

СТОХАСТИЧЕСКИЕ МОДЕЛИ ОБЕСПЕЧЕНИЯ РАБОТОСПОСОБНОСТИ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННЫХ МАШИН

Иван Роговский

*Национальный университет биоресурсов и природопользования Украины
Украина, г. Киев, ул. Героев Обороны, 15*

Ivan Rogovskii

*National University of Life and Environmental Sciences of Ukraine
Heroiv Oborony Str., 15, Kiev, Ukraine*

Аннотация. Работа посвящена развитию методов выявления и анализа периодичностей в виде периодически коррелированных случайных процессов с целью их применение в системах восстановления работоспособности сельскохозяйственных машин.

Ключевые слова: периодичность, дисперсия оценки, система.

ПОСТАНОВКА ПРОБЛЕМЫ

Повторяемость и стохастичность – характерные особенности данных работоспособности, которые являются носителями информации во многих технических системах.

Так, данные об отказах является результатом взаимодействия механизмов циклического действия в присутствии стохастических событий.

В технических системах обследование сельскохозяйственных машин рациональный периодический процесс восстановления работоспособности зависит от событий разного происхождения.

В системах поиска и выявления мест отказов сельскохозяйственных машин параметры измеренного периодического потока восстановления работоспособности испытывают стохастические изменения.

Приведенные примеры, отнюдь неисчерпаемые, поэтому подчеркивают важность существования единой методологии анализа данных о потери работоспособности, которые наделены чертами повторяемости и стохастичности, то есть скрытыми периодичностями.

Такая методология может быть разработана на основании общей концепции описания, выявления и анализа последних, что основывается на математических моделях в виде периодически коррелированных случайных процессов (далее – ПКСП).

АНАЛИЗ РЕЗУЛЬТАТОВ ПОСЛЕДНИХ ИССЛЕДОВАНИЙ

Все интенсивнее модели ПКСП, основы теории которых применяют в геофизике, климатологии, метеорологии, гидрологии, медицине, биологии, океанологии, энергетике, телекоммуникации, техническом обслуживании [1-6]. Разработанные на основе ПКСП методы обработки данных о восстановлении работоспособности технических систем дают возможность оценить новые их свойства, которые несут важную информацию о состоянии динамических систем, которые их генерируют, и эти свойства могут быть использованы для контроля состояния последних и их прогнозирование [7–12].

Необходимым условием для оценивания вероятностных характеристик ПКСП есть знания его периода корреляции при анализе потери работоспособности сельскохозяйственных машин, например, величина периода во многих случаях может быть очерчена на основании технических характеристик рабочего процесса эксплуатации, а также параметров технического состояния узлов, механизмов или агрегатов. Однако, точность такого предоставления периода не удовлетворяет требования стохастической обработки реализаций ПКСП. К тому же величина периода может быть прогностическим параметром. Как показали предыдущие исследования [13–21], нужны методы оценивания периода корреляции могут быть созданы на основе анализа временной побеглости оценок характеристик первого и второго порядка. С помощью функционалов, которые используются при таком определении, однозначно решается и задача оценивания вероятностных характеристик, которые описывают периодические изменения работоспо-

способности сельскохозяйственных машин. Такие функционалы имеют определенные селективные свойства, которые значительно усиливаются с ростом количества периодов, которые исследуются. Поэтому их целесообразно использовать также для определения параметров восстановления работоспособности известной формы, которые наблюдаются на фоне параметров отказов. Подобная задача возникает, например, при разработке определенного типа поисковых систем.

Таким образом, актуальными есть исследования методов выявления и анализа периодичностей восстановления работоспособности сельскохозяйственных машин, что описываются моделями в виде ПКСП, с целью обоснования параметров статистической обработки данных в технических системах, а также определение наиболее устойчивых параметров в прогностических системах, принципы работы которых основаны на методах ПКСП.

ЦЕЛЬ РАБОТЫ

Целью работы является исследования методов оценивания характеристик периодичностей, что описываются математическими моделями в виде ПКСП, для определения параметров и улучшения устойчивости измерительных технических систем, которые используются при восстановлении работоспособности сельскохозяйственных машин, как технических объектов.

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЙ

Одной из моделей было представление скрытой периодичности в виде периодической функции, которая наблюдается в потоке отказов. Для ее выявления был предложен ряд линейных селективных преобразований, которые осуществляют селекцию периодических компонент. Одними из наиболее эффективных сред их есть так называемая схема Буй-Балло, что основывается на усреднении значений процесса через пробный период, и преобразование Фурье, в котором вместо неизвестного периода тоже используется пробная величина, а также разные модификации таких преобразований. При этом подходе предполагалась, что временной ряд яв-

ляется последовательностью значений периодической функции, незначительно зависящей от стохастических флюктуаций. При росте потока отказов сельскохозяйственных машин необходимо переходить к стохастическим методам обработки, которые основываются на вероятностных моделях периодичностей. Последние сводятся к поиску достоверных пиковых значений оценок плотности потока восстановления работоспособности машин. Однако, такие пиковые значения не всегда могут быть трактованы однозначно. Да и периодические свойства восстановления работоспособности необязательно проявляются в наличии пиков плотности. Поэтому естественным есть переход к анализу периодичностей на основе моделей в виде ПКСП – класса нестационарных случайных процессов, математическое ожидание $m(t)=Eo(t)$ и корреляционная функция $b(t,u)=Eo^0(t)v^0(t)$, $v^0(t)=v(t)-m(t)$, которых являются периодическими функциями времени: $m(t+T)=m(t)$, $b(t+T,u)=b(t,u)$. При таком подходе скрытая периодичность подается как сумма стохастично промодулированных за амплитудой и фазой гармоничных составляющих кратной частоты:

$$\xi(t) = \sum_{l \in Z} \xi_l(t) e^{i\omega_0 t}, \quad (1)$$

где: $\xi_l(t)$ – стационарно связанные случайные процессы, а $\omega_0=2\pi/T$, T – период.

Модель в виде ПКСП естественно объединяет и развивает детерминистический и вероятностный подходы к изучению периодичностей, как частные случаи она содержит в себе полигармоничную, аддитивную, мультипликативную, аддитивно-мультипликативную и другие модели, которые используют для описания взаимодействия повторяемости и стохастичности. Задача выявления периодичностей в рамках модели ПКСП сводится к выявлению периодических изменений во времени вероятностных характеристик и оценивания величин, которые описывают такие изменения. При этом она формулируется как в сроках математического ожидания, так и корреляционной функции, которая разделяет поиск периода регулярных периодических событий и периода повторяемости корреляционных связей, в том числе и периоде изменений мощности флюктуаций. Ос-

новными методами оценивания периода есть когерентный и компонентный. Первый основывается на статистическом усреднении данных через пробный период, а второй – на косинусных и синусных преобразованиях, в которых вместо истинного значения периода тоже используется некоторая пробная величина. Компонентный метод при быстром затухании корреляционных связей потока отказов есть более эффективным.

Статистики первого порядка имеют вид:

$$\hat{m}_1^c(\tau) = \frac{1}{\theta} \int_{-\theta}^{\theta} \xi(t) \cos l \frac{2\pi}{\tau} t dt,$$

$$\hat{m}_1^s(\tau) = \frac{1}{\theta} \int_{-\theta}^{\theta} \xi(t) \sin l \frac{2\pi}{\tau} t dt, \quad (2)$$

$$\hat{m}_1(\tau) = \hat{m}_1^c(\tau) \cos l \omega_\tau t + \hat{m}_1^s(\tau) \sin l \omega_\tau t, \quad (3)$$

где: θ – длина отрезка реализации, l – номер гармоники, s – сдвиг, τ – пробный период.

Корреляционные и ковариационные преобразования формируются подобно. В первом случае реализация $\xi(t)$ заменяет на произведение:

$$[\xi(t) - \hat{m}(t)][\xi(t+u) - \hat{m}(t+u)],$$

где:

$$\hat{m}(t) = \sum_{l=-N_1}^{N_1} \hat{m}_l(T) e^{i l \frac{2\pi}{T} t},$$

– оценка математического ожидания, а во втором – на $\xi(t) \hat{m}(t+u)$.

Регулярные составу таких функционалов принимают экстремальные значения в точках u_i , которые с ростом длины u быстро совпадают к значению периода T . Среднеквадратичные значения флуктуационных составляющих при условии, что корреляционная функция потока восстановления с ростом сдвига затухает, то есть $\lim_{|u| \rightarrow \infty} b(t, u) = 0$,

направляются к нулю при увеличении u . Эти свойства вероятностных характеристик функционалов является основанием для того, чтобы оценки периода коррелированности ПКСП определять как точки их экстремальных значений. Исследование свойств таких оценок периода \hat{T} может быть проведено на основе решений соответствующих нелинейных уравнений, которые выражают необходимые условия существования экстремальных значений. Решения этих уравнений находятся с помощью метода малого параметра, который введен как отношения корня

квадратного к среднеквадратичному значению флуктуационной составляющей функционалов к ним регулярной составляющей.

Смещение и дисперсии оценок направляются к нулю при $u > \theta$, то есть определенные таким способом оценки периода есть асимптотично несмещенными и благоприятными. С использованием представлений математического ожидания и корреляционной функции в виде рядов Фурье:

$$m(t) = m_0 + \sum_{l \in \mathbb{N}} (m_1^c \cos l \omega_0 t + m_1^s \sin l \omega_0 t),$$

$$b(t, u) = B_0(u) + \sum_{l \in \mathbb{N}} (B_1^c(u) \cos l \omega_0 t + B_1^s(u) \sin l \omega_0 t),$$

формулы для смещение приведено к простым выражениям, которые имеют вид интегральных косинусных и синусных преобразований соответствующих корреляционных компонентов. Дисперсия оценки периода полученной, например, с использованием статистики $\hat{m}_1^c(\tau)$, имеет вид:

$$D[\hat{T}] = \frac{12\pi^2}{l^2 \omega_0^4 \theta^3 (m_1^c)^2} \int_0^{2\theta} \left[2B_0(u) \cos l \omega_0 u - B_{21}^c(u) \cos l \omega_0 u + B_{21}^s(u) \sin l \omega_0 u \right] du. \quad (4)$$

Корреляционные компоненты ПКСП, как вытекает из представления (1), определяются авто- и взаимно-корреляционными функциями его стационарных компонентов $\xi_j(t)$. Задавая эти компоненты, приходим к конкретным моделям ПКСП – аддитивной, мультипликативной, квадратурной. Для этих моделей проанализирована зависимость смещения и дисперсии от параметров модулирующих процессов $\xi_j(t)$. Так, дисперсия (4) оценки периода сигнала $\xi(t) = c(t) \cos(\omega t)$ с характеристиками:

$$m_3 = E z(t) \quad i$$

$$R_3(u) = E z^0(t) z^0(t+u) = D e^{-\beta P u} \quad \text{равняется:}$$

$$D[\hat{T}] = \frac{3\alpha D}{4\pi \omega_0 N^3 m_n^2 (\alpha^2 + 4\omega_0^2)},$$

где: N – количество периодов отрезка реализации, которая обрабатывается. Основными параметрами потока восстановления работоспособности, которые определяют величину дисперсии, есть отношения мощностей потока и регулярной составной, а также скорость изменения корреляционных связей. Нужно подчеркнуть высокую эффективность анализируемых методов. Дисперсии оценок периодов, как вытекает из полученных выраже-

ний, есть обратно пропорциональными к N^3 .

Статистические свойства оценок периода, полученных с помощью покомпонентных статистик, которые сформированы в виде гармоничных составляющих (3), зависят от времени t . Для тех моментов времени, которые принадлежат к области минимальных значений составляющих, и смещение, и дисперсия оценок есть непомерно большими, поэтому применение покомпонентных преобразований для таких t есть вообще невозможным. Но для тех значений времени, которые отвечают экстремумам составляющих, эффективность оценок периода возрастает, и этот рост определяется отношением амплитуд гармоник согласно амплитуды косинусной и синусной составляющих.

Увеличение погрешности оценивания с уменьшением потока восстановления работоспособности к флуктуации, очевидно, можно компенсировать увеличением длины отрезка реализации u . Но при $m_1^c \rightarrow 0$ и $m_1^s \rightarrow 0$ дисперсии оценок периода, полученных с помощью преобразований (2) и (3), неограниченно возрастают, а это значит, что оценивание периода таким способом становится невозможным. Для его нахождения тогда приемлемыми есть корреляционные функционалы.

Дисперсия оценки периода гаусового потока восстановления работоспособности, полученной с помощью косинусного корреляционного преобразования, определяется формулой, подобно к (4):

$$D[\hat{T}] = \frac{12\pi^2}{l^2\omega_0^4\theta^3[B_1^c(u)]^2} \int_0^{2\theta} \left[\begin{array}{l} 2\tilde{B}_0(u_1, u) \cos l\omega_0 u_1 - \\ - \tilde{B}_{21}^c(u_1, u) \cos l\omega_0 u_1 + \\ + \tilde{B}_{21}^s(u_1, u) \sin l\omega_0 u_1 \end{array} \right] du_1, \quad (5)$$

при этом $\tilde{B}_0(u_1, u)$ и $\tilde{B}_{21}^{c,s}(u_1, u)$ – корреляционные компоненты процесса $z(t, u) = E o^0(t) o^0(t+u)$. Меньшие значения дисперсия (5) принимает для малых сдвигов. При $u=0$ она есть наименьшей. Для мультипликативной модели $o(t) = z(t) \cos(\omega t)$ эта величина, как вытекает из выражения:

$$D[\hat{T}] = \frac{3}{8\pi\omega_0 N^3} [4 C_l(b, u) + C_l(2b, u)],$$

где: $C_l(b, u) = b[\bar{b}^2 + (l\omega_0)^2]^{-1}$, не зависит от дисперсии потока отказов, а определяется только скоростью уменьшения корреляцион-

ных связей.

Если периодически сменными во времени есть как математическое ожидание, так и корреляционная функция потока восстановления, то эффективность оценивания можно улучшить за счет использования ковариационных преобразований. Для дисперсии оценки периода сигнала $o(t) = z(t) \cos(\omega t)$, найденной с помощью косинусного преобразования, тогда имеем:

$$D[\hat{T}] = \frac{3D}{8\pi\omega_0 N^3} [D[4C_2(2b, u) + C_2(2b, u)] + 2m^2[4C_2(2b, u) + C_2(2b, u)]]$$

Если корреляционные связи уменьшаются медленно, так что $(\omega_0/b) \gg I$, то:

$$D[\hat{T}] = \frac{3D}{4\pi\omega_0 N^3 (D + m^2)}.$$

При $m=0$ это выражение совпадает с дисперсией оценки, полученной за корреляционным функционалом. Уменьшение дисперсии при использовании ковариационного метода определяет отношение $D/(D+m^2)$.

Выведенные в разделе формулы дают возможность оценить достоверность статистической обработки. На основе их создано программное обеспечение для вычисления характеристик качества оценок периода отдельных типов ПКСП и получено их конкретные числовые значения, которые представлены в виде таблиц и графических зависимостей. Задав значение параметров потока восстановления работоспособности сельскохозяйственной машины, можно вычислить среднеквадратичную погрешность оценивания периода, а также, исходя из них допустимой величины, рекомендовать соответствующую длину отрезка реализации.

Дискретные оценки периода находятся с помощью преобразований, которые являются соответствующими интегральными суммами:

$$\hat{m}_1^c(\tau) = \frac{2}{2K+1} \sum_{n=-K}^K \xi(nh) \cos l \frac{2\pi}{\tau} nh,$$

$$\hat{m}_1^s(\tau) = \frac{2}{2K+1} \sum_{n=-K}^K \xi(nh) \sin l \frac{2\pi}{\tau} nh,$$

где: K – количество отказов, а h – величина шага дискретизации.

Анализ оценок периода в первом приближении выведен из формулы для смещения и дисперсии оценок периода, которые

определяются с помощью косинусных и синусных преобразований реализаций потока восстановления работоспособности и его корреляционного и ковариационного произведений. Показательно, что при переходе от непрерывного к дискретному оцениванию возможно есть явление наложения, которое состоит в возникновении дополнительных составляющих в выражениях для смещения и дисперсии, которые зависят от тех компонентов Фурье вероятностных характеристик, которые не используются при оценивании и которые имеют такой же порядок малости, что и основные составу. Явление наложения служит причиной негативные эффектов, а именно, меняет экстремальные значения функционалов, а также величину малого параметра, который существенно влияет на сходимость оценок.

Поэтому выведено условия отсутствия явления наложения, которые являются разными для функционалов первого и второго порядка и состоят в согласовании интервала дискретизации h с номерами N_1 и N_2 наивысших гармоничных составляющих соответственно математического ожидания и корреляционной функции. Смещение оценок периода, определенных с помощью статистик первого и второго порядка, не содержит дополнительных составляющих, если соответственно $h^2 T / (2N_1 + 1)$ и $h^2 T / (2N_2 + 1)$. Для дисперсии оценок аналогичные требования сводятся к выполнению неравенств $h^2 T / (2N_1 + N_2)$ и $h^2 T / (4N_1 + 1)$. При отсутствии наложения различие между характеристиками непрерывных и дискретных оценок определяется различием между интегралами и соответствующими интегральными суммами и она зависит от скорости уменьшения корреляционных связей. Формула дисперсии дискретной оценки периода $o(t) = z(t) \cos(\omega t)$, найденной с помощью косинусного преобразование отрезка реализации, например, имеет вид:

$$D[\hat{T}] = \frac{DT^2}{2m_n^2 \omega_0^2 h^2 H(K)} [1 + 2r_2(\alpha h, K)],$$

где: $r_1(\alpha h, K) = \sum_{p=0}^{2K} e^{-\alpha p h} \cos l \frac{2\pi}{T} p h,$

$H(k) = \sum_{n=-K}^K n^2$, а с помощью ковариационного

преобразования:

$$D[\hat{T}] = \frac{DT^2}{2(D + m^2) \omega_0^2 h^2 H(K)} \times \left[5(D + m^2) + 2D \left[4r_2(2\alpha h, K) + r_4(2\alpha h, K) \right] + 4m^2 [4r^2(\delta h, K) + r_4(\delta h, K)] \right].$$

На основе выведенных формул создано программное обеспечение для вычисления характеристик оценок периода в зависимости от шага дискретизации и числа отказов машин, которое дает возможность обоснована выбирать шаг дискретизации при оценивании периода определенных типов ПКСП.

Программное обеспечение, разработанное на языке C++. Для его верификации использованы реализации симулированных на компьютере аддитивной, мультипликативной и квадратурной моделей ПКСП. Оценки функционалов для некоторых конкретных случаев представлены в виде графических зависимостей.

На основе найденных оценок периода с помощью компонентного метода оценено математическое ожидание, дисперсия, корреляционная функция и их компоненты Фурье. Предложено формулы для аппроксимации вероятностных характеристик ПКСП, и с них использованием вычислено значения смещения и дисперсии оценок периода. Полученные результаты свидетельствуют о том, что удовлетворительную точность оценивания периода получаем уже при $N=10$ и восьми отсчетах на период. Величина $[D[\hat{T}]]^{1/2} / \hat{T}$ тогда есть меньше, чем 0,02. Задав отношение $h^2 T / (2N_1 + 1)$ на основе вычисления данных легко находим те параметры обработки, которые его обеспечивают.

ВЫВОД

Исследовано свойства оценок периода корреляции ПКСП, которые находятся как точки экстремальных значений косинусных и синусных преобразований Фурье реализаций потока восстановления работоспособности сельскохозяйственных машин, корреляционного и ковариационного произведения. С помощью метода малый параметр выведен

формулы для смещения и дисперсии оценок, которые описывают зависимости этих величин от длины реализации и компонентов Фурье математического ожидания и корреляционной функции.

ЛИТЕРАТУРА

1. Boyko A.I. 2013: Matematichne modelyuvannya sistemi «lyudina-mashina» pri nakopichenni vidmov/ A.I. Boyko, A.V. Novitskiy // Visnik KhNTUSG im. Petra Vasilenka. – Kharkiv, KhNTUSG. – Vip. 134. – 75–79.
2. Boyko A.I. 2011: Stokhasticheskoye modelirovaniye raboty pnevmomekhanicheskaya vysevayushchego apparata / A.I. Boyko, A.A. Banny // Nauchnyy vestnik NAU, seriya «Tekhnika i energetika APK» – K. – Vypusk 166, chast 1. – 112–118.
3. Boyko A.I. 2010: Ustanovleniye funktsii vosstanovleniya podsistem zernouborochnykh kombaynov v usloviyakh razvitiya sfery tekhnicheskogo obsluzhivaniya / A.I. Boyko, K.N. Dumenko // Vestnik LNAU. Agroinzhenernogo issledovaniya – Lvov. – T.1, № 14. – 12–20.
4. Boyko A.I., Karabinosh S.S. 2001: Do pitannya about determination energy os distraction body at there border state / A.I. Boyko, S.S. Karabinosh // Zb. naukovikh prats KDTU. – Kirovograd. – 45–47.
5. Dobrovolskiy S.B. 2000: Methods of estimation of influence of structural concentration on малоцикловую durability / Dobrovolskiy S.B. // Motor industry. – № 6. – 19–23.
6. Ivanov M.N. of 2000: Detail of machines: a 6th publ. / M.N. Ivanov – M.: Higher school. – 383.
7. Karabinosh S.S., Novitskiy A.V. 2005: Reliability of agricultural technique and control of her capacity / S.S. Karabinosh, A.V. Novitskiy. – K.: NAU. – V.80. – 183–186.
8. Boyko A.I. 2012: Problemi zabezpechennya nadiynosti suchasnoi skladnoi silskogospodarskoi tekhniki / A.I. Boyko, O.V. Bondarenko // Visnik Vinnitskogo natsionalnogo agrarnogo universitetu. Seriya: Tekhnichni nauki. – Vinnitsya. – Vipusk 11 (66). – 307–311.
8. Boyko A.I. 2013: Varirovanie izmeneniy pokazateley nadyozhnosti passivno rezerviruemyy sistemyi pri povrezhdennom osnovnom i ispravnom dubliruyuschem elementah / A.I. Boyko, O.V. Bondarenko, V.M. Savchenko // Motrol, motoryzacia i energetyka rolnictwa motorization and power industry in agriculture. – Lublin. – Vol. 15, No 2. – 35–39.
9. Boyko A.I. 2013: Grafoanaliticheskiy analiz sostoyaniy i perehodov v vozmozhnyie sostoyaniya aktivno rezerviruemyy tehnicheckoy sistemyi / A.I. Boyko, O.V. Bondarenko, V.M. Savchenko // Motrol, motoryzacia i energetyka rolnictwa motorization and power industry in agriculture. – Lublin. – Vol. 15, No 4, – 231–235.
10. Gumenyuk V.M. 2010: Nadezhnost i diagnostika elektrotekhnicheskikh sistem: Ucheb. posobiye dlya vuzov / V.M. Gumenyuk. – Vladivostok: Izd-vo Dalnevost. gos. tekhn. unta. – 218.
11. Dzherald Sandler. 1966: Tekhnika nadezhnosti sistem / S. Dzherald; per. s angl. A.L. Raykina // Seriya «Teoreticheskiye osnovy tekhnicheskoy kibernetiki». – M., «Mir». – 300.
12. Druzhinin G.V. 1977: Nadezhnost avtomatizirovannykh sistem / G.V. Druzhinin. Izd. 3-e pererab. i dop. – M., «Energiya». – 536.
13. Lekhman S.D. 2011: Metodologiya doslidzhennya nebezpechnik protsesiv pri funktsionuvanni yergativnykh sistem agrarno-go virobnitstva / S.D. Lekhman, M.V. Panfilova // Tekhnika ta yenergetika APK: zbirnik naukovikh prats NUBiPU. – K.: NUBiPU. – Vip. 166, ch. 1. – S. 294–301.
14. Nadezhnost tekhnicheskikh sistem: Spravochnik. 1985: / Yu.K. Belyayev, V.A. Bogatirev, V.V. Bolotin i dr.; pod red. I.A. Ushakova. – M.: radio i svyaz. – 608.
15. Nechiporenko V.I. 1977: Strukturnyy analiz sistem (effektivnosti i nadezhnosti) / V.I. Nechiporenko. – M.: «Sovetskoye radio». – 211.
16. Raynshke K. 1979: Modeli nadezhnosti i chuvstvitelnosti sistem / K. Raynshke; per. s nem. B.A. Kozlova. – M., «Mir». – 454.
17. Rogovskiy I. 2012: Metodika prognozirovaniya ostatochnogo resursa mekhanizmov selskokhozyaystvennykh mashin / I. Rogovskiy, O. Dubrovina // Motoryzacia i energetyka rolnictwa. – Lublin – Rzeszuw, Vol. 14 – No 3, 200-205.
18. Rogovskiy I.L. 2011: Vpliv pokaznikov nadiynosti na periodichnist tekhnichnogo obslugovuvannya silskogospodarskikh mashin / I.L. Rogovskiy // Motrol, motoryzacia i ener-

getyka rolnictwa motorization and power industry in agriculture. – Lublin. – Vol. 13B. – 92 – 97.

19. Ushakov A.I. 2008: Kurs teorii nadezhnosti sistem / A.I. Ushakov // M., DROFA. - 239.

20. Gennadiy Golub, Oleg Marus. 2011: Optimizatsiya parametriv mashin ta obladnannya Motrol Motoryzacja i energetyka rolnictwa Tom 13 B Lublin 15–17.

21. Aleksandr Byistryiy. 2013: Opredelenie ratsionalnogo kolichestva teh-nicheskogo kontrolya mehanizmov zernouborochnogo kombayna / Aleksandr Byistryiy, Ivan Rogovskiy // Motrol, motoryzacja i energetyka rolnictwa motorization and power industry in agriculture. – Lublin. – Vol. 15. No 3. – 313–321.

STOCHASTIC MODEL ENSURING OPERABILITY AGRICULTURAL MACHINES

Summary. The paper is devoted developments of methods revealing and the analysis of periodicity in the form of periodically correlated casual processes for the purpose of their application in systems of restoration of working capacity of agricultural machines.

Key words: periodicity, estimation dispersion, system.