strategic Management Journal*, 2000, Vol. 21, No. 10-11, pp. 1105-1121.
- [5] Hamilton, J.D., *Time series analysis*, Princeton, NJ: Princeton University Press, 1994
- [6] Helfat, C.E., Finkelstein, S., Mitchell, W., Peteraf, M.A., Singh, H., Teece, D.J., and Winter, S.G., *Dynamic capabilities: Understanding Strategic Change in Organizations*, Malden, MA: Blackwell Publishing, 2007.
- [7] Kentaro Matsuura, *Bayesian statistical modeling for data analysis with Stan & R*, Guilbott, 2019.
- [8] Kim, J.K. and Seo J.S., Relationships between Earnings Persistence and Economic Determinants of Persistence, *Journal of Business Research*, 2006, Vol. 21, No. 4, 253-282.
- [9] Kim, K.B. and Lee, J.W., An Analysis of Domestic Research Trends on Dynamic Capabilities, In *KMIS International Conference*, 2021, pp. 1-8.
- [10] Kubo Takuya, *Introduction to statistical modeling using R*, Pybook, 2017.
- [11] Kwon, K.H., Conceptual Evolution Within the Modern Resource-based View: An Assessment and Review, *Korea Business Review*, 2006, Vol. 9, No. 2, pp. 215-244.
- [12] Lee, K.B. and Choi, M.H., The Relationship between Excess Profit Persistence and Conservative Accounting and Economic Characteristics, *Korean Journal of Business Administration*, 2007, Vol. 20, No. 3, 1089-1117.
- [13] McGahan, A.M., Porter, M.E., The persistence of shocks to profitability, *The Review of Economics and Statistics*, 1999, Vol. 81, No. 1, 143-153.
- [14] Mueller, D.C., The Persistence of Profits Above the Norm, *Economica*, 1977, Vol. 44, No. 176, pp. 369-380.
- [15] Peteraf, M.A., The Cornerstones of Competitive Advantage: A Resource-based View, *Strategic Management Journal*, 1993, Vol. 14, No. 3, pp. 179-191.
- [16] Rober H. Shumway, David S. Stoffer, *Time Series Analysis and its Applications with E Examples Third Edition*, Springer, 2011.
- [17] Shin, H.D., The Flow and Issues of Resource-Based Theory: Focusing on Papers published in Strategic and British Research, *Journal of Strategic Management*, 2019, Vol. 22, No. 1, pp. 1-16.
- [18] Teece, D.J., Pisano, G., and Shuen, A., Dynamic Capabilities and Strategic Management, *Strategic Management Journal*, 1997, Vol. 18, No. 7, pp. 509-533.
- [19] Wernerfelt, B., A resource-based view of the firm, *Strategic Management Journal*, 1984, Vol. 5, No. 2, pp. 171-180.
- [20] Wibbens, P.D., Performance Persistence in the Presence of Higherorder Resources, *Strat Mgmt J*, 2019, Vol. 40, pp. 181-202.
- [21] Winter, S.G., Understanding dynamic capabilities, *Strategic Management Journal*, 2003, Vol. 24, No. 10, pp. 991-995.

ORCIDSeung Jun Hwang | <http://orcid.org/0000-0003-2692-0043>Min Jo Kim | <http://orcid.org/0009-0006-3537-1268>Yun Pyo Lee | <http://orcid.org/0009-0001-7401-4718>