

## ПОЛИМЕРЛЕУ ПРОЦЕСІН ҮЛГІЛЕУ ТӘСІЛІ

А.О.Оспанова, Г.Ы.Ермекбаева, М.Ж.Көшкінбаева  
М.Әуезов атындағы ОҚМУ, Шымкент қ.

Стиролды полимерлеу процесін идентификациялау есебін қарастырайық. Зерттелетін объект туралы априорлы ақпаратқа талдау жасаймыз. Процестің кинетикалық заңдылықтарын эксперименттік зерттеу, реактордағы ағындар құрылымының, процестің гидродинамикалық ерекшеліктерін эксперименттік оқыту нәтижесінде алынған [1], математикалық үлгінің құрылымын белгілі дейік.

Параметрлік үлгі оны бағалау есебінде қолдануға ыңғайлы болу үшін «кіріс-шығыс» сипаттау түрінде берілді.

Осыны есепке алып, процесс үлгісінің статикасын мына түрде көрсетуге болады:

$$y_j = y_{j-1} + Ax_j \quad (1)$$

мұнда  $j$  – реактор нөмірі,  $j = \overline{1, m}$ ;  $A$  – үлгі операторы.

Мұнда кіріс және шығыс айнымалылары есебінде  $x_{jn}$ ,  $y_{jn}$  айнымалылары алынған, оларды төмендегі формуламен конверсия және температураның бақыланған мәндері бойынша есептеуге болады:

$$\frac{C_m}{F(C_m)} = y_m ; \quad \exp(-E/RT_m) \cdot \tau_j = x_{jn} \quad (2)$$

мұнда:  $C$ ,  $T$  – реактордағы конверсия және температура,

$F(C)$  – конверсия функциясы,

$\tau$  – полимерленетін массаның реакторда болу уақыты.

Процестің дискреттік түрдегі динамикалық үлгісі былайша көрсетіледі:

$$y_{jn+1} = y_{jn} + y_{j-1n} + A x_{jn} \quad (3)$$

мұнда  $j = 1, m$ ;  $m$  – каскадтағы реактор саны.

Процестің детерминделген физика-химиялық үлгісінде шынайы объектке әсер ететін кездейсоқ ауытқулар қарастырылмайды. Үлкен қуатты аппараттағы мұндай бақыланбайтын ауытқулардың әсерімен араластыру шарты өзгереді, ол массаның жоғарғы және төменгі қабаттарындағы реакция жылдамдығына әсер етеді, сондықтан реактордағы стирол конверсиясы байқауларда белгілі болғандай, бытыраңқы болады.

Бұл, үлкен қуаттағы өнеркәсіптік аппараттарға өту кезінде араластыру шарты, ағындар құрылымы өзгеруі мүмкін деген сөз, содан араластыру түзетуді қажет етеді.

Әрі қарай, стиролды полимерлеудің өнеркәсіптік процесін дәлірек сипаттау үшін осы бақыланбайтын ауытқуларды ескеру маңызды. Соған сәйкес кездейсоқ бақыланбайтын ауытқулардың әсерін ескеруге мүмкіндік беретін, математикалық үлгіні жасау есебі қойылады.

Есептің былайша қойылуында көптік регрессия теңдеулерінің көмегімен үлгіні тұрғызудың таза эмпиристикалық тәсілдері таңдалады [2]. Дегенмен мұндай теңдеулер олардың алынған кейбір шарттарында ғана қанағаттанарлық нәтиже береді.

Процестің дәлірек сипаттамасы анықталмағандық (шу үлгілері) деректерін қосқанда физика-химиялық заңдылықтарға сәйкес, үлгі құрылымын қолдану кезінде алынуы мүмкін.

Осылайша, негізінде барлық ескерілмеген факторларды аккумуляциялайтын, аддитивті кедергілерді қосқанда процестің детерминделген үлгісі жатқан, аралас математикалық үлгіні көрсетуге болады. Мұндай факторларға мыналарды жатқызуға болады:

- аппараттың биіктігі бойынша температура мәнінің үлкен бытыраңқылығы;
- конверсияның өсу шамасы бойынша полимерленетін массаның қоймалжындығын арттыру;
- аппараттың бетіне полимерленетін массаны жабыстыру;
- ауада көпіршіктердің түзілуі есебінен массаның тығыздығын өзгерту.

Бұл факторлардың болуы араластырудың идеалдығының бұзылуын немесе сақталмауын тудырады да, детерминделген үлгімен сипатталған, орташа идеалдандырылған жағдайдан шынайы өнеркәсіптік процестің ауытқуына әкеп соғады [3-4]. Орталық шектелген теоремаға сәйкес Гаустың тарату заңына бағынатын және нөлдік математикалық күтумен және бірлік дисперсиямен бақыланбайтын ауытқулардың кездейсоқ тізбегінің өзара және уақытпен корреляцияланбауынан тұратын,  $\varepsilon$  объектісіндегі қосынды бақыланбайтын шумен ескерілмеген факторларды есептейміз:

$$M[\varepsilon_n] = 0; M[\varepsilon_n \varepsilon_{n+i}] = \delta_0; \quad (4)$$

$$\delta_0 = \begin{cases} 1, & i = 0 \\ 0, & i \neq 0 \end{cases}$$

$\delta_0$  – Кронекер символы;  $n$  – дискретті уақыт.

Стиролды полимерлеудің өнеркәсіптік процесі үздіксіз болғандықтан, объектегі барлық кездейсоқ әсерлер уақытпен өзгеруде жылжымалы сипатта болады, оның мәндері уақыттың келесі мезетінде алдыңғы мезеттегі мәндерден тәуелді болады. Осыған орай объектегі бақыланбайтын шудың уақытпен корреляциялануы туралы ұсынымды енгіземіз.

Авторегрессиялық түрдегі шудың үлгісін келесі теңдеумен көрсетеміз:

$$\vartheta_n = \lambda \vartheta_{n-1} + \varepsilon_n \quad (5)$$

мұнда  $\lambda$  – белгісіз коэффициент;

Осылайша,  $\vartheta_n$  кездейсоқ процесі  $\vartheta_{n-1}$  процесінің бұрынғы ауытқуына регрессия жасайды. Мұнда процестің статикасын сипаттайтын математикалық үлгі келесі түрде беріледі:

$$Y = A X + \vartheta_n \quad (6)$$

Процесс динамикасының үлгісі бір тактке объект күйінің айнымалыларының мәндерін болжауға мүмкіндік береді.  $(n+1)$  уақыт мезетінде корреляцияланған кедергінің әрекетін есепке алып, процестің стохастикалық үлгісі келесі түрде болады:

$$y_{j\ n+1} = y_{jn} + y_{j-1n} + A_j x_{jn} + \mathfrak{G}_{jn+1} \quad (7)$$

Идентификациялау, немесе бұл жағдайда үлгі коэффициенттерін бағалау  $\epsilon_n$  ақ шу мен бақыланатын айнымалылар арасындағы өзара корреляциялық функциялардың координаттарын минимизациялау шартынан орындалады [4]. Ең аз квадраттар әдісі мұндай ыңғайдың жеке жағдайы болып табылады.

Үлгінің белгісіз коэффициенттерін бағалау үшін  $X$  және  $Y$  кіріс пен шығыс айнымалыларының  $R_{xx}[k]$ ,  $R_{xy}[k]$  екінші мезеттік бағалары (авто және өзара корреляциялық функция бағалары) болуы керек.

Бұл жағдайда идентификациялау сапасы болжаудың орташа квадраттық қателігінің (ОКҚ) мәні бойынша бағаланады.

$$\delta_{cm} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N [y_n - \hat{A}x_n]^2 = \hat{R}_{yy}(0) - 2\hat{A}\hat{R}_{xy}(0) + A^2\hat{R}_{xx}(0) \quad (8)$$

$\delta_{дин}$  динамикалық жүйе үшін болжау дисперсиясының (немесе ОКҚ) бағалары төмендегі өрнектен анықталады:

$$\begin{aligned} \hat{\delta}_{дин} &= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N [y_n - y_{n-1} - \hat{A}x_{n-1}]^2 = \\ &= \hat{R}_{yy}(0) + \hat{R}_{yy}(1) + A\hat{R}_{xy}(0) - 2A\hat{R}_{xy}(1) + A^2\hat{R}_{xx}(0) \end{aligned} \quad (9)$$

Болжаудың орташа квадраттық қателігінің  $\delta$  мәні параметрлерді бағалау үшін және кедергінің корреляциясын есепке алатын динамикалық жүйелерге арналған екінші мезеттерді бағалау үшін келесі түрде өрнектелуі мүмкін:

$$\begin{aligned} \hat{\delta} &= \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N [y_{n+1} - \hat{y}_{n+1}]^2 = \varphi_1\hat{R}_{yy}(0) + \varphi_2\hat{R}_{yy}(1) + \varphi_3\hat{R}_{yy}(2) + \varphi_4\hat{R}_{yy}(-1) + \\ &+ \varphi_5\hat{R}_{xy}(0) + \varphi_6\hat{R}_{xy}(1) + \varphi_7\hat{R}_{xy}(2) + \varphi_8\hat{R}_{xx}(0) + \varphi_9\hat{R}_{xx}(1); \end{aligned} \quad (10)$$

немесе

$$\hat{\delta} = \sum_{\tau=-1}^2 \hat{R}_{yy}(\tau)\varphi_{\tau} + \sum_{\tau=0}^2 \hat{R}_{xy}(\tau)\varphi_{\tau} + \sum_{\tau=0}^1 \hat{R}_{xx}(\tau)\varphi_{\tau}$$

мұнда  $\varphi$  – тұрақты коэффициенттер.

Осылайша, белгілі бір есептердегі полимерлеу процесін идентификациялау кедергіні корреляциялауды есепке алатын математикалық үлгінің коэффициенттерін бағалауға келтіріледі. Мұндай үлгі ең жақсы болжам, яғни дәлірек болжам алуға көмектеседі.

#### Әдебиет

- 1 Эйхофф П. и др. Современные методы идентификации. – М.: Мир, 1983. – 400с.
- 2 Бокс Дж., Дженкинс Г. Анализ временных рядов. Вып.1. - М.: Мир, 1974. - С.72-74.
- 3 Бендат Дж., Пирсол А. Измерение и анализ случайных процессов. - М.: Мир, 1974. – 84 с.
- 4 Оспанова А. Математическое моделирование процессов производства полистирольных пластиков в реакторах смешения. – Алматы, 2001. – 109с.

**Резюме**

В данной статье рассмотрены параметрические и динамические модели процессов в промышленных реакторах. Полученная математическая модель позволяет прогнозировать параметры процесса.

**Summary**

In given clause the parametrical and dynamic models of processes in industrial reactors are considered. The received mathematical model allows to predict parameters of process.