напряжений сжатия в неглубоком наружном слое, и, как следствие, повышается износостойкость твёрдых сплавов, из которых изготовлен буровой инструмент.

Рекомендуем применять алмазную обработку бурового инструмента для добычи высоковязкой нефти шахтным способом, так как данный способ повышает износостойкость, улучшает эксплуатационные характеристики твёрдосплавных изделий и, как следствие, снижает затраты на ремонт и закупку нового оборудования.

1. Гарилов Владимир Станиславович. Повышение эффективности многослойных покрытий сложного состава на твердосплавном режущем инструменте : дис. канд. техн. наук : 05.16.01 Оренбург, 2006 185 с. РГБ ОД, 61:07-5/125.

Савкин А.А., Мусаев А.А.

Мультирегрессионный контроль мониторинга технологического процесса

СПбГТИ(ТУ)

(Россия, Санкт-Петербург)

doi:10.18411/spc-12-03-2018-06

idsp: 000001:spc-12-03-2018-06

Аннотация

Рассмотрен вопрос построения и применения системы взаимного контроля средств мониторинга на основе алгоритмов мультирегрессионного анализа в условиях хаотической динамики шумовой компоненты рядов наблюдений за стационарным состоянием технологического процесса. В качестве полигона данных используются нормированные временные ряды наблюдений, полученные в процессе мониторинга состояния ректификационной колонны. Оценке подлежит текущее значение технологического параметра по результатам наблюдений трех других, связанных с ним параметров.

Ключевые слова: технологический процесс, мониторинг, хаотические процессы, мультирегрессионные оценки, контроль состояния.

Введение. Значимой особенностью многих технологических процессов (ТП) является наличие корреляционной взаимосвязи между их отдельными параметрами. Отсюда возникает принципиальная возможность организации системы регрессионного контроля измерительной аппаратуры, входящей в систему мониторинга состояния ТП.

Действительно, по величине разладки между результатами измерений конкретного параметра ТП, и его мультирегрессионной оценкой, сформированной на основе коррелированных измерений, полученных другими измерительными средствами, можно сделать вывод о некорректной работе контролируемого измерителя. При этом возникает возможность не только установить факт неисправности прибора, но и вскрыть латентные неисправности, обусловленные, например, небольшой разладкой, медленным старением механизма, небольшим износом и т.п.

В то же время указанная выше методика в ряде случаев может иметь свои особенности, усложняющие и ограничивающие ее применение. Так, например, для многих ТП характерны стационарные состояния, определяемые регламентом их управления. В стационарном режиме вектор состояния ТП осуществляет флуктуационные колебания в некоторой m -мерной окрестности установленной регламентом рабочей точки. В случае, когда указанные флуктуации соответствуют модели независимых и стационарных случайных блужданий, корреляции между измерениями будут равны нулю, и процесс регрессионного восстановления будет невозможен. Однако на практике идеальный белый шум практически не встречается, большинство флуктуаций представляет собой некоторый хаотический процесс,

содержащий явно выраженные локальные тренды, обусловленные разнообразными, часто неизвестными факторами влияния. Наличие указанных трендов принципиально позволяет сформировать локальные регрессионные зависимости, которые, в свою очередь, дают возможность реализовать рассмотренную выше технологию контроля разладки контрольно-измерительной аппаратуры систем мониторинга ТП. Исследованию данного вопроса и посвящена настоящая статья.

Постановка задачи. Традиционной моделью прямых наблюдений состояния ТП [1-3] является аддитивная модель вида $Y_k = X_k + v_k$, $k = 1, \dots, n$, где $\{X_k, k = 1, \dots, n\}$ представляет собой системную компоненту (т.е. используемую для анализа и формирования управляющих решений), а $\{v_k, k = 1, \dots, n\}$ – шумовую составляющую. В стационарном режиме ряды наблюдений обычно образуются колебательным непериодическим (или хаотическим) процессом. Шумовая компонента представляет собой нестационарный процесс, грубо описываемый гауссовской моделью с изменяющимися параметрами.

Хаотический характер рядов наблюдения не допускает примитивного описания рядов наблюдений в виде стационарного гауссовского процесса. Математический дескрипт включает в себя локальные тренды, обусловленные сложным характером взаимодействия большого числа возмущающих факторов.

В то же время в хаотической динамике наблюдений можно найти и полезные закономерности, связанные с многомерностью контролируемых процессов. В частности, при увеличении интервала наблюдения можно наблюдать достаточно устойчивые корреляционные связи между рядами наблюдений, полученными различными измерителями. Данное явление позволяет построить взаимные статистические зависимости, что, в свою очередь, дает возможность оценить текущее значение контролируемого параметра по группе коррелированных с ним наблюдений. Отсюда возникает реальная возможность построения индикатора разладки, значение которого в каждый момент времени будет определяться разностью между текущим измерением контролируемого параметра и его оценкой, построенной по коррелированной с ним группе наблюдений. Наиболее естественным механизмом построения такой оценки является многомерная линейная регрессия (мультирегрессия), базирующаяся на традиционном методе наименьших квадратов (МНК) [2-5].

Достаточно очевидно, что применение разности между оценкой параметра ТП и его текущим измерением может осуществляться путем использованием разнообразных критериев, определяющих исправность измерительного прибора. При этом в условиях хаотической динамики аналитические методы сравнения этих критериев реализовать невозможно. Отсюда возникает задача численного исследования диагностических стратегий, основанных на регрессионной оценке контролируемого параметра ТП, рассмотренная в настоящей статье.

Рис 1. Пример реализации наблюдений контролируемого параметра rx и трех базовых регрессоров $p1$, $p2$, $p3$

2. Мультирегрессионное оценивание состояния ТП. В качестве базового примера, используемого в настоящей статье, рассмотрим задачу оценки параметра ректификационной колонны P_x (например, температуру верха колонны). Для роли регрессоров будем использовать три других измеряемых параметра P_1, P_2, P_3 , коррелированных с оцениваемым параметром (например, охлаждающий поток, давление внутри колонны и температуру низа колонны).

На рис. 1 представлены временные графики наблюдений за указанными параметрами на некотором временном участке наблюдения. Нетрудно видеть, что оцениваемый параметр находится в корреляционной связи со всеми базовыми регрессорами.

В общем случае, многомерная линейная регрессионная модель имеет вид

$$\bar{Y}_i = \sum_{j=1}^m c_j X_{ji} + \varepsilon_i, \quad i = 1, \dots, n.$$

Уравнение регрессии представляет собой гиперплоскость в $(m+1)$ -м пространстве. При этом используется типовые допущения вида:

$$\begin{aligned} \text{cov}(Y_i, Y_j) &= \begin{cases} 0, & i \neq j, \\ \sigma^2, & i = j. \end{cases} \quad E\{\varepsilon_i\} = 0, \quad \text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \begin{cases} 0, & i \neq j, \\ \sigma^2, & i = j. \end{cases} \\ E\{X_{ki} \varepsilon_i\} &= 0, \quad \forall i = 1, \dots, n, \quad k = 1, \dots, m. \end{aligned}$$

В дальнейшем для описания многомерной линейной регрессии будем использовать матричную нотацию [4, 5]:

$$c = (c_1, c_2, \dots, c_m)^T, \quad X = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & \dots & X_{m1} \\ 1 & X_{12} & \dots & X_{m2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & X_{1n} & \dots & X_{mn} \end{pmatrix}, \quad \varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_n)^T.$$

Минимизируя сумму квадратов ошибок

$$\sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \varepsilon^T \varepsilon = (Y - Xc)^T (Y - Xc),$$

приходим к системе нормальных уравнений, решение которых, в свою очередь, позволяет определить хорошо известное соотношение для МНК-оценки параметров регрессии $\hat{c} = (X^T X)^{-1} X^T Y$.

Для оценки векторного коэффициента передачи $\hat{c}$ будет использоваться скользящее окно наблюдения $w_i = (Y_{i-m}, Y_{i-m+1}, \dots, Y_i)$, $i = (m+1), \dots, n$, позволяющее снизить влияние нестационарности на качество обработки данных. Организация скользящего окна наблюдения и отвечающая ему схема структуризации данных представлена, например, в [6]. При этом информационная платформа анализа формируется в виде двумерной таблицы, в левой части которой представлены данные наблюдений за регрессорами, в роли которых, в данном случае, выступают технологические параметры P_1, P_2, P_3 . Правая часть таблицы представлена наблюдениями за оцениваемым параметром P_x .

Величину разности $d_i = \hat{Y}_i - Y_i$, где $\hat{Y}_i = \hat{c}_i X_i$ – оценка параметра P_x , сформированная на основе текущих значений регрессоров.

Рис 2. Наблюдения параметра p_x и их регрессионные оценки

Рис 3. Разность и сглаженная разность между наблюдениями p_x и их регрессионными оценками

На рис. 2 приведены графики наблюдений изменения параметра p_x и его регрессионная оценка, построенная по указанной выше триаде базовых измерителей. На рис. 3 представлена разность d_i , $i = 1, \dots, n$ между измерениями p_x и их регрессионными оценками, а также сглаженная версия этого процесса. Сглаживание осуществлялось простейшим экспоненциальным фильтром с коэффициентом передачи $\alpha = 0.05$.

Исследуем вопрос о простейшем применении указанной разности для построения системы (методики) регрессионного контроля состояния измерителя.

Реализация вычислительной схемы мультирегрессионного оценивания. Простейшая методика контроля состояния измерителя, основанная на использовании вычислительной схемы мультирегрессионного оценивания, может быть построена путем проверки гипотезы $H_0 : |d_i| \leq d^*$. Если $d_i > d^*$, то это означает, что $Y_i > \hat{Y}_i$, т.е. инструмент дает завышенное значение. Наоборот, если $d_i < -d^*$, т.е. $Y_i < \hat{Y}_i$, означает недооценку инструментом значения измеряемого параметра.

Рис 4. Графики изменения наблюдений p_x и решающей статистики dx

Статистический подход означает определение критического значения d^* исходя из таблиц его распределения (или распределения связанной с ним статистики) и заданного уровня доверия. Однако в условиях хаотической динамики такой подход может оказаться недееспособным и критическое значение приходится выбирать приблизительно, исходя из предварительного анализа ретроспективной информации на достаточно большом интервале наблюдений. В качестве примера рассмотрим изменение статистики $d_i = \hat{Y}_i - Y_i$ для того же параметра p_x на большом временном интервале с шагом 5 минут. Соответствующий график, а также его сглаженная версия и уровни принятия решения приведены на рис.4. В качестве заведомо заниженного уровня принятия решения принято значение среднеквадратического отклонения (ско). Здесь оценка ско разностного процесса $s = 24.7$, а для сглаженного процесса $s = 21.5$. Очевидно, что для формирования заключения о неисправности измерителя требуются значительно более высокие пороги решения.

Рис 5. Гистограмма сглаженного процесса d_i

На рис. 5 приведена гистограмма d_i , $i = 1, \dots, n$, демонстрирующая слабую сходимость плотности распределения указанной разности к гауссовскому распределению. Данная картина является статичной, при рассмотрении ее в динамике видно, что все моменты распределения изменяются во времени, а следовательно процесс является сугубо нестационарным.

Вернемся к совмещенному графику исходного процесса и решающей статистики d_i , $i = 1, \dots, n$ (рис. 4). В соответствие с описанной выше простейшей диагностической

стратегией, выносится решение о том, что прибор дает заниженное значение измеряемого параметра, если значение решающей статистики превышает пороговое значение, т.е. $d_s(t) > d_s^*$. И наоборот, предполагается, что прибор дает заниженное значение измеряемого параметра, если $d_s(t) < -d_s^*$. Из графика нетрудно видеть, что устойчивого подтверждения прогноза тенденции в сторону, соответствующую переоценке или недооценке показание прибора нет.

Причина этого явления также очевидна: движение в направлении, указанном решающей статистикой, определяется его оценкой по результатам наблюдения трех других, коррелированных с ним параметров, выступающих в роли регрессоров. В то же время существуют и другие, внешние факторы, вызывающие появление динамических трендов. Совокупность этих движений даст окончательный вид динамики, направленность которой определяется векторной суммой разнородных и слабо прогнозируемых факторов влияния.

Можно сделать предположение, что на боковом тренде рабочей точки мультирегрессионный индикатор будет работать достаточно эффективно при правильно выбранных регрессорах и значениях параметров алгоритма. Однако при наличии сильного тренда, обусловленного преобладающим внешними факторами, будет преобладать соответствующая тенденция, мажорирующая влияние фактора несоответствия текущей измерения по отношению к его статистической оценки.

Заключение

Полученные в статье материалы позволяют сделать вывод о том, что применение мультирегрессионных оценок позволяет построить индикаторную оценку и отвечающую ему диагностическую стратегию, допускающую принципиальную возможность получения положительного результата. Существенным отличием данного подхода является отсутствие требования к выявлению и использованию тренда наблюдаемого процесса. Это позволяет отказаться от традиционной пролонгационной схемы прогнозирования, что принципиально важно при работе с хаотическими или нестационарными процессами, характерными для стационарных режимов ТП.

По существу, происходит замена прямого прогнозирования нестационарного процесса косвенным предсказанием значений параметров ТП. Такой подход существенно повышает устойчивость прогноза к хаотическим вариациям шумовой компоненты рабочей точки. Тем не менее, существует достаточно много ситуаций, в которых предложенная методика приводит к негативному результату. В частности, индикаторная переоценка параметра во время сильного положительного тренда, связанного, например, с переходными режимами ТП, при механистическом подходе может привести к ошибкам типа ложной тревоги. Для преодоления таких ошибок необходимо использовать комплексный подход к контролю средств мониторинга ТП. Технология такого предсказания, также, как и анализ альтернативных, более сложных диагностических стратегий, основанных на мультирегрессионных оценках, составляют предмет дальнейших исследований.

1. Химмельблау Д. Анализ процессов статистическими методами // М.: Мир, 1973. — 957 с.
2. Современные методы идентификации / Под ред. П. Эйхоффа. // М.: Мир. 1983. — 400 с.
3. Элементы теории испытаний и контроля технических систем // В.И. Городецкий, А.К. Дмитриев, В.М. Марков и др. Под ред. Р.М. Юсупова. - М.: Энергия, 1978. - 191с.
4. Болч Б., Хуань К. Многомерные статистические методы для экономики // Пер. с англ. под ред. С. А. Айвазяна М.: Статистика, 1979. 317с.
5. Демиденко Е. З. Линейная и нелинейная регрессии // М.: Финансы и статистика, 1981. 302с.
6. Мусаев А.А., Барласов И.А. Анализ динамических характеристик состояния рынка ценных бумаг // Труды СПИИРАН. Вып. 6. 2008. С. 150–160.