

한국 국회의원의 다차원 정책공간 분석: 이념으로서의 W-NOMINATE 추정치 검증*

구본상 | 인하대학교

최준영 | 인하대학교**

김준석 | 동국대학교

| 논문요약 |

본 연구는 본회의 표결 결과 및 공간모형에 근거하여 의원들의 정책 공간상 최적점(ideal points)을 추정하는 W-NOMINATE 방식을 사용하여 한국 국회의 경우에도 하나의 차원으로 환원된 최적점을 이념이라고 간주할 수 있는지 제17대부터 제19대 국회의원 분석을 통해 검증해보는 것을 주된 목적으로 한다. 미국 의회의 경우 정책 공간상 차원이 하나의 차원으로 수렴되며, 그 차원은 이념 차원이라 간주할 수 있다는 점이 밝혀진 바 있다. 그러나 본 연구는 한국의 경우 정책 공간상 다차원이 존재하고 이것을 하나의 차원으로 환원하기 어렵다는 점을 확인하였다. 따라서 한국의 경우 W-NOMINATE 일차원을 단순히 이념 차원이라 부르기 어려우며, 각각의 차원이 무엇을 의미하는지 규명해야 할 필요성이 제기된다. 이에 본 연구는 정당의 중요성을 고려한 위계 다차원 IRT 모형과 소수의 이념정당 소속 의원들의 최적점을 차원 규명의 단서로 활용하여, 한국 국회에는 이념 차원보다는 '여야 대립 차원(government-opposition dimension)'이 더 중요한 차원으로 존재하고 있음을 밝혔다. 그러나 제17·18대 국회와 비교해 제19대 국회의 경우 유의미한 잠재 차원이 2개에 그치고 W-NOMINATE를 통해 추정된 최적점이 위계 IRT 모형을 통해 추정된 값이나 서버이를 통해 측정된 이념지수와의 상당히 높은 상관관계를 가진다는 점에서, 제19대 국회의 W-NOMINATE 1차원 추정치는 의원들의 이념변수로 사용할 수 있다는 점이 확인되었다.

주제어 | 최적점 추정, 이념, 다차원성, W-NOMINATE, 여야 대립 차원

* 이 논문은 인하대학교 대학연구비 지원에 의하여 연구되었음.

** 교신저자.

I. 서론

의원들의 이념은 어떻게 측정할 수 있을까? 가장 간단한 방법은 서베이를 통해 의원들의 이념을 직접 측정하는 것이다. 그러나 서베이를 통해 의원들의 이념을 측정하는 방식은 그 편의성에도 불구하고 다음과 같은 한계가 존재한다. 첫째, 일반적으로 서베이는 한 시점에 시행되기 때문에 의원의 이념적 변화를 파악할 수 없다. 한국의 경우 의원 대상 서베이는 새로운 국회가 시작되기 전에 시행되기 때문에 국회 개회 이후 발생하는 이념 변화의 동학을 담아낼 수 없다는 단점을 드러낸다. 예를 들면 의원의 재임 기간 동안 국제적 경제위기가 발생하는 경우 의원들의 이념 위치상 변화가 일어날 수 있으나, 이미 시행된 서베이 결과만으로는 이를 파악하기 불가능하다.

둘째, 서베이에 불참하는 의원들이 있기 때문에 서베이 측정치를 설명변수로 사용할 경우 분석에 사용되는 관측치의 수 역시 감소할 수밖에 없다. 예를 들어 제19대 국회의원 이념 조사의 경우 약 25%가 넘는 의원이 서베이에 참여하지 않았는데, 연구자가 이들의 이념 측정치를 회귀분석과 같은 통계모형에 포함시킬 경우 다른 변수들에서 결측치가 전혀 없더라도 최소 25%의 의원이 분석대상에서 제외되기 때문에 상당한 정보 손실을 피할 수 없게 된다. 또한 재보궐 선거를 통해 국회에 입성하는 의원들 역시 결측 처리된다는 점에서 현행 선거 직후 시행되는 서베이 방식은 한계를 지닌다.

셋째, 결측치가 무작위로 발생하는 것(missing at random)이 아니고 무엇인가 체계적 이유로 인해 발생하는 것이라면, 이들의 집합값은 편향성을 가지게 된다. 예를 들어 진보적 성향의 의원들의 서베이 응답 거절 비율이 높다면, 서베이 응답에 기초한 국회 내 이념적 양극화 경향 분석은 실제보다 과소추정될 위험성이 있다(구분상 2016).

한편 개별의원들의 행태를 통해 간접적으로 이념을 추정하는 방식도 있다. 구체적으로는 개별의원들의 본회의 기명투표(roll call vote) 결과를 사용하여 그들의 정책 공간상의 선호점, 즉 최적점(ideal points)을 찾아내는 방식이다. 정책 공간은 우리의 직관상 이해하기 어려운 4차원 이상의 고차원으로 구성될 수 있으며, 최적점은 몇 개가 될지 모르는 복잡한 차원 위에 한 점으로 표현될 것이다. 예를

들어 정책 공간상에 9개 차원이 있다면, 최적점은 (x_1, x_2, \dots, x_9) 의 형태로 표현될 수 있다. 이러한 최적점 추정 방식에는 두 가지 방법이 널리 활용되고 있다. 하나는 풀과 로젠탈(Poole & Rosenthal 1985; 1997; 2007)이 공간이론모형에 근거하여 개발한 NOMINATE 방법이다. 또 다른 방식은 클린턴과 그 동료들(Clinton et al. 2004)이 베이저안 접근방식에 기초하여 개발한 2모수 IRT(two-parameter Item Response Theory) 방법이다. 이 두 가지 측정 방식은 미국이나 유럽 등 세계 여러 지역에서 의원들의 최적점을 측정하기 위해 널리 활용되어 왔다(Cantu et al. 2013; Clinton et al. 2004; Hix et al. 2012; Hug 2012; Poole and Rosenthal 1985, 1997, 2007).

미국의 경우를 예로 든다면 이 두 방식 모두 의원들의 정책 공간상 최적점을 일차원 공간 위로 비교적 쉽게 환원시킨다는 점이 확인되었다. 전문한 9개 차원을 가진 정책 공간을 예로 들어 설명하자면, ‘하나의 차원으로 환원이 잘 된다’ 함은 최적점 (x_1, x_2, \dots, x_9) 을 x 라는 하나의 값으로 환원시키더라도 각 차원마다 가지고 있는 정보가 크게 왜곡되지 않음을 의미한다. 그리고 미국 의회에서 일차원의 특성은 진보-보수(liberal-conservative)의 이념적 특성을 지니고 있는 것으로 나타나 의원들의 최적점은 결국 그들의 이념점수로 간주될 수 있는 것으로 알려졌다.

한국의 경우 제16대 국회부터 제20대 국회까지 의원들의 이념적 위치를 서베이 방식을 통해 확인하는 작업이 주로 이루어져 왔다. 반면 NOMINATE나 IRT 방식을 활용하여 의원들의 최적점을 추정하는 작업은 아직까지는 극히 제한적으로 이루어지고 있는 실정이다(이내영·이호준 2015; 장덕진 외 2010; Hix & Jun 2009). 그러나 컴퓨터 계산능력의 비약적 증가와 의회 데이터의 축적 수준 향상에 힘입어 위의 방식으로 최적점을 추정하고 이를 이념변수로 활용하는 연구는 앞으로 크게 늘 것으로 예측된다. 이에 본 연구는 다음과 같은 연구목적하에 연구를 수행하고자 한다. 첫째, 본회의 표결에 기반한 의원들의 최적점 측정방식 가운데 개별 국회의원의 최적점 추정에 매우 효율적인 W-NOMINATE 방식을 제17대 국회부터 제19대 국회까지 적용하여 분석해본다. 둘째, 하나의 차원으로 환원한 W-NOMINATE 측정치를 이념으로 간주하는 것이 적실성을 지닐 수 있는지 개선된 IRT 모형을 통해 검증해본다.¹⁾ 특히 소수의 이념정당 소속 의원들의 최적점을 차원 규명의

단서로 활용하여, 한국 국회 내 투표행태에 있어 이념 차원뿐만 아니라 ‘여야 대립 차원(government-opposition dimension)’의 중요성을 밝히고자 한다.

II. 한국 국회 W-NOMINATE의 다차원성

본회의 표결 분석을 통해 의원들의 최적점을 측정하는 가장 대표적인 방식이 폴과 로젠탈(Poole and Rosenthal 1985)이 제안한 NOMINATE(Nominal Three-step Estimation)이다. 이것은 경제학의 확률 효용 모델(random utility model), 정치학의 투표에 대한 공간이론(spatial theory of voting), 그리고 심리학의 교차 측정방식(alternation methods)을 혼합한 방식이다(Armstrong et al. 2014). 간단히 말하자면 의원은 상정된 법안에 대해 찬성할 경우의 효용이 반대할 경우의 효용에 비해 더 클 경우 찬성표를 던진다는 점을 확률적 요소를 포함하여 이론화하고 이를 통해 의원들의 정책 공간상 최적점을 측정해 내는 것이다. 이 가운데 효용의 결정론적 요소(deterministic component)에는 가중치를 적용하고 확률적 요소(stochastic component)는 로지스틱 분포에서 무작위로 추출하는 방식을 활용하는 W-NOMINATE는 각국의 의회연구자들이 가장 많이 사용하고 있는 측정방식이라 할 수 있다(Cantu et al. 2013; Hix & Jun 2009; Hix et al. 2012; Hug 2012).²⁾

본회의 표결 결과와 공간모형을 이용하여 최적점을 측정하는 이와 같은 방식은 다차원성(multi-dimensionality) 문제를 지닌다. 즉 표결을 통해 추정된 값들이 복잡한 다차원 공간상에 존재하여 일차원 공간(unidimensional space)으로 쉽게 환원되지 않을 수 있는데, 이때 각각의 차원을 어떻게 정확하게 규정할 수 있느냐

-
- 1) 우리는 제16대 국회에서 제19대 국회까지 본 연구를 통해 다양한 모형으로 측정된 의원들의 최적점 값을 공개할 예정이다. 관심이 있는 연구자들은 저자에게 개별적으로 연락주시 바란다.
 - 2) 실제 W-NOMINATE를 구하는 수식과 알고리즘은 이 논문의 〈부록〉에 요약되어 있다. W-NOMINATE 값을 계산하는 것은 폴과 그의 동료들(Poole et al. 2011)이 직접 제공하고 있는 wnominate 패키지를 사용하면 간편하게 구할 수 있다.

의 문제이다.³⁾ 미국 의회의 경우 의원들의 최적점은 실질적으로 일차원 공간으로 환원될 수 있는 것으로 알려졌다. 이때 첫 번째 차원은 경제적 의미에서의 진보-보수의 이념적 공간이라 간주할 수 있으며, 이념 차원으로 잘 설명되지 못하는 부분(예를 들면 인종 문제 등)은 비이념적 성격을 지닌 두 번째 차원을 통해 보완된다(Evans 2014). 그러나 만약 의원들의 최적점이 두 개 이상의 다차원 공간에 놓이게 된다면, 첫 번째 차원을 단순히 이념 차원으로 간주하기 어려운 상황이 발생한다. 예를 들면 5개의 차원이 유의미한 것으로 나타났을 때 그 가운데 첫 번째 차원이 이념 차원이라고 어떻게 확신할 수 있느냐하는 것이다. 또한 세 개 이상 다차원상의 최적점을 편의를 위해 하나의 차원으로 무리하게 환원할 경우 최적점이 각 차원마다 지니고 있는 정보의 손실은 물론 정보의 왜곡 역시 발생할 위험성이 있다.

그렇다면 NOMINATE 방식으로 추정된 한국 국회의 다차원 공간상 최적점 가운데 첫 번째 차원을 이념 차원으로 간주할 수 있는가? 이에 대한 답변을 위해 본 연구는 우선 제17대 국회부터 제19대 국회까지 정책 공간상 다차원이 존재하는지를 점검해본다.⁴⁾ 여기서 유념할 점은 미국을 비롯한 서구 의회에서 이념 차원은 정부규모(큰 정부-작은 정부)에 대한 경제적 차원의 개념으로 이해되는 것에 반해, 한국의 경우 이념 차원은 주로 대북 및 외교관계 차원의 개념으로 인식되는 경향을 보인다는 점이다(강원택 2012). 이는 서구 연구에서 최적점 공간상 가장 우선적인 차원으로 간주되는 경제적 의미에서의 이념이 한국의 경우에는 부차적인 차원으로 밀려 있을 가능성이 높음을 의미한다. 또한 이념 간 차별성을 넘어 여야 간 극심한 대결 양상이 더 중요한 차원으로 작동할 수도 있다. 따라서 한국 국회에서 의원들의 최적점은 미국 의회의 의원들의 그것보다 훨씬 복잡한 공간상에서 존재할 가능성이 높다. 만약 미국 의회처럼 유의미한 정책 공간상 차원이

3) NOMINATE와 같은 최적점 추정 방식은 다차원이 존재할 경우 각각의 차원이 구체적으로 무엇을 의미하는지 규명할 수 있는 객관적이고 구체적인 해법을 제시하지 못한다는 한계가 있다.

4) 제17대 국회 데이터는 고려대학교 아세아문제연구소의 “한국 국회의원 데이터베이스”를 사용하였다. 제18대 및 제19대 국회 데이터는 참여연대로부터 제공받은 본회의 표결 데이터를 사용하였다.

두 개 이하일 경우 차원 규명이 훨씬 수월할 것이다. 그러나 유의미한 차원이 세 개 이상이 되면 각 차원이 과연 무엇을 의미하는 것인지 규명하기 매우 어려워진다.

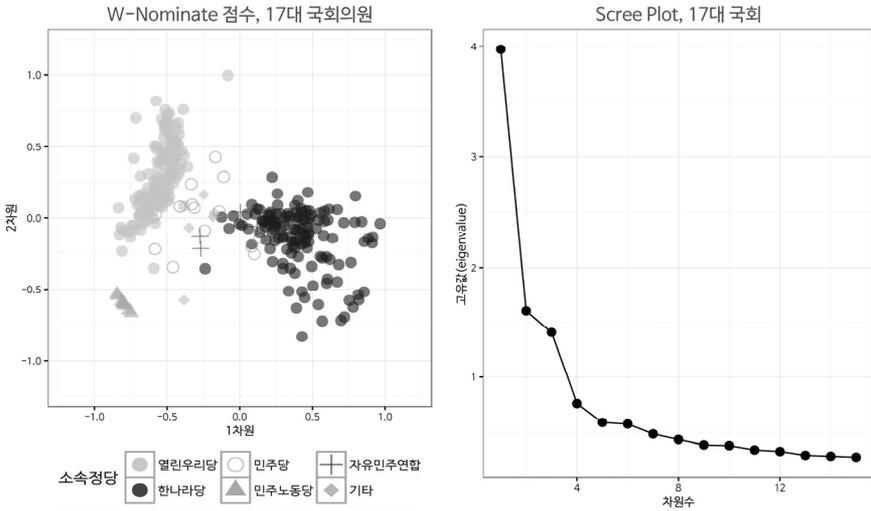
W-NOMINATE 방식을 사용하면, 요인분석에서와 마찬가지로 잠재 차원의 수를 하나씩 늘려가며 각 차원의 고유값(eigenvalues)을 파악함으로써 유의미한 차원 수를 추정해볼 수 있다. <그림 1>의 오른쪽 그림은 각 잠재 차원의 고유값을 연결한 스크리 도표(scree plot)이다. 일반적으로 고유값이 1보다 클 때 그 차원은 유의미하다 할 수 있는데, 이렇게 본다면 제17대 국회의 경우 최소 3차원까지는 유의미하다고 할 수 있다. 현 시점에서 각 차원이 무엇을 의미하는 것인지 명확하게 규명할 수는 없지만, 제17대 국회는 다차원성의 문제로부터 자유롭지 못하다는 것만은 분명해 보인다.

그렇다면 두 개 차원 위에 추정된 W-NOMINATE 값들을 놓고 볼 때, 첫 번째 차원을 이념 차원이라고 간주할 수 있는가?⁵⁾ <그림 1>의 왼쪽 그림은 제17대 국회 구성원들의 최적점을 두 개 차원으로 고정한 후 본회의 기명투표 데이터를 통해 측정한 W-NOMINATE 값을 좌표평면에 표현한 것이다. W-NOMINATE는 -1(진보)부터 1(보수) 사이의 값을 가진다. 2차원으로 설정되었기 때문에 최적점은 좌표평면상 (x, y) 값으로 표현될 수 있다. 첫 번째 차원 -좌표 평면 (x, y) 에서 x 값 -을 보면, 민주노동당 - 열린우리당 - 새천년민주당 - 자유민주연합 - 한나라당 소속 의원들 순으로 배치됨을 알 수 있으며, 이것은 개별 정당의 이념적 위치에 관련한 통념에 잘 부합된다. 반면 두 번째 차원 -좌표 평면에서 y 값 -을 보면 열린우리당 소속 의원들이 가장 위쪽까지 길게 분포해 있으며 민주노동당 소속 의원들과 일정 수준 간극을 보인다. 무엇보다 이 두 개 정당 소속 의원들 사이에 많은 한나라당 소속 의원들이 위치하고 있다는 점에서 두 번째 차원이 과연 무엇을 의미하는지는 이 그림만으로 판명하기는 쉽지 않다.

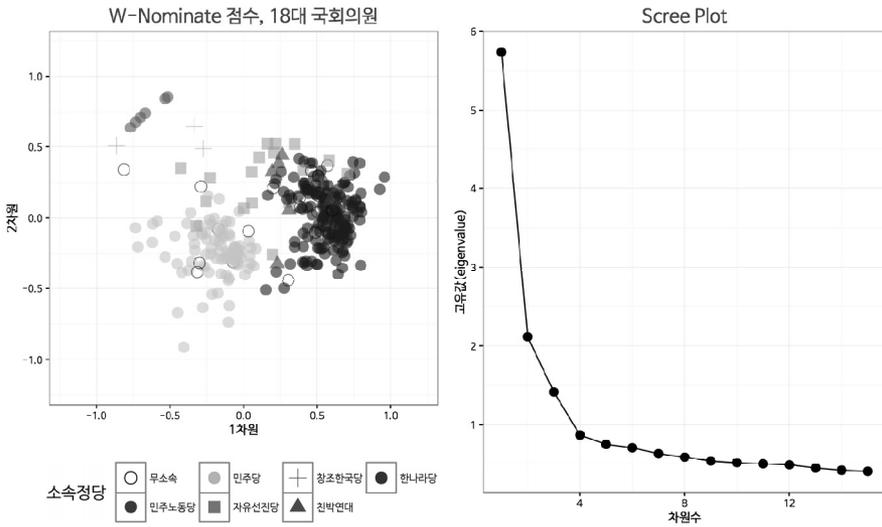
제18대 국회의 경우는 어떠한가? <그림 2> 오른쪽 스크리 도표를 보면, 제18대 국회의 경우도 최소 3차원까지 유의미하다고 볼 수 있는데, 특히 두 번째 잠재 차원의 고유값은 2를 넘는 것으로 보아 두 번째 차원의 중요성도 매우 크다고 짐작

5) 여기서 두 개 차원으로 설정한 것은 미국 의회에서 주로 적용되는 '1차원-이념, 2차원-비이념' 틀이 한국 의회에도 잘 적용될 수 있는지 보기 위해서이다.

〈그림 1〉 제17대 국회: 2차원 W-NOMINATE 결과와 각 차원 고유값 스크리 도표



〈그림 2〉 제18대 국회: 2차원 W-NOMINATE 결과와 각 차원 고유값 스크리 도표



해볼 수 있다.

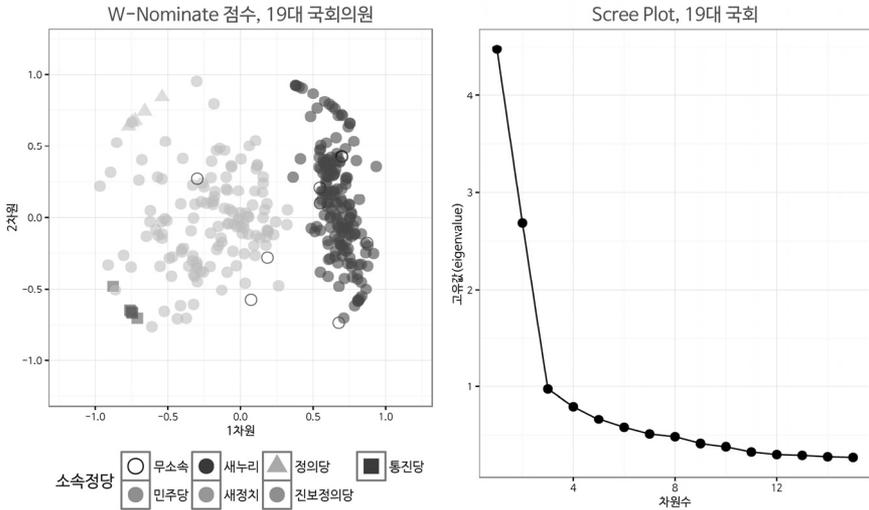
〈그림 2〉의 왼쪽 그림은 제18대 국회 W-NOMINATE 점수가 2차원상에서 어떻게 분포되어 있는가를 보여준다. 우선 첫 번째 차원 - 좌표 평면(x, y)에서 x 값 - 을 보면, 소속 정당별로 구분이 가능하다. 제17대 국회와 마찬가지로 가장 왼쪽에 진보적 이념정당을 표방하는 민주노동당 소속 의원들이 위치하고, 그 다음 대부분의 민주당 소속 의원들이 위치하며, 보수정당인 한나라당 소속 의원들은 가장 오른쪽에 위치하고 있음을 볼 수 있다. 지역 정당이라 할 수 있는 자유선진당 소속 의원들의 경우 민주당과 한나라당 사이에 폭넓게 위치하고 있으며, 친박연대로 국회에 입성한 의원들은 전반적으로 한나라당 소속 의원들과 별다른 차이를 보이지 않는다는 점에서 이념에 대한 우리의 상식에 일치하는 그림을 보여준다.

그러나 제17대 국회와 마찬가지로 제18대 국회 역시 두 번째 차원을 규명하는 것은 매우 어렵다. 두 번째 차원 - 좌표 평면(x, y)에서 y 값 - 에 나타난 각 의원들의 위치를 보면 민주당 소속 의원들과 민주노동당 소속 의원들 간 거리는 상당히 떨어져 있으며, 상당수의 한나라당, 자유선진당, 친박연대 소속 의원들이 그 중간에 위치하게 된다. 이 차원이 구체적으로 무엇을 의미하는지는 직관적으로 명확하지 않다. 결국 이것은 공간모형을 활용한 의원들의 이념 측정에서 부딪히게 되는 다차원성(multi-dimensionality) 문제, 즉 유의미한 잠재 차원이 세 개 이상 까지 늘어났을 때 각 차원이 무엇을 의미하는 것인가에 대한 명확한 규명이 매우 어렵다는 문제를 단적으로 보여주는 사례라 할 수 있다.

그렇다면 제19대 국회에서 유의미한 잠재적 차원의 수는 어떠한가? 〈그림 3〉의 오른쪽 스크리 도표를 보면, 제19대 국회의 경우에는 앞선 제17·18대 국회와는 달리 두 번째 차원까지만 유의미하다고 볼 수 있다. 그러나 이전 국회에 비해 두 번째 차원이 매우 큰 고유값을 가지며, 첫 번째 차원의 고유값과 차이가 적다는 점에서 명확한 2개 차원이 존재한다고 짐작해 볼 수 있다.

〈그림 3〉의 왼쪽 그림은 제19대 국회 W-NOMINATE 점수의 2차원상 분포를 보여준다. 우선 첫 번째 차원 - 좌표 평면(x, y)에서 x 값 - 을 보면, 정당 간 구분이 매우 뚜렷하게 나타난다. 가장 왼쪽에 진보적 이념정당을 표방하는 통합진보당과 정의당, 그리고 새정치민주연합 소속 일부 의원들이 위치하고 있다. 새정치민주연합 소속 의원들은 첫 번째 차원에서 넓게 분포하는 반면, 보수정당인 새누리

〈그림 3〉 제19대 국회: 2차원 W-NOMINATE 결과와 각 차원 고유값 스크리 도표



당 소속 의원들은 매우 촘촘하게 1차원 위에 위치하고 있음을 알 수 있다. 이것은 새누리당 소속 의원들은 이념적 동질성이 매우 높은 반면, 제1야당인 새정치민주연합 소속 의원들은 상대적으로 이념적 동질성이 낮은 것을 나타내는 것일 수 있다. 물론 다른 해석 역시 가능하다. 보수정당인 새누리당은 당 기울이가 강한 반면 새정치민주연합의 경우 상대적으로 느슨하다는 것이다. 즉, 새누리당 소속 의원들의 경우 당론 투표의 경향이 강한 반면 새정치민주연합 소속 의원들의 경우 당론 으로부터 이탈하여 표결에 임한 경우가 빈번했다면 1차원상에 위와 같은 분포가 충분히 나타날 수 있다.

그렇다면 제17대에서 제19대 국회까지 나타난 정책 공간의 다차원성 문제는 어떻게 보아야 할까? 사실 폴과 로젠탈(Poole & Rosenthal 1997)은 추가적 차원의 유용성 파악에 도움을 주는 몇 가지 통계치(statistics)를 제시하고 있다. 즉 분류정확도(correct classification), APRE(Aggregate Proportional Reduction in Error) 및 GMP(Geometric Mean Probability) 등과 같은 통계치로서, 이 세 가지 모두 값이 클수록 해당 차원의 유용성이 높다고 볼 수 있다. 그러나 이를 한국에

적용할 때 유의할 점은 1) 본회의 표결 대부분의 경우 만장일치 내지는 95%에 육박하는 찬성 편향이 한국 국회에 존재하며, 2) 여야합의를 통해 본회의에 상정되는 법안에 대해 반대표결을 할 가능성이 높은 이념적 진보정당 소속 의원들은 극히 소수에 그친다는 점이다.

제18대 국회를 예로 든다면 반대하는 의원(nay voters) 수가 적을수록 그 값이 낮아질 수밖에 없는 APRE의 경우 0.3 수준에 그친다. 차원을 하나로 설정했을 때 의원들의 표결에 대한 분류타당성이 0.312였으며, 차원을 하나 더 늘렸을 때 분류타당성은 0.363으로 나타났다. 차원을 늘림으로써 기대할 수 있는 분류타당성의 증가가 단지 0.051에 그쳤기 때문에 1차원 측정만으로도 최적점 추정에는 충분하다는 의견이 제시될 수 있다(이내영·이호준 2015). 그러나 0.3이라는 수치 자체는 매우 낮은 것으로서 1차원마저도 분류타당성이 매우 낮다고 할 수 있다. 미국, 유럽, UN 총회 등의 APRE 값은 대략 0.5에서 0.8 사이의 높은 값을 보이고 있는 상황이다(Hix & Jun 2009). 이내영·이호준은 마찬가지로 맥락에서 매우 높은 분류정확도가 확인되었고 또 차원 증가에 따른 분류정확도 개선이 미미했다는 점을 들어(1개 차원일 때 91.31%과 2개 차원일 때 91.94%) 1차원만으로 최적점 추정이 충분하다는 입장을 견지하였다.⁶⁾

그러나 사실 이처럼 높은 분류정확도는 표결 데이터의 절대적 다수를 차지하는 찬성 표결에 대한 예측 정확성이 98.3%인 것에 기인한다. 그렇지만 반대 표결의 수가 극히 적은 한국의 경우 분류정확도가 의미를 가지기 위해서는 반대 표결에 대한 예측 정확성이 높게 나타나야만 한다. 그러나 제18대 국회에서 반대 표결에서의 예측 정확성은 단지 49.8%에 그치고 있는 실정이다. 이렇게 볼 때, 위와 같은 집합적 통계치에 근거하여 최적점을 1차원으로 환원시킬 수 있다고 주장하는 것은 무리가 있다고 본다. 따라서 한국의 경우는 반드시 다차원성을 전제로 논의를 진행할 필요가 있다.

앞에서 우리는 W-NOMINATE상에서는 1차원이 통상적인 이념 차원과 부합할 가능성이 있다는 점을 보여 주었다. 그러나 다차원성을 전제로 했을 때 이와 같은

6) GMP의 경우 1개 차원일 때 0.792, 2개 차원일 때 0.808로 나타났다. 이 경우도 1차원만으로도 최적점 추정이 충분하다는 증거로 제시되었다.

1차원이 진정 이념 차원으로 간주될 수 있는지는 보다 정교한 분석기법을 적용하여 규명할 필요가 있다고 판단된다.

III. 위계 IRT 모형을 통한 차원 규명

최적점 추정과 관련한 또 다른 추정방식인 IRT 모형은 기본적으로 베이지안 접근법에 기반하며, 개별 의원의 효용함수가 이차 함수(quadratic function)라는 점에서 NOMINATE 방식과 차별성을 가진다. 그러나 이 방식도 기본적으로는 부록의 식(9)에 나타나듯 결정론적 부분과 확률론적 부분으로 구성되며, 본회의 표결을 통해 각 의원들의 최적점을 추론한다는 점에서 유사성을 지니고 있다.⁷⁾ 그렇다면 W-NOMINATE와 비교해 IRT 모형 추정방식은 한국 국회의원의 최적점 추정에 있어서 어떠한 장점을 지닐 수 있는가? 사실 1개 차원으로만 최적점을 환원할 경우 두 추정방식 간 차이는 발견하기 어렵다. 그러나 차원을 확대하고 IRT 모형을 변형하면 두 추정방식 간에는 차별성이 생길 수 있다. 본 연구는 의원들의 소속 정당변수를 공변인으로 사용한 2차원 위계 IRT 모형(hierarchical multidimensional IRT models)을 제17대부터 제19대 국회에까지 적용해 보았다. 기본 분석 단위인 의원 수준보다 더 높은 수준의 모수(higher level parameters)에 각 의원의 소속정당 변수를 포함시켰다는 점에서 위계 모형이라 할 수 있다.

위계 모형을 사용한 이유는 관찰값들의 독립성을 가정하기보다는 일정 집단 내(within cluster)에서는 관찰값들이 서로 연관될 수 있다고 가정하는 것이 정당 내 의원들을 분석할 때 더 적절하다고 판단하였기 때문이다. 위계 IRT 모형을 사용하면서 소속정당 변수를 포함시킨 이유는 앞서도 언급했듯이 한국 국회 본회의 표결에는 강한 정당기율이 나타나며, 본회의 기명투표에서 자율투표보다는 당론투표의 경향을 보인다는 점을 모형 내에서 고려하기 위해서이다. 이처럼 IRT 방식은 NOMINATE 방식과는 달리 연구자의 이론에 따라 적절하게 변형 및 확장하여 모형을 만들 수 있다는 뚜렷한 장점을 가진다.

7) IRT 모형에 대한 자세한 사안은 이 논문의 〈부록〉을 참조하기 바란다.

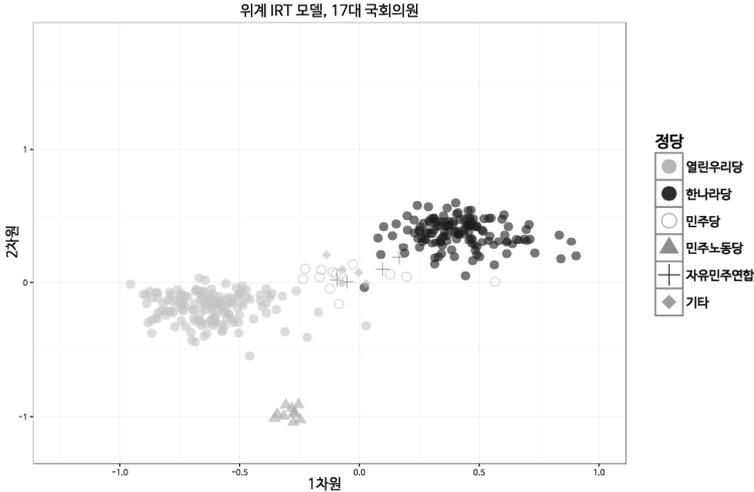
구체적으로 우리가 사용한 모형은 특정인물(예를 들면 가장 진보적 의원과 가장 보수적인 의원)을 자의적으로 설정하여 계수에 제약(constraints)을 주는 대신 모수에 절단된 정규분포모형(truncated normal distribution model)을 적용한 것이다.⁸⁾ 공간상에서 반사되는 현상(reflection) 일어날 경우, 실질적 지식(진보정당이 왼쪽에 위치)을 이용하여 수정하였다.⁹⁾

〈그림 4〉는 제17대 국회 개별 의원의 특성 계수 사후분포상 평균을 2차원 좌표 평면상에 나타낸 것이다. W-NOMINATE와 마찬가지로 IRT 모형 결과 역시 여러 차원이 존재할 때 각 차원이 무엇을 뜻하는지 규명하는 것은 매우 어려운 일일 수 있다. 다행히 진보정당인 민주노동당 소속 의원들의 위치는 각 차원을 규명하는 데 크게 도움을 준다. 일단 첫 번째 차원(x 축, 이후 편의상 IRT 1D로 부를 것임)에서 민주노동당 소속 의원들을 제외하면 열린우리당 - 새천년민주당 - 자유민주연합 - 한나라당의 구분이 가능하며, 정당 간 구분은 물론 당 내 분산 역시 뚜렷하기 때문에 첫 번째 차원을 이념으로 보는 데에는 무리가 없어 보인다. 그러나 이 경우 이념적으로 진보적이라고 평가되는 민주노동당 소속의원들이 열린우리당 소속의원들과 한나라당 소속 의원들 사이에 위치하게 된다. 따라서 첫 번째 차원을 진보-보수 연속선(liberal-conservative continuum) 위에 분포한 통상적인 이념이라고 보기 어렵다. 오히려 당시 의회 내 다수당의 위치를 점했던 열린우리당과 야당 보수정당인 한나라당 간 간극이 명확하게 나타난 것으로 볼 때, 첫 번째 차원(IRT 1D)을 ‘여야 대립 차원(government-opposition dimension)’이라고 보는 것이 더욱 타당하다 할 수 있다.

이러한 여야 차원에서의 최적점 분포는 다음과 같이 설명해 볼 수 있다. 소수정당이자 이념정당인 민주노동당 소속 의원들의 경우 여야가 대립할 때에도 자신들

-
- 8) 정당변수를 공변인(covariate)으로 사용하는 위계모형은 부록의 식(10)에서 $x_i \sim N(\mu_x, \omega^2)$, $\mu_x = \gamma_0 + \text{party}_{ik}\gamma_k$ 로 설정한다. 또한 식별문제 해결을 위해 난이도 모수 α_j 와 차별모수 β_{ji} , $\beta_{j'}$ 를 0을 기점으로 양의 값의 범위에 존재하는 절단된 정규분포로 설정하였다. 본 모형에서 party_{ik} 은 의원 i 의 소속정당 변수를 뜻하며, k 는 의원 i 의 소속정당 지표이다. 예를 들어 의원 i 가 한나라당 소속이면, 이들의 한나라당 변수 값은 1이며, 나머지 변수는 0을 가진다.
- 9) 위계모형을 사용하게 되면 기본모형에 비해 사후분포 평균이 좀 더 수축되는 효과(shrinkage)를 얻게 되는데, 여기서 0은 실질적으로 중도를 의미하는 것은 아니라는 점에 유의할 필요가 있다.

〈그림 4〉 제17대 국회: 모호사전분포(vague prior), 소속 정당 변수를 사용한 2차원 위계 IRT 모형 결과



의 이념에 충실하게 표결할 수 있다. 반면 양대 정당인 열린우리당과 한나라당 소속 의원들은 각 당이 주도하는 법안에 대해 일단 당론이 반대로 결정되면 법안의 내용 또는 자신의 진실된 이념적 성향과는 상관없이 반대를 표명할 것이다. 첫 번째 차원은 이러한 의원들의 표결행태가 표현된 것이라 할 수 있다. 이처럼 진보-보수의 일반적 이념과는 독립적인 여야 대립 차원의 중요성은 이미 브라질 사례를 통해 입증된 바 있다(Zucco & Lauderdale 2011).¹⁰⁾

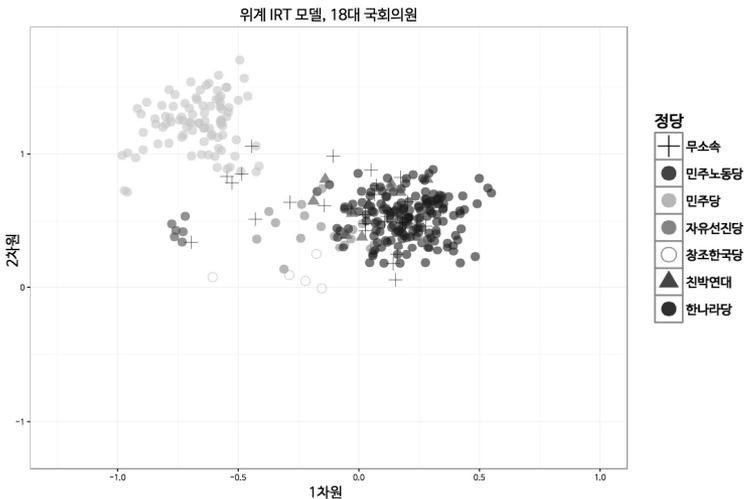
반면 두 번째 차원(y축, 이후 편의상 IRT 2D로 부를 것임)의 경우 정당을 기준으로 본다면 통상적 소속 정당별 이념 차별성에 전혀 모순되지 않는 분포를 보인다. 즉 민주노동당 소속 의원—열린우리당 소속 의원—새천년민주당 소속 의원—자유민주연합—한나라당 소속 의원순으로 구분이 가능해지기 때문에 IRT 2D를 이념 차원으로 간주해볼 수 있다. 만약 IRT 2D가 이념 차원이라면, 우리는 제17대 국회에서는 한나라당 소속 의원들과 열린우리당 소속 의원들 간 이념적

10) 한국 사례와는 다르게 브라질 의회의 경우 여야 대립 차원은 첫 번째 차원이 아닌 두 번째 차원으로 규명되었다.

거리보다 열린우리당 소속 의원들과 민주노동당 소속 의원들 간 이념적 거리가 더 멀었다고 추론해볼 수 있다. 이렇게 볼 때 위의 공간상 최적점을 하나의 차원으로 환원시켜 그것을 이념 차원으로 간주한다면, 여야 간 대립차원의 중요성을 간과하는 오류에 빠지게 되는 것이다.

〈그림 5〉는 제18대 국회에 2차원 IRT 위계 모형을 적용한 결과를 보여준다. 제17대 국회에 비해 제18대 국회의 경우에는 IRT 1D를 이념 차원으로 간주하기 더 적합해 보인다. 그렇지만 이 경우에도 민주노동당 소속 의원들보다 더욱 진보적인 민주당 의원들이 상당수 존재하고 있다는 점에서 의구심을 가질 여지는 충분하다. 또한 제18대 국회는 한나라당의 압승을 통해 제1야당 내 진보적 후보들이 대거 낙선했고 따라서 국회의 전반적인 이념성향이 보수화되었다는 점을 고려한다면, 민주노동당 의원들이 민주당 의원들의 중간지점에 위치하는 것으로 나타난 IRT 1D를 이념 차원으로 간주하기는 더더욱 어렵다고 판단된다. 반면 IRT 1D를 제17대 국회와 마찬가지로 이념 차원보다는 여야 대립 차원으로 본다면 소속 정당별 최적점 분포는 직관적으로 받아들이기에도 무리가 없다.

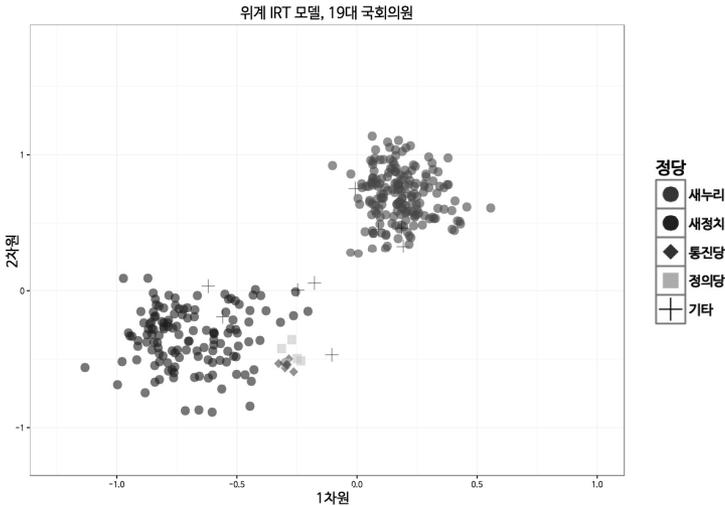
〈그림 5〉 제18대 국회: 모호사전분포(vague prior), 소속 정당 변수를 사용한 2차원 위계 IRT 모형 결과



그러나 제18대 국회가 제17대 국회와 구별되는 점은 IRT 2D를 이념 차원이라고 보기 어렵다는 점이다.¹¹⁾ 왜냐하면 IRT 2D에서는 민주노동당 소속 의원들과 한나라당 소속 의원들 간에는 차별성이 없는 반면 이들이 민주당 소속 의원들과는 뚜렷하게 구별되기 때문이다.

〈그림 6〉은 제19대 국회에 2차원 IRT 위계 모형을 적용한 결과를 보여준다. 제17대와 마찬가지로 IRT 1D에서 확실한 이념정당으로 간주되는 통합진보당과 정의당 소속 의원들이 새정치민주연합 소속 의원들과 새누리당 소속 의원들 사이에 존재하는 것으로 보아 IRT 1D를 이념 차원이라고 보기는 어렵지만, 여야 대립 차원으로 간주하는 것에는 무리가 없다.

〈그림 6〉 제19대 국회: 모호사전분포(vague prior), 소속 정당 변수를 사용한 2차원 위계 IRT 모형 결과



11) 1차원으로 환원된 W-NOMINATE 추정치는 위의 IRT 모형을 통해 추정해볼 수는 있다. 〈그림 5〉에서 대략 45도 정도 기울어진 축을 설정하고, 이 축을 향해 각 최적점들을 환원시킬 경우 W-NOMINATE에서 나타난 민주노동당-민주당-자유선진당-친박연대-한나라당 소속 의원순의 분포를 얻을 수 있다. 그러나 이렇게 환원시키기 위해서 긴 거리를 투사해야만 한다는 점에서 다차원 공간상에서 최적점이 각 차원마다 가지고 있는 정보량 가운데 상당 부분을 잃을 수밖에 없다.

IRT 2D의 경우 통합진보당과 정의당 소속 의원들이 새정치민주연합 소속 의원들의 중간값 보다 더 먼 곳에 위치하고 있다. 물론 이들보다 더 극단적인 값을 가지는 새정치민주연합 소속 의원들이 상당수 존재한다는 점에서 IRT 2D를 이념 차원이라고 단정할 수는 없겠지만, 통합진보당 - 정의당 - 새정치민주연합 - 새누리당이라는 점에서는 전반적 정당 이념 분포와 일치한다.

제19대 국회가 제17대 및 제18대 국회와 명확하게 구별되는 점은 IRT 1D와 IRT 2D 두 개 차원 모두에서 거대 여야 정당 간 차별성이 분명하다는 점이다. 이는 통상적 여야 간 대결이 일어났을 뿐만 아니라 이념적인 표결 역시 분명하게 일어났음을 암시한다. 동시에 이념적으로 진보정당 소속 의원들과 새정치민주연합 소속 진보적 의원들 간에는 실제로 차별성이 크게 줄어들었다는 점이 확인된다. 이러한 최적점 분포는 진보정당 소속 의원들이 어느 정도 보수화되었거나 새정치민주연합이 이념적으로 매우 진보적인 의원들을 충원했을 경우에 나타날 수 있는데, 아마도 후자의 경우가 주된 동인이었으리라 추정된다.

결론적으로 다차원 IRT 위계 모형을 사용한 본회의 표결 분석에 근거한다면, 제17대부터 제19대 국회까지 의원들의 최적점 분포에서 가장 중요한 차원은 ‘여야 대립 차원’이라는 점이다. 이것은 앞서 W-NOMINATE에서 언급한 미국 의회에서 발견되는 ‘1차원-이념, 2차원-비이념’ 구분과는 확실히 상충되는 결과라고 볼 수 있다. 물론 개별 의원들은 이념에 근거하여 자신의 정당을 선택하고 정당을 중심으로 여야가 대립한다는 점에서 ‘여야 대립 차원’과 ‘이념 차원’이 높은 상관관계를 가지는 것은 자연스러운 것이며, 따라서 ‘여야 대립 차원’과 ‘이념 차원’을 구별하는 것은 쉽지 않을 수 있다. 그러나 제19대 국회에서 명확하게 드러나는 것처럼 그 두 차원이 구별될 수 있고 이때 더 중요한 차원은 ‘여야 대립 차원’이라 할 수 있으며, 이것이 다차원 공간 상 최적점 위치에 담긴 여러 정보들을 이해하는데 더 적합하다고 판단된다.

정당 변수를 고려한 다차원 위계 IRT 모형으로 추정된 최적점이 더 실제에 근접했다고 본다면, 이 모형으로부터 추정된 IRT 1D 및 IRT 2D와 1차원으로 환원된 W-NOMINATE (이후 W-NOMINATE 1D라고 부름) 간 상관관계를 통해 제17대부터 제19대 국회 가운데 어떤 국회에서 가장 무리 없이 W-NOMINATE 1D값을 이념지수로 간주할 수 있는지 가늠해볼 수 있다.

제17대와 제19대 국회의 경우 IRT 2D는 이념 차원으로 보아도 무리가 없는 것으로 판명되었다. 만약 W-NOMINATE 1D가 IRT 2D보다 IRT 1D와 더 높은 상관관계를 보인다면 W-NOMINATE 1D 측정치에는 이념 차원보다는 여야 간 대립 차원이 더 많이 반영되었다고 볼 수 있다. 따라서 W-NOMINATE 1D를 이념 변수로 간주할 경우 당시 여야 간 대립과 관련된 정보의 손실을 감수해야만 한다. 반면 W-NOMINATE 1D가 IRT 1D와도 높은 상관관계를 보이지만 IRT 2D와 더 높은 상관관계를 보인다면, W-NOMINATE 1D는 이념 차원이 여야 대립 차원보다 더 많이 반영되었다고 볼 수 있다. 즉 이러한 경우 W-NOMINATE 1D는 이념 변수로 사용되어도 문제없다고 판단할 수 있다.

〈표 1〉은 W-NOMINATE 1D와 IRT 1D 및 IRT 2D 간 상관관계를 보여주고 있다. 제17대 국회의 경우 IRT 위계 모형으로 측정된 2개 차원 모두 W-NOMINATE 1D와 높은 상관관계를 보이지만 IRT 2D(=0.856)보다는 IRT 1D(0.934)와 더 높은 상관관계를 보인다. 따라서 제17대 W-NOMINATE 1D값은 여야 간 대립 양상이 더 많이 반영된 측정치일 수 있다고 추론해볼 수 있다.

반면 제18대 국회의 경우 W-NOMINATE 1D는 IRT 1D와는 상관관계 계수가 0.958로 매우 높은 반면, IRT 2D와는 -0.542라는 상관관계를 가진다. 여기서 IRT 2D와의 상관관계수가 음의 값을 가진다는 점보다는 상관관계수의 절대값이 제17대 국회에 비해 크게 줄어들었다는 점에 주목할 필요가 있다. 이것은 제18대 국회의 경우 2개 차원으로도 충분히 최적점이 추정되지 않기 때문에 추가적 차원을 설정할 필요가 있음을 보여주는 것이다. 이렇게 볼 때 특히 제18대 국회의 경우 W-NOMINATE 1D는 여야 대립 차원이 많이 반영되었으며, 이념적 특성이 얼마나 이 차원에 반영되고 있는지 가늠하기도 어려운 것으로 보인다.

제19대 국회의 경우는 이전 두 국회와 구별된다. W-NOMINATE 1D는 IRT 1D

〈표 1〉 W-NOMINATE 1차원 점수와 IRT 위계 모형 차원 점수와의 상관관계

		IRT 1D(여야 대립 차원)	IRT 2D(이념 차원/미지의 차원)
W-NOMINATE 1D	17대	0.934	0.856
	18대	0.958	-0.542
	19대	0.810	0.943

와의 상관관계(=0.810)보다는 IRT 2D와의 상관관계(=0.943)가 더 높게 나타났다. 이렇게 볼 때 제19대 국회의 경우 W-NOMINATE 1D에 여야 대립 차원보다는 이념 차원이 더 많이 반영되었다고 볼 수 있다. 따라서 제17대부터 제19대 국회 가운데 제19대 국회가 W-NOMINATE 1D를 이념변수로 사용하기에 가장 타당한 국회라고 볼 수 있다.

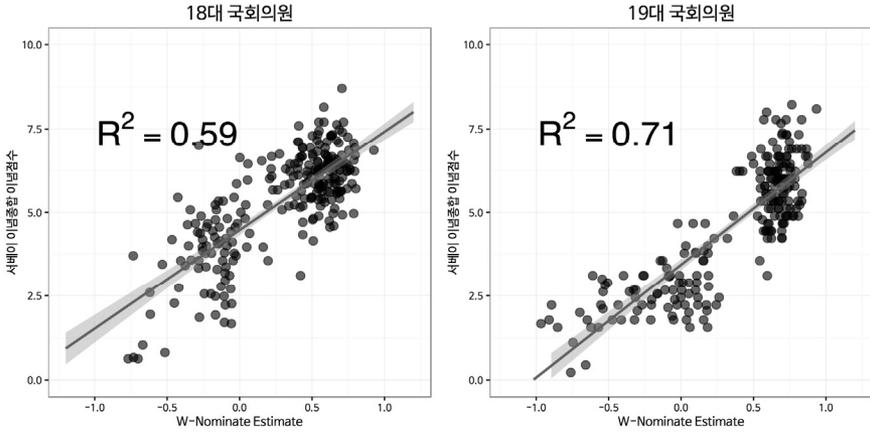
IV. 서베이 측정 이념지수를 통한 교차검증(cross-validation)

다시 W-NOMINATE 추정치로 돌아가 보자. 앞 절에서 위계 IRT 모형을 통해 추정된 최적점이 존재하는 잠재 차원을 소수 이념정당의 위치를 단서로 하여 규명하였다. 즉 IRT 1D를 이념 차원이 아닌 여야 대립 차원으로 규명하였다. 그리고 IRT 1D값 및 IRT 2D값과의 상관관계 분석을 통해 한국 W-NOMINATE 1D값은 이념 차원뿐만 아니라 여야 차원이 많이 반영된 값이라고 추론해볼 수 있었다.

그러나 여전히 문제로 남는 것은 공간 모형을 통해 이념이라고 간주하는 차원이 의원들의 실제 이념과 얼마나 잘 일치하는지는 공간 모형 접근법만으로는 알기 어렵다는 점이다. 따라서 전혀 다른 방식으로 측정된 이념 추정치를 가지고 이념으로서의 W-NOMINATE 1D값을 검증할 필요가 있다. 다행히 한국의 경우 제16대부터 제20대 국회까지 의원들의 이념에 대한 서베이가 진행되어 왔고, 여기서 측정된 이념지수를 통해 W-NOMINATE 1D와 교차검증(cross-validation)을 수행해 볼 수 있다. 물론 서베이를 통해 측정된 이념지수는 실제 이념을 100% 반영한다고 보기 어렵고 그 자체로 여러 문제들을 가지고 있다. 그러나 서베이 이념지수도 의원들의 실제이념과 관련된 많은 정보를 내포하고 있다고 본다면 교차검증에 충분히 활용될 수 있다. 이 분석을 위해 유의미한 잠재 차원 수에서 가장 확연하게 구별됐던 제18대와 제19대 국회를 대상으로 당선자의 서베이 이념지수와 W-NOMINATE 1D값 간 상관관계를 확인해 보았다.

〈그림 7〉은 제18·19대 국회 개회 이전 시행되었던 서베이에서 측정된 이념지수(대북-외교안보, 경제, 그리고 사회의 세 개 차원의 평균값)와 W-NOMINATE

〈그림 7〉 제18대 국회: 서베이 측정 이념과 W-NOMINATE 점수 비교



주: 제18·19대 국회의원 이념조사 서베이 차원별 점수와 W-NOMINATE 1차원 점수 간 상관관계: 가운데 사선으로 나타난 부분은 부트스트래핑을 통해 구한 회귀선 및 95% 신뢰구간을 의미함

1D값 간 상관관계에 대한 교차검증 결과를 보여준다. 특히 제19대 국회의 경우 오른 편에 새누리당 소속 의원들이 하나의 집단(cluster)을 이루고, 왼쪽에 민주통합당과 통합진보당 소속 의원들이 또 다른 집단을 이루고 있음을 알 수 있다. 유의미한 차원 수가 2개이고 여야 대립 차원인 IRT 1D보다는 이념 차원인 IRT 2D와 더 높은 상관관계를 보였던 제19대 국회는 W-NOMINATE 1D값이 예상대로 서베이를 통해 직접 측정된 이념지수와 비교적 높은 상관관계(=0.71)를 보였다. 반면 유의미한 잠재 차원 수가 3개이며, IRT 1D와만 높은 상관관계를 보였던 제18대 국회의 경우 상대적으로 낮은 상관관계(=0.59)를 보였다. 결론적으로 W-NOMINATE가 여야 간 대립보다는 이념을 더 잘 반영하고 있는 국회는 제19대 국회임을 알 수 있다.

V. 결론

한국 국회에서 일어나는 의원들의 행위와 그 결과에 대한 관심은 의원들의 이념에 대한 관심으로 이어졌다. 의원 이념에 대한 관심과 수치화된 이념지수에 대한 수요는 제16대 국회부터 제20대 국회까지 의원들의 이념적 위치를 서베이 방식으로 측정하는 작업을 통해 충족되어 왔다. 반면 서구 의회 분석에서는 매우 보편화되어 있는 본회의 표결 결과 및 공간모형을 활용하여 의원들의 최적점을 추정하는 방식은 한국에서는 아직까지 극히 제한적으로 사용되어 왔다(이내영·이호준 2015; 장덕진 외 2010; Hix & Jun 2009). 그러나 W-NOMINATE의 경우 쉬운 측정 알고리즘을 가졌기 때문에 개별 연구자들도 수월하게 최적점을 구할 수 있다는 점에서 장차 활용 가능성이 매우 높아질 것으로 예측된다. 이 방식을 통해 추정된 개별 의원의 정책공간상 최적점은 여러 해외 연구에서 나타나듯 이념 지수로 간주되어 여러 경험적 분석에 활용될 가능성이 높다.

그러나 W-NOMINATE 방식을 통해 하나의 차원으로 환원된 최적점 값을 과연 이념이라고 간주할 수 있는 지에 대해서는 논란의 여지가 있다. 본 논문은 공간모형에 기초한 최적점 추정 방식을 한국에 적용할 때에는 훨씬 조심스런 접근이 요구된다는 것을 제17대부터 제19대 국회의원 분석을 통해 살펴보았다. 한국 국회는 본회의 가결 편향성이 높고, 정당 기울기가 매우 강하며, 주로 경제에 기반한 이념이 기본 차원이 되는 서구와는 다르게 외교안보 및 대북 관계가 중요하게 작동한다. 그 결과 다차원성(multi-dimensionality) 문제로부터 자유롭지 못하다는 점이 명백해졌다.

정당의 중요성을 고려한 다차원 위계 IRT 모형을 사용했을 때 분명해진 것은 최적점 추정에서 단순한 이념 차원과는 독립적인 ‘여야 대립 차원(government-opposition dimension)’이 존재하며, 그 차원이 ‘이념 차원’보다 뚜렷하게 나타난다는 점이었다. 그리고 개별 국회의 특성에 따라 부차적인 잠재 차원들이 존재해 왔다. 특히 제18대 국회의 경우에는 의미 있는 여러 차원이 존재하는 것으로 나타났다. 이런 이유에서 하나의 차원으로 환원된 W-NOMINATE 추정값을 이념으로 간주하기는 어려웠다. 반면 제17대와 제19대 국회의 경우는 상대적으로 잠재 차원 규명이 수월하였다. 특히 제19대 국회의 경우 유의미한 잠재 차원이 2개에 그

치고, W-NOMINATE를 통해 추정된 최적점이 위계 IRT 모형을 통해 추정된 값과 높은 상관관계를 가질 뿐만 아니라 서베이를 통해 측정된 이념지수와도 상당히 높은 상관관계를 가진다는 점에서 W-NOMINATE 1D값을 이념변수로 사용하는 것에 대한 타당성을 인정받을 수 있었다. 이 연구는 하나의 차원으로 환원된 W-NOMINATE 추정치를 이념변수로 사용하기 위해서는 보다 엄밀한 검증이 수반되어야 한다는 점을 보여주었다고 할 수 있다.

그러나 여러 장점에도 불구하고 본회의 표결 데이터와 공간모형에 기반한 최적점 추정 방식은 여전히 다차원성(multi-dimensionality)에서 발생하는 잠재 차원을 규명하는 것에 한계를 가진다고 보인다. 특히 제18대 국회에서 나타났듯이 세 개 이상의 여러 차원이 존재할 때 각 차원이 도대체 무엇을 의미하는지 규명하기는 매우 어렵다. 결국 이 문제는 구체적 법안에 대한 심도 깊은 질적 연구가 동반되어야 함을 의미한다.

〈부록〉

1. W-NOMINATE 측정 방식

측정 방식에 대한 다음의 설명은 암스트롱과 그 동료들(Armstrong et al, 2014)의 설명을 중심으로 정리한 것이다. n 명의 의원, q 개의 본회의 표결 법안, s 의 잠재 차원이 존재한다고 설정하고, 각각의 변수는 $i=1, \dots, n$, $j=1, \dots, q$, $k=1, \dots, s$ 로 지표화된다. 의원들의 표결행위에 대한 효용함수는 크게 결정론적 요소(u_{ij})와 확률론적 요소(ε_{ij})로 구분될 수 있다. 의원 i 가 j 법안에 대해 찬성 표결(y)을 했을 경우의 효용은 다음과 같이 표현할 수 있다(Poole and Rosenthal 1985; 1997; Armstrong et al, 2014).

$$U_{ijy} = u_{ijy} + \varepsilon_{ijy} \quad (1)$$

위의 아래첨자에서 n 이 본회의 표결에서 반대표를 던지는 것을 의미할 때, 만약 $U_{ijy} > U_{ijn}$ 일 경우 찬성표를 던지게 될 것이다. 이것을 다시 정리해보면,

$$u_{ijy} - u_{ijn} > \varepsilon_{ijn} - \varepsilon_{ijy} \quad (2)$$

결국 결정론적인 부분에서의 차이가 확률론적인 부분에서의 차이보다 더 클 때 (작을 때) 각 의원은 찬성(반대) 표결을 하게 된다. 이때 오차항(ε_{ijn} 과 ε_{ijy})은 우리가 직접 관찰할 수 없기 때문에 후술하듯이 오류의 분포에 대한 가정을 필요로 한다.

$$\begin{aligned} P(\text{의원 } i \text{가 찬성 표결}) &= P(U_{ijy} - U_{ijn} > 0) \\ &= P(u_{ijy} - u_{ijn} > \varepsilon_{ijn} - \varepsilon_{ijy}) \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned}
 P(\text{의원 } i \text{가 반대 표결}) &= P(U_{ijy} - U_{ijn} < 0) \\
 &= P(u_{ijy} - u_{ijn} < \varepsilon_{ijn} - \varepsilon_{ijy})
 \end{aligned}$$

의원 표결에 있어 k 개의 잠재 차원이 존재한다고 설정한 경우, 각 차원에서의 위치가 X_{ik} 인 i 의원이 공간상 O_{jk} 에 위치한 j 법안에 대해 찬성 표결을 했을 때 이 둘 간의 거리(제곱)는

$$d_{ijk}^2 = (X_{ik} - O_{jk})^2 \tag{4}$$

로 표현될 수 있다. NOMINATE 측정방식에서 효용함수의 결정론적 부분은 정규분포를 따른다고 보고 있다. 이 경우 각 차원에서 의원 개인의 최적점과 가까울수록 효용이 커지지만, 최적점에서 멀어질수록 효용이 0에 가까워진다. 즉 최적점과 가까운 곳에서는 적은 차이에도 효용이 크게 차이가 나지만, 최적점과 멀리 떨어진 곳일수록 효용의 차이는 매우 적어진다.

효용에 있어 결정론적 부분에 정규분포를 적용하게 되면 j 법안에 대해 찬성 표결했을 때 위의 이념과의 거리(d_{ijk}^2) 및 각 차원에서의 가중치($w_k > 0$)를 고려한 효용함수는 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$U_{ijy} = \beta \cdot \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^s w_k^2 d_{ijk}^2\right) + \varepsilon_{ijy} \tag{5}$$

그리고 식(5)를 사용하여 의원 i 가 j 법안에 대해 찬성 표결을 할 확률은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 P_{ijy} &= P(U_{ijy} > U_{ijn}) \\
 &= P(u_{ijy} - u_{ijn} > \varepsilon_{ijn} - \varepsilon_{ijy}) \\
 &= \Phi(u_{ijy} - u_{ijn}) \\
 &= \Phi\left[\beta \left(\exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^s w_k^2 d_{ijk}^2\right) - \exp\left(-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^s w_k^2 d_{ijn}^2\right)\right)\right]
 \end{aligned} \tag{6}$$

본 논문에서 사용하게 될 W-NOMINATE는 위의 확률론적 부분이 로지스틱 분포를 하고 있다 가정하고 이로부터 표본을 추출하게 된다.¹²⁾

본회의 기명투표 데이터는 각 법안에 대한 찬성(=1), 반대(=0)의 이진변수로 구성된 $n \times q$ 의 행렬 Y 로 주어진다. 오류항이 평균 0, 분산 σ^2 을 가지는 정규분포를 따른다고 가정하고, NOMINATE를 얻기 위한 우도함수는, z 가 본회의 표결에서 찬성인지 반대인지를 보여주는 지표라고 할 때, 다음과 같이 표현할 수 있다.¹³⁾

$$\mathcal{L}(\mathbf{Y}|u_{ijy} - u_{ijn}) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^q \prod_{z=1}^2 P_{ijz}^{C_{ijz}} \tag{7}$$

여기서 P_{ijz} 는 의원 i 가 j 법안에 대해 z 표결을 선택할 확률을 뜻하며, C_{ijz} 는 실제 그가 z 표결을 선택했을 경우 1의 값을, 그렇지 않다면 0의 값을 각각 가지게 된다. 이 수식에 우도함수(likelihood)의 극대화를 용이하게 하기 위해 로그를 취하면 다음과 같다.

$$\log\mathcal{L}(\mathbf{Y}|u_{ijy} - u_{ijn}) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^q \sum_{z=1}^2 C_{ijz} \ln P_{ijz} \tag{8}$$

NOMINATE 방식은 위의 로그-우도의 극대값을 교차측정 방식을 통해 구한다. 이 알고리즘은 처음에는 의원들의 최적점에 대한 초기값으로 각 의원들 간 합의점 수행렬(agreement score matrix)과 나머지 측정 모수인 β 와 w 에 잠정값을 준다. 초기값이 주어지면 삼단계 반복 측정 알고리즘(three-step iterative algorithm)을

12) 실질적으로는 확률론적 부분 역시 정규분포에서 추출할 경우 더욱 타당성을 지닌다고 볼 수 있으나 이 방식이 실제로 고안된 1980년대에는 계산상 편의를 위해 로지스틱 분포를 사용하였다. 그럼에도 불구하고 균등분포를 적용한 헤크먼과 스나이더(Heckman & Snyder 1997)의 측정법에 비해 강점을 가질 수 있었던 것은 로지스틱 분포가 대칭적이며 단봉이라는 점, 또한 오류항(ϵ)이 독립적이고 동일하게 분포(iid)하였다고 가정한다는 점이다(Poole 2005).

13) 여기서 표결에서의 찬반에 대한 지표 z 는 1 또는 2의 값을 가진다.

사용하여 다음과 같이 측정한다(Armstrong et al, 2014, 192).

- [1] X, β, w 를 고정하고 위의 로그우도함수를 극대화하는 본회의 표결 관련 모수인 O 를 찾는다.
- [2] X 및 [1]단계에서 찾은 O 를 고정하고 위의 로그우도함수를 극대화하는 β 와 w 를 찾는다.
- [3] [1]단계에서 찾은 O 와 [2]단계에서 찾은 β, w 를 고정하고 위의 로그우도함수를 극대화하는 X 를 찾는다.
- [4] [1]~[3]단계를 각 값들이 수렴할 때까지 반복한다.

2. 베이지안 IRT 모형

IRT 모형에서 법안 j 에 대한 의원 i 의 이념을 x_{ij} 라고 설정하면, 효용함수는 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$U_{ijy} = u_{ijy} + \varepsilon_{ijy} = \sum_{i=1}^s -(x_{ij} - O_{jky})^2 + \varepsilon_{ijy} \quad (9)$$

위의 효용함수에 근거하여 의원 i 가 법안 j 에 대해 찬성 표결을 하게 될 확률은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} P_{ijy} &= P(U_{ijy} > U_{ijn}) \\ &= P(\|x_i - O_{jn}\|^2 - \|x_i - O_{jy}\|^2 > \varepsilon_{ijn} - \varepsilon_{ijy}) \\ &= P(2(O_{jy} - O_{jn})^T x_i + (O_{jn}^T O_{jn} - O_{jy}^T O_{jy}) > \varepsilon_{ijn} - \varepsilon_{ijy}) \\ &= \Phi(\beta_j^T x_i - \alpha_j) \end{aligned} \quad (10)$$

각 법안 j 에 대해 난이도 모수(difficulty parameter)는 $\alpha_j = O_{jy}^T O_{jy} - O_{jn}^T O_{jn} = (O_{jy} - O_{jn})^T (O_{jy} + O_{jn})$ 로, 차별 모수(discrimination parameter)는 $\beta_j = 2(O_{jy} - O_{jn})$

j)로 설정할 수 있다. 이때 j 범안에 대한 중간점(midpoint)은 위의 두 모수 간 비율 α_j/β_j 로 표현될 수 있고, 만약 의원 i 의 이념이 그 중간 지점에 위치할 경우 표결에 찬성할 확률 P_{ij} 와 반대할 확률 P_{jn} 은 같아지게 된다(Armstrong et al. 2014). 위의 확률에 대한 우도함수(또는 표집모형)는 다음과 같이 구성된다.

$$\mathcal{L}(\mathbf{Y}|\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\alpha}, \mathbf{X}) = \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^q (P_{ij})^{y_{ij}} (1 - P_{ij})^{1-y_{ij}} \quad (11)$$

의원 i 의 범안 j 에 대한 표결 결과로써 관찰되는 데이터 Y 는 찬성(=1), 반대(=0)으로 표현되는 y_{ij} 로 구성되는 $n \times q$ 행렬이다. 차별 모수는 다차원이 가능하다고 보면, $\boldsymbol{\beta}$ 는 β_{jk} 로 구성된 $q \times s$ 행렬이고, $\boldsymbol{\alpha}$ 는 q 개의 α_j 로 구성된 벡터이며, 의원들의 이념 x_{ik} 로 구성된 X 는 $n \times s$ 행렬이다(Clinton et al. 2004). 베이저안 접근에 따라 우리가 알고자 하는 모수들의 사후분포(posterior distributions)는 다음과 같이 구할 수 있다.

$$p(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\alpha}, \mathbf{X}|\mathbf{Y}) \propto p(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\alpha}, \mathbf{X}) \times \mathcal{L}(\mathbf{Y}|\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\alpha}, \mathbf{X}) \quad (12)$$

즉, 모수들의 사후분포는 사전분포와 우도함수의 곱에 비례한다. 이때 각 모수에 대한 사전분포 $p(\boldsymbol{\beta}, \boldsymbol{\alpha}, X)$ 는 일반적으로 무정보 사전분포(uninformative priors 또는 vague priors)를 사용한다. 그러나 양질의 선행연구 등을 통해 최적점 측정치에 대한 신뢰할 만한 정보가 존재하여 정보를 많이 담은 사전분포(informative priors)를 사용할 수 있다면, 더욱 신뢰할 수 있는 사후분포를 얻을 수 있다.

IRT 모형에 기반하여 의원들의 최적점에 대한 사후분포를 얻기 위해 오픈 소스인 R을 사용할 경우 여러 통계 패키지를 활용할 수 있다. 예를 들면, pscl이나 MCMCpack과 같은 패키지를 사용할 수 있다.¹⁴⁾ 그러나 이러한 패키지들을 사용할 경우 실행할 수 있는 모형화가 제한적이기 때문에 좀 더 자유로운 베이저안

14) pscl은 잭맨(pscl 2015)이 제공하는 정치학 관련 R 패키지이다. MCMCpack은 마틴과 동료들(Martin et al. 2011)이 개발한 R 패키지로, 이 저자들 가운데 서울대 박종희 교수가 패키지 유지 및 관리를 맡고 있다.

모형화를 원하는 연구자는 JAGS나 Stan과 같은 C++ 기반의 프로그램을 직접 사용하여 사후분포를 얻을 수 있다.¹⁵⁾ 특히 이념 차원을 2차원 이상으로 확대하거나, 여러 공변인들(*covariates*)을 포함시킨 복잡한 모형, 또는 시간 요인을 고려한 동적 모형 등을 실행하고자 한다면 JAGS나 Stan과 같은 샘플러를 직접 활용하는 것이 더 나은 접근법이라고 할 수 있다.

15) JAGS(*Just Another Gibbs Sampler*)는 마틴 플러머(Martyn Plumber)에 의해 독자적으로 관리되고 있으며, mcmc-jags.sourceforge.net에 접속하여 다운로드 후 무료로 활용할 수 있다. R 사용자의 경우 `rjags`나 `R2jags` 등을 사용할 수 있다. Stan은 HMC(*Hamiltonian Markov Chain*)에 기반한 일종의 통계언어로서 Stan 개발팀에 의해 유지·개선되고 있다 (Carpenter et al. 2016). mc-stan.org에 접속하여 다운로드 후 무료로 사용할 수 있으며, `rstan`과 같은 인터페이스를 활용할 수 있다.

참·고·문·헌

- 강원택. 2012. “제19대 국회의원의 이념 성향과 정책 태도.” 『의정연구』 36. 5-38.
- 구본상. 2016. “서베이 기반 정치 엘리트 이념 측정방식에 대한 비판적 고찰: 국회의원 이념지수 측정 사례.” 『한국정치학회보』 50-4. 127-150.
- 이내영·문우진·신재혁. 2013. “한국 국회의원 데이터베이스.” 고려대학교 아세아문제연구소. 2013년 3월.
- 이내영·이호준. 2015. “한국 국회에서의 정당 양극화: 제16~18대 국회 본회의 기명투표에 대한 경험적 분석.” 『의정논총』 10-2. 25-54.
- 장덕진·김란우·박기웅. 2010. “17대 국회 법안표결의 정치경제학: 146개 쟁점법안에 대한 NOMINATE 분석을 중심으로.” 『한국사회학회 사회학대회 논문집』. 855-869.
- 참여연대. 2015. 대한민국 국회 본회의 표결 데이터(제18대, 제19대). 2015년 10월.
- Ames, Barry. 2002. *The Deadlock of Democracy in Brazil*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Armstrong, David II, Ryan Bakker, Royce Carroll, Christopher Hare, Keith Poole, Howard Rosenthal. 2014. *Analyzing Spatial Models of Choice and Judgment with R*. Boca Raton: Chapman&Hall/CRC.
- Cantú, Francisco, Scott Desposato, and Eric Magar. 2013. “Methodological Considerations for Students of Mexican Legislative Politics: Selection Bias in Roll-Call Votes.” UCSD and ITAM.
- Carpenter, Bob, Andrew Gelman, Matt Hoffman, Daniel Lee, Michael Betancourt, Michael A. Brubaker, Jiqiang Guo, Peter Li, and Allen Riddell. 2016. “Stan: A Probabilistic Programming Language.” *Journal of Statistical Software* (in press).
- Carroll, Royce, Jeffrey Lewis, James Lo, Keith Poole, and Howard Rosenthal. 2013. “The Structure of Utility in Spatial Models of Voting.” *American Journal of Political Science* 57-4: 1008-1028.
- Cox, Gary, and Mathew McCubbins. 2005. *Setting the Agenda: Responsible Party Government in the U.S. House of Representatives*. New York: Cambridge

- University Press.
- Evans, Gary. 2014. "Analyzing Spatial Models of Choice and Judgment with R," *Journal of Statistical Software* 58, Book Review 1: 1-5.
- Heckman, James, and James Snyder. 1997. "Linear Probability Models of the Demand for Attributes with an Empirical Application to Estimating the Preferences of Legislators." *RAND Journal of Economics* 28: S142-189.
- Hix, Simon, Abdul Noury, Gerard Roland. 2014. "Is There a Selection Bias in Roll Call Votes in the European Parliament?" Unpublished Manuscript.
- Hix, Simon, and Hae-Won Jun. 2009. "Party Behaviour in the Parliamentary Arena: The Case of the Korean National Assembly." *Party Politics* 15-6: 667-694.
- Hug, Simon. 2012. "The European Parliament after Lisbon (and before)." Paper prepared for presentation at the Annual Meeting of the International Conference on "Beyond Lisbon Treaty: Re-examining EU Institutions and Governance"(Institute of European and American Studies (IEAS), Academia Sinica, Taipei, Taiwan, September 7-8, 2012.
- Jackman, Simon. 2010. "Fitting Party Pressure Model." Unpublished Manuscript, Stanford University.
- _____. pscl: Classes and Methods for R Developed in the Political Science Computational Laboratory, Stanford University. R package version 1.4.9 ed. Stanford, California: Department of Political Science, Stanford University.
- Joshua, Simon Jackman, and Douglas Rivers. 2004. "The Statistical Analysis of Roll Call Data." *American Political Science Review* 98-2: 355-370.
- Lauderdale, Benjamin. 2010. "Unpredictable Voters in Ideal Point Estimation." *Political Analysis* 18-2: 151-171.
- Martin, Andrew, Kevin Quinn, and Jong Hee Park. 2011. "MCMCpack: Markov Chain Monte Carlo in R." *Journal of Statistical Software* 42-9: 1-22.
- Poole, Keith, and Howard Rosenthal. 1985. "A Spatial Model for Legislative Roll Call Analysis." *American Journal of Political Science* 29-2: 357-384.
- _____. 1997. *Congress: A Political-Economic History of Roll Call Voting*. New York: Oxford University Press.
- _____. 2007. *Ideology and Congress*. New Brunswick: Transaction Publishers.

- Poole, Keith. 2005. *Spatial Models of Parliamentary Voting*. New York: Cambridge University Press.
- Poole, Keith, Jeffrey Lewis, James Lo, and Royce Carroll. 2011. "Scaling Roll Call Votes with wnominate in R." *Journal of Statistical Software* 42-14: 1-21.
- Rivers, Douglas. 2003. "Identification of Multidimensional Item Response Models." Unpublished Manuscript, Stanford University.
- Zucco, Caesar, and Benjamin Lauderdale. 2011. "Distinguishing between Influences on Brazilian Legislative Behavior." *Legislative Studies Quarterly* 36-3: 363-396.

투고일: 2016년 9월 13일, 심사일: 2016년 10월 24일, 게재확정일: 2016년 10월 24일

ABSTRACT

An Analysis of Korean Legislators' Multidimensional Policy Space

Testing the Validity of W-NOMINATE Estimates as Ideology

Bon Sang Koo | Inha University

Jun Young Choi | Inha University

Junseok Kim | Dongguk University, Seoul

We aim to test the validity of the first dimension W-NOMINATE estimates as ideology in the Korean National Assembly (KNA). For this purpose, we analyze the roll call data from the 17th to the 19th KNA. A multidimensional policy space can be effectively reduced onto a unidimensional space in the U.S. Congress, and thus ideal points on the simple continuum can be used as ideology. In contrast, due to multidimensionality Korean legislators' ideal points are not properly reduced to a unidimensional space. Thus, we address the need for specifying each dimension. By employing hierarchical multidimensional IRT models considering the significance of political parties and ideal points of members who belong to minor, but strongly ideological parties as clues, we show that the government-opposition dimension is a primary dimension to Korean legislators. We also confirm the validity of first dimension W-NOMINATE estimates as ideology only in the 19th KNA by showing that (1) it has only two significant latent dimensions, which is distinguished from the 17th and the 18th KNA, and (2) W-NOMINATE estimates are highly associated with survey-based estimates as well as ideal point estimates by hierarchical multidimensional IRT models.

KeyWords | ideal point estimation, ideology, multidimensionality, W-NOMINATE, government-opposition dimension