

## **5. ПРИНЯТИЕ РЕШЕНИЯ ОБ АДЕКВАТНОСТИ МОДЕЛИ**

На этапе оптимизации параметров реализуется выбор «наилучшей» (в силу некоторого критерия) модели в пределах фиксированной модельной структуры. В соответствии с процедурой идентификации (рис. 2.1) следующим шагом является принятие решения об адекватности (неадекватности), или подтверждение модели. Основной задачей на данном этапе является получение ответа на вопрос: «насколько хороша» оптимизированная модель. Несмотря на неформальный характер поставленного вопроса, можно выделить ряд аспектов, исследование которых позволяет сделать выводы о возможности практического применения модели, т.е. подтвердить модель:

- согласованность модели с экспериментальными данными;
- возможность использования модели для решения поставленной задачи;
- адекватность модели реальной системе.

В общем случае для подтверждения модели необходимо сопоставить с полученной моделью всю имеющуюся информацию о реальной системе [9], т.е. априорную информацию, экспериментальные данные и опыт использования модели. В прикладных задачах идентификации систем типа черный ящик наиболее естественным (а зачастую, единственно возможным) объектом для сопоставления с моделью являются экспериментальные данные.

Наиболее простой и естественный способ подтверждения работоспособности модели – проверка на множестве данных, не использованных при оптимизации параметров модельной структуры. Этот под-

ход, известный как перекрестная оценка [9], требует специального набора данных – «тестового множества», удовлетворяющего тем же требованиям, что и обучающее множество (например, покрытие всего рабочего диапазона системы). Практическая реализация подхода не вызывает затруднений, так как сводится к оценке моделирования работы сети в режиме нормального функционирования. Единственной проблемой может оказаться невозможность выделения тестового множества в силу недостатка экспериментальных данных.

В настоящем параграфе рассматриваются следующие методы подтверждения модели, возможность реализации которых не зависит от размера множества экспериментальных данных:

- оценка модели с позиции невязок: исследование корреляционных функций различных комбинаций невязок и данных;
- имитационное моделирование – прогнозирование на  $k$  шагов вперед;
- оценка средней ошибки обобщения: используется для выявления возможности использования модели в качестве прогнозирующей для проведения структурной оптимизации нейросетевых моделей.

### **5.1. Исследование корреляционных функций**

Если предположить, что некоторая модель  $M(\hat{\theta})$  получена путем оптимизации на основе множества экспериментальных данных  $Z^N$ , можно получить оценку адекватности модели путем анализа ошибок прогнозирования (невязок). Источником данных предполагается уравнение типа

$$y(t) = g(\varphi(t, \hat{\theta}), \hat{\theta}) + e(t), \quad (2.149)$$

где  $e(t)$  – белый шум,  $g(\varphi(t, \theta), \theta) = \hat{y}(t|\theta)$  – отображение, реализуемое моделью.

По отношению к данным, вопрос о подтверждении модели равносильно вопросу о правдоподобии того факта, что реализация  $z^N$  действительно может быть порождена соотношением (2.149). Это эквивалентно утверждению, что ошибки прогнозирования (невязки)

$$\varepsilon(t, \hat{\theta}) = y(t) - g(\varphi(t, \hat{\theta}), \hat{\theta}) = y(t) - \hat{y}(t|\hat{\theta}) \quad (2.150)$$

являются последовательностью нормально распределенных независимых случайных величин. Проверку выполнения условия (2.150) можно провести статистическими методами различной сложности [25].

Можно утверждать, что модель вполне адекватна и информация, содержащаяся в обучающем множестве, была извлечена полностью в том случае, если ошибка прогнозирования некоррелирована с предыдущими данными [9,25]. В принципе, можно рассматривать корреляцию со всеми возможными линейными и нелинейными комбинациями данных, хотя на практике это нереалистично. Поэтому для оценки обычно используются лишь несколько наиболее репрезентативных авто- и взаимокорреляционных функций [28]:

$$\hat{r}_{\varepsilon\varepsilon}(\tau) = \frac{\sum_{t=1}^{N-\tau} (\varepsilon(t, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon})(\varepsilon(t - \tau, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon})}{\sum_{t=1}^N (\varepsilon(t, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon})^2} = \begin{cases} 1, & \tau = 0, \\ 0, & \tau \neq 0; \end{cases} \quad (2.151)$$

$$\hat{r}_{u\varepsilon}(\tau) = \frac{\sum_{t=1}^{N-\tau} (u(t) - \bar{u})(\varepsilon(t - \tau, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon})}{\left( \sum_{t=1}^N (u(t) - \bar{u})^2 \right)^{1/2} \left( \sum_{t=1}^N (\varepsilon(t, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon})^2 \right)^{1/2}} = 0, \quad \forall \tau; \quad (2.152)$$

$$\hat{r}_{u^2\varepsilon^2}(\tau) = \frac{\sum_{t=1}^{N-\tau} (u^2(t) - \bar{u}^2)(\varepsilon^2(t - \tau, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon}^2)}{\left( \sum_{t=1}^N (u^2(t) - \bar{u}^2)^2 \right)^{1/2} \left( \sum_{t=1}^N (\varepsilon^2(t, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon}^2)^2 \right)^{1/2}} = 0, \quad \forall \tau; \quad (2.153)$$

$$\hat{r}_{u^2\varepsilon}(\tau) = \frac{\sum_{t=1}^{N-\tau} (u^2(t) - \bar{u}^2)(\varepsilon(t - \tau, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon})}{\left( \sum_{t=1}^N (u^2(t) - \bar{u}^2)^2 \right)^{1/2} \left( \sum_{t=1}^N (\varepsilon(t, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon})^2 \right)^{1/2}} = 0, \quad \forall \tau; \quad (2.154)$$

$$\hat{r}_{\varepsilon\beta}(\tau) = \frac{\sum_{t=1}^{N-\tau} (\varepsilon(t, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon})(\beta(t - \tau - 1) - \bar{\beta})}{\left( \sum_{t=1}^N (\varepsilon(t, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon})^2 \right)^{1/2} \left( \sum_{t=1}^N (\beta(t) - \bar{\beta})^2 \right)^{1/2}} = 0, \quad \tau \geq 0; \quad (2.155)$$

где

$$\beta(t) = u(t)\varepsilon(t, \hat{\theta}), \quad (2.156)$$

чертой сверху обозначены средние значения сигналов

$$\bar{x} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N x(t). \quad (2.157)$$

Обычно производится проверка функций на равенство нулю при 95% доверительном интервале при  $\tau \in [-20, 20]$ , т.е.  $-1,96/\sqrt{N} < \hat{r} < 1,96/\sqrt{N}$ .

Первые две корреляционные оценки (2.151) и (2.152) традиционно используются при реализации методов идентификации линейных систем, т.к. рассмотрение корреляционных функций более высокого порядка нецелесообразно.

В работе [28] также предлагается рассматривать следующие функции:

$$\hat{r}_{\alpha \varepsilon^2}(\tau) = \frac{\sum_{t=1}^{N-\tau} (\alpha(t) - \bar{\alpha})(\varepsilon^2(t - \tau, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon}^2)}{\left( \sum_{t=1}^N (\alpha(t) - \bar{\alpha})^2 \right)^{1/2} \left( \sum_{t=1}^N (\varepsilon^2(t, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon}^2)^2 \right)^{1/2}} = \begin{cases} k, & \tau = 0, \\ 0, & \tau \neq 0; \end{cases} \quad (2.158)$$

$$\hat{r}_{\alpha u^2}(\tau) = \frac{\sum_{t=1}^{N-\tau} (\alpha(t) - \bar{\alpha})(u^2(t - \tau) - \bar{u}^2)}{\left( \sum_{t=1}^N (\alpha(t) - \bar{\alpha})^2 \right)^{1/2} \left( \sum_{t=1}^N (u^2(t, \hat{\theta}) - \bar{u}^2)^2 \right)^{1/2}} = 0, \quad \forall \tau, \quad (2.159)$$

где

$$\alpha(t) = y(t)\varepsilon(t, \hat{\theta}), \quad (2.160)$$

$$k_2 = \frac{\left( \sum_{t=1}^N (\varepsilon^2(t, \hat{\theta}) - \bar{\varepsilon}^2) \right)^{1/2}}{\left( \sum_{t=1}^N (\alpha(t) - \bar{\alpha})^2 \right)^{1/2}}. \quad (2.161)$$

Следует отметить, что представленные тесты могут применяться и к многомерным моделям. В этом случае исследуются корреляционные функции для каждой комбинации вход-выход.

## 5.2. $k$ -шаговое прогнозирование

В случае, когда частота дискретизации достаточно высока по сравнению с динамикой реальной системы, анализ ошибок одношагового прогнозирования становится неэффективным. Действительно, для двух последующих значений выходного сигнала в большинстве случаев верно соотношение  $y(t) \approx y(t-1)$ , и значение ошибки прогнозирования невелико. Очевидно, что небольшие ошибки прогнозирования в этом случае не обуславливают адекватности модели. Одним из подходов к решению данной проблемы является оценка многошагового прогноза модели путем имитационного моделирования [9]. В этом случае регрессионный вектор состоит из фактических входных сигналов реальной системы и прогнозируемых на предшествующих итерациях выходных значений. При использовании NNARX модели  $k$ -шаговый прогноз определяется следующим соотношением:

$$\hat{y}(t+k) \equiv \hat{y}(t+k|t, \hat{\theta}) = \hat{g}(\bar{\varphi}(t+k), \hat{\theta}), \quad (2.162)$$

где

$$\bar{\varphi}^T(t+k) = [\hat{y}(t+k), \dots, \hat{y}(t+k - \min(k, n) + 1), \\ y(t), \dots, y(t - \max(n-k, 0)), u(t-d+k), \dots, u(t-d-m+k)] \quad (2.163)$$

$n$  – число предшествующих значений выходного сигнала,  $m$  – число предшествующих входов,  $d$  – временная задержка.

Результаты  $k$ -шагового прогнозирования можно оценивать визуально либо вводя некоторую формальную меру расстояния между сигналами.

### 5.3. Оценка средней ошибки обобщения

Достоверная оценка средней ошибки обобщения весьма существенна для решения задачи подтверждения модели. Кроме того, данная оценка может быть эффективно использована для быстрого анализа различных модельных структур с целью установления наиболее адекватной реальной системе. В настоящем разделе рассматривается оценка ошибки обобщения, основанная на ФОП Акайке [21].

В разделе 2.4.2 оценка средней ошибки прогнозирования была введена как

$$\hat{V}_M = \frac{1}{2} \sigma_e^2 \left( 1 + \frac{p}{N} \right) \quad (2.164)$$

при условии, что нейросетевая модель обучается до достижения точки минимума нерегуляризованного критерия (2.145). В работе [9] введена оценка дисперсии шумов в соответствии со следующим выражением:

$$\hat{\sigma}_e^2 = 2 \frac{N}{N-p} V_N(\hat{\theta}, Z^N). \quad (2.165)$$

Подстановка (2.165) в выражение (2.164) приводит к оценке типа

$$\hat{V}_M = \frac{N+p}{N-p} V_N(\hat{\theta}, Z^N). \quad (2.166)$$

Для регуляризованного критерия ( $D = \alpha I$ ) оценка принимает вид

$$\hat{V}_M = \frac{1}{2} \left( \sigma_e^2 \left( 1 + \frac{p_1}{N} \right) + \gamma \right), \quad (2.167)$$

где

$$p_1 = \text{tr} \left[ R(R + D)^{-1} R(R + D)^{-1} \right], \quad (2.168)$$

$$\gamma = \frac{1}{N^2} \theta_0^T D \left( R + \frac{1}{N} D \right)^{-1} R \left( R + \frac{1}{N} D \right)^{-1} D \theta_0. \quad (2.169)$$

При обучении нейросетевой модели в соответствии с регуляризованным критерием требуется определить оценку значения дисперсии шумов.

Проводя разложение критерия в окрестности действительных значений весовых коэффициентов сети  $\theta_0$ , получим следующую оценку:

$$\begin{aligned} E \{ V_N(\hat{\theta}, Z^N) \} &= E \{ V_N(\theta_0, Z^N) \} + E \{ (\hat{\theta} - \theta_0)^T V'_N(\theta_0, Z^N) \} + \\ &+ \frac{1}{2} E \{ (\hat{\theta} - \theta_0)^T V''_N(\theta_0, Z^N) (\hat{\theta} - \theta_0) \}. \end{aligned} \quad (2.170)$$

Очевидно, что первая составляющая в правой части выражения (2.170) равна половине дисперсии шумов:

$$E \{ V_N(\theta_0, Z^N) \} = \bar{V}(\theta_0) = \frac{1}{2} \sigma_e^2. \quad (2.171)$$

Определение второй составляющей несколько сложнее. Найдем разложение первого порядка критерия в окрестности  $\theta_0$ :

$$0 = W'_N(\hat{\theta}, Z^N) \approx W'_N(\theta_0, Z^N) + (\hat{\theta} - \theta_0)^T W''_N(\theta_0, Z^N), \quad (2.172)$$

что приводит к соотношению

$$(\hat{\theta} - \theta_0) \approx - \left[ W''_N(\theta_0, Z^N) \right]^{-1} W'_N(\theta_0, Z^N). \quad (2.173)$$

В работе [9] показано, что при достаточно больших значениях  $N$

$$V''_N(\theta_0, Z^N) \approx \bar{R} = E \{ \psi(t, \theta_0) \psi^T(t, \theta_0) \}, \quad (2.174)$$



что приводит к выражению

$$W_N''(\theta_0, Z^N) = V_N''(\theta_0, Z^N) + \frac{1}{N} D \approx \bar{R} + \frac{1}{N} D. \quad (2.175)$$

Подстановка полученного результата в (2.170) дает следующее соотношение:

$$\begin{aligned} E\{(\hat{\theta} - \theta_0)^T V_N'(\hat{\theta}, Z^N)\} &\approx \\ &\approx E\left\{\left(-\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \psi(t, \theta_0) e(t, \theta_0) + \frac{1}{N} D \theta_0\right)^T \left[\bar{R} + \frac{1}{N} D\right]^{-1} V_N'(\theta_0, Z^N)\right\} = \\ &= E\left\{\left(-\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \psi(t, \theta_0) e(t, \theta_0)\right)^T \left[\bar{R} + \frac{1}{N} D\right]^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \psi(t, \theta_0) e(t, \theta_0)\right)\right\} + \\ &+ E\left\{\left(\frac{1}{N} \theta_0^T D\right) \left[\bar{R} + \frac{1}{N} D\right]^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \psi(t, \theta_0) e(t, \theta_0)\right)\right\}. \end{aligned} \quad (2.176)$$

Шумы не зависят от входного сигнала и некоррелированы с функциями входного сигнала. Таким образом, вторая составляющая

$$E\left\{\left(\frac{1}{N} \theta_0^T D\right) \left[\bar{R} + \frac{1}{N} D\right]^{-1} \left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \psi(t, \theta_0) e(t, \theta_0)\right)\right\}$$

в выражении (2.176) равна нулю. Введение оператора трассировки матриц позволяет переписать выражение (2.176) в следующем виде [9]:

$$\begin{aligned} E\{(\hat{\theta} - \theta_0)^T V_N'(\hat{\theta}, Z^N)\} &\approx \\ &\approx -\text{tr} \left[ E\left\{\left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \psi(t, \theta_0) e(t, \theta_0)\right) \left(\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \psi(t, \theta_0) e(t, \theta_0)\right)^T\right\} \times \right. \\ &\times \left. \left[\bar{R} + \frac{1}{N} D\right]^{-1} \right] = -\text{tr} \left[ \frac{\sigma_e^2}{N} \bar{R} \left(\bar{R} + \frac{1}{N} D\right)^{-1} \right]. \end{aligned} \quad (2.177)$$

Найдем значение третьего компонента правой части выражения (2.170):

$$\text{tr} \left[ E \left\{ (\hat{\theta} - \theta_0)^T \bar{R} (\hat{\theta} - \theta_0) \right\} \right] = \text{tr} \left[ \bar{R} E \left\{ (\hat{\theta} - \theta_0)(\hat{\theta} - \theta_0)^T \right\} \right] = \text{tr} [\bar{R} P], (2.178)$$

где матрица  $P$ , представляющая собой математическое ожидание девиаций весовых коэффициентов, трактуется как простое затухание весов. На основе соотношений (2.173) и (2.175) можно получить выражение для сложного затухания (имеются в виду различные значения параметров затухания для каждого весового коэффициента):

$$\begin{aligned} P &\equiv E \left\{ (\hat{\theta} - \theta_0)(\hat{\theta} - \theta_0)^T \right\} \approx \\ &\approx \frac{\sigma_e^2}{N} \left( \bar{R} + \frac{1}{N} D \right)^{-1} \bar{R} \left( \bar{R} + \frac{1}{N} D \right)^{-1} + \\ &+ \frac{1}{N^2} \left( \bar{R} + \frac{1}{N} D \right)^{-1} D \theta_0 \theta_0^T D \left( \bar{R} + \frac{1}{N} D \right)^{-1}, \end{aligned} \quad (2.179)$$

что приводит к следующему выражению:

$$\begin{aligned} \text{tr} [\bar{R} P] &= \frac{\sigma_e^2}{N} \bar{R} \left( \bar{R} + \frac{1}{N} D \right)^{-1} \bar{R} \left( \bar{R} + \frac{1}{N} D \right)^{-1} + \\ &+ \frac{1}{N^2} \theta_0^T D \left( \bar{R} + \frac{1}{N} D \right)^{-1} \bar{R} \left( \bar{R} + \frac{1}{N} D \right)^{-1} \theta_0 D. \end{aligned} \quad (2.180)$$

$\bar{R}$  – неизвестно, поэтому производится замена на гессиан Гаусса - Ньютона, определенный в точке минимума  $R \equiv R(\hat{\theta})$ . Выделяя в выражении (2.180)  $p_1$  (2.186),  $\gamma$  (2.169) и подставляя (2.171), (2.177), (2.180) в (2.170), получаем следующий результат:

$$2E \left\{ V_N(\hat{\theta}, Z^N) \right\} \approx \sigma_e^2 - 2 \frac{\sigma_e^2}{N} \text{tr} \left( R \left( R + \frac{1}{N} D \right)^{-1} \right) + \frac{\sigma_e^2}{N} p_1 + \gamma. \quad (2.181)$$

Определяя  $p_2$  как

$$p_2 = \text{tr} \left[ R \left( R + \frac{1}{N} D \right)^{-1} \right], \quad (2.182)$$

можно переписать (2.181) в форме

$$2E \{ V_N(\hat{\theta}, Z^N) \} \approx \sigma_e^2 \left( 1 + \frac{p_1 - 2p_2}{N} \right) + \gamma, \quad (2.183)$$

что приводит к следующей оценке дисперсии шумов:

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{2NV_N(\hat{\theta}, Z^N) - N\gamma}{N + p_1 - 2p_2}. \quad (2.184)$$

Для случая  $D = \alpha I$

$$p_2 = \text{tr} \left[ R \left( R + \frac{\alpha}{N} I \right)^{-1} \right] = \sum_{i=1}^p \frac{\delta_i}{\delta_i + \alpha/N} \approx p_1. \quad (2.185)$$

Отбрасывая  $\gamma$  и подставляя оценку дисперсии в выражение (2.167), получаем следующую оценку ошибки прогнозирования:

$$\hat{V}_M = \frac{N - p_1}{N + p_1 - 2p_2} V_N(\hat{\theta}, Z^N) \left( \approx \frac{N + p_1}{N - p_1} V_N(\hat{\theta}, Z^N) \right). \quad (2.186)$$

Выражение для средней ошибки обобщения получено с учетом того факта, что реальная система содержится в выбранной модельной структуре, т.е.  $S \in M$ . Однако практическое использование оценки достаточно эффективно даже в случае существенной ошибки смешения.