Impact Factor:

ISRA (India)	= **4.971**	**SIS** (USA)	= **0.912**	**ICV** (Poland)	= **6.630**
ISI (Dubai, UAE)	= **0.829**	**РИНЦ** (Russia)	= **0.126**	**PIF** (India)	= **1.940**
GIF (Australia)	= **0.564**	**ESJI** (KZ)	= **8.997**	**IBI** (India)	= **4.260**
JIF	= **1.500**	**SJIF** (Morocco)	= **5.667**	**OAJI** (USA)	= **0.350**

QR – Issue **QR – Article**

SOI: 1.1/TAS DOI: 10.15863/TAS

International Scientific Journal

Theoretical & Applied Science

p-ISSN: 2308-4944 (print) **e-ISSN:** 2409-0085 (online)

Year: 2020 **Issue:** 09 **Volume:** 89

Published: 11.09.2020 **http://T-Science.org**

Aydin Isayev
Azerbaijan State Agrarian University
Ph. D., associate Professor
050-334-52-59
aydin.isayev.75@mail.ru

FEATURE OF MODELING A RESOURCE-SAVING MOBILE UNIT

Abstract: *The method of describing the external conditions as applied to solving problems of agricultural mechanics related to the determination of micro-laws of processes and conditional distribution functions under stable external conditions and short periods of time (second, minute, hour) is outlined; macro-patterns of processes for typical average conditions (within a few hours or shifts); averaged mega-characteristics for a long period of time with their distribution to the entire soil-climatic zone.*

In the presented model, the space of states is formed by an additive set of structures of different scales, consisting of the operations of forming the general mathematical expectation and process variance, are more accessible to improve resource-saving machines and their working bodies, taking into account the influence of external factors. Having corresponding operators, it is theoretically possible to obtain similar characteristics for various process indicators.

Key words: *Agricultural mechanics, production processes, building models, external factors, random functions.*

Language: *Russian*

Citation: Isayev, A. (2020). Feature of modeling a resource-saving mobile unit. *ISJ Theoretical & Applied Science, 09 (89)*, 247-250.

Soi: http://s-o-i.org/1.1/TAS-09-89-25 ***Doi***: crossref https://dx.doi.org/10.15863/TAS.2020.09.89.25

Scopus ASCC: *2600.*

ОСОБЕННОСТЬ МОДЕЛИРОВАНИЯ РЕСУРСОСБЕРЕГАЮЩЕГО МОБИЛЬНОГО АГРЕГАТА

Аннотация: *Излагается методика описания внешних условий применительно к решению задач земледельческой механики, связанных с определением микро-закономерностей процессов и условных функций распределения при стабильных внешних условиях и небольших промежутках времени (секунда, минута, час); макро-закономерностей процессов для типичных средних условий (в пределах нескольких часов или смен); усредненных мега-характеристик за длительный период времени с распространением их на всю почвенно-климатическую зону.*

В представленной модели пространство состояний образуется аддитивным множеством структур различных масштабов, состоящих из операций образования общего математического ожидания и дисперсии процесса, оказываются более доступными для совершенствования ресурсосберегающих машин и их рабочих органов с учетом влияния внешних факторов. Имея соответствующих операторов теоретически представляется возможным получить аналогичные характеристики и для различных показателей процесса.

Ключевые слова: *Земледельческая механика, производственные процессы, построение модели, внешние факторы, случайные функции.*

Введение

УДК 631.3: 519.5

В Азербайджанской Республике большая часть пахотных земель отводится под зерновые, при этом более половины этих земель расположены на склонах, превышающих один градус. Это обуславливает водную эрозию плодородного слоя почвы, снижения их плодородия. С другой стороны интенсивная обработка почвы с использованием одно-операционных орудий приводит к существенному изменению ее агрофизических свойств и нарушает ход биологических процессов.

При решении многих задач земледельческой механики требуется учитывать внешние факторы, которыми обусловливаются главные закономерности различных процессов. Все технологические, эксплуатационные и технико-экономические параметры, связанные с условиями работы агрегатов, относятся к категории случайных; к многомерным случайным функциям. При этом возникает необходимость статистического описания характеристик внешних условий и процессов для единичных условий для больших почвенных массивов на достаточно длительном промежутке времени, соизмеримом с продолжительностью агросроков или даже со сроками службы машин. Преобладающее влияние на показатели работы почвообрабатывающих агрегатов имеют такие естественно-производственные факторы, как физическое состояние почвы, свойства поверхности полей, их размеры, а также метео-климатические переменные.

Существующие методики предусматривают измерение лишь некоторых условных функций распределения параметров изучаемых явлений, которым соответствуют реализации случайных процессов x (t, ρ), являющиеся одновременно случайной функцией времени и функцией какого-то случайного события ρ. Безусловные характеристики процессов получаются путем осреднения результатов по всем возможным внешним условиям. Случайный же процесс исчерпывающе охарактеризовывается полной совокупностью реализации меньшего и большего, которую естественно выразить как функционал распределения для случайных функций x (t, ρ), на множество внешних условий. Поэтому при разработке методики исследовании и построения моделей процессов главные трудности связаны с определением множества, относительно которого требуется осуществить осреднение показателей и найти характеристики так называемой генеральной совокупности, то есть совокупности всех возможных в данном районе или зоне состояний.

Процесс работы агрегата можно представить в виде множества состояний- векторов выходных величин; агротехнических, технологических, кинематических, энерго-силовых и т.п. Роль входных величин играют внешние условия и воздействия операторов, которые также обладают определенным множеством состояний. В действительности понятия входа и состояния более сложны [1,2,3] Однако, не вдаваясь в математические тонкости и не касаясь фундаментальной задачи- установления соответствия между пространствами состояний агрегатов, внешней среды и параметров машин, даем их статистическое описание, удобное для приложений и экспериментальных исследований.

При изучений процессов возникают серьезные трудности, обусловленные так называемоой пространственно-временной шкалой физических явлений. Преодолеть эти трудности можно, если рассматривать любой процесс как совокупность локальных под процессов, обладающих некоторыми иерархическими свойствами (4). Это означает, что вклад отдельных составляющих в общий результат сокращается с уменьшением их масштаба, а составляющие с резко различающимися масштабами можно считать практически независимыми.

Прежде всего следует установить, какие масштабы-линейные и временные- содержатся в рассматриваемых процессах. Это дает возможность выявит элементарные составляющие процессов, выбрать рациональную форму представления и усреднения внешних характеристик условий или показателей работы.

Аналогично предоставлениям статистической физики [5] линейный l_i и временной τ_i масштабы этих участков (τ_i- время, в течение которого сохраняется стационарное состояние физических параметров или показателей работы) будут характеризовать стационарную микроструктуру i-го процесса, статистические параметры которой не зависят от времени. Тогда нестационарный процесс, как случайный поток [6,7], можно трактовать как некоторый квазистационарный сигнал, обладающий рядом характерных стационарных структур, которые связаны с временным его масштабом и скачком сменяют друг друга.

Стационарная микроструктура процесса проявляется в виде неоднородностей и возмущений наименьших внутренних масштабов, например микронеровностей почвы, неоднородности ее физических характеристик, еще оказывающих ощутимое влияние на различные показатели рабочих органов. Приращение обычно вычисляется как среднее интегральное на скользящем интервале времени τ ;

$$\Delta(t) = x(i+T) - x(t) = x(t) - \frac{1}{T} \int_{i-\frac{T}{2}}^{i-\frac{T}{2}} x(t) d\tau \qquad (1)$$

Приращение $\Delta(t)$ обладает, как известно [8], весьма полезными свойствами; медленные изменения уровня и постоянные составляющие будут мало сказываться на его значениях, а нестационарный процесс при ряде допущений можно рассматривать как процесс со стационарными приращениями.

Данную структуру целесообразно рассматривать [3] состоящей из случайной крупномасштабной$(l_0 \ t_0)$ функции времени и (t) , представимой полиномами п-й степени и стационарной случайной функцией $\delta(t)$ с известной корреляционной функцией:

$$\times(t) = \sum n_i(t) + \eta(t), \quad (2)$$

где $u_i(t)$ – квазидетермизированные составляющие процесса.

В этом случае необходимо распологать также усредненными параметрами процесса по всем возможным микро-и макроструктурам и характерным масштабамN_{ij}, то есть его мегаструктурой

$$\{\xi_{N_{ij}}; t \in T \quad \to \infty\} \quad (3)$$

При этом полная совокупность процессов $\xi_{N_{ij}}$ - $\xi_{N_{ij}}$ будет представлять собой некоторый квазистационарный процесс [9, 10]. Стационарная мегаструктура существует на досточна больших временных интервалах или площадях, когда процесс, усредненный по всем микроструктурам, уже не будет зависеть ни от масштабов составляющих компонентов, ни от времени.

Большой почвенный массив или даже зону в целом и соответствующие показатели работы машин характеризовать масштабом L_0 и T_0, опрелеляющими стационарную мегаструктуру, которая наблюдается весьма большой реализации квазистационарных процессов, когда правомочно усреднение параметров процесса по всем микро- и макроструктурам и по времени.

$$T_0 \gg t \gg \tau \quad L_0 \gg L_0 \gg L \quad (4)$$

Названные масштабы определим как интеграл от корреляционной функции процесса в направлении соответствующей координатной оси:

$$L_i = \int_6^{\infty} R \times_i(\tau) d \times_i \quad (5)$$

Приближенно временные масштабы элементов процесса можно оценить по порядку отношения характерного размера неоднородностей к осредненной скорости процесса $L_H : \bar{\vartheta}_1$

$M\xi_k(t) - m_k$ вторыми моментами (рис).

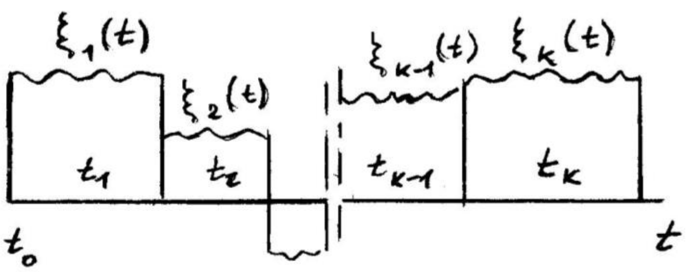

Рис. Структура квазистационарного процесса.

$$M[\xi_k(t) - m_k][\xi_j(S) - m_j] = r_{kj}(t,s), \quad (6)$$
$$k.j = 1,2,\dots,n$$

При k=j r_{kk} (t-s) представляет собой корреляционную функцию процесса $\xi_k(t)$

Процесс $\times(t)$ формируется по некоторому закону путем случайного выбора одного из процессов ξ_k (t) и моменты времени t_k. Статистические характеристики процесса x (t) не зависят от времени:

$$\left.\begin{array}{c} M \times(t) = \sum_{k=1}^{n} P_k m_k; \\ D\times(t) = \sum_{k=1}^{n} P_k \delta_k^2 + \sum_{k=1}^{n} P_k m_k^2 - m^2 \\ \sigma_k^2 = r_{kk}(0). \end{array}\right\}$$

Исчерпывающие характеристики исследуемого процесса могут быть найдены посредством двумерного совместного распределения случайных величин x (s) и x (t):

$$P\{x(s) < и, x(t) < \vartheta\}. \quad (8)$$

Если учесть две возможные ситуации: либо интервал [s, t] перекрывается другим интервалом [t_k, t_{k+1}] с вероятностью П, либо точки s и t принадлежат двум различным интервалам [t_k, t_{k+1}] и [t_j, t_j, t_{j+1}] с вероятностью 1-П, то по формуле полной вероятности

$$P\{\times(s) < и, \times(t) < \vartheta\} =$$
$$П \sum_{k=1}^{n} P_k P_0 P\{\xi_k(s) < и, \xi_k(t) < \vartheta\} +$$
$$+ (1-П) \sum_{k=1}^{n} P_k P_0 P\{\xi_k(s) < и, \xi_j(t) < \upsilon\} \quad (9)$$

При выполнении оговоренного выше условия значения П определяется по формуле полной вероятности:

$$П = \sum_{k=1}^{\infty} P(t_{k-1} \le s < t < t_k), t_0 = 0. \quad (10)$$

Обозначив через $F_k(u)$ функцию распределения вероятностей величин t_k, получим:

$$П = \sum_{k=2}^{\infty} \int_0^s [1 - \phi_k(t - \omega)] d F_{k-1}(\omega) + [1 - \phi_1(t)], \quad (11)$$

где

$$\phi_k(u) = \int_0^u h_k(\tau) d\tau.$$

Приняв гипотезу о показательном законе распределения интервалов $t_1, t_2, \dots t_n$, с параметром $\lambda > 0$ и $h_k(\tau) = \lambda e^{-\lambda\tau}$, после преобразовании имеем:

$$П = e^{-\lambda t} + e^{-\lambda t}(e^{-\lambda s} - 1) = e^{-\lambda(t-s)}. \quad (12)$$

При этом рассматриваемый процесс будет стационарным в широком смысле с параметрами:

$$\left.\begin{array}{l} M\chi(t) = \sum_{k=1}^{n} P_k m_k; \\ R(t\text{-}s) = \sum_{k=1}^{n} P_k [e^{-\lambda(t-s)}(1\text{-}P_k) + P_k[r_{kk}(t\text{-}s) + \\ +[1\text{-}e^{-\lambda(t-s)}] \sum_{k=1}^{n} P_k P_j r_{kj}(t\text{-}s) + \\ e^{-\lambda(t-s)} [\sum_{k=1}^{n} P_k m_k^2 - m^2] \end{array}\right\}$$

Принимая свойственное многим процессам выражение корреляционной функции

$$r_{kk}(\tau) = \sigma_k^2 e^{-\alpha_{k(\tau)}} \cos\beta_k \tau, \qquad (14)$$

найдем для всего процесса

$$r_x(\tau) = \sum_{k=1}^{n} P_k (1 - P_k)\, \sigma_k^2\, e^{-(\lambda + d_k)\tau} \cos\beta_k \tau + \\ + \sum_{k=1}^{n} P_k^2 \sigma_k^2 e^{-d_k \tau} \cos\beta_k \tau + \Delta^2 e^{-\lambda\tau}, \qquad (15)$$

где

$$\Delta^2 = \sum_{k=1}^{n} P_k m_k^2 - m^2.$$

Соответствующая спектральная плотность по мегаструктуре будет:

$$S(\omega) = \frac{1}{\pi} \sum_{k=1}^{n} P_k (1 - P_k)(\lambda + \alpha_k)\sigma_k^2 \text{ x} \\ \text{x } \frac{\omega^2 + (\lambda + \alpha_k) + \beta_k}{\left[\omega^2 - (\lambda + \alpha_k)^2 - \beta_k^2\right]^2 + 4\left(\lambda + \alpha_k^2\right)^2 \omega^2} + \frac{1}{\Pi} \sum_{k=1}^{n} P_k^2 \sigma_k^2 \alpha_k \\ + \frac{\omega^2 + \alpha_k^2 + \beta_k^2}{\left[\omega^2 - \alpha_k^2 - \beta_k^2\right]^2 + 4\alpha_k^2 \omega^2} + \qquad (16) \\ + \frac{\Delta^2}{\Pi} \frac{\lambda}{\omega^2 + \lambda^2}$$

Число состояний внешней стохастической среды и выходных параметров агрегатов практически бесконечно ($\to \infty$). Но для конкретных условий диапазон характеристик внешних ситуации и показателей работы ограничен агротехническими требованиями и техническими возможностями машин. Поэтому целесообразно дискретизировать состояния и ограничиться их числом. Например влажность почвы, как физическое состояние, можно разбить на классы 1-2%, твердость – 5-10Н / см^2. Тогда можно говорить о принадлежности микроструктур к тому или иному интервалу и подсчитать вероятность их существования по частоте повторяемости

Макроструктуру или последовательность микропроцессов, кроме того, целесообразно характеризовать текущими спектрами $\Delta S_T(t)$, а для общей характеристики квазистационарных процессов использовать показатель относительно частоты смены микроструктур:

$$\vartheta = \frac{\bar{\mu}}{\Delta S(t)}, \qquad (17)$$

где $\bar{\mu}$ – средняя частота смены микроструктур;

$\overline{\Delta S(t)} = \lim \frac{1}{T} \int_{-\frac{1}{2}}^{+\frac{\bar{1}}{2}} \Delta S_T(t)dt$ - средняя по мегаструктуре ширина спектра процесса (текущего спектра). Плотность распределения параметров процесса по стационарной мегаструктуре может быть получена, через соответствующие плотности микропроцессов $f(\xi_{ij})$ и их весовые функции, определяемые законом распределения микро-и макрострукур.

Характеристика мегаструктуры процессов необходима для решения наиболее важных задач синтеза-выбора основных параметров агрегатов и режимов их движения.

Заключение

Модель, в которой пространство состояний образуется аддитивным множеством структур различных масштабов (то есть операции образования общего математического ожидания и дисперсии процессов аддитивны), оказалось наиболее доступной для приложений, а ее экспериментальная проверка обнадеживающей. Располагая соответствующими операторами для рабочих органов и машин в целом, теоретически представляется возможным получить аналогичные характеристики и для различных показателей процесса.

References:

1. Surmin, Jy.P. (2003). *Teorija sistem i sistemnyj analiz*: uchebnoe posobie. (p.368). Kiev: MAPU.
2. Smolin, I.Jy., & Karakulov, V.V. (2012). *Analiticheskaja dinamika i teorija kolebanij:* Uchebnoe posobie. (p.172). Tomsk: TGU.
3. Chernyshov, V.N., & Chernyshev, A.V. (2008). *Teorija sistem i sistemnyj analiz:* Uchebnoe posobie. (p.96). Tambov: izd-vo TGTU.
4. Kononuk, A.E. (2014). *Sistemologija. Obshhaja teorija sistem*.-V 4-h Kn1. (p.564). Kiev: Iz-vo Osvima Ukraini.
5. Hinchin, A.Ja. (2003). *Matematicheskie osnovanija statisticheskoj mehaniki*. (p.128). Moscow: Izd-vo Reguljarnaja haoticheskaja dinamika.
6. Dorosinskij, L.G. (2016). *Vvedenie v teoriu obrabotki signalov ot prostranstvenno-raspredelennyh celej RSA*. (p.145). Ul`janovsk: Zebra.
7. Prigozhin, I. (2005). *Nerovnovesnaja statisticheskaja mehanika*. (p.312). Moscow: Izd-vo Editorija URSS.
8. Ahmanov, S.A., D`jakov, Jy.E., & Chirkin, A.S. (2010). *Statisticheskaja radiofizika i optika*. (p.411). Moscow: fizmatlit.
9. Kunegin, S.V., Garanin, M.Jy., & Zhuravlev, M.Jy. (n.d.). *Sistemy i seti peredachi informacii*: Uchebnik dlja vuzov. (p.333). Moscow: Radio i svjaz`.
10. Samujlov, K.E., Shalimov, I.A., & Kuljabov, D.S. (2017). *Seti i sistemy peredachi informacii: Telekomukacionnye seti*: Uchebnik i praktikum dlja akademicheskogo bakalavriata. (p.368). Moscow: Izd-vo.