

УДК 51.7



Е. В. Высоцкая

ХНУРЭ, г. Харьков, Украина, diagnost@kture.kharkov.ua;

ПРИМЕНЕНИЕ РОБАСТНЫХ СТАТИСТИЧЕСКИХ ПРОЦЕДУР ДЛЯ АНАЛИЗА ДАННЫХ ЛАБОРАТОРНЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ ПАЦИЕНТОВ С ДЕРМАТОПАТОЛОГИЕЙ

В работе проведен анализ данных лабораторных исследований пациентов с дерматопатологией с использованием робастных статистических процедур и разработанной математической модели дифференциальной диагностики заболеваний кожи. Предложенный подход способствует получению более точного результата, что позволяет улучшить качество диагноза пациента и повысить эффективность проводимых лечебно-диагностических мероприятий.

РОБАСТНЫЕ ОЦЕНКИ, ДЕРМАТОПАТОЛОГИЯ, МЕТОД ХЬЮБЕРА, ЛАБОРАТОРНЫЕ ИССЛЕДОВАНИЯ

Введение

Проблема дифференциальной диагностики заболеваний кожи, характеризующихся многообразием клинических проявлений, никогда не теряла своей актуальности [1–3]. Правильный диагноз — это основа врачебной тактики. При дифференциальной диагностике дерматопатологии необходимо сравнить симптомокомплекс пациента с несколькими более или менее вероятными заболеваниями и после исключения ряда менее вероятных предположений остановиться на наиболее вероятном диагнозе.

Основоположники отечественной клинической медицины всегда подчеркивали необходимость постановки «диагноза болезни» и «диагноза больного» [4]. Под термином «диагноз болезни» будем понимать описание болезни согласно принятой классификации болезней, а термин «диагноз больного» — это «диагноз болезни» у конкретного пациента с учетом всех его индивидуальных особенностей.

С постановкой «диагноза болезни» завершается первая стадия диагностического процесса и начинается «создание» диагноза у конкретного больного. Если «диагноз болезни» является общим для всех больных с данным заболеванием, то индивидуальный диагноз или «диагноз больного» присущ только конкретным пациентам. Качество «диагноза больного» напрямую зависит от правильности «диагноза болезни». Следовательно, уменьшение количества ошибок при постановке «диагноза болезни» является актуальной медицинской задачей.

1. Анализ методов помехоустойчивого оценивания параметров распределения

Клиническая картина при заболеваниях кожи многообразна в начальном и эволюционном аспекте. Объясняют это как тем, что трудно обозреть множество вредных для кожи факторов, так и неограниченными возможностями в отношении форм ответа со стороны кожи.

Известно, что неотъемлемой частью диагностического процесса в дерматологии являются клинические лабораторные исследования. При этом изучению подлежит не произвольный набор признаков, а комплекс органично-связанных и взаимно-дополняющих друг друга показателей, которые позволяют полно и всесторонне оценивать состояние пациента. Признаки при оптимальном наборе не повторяют отдельных качественных характеристик, они рациональны по числу и четко структурированы по уровням представления диагнозов (состояния пациента) [5–7].

Ошибки на любой стадии анализа снижают достоверность лабораторных данных, что затрудняет постановку правильного диагноза и своевременность назначения адекватных лечебных мероприятий.

Присутствие единственного аномального наблюдения может приводить к оценкам, которые совершенно не согласуются с выборочными данными. В ряд наблюдений пациентов с одним дерматозом может случайно попасть наблюдение пациента с другим дерматозом. Источники диагностических ошибок весьма разнообразны: неизвестность или большая редкость заболевания, исключительная его сложность, отсутствие или бедность болезненных симптомов, большое сходство данного заболевания с другим и т.п. Использование информационных диагностических систем предъявляет дополнительные требования к применяемым методам обработки данных в плане их устойчивости к таким ошибкам, как запись результатов наблюдений с конечным числом значащих цифр и др.

Взаимосвязь и взаимообусловленность медико-биологических процессов можно анализировать с помощью статистических моделей, атрибутами которых являются статистические показатели. Качество этих показателей имеет большое значение, поскольку врач — дерматолог на основании результатов, полученных в процессе обработки и анализа статистической информации, принимает

решение, от которого могут зависеть жизнь и здоровье пациентов. Необходимость применения аппарата математической статистики при обработке результатов измерений, где случайной составляющей нельзя пренебречь, очевидна, и соответствующие методы успешно развиваются и внедряются в медицинскую практику.

Для обеспечения устойчивости статистических выводов при отклонениях от принятой модели распределения используются робастные методы. На сегодняшний день разработано много вариантов робастных методов анализа статистических данных [8–12]. Их преимущество по сравнению с непараметрическими методами, которые предназначены для анализа данных, распределенных согласно произвольной непрерывной функции распределения, состоит в том, что они позволяют использовать информацию о том, что реальные наблюдения лежат «около» тех или иных параметрических семейств, например, нормальных.

Робастность имеет дело с последствиями возможных отклонений от принятой вероятностной модели и предлагает методы, защищающие статистические процедуры от подобных отклонений.

В настоящее время существует два основных метода синтеза робастных оценок, а именно: минимаксный метод количественной робастности Хьюбера и метод качественной робастности Хампеля на основе функций влияния.

В первом случае определяется наименее благоприятная плотность распределения, минимизирующая информацию Фишера на заданном классе распределений с последующим построением оценки максимального правдоподобия для этой плотности. Это гарантирует, что асимптотическая дисперсия оценки не превысит заданной границы (супремум асимптотической дисперсии есть оценка количественной робастности), которая напрямую зависит от характеристик выбранного класса распределений.

Во втором случае строится оценка с заданной функцией влияния, тип поведения которой определяет качественные робастные свойства процедуры оценки, такие как их чувствительность к большим выбросам в данных, их округлению и т.д. Однако введенное Хампелем понятие L-робастности не приводит к решениям, которые обладают указанным свойством.

Существуют и другие подходы к оцениванию параметров распределений. Например, Л. Д. Мешалкина, А. М. Шурыгина [13, 14].

Первый [15, 16] предложил семейство оценок всех параметров многомерного нормального распределения, обладающих устойчивостью к асимметричному засорению, но это решение не привлекло заметного внимания. Возможно, это было связано с недостаточным объяснением природы

предложенных оценок. А. М. Шурыгин [13] развивал идеи Мешалкина, в том числе обобщил его результаты в рамках локально-устойчивого подхода к оцениванию параметров распределений. Однако подход, предложенный Шурыгиным, несмотря на очевидную полезность, до настоящего времени не получил должного теоретического обоснования. Исследованиями по проблеме устойчивости занимались также Дж. Тьюки [17], Дж. Пфанзагль [18], Л. Жакель [19], Э. Леман [20], Д. Эндрюс [14], С. А. Смоляк, Б.П. Титаренко [21], А. И. Орлов [9, 10], Ф. П. Тарасенко и многие другие учёные.

Так как в нашем случае не нарушена симметрия загрязнения, целесообразно использовать оценку Хьюбера.

Целью работы является обеспечение устойчивости статистических выводов при диагностике заболеваний кожи с учетом отклонений от принятой модели распределения за счет построения функций, базирующихся на концепции Хьюбера об исключении точек риска.

2. Использование робастных статистических процедур для анализа данных лабораторных исследований пациентов с дерматопатологией

С целью формирования качественных выборок, отражающих свойство генеральных совокупностей, предлагается проводить обработку результатов лабораторных исследований, необходимых для постановки правильного дерматологического диагноза, с учетом диапазонов нормы рассматриваемых признаков.

Диагноз пациента с заболеванием кожи может быть определен согласно разработанной математической модели:

$$D_p = f(X, y_p) = \arg \text{extrp}(A_i, B_p, W_i, T_i),$$

целевая функция которой определяется как:

$$\rho_i(A_i, B_p, W_i, T_i) = t_i \sum_{j=1}^m w_{ij} \sqrt{(a_{ij} - b_j)^2} \rightarrow \min_p,$$

где $i = 1, 2, \dots, 5$ – порядковый номер заболевания: $i = 1$ – атопический дерматит, $i = 2$ – герпетиформный дерматит Дюринга, $i = 3$ – лекарственная болезнь, $i = 4$ – псориаз, $i = 5$ экзема, $i = 6$ – склеродермия, $i = 7$ – красная волчанка, $i = 8$ – микоз; $j = 1, 2, \dots, 14$ – порядковый номер признака: $j = 1$ – содержание в сыворотке крови Т-лимфоцитов (СД3),

$j = 2$ – Т-лимфоцитов хелперов (СД4), $j = 3$ – Т-цитотоксичных клеток (СД 8), $j = 4$ – В-лимфоцитов (СД 19), $j = 5$ – интерлейкина 2 (ИЛ 2), $j = 6$ – интерлейкина 6 (ИЛ 6), $j = 7$ – полипептида эндотелина-1, $j = 8$ – процентное соотношение сегментоядерных нейтрофилов в лейкоцитарной формуле крови, $j = 9$ – содержание в сыворотке крови иммуноглобулина А (Ig A), $j = 10$

– иммуноглобулина М (Ig M), $j = 11$ – иммуноглобулина G (Ig G), $j = 12$ – общего иммуноглобулина E (Ig E);

$$a_{ij} = \sum_{p=1}^{P_i} \alpha_{ijk} s_{pij};$$

$A = \{\alpha_{ij}\}$ – множество коэффициентов вероятности k -ой выраженности j -го симптома при i -ом заболевании;

$k = 1, 2, \dots, 5$ – порядковый номер возможной выраженности симптома: $k = 1$ – проявления симптома отсутствуют, $k = 2$ – проявления симптома слабые, $k = 3$ – проявления симптома умеренные, $k = 4$ – проявления симптома сильные, $k = 5$ – проявления симптома очень сильные;

s_{pij} – значения j -го параметра у p -го пациента с i -м диагнозом;

P_i – количество пациентов с i -м диагнозом в исследуемой выборке;

p – порядковый номер пациента с i -м диагнозом, $p = 1, 2, \dots, P_i$;

$$b_j = \sum_{k=1}^g \beta_{jk} s_{jk};$$

$B = \{\beta_{jk}\}$ – матрица наличия (отсутствия) k -й выраженности j -го симптома у пациента;

$T_i = \{t_i\}$ – множество коэффициентов конфронтации признаков при i -м заболевании;

$W_i = \{w_{ij}\}$ – множество интегральных коэффициентов веса j -го признака при диагностике i -го заболевания;

$$w_{ij} = \psi_{ij} \cdot \delta_{ij} \cdot \xi_j,$$

где $\xi_j = \gamma_k$ при $\beta_{jk} = 1$, и $\xi_j = 0$ при $\beta_{jk} = 0$;

$H = \{\gamma_k\}$ – вектор-массив коэффициентов выраженности симптома (по сравнению с нормой);

$\Delta = \{\delta_{ij}\}$ – множество коэффициентов веса j -го симптома при диагностике i -го заболевания;

$\Psi = \{\psi_{ij}\}$ – множество коэффициентов вариабельности j -го симптома при i -м заболевании:

$$\psi_{ij} = \frac{1}{P} \sum_{p=1}^{P_i} \left(\frac{s_{pij}}{s_{ij}} \right) \log \left(\frac{s_{pij}}{s_{ij}} \right),$$

где $\bar{s}_{ij} = \frac{1}{P} \sum_{p=1}^{P_i} s_{pij}$ – среднее значение j -го параметра при i -м диагнозе; минимальное значение целевой функции соответствует заболеванию пациента.

Все значения s_{pij} получаются в результате лабораторных исследований пациентов с заболеваниями кожи.

Тщательный статистический анализ полученных экспериментальных данных показывает, что на самом деле известна не выборка $s_{i1}, s_{i2}, \dots, s_{im}$, а величины:

$$s_{ij}^* = s_{ij} + \epsilon_{ij},$$

где ϵ_{ij} – некоторые погрешности исследований.

Нормальные величины лабораторных показателей определены статистически в ходе обследования

популяции здоровых лиц. Если не выявляются отклонения лабораторных показателей от нормы, то их изменения в пределах диапазона нормы не свидетельствуют об изменении состояния пациента и ценность определения ошибок в данном диапазоне невелика. В то же время, значительные отклонения от нормального диапазона требуют тщательного рассмотрения и анализа с учетом того, что в пограничных участках не проявляются основные особенности описываемых процессов.

Предлагается для улучшения качества диагностики определить средние значения \bar{s}_j и относительные отклонения $r_{ijp} = \left| \frac{s_{ijp} - \bar{s}_{ij}}{\sigma_{ij}} \right|$, провести статистическую процедуру выявления и исключения грубых ошибок при наличии одного резко выделяющегося наблюдения методом Граббса:

$$T_{ijp} = \frac{s_{ijp} - \bar{s}_{ij}}{\sigma_{ij}},$$

где σ_{ij} – выборочное среднеквадратическое отклонение j -го параметра.

А в случае нескольких резко выделяющихся наблюдений (l) – согласно методу Титъена-Мура:

$$E_{ijl} = \frac{\sum_{p=1}^{m-l} (z_{ijp} - \bar{z}_{ij})^2}{\sum_{p=1}^m (z_{ijp} - \bar{z}_{ij})^2},$$

где z_{ijp} – значения признаков s_{ijp} , ранжированные по возрастанию относительных отклонений r_{ijp} .

Эти статистики обладают хорошими оптимальными свойствами.

Полученные значения T_{ijp} сравниваются с табличными значениями процентных точек критерия Смирнова Граббса. Если $|T_{ijp}| > T_{kp}$, то проверяемое значение является грубой ошибкой и относится к классу выбросов. Критерий E_{ijk} имеет табулированные табличные критические значения для заданного уровня значимости α при известном объеме выборки и предполагаемом числе ошибок k . Если наблюдаемые значения критериев оказываются меньше пороговых, то ошибки в данных, признаются грубыми. Иначе данные типичны для данной совокупности.

Затем необходимо разделить исходную совокупность значений лабораторных показателей S на несколько однородных по признаку сравнения с нормой. Целесообразно выделять две либо три однородные совокупности $S_{ij\zeta}$, содержащие значения показателя s_j в первом случае: S_{ij1} – «выше нормы», S_{ij2} – «норма», S_{ij3} – «ниже нормы», или во втором – S_{ij1} – «норма», S_{ij2} – «не норма», т.е. выделить из всех объектов исходной совокупности такое подмножество, которое характерно значениям, соответствующим норме.

На следующем этапе проводится робастное оценивание параметров каждой из полученных в

результате группирования выборочных совокупностей $S_{ij\xi}$ с использованием метода М-оценок Хьюбера.

Оценки Хьюбера обеспечивают устойчивые характеристики на множестве распределений, определяемых моделью:

$$p(\varepsilon_{ij}) = (1 - \theta_{ij}) \cdot \varphi(\varepsilon_{ij}) + \theta_j \cdot h(\varepsilon_{ij}), \quad (1)$$

где $\varphi(\varepsilon_{ij})$ – плотность нормального распределения с нулевым средним и дисперсией σ^2 , $h(\varepsilon_{ij})$ и θ_j – плотность вероятности распределения грубых ошибок (промахов) и их интенсивность соответственно. Предполагается, что функция $h(\varepsilon_{ij})$ симметрична относительно нуля и имеет длинные хвосты.

Можно сказать, что ошибки наблюдений имеют засоренное нормальное распределение, т.е. большая часть наблюдений имеет нормальное распределение, а ряд наблюдений (выбросы) имеют другое (засоряющее) распределение. А именно: погрешности ε_{ij} измеряемых показателей s_{ij} являются независимыми случайными величинами с плотностью распределения, определяемой моделью (1).

Оценку средней величины определяли по формуле:

$$\hat{\Theta}_{ij}^l = \frac{1}{P_i} \left(\sum_{|s_{ijp} - \hat{\Theta}_{ij}^l| < k} s_{ijp} + (P_{i1} + P_{i2})k \right),$$

где $\hat{\Theta}_{ij}$ – устойчивая оценка, определяется при помощи итеративных процедур; k – величина, которая допускается в качестве отклонения от центра совокупности, принимает постоянные значения с учетом удельного веса грубых ошибок в совокупности данных $S_{ij\xi}$; P_{i1} – численность пациентов с i -ым заболеванием, отличающихся наименьшими значениями: $s_{ijp} < \hat{\Theta}_{ij} - k$, или значениями в интервале $(-\infty; \hat{\Theta}_{ij} - k)$; P_{i2} – численность пациентов с i -ым заболеванием, отличающихся наибольшими значениями: $s_{ijp} > \hat{\Theta}_{ij} + k$, или значениями в интервале $(\hat{\Theta}_{ij} + k; \infty)$.

При расчетах в качестве начальной оценки Θ может применяться обычное среднее арифметическое, оцененное по выборке $\hat{\Theta}_{ij}^0 = \frac{1}{P_i} \sum_{p=1}^{P_i} s_{ijp}$.

Затем на каждой итерации производится разделение выборочной совокупности на три части. В одну часть попадают «истинные» признаковые значения, которые остаются без изменения ($|s_{ijp} - \hat{\Theta}_{ij}| < k$). В две другие части совокупности (для $s_{ijp} > \hat{\Theta}_{ij} + k$ и $s_{ijp} < \hat{\Theta}_{ij} - k$) попадают «ошибки», они не исключаются из рассмотрения, а заменяются соответственно на величины $s_{ijp} - k$ и $s_{ijp} + k$:

$$\hat{\Theta}_{ij} = \frac{1}{P_i} \left(\sum_{|s_{ijp} - \hat{\Theta}_{ij}| < k} (s_{ijp} - \hat{\Theta}_{ij}) + \sum_{s_{ijp} < \hat{\Theta}_{ij} - k} (\hat{\Theta}_{ij} + k) + \sum_{s_{ijp} > \hat{\Theta}_{ij} + k} (\hat{\Theta}_{ij} - k) \right).$$

По «истинным» и модифицированным данным каждый раз определяется новая оценка средней Θ_{ij} и итерация возобновляется. Итерации повторяются до тех пор, пока все наблюдения не оказываются в интервале «истинных» значений: $|s_{ijp} - \hat{\Theta}_{ij}| < k$.

Нами был проведен анализ лабораторно-инструментальных обследований 590 пациентов с наиболее распространенными заболеваниями кожи различного генеза, которые согласно диагнозам были распределены на 8 групп. Первую группу составили 70 пациентов с atopическим дерматитом, вторую – 50 с герпетиформным дерматитом Дюринга, третью – 80 с лекарственной болезнью, четвертую – 150 с псориазом, пятую – 100 с экземой, шестую – 50 со склеродермией, седьмую – 40 с красной волчанкой и восьмую – 50 с микозом кожи. Состояние каждого из пациентов описывалось 94 лабораторными показателями (показатели общеклинических, иммунологических, аллергологических и биохимических исследований).

В результате математического моделирования процесса дифференциальной диагностики у 590 пациентов с различными кожными заболеваниями с использованием предложенного подхода ошибка дифференциации распространенных дерматозов была уменьшена до 2,54% (табл. 1).

Выводы

Проведенное сравнение результатов дифференциальной диагностики пациентов с распространенными дерматозами с использованием помехоустойчивого оценивания и группирования данных лабораторного обследования и без них показало, что предложенный подход к оценке результатов лабораторных исследований у пациентов с дерматопатологией способствует получению более качественного результата для улучшения качества диагноза пациента и повышения эффективности проводимых лечебно-диагностических мероприятий.

Список литературы: 1. Волкославская, В.Н. Состояние заболеваемости патологией кожи и инфекциями, передающимися половым путем, населения Украины за последнее десятилетие / В.Н. Волкославская, А.Л. Гутнев // Клиническая иммунология. Аллергология. Инфектология. – 2012. – № 1. – С. 19–22. 2. Котрехова, Л.П. Диагностика и рациональная терапия дерматозов сочетанной этиологии / Л.П. Котрехова // Дерматология. – 2010. – №4. – С. 6–11. 3. Мяделец, О.Д. Морфофункциональная дерматология / О.Д. Мяделец, В.П. Адаскевич. – М.: Медлит, 2006. – 752 с. 4. Солошенко, Э.Н. Побочное действие лекарственных средств. Дифференциальная диагностика аллергических, токсикоаллергических и псевдоаллергических реакций / Э.Н. Солошенко // Клінічна імунологія. Аллергологія. Інфектологія. – 2007. – № 1 (06). – С. 8–14. 5. Попов, Н.Н. Клиническая иммунология и аллергология / Н.Н. Попов, В.Ф. Лавров, Э.Н. Солошенко: учебное пособие. – Москва: 000 фирма «РЕИНФОР», 2004. – 624 с.

Результаты дифференциальной диагностики различных заболеваний кожи с использованием робастных статистических процедур

| № группы | Диагноз | Результаты дифференциальной диагностики | | | | | |
|----------|-----------------------|---|---------------------------------|-----------|-------------------------|---------------------------------|-----------|
| | | Без робастного оценивания | | | С робастным оцениванием | | |
| | | Количество пациентов | Количество корректных диагнозов | Ошибка, % | Количество пациентов | Количество корректных диагнозов | Ошибка, % |
| 1 | Атопический дерматит | 70 | 67 | 4,28 | 70 | 68 | 2,86 |
| 2 | Дерматит Дюринга | 50 | 49 | 2,00 | 50 | 49 | 2,00 |
| 3 | Лекарственная болезнь | 80 | 77 | 3,75 | 80 | 78 | 2,50 |
| 4 | Псориаз | 150 | 145 | 3,33 | 150 | 146 | 2,67 |
| 5 | Экзема | 100 | 97 | 3,00 | 100 | 98 | 2,00 |
| 6 | Склеродермия | 50 | 48 | 4,00 | 50 | 49 | 2,00 |
| 7 | Красная волчанка | 40 | 39 | 2,50 | 40 | 39 | 2,50 |
| 8 | Микоз кожи | 50 | 47 | 6,00 | 50 | 48 | 4,00 |
| 9 | Всего больных | 590 | 569 | 3,33 | 590 | 575 | 2,54 |

6. Псориаз. Дифференциальная диагностика «псориазоподобных» редких дерматозов. Терапия // Медицинский атлас. – СПб., ДЕАН, 2007. – 512 с. 7. Солошенко, Е.М. Захворюваність на поширені дерматози в Україні та Харківській області / Е.М. Солошенко, В.М. Волков-славська, О.Л. Гутнев, Н.С. Волкова, Л.Б. Амер // Клінічна імунологія. Алергологія. Інфектологія. – 2008. – № 3/1 спецвипуск. – С. 130–130. 8. Боровков, А.А. Математическая статистика / А.А. Боровков. – М.: Наука, 1984. – 472 с. 9. Орлов, А.И. Современная прикладная статистика / А.И. Орлов // Заводская лаборатория. – 1998. – Т. 64, № 3. – С. 52–60. 10. Орлов, А.И. Часто ли распределение результатов наблюдений является нормальным? / А.И. Орлов // Заводская лаборатория. – 1991. – Т. 57, № 7. – С. 64–66. 11. Редько, М.Ю. Квазиправдоподобные Lp-оценки для линейной регрессии / М.Ю. Редько. – Новосибир. электротехнический институт. Новосибирск, 1988. – 31 с. Деп. в ВИНТИ 20.06.1988, № 4821-688. 12. Сархан, А.Е. Введение в теорию порядковых статистик / А.Е. Сархан, Б.Г. Гринберг. М.: Статистика, 1970. – 414 с. 13. Шурыгин, А.М. Прикладная стохастика: робастность, оценивание, прогноз / А.М. Шурыгин. М.: Финансы и статистика, 2000. – 224 с. 14. Andrews, D.F. A robust estimation for location: survey and advances / D.F. Andrews, P.J. Bickel, F.R. Hampel, P.J. Huber, W.H. Rodger, J.W. Tukey. N.Y. Princeton: Princeton Univ. Press. 15. Pfanzagle J. On measurability and consistency of minimum contrast estimates. // *Metrica*. V. 14, p. 248-278. 16. Айвазян, С.А. Прикладная статистика: исследование зависимостей / С.А. Айвазян, И.С. Енюков, Л.Д. Мешалкин. – М.: Финансы и статистика, 1985. 17. Tukey, J. W. A survey of sampling from contaminated distribution. *Contribution to Probability and Statistics*. Ed. I. Olkin. Stanford: Stanford Univ. Press. P. 446-486. 18. Pfanzagle J. On measurability and consistency of minimum contrast estimates. // *Metrica*. V. 14/ – P. 248-278. 19. Jaeckel, L. A. Robust estimators of location: symmetry and asymmetric contamination

// *Ann. Math. Statist.* V. 42, No. 3. P. 1020-1034. 20. Lehman, E.L. *Theory of point estimation*. N.Y.: John Wiley and sons / Перевод Леман Э. Теория точечного оценивания. – М.: Наука, 1991, 444 с. 21. Смоляк, С.А. Устойчивые методы оценивания: Статистическая обработка неоднородных совокупностей / С.А. Смоляк, Б.П. Титаренко. – М.: Статистика, 1980.

Поступила в редколлегию 06.08.20013

УДК 51.7

Застосування робастних статистичних процедур для аналізу даних лабораторних досліджень пацієнтів з дерматопатологією / О.В. Высоцкая // *Біоніка інтелекту: наук.-техн. журнал*. – 2013. – № 2 (81). – С. 130-134.

Проведено аналіз даних лабораторних досліджень пацієнтів з дерматопатологією з використанням робастних статистичних процедур та розробленої математичної моделі диференційної діагностики захворювань шкіри. Запропонований підхід сприяє отриманню точнішого результату, що дозволяє поліпшити якість діагнозу пацієнта і підвищити ефективність лікувально-діагностичних заходів, що проводяться.

Бібліогр.: 21 найм.

UDK 51.7

Application of robust statistical procedures for the analysis of laboratory researches indexes of patients with dermatopathology / E.V. Vysotskaya // *Bionics of Intelligense: Sci. Mag.* – 2013. – № 2 (81). – P. 130-134.

The analysis of patients laboratory researches indexes with dermatopathology with the using of robust statistical procedures and worked out mathematica

A model of differential diagnostics of skins diseases is conducted in the article. Offered approach assists the receipt of more exact result, what allows to improve quality of diagnosis of patient and promote efficiency of the conducted curatively-diagnostic measures.

Ref.: 21 items.