

DOI: 10.19783/j.cnki.pspc.240567

电力系统状态估计精度综合评价与分析体系

张静, 毕天姝, 刘灏

(新能源电力系统国家重点实验室(华北电力大学), 北京 102206)

摘要: 针对实际电力系统中真值未知的情况下如何对状态估计结果的精度进行科学合理评价的问题, 建立了集实时量测、影响因素、潮流约束三维一体的状态估计精度综合评价与分析体系, 分别从自身、因果、空间3个维度来评价与分析状态估计结果的精度。首先, 阐述了3个维度各自的不足及其相互关系, 以诠释该体系建立的原因。其次, 针对各个维度分别展开具体论述, 分别建立了以实时量测为基准的整体性指标、以影响因素为基础的综合性指标以及以潮流约束满足度为佐证的辅助性指标。然后, 给出各指标得分及权重量化求解方法, 结合指标权重得到总得分。最后, 将所提状态估计精度综合评价与分析体系应用于IEEE-9节点系统中, 仿真结果表明了所提评价体系的有效性 & 优越性。该评价体系能够有效避免出现如单一指标得分高而精度差的情形, 且结合影响因素分指标, 便于指出状态估计结果产生的原因。

关键词: 电力系统; 状态估计; 精度评价; 可信度

A comprehensive evaluation and analysis system for accuracy of power system state estimation

ZHANG Jing, BI Tianshu, LIU Hao

(State Key Laboratory of Alternate Electrical Power System with Renewable Energy Sources
(North China Electric Power University), Beijing 102206, China)

Abstract: A comprehensive evaluation and analysis system integrating the real-time measurement, influencing factors and power flow constraints is established to evaluate the accuracy of the state estimation (SE) results of the actual power system with unknown true values. The accuracy of the SE is evaluated from three dimensions: self, causality and space. First, the respective deficiencies of three dimensions and their mutual relationships are expounded to explain the establishment reasons of the system. Secondly, each dimension is discussed in detail. A holistic indicator based on the real-time measurement, a comprehensive indicator system based on the influencing factors, and an auxiliary indicator based on the satisfaction degree of power flow constraints are established. Then, the quantitative solution of each indicator score and weight is given, and the total score is obtained by combining the indicator weight. Finally, the proposed SE accuracy evaluation system is applied to the IEEE-9 node system. Simulation results show the effectiveness and superiority of the proposed evaluation system. It could avoid the situation where a single indicator has high scores but poor accuracy, and could also indicate the reasons for the evaluation results combined with the sub-index of the influencing factors.

This work is supported by the National Natural Science Foundation of China (No. 52377098).

Key words: power system; state estimation; accuracy evaluation; credibility

0 引言

状态估计是能量管理系统(energy management system, EMS)基础且重要的应用, 其精度直接影响其他各项高级应用, 如经济调度、静态安全分析、自动电压控制等^[1-4]。因此, 对状态估计精度的评价

与分析尤其重要。然而, 不同于实验或仿真环境下真值已知的情况, 实际电力系统中真值未知, 如何对状态估计结果的精度做出科学合理的评价与分析, 是研究或使用状态估计前首先需要解决的问题。

目前, 国内外缺乏普遍认可的指标用于评价状态估计的精度。现采用的指标主要分为基于状态估计误差协方差阵的指标和基于量测残差的指标两类。

状态估计误差协方差阵的对角元素表示量测系

基金项目: 国家自然科学基金项目资助(52377098)

统可能达到的估计效果, 是评价量测系统配置质量的重要指标^[5], 文献[6]用其来衡量状态估计的精度。通过比较量测估计误差方差与量测误差方差的大小, 可以判断状态估计是否起到“滤波”效果^[7]。然而, 状态估计误差协方差阵采用信息矩阵求逆方式, 物理意义不明确^[8], 且该方法只适用于估计过程涉及状态估计误差协方差阵计算的方法, 如加权最小二乘(weighted least squares, WLS)。

基于量测残差的指标包括残差的 2 范数^[9-10]、合格率^[11-12]、正常率^[13]及契合度^[14]等。合格率将残差小于一定阈值 ε 的量测定义为合格测点, 并利用其在总量测中的占比来定义合格率。文献[13]基于测量不确定度理论, 将合格率定义中的常数阈值 ε 替换成一定置信概率 p 下的扩展不确定度 U , 提出了正常率, 并证明了正常率较大的状态估计结果更合理。文献[14]指出合格率存在阈值 ε 的取值依靠工程经验, 缺乏理论依据, 可能导致出现合格率高而可信度低、精度差的情形, 且无法基于残差进一步细化区别等问题, 并提出了一种基于契合度和零注入失配量的状态估计可信度评价准则。其中契合度指标运用信息理论中的交叉熵, 通过度量估计结果与量测间的相关程度来评估结果的可信度。实际上, 合格率、正常率是对测点进行分类, 而契合度是对测点进行“打分”。但无论何种操作, 以上基于残差的评价指标实质上均是用量测值(而非真值)作为考核状态估计结果合格与否的基准, 违背了状态估计的原理及初衷, 且由于量测误差的客观存在, 片面追求估计值与量测值的接近反而有可能使估计值远离真值^[15], 且逻辑上并不充分, 有必要在用量测值作为考核基准前, 先对其进行科学合理的评价, 或佐以其他可用于校验估计结果准确性的指标。

故文献[14]除利用契合度外, 还佐以零注入节点功率不平衡量来初判状态估计的可信度, 通过衡量拓扑上相邻、相关量测对潮流约束的满足程度来评价或校验测点精度, 既可对状态估计的结果进行校验, 又可对原始量测进行校验。但是, 由于要求被校验节点上所有相关量测均已知, 零注入节点数目较少等, 实际满足校验条件的测点数目较少, 无法覆盖所有测点, 判定结果准确的条件不充分, 需配合可覆盖所有测点的指标, 如契合度。

由于单一残差指标以量测值作为基准评价时常不准确, 且无法满足溯源分析等多样化需求, 文献[16]以影响状态估计准确性的因素为基础, 提出状态估计多指标综合评价方法。然而, 该文献只给出了多指标综合评价体系的层次结构及指标选取原则, 并示意性列举了 4 个典型评价指标, 但并未深入研究到底

选定哪些指标, 指标间的关系及影响机理也未探讨。

考虑到在对状态估计结果进行评价时, 通常具有两方面需求: (1) 对状态估计结果的精度给出整体性评价; (2) 当状态估计结果不理想时, 还要明确指出其原因。在考虑上述各类指标方法优缺点的基础上, 提出一种集实时量测、影响因素、潮流约束三维一体的状态估计精度综合评价与分析体系, 分别从自身、因果、空间 3 个维度来综合评价与分析状态估计精度。首先, 阐明 3 个维度各自的不足及其之间的关系, 以解释为什么提出三维一体, 缺少其中一维是否可行。然后, 针对各个维度分别展开具体论述。最后, 给出各指标得分及权重的量化求解方法, 求出总得分。所提状态估计精度综合评价与分析体系综合考虑了模型及量测等因素的影响, 因此比传统单一残差指标能更真实、更客观地反映实际电力系统状态估计的精度水平与变化趋势, 避免出现得分高而精度差的情形; 同时, 结合影响因素分指标及空间维度的节点不平衡度, 便于在状态估计结果不理想时, 明确指出其原因, 以反映电网基础模型及数据所存在的问题。

1 3 个维度各自的不足及其之间的关系

图 1 描述了自身、因果、空间 3 个维度各自的不足及其之间的关系, 以解释该体系建立的原因。

1) 自身维度: 因基于残差的指标以量测值(而非

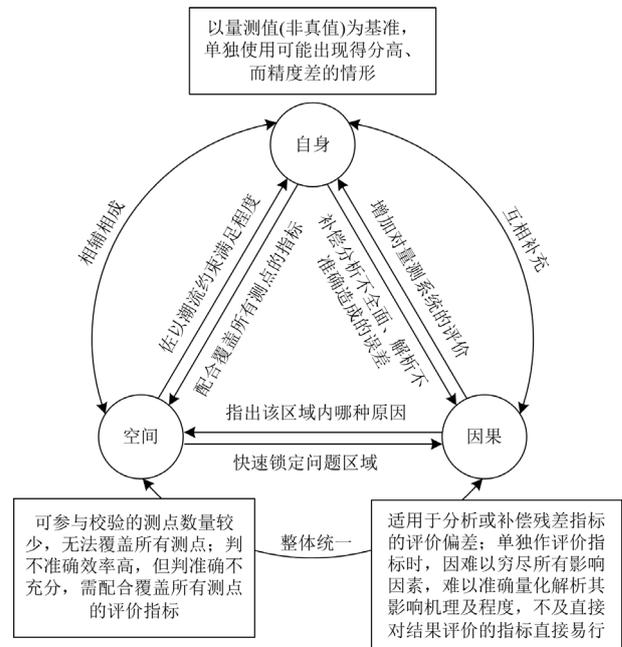


图 1 3 个维度各自的不足及其之间的关系

Fig. 1 Shortcomings of the three dimensions and the relationships among them

真值)作为考核状态估计结果的基准,单独使用时可能出现得分高而精度差的情形,且逻辑不充分,有必要增加关于量测系统(因果维度)的评价,在明确其合理性后,再以此为考核基准较合理,或者增加其他可用于校核状态估计结果准确性的指标,如节点功率不平衡度(空间维度)。

2) 因果维度:对状态估计结果的精度评价时,不仅要给出评价得分,还要在结果不理想时指出其原因,故有必要从因果维度对状态估计精度影响因素展开分析。实际上,影响状态估计精度的因素众多,如电网模型(拓扑关系、设备参数、模型完整性)、量测数据(量测坏数据、数据时间不同步、测量精度、冲击性负荷)等^[16-18],且影响机理及相互关系错综复杂,影响程度量化困难,因此,仅利用因果维度中的影响因素难以准确量化解析状态估计的精度,有必要配合其他直接对估计结果进行评价的指标(如契合度),因为状态估计的结果中已然蕴含并完美演绎了所有因素对其的综合影响,比先尝试去解析再去模拟的方法更准确、更真实,也更直接有效、简单易行。

3) 空间维度:尽管真值未知,但依然有体现能量守恒的等式约束来辅助校验和评价测点可信度。节点功率不平衡度等指标就是利用拓扑上若干相邻、相关量测间应满足的潮流约束来评价测点精度,是独立于状态估计的方法,既可对状态估计的结果进行校验,也可对原始量测校验。但此类指标存在如下缺点:(1)由于要求所有相关量测均已知,实际满足校验条件的测点数目较少,无法覆盖所有测点;(2)即使对于若干满足校验条件且校验合格的测点而言,也无法保证其结果一定准确。因此,一般无法单独使用,还要配合能涵盖所有测点的指标,如契合度。但因其用于判不准确的效率较高,可作初判或辅助指标,以排除估计值严重偏离实际的情况。

综上,自身、因果、空间三维间相辅相成、互相补充、共同构成一个整体,当要对状态估计的结果进行评价及溯源分析时,三者缺一不可。在评价状态估计结果时,3个维度各自存在不足,需三者互相补充,共同完善评价结果;在进行溯源分析时,利用每个测点的标准化残差(自身维度)、各节点不平衡度(空间维度)可以快速锁定问题区域,并结合因果维度中对该地区的历史统计经验(其中蕴含时间维度信息),以确定其具体原因(模型或量测)。下面针对各维度,分别展开具体论述。

2 自身维度:以实时量测为基准的整体指标

自身维度中,在比较各类残差指标特点、优缺

点的基础上,明确甄选出合适、具体的指标——契合度,从而建立起以实时量测为基准的整体性评价指标,直接对估计结果的精度做出整体性评价。

理论上,评价状态估计结果的精度,应以真值为基准;然而,实际电力系统中,真值无法获知,感知电力系统真实运行状态的唯一途径是量测^[14]。因此,大多数文献以量测作为基准,对估计结果进行评价。将量测值 z 与量测估计值 $\hat{z}=\mathbf{h}(\hat{\mathbf{x}})$ (注: $\hat{\mathbf{x}}$ 为 n 维状态估计值, \mathbf{h} 为 m 维非线性量测方程)的残差 $\mathbf{r}=\mathbf{z}-\mathbf{h}(\hat{\mathbf{x}})$ 或其某种函数作为评价指标,如合格率、正常率、契合度等,其各自的定义分别如下所述。

1) 合格率

$$R_{\text{YCGJ}} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \alpha_i \times 100\% \quad (1)$$

式中: R_{YCGJ} 表示合格率; α_i 表示第 i 个量测估计是否合格,其定义如式(2)所示。

$$\alpha_i = \begin{cases} 1, & |r_i| \leq \varepsilon_i \\ 0, & |r_i| > \varepsilon_i \end{cases} \quad (2)$$

式中: r_i 为第 i 个量测估计的残差; ε_i 为判断第 i 个量测估计是否合格的阈值,其具体数值由量测类型及电压等级决定^[11-12]。

2) 正常率

与合格率 R_{YCGJ} 形式上相似,区别在于将合格率定义中的固定常数阈值 ε_i 替换成一定置信概率 p 下的扩展不确定度 U_i 。 p 取远大于 0.5 的量,如 0.997 或 0.945, U_i 取与 p 对应的值^[13]。

3) 遥测不准确度

$$J_a = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{r_i^2}{\sigma_i^2} \times 100\% \quad (3)$$

式中: J_a 为遥测不准确度; σ_i 为第 i 个量测误差的标准差。

4) 契合度

$$\xi = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \exp\left(-\frac{r_i^2}{2(\lambda\sigma_i)^2}\right) \times 100\% \quad (4)$$

式中: ξ 为契合度; $\lambda\sigma_i$ 为 Parzen 窗宽, λ 可取 2~3^[14]。

可见这些评价指标都是关于残差的函数,其形式如式(5)所示。

$$\zeta = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \varphi(r_i) \times 100\% \quad (5)$$

式中: ζ 表示某种基于残差的状态估计精度评价指标,如合格率、正常率等; $\varphi(r_i)$ 表示关于残差 r_i 的

某种函数, 4 种指标中 $\varphi(r_i)$ 的图形分别如图 2 所示。

由图 2 可知, 合格率、正常率中的 $\varphi(r_i)$ 是阶跃函数, 其本质是对测点估计进行分类, 存在非好即坏、无法细分等缺点; 而遥测不准确度、契合度中 $\varphi(r_i)$ 具有连续可微等优点, 其本质是根据残差对测点进行“打分”, 而契合度进一步将分数锁定在区间 (0,1) 内, 便于数值比较, 所以首选契合度作为评价指标。

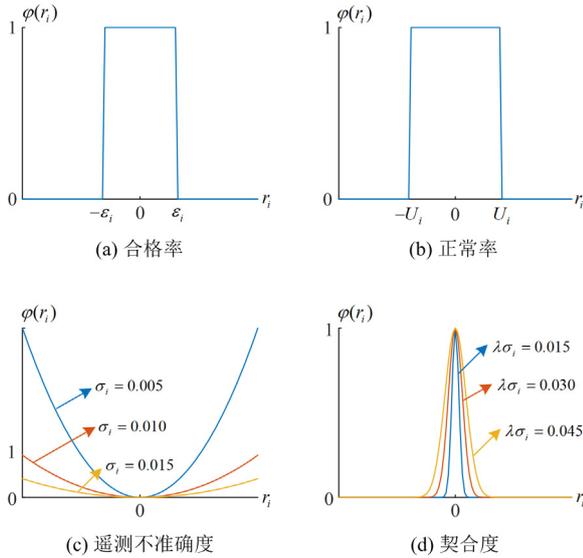


图 2 4 种评价指标中的 $\varphi(r_i)$ 函数

Fig. 2 Function $\varphi(r_i)$ in four evaluation indexes

3 因果维度：以影响因素为基础的综合指标

不同于契合度等单一指标直接对状态估计的结果进行评价, 因果维度中所构建的是以影响因素为基础的综合评价指标, 从评价其影响因素间接评价估计结果。首先, 立足于公式推导, 全面剖析出状态估计精度的影响因素, 并厘清其影响机理及相互关系; 并按照影响因素的不同, 将评价目标(状态估计结果的精度)分成不同侧面的子系统, 再细分为更具体的指标, 形成多指标体系。每个子系统具有一定独立性, 既能反映整体某一方面的特征, 又能综合起来反映评价目标整体^[16]。因果维度中各指标间的关系应该既彼此相互独立(个别指标间可能存在一定相关性、冗余性), 用以反映其整体的一部分(某一方面), 又能一起基本上表达出整体(即可以忽略某些细小因素, 但大体上要全部囊括), 其优点是能综合考虑模型完整性、参数准确性、遥测准确性、遥信动作正确性等因素对状态估计精度的影响^[16]。

下面就先从最经典、应用最广泛的 WLS 的公式推导中, 全面剖析出状态估计精度的影响因素, 并厘清其影响机理及相互关系。

状态估计数学模型的基础与核心是量测方程。

$$\mathbf{z} = \mathbf{h}(\mathbf{x}) + \mathbf{v} \quad (6)$$

式中: \mathbf{x} 为 n 维状态向量; \mathbf{v} 为 m 维量测噪声向量, 假设 $\mathbf{v} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{R})$, \mathbf{R} 为量测噪声方差阵, $\mathbf{R} = \text{diag}[\sigma_1^2 \ \sigma_2^2 \ \cdots \ \sigma_m^2]$, \mathbf{R}^{-1} 为量测权重矩阵。

考量量测误差的存在及量测冗余度的必要性, 式(6)本是矛盾方程组, 需建立某种优化估计准则, 如 WLS, 其目标函数为

$$J(\mathbf{x}) = [\mathbf{z} - \mathbf{h}(\mathbf{x})]^T \mathbf{R}^{-1} [\mathbf{z} - \mathbf{h}(\mathbf{x})] = \sum_{i=1}^m \left(\frac{r_i}{\sigma_i} \right)^2 \rightarrow \min \quad (7)$$

采用迭代法求解此问题。首先, 对 $\mathbf{h}(\mathbf{x})$ 进行线性化, 取真值 \mathbf{x} 的某一近似值 \mathbf{x}_0 , 在 \mathbf{x}_0 附近将 $\mathbf{h}(\mathbf{x})$ 进行泰勒展开, 忽略二次以上的非线性项, 得

$$\mathbf{h}(\mathbf{x}) \approx \mathbf{h}(\mathbf{x}_0) + \mathbf{H}(\mathbf{x}_0) \Delta \mathbf{x} \quad (8)$$

式中: $\mathbf{H}(\mathbf{x}_0) = \left. \frac{\partial \mathbf{h}(\mathbf{x})}{\partial \mathbf{x}} \right|_{\mathbf{x} = \mathbf{x}_0}$ 为雅克比矩阵; $\Delta \mathbf{x}$ 为状态量增量, $\Delta \mathbf{x} = \mathbf{x} - \mathbf{x}_0$ 。

将式(8)代入式(7)中, 并将其展开, 得

$$J(\mathbf{x}) = \Delta \mathbf{z}^T [\mathbf{R}^{-1} - \mathbf{R}^{-1} \mathbf{H}(\mathbf{x}_0) \boldsymbol{\Sigma}(\mathbf{x}_0) \mathbf{H}^T(\mathbf{x}_0) \mathbf{R}^{-1}] \Delta \mathbf{z} + [\Delta \mathbf{x} - \boldsymbol{\Sigma}(\mathbf{x}_0) \mathbf{H}^T(\mathbf{x}_0) \mathbf{R}^{-1} \Delta \mathbf{z}]^T \boldsymbol{\Sigma}(\mathbf{x}_0) \cdot [\Delta \mathbf{x} - \boldsymbol{\Sigma}(\mathbf{x}_0) \mathbf{H}^T(\mathbf{x}_0) \mathbf{R}^{-1} \Delta \mathbf{z}] \quad (9)$$

式中: $\Delta \mathbf{z} = \mathbf{z} - \mathbf{h}(\mathbf{x}_0)$; $\boldsymbol{\Sigma}(\mathbf{x}_0) = [\mathbf{H}^T(\mathbf{x}_0) \mathbf{R}^{-1} \mathbf{H}(\mathbf{x}_0)]^{-1}$ 。

式(9)中右边第一项与 $\Delta \mathbf{x}$ 无关, 且第二项 ≥ 0 , 因此, 欲使 $J(\mathbf{x})$ 极小, 则第二项应取 0, 从而得

$$\Delta \hat{\mathbf{x}} = \boldsymbol{\Sigma}(\mathbf{x}_0) \mathbf{H}^T(\mathbf{x}_0) \mathbf{R}^{-1} [\mathbf{z} - \mathbf{h}(\mathbf{x}_0)] \quad (10)$$

只要初值 \mathbf{x}_0 在真值 \mathbf{x} 附近, 经过若干次迭代修正, $\hat{\mathbf{x}}$ 即可逼近真值 \mathbf{x} 。而由式(10)可知, 修正量的大小由状态估计误差协方差阵 $\boldsymbol{\Sigma}(\mathbf{x}_0)$ 与残差 $\mathbf{r}(\mathbf{x}_0) = \mathbf{z} - \mathbf{h}(\mathbf{x}_0)$ 决定, 将两者继续拆解, 可知修正量只与 $\mathbf{h}(\mathbf{x}_0)$ 、 $\mathbf{H}(\mathbf{x}_0)$ 、 \mathbf{R}^{-1} 及 \mathbf{z} 这 4 项有关。其中, 量测方程 $\mathbf{h}(\cdot)$ 、 $\mathbf{H}(\cdot)$ 除与自变量 \mathbf{x}_0 有关外, 最主要与反映网络模型(拓扑及参数)的节点导纳矩阵 \mathbf{Y} 及量测配置有关。因此, 将影响状态估计精度的因素分为模型、量测两大类, 对每一类继续细分。其中模型包括拓扑关系及模型参数, 量测包括量测配置、数据质量及权重, 其层次结构及所提指标如图 3 所示。

3.1 模型(拓扑+参数)

相比于数据驱动的 AI 算法^[17-19], 现采用的状态估计算法大都是基于物理机理模型的, 即模型是状态估计的基础, 模型不准确将对状态估计结果造成严重影响。

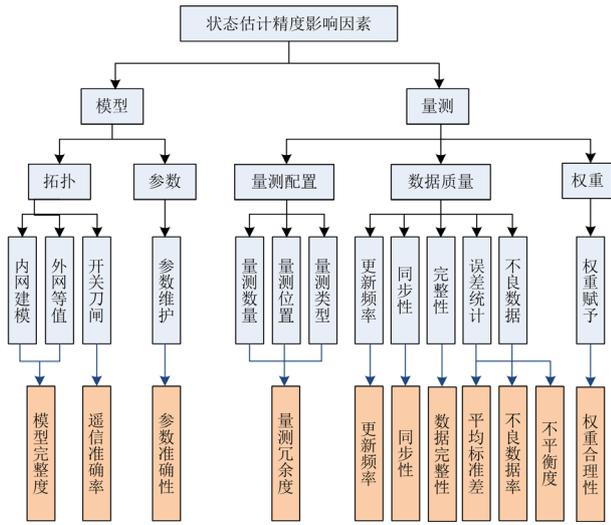


图3 状态估计精度影响因素及相应指标

Fig. 3 Influencing factors and indexes of state estimation accuracy

1) 模型完整度

在建立模型时，涉及对内网中不同电压等级电气设备的建模等值方法，如对低压电气设备的等值，对终端厂站的建模等。对外网的等值方法，包括将外网联络线功率等值为负荷、对外网进行等值建模，但需要从上级调度部门获取关于外网的模型及运行数据，同时又要防止因外网模型及数据维护不及时，影响系统内状态估计的结果^[20]。

同时，当电力系统的规模、设备参数等发生改变时，如改建、扩建、增容、改造等，要注意保证状态估计程序中所建立的模型具有一定动态性，即要对状态估计程序中的模型进行及时更新与调整，以适应复杂电力系统规模、形态的动态变化与发展。

2) 遥信准确率

开关、刀闸的状态决定拓扑结构，其中母联开关的状态影响计算节点的个数，即节点导纳矩阵 Y 的维数；而支路开关决定两两节点间是否存在支路联系，即 Y 中非零元素的分布，两者共同决定 Y 的维度及结构。而反映拓扑结构的节点导纳矩阵 Y 又是量测方程 $h(\cdot)$ 及雅克比矩阵 $H(\cdot)$ 的基础，因此，遥信准确率对状态估计结果的准确性有根本性影响。统计所辖区域中所有开关、刀闸状态发生错误的概率，并按照其重要程度(电压等级、对状态估计结果的影响程度)进行加权平均的方式，得到该区域内遥信准确率总得分。

3) 参数准确性

电网参数主要包括：线路电阻、电抗、充电电容；变压器非标准变比、漏抗；电容器、电抗器的容量值等。电网参数决定着 Y 中每个非零元素的具

体数值。参数误差以及因维护不当而造成的参数错误会对状态估计结果的精度产生较大影响。参数错误是长期影响 EMS 实用化的难题。结合所辖区域内参数维护情况，对该区域的参数进行准确性打分。

综上，网络模型与遥信共同决定节点导纳矩阵 Y 的形成，进而影响 $h(\cdot)$ 、 $H(\cdot)$ 的形成。

3.2 量测(配置 + 质量 + 权重)

量测系统的配置决定系统的可观测性、不良数据的可检测性及可辨识性，其数据质量直接决定状态估计的精度水平，且量测权重的赋予方式又间接影响状态估计的精度，同时由于量测值还作为残差指标的考核基准，因此对量测系统的评价尤其重要，需要对其进行细致、客观的评价，并指导权重的赋予方式。对量测系统的评价包括对量测配置、数据质量及权重赋予方式合理性 3 部分的评价。

3.2.1 量测配置(可观测性分析)

量测配置包括量测数量、位置与类型，它决定系统的可观测性以及不良数据的可检测性、可辨识性。

系统可观的充要条件：雅克比矩阵 H 列满秩或者信息矩阵 $H^T H$ 的秩为 n 。因量测权重不影响可观性分析^[5]，故 R 取单位阵。

量测维数 m 决定 h 、 H 的行数(注： h 为 1 列， H 的列数由状态维数 n 决定)。先将 H 写成由行矢量构成的形式 H_{i^*} (H_{i^*} 表示 H 中第 i 个量测对应的行矢量)，则

$$H^T H = [H_{1^*}^T \ H_{2^*}^T \ \dots \ H_{m^*}^T] \begin{bmatrix} H_{1^*} \\ H_{2^*} \\ \vdots \\ H_{m^*} \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^m H_{i^*}^T H_{i^*} \tag{11}$$

进一步将 H_{i^*} 展开，则式(11)可继续写成

$$\sum_{i=1}^m \begin{bmatrix} H_{i1} \\ H_{i2} \\ \vdots \end{bmatrix} [H_{i1} \ H_{i2} \ \dots] = \sum_{i=1}^m \begin{bmatrix} H_{i1}^2 & H_{i1}H_{i2} & \dots \\ H_{i2}H_{i1} & H_{i2}^2 & \dots \\ \vdots & \vdots & \ddots \end{bmatrix} \tag{12}$$

则 $H^T H$ 的第 j 个对角元素为 $\sum_{i=1}^m H_{ij}^2$ ，由此可知，随着量测维数 m 的增多， $H^T H$ 中每个对角元素的数值增大，状态估计误差协方差阵 $(H^T H)^{-1}$ 中每个对角元素的数值减小，即估计出的状态量越准确^[5]。

量测位置、类型决定 H 中每一行元素具体的构成。不同位置、不同类型量测对应 H 中非零元素的布局为

量测位置、类型决定 H 中每一行元素具体的构成。不同位置、不同类型量测对应 H 中非零元素的布局为

$$\mathbf{H}(\mathbf{x}) = \begin{matrix} v_k \\ \theta_k \\ P_k \\ Q_k \\ P_{kl} \\ Q_{kl} \\ \vdots \end{matrix} \begin{bmatrix} v_1 & \theta_1 & \cdots & v_k & \theta_k & \cdots & v_l & \theta_l \\ & & & 1 & & & & \\ & & & & 1 & & & \\ \circ & * & & \circ & * & & \circ & * \\ * & \circ & & * & \circ & & * & \circ \\ & & & \circ & * & & \circ & * \\ & & & * & \circ & & * & \circ \end{bmatrix} \quad (13)$$

式中: v_k 、 θ_k 分别是节点 k 的电压幅值、相角; P_k 、 Q_k 分别是节点 k 的注入有功、无功功率; P_{kl} 、 Q_{kl} 分别是支路 $k-l$ 的有功、无功功率; “ \circ ” 代表在高压网中该元素绝对值较小, “ $*$ ” 代表该元素绝对值较大。注: P_k 或 Q_k 对应行中的非零元素位于节点 k 及与之直接相连的节点处, 即 $l \in k$, 式(13)中通过假设节点 1 与节点 k 直接相连, 以表示与 P_{kl} 及 Q_{kl} 的区别。

可得一种不可观测的快速判断方法如下:

- 1) 若 $m < n$, 可快速判断出系统一定不可观;
- 2) 若 \mathbf{H} 中某一列元素全为 0, 则该节点状态量一定不可观。

但是, 当 $m > n$ 且 \mathbf{H} 中不存在全为 0 的列矢量时, 则需要进一步进行严格的可观测性分析来明确系统的可观测性。可观测性分析方法分为分数值法、拓扑法及混合法。数值法的核心判据即状态估计存在唯一解的充要条件, 是 \mathbf{H} 列满秩或 $\mathbf{H}^T \mathbf{H}$ 的秩为 n 。通过对 $\mathbf{H}^T \mathbf{H}$ 进行初等行变换或 LDU 分解, 从而明确其秩及冗余量测等信息。但数值法需要进行浮点数运算, 计算效率低下, 且可能存在舍入误差^[5]。拓扑法的思想是在量测图上通过分配量测量试图搜索出一个包含网络所有节点的生成树: 若存在满秩生成树, 则系统可观, 通过继续分析冗余量测集的线性相关性, 可进一步确定量测可检测性与可辨识性; 否则, 系统不可观, 可通过搜索出的最大森林来确定可观岛等信息。

定义: 总体量测冗余度为

$$K = \frac{m}{n} \quad (14)$$

K 能快速、粗略地反映系统量测配置的可观性。当 $K < 1$ 时, 可直接判断出系统一定不可观; 只有当 $K \geq 1$ 时, 系统才可能具备可观性, 并且随着 K 的增大, 状态估计的滤波能力及不良数据检测、辨识能力逐渐增强。文献[15]指出, 不仅要考虑总体量测冗余度, 更要考虑均匀的冗余性, 即每个节点状态的量测冗余度。一个可信的状态估计至少应具备不良数据的可检测性, 则与节点状态相关的量测

冗余度必须大于 1 (实际上是 2); 如果要具备不良数据的可辨识功能, 则冗余度应不小于 3^[15]。因此, 定义节点状态的个体冗余度, 求取方法如下。

当利用拓扑法进行可观测性分析时, 在确定了基本量测集及冗余量测集后, 可以发现一个冗余量测与若干基本量测构成一个线性相关组, 即一个冗余量测对应一个线性相关组, 该线性相关组在拓扑图上可以很方便地找到, 一般有两种情况: (1) 若冗余量测是某节点的注入功率量测, 则它与该节点上所有支路功率量测线性相关; (2) 若冗余量测是某支路功率量测, 则它在拓扑图上与若干量测构成回路。若系统可观, 则将各节点状态的个体冗余度初值设置为 1, 再通过遍历所有冗余量测的方法, 即可得到所有节点状态的个体冗余度。对于情况(1), 将该节点注入功率所在节点的个体冗余度在原来的基础上增加 1; 对于情况(2), 不妨将该支路量测所在支路的左节点(出点)的个体冗余度增加 1。若系统不可观, 则可观岛中的节点个体冗余度求取方法同上, 而不可观节点的个体冗余度定义为 0。节点状态个体冗余度通常还与节点的出线度有关, 可以反映系统中量测配置的薄弱节点, 通过增加量测配置的方式可以提高状态估计滤波性能。

3.2.2 数据质量

目前, 状态估计量测主要包括数据采集与监控系统(supervisory control and data acquisition, SCADA)和相量测量单元(phasor measurement unit, PMU)两类。两种量测数据质量差别较大, 存在兼容性问题。数据质量包括更新频率、同步性(含时延)、数据完整性、误差分布(主要指标为标准差)、不良数据等。

1) 更新频率

由于受通信等技术的限制, 目前 SCADA 的更新频率为 0.1~5 Hz, 而 PMU 的更新频率为 25~100 Hz。更新频率越快, 越有助于捕捉快速的动态过程, 如机电暂态过程。而对于较慢的更新频率, 只能进行单潮流断面的静态状态估计或追踪缓慢变化的准稳态状态估计。更新频率对状态估计精度的影响主要是通过缩短数据更新周期, 有效减少时延误差、线性化误差等与采样周期有关的数值误差。

2) 数据同步性

由于 RTU 的采样不同步, 加上量测时延、数据转发等因素, 输入到状态估计的 SCADA 量测量所反映的时间断面有较大差别^[21]。当系统负荷变化较快时, 上述时间断面的差别将引入较大量测误差^[21]。而 PMU 以 GPS 为基准, 可以实现电网状态相量的异地同步测量, 且具有时标, 即使存在传输时延等, 也能保证时间断面的一致性^[21]。

量测时延是指从量测采样时刻到量测被应用时刻之间的时间段,如图4^[21]所示,主要包括从采样到发送所用时间 Δt_a 、通信时间 Δt_b 、从接收到存储所用时间 Δt_c 以及从存储到被应用的时间 Δt_d ^[21]。

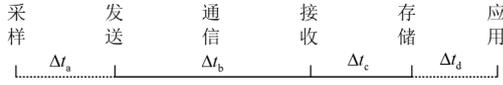


图4 量测时延模型

Fig. 4 Model for transmission delay of measurement

SCADA 和 PMU 在各环节上的时延都不同。目前,PMU 量测时延约为 20 ms;而大型互联电网中,SCADA 转发量测的时延可达数秒,甚至数十秒^[21]。在系统拓扑、模型参数、量测配置确定时,量测时延对状态估计精度的影响主要取决于量测时延的期望、方差和量测变化率^[21]。因此,可通过减小量测更新周期,以减小量测时延的方差,提高估计精度^[21]。

3) 数据完整性

由于通信堵塞、硬件故障、传输延迟等因素,现场 PMU 通常存在不同程度的数据丢失问题^[22-23]。数据丢失会导致系统可观性、量测冗余度及状态估计精度降低。若某时刻发生了数据丢失,则需要重新进行可观性分析,如不满足可观性要求,则需要根据某种方法恢复数据,如差值法^[24]、奇异值分解法^[22]等,并考虑恢复数据的精度问题。统计每条数据通道内数据丢失的概率,则数据完整性 P_{com} 为

$$P_{com} = \left(1 - \sum_{d \in G} w_d \frac{N_d^{lost}}{N_d^{sum}} \right) \times 100\% \quad (15)$$

式中: N_d^{lost} 、 N_d^{sum} 分别为第 d 条数据通道内丢失数据数目及数据总数目; w_d 为第 d 条数据通道的权重; G 为所有数据通道集合。

4) 量测误差

由于量测量的获取需经过电压互感器、电流互感器、功率变换器、模/数转换器、远动传输通道等环节,其不可避免地存在误差^[5],因此有必要采用状态估计进行数字滤波。状态估计利用量测冗余度提高数据精度。假如量测不存在误差,且模型绝对准确,则对于 n 个未知量,在列写出 n 个独立方程式后,便可准确求出这 n 个未知量,不需要冗余度。但是,当量测存在误差时,则仅用这 n 个方程求解出的结果将存在偏差,因此,需要利用量测冗余度来校正这一偏差。即因为量测误差的存在,才需要量测冗余度;且误差越大,需要的量测冗余度越高;当误差超过一定阈值(如 3σ),即出现不良数据时,则需要更高的冗余度,才能保证估计结果的可用性 & 不良数据的检测、辨识能力。在量测误差增大而

量测冗余度不变的情况下,状态估计的精度将变差。

由于是两代技术,SCADA 和 PMU 测量精度相差很多,在技术规范中二者相差一个数量级^[25-26]。

5) 不良数据

对于一个经过良好校对的量测系统而言,依据大数定理,其误差服从正态分布,即正常采样下,99.73%的量测误差落在 $[-3\sigma, 3\sigma]$ 范围内,68%量测误差落在 $[-\sigma, \sigma]$ 范围内^[5]。将误差落在 $[-3\sigma, 3\sigma]$ 以外的量测定义为不良数据,其产生原因包括量测及通信系统的随机干扰、偶发故障、过渡过程及非同时量测等^[5]。不良数据会影响状态估计的收敛性及估计精度。对于抗差性能较差的状态估计算法而言,即使少量的不良数据也会使估计结果面目全非^[5]。不良数据分单个不良数据、多个不相关不良数据及多个相关不良数据,对于最大标准化残差检测与辨识方法而言,其检测、辨识的难度逐渐增加。

3.2.3 量测权重赋予方式的合理性

量测权重表征量测间精度的相对程度,权重的赋予对状态估计精度有很大影响。通常按照量测误差的标准差来赋予权重。由于零注入功率量测的误差为 0,其权重理论上应该为无穷大,但是当量测间权重的差别过大时,会导致算法不收敛,影响数值稳定性。所以,量测权重的赋予方式要兼顾估计精度与数值稳定性两方面的要求^[27-28]。

以上影响因素对状态估计结果精度的影响机理如图 5 所示。首先,网络模型(拓扑与参数)决定节点导纳矩阵 Y 的形成;然后, Y 与量测配置、状态初值 x_0 共同决定 $h(x_0)$ 、 $H(x_0)$ 的形成;进一步, $H(x_0)$ 结合量测权重矩阵 R^{-1} , 形成信息矩阵 $H^T(x_0)R^{-1}H(x_0)$, 进而通过矩阵求逆,形成状态估计误差协方差阵 $\Sigma(x_0)$;同时,由实时量测 z 与估计值 $h(x_0)$ 得到残差 $r(x_0)$;最终,由 $\Sigma(x_0)$ 与 $r(x_0)$ 共同决定修正量的大小。其中初值 x_0 只要不

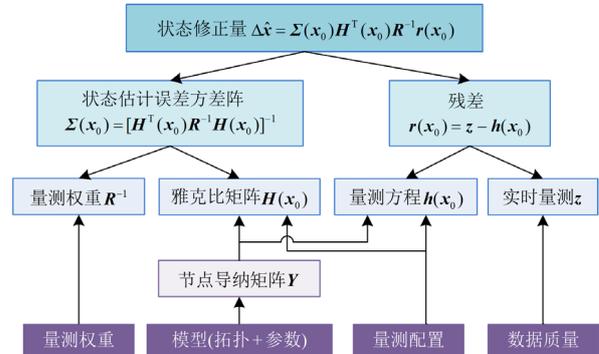


图5 状态估计精度影响因素的影响机理

Fig. 5 Influence mechanism of the influencing factors of the state estimation accuracy

是距离真值 \mathbf{x} 太远, 经过若干次迭代修正后, 其结果均将以相似精度逼近真值 \mathbf{x} , 即除过大的初值误差会直接导致算法发散外, 一定范围内的初值误差对状态估计精度的影响则较小。

4 空间维度: 以潮流约束为佐证的辅助指标

尽管真值未知, 但基尔霍夫电流定律等潮流约束可以辅助验证量测或量测估计值的准确程度。文献[14]除利用契合度外, 还利用零注入节点功率的不平衡量 Δ^0 来衡量零注入约束的满足程度。

$$\Delta^0 = \frac{1}{n_Z} \left(\sum_{k \in Z} |\Delta P_k| + \sum_{k \in Z} |\Delta Q_k| \right) \quad (16)$$

式中: ΔP_k 和 ΔQ_k 分别为估计结果中零注入节点 k 的有功和无功功率的不平衡量; Z 为零注入节点集合; n_Z 为零注入节点数。

并且零注入约束指标的级别高于契合度, 即首先判断零注入约束是否满足, 进一步判断契合度。

其实, 不止零注入节点存在潮流约束, 任意节点均满足基尔霍夫电流定律, 可以对其进行扩展, 考虑任意节点的功率不平衡度。节点功率不平衡为输入节点的功率与输出节点的功率之差, 不仅可以反映测控装置、互感器等是否准确可靠, 也是评价供电量和用电量是否平衡的重要指标^[16]。节点功率不平衡对状态估计结果会有很大的影响。本文中节点功率不平衡度的定义为

$$\Delta = \sqrt{\frac{1}{M} \sum_{k=1}^M [(P_{in}^k - P_{out}^k)^2 + (Q_{in}^k - Q_{out}^k)^2]} \quad (17)$$

式中: M 为计算节点的数目; P_{in}^k 、 Q_{in}^k 及 P_{out}^k 、 Q_{out}^k 分别为第 k 个计算节点输入的有功、无功功率及输出的有功、无功功率。

节点功率不平衡度不仅可反映状态估计结果的精度, 也可用于评估原始量测的数据质量, 并将原始量测的不平衡度添加到因果维度中。对于状态估计结果而言, 因其潮流方程本就建立在节点功率平衡的等式约束的基础上, 故一般只要其收敛, 所有节点对基尔霍夫电流定律的满足程度均较好。但零注入节点注入功率的估计值可能不为 0, 此时若将其强行设置为 0, 则此处将出现较大的不平衡量, 即不平衡量集中在零注入节点, 故仅对零注入节点的不平衡量进行计算即可。而对于原始量测而言, 因某节点功率不平衡度的求取要求该节点上所有注入功率及支路功率均已知, 所以实际满足校验条件的节点数目较少。同时考虑到不同于状态估计结果, 原始量测的零注入节点与其他节点的功率不平衡量相当, 则对所有能满足校验条件的节点均进行计算,

以增加实际参与不平衡度计算的节点数目。

此外, 类似考虑潮流约束的指标还包括线路功率损耗度、变压器功率损耗度、环网功率参数匹配度等, 但因为这些指标多少涉及一定的损耗度, 并非严格等于 0, 即并非越小越好, 而损耗度门槛值的设定又需要根据实际情况变化, 不易统一设置, 不推荐将其作为评价指标。

5 指标得分及指标权重

本文所提状态估计精度综合评价与分析体系中最终所确定的指标参见第 6 节仿真算例中的得分表。其中定性指标包括模型完整度、参数准确性、权重合理性。定性指标需要依据专家经验给出。各指标得分的具体计算方法如下: 契合度、模型完整度、遥信准确率、参数准确性、数据完整性、同步性及权重合理性均是百分制, 无须转化; 将坏数据率转化为正常数据率(100%-坏数据率); 平均标准差 $\bar{\sigma}$ 、量测值及估计值的节点功率不平衡度 Δ^{mea} 及 Δ^{est} 是极小型指标, 即越小越好, 利用 e 指数函数 $\exp(-\mu y)$ 进行转化(其中 μ 为比例系数, y 代表具体指标 $\bar{\sigma}$ 、 Δ^{mea} 或 Δ^{est}); 而冗余度 K 、更新频率是极大型指标, 即越大越好, 可利用分段函数来转化。

在得到各维度不同指标的得分后, 还要考虑各指标的权重。在给各指标赋权重时, 应结合各指标在评价体系中的层次结构来分配权重, 先给出各层分类中不同项目的比例, 如先分配第一层分类中 3 个维度的比例, 自身:因果:空间为 0.2:0.7:0.1; 然后, 在因果维度中, 模型:量测为 0.3:0.7; 进一步, 模型中, 建模:遥信:参数为 0.2:0.4:0.4; 量测中, 配置:质量:权重为 0.4:0.5:0.1; 最后, 数据质量中, 更新频率:同步性:数据完整性:平均标准差:坏数据率:不平衡度为 0.05:0.05:0.05:0.45:0.2:0.2, 例如, 其中坏数据率指标的权重计算方法为 $0.7 \times 0.7 \times 0.5 \times 0.2 = 0.049$, 同理可得其他指标权重。

在给各指标赋权重时, 可利用层次分析法或凭借专家经验, 但难免存在主观因素。因此, 有必要在程序运行过程中, 不断根据实时数据对指标权重进行调整, 逐渐积累历史经验, 以便使总得分更真实地反映状态估计的精度。如在模拟仿真中, 因真值已知, 可根据真值已知条件下的状态估计精度评价指标, 如均方根误差 ε_{RMSE} , 通过多次尝试调整权重系数的方法, 使总得分更加接近 ε_{RMSE} , 从而降低主观因素的影响。

6 仿真算例

采用 IEEE-9 节点系统作为仿真算例, 其拓扑见

图 6, 元件参数详见文献[29]。

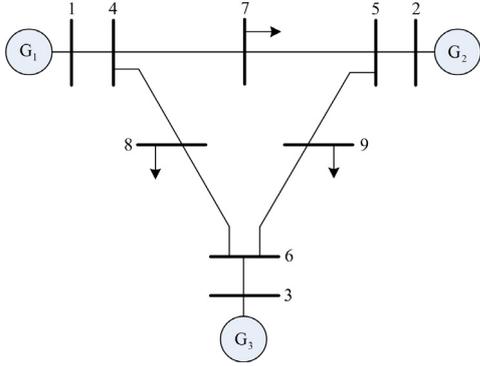


图 6 IEEE-9 节点系统图

Fig. 6 IEEE-9 bus system

以潮流计算的结果作为真值，通过在真值的基础上叠加均值为 0 的随机误差来模拟实测值。为验证所提电力系统状态估计精度评价指标的合理性与有效性，与仿真环境中真值已知情况下的状态估计精度评价指标—— $\varepsilon_{\text{RMSE}}$ 、滤波系数 η 进行对比，其定义分别为

$$\varepsilon_{\text{RMSE}}(\mathbf{z}^*) = \sqrt{\frac{1}{s} \frac{1}{m} \sum_{t=1}^s \sum_{i=1}^m [\mathbf{z}(i)_t^* - \mathbf{z}(i)_t^{\text{true}}]^2} \quad (18)$$

$$\eta = \frac{\sqrt{\frac{1}{s} \frac{1}{m} \sum_{t=1}^s \sum_{i=1}^m [\mathbf{z}(i)_t^{\text{est}} - \mathbf{z}(i)_t^{\text{true}}]^2}}{\sqrt{\frac{1}{s} \frac{1}{m} \sum_{t=1}^s \sum_{i=1}^m [\mathbf{z}(i)_t^{\text{mea}} - \mathbf{z}(i)_t^{\text{true}}]^2}} \times 100\% \quad (19)$$

式中： $\mathbf{z}(i)_t^{\text{true}}$ 、 $\mathbf{z}(i)_t^{\text{est}}$ 及 $\mathbf{z}(i)_t^{\text{mea}}$ 分别表示第 t 次仿真中第 i 个量测的真值、估计值及量测值； $\mathbf{z}(i)_t^*$ 表示 $\mathbf{z}(i)_t^{\text{est}}$ 或 $\mathbf{z}(i)_t^{\text{mea}}$ ； $\varepsilon_{\text{RMSE}}(\mathbf{z}^*)$ 表示 \mathbf{z}^* 的方均根误差； η 表示滤波系数； s 表示仿真总次数。

为了获取不同状态估计的结果，同时为了验证不同因素对状态估计结果的影响程度及其反映到评价体系中相关指标的变化情况，设置了不同类型的仿真场景。

1) 基本场景 1

各节点均配置 PMU (共 9 个)，则具体的量测类型包括各节点电压幅值与相角、各节点注入有功与无功功率以及各支路首末端的有功与无功潮流。根据相应标准^[25,30]规定，各类量测误差的标准差见表 1。

状态估计程序采用 WLS，收敛阈值设置为 10^{-6} 。节点 1 作为参考节点，采用平启动，则状态量初始化为

$$\hat{\mathbf{x}}_0 = [1, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 0, 1, 0]^T$$

最终，得到场景 1 的下状态估计结果，并对其精度进行三维一体综合评价，各项指标得分详见表 2。

表 1 各类量测误差的标准差

	v	θ	P	Q
标准差 σ	0.2%	0.2°	0.4%	0.4%

表 2 三维一体状态估计精度评价体系得分表(基本场景 1)

Table 2 Scoring table of 3-dimensional integrated SE accuracy evaluation system (basic scenario 1)

维度	分类及描述	指标	权重	得分/指标值
自身	基于残差	契合度	0.2	97.473
模型	建模	模型完整度	0.042	100
	遥信	遥信准确率	0.084	100
	参数	参数准确性	0.084	100
因果	配置	冗余度 K	0.196	70.071/4.235
		更新频率	0.012 25	90/100 Hz
		同步性	0.012 25	100
	量测	质量	数据完整性	0.012 25
平均标准差 $\bar{\sigma}$			0.110 25	99.264/0.007 39
		坏数据率	0.049	100/0
	不平衡度 Δ^{mea}	0.049	72.470/3.22 $\times 10^{-3}$	
	权重	权重合理性	0.049	100
空间	基于潮流约束	不平衡度 Δ^{mea}	0.1	99.441/5.61 $\times 10^{-13}$
总分				92.020

2) 场景 2 量测数量变化

场景 2.1—场景 2.4 在基本场景 1 的基础上，逐渐减少 PMU 的数量，依次分别配置 7 个、5 个、3 个和 1 个 PMU。其中当只有 1 个 PMU 时(配置于节点 5)，系统不可观测，因此在场景 2.4 中额外补充量测 $\theta_1(v_1)$ 、 $P_{4-8}(Q_{4-8})$ 、 $P_{6-9}(Q_{6-9})$ 以及零注入量测 $P_4(Q_4)$ 、 $P_6(Q_6)$ ，以保证其可观性。最终，对各场景下的状态估计结果进行评价，得分详见表 3，其中因果维度中只将相较于表 1 中有变化的项目列写出来。为了验证本文所提指标的有效性及其优越性，与合格率、不准确度等单一残差指标、状态估计误差协方差阵对角元素均方根值 $\bar{\Sigma}_{ii}$ 以及仿真中真值已知情况下的指标 $\varepsilon_{\text{RMSE}}$ 、 η 进行了对比。

由表 3 可见，随着 PMU 量测数量的减少，测点合格率始终保持为 100%，不准确度逐渐下降，契合度逐渐上升，从这些单一残差指标来看，似乎状态估计的精度在不断提高。然而，实际上，从量测估计值均方根误差 $\varepsilon_{\text{RMSE}}(\mathbf{z}^{\text{est}})$ 可以看出，随着量测数量的减少， $\varepsilon_{\text{RMSE}}(\mathbf{z}^{\text{est}})$ 不断增大(除场景 2.4)，滤波系数 η 也不断增大(注： η 越小滤波效果越强)，即估计精度、滤波效果不断下降。因此，若采用单一残差指标来评价状态估计的精度，将得到错误的结论。

表 3 各项指标得分的变化(场景 2)

Table 3 Changes in the scores of various indicators (scenario 2)

场景	PMU 数量	$\bar{\Sigma}_i/10^{-7}$	单一残差指标		本文状态估计精度综合评价体系(仅列与表2不同的项目)						仿真中真值已知情况下的指标		
			合格 率/%	不准 确度	契合 度/%	冗余 度K	$\bar{\sigma}/10^{-3}$	量测不平 衡度 Δ^{mea}	估计不平 衡度 Δ^{est}	本文 得分	$\varepsilon_{RMSE}(z^{mea})$	$\varepsilon_{RMSE}(z^{est})$	$\eta/\%$
1	9	3.449	100	0.217	97.473	4.235	7.39	3.22×10^{-3}	5.61×10^{-13}	92.020	0.002 15	0.000 84	39.070
2.1	7	4.466	100	0.182	97.879	3.412	7.21	3.20×10^{-3}	2.04×10^{-13}	90.979	0.002 13	0.001 14	53.521
2.2	5	6.362	100	0.105	98.733	2.588	6.92	2.75×10^{-3}	1.82×10^{-13}	88.898	0.001 81	0.001 30	71.823
2.3	3	10.182	100	0.047	99.417	1.765	6.36	1.79×10^{-3}	2.17×10^{-13}	86.184	0.001 66	0.001 39	83.735
2.4	1	8361.069	100	0.001	99.991	1.176	6.09	3.25×10^{-4}	1.35×10^{-9}	74.664	0.001 35	0.001 23	91.111

产生上述问题的原因是:量测中始终存在精度极高的零注入量测,因此随着量测数量的减少,量测的 $\varepsilon_{RMSE}(z^{mea})$ 、平均标准差 $\bar{\sigma}$ 及节点不平衡度 Δ^{mea} 均在不断降低,说明剩余参与估计的量测的平均精度的确越来越好;但是,尽管如此,由于量测冗余度的下降,状态估计的估计精度、滤波能力却仍然在下降。而准确度、契合度等单一残差指标无法体现这一情况的原因在于,它们均以量测值作为衡量估计结果正确与否的基准。随着量测数量的减少,量测集中可用于相互校核的相关冗余量测数量减少,因此估计结果与这些量测的差值之和也会降低,从而营造出似乎结果更准确了的假象。极端情况下,当冗余度接近 1 时,将会因为没有冗余量

测,而使估计结果完全契合于量测值,而出现契合度始终接近 100%的情况,从而失去了对状态估计精度评价的作用。而本文综合评价体系中,由于在因果维度中考虑了冗余度因素的影响,使总得分更加趋近于真实情况,从而避免了上述问题的出现。此外,该场景下,因状态估计误差协方差阵对角元素均方根值 $\bar{\Sigma}_i$ 也不以残差为基准,所以在此亦能较好地反映估计精度的真实变化趋势。

3) 场景3 坏数据个数变化

场景 3.1—场景 3.4 在基本场景 1 的基础上,逐渐增加坏数据的个数,分别设置了 2、4、6、8 个坏数据。最终,对各场景下状态估计结果进行评价,得分详见表 4。

表 4 各项指标得分的变化(场景 3)

Table 4 Changes in the scores of various indicators (scenario 3)

场景	坏数据 个数	$\bar{\Sigma}_i/10^{-7}$	单一残差指标		本文状态估计精度综合评价体系 (仅列与表2不同的项目)						仿真中真值已知情况下的指标		
			合格 率/%	不准 确度	契合 度/%	坏数据率 /%	量测不平 衡度 Δ^{mea}	估计不平 衡度 Δ^{est}	本文 得分	$\varepsilon_{RMSE}(z^{mea})$	$\varepsilon_{RMSE}(z^{est})$	$\eta/\%$	
1	0	3.448 94	100	0.217	97.473	0	3.22×10^{-3}	5.61×10^{-13}	92.020	0.002 15	0.000 84	39.070	
3.1	2	3.448 05	88.889	147.176	60.165	2.778	9.68×10^{-2}	2.13×10^{-11}	79.009	0.053 47	0.022 46	42.005	
3.2	4	3.448 19	70.833	309.639	46.358	5.556	1.44×10^{-1}	3.31×10^{-11}	75.212	0.075 25	0.026 63	35.389	
3.3	6	3.448 02	70.833	316.631	42.420	8.333	1.45×10^{-1}	3.26×10^{-11}	74.324	0.075 53	0.026 76	35.430	
3.4	8	3.448 44	58.333	496.330	33.386	11.111	2.02×10^{-1}	3.89×10^{-11}	71.940	0.112 18	0.068 73	61.268	

由表 4 可见,随着坏数据个数的增加,合格率、契合度不断降低,不准确度不断升高,同时本文总得分不断降低,这些指标与 $\varepsilon_{RMSE}(z^{est})$ 所反映出的估计精度不断下降的情况一致。但从本文综合评价体系中,结合各影响因素分指标,可以更直观地看到,产生这一现象的原因是坏数据率不断升高导致的(而其他影响因素指标无变化,表 4 中未列)。同时,坏数据使量测的节点不平衡度 Δ^{mea} 显著增大。坏数据率、 Δ^{mea} 的显著提高,使本文总得分在契合度的基础上进一步降低,从而更接近真实情况。同时可以看出,不准确度指标的浮动范围较大,无法

像契合度一样把分数锁定在(0%, 100%)区间内,不便于形成对得分好坏的直观认识。需要注意,随着坏数据个数的增加,状态估计误差协方差阵对角元素均方根值 $\bar{\Sigma}_i$ 变化甚微,区别性减弱,说明 $\bar{\Sigma}_i$ 对坏数据的敏感性较弱,无法很好地体现其影响。

4) 场景4 量测误差变化

场景 4.1—场景 4.4 在基本场景 1 的基础上逐渐增加量测误差的标准差,分别设置为基本场景 1 中对应量测误差标准差的 10 倍、20 倍、40 倍及 80 倍。最终,对各场景下状态估计结果进行评价,得分详见表 5。

表 5 各项指标得分的变化(场景 4)

Table 5 Changes in the scores of various indicators (scenario 4)

场景	标准差 扩大倍数	$\bar{\Sigma}_i/10^{-7}$	单一残差指标		本文状态估计精度综合评价体系 (仅列与表2不同的项目)					仿真中真值已知情况下的指标		
			合格率/ %	不准 确度	契合度/ %	平均 标准差 $\bar{\sigma}$	量测不平衡 度 Δ^{mea}	估计不平 衡度 Δ^{est}	本文 得分	$\varepsilon_{RMSE}(z^{mea})$	$\varepsilon_{RMSE}(z^{est})$	$\eta / \%$
1	1	3.449	100	0.217	97.473	0.007 39	3.22×10^{-3}	5.61×10^{-13}	92.020	0.002 15	0.000 84	39.070
4.1	10	21.559	81.944	0.280	96.744	0.073 91	4.49×10^{-2}	5.60×10^{-12}	87.185	0.024 72	0.011 59	46.885
4.2	20	86.441	66.667	0.370	96.124	0.147 82	9.50×10^{-2}	1.03×10^{-11}	85.843	0.057 58	0.026 51	46.040
4.3	40	344.296	38.889	0.295	96.707	0.295 64	1.83×10^{-1}	1.75×10^{-11}	84.025	0.106 46	0.051 84	48.694
4.4	80	1377.803	23.611	0.159	98.084	0.591 29	2.02×10^{-1}	3.25×10^{-11}	81.032	0.150 88	0.064 51	42.756

由表 5 可见,随着量测误差标准差的增加,量测量与量测估计值的均方根误差均近似成比例增加,由于冗余度较高,滤波系数 η 基本维持在 40% 左右。合格率显著下降,状态估计误差方差阵对角元素均方根值 $\bar{\Sigma}_i$ 显著增大,而不准确度和契合度却未能良好地反映这一不良影响。而本文综合评价体系中,随着量测误差标准差的成倍增加,量测平均标准差指标 $\bar{\sigma}$ 成相同比例增加。同时,量测节点不平衡度 Δ^{mea} 也增加,可以反映出量测质量不断下降,

并对状态估计精度产生了不良影响,使估计值的节点不平衡度 Δ^{est} 也不断增加,从而使本文总得分在综合考虑以上各因素的基础上,能良好地将状态估计精度真实的变化趋势反映出来。

5) 场景5 参数误差变化

场景 5.1—场景 5.4 在基本场景 1 的基础上逐渐增加参数误差,分别对其参数叠加标准差为 0.01%、0.1%、1%、10%的随机误差。最终,对各场景下的状态估计结果进行评价,得分详见表 6。

表 6 各项指标得分的变化(场景 5)

Table 6 Changes in the scores of various indicators (scenario 5)

场景	参数 误差%	$\bar{\Sigma}_i/10^{-7}$	单一残差指标		本文状态估计精度综合评价体系 (仅列与表 2 不同的项目)					仿真中真值已知情况下的指标		
			合格 率/%	不准 确度	契合 度/%	参数 准确性/%	量测不平衡 度 Δ^{mea}	估计不平 衡度 Δ^{est}	本文 得分	$\varepsilon_{RMSE}(z^{mea})$	$\varepsilon_{RMSE}(z^{est})$	$\eta / \%$
1	0	3.449	100	0.217	97.473	100	3.22×10^{-3}	5.61×10^{-13}	92.020	0.002 15	0.000 84	39.070
5.1	0.01	3.430	100	0.234	97.267	99.005	3.22×10^{-3}	3.98×10^{-4}	81.951	0.002 15	0.000 95	44.186
5.2	0.1	3.423	100	0.756	92.694	90.484	3.22×10^{-3}	2.16×10^{-3}	80.321	0.002 15	0.003 12	145.116
5.3	1	3.274	73.6	86.286	60.227	36.788	3.22×10^{-3}	3.06×10^{-2}	69.317	0.002 15	0.037 01	1721.395
5.4	10	3.202	37.5	4565.71	25.955	0.005	3.22×10^{-3}	3.07×10^{-1}	59.373	0.002 15	0.237 97	11 068.37

由表 6 可见,随着参数误差的增加,量测估计值的 $\varepsilon_{RMSE}(z^{est})$ 显著增加,滤波系数 η 急剧增大,当参数误差增加到 0.1% 时, η 大于 100%, 已经失去了滤波作用。从估计值的节点不平衡度 Δ^{est} 也可看出,当参数误差增加到 1% 时, Δ^{est} 已经比量测的节点不平衡度 Δ^{mea} 还大。合格率、不准确度、契合度等单一指标也能一定程度反映出状态估计精度在下降的趋势。但本文综合评价体系可明确给出产生这一现象的原因是参数准确性降低引起的(而其他影响因素指标无变化,表 6 中未列),同时在考虑该指标后总得分非常贴切地反映出状态估计精度的下降趋势。此外,该场景下,随参数误差的增加, $\bar{\Sigma}_i$ 的变化较小,说明 $\bar{\Sigma}_i$ 对参数误差的敏感性及其反映能力较弱。

7 结论

针对实际电力系统中真值未知的情况下如何对状态估计精度进行科学合理评价的问题,建立了集实时量测、影响因素、潮流约束三维一体的综合评价体系。深入阐述了三者各自的不足及其相互关系,阐明了建立三维一体评价体系的原因;通过比较各指标的特点、优缺点,明确甄选出合适、具体的指标;立足公式推导,全面剖析状态估计精度的影响因素及影响机理。仿真结果表明,所提电力系统状态估计精度评价体系能较真实地反映出状态估计的精度水平及变化趋势,并可明确指出其原因,从而反映出电网基础模型及数据存在问题,能够有效避免出现如单一指标因以量测值作为考核基准而存在的得分高、精度差的情形,具有较明显的有效

性及优越性。本文主要针对目前 EMS 中应用最广泛、发展最成熟的静态状态估计而言, 而针对近年来提出的基于 PMU 的机电暂态动态状态估计的精度评价问题将是下一步研究的重点。

参考文献

- [1] 巨云涛, 黄炎. 适应非光滑特性的交直流混合电力系统状态估计[J]. 电力系统保护与控制, 2023, 51(2): 141-150.
JU Yuntao, HUANG Yan. State estimation for an AC/DC hybrid power system adapted to non-smooth characteristics[J]. Power System Protection and Control, 2023, 51(2): 141-150.
- [2] 吉兴全, 刘小虎, 张玉敏, 等. 基于 WGPR 的三相不平衡配电网鲁棒状态估计方法[J]. 智慧电力, 2023, 51(11): 61-68.
JI Xingquan, LIU Xiaohu, ZHANG Yumin, et al. Robust state estimation method for three-phase unbalanced distribution network based on WGPR[J]. Smart Power, 2023, 51(11): 61-68.
- [3] 石倩, 刘敏. 基于容积粒子滤波的配电网动态状态估计[J]. 电测与仪表, 2023, 60(10): 87-91.
SHI Qian, LIU Min. Dynamic state estimation of distribution network based on CPF[J]. Electrical Measurement & Instrumentation, 2023, 60(10): 87-91.
- [4] 田钧祥, 陈铁, 陈彬. 基于改进自适应 UKF 算法的中压配电网鲁棒动态状态估计方法[J]. 中国电力, 2023, 56(11): 128-133.
TIAN Junxiang, CHEN Tie, CHEN Bin. Robust dynamic state estimation method for medium voltage distribution networks based on improved adaptive UKF algorithm[J]. Electric Power, 2023, 56(11): 128-133.
- [5] 陈艳波, 于尔铿. 电力系统状态估计[M]. 北京: 科学出版社, 2021.
- [6] 王克英, 穆钢, 陈学允. 计及 PMU 的状态估计精度分析及配置研究[J]. 中国电机工程学报, 2001, 21(8): 30-32.
WANG Keying, MU Gang, CHEN Xueyun. Precision improvement and PMU placement studies on state estimation of a hybrid measurement system with PMUs[J]. Proceedings of the CSEE, 2001, 21(8): 30-32.
- [7] 李大路, 李蕊, 孙元章. WAMS/SCADA 混合测量状态估计数据兼容性分析[J]. 中国电机工程学报, 2010, 30(16): 60-66.
LI Dalu, LI Rui, SUN Yuanzhang. Data compatibility analysis of WAMS/SCADA hybrid measurements state estimation[J]. Proceedings of the CSEE, 2010, 30(16): 60-66.
- [8] 陈晓爽, 林今, 宋永华. 配电网状态估计误差的电路表示方法[J]. 中国电机工程学报, 2014, 34(28): 4839-4846.
CHEN Xiaoshuang, LIN Jin, SONG Yonghua. A circuit representing method for state estimation errors in distribution networks[J]. Proceedings of the CSEE, 2014, 34(28): 4839-4846.
- [9] RICE M J, HEYDT G T. Power systems state estimation accuracy enhancement through the use of PMU measurements[C] // 2005/2006 IEEE PES Transmission and Distribution Conference and Exhibition, May 21-24, 2006, Dalas, America: 1-5.
- [10] ZIMA-BOCKARJOVA M, ZIMA M, ANDERSSON G. Analysis of the state estimation performance in transient conditions[J]. IEEE Transactions on Power Systems, 2011, 26(4): 1866-1874.
- [11] 国家电网公司. 能量管理系统(EMS)实用化标准[S]. 北京: 国家电网公司, 2009.
- [12] 国家电网公司. 能量管理系统(EMS)实用化验收办法[S]. 北京: 国家电网公司, 2009.
- [13] 何光宇, 董树锋. 基于测量不确定度的电力系统状态估计(一)结果评价[J]. 电力系统自动化, 2009, 33(19): 21-24.
HE Guangyu, DONG Shufeng. Power system static-state estimation based on uncertainty of measurement part one result evaluation[J]. Automation of Electric Power Systems, 2009, 33(19): 21-24.
- [14] 郭烨, 张伯明, 吴文传, 等. 实际电力系统状态估计可信度评价[J]. 电力系统自动化, 2017, 41(1): 155-160.
GUO Ye, ZHANG Boming, WU Wenchuan, et al. Reliability assessment of state estimation in practical power systems[J]. Automation of Electric Power Systems, 2017, 41(1): 155-160.
- [15] 顾锦汶. 对有关标准中关于状态估计的一些不同意见[J]. 电力系统自动化, 2014, 38(1): 134-135.
GU Jinwen. Disagreements discussion on state estimation in related standards[J]. Automation of Electric Power Systems, 2014, 38(1): 134-135.
- [16] 王淼, 常乃超, 刘金波, 等. 状态估计多指标综合评价方法[J]. 电力系统自动化, 2015, 39(1): 94-98.
WANG Miao, CHANG Naichao, LIU Jinbo, et al. A multi-index comprehensive evaluation method of state estimation[J]. Automation of Electric Power Systems, 2015, 39(1): 94-98.
- [17] 马玉玲, 李朝祥, 曹中枢, 等. 基于数据融合技术的电力系统鲁棒动态状态估计方法[J]. 智慧电力, 2023, 51(10): 78-84.
MA Yuling, LI Chaoxiang, CAO Zhongshu, et al. Robust dynamic state estimation method for power systems based on data fusion[J]. Smart Power, 2023, 51(10): 78-84.
- [18] 宋雨露, 樊艳芳, 刘牧阳, 等. 基于 SC-DNN 和多源数据融合的新能源电力系统状态估计方法[J]. 电力系统保护与控制, 2023, 51(9): 178-187.
SONG Yulu, FAN Yanfang, LIU Muyang, et al. State

- estimation method of a new energy power system based on SC-DNN and multi-source data fusion[J]. Power System Protection and Control, 2023, 51(9): 178-187.
- [19] 张汪洋, 樊艳芳, 侯俊杰, 等. 基于集成深度神经网络的配电网分布式状态估计方法[J]. 电力系统保护与控制, 2024, 52(3): 128-140.
ZHANG Wangyang, FAN Yanfang, HOU Junjie, et al. Distribution network distributed state estimation method based on an integrated deep neural network[J]. Power System Protection and Control, 2024, 52(3): 128-140.
- [20] 黄滔, 卢建刚, 张辉. 广东省调提高状态估计计算精度的措施[J]. 电网技术, 2004, 28(16): 78-81.
HUANG Tao, LU Jiangang, ZHANG Hui. Measures to improve state estimation calculation accuracy in Guangdong provincial power dispatching center[J]. Power System Technology, 2004, 28(16): 78-81.
- [21] 赵红嘎, 薛禹胜, 高翔, 等. 量测量的时延差对状态估计的影响及其对策[J]. 电力系统自动化, 2004, 28(21): 12-16.
ZHAO Hongga, XUE Yusheng, GAO Xiang, et al. Impacts of the difference between measurement transmission delays on state estimation and the countermeasures[J]. Automation of Electric Power Systems, 2004, 28(21): 12-16.
- [22] 杨智伟, 刘灏, 毕天姝, 等. 基于奇异值分解的 PMU 数据恢复法[J]. 中国电机工程学报, 2020, 40(3): 812-820.
YANG Zhiwei, LIU Hao, BI Tianshu, et al. A PMU data recovery method based on singular value decomposition[J]. Proceedings of the CSEE, 2020, 40(3): 812-820.
- [23] 符杨, 张语涵, 田书欣, 等. 抵御多点虚假数据攻击的主动配电网状态估计方法[J]. 智慧电力, 2023, 51(4): 69-76, 83.
FU Yang, ZHANG Yuhuan, TIAN Shuxin, et al. Active distribution network state estimation method against multi-point false data injection attacks[J]. Smart Power, 2023, 51(4): 69-76, 83.
- [24] JONES K D, PAL A, THORP J S. Methodology for performing synchrophasor data conditioning and validation[J]. IEEE Transactions on Power Systems, 2015, 30(3): 1121-1130.
- [25] Power System Relaying Committee of the IEEE Power Engineering Society. IEEE standard for synchrophasors for power systems[S]. New York: The Institute of Electrical and Electronics Engineers, Inc., 2005.
- [26] 国家电网公司. 电力系统实时动态监测系统技术规范[S]. 北京: 国家电网公司, 2006.
- [27] 李碧君, 薛禹胜, 顾锦汶, 等. 状态估计中选取量测权重值的新原则[J]. 电力系统自动化, 2000, 24(8): 10-14.
LI Bijun, XUE Yusheng, GU Jinwen, et al. A new criterion of determining measurement weights in power system state estimation[J]. Automation of Electric Power Systems, 2000, 24(8): 10-14.
- [28] 龚成明, 於益军, 路轶, 等. 加权最小二乘状态估计量测权重值计算的实用方法[J]. 电力系统自动化, 2016, 40(11): 143-147.
GONG Chengming, YU Yijun, LU Yi, et al. Practical method for calculating measurement weights in weighted least square state estimation[J]. Automation of Electric Power Systems, 2016, 40(11): 143-147.
- [29] 陈亮. 电力系统分布式动态状态估计研究[D]. 北京: 华北电力大学, 2014.
- [30] 张道农, 刘灏, 毕天姝, 等. 中外 PMU 静态标准及评估方法对比分析[J]. 电力系统保护与控制, 2013, 41(17): 140-145.
ZHANG Daonong, LIU Hao, BI Tianshu, et al. Comparison of the PMU static and dynamic standards and evaluation methods between Chinese standards and IEEE[J]. Power System Protection and Control, 2013, 41(17): 140-145.

收稿日期: 2024-05-09; 修回日期: 2024-08-23

作者简介:

张静(1986—), 女, 博士研究生, 研究方向为电力系统状态估计; E-mail: jingkanxueyv@163.com

毕天姝(1973—), 女, 博士, 教授, 博士生导师, 主要研究方向为电力系统保护与控制、广域同步相量测量技术及应用; E-mail: tsbi@ncepu.edu.cn

刘灏(1985—), 男, 通信作者, 博士, 副教授, 主要研究方向为广域同步相量测量技术及其应用。E-mail: hliu@ncepu.edu.cn

(编辑 周金梅)