

ПРАКТИЧЕСКИЙ ОПЫТ

О ПРОГНОЗЕ ЭКОНОМИЧЕСКОГО ЭФФЕКТА ОТ ВНЕДРЕНИЯ УСКОРЕННЫХ МЕТОДОВ АНАЛИЗА

Л. А. КОГАН, В. Д. БАРСКИЙ, Л. А. ЗАБЕЛЮ

(Свердловск)

Целесообразность разработки и внедрения новых методов анализа, используемых для контроля технологических процессов, определяется величиной ожидаемого экономического эффекта. В связи с этим большое внимание должно быть уделено методу оценки экономической эффективности, от которого зависит принятие решения о необходимости проведения соответствующих работ.

Существующий способ оценки экономической эффективности, базирующийся на определении разности затрат на проведение анализа до и после разработки нового метода, неполон. Предлагаемая для обсуждения методика расчета экономического эффекта от внедрения нового метода анализа, позволяет, на наш взгляд, достаточно полно оценить результат внедрения до того, как работа будет проделана.

Экономический эффект от внедрения нового метода анализа должен определяться не только по сокращению затрат на анализ, но и по величине экономии, возникающей за счет возможного улучшения ведения процесса как результата улучшения контроля.

В общем случае анализ, выполняемый для контроля за ходом технологического процесса, имеет целью получение количественного показателя, сравниваемого с показателем, принятым за норму. Обнаруживаемые при этом отклонения служат основанием для вмешательства в процесс с целью возврата к нормальному положению. Увеличение частоты анализа позволяет сократить разрыв времени между возникновением отклонения и началом вмешательства в ход процесса. Очевидно, что всякое отклонение процесса от нормы приводит в конечном счете к ухудшению его экономической эффективности. Поэтому уменьшение времени ведения процесса в ненормальных (неоптимальных) условиях должно приводить к определенной экономии.

Предельным случаем в этом смысле является полная автоматизация процесса, когда время между возникновением отклонения и вмешательством в ход процесса сведено к минимуму.

На практике, однако, очень часто контроль за ходом процесса ведется периодически. Время между измерениями устанавливается чаще всего исходя из возможностей проведения анализа и не является оптимальным.

Рассмотрим на примере определения потерь бензола с обратным коксовым газом методику расчета экономической эффективности нового метода анализа.

Определение величины потерь по существующей методике [1] позволяет аппарату вмешиваться в ход процесса с опозданием на 8 час., что обусловлено длительностью анализа. С помощью хроматографа [2] результат анализа получается с периодичностью в 30 мин. Соответственно, вмешательство в ход процесса возможно через такой же промежуток времени.

Хроматограф работает автоматически. Поэтому затраты труда на отбор пробы и анализ исключаются. Остаются лишь затраты на обслуживание хроматографа. Определяемая в настоящее время экономия получается как разность между величиной этих затрат до и после установки прибора.

Для выявления экономии от внедрения прибора предлагается следующий подход. Изменение величины потерь бензола, наблюдаемое по результатам анализа, связано с длительно действующими (состояние аппаратуры, температура наружного воздуха и т. д.) и внезапно появляющимися факторами (нарушения технологии, аварии и т. д.).

Кроме того, постоянно возникают небольшие отклонения от среднего значения, вызванные одновременным действием большого числа неконтролируемых факторов. Отклонения, связанные с нарушениями технологии и авариями, могут быть устранены Отклонения, связанные с нарушениями технологии и авариями, могут быть устранены аппаратиком при наличии своевременной информации, которая обеспечивается увеличением частоты анализа. При этом экономия возникает не за счет времени на устранение неполадок, одинаковое при любой частоте анализа, а за счет сокращения времени, в течение которого аппаратик по существу не контролирует процесс.

Поставленная в настоящей работе задача существенным образом связана с проблемой прогнозирования временных рядов [3, стр. 187]. Решение этой проблемы требует предсказания результатов технологического процесса в момент времени t_{i+1} по результатам, полученным в моменты t_i , t_{i-1} , t_{i-2} и т. д. Различают стационарные и нестационарные случайные процессы. В первом случае математическое ожидание $M(X)$ случайной величины X , являющейся результатом процесса, постоянно во времени. Во втором случае оно меняется во времени [$M(X) = \varphi(\tau)$]. Если удастся найти $\varphi(\tau)$, можно от X перейти к новым величинам θ , последовательность которых образует уже стационарный случайный процесс с $M(\theta) = \text{const}$.

$$\theta(\tau) = X(\tau) - \varphi(\tau). \quad (1)$$

В отличие от теории прогнозирования стационарных случайных процессов [4, 5, стр. 185], в настоящее время для прогнозирования нестационарных процессов имеются лишь отдельные, хотя и хорошо разработанные приемы. Предложенное в [6] решение задачи прогнозирования временных рядов является достаточно строгим и общим, однако, реализуется в весьма жестких для реальных технологических процессов ограничениях, таких как требование линейности функции дрейфа по времени. Используем здесь более простой подход.

Нестационарный случайный процесс может быть представлен следующей математической моделью

$$X(\tau) = \varphi(\tau) + f(\tau) + \sigma(\tau), \quad (2)$$

где $\varphi(\tau)$ — функция, описывающая систематическое изменение $M(X)$ во времени, вызванное старением аппаратуры, изменением температуры наружного воздуха и другими причинами. Предполагается, что устранение этих причин на существующем оборудовании невозможно, а потому $\varphi(\tau)$ рассматривается как неуправляемая характеристика процесса. $f(\tau)$ — периодическая составляющая, описывающая возникающие резкие изменения результатов процесса, вызванные нарушениями технологии, авариями и др. Устранение этих нарушений находится в зависимости от той информации, которую дает применяемый в данном случае анализатор потерь сырого бензола в газе. С этой точки зрения $f(\tau)$ является управляемой характеристикой рассматриваемого процесса, а эффективность управления зависит от времени, требуемого для обнаружения нарушения*. $\sigma(\tau)$ — случайная составляющая, описывающая колебания результатов процесса, связанные с действием большого числа неконтролируемых факторов и является, естественно, неуправляемой характеристикой.

Таким образом, установка прибора, обеспечивающего получение информации о процессе за более короткое время, позволяет устранить периодическую составляющую рассматриваемого нестационарного случайного процесса, что должно привести к уменьшению потерь продукта.

Поэтому оценка составляющей $f(\tau)$ до разработки и внедрения прибора позволит установить ту часть экономии, которая до сих пор не учитывалась. Для оценки $f(\tau)$ необходимо отделить ее от $\varphi(\tau)$ и $\sigma(\tau)$. Установление вида $\varphi(\tau)$ представляет собой сложную задачу, которая является центральной в проблеме прогнозирования. Однако при ряде допущений она может быть решена, например, такими простыми способами, какие используются для прогнозирования временных рядов с помощью контрольных карт [7]. При этом можно построить «числовые фильтры», задерживающие составляющие $f(\tau)$ и $\sigma(\tau)$ и пропускающие лишь систематическую составляющую $\varphi(\tau)$. Числовые фильтры, приравняемые к функции $\varphi(\tau)$, могут быть построены, например, по экспоненциально взвешенным и текущим средним или по кумулятивным суммам.

Способность таких фильтров задерживать периодическую и случайную составляющие и не искажать временной дрейф зависит от ряда величин, выбор которых приходится осуществлять в известной мере произвольно, учитывая по возможности лишь интуитивно определяемую специфичность данного процесса.

В нашем случае представляется возможным определить $\varphi(\tau)$ как набор текущих средних $\bar{x}$ величины потерь X сырого бензола с очищенным коксовым газом. Для подсчета текущих средних используются формулы

$$\sum_{i=1}^n x_i$$

$$\bar{x}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}; \quad \bar{x}_2 = \bar{x}_1 + \frac{x_{n+1} - x_1}{n}; \quad \bar{x}_3 = \bar{x}_2 + \frac{x_{n+2} - x_2}{n} \quad (3)$$

* В данном случае время на устранение нарушения не учитывается, так как оно не зависит от применяемого метода анализа.

и т. д., где x_i — содержание сырого бензола в очищенном коксовом газе, характеризующее работу цеха за i -ю 8-ми часовую смену; n — число результатов, используемых для нахождения текущих средних. В расчетах мы приняли $n = 10$, что соответствует почти трехсуточной работе цеха. Такой выбор n определялся нашими представлениями об инерционности рассматриваемого технологического процесса по отношению к возмущениям, приводящим к временному дрейфу.

Дальнейшие рассуждения могут быть сведены к следующему.

Построив систематическую составляющую $f(\tau)$ в виде последовательности текущих средних $\bar{x}_1, \bar{x}_2, \bar{x}_3$ и т. д. находим последовательность величин $\theta(\tau)$ по формуле (1). Так как эта последовательность отражает уже стационарный случайный процесс, то $M(\theta) = \text{const}$, что позволяет оценить разброс значений $\theta(\tau)$ в виде дисперсии $s^2(\theta)$ *

То же время из (1) и (2) получаем $\theta(\tau) = f(\tau) + \sigma(\tau)$.

Учитывая природу $f(\tau)$ и $\sigma(\tau)$, можно ожидать, что значения $\theta(\tau)$, определяемые составляющей $f(\tau)$, несовместимы (статистически неоднородны) со значениями $\theta(\tau)$, которые соответствуют функции $\sigma(\tau)$. Проверка этой гипотезы осуществляется заданием доверительных границ около $M(\theta)$, в которых лежат значения $\theta(\tau)$, связанные с составляющей $\sigma(\tau)$. Значения $\theta(\tau)$, выходящие за эти границы, принадлежат периодической составляющей и их выделение обеспечит возможность подсчета экономической эффективности от разработки и внедрения прибора.

Задание доверительных границ можно осуществить с помощью формулы

$$|\theta_j - \bar{\theta}| = r \cdot s(\theta) \cdot \sqrt{\frac{N-1}{N}},$$

где $\bar{\theta}$ — выборочная оценка $M(\theta)$; N — число значений θ_j , составляющих выборку; r — величина относительного отклонения произвольно выбранного значения θ_j от $\bar{\theta}$, подчиняющаяся r — распределению с числом степеней свободы $f = N - 2$ [8, стр. 96].

Если выбрать уровень значимости p , то с вероятностью $P = 1 - p$ можно утверждать, что наблюдаемые значения потерь бензола с коксовым газом, для которых $|\theta_j - \bar{\theta}| > r \cdot s(\theta) \sqrt{(N-1)/N}$, определяются периодической составляющей $f(\tau)$.

При подсчете экономического эффекта от установки прибора учитывается, естественно, лишь та часть составляющей $f(\tau)$, которой соответствуют отклонения в сторону больших потерь.

В дальнейшем экономия, связанная с быстроедействием нового прибора, может быть подсчитана в рублях по формуле

$$\Delta \sigma = C \sum_{j=1}^k \theta^* V, \quad (4)$$

где C — стоимость продукта, руб/т; θ^* — концентрация теряемого продукта, который можно сохранить после установки прибора, т/м³; V — восьмичасовая производительность цеха по газу, м³; k — число отклонений, выходящих за доверительные границы (в сторону больших потерь).

В рассматриваемом нами конкретном случае $N = 1074$. При таком N число степеней свободы ($f = N - 2 = 1072$) достаточно велико, чтобы полагать выборочные значения r -критерия распределенными нормально.

Расчет дисперсии $s^2(\theta)$ дал величину 1,3292 ($s(\theta) = 1,153$) при $f = 1073$. Допуская, что очень грубые отклонения некоторых величин могли привести к существенному завышению $s^2(\theta)$, выделение их осуществляли в два этапа, меняя уровень значимости.

Вначале, задавшись уровнем значимости $p = 0,01$ для $f \approx \infty$, нашли $r(0,01; \infty) = 2,576$ (см. [8], табл. 7) и построили заведомо очень широкие доверительные границы $|\theta_j - \bar{\theta}| = 2,97$.

После выделения выходящих за эти пределы значений θ_j оставшиеся результаты дали $s^2(\theta) = 0,9575$ при $f = 1048$.

Эта дисперсия значительно меньше исходной.

* Предполагая нормальность распределения $\theta(\tau)$, можно использовать формулу

$$s^2(\theta) = \frac{\sum_j \theta_j^2 - \frac{(\sum_j \theta_j)^2}{N}}{N - 1}$$

В дальнейшем были построены новые границы для обычно применяемого уровня значимости 0,05: $|\theta_j - \bar{\theta}| \cong 2,0$.

Всего было выделено 43 значения, которые оказываются несовместимыми с остальными 1031 и с вероятностью не ниже 95% могут быть отнесены к периодиче-

ской составляющей. Это позволило установить, что $\sum_{j=1}^{43} \theta_j \tau = 132,30 \cdot 10^{-6} \text{ т/м}^3$.

Учитывая, что в нашем случае $C = 98$ руб. и $V = 0,56 \cdot 10^6 \text{ м}^3$, по формуле (4) $\mathcal{E}_6 = 98 \cdot 132,30 \cdot 0,56 = 7260$ руб.

Расчет экономии от внедрения, полученной за счет уменьшения трудовых затрат на проведение анализа с учетом затрат на обслуживание прибора и его амортизацию, показал, что она составляет 842 руб., а полная экономия, получаемая от внедрения прибора, составляет 8102 руб. Таким образом, экономия от внедрения нового метода анализа должна рассчитываться с учетом эффекта, получаемого за счет улучшения качества контроля, который в ряде случаев может быть существенно большим, чем уменьшение затрат на проведение анализа.

При таком подходе можно себе представить случай, когда увеличение затрат на проведение анализа окажется экономически выгодным, так как будет перекрыто экономией от улучшения качества продукции или уменьшения потерь.

ЛИТЕРАТУРА

1. Л. Д. Глузман, И. И. Эдельман. Лабораторный контроль коксохимического производства. М., «Металлургия», 1968.
2. В. В. Носков и др. Усовершенствование автоматического определения потерь бензола с обратным коксовым газом. Кокс и химия, 1969, № 6.
3. В. В. Налимов, Н. А. Чернова. Статистические методы планирования экстремальных экспериментов. М., «Наука», 1965.
4. К. Хелстром. Статистическая теория обнаружения сигналов. М., Изд-во иностр. лит., 1963.
5. Н. Винер. Теория предсказания. В сб. Современная математика для инженеров (под ред. Э. Ф. Беккенбаха). М., Изд-во иностр. лит., 1958.
6. G. E. P. Box, G. M. Jenkins. Some Statistical Aspects of Adaptive Optimization and Control, J. Roy. Statist. Soc. B, 1962, v. 24, № 2.
7. W. D. Ewan. When and How to Use Cu—Sum Charts. Technometrics, 1963, v. 5, № 1.
8. В. В. Налимов. Применение математической статистики при анализе вещества. М., Физматгиз, 1960.

Поступила в редакцию
17 III 1969