

베이지안 통계학(Bayesian statistics)을 이용한 한국 청동기시대 전기 可樂洞 類型的 연대 고찰

김명진^{1,2}, 홍덕균^{2,*}

¹(재)충청매장문화재연구원, 충남 공주시 반포면 봉곡리 233, (우)314-923.

²강원대학교 물리학과, 강원도 춘천시 효자2동 192-1, (우)200-701

1. 서론

청동기 전기 가락동 유형은 그 기원이 요녕지역 및 압록강유역 일원에 있으며, 주거지는 위석식노지(圍石式爐址)와 주초석을 갖춘 이른바 둔산식(屯山式) 주거지, 토기는 이중구연에 단사선 또는 거치문이 있는 이른바 가락동식 토기, 그리고 석기는 유혈구식 이단병식(有血溝式 二段柄式) 마제석검, 삼각만입석촉(三角灣入石鏃)이 동반된다는 특징을 갖는다^{1,2,3}. 가락동 유형의 고고학적 상대연대는 주거지 면적의 확대에 따른 세장도 증가와 더불어 위석식노지의 복수 설치 등의 변화와 함께 토기상의 변화도 연동되고 있다는 점에 근거하여 가락동 I기→II기→III기로 변화되는 것으로 이해하고 있다.

기존의 상대연대관이 과연 타당한 것인지는 이후의 자료 증가를 기다릴 수 밖에 없으나, 현 단계에서 제기될 수 있는 근본적인 의문 가운데 하나는 “과연 그러한 주거지나 토기의 변화가 시간적인 선후관계를 반영하고 있는 것인가”이다. 원론적으로 생각하면, 지역적 또는 사회적 차이일 수도 있다. 다만 현재까지 알려진 방사성탄소 연대 결과가 이들 사이의 시기적인 선후관계를 뒷받침할 수 있는 정도로 통계적 신빙성을 가지고 있다면, 기존의 편년관은 매우 설득력이 높게 된다.

이 연구에서는 방사성탄소 연대 측정 결과가 비교적 풍부하고 상대연대가 어느 정도 확립된 바 있는 한반도 중부지역의 청동기시대 전기 가락동 유형(可樂洞 類型)의 유적들을 구체적인 대상으로 베이지안 통계(Bayesian statistics)를 적용하여 고고학적 편년 설정의 타당성을 검토해 보고자 한다.

2. 베이지안 통계

베이저안 통계(Bayesian statistics)⁴는 “통계학적으로 관심이 있는 모든 것들은 불확실하며 이 불확실의 정도는 확률로서 표현된다”는 가정으로부터 시작한다. 따라서 베이저안 통계의 목표는 주어진 자료(data)를 통해 관심의 대상이 되는 모수(parameter)의 불확실성(uncertainty)을 확률로서 나타내는 것이다. 베이저안 통계에서는 모수에 대한 주관적인 견해가 중요한 역할을 한다. 주어진 주관적인 견해와 이후 시행된 확률실험으로부터 얻어진 결과를 종합하여 모수에 대한 새로운 견해를 확률로서 나타내는 이론을 베이저안 공리(Bayesian theorem)라 하며, 다음과 같은 수식으로 표현된다^{5,6}.

$$\textcircled{1} P(A | B) = \frac{P(B | A)}{P(B)} \times P(A), \quad P(B) > 0 \quad \text{----- (식. 1)}$$

여기에서 우변의 두 번째 항 $P(A)$ 는 모수에 대한 주관적인 견해를 나타내는 확률로 사전확률(prior probability)이라 하며, 좌변의 항 $P(A|B)$ 는 사전분포와 확률실험의 결과로부터 새롭게 구해진 모수의 불확실성에 대한 확률로 사후확률(posterior probability)이라고 한다. 또한 우변의 첫 번째 항은 표준화된 우도함수(likelihood function)라고 하며, 모수가 주어졌을 때 그 모수 하에서 계산되어지는 것으로서, 자료의 결과가 나타날 확률을 의미한다. 또한 이 모수에 대한 새로운 자료가 얻어졌을 때, 사후확률은 사전확률로 바뀌며, 이와 같이 반복되는 과정(learn from experience)을 통해 사후확률을 얻는 베이저안 통계는 우리가 모수를 이해하고 해석하는 가장 근본적인 도구이다.

베이저안 통계에서는 모수에 대해 베이저안 통계를 적용한 후 얻어진 사후확률이 사전확률과 얼마나 잘 일치하는지를 평가하는 방법이 요구되는데, 이는 일치지수(Agreement index)를 계산함으로써 알 수 있다⁷. 여러 개의 모수들로 구성된 모델에 대하여 사후확률과 사전확률의 일치정도는 종합일치지수(Overall agreement indices)를 사용하여 평가하며 종합일치지수 값이 60% 이상이면, 여러 개의 모수들로부터 만들어진 사후확률과 사전확률이 잘 일치함을 의미한다.

3. 사전확률

가락동 유형의 고고학적인 편년은 시간적 순서를 기준으로 I→II→III기의

순으로 제시된 바 있다. 일반적으로 가락동 유형의 I기에서 II기로의 변화는 주거지 면적의 증가, 장단비의 증가, 위석식 노지 수의 증가 등 주거지 구조의 구조적 변화와 가락동식 토기에서 단사선의 증가 및 단순 구순각목의 증가 등 주로 내적 변화를 토대로 한 편년관이다. 또한 가락동 유형 II기에서 III기로의 변화는 송국리 유형이라는 외래 요소의 도입으로 설명되고 있다³.

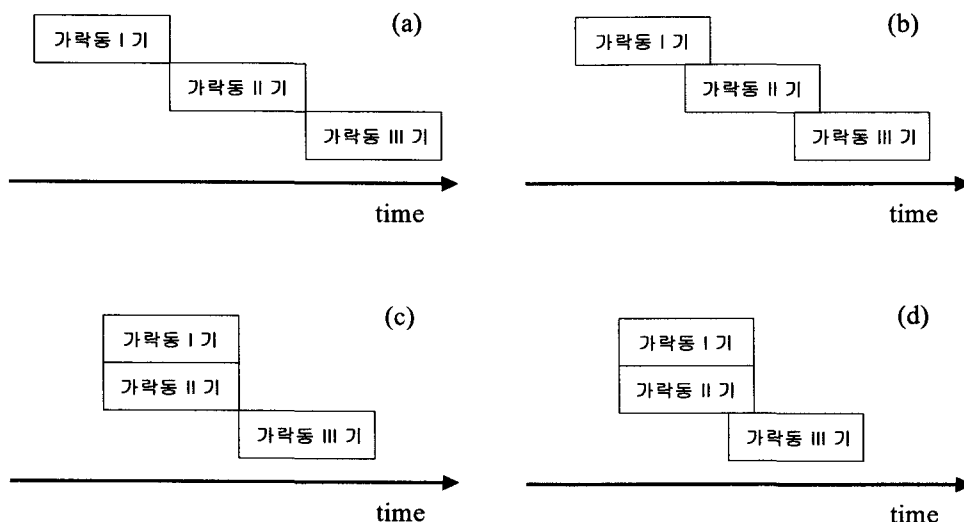


Fig. 1. 가락동 유형의 편년에 베이저안 통계를 적용하기 위하여 고려된 사전확률의 모델

가락동 유형의 편년에 베이저안 통계를 적용하기 위하여 Fig. 1과 같은 4개의 모델을 고려하였으며, 베이저안 통계분석을 위하여 이들 모델들은 사전확률로 변환되어져야 한다⁸. Fig. 1에 제시된 4개의 모델 중 (a)와 (b)는 이미 고고학적으로 정의된 편년관에 따른 것이다. 일반적인 유형변화를 고려하면, 각 유형은 서로 간 일정기간의 공존이 존재하므로 중첩을 고려하는 (b)가 더 고고학적 개념을 잘 반영한 모델로 판단된다. (c)와 (d)는 가락동 유형 I기에서 II기로의 변화가 내적인 변화에 해당하며, 가락동 유형 II기에서 III기로의 변화는 외래요소의 도입에 기인한다는 측면에서 새롭게 설정된 모델이다. 이들 모델에서 가락동 유형 I기와 II기는 동일 시대의 서로 같은 지역이나 혹은 다른 지역에서 공존하는 유형이며, 이들과 가락동 유형 III기는 시간적인 순서를 고려하였다.

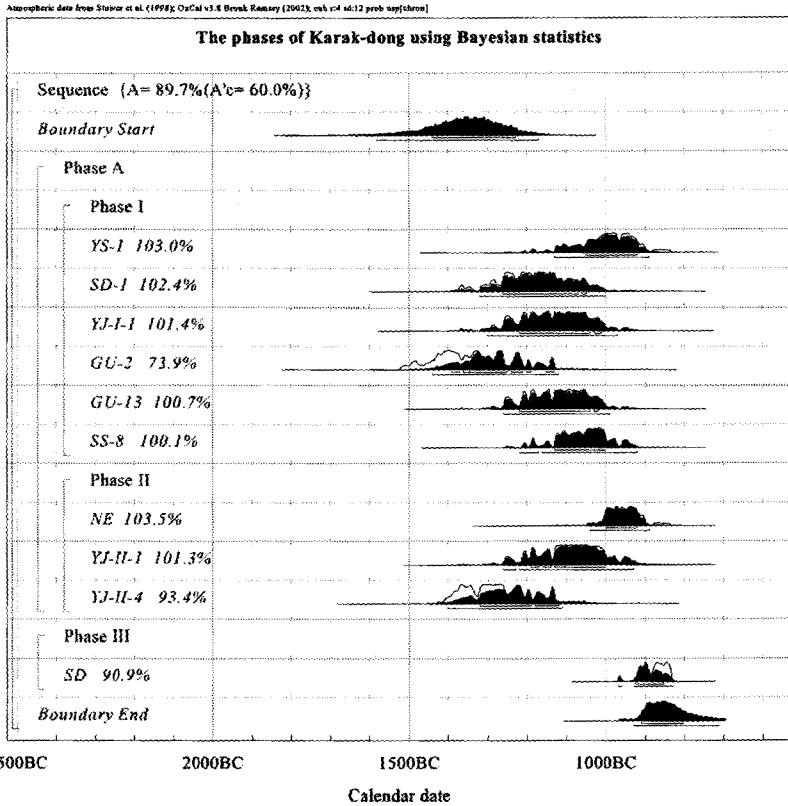


Fig. 2. 사전확률 모델 (d)로부터 구해진 사후확률과 전체일치지수.

4. 결론

Fig. 1에서 설정한 각 모델을 사전확률로 변환하고, 이를 베이저안 통계로 구해진 사후확률과 비교해본 결과, 가락동 유형 I기와 II기는 동일한 시기에 공존하는 유형이거나 혹은 시기적으로 서로 구분되지 않는 유형일 가능성이 매우 높은 것으로 판단되었다. 또한 III기와는 시간적인 선후 관계가 있음을 알 수 있었다(Fig. 2). 그러므로 기존의 가락동 I·II기를 前期로, III기를 後期로 재설정하고 이들의 지속기간을 고려한다면 할 수 있다면, 전기는 기원전 1100년에서 9세기 1/4분기까지, 후기는 기원전 9세기 2/4분기에서 8세기 중엽 경까지로 각각 비정할 수 있을 것이다.

참고문헌

1. 박순발 1999, <欣岩里類型 形成過程 再檢討>, 《湖西考古學》 創刊號.
2. 박순발 2003, <羨沙里類型 形成考>, 《湖西考古學》 9.
3. 이형원 2002, 《韓國 青銅器時代 前期 中部地方 無文土器 編年研究》 석사 학위논문(충남대학교).
4. Bayes, T.R. 1763, An essay towards solving a problem in the doctrine of chances, Philosophical Transactions of the Royal Society. vol.53 : 370-418.
5. Bronk Ramsey, C. 2002, OxCal Program v3.8 manual(Universiuty of Oxford Radiocarbon Accelerator Unit).
6. Buck, C.E., Cavanagh, W.G., Litton, C.D. 1996, Bayesian Approach to Interpreting Archaeological Data(John Wiley and sons).
7. Litton, C.D. and Buck, C.E. 1995, The Bayesian approach to the interpretation of archaeological data. Archaeometry. vol. 37 no.1 : 1-24.
8. Steier, P. and Rom, W. 2000, The use of Bayesian statistics For ^{14}C dates of chronologically ordered samples: A critical analysis. Radiocarbon. vol.2 no.2 : 183-198.