

전력계통 상태추정에서의 불량정보 검출기법

최 상 봉
한국 전기연구소

문 영 현
연세 대학교

Bad Data Detection Method in Power System State Estimation

Sang-Bong Choi
KERI

Young-Hyun Moon
Yonsei University

Abstract

This paper presents a algorithm to improve accuracy and reliability in state estimation of contaminated bad data. The conventional algorithms for detection of bad data confront the problems of excessive memory requirements and long computation time. In order to overcome these problems, measurement compensation approach is proposed to reduce computation time and partitioned measurement error model has the advantage of remarkable reduction in computation time and memory requirments in estimated error computation. The proposed algorithm has been tested for IEEE sample systems, which shows its applicability to on-line power systems.

1. 서론

전력계통 상태추정은 계통전반으로 부터 입수된 측정치를 기본으로하여 계통상태를 추정해내는 것으로 기본적인 상태추정 과정은 불량 측정치가 존재하지 않는 가정에서 상태변수를 추정하는 것이다. 그러나 전력계통의 측정시스템은 많은 수의 측정장치와 복잡한 통신계통으로 구성되어 있기 때문에 측정과정이나 통신과정에 있어서 각종 잡음의 혼입으로 인해 일정수준 이상의 상태추정 정확도와 신뢰도를 유지할 수 없다. 따라서 혼입된 불량측정치에 대한 정확한 검출과 제거를 통해 상태추정의 정확도와 신뢰도를 향상시킬 수 있는 연구가 요망되고 있다. 혼입된 불량 정보는 단일 불량 정보(single bad data)와 다중 불량 정보(multiple bad data)로 구분할 수 있으며 다중 불량 정보는 다시 불량 정보가 우량정보에 영향을 미치는 상호작용(interacting)과 영향을 미치지 않는 비상호작용(non-interacting) 불량 정보로 구분할 수 있다.

다중상호작용 불량정보 검출기법에 대한 기존의 알고리즘으로는 최적조합검출기법[1] (Combinatorial Optimization and Identification)과 가설검정검출기법[2] (Hypothesis Testing and Identification)을 들 수 있다.

본 연구에서는 최적조합 검출기법 (COI)과 가설검정 기법 (HTI)의 장점만을 사용한 알고리즘을 이용하고자한다. 즉 모든 불량정보를 의심측정치에 포함시키기 위해 연속적인 상태 추정을 통하여 가장 큰 정규 잔류편차를 갖는 측정치를 제거하여 의심측정치 그룹을 형성하고 HTI 기법과 같이 잡음 추정을 통해 최종적인 불량측정치를 선별한다. 한편 연속적인 상태추정시 소요되는 계산시간을 없애기 위하여 측정치 보상 알고리즘을 사용하여 실시간에 적용할 수 있게 하였으며 측정치를 유효전력과 무효전력으로 구분시켜 측정잡음 모델 방정식을 분할하여 잡음추정시 계산시간의 단축과 컴퓨터 기억용량을 절감하는 새로운 알고리즘을 개발하였다.

2. 측정잡음 분할모델과 측정치 보상을 이용한 불량정보 검출

본 연구에서 제시한 측정잡음 분할모델과 측정치 보상을 이용한 불량정보 검출알고리즘은 측정잡음 모델 방정식을 유효전력과 무효전력으로 분할하여 HTI 에서의심측정치 세트에 대한 불량정보 타당성 검사에 필요한 잡음 추정시 계산시간의 단축과 기억용량을 절감시킬 수 있으며 측정치 보상알고리즘을 통하여 반복적인 상태추정을 수행하지 않고 측정치를 보상함으로써 실시간내에서 불량정보를 검출할 수 있도록 하는 새로운 기법의 알고리즘이다.

속정치에 대한 상태추정 해를 구한후 불량정보 유무를 판정하는 방법은 다음과 같이 chi-square와 정규 잔류 편차 테스트를 통해 이루어진다.

$$J(k) = \sum (r_w)^2 < \alpha \quad (1)$$

$$|r_N| < \beta_i \quad i = 1, 2, \dots, m \quad (2)$$

여기서 $r_w = r_i / \sigma_i$

$r_N = r_i / \sqrt{\alpha_{ii}}$

- α : 가중잔류편차의 임계치
- r_w : 가중잔류편차 (1 번째 속정치)
- r_N : 정규잔류편차 (1 번째 속정치)
- σ_i : 표준편차 (1 번째 속정치)
- α_{ii} : 잔류편차공분산 행렬의 대각선 값

불량정보의 유무 판정은 위의 두가지 목적함수중 하나가 위배될 때 불량정보가 존재한다고 가정한다. 불량정보가 존재할 경우 불량정보 확인과 최종검출 방법은 다음 2단계로 나누어서 수행된다.

제 1단계 : 속정치에 대한 정규잔류편차 (r_N) 을 계산하여 가장 큰 잔류편차를 갖는 속정치를 연속적으로 제거하여 의심 (suspect) 속정치에 추가 한다. 이때 의심속정치에 포함되지 않은 나머지 속정치들에 대한 정규 잔류편차와 목적함수 $J(k)$ 는 속정치 제거를 보상하기 위하여 새롭게 바뀌게 된다. 불량정보 확인(제거) 과정은 불량정보 유무판정 테스트가 만족할 때까지 계속된다. 속정치를 연속적으로 제거함으로써 속정치간의 상호작용(interacting)을 없앨수 있고 결국 불량정보를 정확하게 의심속정치에 포함시킬 수 있게 된다. 또한 이 방법은 속정치 보상이론을 적용하여 가설검정 검출기법 (HTI) 에서와 같이 상태추정을 반복해서 수행하지않고 속정치를 제거해 나가게 된다.

제 2단계 : 불량정보 확인 과정이 끝난후 선택된 의심 속정치에 대한 잡음 추정치를 계산하고 설정된 임계치와의 비교를 통하여 각속정치에 대한 최종 불량정보 여부를 판정한다.

2.1 본할모델을 이용한 잡음추정

속정 잡음모델 방정식을 유효전력과 무효전력, 전압

으로 본할하여 다시쓰면 식(3)과 같다.

$$\begin{bmatrix} r^P \\ r^{qv} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} W^P & 0 \\ 0 & W^{qv} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v^P \\ v^{qv} \end{bmatrix} \quad (3)$$

- 여기서 r^P : 유효전력 잔류편차
- r^{qv} : 무효전력 잔류편차
- W^P : 유효전력 잔류편차 감도행렬
- W^{qv} : 무효전력 잔류편차 감도행렬
- v^P : 유효전력 잡음벡터
- v^{qv} : 무효전력 잡음벡터

위의 본할된 잔류편차 벡터를 의심속정치(suspect measurement)와 우량속정치 (good measurement)로 다시 구분하여 쓰면 식(4)와 같다.

$$\begin{bmatrix} r_s^P \\ r_g^P \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} W_{ss}^P & W_{sg}^P \\ W_{gs}^P & W_{gg}^P \end{bmatrix} \begin{bmatrix} v_s^P \\ v_g^P \end{bmatrix} \quad (4)$$

여기서 첨자 s는 의심속정치 이다.
첨자 g는 우량속정치 이다.

식 (4)로 부터 우량속정치에 대한 잡음을 최소화 하기 위한 목적함수는 가중 최소자승 오차법을 적용하여 식(5)와 같다.

$$J(v_s) = [r_s^P - W_{ss}^P v_s^P]^T R^P [r_s^P - W_{ss}^P v_s^P] + [r_g^P - W_{gs}^P v_s^P]^T R^{qv} [r_g^P - W_{gs}^P v_s^P] \quad (5)$$

선택된 의심속정치들이 계통의 가관속성을 보장하는 한 W_{ss}^P, W_{gs}^P 의 역행렬은 존재한다. 따라서 의심속정치에 대한 잡음추정치는 식(6)과 같다.

$$\hat{v}_s = W_{ss}^{P-1} r_s^P + W_{gs}^{qv-1} r_g^P = \hat{v}_s^P + \hat{v}_s^{qv} \quad (6)$$

식(4)을 (6)에 대입하여 다시쓰면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \hat{v}_s^P &= W_{ss}^{P-1} (W_{ss}^P v_s^P + W_{sg}^P v_g^P) \\ &= v_s^P + W_{ss}^{P-1} W_{sg}^P v_g^P \\ \hat{v}_s^{qv} &= v_s^{qv} + W_{gs}^{qv-1} W_{gg}^{qv} v_g^{qv} \end{aligned} \quad (7)$$

만약 우량 속정치에 큰 잡음이 포함되지 않았다면 이 속정치들은 평균 0의 정규표준분포를 가질 것이다. 즉, v_k 은 $N(0, R_k^P)$ 이다. 또한 \hat{v}_s^P 은 다음과 같은 조건확률밀도 $P(\hat{v}_s^P / v_s^P)$ 을 갖는다.

$$E[\hat{v}_i^p / v_i^p] = v_i^p$$

$$COV[\hat{v}_i^p / v_i^p] = W_{ii}^{pp-1} W_{ii}^p R_{ii}^p W_{ii}^{ppT} W_{ii}^{pp-1} \quad (8)$$

간류편차감도행렬이 idempotent 특성 ($W^2=W$) 을 갖고 있으므로 $WRWT = WR$ 을 이용하면 식(9)와 같다.

$$W_{ii}^p R_{ii}^p W_{ii}^p = W_{ii}^p R_{ii}^p - W_{ii}^p R_{ii}^p W_{ii}^p \quad (9)$$

(9)식을 (8)에 대입하면

$$COV[\hat{v}_i^p / v_i^p] = W_{ii}^{pp-1} [W_{ii}^p R_{ii}^p - W_{ii}^p R_{ii}^p W_{ii}^{ppT}] W_{ii}^{pp-1}$$

$$= R_{ii}^p W_{ii}^{pp-1} - R_{ii}^p$$

$$= [W_{ii}^{pp-1} - I_{ii}^p] R_{ii}^p \quad (10)$$

선택된 의심속정치 i 에 대한 조건확률밀도는 다음과 같다.

$$E[\hat{v}_i^p / v_i^p] = v_i^p$$

$$Var[\hat{v}_i^p / v_i^p] = \sigma_i^{p^2} [(W_{ii}^{pp-1})_{ii} - 1] \quad (11)$$

따라서 의심속정치 i 가 불량정보일 경우의 잡음추정은 다음과 같은 정규분포함수를 갖는다.

$$\hat{v}_i^p \sim N(v_i^p, \sigma_i^{p^2} [(W_{ii}^{pp-1})_{ii} - 1]) \quad (12)$$

무효전력의 경우도 유효전력과 마찬가지로 적용하면 식(13)과 같다.

$$\hat{v}_i^{av} \sim N(v_i^{av}, \sigma_i^{av^2} [(W_{ii}^{av-1})_{ii} - 1]) \quad (13)$$

만약 의심속정치 i 가 우량 정보일 경우의 잡음추정은 평균 0이고 분산이 σ_i 인 정규분포 함수이다.

즉, $E[\hat{v}_i^p] = 0, E[\hat{v}_i^{av}] = 0$

$$Var[\hat{v}_i^p] = \sigma_i^{p^2} + \sigma_i^{p^2} [(W_{ii}^{pp-1})_{ii} - 1]$$

$$= \sigma_i^{p^2} (W_{ii}^{pp-1})_{ii}$$

$$Var[\hat{v}_i^{av}] = \sigma_i^{av^2} (W_{ii}^{av-1})_{ii}$$

따라서

$$\hat{v}_i^p \sim N(0, \sigma_i^{p^2} (W_{ii}^{pp-1})_{ii})$$

$$\hat{v}_i^{av} \sim N(0, \sigma_i^{av^2} (W_{ii}^{av-1})_{ii}) \quad (14)$$

여기서 표준 정규 분포를 갖는 간류편차를 구하면 다음과 같다.

$$\hat{v}_i^M = \frac{\hat{v}_i^p}{\sigma_i \sqrt{(W_{ii}^{pp-1})_{ii}}} \quad (15)$$

따라서 우량 속정치에 대해 \hat{v}_i^M 은 표준정규분포 $N(0,1)$ 을 갖고 이 표준정규 분포의 간류편차를 이용하여 최종 불량정보 여부를 판정한다. 테스트 방법은 가설검정검출기법(HTI)에서와 같이 제1종 과오 확률 (α)를 고려하여 임계값 γ 로부터 다음과 같이 구해진다.

$$|\hat{v}_i^M| \leq \gamma \text{ 이면 우량정보이다.}$$

$$|\hat{v}_i^M| > \gamma \text{ 이면 불량정보이다.}$$

2.2 측정치보상 이론

측정치보상은 측정치를 증가적으로 교정함으로서 실제 측정치의 제거와 같은 효과를 얻는 방법이다. 만약 한 측정치의 간류편차에 대해 그 측정치를 적절히 교정하여 영(zero)으로 만들수 있다면 실제 측정치를 제거한 것과 같은 효과를 얻을 수 있다. 측정치 벡터 Z 에 미소변위 ΔZ 가 발생된다면 상태변수도 ΔX 만큼 변화게 된다.

$$h(\hat{x} + \Delta x) = h(\hat{x}) + H \Delta x \quad (16)$$

$$r + \Delta r = Z + \Delta Z - h(\hat{x} + \Delta x) \quad (17)$$

위 두 (16),(17)식으로부터 측정 간류편차변위 Δr 은 다음과 같다.

$$\Delta r = \Delta Z - H \Delta x \quad (18)$$

$$\Delta r = [I - H(H^T R^{-1} H)^{-1} H^T R^{-1}] \Delta Z = W \Delta Z \quad (19)$$

측정간류 벡터중 측정치 보상 이론을 적용할 측정치는 의심 측정치만 해당되므로 측정간류편차 변위 Δr_0 은 다음과 같다.

$$\Delta r_0 = W_{00} \Delta Z_0 \quad (20)$$

측정치보상의 목적이 측정치의 간류편차를 영(zero)로 처리함으로서 측정치를 제거한 것과 같은 효과를 얻기 위한 것이므로 보상할 측정간류편차 변위 Δr_0 은 식 (21)와 같이 원래 측정간류편차 r_0 의 음(-)의 값을 가져야 한다.

$$\Delta r_0 = -r_0 \quad (21)$$

식 (20),(21)로부터 의심속정치에 대한 교정벡터 ΔZ_0 는 다음과 같다.

$$\Delta Z_n = -W_{nn}^{-1} r_n \quad (22)$$

따라서 미변 측정치값을 ΔZ_n 로 고정함으로서 등가적으로 측정치를 제거한 결과 볼 얻을 수 있다. 그러나 새로운 상태 추정치를 얻지 않는다면 의심측정치에 포함되지 않은 나머지 측정치(우량 측정치)에 대한 잔류편차를 보상해야만 하는 데 우량 측정치에 대해서는 측정치 보상을 할 필요가 없으므로($\Delta Z_n=0$) 식(19)으로부터 보상해야할 잔류편차변위 Δr_n 은 식(23)과 같이 쓸 수 있다.

$$\Delta r_n = W_{nn} \Delta Z_n = -W_{nn} W_{nn}^{-1} r_n \quad (23)$$

식(1)의 목적함수 $J(x)$ 도 보상된 잔류편차를 이용하면 식(24)와 같이 바뀌게 된다.

$$J(x) = \sum_{i=1}^m \left(\frac{r_i}{\sigma_i} \right)^2 = \sum_{i=0+1}^m \left(\frac{r_i}{\sigma_i} \right)^2 \quad (24)$$

이때 의심측정치들에 대한 잔류편차는 측정치보상으로 인해 영(zero)으로 처리되므로 목적함수 $J(x)$ 에 포함되지 않는다.

3. IEEE 샘플계통에 대한 사례연구

본 연구에서 제시한 알고리즘은 IEEE 샘플계통에 적용하여 그 타당성을 입증하였다.

3.1 IEEE 30모선 적용 사례

IEEE 30 모선계통에 대한 계통 구성도는 그림 1과 같으며 측정점은 유효, 무효전력이 쌍(pair)으로 측정되는 것으로 선정하였으며 측정세트의 측정점 여유도는 2.76이다.

(1) 사례연구

사례연구는 다중상호작용 불량정보검출에 대한 테스트인데 측정치간의 상호작용(interacting)이 강하게 작용한 예이다. 혼입된 불량정보는 2쌍의 모선 유효, 무효전력과 1쌍의 선로 유효, 무효전력으로서 PQ_9 , PQ_{10} , PQ_{9-10} 이며 불량정보의 크기는 50% 정도의 편차를 갖는 것으로 하였다. 표1은 사례연구의 결과이다.

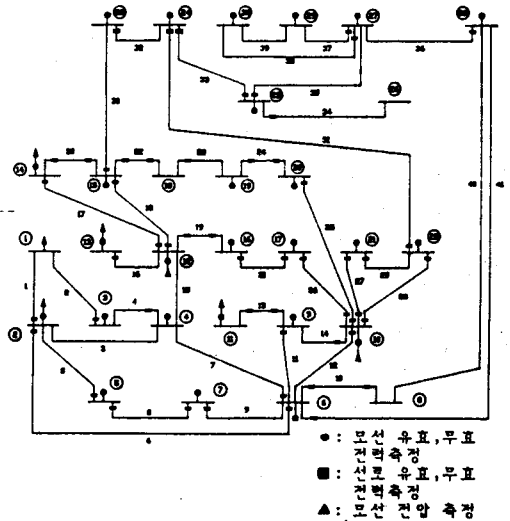


그림 1. 측정된 IEEE 30 모선 계통도

표1. 사례연구의 불량정보 검출

불량정보 확인과정			
반복횟수	의심측정치	목적함수 (J)	임계치를 넘는 잔류편차수
0	0	87.94	17
1	PQ_{9-10}	64.56	13
2	PQ_{4-12}	56.09	13
3	PQ_{16-18}	43.86	11
4	PQ_{14-15}	34.12	10
5	PQ_{6-9}	26.39	8
6	PQ_{10}	20.21	6
7	PQ_{12-13}	15.80	3
8	PQ_9	11.79	1
9	PQ_{9-11}	9.30	0

선정된 의심측정치에 대한 최종불량정보-판정		
의심측정치	정규화된 잔류추정치 (\hat{v}_n)	최종판정
PQ_{9-10}	0.52	불량정보
PQ_{4-12}	0.20	우량정보
PQ_{16-18}	0.43	우량정보
PQ_{14-15}	0.33	우량정보
PQ_{6-9}	0.13	우량정보
PQ_{10}	1.81	불량정보
PQ_{12-13}	0.28	우량정보
PQ_9	2.08	불량정보
PQ_{9-11}	0.19	우량정보

4. 결론

본논문에서는 계통으로부터 입수된 측정치에 대해 최적조합검출기법(COI)과 가설검정검출기법(HTI)의 장점을 이용하여 정확하게 불량정보의 진,위를 판정하는 새로운 기법으로서 IEEE 샘플계통에 적용한 결과 다음의 결론을 얻었다.

- (1) 연속적인 상태추정을 통해 불량정보를 판별하는 HTI 기법과 비교하여 측정치 보상 알고리즘을 적용하여 계산시간을 단축할 수 있었다.
- (2) 측정잡음모델을 유효전력과 무효전력으로 분할하여 컴퓨터 기억용량을 절감시킬 수 있었다.
- (3) 불량정보의 진,위를 판별하기 힘든 다중 상호작용 불량정보의 경우에도 상당한 신뢰성을 얻을 수 있었다.
- (4) 제시된 알고리즘을 여러계통에 적용한 결과 계산시간을 단축할 수 있어 실시간(on-line) 운용 가능성이 보였다.

참고문헌

- 1) L.Mili, Th. Van Cutsem, M.Ribbens Pavella, "Hypothesis Testing Identification : A New Method for Bad Data Analysis in Power System State Estimation," IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, vol. PAS-103, pp. 3239-3252, November 1984.
- 2) L.Mili, Th. Van Cutsem, M.Ribbens Pavella, (Bad Data Identification Methods in Power System State Estimation - A Comparative Study, "IEEE Transactions on Power Apparatus and Systems, vol. PAS-104, pp. 3037-3049, November 1985.
- 3) A. Monticelli, F.F. Wu and M. Yen. "Multiple Bad Data Identification for State Estimation by Combinatorial Optimization," IEEE Transactions on Power Delivery vol. PWRD-1, pp. 361-369, July 1986.
- 4) I.W. Slutsker, "Bad Data Identification in Power System State Estimation Based on Measurement Compensation and Linear Residual Calculation," Paper 210-7, IEEE/PES, Winter Meeting, New York, February 1988.