한국압력기기공학회 논문집
제20권 제2호 2024년 12월 pp. 97-106

ISSN 1738-8333
http://dx.doi.org/10.20466/KPVP.2024.20.2.097

혼합효과 모델을 이용한 원자로 압력용기 조사취화 경향곡선의 실용적 조정

이경근† · 이봉상* · 김민철* · 권준현* · 김종민*

Practical Adjustment of Embrittlement Trend Curves for Reactor Pressure Vessels Using a Mixed-Effect Model

Gyeong-Geun Lee†, Bong-Sang Lee*, Min-Chul Kim*, Junhyun Kwon*, and Jong-Min Kim*

(Received 21 November 2024, Revised 9 December 2024, Accepted 9 December 2024)

ABSTRACT

This study proposes a practical adjustment equation for the Embrittlement Trend Curve (ETC) to effectively apply it to reactor pressure vessel (RPV) materials in individual nuclear power plants. Traditional ETC adjustment methods have limitations due to constraints in number of group-specific measurements and a lack of statistical foundations. To address these issues, KAERI applied a Markov Chain Monte Carlo (MCMC)-based mixed-effect model to the latest ETC model, ASTM E900-15. This approach quantitatively calculates the mean, standard deviation, and prediction intervals of the adjustment intercept by considering the grouping characteristics of surveillance data and uncertainties in unirradiated specimens. Although the KAERI model provides quantitative distributions of parameters and intercepts, it has challenges in practical applications due to computational complexity and low portability. In this study, a simplified equation was developed using the statistical calculations of the mixed-effect model, which retains the primary outcomes of the KAERI model while enhancing portability. This equation supports effective adjustments to the ASTM E900-15 ETC for nuclear power plants with diverse material properties and operational conditions. It enables reliable evaluations of RPV integrity using plant-specific surveillance data. The findings of this study are expected to improve the precision and practicality of ETCs.

Key Words : Reactor pressure vessel(RPV, 압력용기), Embrittlement trend curve(ETC, 조사취화 경향곡선), Surveillance test(감시시험), Mixed-effect model(혼합효과 모델), ETC adjustment(ETC 조정)

1. 서 론

경수로 압력용기는 원자로 내부의 핵연료와 냉각재를 보호하며, 방사선 차폐, 고온·고압 상태에서의 안정성 유지, 사고 시 방사성 물질의 방출 방지와 같은 중요한 역할을 수행한다. 원자력 발전소(Nuclear Power Plant, NPP)가 가동을 시작하면 압력용기의 교체는 사실상 불가능하므로, 압력용기는 NPP의 수명을 결정하는 핵심 부품이다[1].

압력용기 재료는 가동 중 중성자 조사로 인해 취성이 증가한다. 이를 관리하기 위해 주기적으로 감시시험(Surveillance Test)을 수행하여 압력용기 재료의 조사취화를 평가한다. 취성 평가 방법으로 널리 사용되는 것이 샤르피(Charpy) 충격에너지 변화량 측정이며, 충격에너지 41J에서의 천이온도 변화(Transition Temperature Shift, TTS)가 취성 평가의 표준으로 활용되고 있다.

압력용기 재료의 취화 거동은 제품 형태(plate, forging, weld), 화학 조성, 온도, 조사량에 따라 매우 달라진다. 이러한 취성 거동을 예측하기 위해 NPP 가동 초창기에는

† 책임저자, 회원, 한국원자력연구원 재료안전기술연구부
E-mail : gglee@kaeri.re.kr
TEL : (042)868-4688 FAX : (042)868-8549
* 한국원자력연구원 재료안전기술연구부

주로 연구로 시험 자료를 기반으로 취화 경향 곡선(Embrittlement Trend Curve, ETC)을 개발하였다[2]. 이후 가동되는 NPP가 증가하고 감시시험 결과가 축적되면서 더욱 정교한 ETC가 개발되었다. 미국은 규제용 ETC 모델로 Regulatory Guide 1.99 Revision 2(RG1.99R2)를 사용하며[3], 프랑스[4]와 일본[5] 등 원자력 선진국은 자체 개발한 ETC 모델을 적용하고 있다. 한국은 미국과 마찬가지로 RG1.99R2를 현재 ETC로 사용하고 있으며 이를 보완하기 위한 연구를 수행하였다[6,7]. 더욱 정교한 예측을 위해 조사취화 메커니즘(mechanism)을 고려한 기구 기반 모델도 개발되었다[8,9]. 최근에는 전 세계에서 축적된 경수로 감시시험 자료를 분석하여 경험적 관계를 기반으로 한 ASTM E900-15 ETC가 개발되었으며[10], 그 적용 범위가 점차 넓어지고 있다. 최근에는 기계학습을 이용한 첨단 모델도 개발되어 그 적용성 여부를 확인하고 있다[11-13].

현재까지 개발된 ETC 모델은 특정 NPP에 의존하지 않는 일반적 경향을 나타내는 generic ETC이다. 이를 개별 NPP의 건전성 평가에 이용할 경우, 각 NPP에서 얻어진 1~6개의 감시시험 결과에 대해 다소 편향된 예측을 할 수 있다. 따라서 개별 NPP의 취성 경향을 더욱 정확하게 예측하기 위해 generic ETC를 적절히 조정(adjustment)하는 방법이 도입되어 규제에 활용되고 있다[3,4].

최근 KAERI에서는 ASTM E900-15를 generic ETC 모델로 활용하면서, 고급 통계 기법인 Markov Chain Monte Carlo(MCMC)를 이용하여 각 NPP 별로 편향(bias), 즉 절편(intercept)을 도입해 ETC를 조정할 수 있는 방법을 개발하였다[14]. 이 모델은 단일 감시시험 결과로도 유효한 절편을 추산할 수 있으며, 이에 따른 ETC 예측 구간(prediction intervals)을 정량화할 수 있는 장점이 있다. 그러나 KAERI MCMC 모델은 무작위 샘플링을 통해 매개변수(parameter)의 분포를 계산하기 때문에 모델 크기가 수백 MB에 이를 정도로 매우 크다. 따라서 일반적인 수식 모델보다 명확성과 이식성이 상대적으로 부족하여 실제 규제에 적용하는 데 어려움이 존재한다.

본 연구에서는 KAERI MCMC 모델을 통해 계산된 절편, 절편 분포의 표준편차, 예측 구간을 분석하고 이를 간소화된 수식으로 재구성하였다. 제안된 수식은 기존 ETC 조정 방법에 비해 통계적 근거를 기반으로 하여 범용성이 높다. 이를 통해 원전의 건전성 평가와 규제에 활용할 수 있는 실질적이고 신뢰성 있는 기초를 제공하는 것을 목표로 하였다.

2. 분석 방법

2.1 데이터세트

본 연구에서 사용된 감시시험 측정값 데이터세트는 통칭 Baseline22로, ASTM E10.02 위원회에서 제공한 ETC 평가 소프트웨어인 Plotter-22에서 제공되었다[10]. 감시시험 조사취화의 일반적인 경향을 나타내는 ASTM E900-15 ETC는 2015년에 공개되었으며, 이를 개발하기 위해 전 세계 가압수형 원자로와 비등수형 원자로에서 수행된 감시시험 자료를 기반으로 Baseline15 데이터세트가 구축되었다. 이후, 2022년까지 추가 및 수정된 감시시험 결과를 포함하여 Baseline22 데이터세트가 구성되었으며, 총 2,044개의 자료를 포함하고 있다.

Baseline22 데이터세트에는 조사시편에 대한 다양한 정보가 정리되어 있으나, 본 연구의 핵심인 비조사 샤르피(Charpy) 천이온도(T_{41J})에 대한 정보는 누락된 경우가 많다. 그러나 NPP 별 제품 형태, 화학 조성 정보, 그리고 시편의 방향을 고려하면 같은 비조사 샤르피 천이온도를 가지는 자료끼리 그룹화할 수 있다. 예를 들어, 국내 고리 1호기 감시시험에서는 forging과 weld 두 가지 제품 형태가 사용되었으며, forging의 경우 시편의 노치 방향이 LT와 TL 두 가지로 구분된다. 따라서 KO1-F1-LT, KO1-F1-TL, KO1-W1-TL이라는 세 가지 그룹으로 분류할 수 있다. 여기서 F1과 W1의 숫자는 각 NPP에 사용된 재료 번호를 의미하며, 대부분 NPP에서는 한 가지 재료가 사용되지만, 일부 경우 조성이 다른 두 종류의 재료가 포함될 수 있다.

일반적으로 ETC는 노치 방향을 고려하지 않는다[15]. 이는 중성자 조사에 의한 조사취화가 시편의 방향성에 큰 영향을 미치지 않기 때문이다. 그러나 본 연구에서는 그룹화를 비조사 시편의 천이온도를 기준으로 수행하였다. 따라서 시편 노치 방향이 LT와 TL로 다른 시편은 비조사 샤르피 천이온도가 다를 수 있어 별도의 그룹으로 분류되었다. 실제 규제 기관에서는 시편의 방향성까지 고려해 압력용기의 건전성을 평가한다.

Baseline22 데이터세트에는 일반 NPP의 감시시험 결과뿐 아니라, 표준 참조 재료(Standard Reference Material, SRM)의 감시시험 결과도 포함되어 있다. 표준 참조 재료

Table 1 Overview of the dataset used in this study

Variable	Unit	Min	Mean	Max
TTS	°C	–28.9	42.0	253.0
Cu	wt%	0.01	0.11	0.41
Ni	wt%	0.04	0.62	1.70
Mn	wt%	0.58	1.33	1.98
P	wt%	0.0015	0.0108	0.0240
Temperature	°C	255	285	304
Fluence	10^{19} n/cm^2	0.001	1.99	21.4
Product form		Plate (SRM), forging, weld		

Total datapoints: 2042
No. of groups: 664

는 동일한 재료를 다양한 NPP에서 조사시험한 자료로, 일반적인 감시시험 자료가 5~6개의 측정값을 포함하는 데 비해, 다양한 조사량과 조사온도에서 수행된 수십 개 이상의 데이터를 포함한다. 이 자료도 동일한 비조사 샤르피 천이온도를 기준으로 그룹화하여 사용하였다.

추가적으로 Baseline22 데이터세트를 타 문헌과 비교해 중복되거나 시편 방향이 잘못 표기된 자료를 일부 수정하였다[13]. 최종적으로 본 연구에서 사용한 데이터세트는 총 2042개의 데이터포인트와 664개의 그룹으로 구성되었다. Table 1은 그룹화된 데이터세트를 요약한 내용이다.

2.2 통계 모델링

ETC는 일반적으로 단일 오차만을 포함하는 통계 모델로 가정되며, 그룹화 정보가 없는 데이터세트를 기준으로 개발된다. 식 (1)은 ETC의 통계 모델을 나타낸다.

$$Y = f(X, \theta) + \varepsilon$$
$$\varepsilon \sim Normal(0, \sigma) \quad (1)$$

여기서 응답변수 Y는 측정된 TTS, $f(X, \theta)$는 입력 변수(X는 제품 형태, 조성 및 가동 조건 등)와 모델 매개변수(θ)를 기반으로 한 generic ETC 모델, ε은 평균은 0이고 표준편차는 σ인 정규분포를 따르는 오차를 나타낸다.

그룹화된 데이터세트를 고려할 경우, 혼합효과 모델(mixed-effect model), 또는 다층 모델(multilevel model)로 확장될 수 있는데, 이 때 Y는 고정 효과(fixed effect)와 그룹별로 달라지는 랜덤 효과(random effect)로 나뉠 수 있다. 이러한 혼합효과 모델은 그룹별 데이터 구조를 반영하여 더욱 정교한 분석이 가능해진다. 그룹별 절편을 고려한 혼합효과 모델의 경우 식 (2)로 표현된다.

$$Y_{ij} = f(X_{ij}, \theta) + b_i + \varepsilon_{ij}$$
$$b_i \sim Normal(b_0, \sigma_b)$$
$$\varepsilon_{ij} \sim Normal(0, \sigma_w)$$
$$i = 1, \ldots, m$$
$$j = 1, \ldots, n \quad (2)$$

여기서 b_i는 각 그룹의 절편을 의미하며, 그룹 간 평균 b_0와 그룹 간 표준편차 σ_b를 정규분포로 가진다. 모델의 오차 ε_{ij}는 그룹 내 표준편차 σ_w로 표현된다. i는 최대 m개의 그룹을 나타내는 첨자이며, j는 최대 n개의 그룹 내 데이터를 나타내는 첨자이다. 이 모델은 식 (1)의 오차 σ을 그룹 간 표준편차(σ_b)와 그룹 내 표준편차(σ_w)로 분해해 데이터를 더욱 세밀하게 분석할 수 있다.

혼합효과 모델의 매개변수와 각 그룹의 절편을 추정하기 위해 Markov Chain Monte Carlo(MCMC) 기법을 사용하였다[16]. MCMC는 무작위 샘플링을 통해 매개변수 분포를 근사하는 방법으로, 매개변수의 정량적 분포와 예측 구간을 정밀하게 추정할 수 있다. 또한, 사전 확률 분포를 적절히 선택함으로써 복잡한 다층 모델의 계산 및 수렴성을 향상시키는 장점이 있다.

본 연구에서는 혼합효과 모델에 MCMC 기법을 적용하기 위해 오픈소스 통계 소프트웨어인 R[17]과 brms 패키지[18]를 사용하였다. MCMC는 무작위 샘플링 특성상, 랜덤 함수의 시드(seed)와 컴퓨터 플랫폼에 따라 매개변수 추정 결과에 약간의 차이가 발생할 수 있다. 해당 기법과 관련한 더 자세한 내용은 참고문헌을 참조하기 바란다[14].

3. 결과 및 토의

3.1 ETC 모델 조정 방법 소개

다음은 현재까지 사용 또는 제안된 주요 ETC 조정 방법에 대하여 간략히 정리하였다.

3.1.1 RG1.99R2

RG1.99R2는 국내에서 감시시험 조사취화를 평가하기 위하여 사용되고 있는 ETC로, 식 (3)과 같이 매우 단순한 형태를 가진다[3].

$$TTS_{RG1.99R2} = CF \times f^{0.28-0.10\times\log(f)} \quad (3)$$

여기서 CF는 제품 형태와 Cu, Ni의 함량에 따라

RG1.99R2에서 표로 제공되는 값으로 재료의 중성자에 따른 취화 감수성을 결정한다. f는 고속 중성자 조사량으로, 단위는 1×10^{19} n/cm^2($E > 1$ MeV)이다. 식 (3)을 감시시험 측정값에 따라 조정된 TTS는 식 (4)와 같다.

$$TTS_{RG1.99R2}^{adjusted} = \mu \times TTS_{RG1.99R2} \quad (n \geq 2) \tag{4}$$

여기서 μ는 곱셈 형태의 조정 계수로(승산 조정), 각 NPP 감시시험 자료 중 2개 이상의 신뢰할 만한 측정값을 기반으로 최소 제곱 적합(least squares fitting)을 통해 계산되는 항목이다. 조사량에 따른 변화 양상은 그대로 유지되면서, 중성자 취화 감수성인 CF가 감시시험 결과에 따라서 조정된다. TTS 측정값이 하나일 때, NPP별 조정은 허용되지 않으며, μ는 1로 설정된다. 신뢰할 만한 감시시험 자료에 대한 자세한 정의 및 기준에 대해서는 RG1.99R2 문서를 참고하기 바란다[3]. 참고로 조정된 TTS의 표준편차는 기존 값(weld: 15.6°C, base: 9.4°C)로부터 절반으로 감소한다고 보고하였지만, 이에 대한 적절한 근거는 문서화되지 않았다[15].

3.1.2 JEAC4201

일본은 JEAC4201라는 ETC를 독자적으로 개발하여 규제에 사용하고 있다[5]. JEAC4201은 2007년 및 2013년도에 개정을 거쳤으며 지속적으로 발전 중이다[19]. JEAC4201은 Cu, Ni, 조사량 및 조사속도의 함수로 정의되며 다양한 조사취화 기구를 고려한 미분방정식으로 TTS를 계산한다. RG1.99R2와 달리 TTS를 조정하기 위해서 식 (5)과 같이 덧셈 형태의 조정, 즉 가산 조정을 수행한다.

$$TTS_{JEAC}^{adjusted} = TTS_{JEAC} + \eta_{JEAC} \quad (n \geq 2)$$
$$\eta_{JEAC} = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}(TTS_{meas,j} - TTS_{JEAC,j}) \tag{5}$$

여기서 n은 각 그룹별 감시시험 측정값 수이다. 계산된 η_{JEAC}는 측정된 감시시험 자료 TTS_{meas}와 TTS_{JEAC}간의 잔차의 평균으로 JEAC4210 ETC를 측정값에 가깝게 평행이동한다. 여기서 감시시험 자료의 신뢰성에 대해 판단하지는 않는다.

이와 같은 가산 조정 방식은 승산 조정 방식에 비하여 논리적 근거를 가진다. TTS는 정의상 비조사 시편 T_{41J}를 기준으로 중성자 조사에 따라 증가된 시편의 T_{41J}과 차이로 나타낸다. 샤피 시험 특성상 비조사 시편 T_{41J} 값은 실험에 의하여 정확히 결정될 수 없으며, 이 불확실성은 약 5-6°C로 추산되었다[20]. 가산 조정을 통한 ETC의 평행 이동은 이러한 부정확성을 줄일 수 있는 장점이 있다. 참고로 JEAC4201에서 가산 조정에 따른 불확도는 1개 이하의 측정값이 있을 경우, 22°C, 그리고 두 개 이상의 측정값이 있을 경우, 18°C가 추가되는데, 이는 JEAC4201의 표준편차의 값을 기반으로 약 2배를 취한 것이다.

3.1.3 PWROG-20025

최근 PWR Owner's Group(PWROG)는 ASME code case 개발을 지원하기 위하여 ETC 조정 방법에 대한 제안서를 작성하였다[21]. 이 방법은 ASTM E900-15를 기준으로 승산 조정과 가산 조정을 결합하는 방법으로 식 (6)의 형태를 지닌다.

$$TTS_{PWROG}^{adjusted} = \mu \times TTS_{E900\text{-}15} + \eta_{PWROG} \quad (n \geq 2) \tag{6}$$

승산 조정 계수인 μ는 특정 NPP에서 재료 조사취화의 조사량 의존성이 ASTM E900-15와 상이할 경우를 보완하기 위하여 사용된다. 가산 조정 절편인 η는 특정 발전소의 체계적인 편향을 보완한다. PWROG 조정 방법은 TTS 측정값이 2-4개인 경우에는 가산 조정인 η만 적용되며, 5개 이상의 TTS 측정값이 있는 경우에는 가산 조정 절편 η와 승산 조정 기울기 μ 모두 계산된다.

조정 후 표준편차에 대해서는 재료 형태와, 서로 다른 발전소에서 조사된 동일한 재료가 존재할 경우를 고려하여 다양하게 계산될 수 있어 해당 문서를 참조해야 한다[21]. 참고로 weld, forging, 그리고 plate에 대한 표준편차는 13.2°C, 10.5°C, 9.4°C이며, ETC 조정후에는 약간씩 변동될 수 있다.

PWROG 조정 방법은 측정값을 기반으로 실용적인 조정을 수행하며, ASTM E900-15의 불확실성을 줄일 수 있다. 또한 조사량이 높은 상태에서 예측하는 경우에도 사용할 수 있다. 하지만, 가산 조정과 승산 조정을 모두 포함하므로 최적화 과정에서 어려움이 있을 수 있으며, 승산 조정에 대한 명확한 근거는 부족하다.

3.1.4 MRP-462

ASME code section XI는 NPP component에 대한 지속적인 건전성 평가 방법을 포함하고 있다. 하지만, RPV의 중성자 조사취화에 대하여 명확한 지침은 부족하다. 이를

보완하기 위해 Electric Power Research Institute(EPRI)는 MRP-462 보고서를 통해 ASTM E900-15 기반의 가산 조정 방법을 제안하였다[15].

MRP-462의 조정 방법은 JEAC4201을 개량한 형태로, 과적합(overfitting)을 줄이고 NPP별 체계적인 편향을 제거하는 데 유용하다. 가산 조정 절편은 식 (7)과 같이 계산된다.

$$TTS_{MRP}^{adjusted} = TTS_{E900\text{-}15} + \eta_{MRP} \quad (n \geq 3)$$

$$\eta_{MRP} = \frac{1}{n+U}\sum_{j=1}^{n}(TTS_{meas,j} - TTS_{E900\text{-}15,j}) \qquad (7)$$

여기서 U는 비조사 시편 T_{41J} 측정값의 개수이다. Weld의 경우 항상 U는 1이며, base 재료는 노치 방향이 두 방향으로 시험되었으면 U = 2, 그렇지 않으면 U = 1이다. 이와 같이 측정값 수에 비조사 측정값의 개수를 추가하는 것은 비조사 T_{41J} 결과의 불확도를 가산 조정에 확실히 적용하기 위한 것이다. 이 방법은 JEAC4201에서 적용된 방법에 비하여 과적합이 줄어 드는 효과를 지닌다.

주목할 점은 NPP 재료의 감시시험 측정값 수가 3개 이상일 때 적용한다는 점이다. 이는 두 개 이하의 TTS 측정값을 기반으로 한 가산 조정이 과적합 될 수 있다는 분석에 기반한 것이다. 이 방법은 ASTM E900-15의 표준편차를 13.3°C에서 9.1°C로 줄이는 효과를 제공한다.

3.2 KAERI MCMC 모델 이용 ETC 조정 방법

KAERI에서는 Baseline22 데이터세트에서 NPP, 제품형태, 그리고 노치 방향을 고려해 데이터를 적절히 그룹화하고, 이를 바탕으로 각 그룹의 가산 조정 절편을 혼합효과 모델을 이용해 계산할 수 있는 MCMC 모델을 개발하였다[14]. 이 모델은 전체 데이터의 경향과 각 그룹 데이터의 경향을 고려하며, 그룹 데이터의 개수에 따라 적절한 가중치를 부여해 계산한다. 각 그룹의 절편을 추산할 때, MCMC 기법을 사용함으로써 점 추정(point estimation)이 아닌 통계 구간(statistical intervals)까지 계산할 수 있는 장점이 있다.

KAERI MCMC 모델의 통계적 표현은 식 (2)에 나타나 있으며, 여기서 적합된 매개변수는 그룹 간 절편 평균(b_0), 그룹 간 절편 표준편차(σ_b), 그룹 내 표준편차(σ_w)이다. 이 KAERI 모델은 가산 조정만을 고려하는 단순 혼합효과 모델에서, 승산 조정을 포함하거나 국가별 경향까지 추가로 고려하는 다층 모델로 확장할 수 있는 유연성을 가지고 있다.

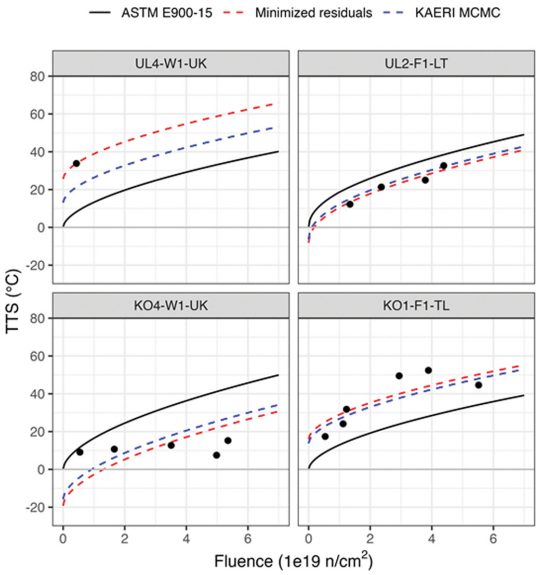

Fig. 1 Comparison of TTS and neutron fluence for various adjusted ETSs. Each graph shows experimental data and model predictions for individual surveillance groups.

가산 조정의 이해를 돕기 위해, 국내 감시시험 결과 중 일부에 대해서 조정된 ETC를 Fig. 1에 나타내었다. Fig. 1에서 흑색 실선은 ASTM E900-15로 예측한 값을 나타내며, 적색 점선은 측정값과 ASTM E900-15 간의 잔차를 최소화하도록 평행 이동한 선이다. 청색 점선은 KAERI 모델로 계산된 절편만큼 ASTM E900-15를 평행 이동한 결과를 나타낸다.

측정값이 하나인 UL4-W1-UK 그룹에서 적색 점선은 측정값만으로 결정되며, 약 25.6°C의 절편을 가진다. 이는 ASTM E900-15와 상당한 차이를 보인다. 반면, KAERI 모델에 따른 청색 점선의 절편은 약 13.1°C로, 적색 점선과 흑색 실선의 중간 위치에 해당한다. 측정값 수가 증가하고, 측정값이 ASTM E900-15에 가까울수록, 적색 점선과 청색 점선이 가까워지며, 이는 감시시험 측정값이 축적될수록 해당 측정값의 편향을 적절히 반영함을 보여준다.

참고로, ETC의 주요 목적은 원전 수명 말기에서 RPV 재료의 조사취화 TTS를 예측하는 것이므로, 가산 조정에 따라 발생하는 generic ETC의 평행 이동, 즉 조사량이 0일 때, 원점을 통과하지 않는 현상은 특별히 고려할 필요

가 없을 것으로 사료된다.

3.2.1 절편 수축 계산

Baseline22 데이터세트에 포함된 국내 감시시험 자료 중 일부에 대해 잔차 최소화 절편과 KAERI 모델에서 계산된 절편을 비교한 결과를 Fig. 2에 나타내었다. 적색점은 Fig. 1에서와 마찬가지로 잔차 최소화 절편을 나타내며, 청색점은 KAERI 모델에서 계산된 절편을 나타낸다. 그림에서 볼 수 있듯이, KAERI 절편은 잔차 최소화 절편보다 0에 가까워지는 경향이 뚜렷한데, 이러한 현상을 수축(shrinkage)이라고 하며, 이는 그룹화된 데이터세트에 혼합효과 모델을 적합할 경우 발생하는 일반적인 특징이다[22]. 측정값의 개수 n가 증가하면 수축 양은 감소하게 된다. KAERI 모델은 MCMC 기법을 사용하기 때문에 각 절편의 분포도 함께 얻을 수 있다. Fig. 2에서 히스토그램은 절편의 분포를 나타내며, n이 증가할수록 절편 분포의 표준편차가 줄어드는 것을 확인할 수 있다.

Baseline22의 664개 그룹에 대해 잔차 최소화 절편과 KAERI 모델 절편 간의 관계를 측정값 개수별로 나타낸 결과가 Fig. 3에 제시되어 있다. 그룹 내 측정값 개수가 1인 경우, 잔차 최소화 절편의 약 1/2이 KAERI 모델 절편

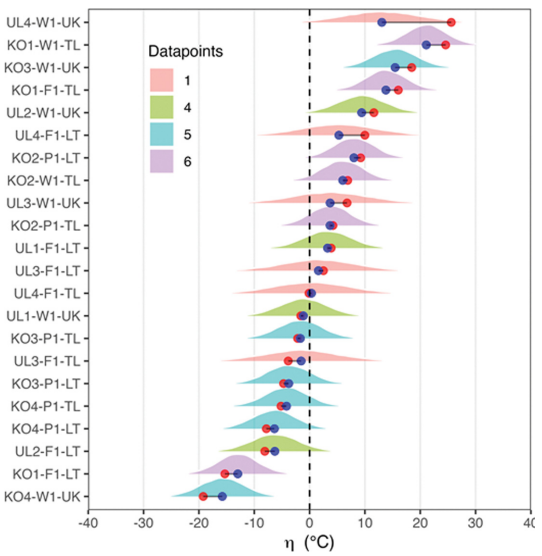

Fig. 2 Distribution and mean values of intercept from the mixed-effectl model applied to Korean surveillance data. Blue points indicate intercepts from the KAERI MCMC model, while red points represent intercepts from the minimized residuals approach.

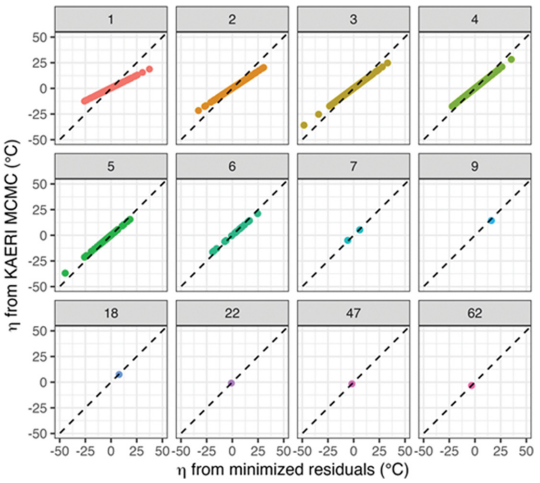

Fig. 3 Comparison of intercepts from the KAERI MCMC model and minimized residuals approach across groups with varying group sizes.

으로 계산된다. 비슷하게, 측정값이 2개인 경우 KAERI 모델 절편은 잔차 최소화 절편의 약 2/3로 계산된다. 측정값의 수가 증가할수록 KAERI 모델 절편과 잔차 최소화 절편의 비율은 점차 1에 가까워진다.

Fig. 4는 그룹 크기 n에 따른 절편 간 선형 관계의 기울기, 즉 비율을 나타낸다. 측정값이 9개 이상인 그룹의 경우 각 그룹의 원소 개수가 1개에 불과해 선형회귀를 적용하여 기울기를 계산하기 어려웠다. 이 경우, 원점을 통과

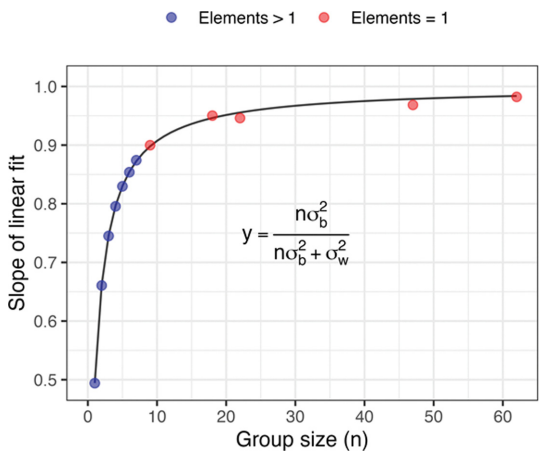

Fig. 4 Relationship between group size and the slope of the linear fit from Fig. 3. The solid curve represents the proposed equation, highlighting the dependence of the slope on group size.

한다고 가정하여 기울기를 계산하였다. 이 때, 기울기를 구하는 방법이 다르므로 이를 구분하기 위해 적색점으로 표시하였다. 흑색선은 KAERI 모델에서 계산된 σ_b 그리고 σ_w을 이용하여 단순화된 수식으로 계산한 값이다. 이 수식은 혼합효과 모델에서 절편의 값을 예측하는 수식으로부터 도출되었다[23]. 실제로 그룹별 크기가 다른 불균형 데이터세트에서 혼합효과 모델의 절편을 예측하는 전체 식은 상당히 복잡하다. 하지만, Baseline22에서는 이를 간단하게 정리하여 식 (8)로 표현할 수 있다.

$$TTS_{KAERI}^{adjusted} = TTS_{E900\text{-}15} + \eta_{KAERI} \quad (n \geq 1)$$

$$\eta_{KAERI} \simeq \frac{n\sigma_b^2}{n\sigma_b^2 + \sigma_w^2}\eta_{resid}$$

$$\eta_{resid} = \frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}(TTS_{meas,j} - TTS_{E900\text{-}15,j}) \tag{8}$$

KAERI 모델에서 추정된 σ_b는 9.43 그리고 σ_w는 9.54로 서로 유사한 값을 가지며, b_0가 0.73으로 0에 가깝다. 이를 적용하면 절편은 식 (9)과 같이 단순화된다.

$$\eta_{KAERI} \simeq \frac{1}{n+1}\sum_{j=1}^{n}(TTS_{meas,j} - TTS_{E900\text{-}15,j}) \tag{9}$$

식 (9)는 MRP-462의 식 (7)과 유사하지만, KAERI 모델은 측정값이 한 개 이상이면 적용 가능하다는 차이가 있다. 이러한 가산 조정 절편 수식이 결정된 배경은 MRP-462에 언급되었듯이, 비조사 시편 천이온도 측정의 불확도가 절편 계산의 자유도(degree of freedom)에 포함되어야 하기 때문이다. 다시 말해 TTS 계산을 위해서는 조사 시편 천이온도 측정값과 더불어 비조사 시편 천이온도 측정값이 필요하며, 이를 반영하려면 잔차 합 계산 시 자유도를 1 증가시켜야 한다는 것이다.

3.2.2 절편의 표준편차 계산

Fig. 2에서 확인할 수 있듯이, KAERI 모델의 절편 표준편차는 그룹 크기가 증가함에 따라 점차 감소한다. Fig. 5는 Baseline22 데이터세트의 664개 그룹에 대해 각 그룹의 절편 표준편차를 그룹 크기에 따라 나타낸 결과이다. 그림에서 청색점은 각 그룹 절편의 표준편차를 나타내며, MCMC 기법의 특성상 점 추정이 아닌 분포 형태로 나타난다. 적색점은 청색점들의 평균값을 나타내고, 각 평균점을 통과하는 흑색선은 식 (10)을 이용해 계산된 값을

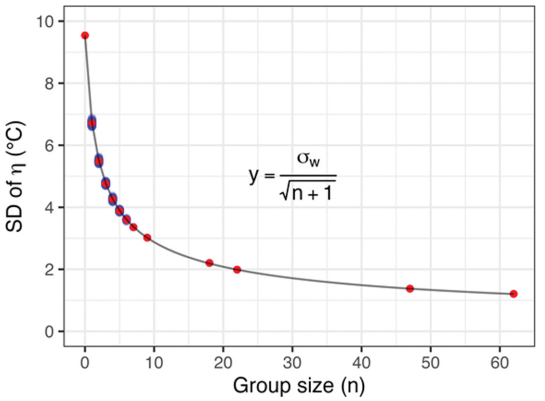

Fig. 5 Relationship between group size and the standard deviation of intercepts. Blue points represent the standard deviations of group intercepts, and red points indicate the mean values of the blue points. The black curve represents the values calculated using proposed equation.

나타낸다.

$$SD(\eta) \simeq \frac{\sigma_w}{\sqrt{n+1}} \tag{10}$$

Fig. 5에서 볼 수 있듯이, 표준편차 변화는 σ_w를 알고 있으면 쉽게 계산할 수 있다. 이 식은 일반적인 통계에서 잘 알려진 표본 평균에 대한 표준오차 계산식과 유사하지만, 대신 자유도가 1 추가되었다. 이는 역시 비조사 시편을 추가로 고려하기 때문이다. Fig. 5의 청색점으로 나타난 값들은 MCMC 결과가 그룹별 절편 값이 식 (10)과 약간의 차이를 보일 수 있음을 보여준다. 그러나 근사적으로 절편의 표준편차는 식 (10)으로 계산 가능하며, 이를 통해 절편의 평균에 대한 불확실성을 효과적으로 평가할 수 있다.

3.2.3 ETC 예측 구간 계산

ETC 모델의 중요한 요소 중 하나는 예측 구간의 계산이다. 예측 구간은 현재까지의 측정값을 기반으로 다음 측정값의 확률 분포를 나타내는 구간을 의미한다. 현재의 ETC는 꽤 높은 분산을 가지므로, 다음 감시시험 결과를 정확히 예측하기 어렵다. 특히 그룹별 편향이 존재할 경우, 예측 구간을 정확히 결정하는 것은 더욱 어려워진다. 또한 그룹 내에서 측정값이 추가될수록 예측 정밀도가 증가해야 하지만, 기존 ETC에서는 이러한 세부적인 조정이 충분히 반영되지 않는다.

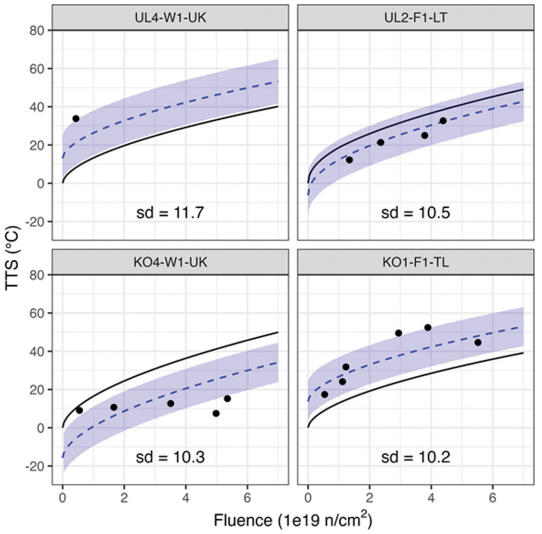

Fig. 6 Prediction intervals for TTS as a function of neutron fluence for four surveillance groups. The purple shaded areas represent the intervals corresponding to ±1 standard deviation of the predictions.

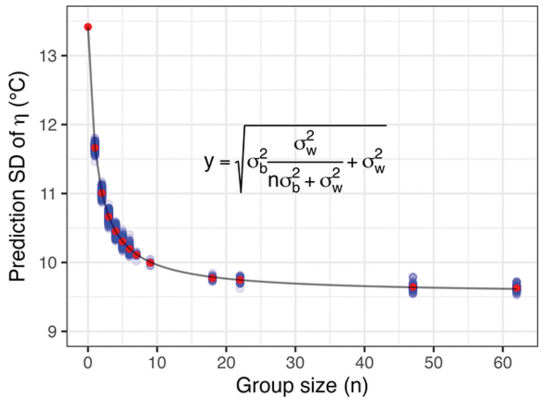

Fig. 7 Relationship between group size and the prediction standard deviation of intercepts. Blue points represent the standard deviations of prediction errors in group intercepts, and red points indicate the mean values of the blue points. The black curve represents the values of the proposed equation.

KAERI 모델은 그룹 내 측정값 수가 증가할수록 예측 구간의 크기가 점차 감소하는 특성을 보인다. Fig. 6은 그룹 크기가 다른 국내 감시시험 자료에서 예측 표준편차가 1에 해당하는 예측 구간을 나타낸다. 그룹별로 다양한 절편 값을 가지지만, 예측 구간의 크기는 측정값의 개수가 증가함에 따라 점차 감소하는 경향을 확인할 수 있다.

Baseline22 데이터세트에서 그룹 크기에 따른 예측 표준편차의 변화를 나타낸 것이 Fig. 7이다. 청색점은 KAERI 모델로 계산된 각 그룹별 예측 표준편차 값을 나타내며, 적색점은 그룹 크기별 평균값을 나타낸다. 흑색선은 식 (11)을 이용해 계산된 값을 나타낸다.

$$SD^{prediction}(\eta) \simeq \sqrt{\sigma_b^2 \frac{\sigma_w^2}{n\sigma_b^2 + \sigma_w^2} \sigma_w^2} \qquad (11)$$

MCMC 기법의 특성상, 각 그룹의 예측 표준편차는 개별적으로 다소 편차를 보일 수 있으며, 특히 예측 표준편차는 절편의 표준편차 보다 더욱 편차가 존재한다. 하지만, 평균값은 식 (11)을 사용해 근사할 수 있다. 참고로, TTS를 한 번도 측정한 적이 없을 경우, KAERI 모델에서의 예측 표준편차는 13.4°C로 ASTM E900-15의 평균 제곱근 오차와 거의 동일하다. 이는 혼합효과 모델이 generic ETC의 오차를 그룹 간 표준편차와 그룹 내 표준편차로 적절히 분해했음을 의미한다.

3.3 ETC 조정 방법의 고찰

ETC를 개발하는 과정에서는 단순 비선형 회귀와는 달리 추가로 고려해야 하는 것이 있다. 첫째, 감시시험 자료의 TTS는 독립적인 값이 아니며, 비조사 천이온도에 따라 값이 달라지므로 이를 고려해 통계적으로 자유도를 추가하여 계산해야 한다. 둘째, ETC 개발에 사용된 데이터세트인 Baseline22는 비조사 시편에 의해 그룹화된 데이터세트로, 그룹별로 규제 요건을 적용하기 때문에 그룹별 조정이 필요하다.

이러한 제약 조건을 만족하기 위하여 KAERI 모델에서는 MCMC 기법을 활용하여 절편을 계산하는 혼합효과 모델을 설계하였다. 이 방법은 어떤 generic ETC에도 쉽게 적용 가능하며, 그룹별 절편을 통계적으로 유의미하게 계산할 수 있다는 장점을 가진다. KAERI 모델은 MCMC 기법을 사용하기 때문에 예측 결과가 대규모 샘플 분포로 나타난다. 이를 혼합효과 모델의 통계량 계산용 수식을 적용해 간소화하고 명확하게 정리하였는데, 이는 ETC의 규제 적용을 위해 활용될 수 있다.

만일 그룹별 크기가 동일한 경우에는 단순 계산만으로도 혼합효과 모델 통계량 계산에 필요한 매개변수 σ_b, σ_w, b_0을 도출할 수 있다. 그러나 일반적으로는 검증된 통계 프로그램을 활용하는 것이 더 효율적이다. 대부분의 통계

프로그램은 빈도주의적 접근 방식을 이용하며, 최대우도(Maximum Likelihood, ML) 또는 제한최대우도(Restricted Maximum Likelihood, REML)를 통해 매개변수를 추정한다. 이보다 더 정교하게 매개변수와 그룹별 절편의 분포를 추정해야 할 경우에는 KAERI 모델과 같은 MCMC 모델이 더 적합하다.

다른 ETC 조정 방법 중 MRP-462는 KAERI 모델과 유사한 결과를 제공하지만, 측정값 수에 제약이 있다는 단점이 있다. 또한, 이 방법에서 사용된 오차 분석 방식이 통계적으로 일반적이지 않다는 문제도 존재한다. 반면, KAERI 모델은 측정값 수에 제한을 받지 않으며, 오차 계산이 통계적으로 검증된 수식으로 이루어져 있어 더욱 강건한(robust) 결과를 제공한다.

추가적으로, 그룹화된 데이터세트의 크기 불균형이 혼합효과 모델의 매개변수 분포에 영향을 미친다[23]. 따라서 이를 확인하기 위하여 그룹화된 Baseline22 데이터세트에서 그룹 크기 불균형이 혼합효과 모델에 미치는 영향을 추가로 연구할 예정이다. 또한, 그룹화된 데이터에서 ASTM E900-15 성능 개선을 위한 연구도 진행할 예정이다.

4. 결 론

기존 ETC 조정 방법은 그룹별 측정값 수에 제약이 있거나 통계적 근거가 부족한 한계를 가지고 있었다. 이에 반해, KAERI에서 개발한 MCMC 모델은 대량의 무작위 샘플링을 통해 매개변수와 절편의 정량적 분포를 제공하는 강점을 보유하고 있다. 그러나 MCMC 기법은 계산 복잡성과 이식성의 문제로 인해 규제 적용에 어려움이 있어, 이를 해결하기 위해 그룹별 절편의 평균과 표준편차, 그리고 예측 구간을 정량적으로 계산할 수 있는 간소화된 수식을 제안하였다. 이러한 접근법은 KAERI MCMC 모델의 주요 기능을 유지하면서도 계산 효율성을 대폭 향상시킨다. 제안된 수식은 다양한 재료 특성과 운전 조건을 가진 원전에서 ASTM E900-15 ETC 모델을 적절히 조정할 수 있도록 지원하며, 이를 통해 원자로 압력용기의 건전성 평가에 더욱 신뢰성 있는 결과를 제공할 수 있다.

후 기

이 논문은 한국원자력연구원 기본사업(524590-24)과 한국연구재단 고리1호기 1차 계통 압력경계 소재 열화 실증평가 기술 개발 과제(RS-2021-NR056246)의 지원을 받아 수행된 연구임.

참고문헌

(1) Soneda, N., 2015, *Irradiation Embrittlement of Reactor Pressure Vessels (RPVs) in Nuclear Power Plants*, Woodhead Publishing, Cambridge.
(2) Regulatory Guide 1.99 Revision 1, 1977, “Effects of Residual Elements on Predicted Radiation Damage to Reactor Vessel Materials,” U.S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, DC.
(3) Regulatory Guide 1.99 Revision 2, 1988, “Radiation Embrittlement of Reactor Vessel Materials,” U.S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, DC.
(4) Brillaud, C., Hedin, F., and Houssin, B., 1987, “A Comparison Between French Surveillance Program Results and Predictions of Irradiation Embrittlement,” *Effects of Radiation on Materials: 13th International Symposium*, ASTM STP 956, Stoller, R. E., Garner, F. A., Henager, C. H., and Iagata, N., eds., American Society for Testing and Materials, Philadelphia, PA, pp. 420-447.
(5) JEAC4201, 2007, “Method of Surveillance Tests for Structural Materials of Nuclear Reactors,” Japan Electric Association, Chiyoda-ku, Tokyo.
(6) Lee, H.-J., Yoon, J.-H., Choi, K.-J., and Lee, B.-S., 2011, “Analysis of Chemistry Factor and RT_{PTS} Margin for Domestic Reactor Pressure Vessel Materials by using the Surveillance Data,” *Trans. of the KPVP*, Vol. 7, No. 3, pp. 15-22.
(7) Lee, G.-G., Kim, M.-C., Yoon, J.-H., Lee, B.-S., Lim, S., and Kwon, J., 2017, “Statistical Analysis on the Fluence Factor of Surveillance Test Data of Korean Nuclear Power Plants,” *Nucl. Eng. Technol*, Vol. 49, pp. 760-768. doi:http://doi.org/10.1016/j.net.2017.02.005
(8) Eason, E. D., Wright, J. E., and Odette, G. R., 1984, “Physically Based Regression Correlations of Embrittlement Data from Reactor Pressure Vessel Surveillance Programs,” Electric Power Research Institute, *EPRI-NP-3319*.
(9) Eason, E. D., Wright, J. E., and Odette, G. R., 1998, “Improved Embrittlement Correlations for Reactor Pressure Vessel Steels,” U.S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, DC., Electric Power Research Institute, Palo Alto, CA, *NUREG/CR-6551*.
(10) ASTM E900-15e2, 2021, “Guide for Predicting Radiation-Induced Transition Temperature Shift in Reactor Vessel Materials,” ASTM International, West Conshohocken, PA.
(11) Lee, G.-G., Kim, M.-C., and Lee, B.-S., 2021, “Machine

Learning Modeling of Irradiation Embrittlement in Low Alloy Steel of Nuclear Power Plants," *Nucl. Eng. Technol.*, Vol. 53, pp. 4022-4032. doi:https://doi.org/10.1016/j.net.2021.06.014

(12) Ferreño, D., Serrano, M., Kirk, M., and Sainz-Aja, J. A., 2022, "Prediction of the Transition-Temperature Shift Using Machine Learning Algorithms and the Plotter Database," *Metals*, Vol. 12, No. 2, 186. doi:https://doi.org/10.3390/met12020186

(13) Jacobs, R., Yamamoto, T., Odette, G. R., and Morgan, D., 2023, "Predictions and Uncertainty Estimates of Reactor Pressure Vessel Steel Embrittlement Using Machine Learning," *Mater. Des*, Vol. 236, 112491. doi:https://doi.org/10.1016/j.matdes.2023.112491

(14) Lee, G.-G., Lee, B.-S., Kim, M.-C., and Kim, J.-M., 2023, "Determining the Adjusting Bias in Reactor Pressure Vessel Embrittlement Trend Curve Using Bayesian Multilevel Modelling," *Nucl. Eng. Technol.*, Vol. 55, No. 12, pp. 2844-2853. doi:https://doi.org/10.1016/j.net.2023.04.042

(15) EPRI, 2021, "Methods to Address the Effects of Irradiation Embrittlement in Section XI of the ASME Code," Electric Power Research Institute, Palo Alto, CA, *MRP-462*.

(16) Gilks, W. R., Richardson, S., and Spiegelhalter, D., eds., 1995, *Markov Chain Monte Carlo in Practice*, Chapman & Hall/CRC.

(17) R Core Team, 2020, R: A Language and Environment for Statistical Computing, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Available at: https://www.R-project.org/

(18) Bürkner, P.-C., 2017, "Brms: An R Package for Bayesian Multilevel Models Using Stan," *J. Stat. Softw.*, Vol. 80, No. 1, pp. 1-28. doi:https://doi.org/10.18637/jss.v080.i01

(19) Hashimoto, Y., Nomoto, A., Saeki, R., Nakashima, K., Nishida, K., and Kirk, M., 2022, "Development and Status of the Embrittlement Trend Curve in Japan", *Radiation Embrittlement Trend Curves and Equations and Their Use for RPV Integrity Evaluations*, Prague Apr. 19-22, pp. 217-232.

(20) Soneda, N., Dohi, K., Nomoto, A., Nishida, K., and Ishino, S., 2010, "Embrittlement Correlation Method for the Japanese Reactor Pressure Vessel Materials," *J. ASTM Int.*, Vol. 7, No. 3, JAI102127.

(21) PWROG, 2020, "Methodology for Adjusting Reactor Pressure Vessel Embrittlement Predictions Using Heat-Specific Surveillance Data," Pressurized Water Reactor Owners Group (PWROG), *PWROG-20025-NP*.

(22) McElreath, R., 2016, *Statistical Rethinking: A Bayesian Course with Examples in R and Stan*, CRC Press/Taylor & Francis Group, Boca Raton, FL.

(23) Searle, S. R., Casella, G., and McCulloch, C. E., 1992, *Variance Components*, Wiley, New York.