

Статистическое исследование диагностической информативности показателей variability сердечного ритма

А.П. Кулаичев

Биологический факультет МГУ им. М.В. Ломоносова, г. Москва

А.П. Кулаичев – д.б.н., к.ф.-м.н., вед. науч. сотр. биологического факультета МГУ им. М.В. Ломоносова.
Тел.: (495) 437-36-95, E-mail: akula@mail.ru.

В статье рассматриваются результаты статистического анализа 36 наиболее употребительных показателей variability сердечного ритма по 378 записям ЭКГ спортсменов высшей квалификации в состоянии релаксации. Выделены 8 показателей, наиболее значимых в плане их факторной интерпретации. Выявлена факторная неадекватность большинства показателей спектрального анализа кардиоинтервалов и влияние на них многочисленных инструментальных погрешностей.

Ключевые слова: variability сердечного ритма, спектральный анализ, корреляционный анализ, факторный анализ.

Statistical investigation of diagnostic informativeness of heart rate variability indexes

Kulaichev A.P.

The article discusses the results of statistical analysis of 36 most commonly used indexes of heart rate variability calculated for 378 ECG records of sportsmen of high qualification in a state of relaxation. The eight indexes are identified as the most significant in terms of its factor interpretation. It is revealed the factor inadequacy of most indexes of the spectral analysis of cardiointervals and the impact on them of numerous instrumental errors.

Keywords: heart rate variability, spectral analysis, correlation analysis, factor analysis.

При анализе variability сердечного ритма (ВСР) в качестве числовых оценок преимущественно используются показатели вариационной пульсометрии (ВП), спектрального анализа (СА) кардиоинтервалов (КИ) и корреляционной ритмографии (КР). Существующее здесь множество разнородных оценок [1–3, 7] на первый взгляд представляется плохо упорядоченным и структурированным, а в значительной степени — и избыточным. Поэтому интересна задача их взаимного и комплексного статистического сравнения с использованием, в частности, метода факторного анализа [8].

Исходные данные и их селекция

Для корректности результатов факторизации метрических данных необходимо выполнить три принципиальных методических требования:

- 1) очистка данных от выбросов;
- 2) исключение зависимых и высоко коррелированных переменных;

3) исключения этапа вращения факторов¹.

В качестве исходного материала мы использовали базу кардиозаписей спортсменов высшей квалификации (ммк, мс, кмс) нескольких видов спорта: футбол, баскетбол, хоккей, шорт-трек, дзюдо, собранную в 2000–2003 гг. профессором РГУФК В.К. Зайцевым [4]. Эта база включает 754 двухминутные записи, выполненные с временным разрешением 1 мс в состоянии релаксации (сидя в удобной позе, глаза закрыты). Такой характер исходных данных позволяет надеяться на опосредованное от-

¹ Действительно, использование вращения факторов для метрических данных является серьезной ошибкой. Эти методы созданы для тех из психологов и социологов, которые имеют дело с высоко субъективными и variability опросными данными номинального или рангового типа, с целью облегчения интерпретации «размытых» факторов «человеческих мнений». В точных и естественных науках (где факторы не идеальны, а имеют реальную физиологическую основу, а также существует понятие точности измерений) подобные действия неизбежно приводят к резкому и принципиальному искажению результатов.

ражение в нем некое «высоко энергозатратного и энергоемкого» норматива сердечной деятельности.

По каждой записи были вычислены 36 наиболее употребительных в практике показателей ВП, СА и КР (табл. 1). Тем самым была получена ма-

трица размером 36 столбцов (показатели, в факторном анализе называемые *переменные*) на 754 строк (измерения, в факторном анализе называемые *объекты*), которая и явилась материалом для статистического анализа.

Таблица 1. Показатели вариабельности сердечного ритма

Обозначение	Наименование	Ед. изм.	Спортивная норма	Клиническая норма
<i>1. Показатели ВП</i>				
RR	Средняя длительность КИ	мс	1100 ± 201	937–660
dRR	Вариационный размах КИ	мс	357 ± 111	380 ± 70
SDNN	Стандартное отклонение КИ	мс	73,1 ± 23,2	70 ± 10
Мода	Мода распределения КИ	мс	1110 ± 227	900 ± 30
Амоды	Амплитуда моды	%	33,6 ± 8,95	35 ± 3
ЧСС	Число сердечных сокращений	мин ⁻¹	55,6 ± 10,7	60–90
Вар	Коэффициент вариации		6,58 ± 1,71	7,1 ± 1,1
Асим	Коэффициент асимметрии		0,0259 ± 0,347	
Эксц	Коэффициент эксцесса		2,89 ± 0,575	
RMSSD	Корень квадратный из средней суммы квадратов разностей соседних КИ (практически совпадает со стандартным отклонением <i>SDSD</i>)	мс	70,9 ± 27,8	49,9 ± 15,2
pNN50	Процент соседних КИ, отличающихся более чем на 50 мс	%	45,4 ± 18	29,4 ± 19,5
ИВР*	Индекс вегетативного равновесия		111 ± 62,5	
ВПР*	Вегетативный показатель ритма		2,99 ± 1,39	
ПАПР*	Показатель адекватности процессов регуляции		32,4 ± 13	
ИН [†]	Индекс напряжения регуляторных систем		55,3 ± 37,6	62,3 ± 39,1
САТ**	Индекс симпато-адреналового тонуса	%	122 ± 60,8	30–80
ИДМ**	Индекс дыхательной модуляции	%	3,14 ± 0,974	3,93 ± 1,57
ИМА**	Индекс медленноволновой аритмии	%	21,6 ± 10,5	29,2 ± 13,1
ПСС***	Показатель сердечного стресса	%	19,3 ± 6,02	16,3 ± 4,08
ПСА***	Показатель сердечной аритмии	%	2,39 ± 0,85	2,29 ± 1,14
<i>2. Показатели СА (дифференцированно по частотным диапазонам VLF, LF, HF)</i>				
pVLF pLF pHF	Период средневзвешенного пика, определяемого центром тяжести участка графика спектра в диапазоне	мс	51,9 ± 7,45 11,2 ± 0,788 4,01 ± 0,221	
VLF% LF% HF%	Мощность спектра в диапазоне в процентном отношении к мощности всех диапазонов TP = VLF + LF + HF	%	19,7 ± 6,35 37,7 ± 6,96 42,6 ± 8,02	28,6 ± 11,2 33,7 ± 9 35,8 ± 14,7
aVLF aLF aHF	Средняя амплитуда спектра в диапазоне или средняя вариативность КИ (высоко коррелирована с максимальной по амплитуде гармоникой в диапазоне)	мс	23,1 ± 10,03 14,2 ± 4,96 6,97 ± 2,23	
Lf _{norm} Hf _{norm}	Нормированные мощности: LF / (LF + HF) × 100%, HF / (LF + HF) × 100%	%	53,3 ± 10,3 46,7 ± 10,3	50,6 ± 9,4 49,4 ± 9,4
LF/HF	Коэффициент вазосимпатического баланса		1,25 ± 0,507	0,7–1,5
<i>3. Показатели КР</i>				
w	Ст. отклонение КИ по контрдиагонали скаттерграммы	мс	46,4 ± 15,3	
w/L	Отношение w к ст. отклонению КИ по диагонали скаттерграммы L = SDNN		0,552 ± 0,144	
Kr	Коэффициент линии регрессии скаттерграммы	мс/мс	0,521 ± 0,188	
Bv	Свободный член линии регрессии скаттерграммы	мс	52,8 ± 24,5	

* показатели Р.М. Баевского; ** индексы А.Я. Каплана [5] разработаны в рамках международного стандарта и утверждены Минздравом РФ; *** показатели ПСС и ПСА [6] предназначены для оценки нарушений в ВСР, связанных с наличием КИ одинаковой длительности и с резкими «выбросами»

Задача осложнялась утратой детальной информации о тех условиях, в которых осуществлялась регистрация. Это могли быть записи, выполненные в соревновательный, тренировочный, межсезонный или восстановительный периоды, в разное время суток, до или сразу после интенсивных нагрузок, после функциональных проб и т.п. Кроме того, в исходных данных присутствовали артефакты, связанные с ошибками распознавания R-зубцов, удлиненными КИ и экстрасистолическими сокращениями. Для корректного же выделения главных факторов необходима тщательная очистка исходных данных от различного типа выбросов [8], определенных влияние вышеперечисленных посторонних факторов. Поэтому для обеспечения однородности исходных данных была разработана многоступенчатая схема их очистки, а именно: значения показателей пересчитывались в шкалу стандартных отклонений от среднего, и из матрицы удалялись строки (выбросы), отвечающих следующему критерию: наличие у четырех и более показателей (то есть у более чем 11% из 36 переменных) значений, превосходящих три стандартных отклонения (*комплексный выброс*). Такая процедура последовательно повторялась до тех пор, пока сформулированное условие удаления не перестало выполняться.

Конкретная формулировка критерия *комплексного выброса* зависит от вероятности появления таких выбросов, которая в свою очередь зависит от числа показателей и числа записей. Для наших данных несложный расчет [8] показывает, что вероятность появления даже одного *комплексного выброса* в выборке из 754 исходных записей составляет менее 0,6%, и этот процент уменьшается с последовательным уменьшением объема выборки. В результате в матрице осталось 378 строк (50% от исходного объема). О качестве результата очистки данных можно судить по тому, что облако рассеяния объектов в проекции на главные факторные плоскости является однородно и симметрично распределенным, не структурировано на отдельные группировки и не окутано размытым, «рыхлым» гало резких выбросов.

Границы нормы

Далее по каждому из 36 показателей представляется полезным вычислить границы «спортивной» нормы и сопоставить ее с «клинической» нормой. Здесь необходимо сделать некоторые методические пояснения. Часто при вычислении границ нормы используется достаточно произвольная процедура. Выбираются условно

«здоровые» пациенты, у которых при поликлиническом наблюдении не обнаружено заболеваний, или же отбираются испытуемые, не высказывающие жалобы на состояние здоровья. По их кардиограммам вычисляются показатели ВСР, и по этой выборке определяются средние значения и стандартные отклонения. Такую методику нельзя признать достаточно статистически корректной.

Хотя, как указано выше, анализируемая выборка была очищена от комплексных выбросов, однако при вычислении границ нормы следует произвести дополнительную очистку данных по каждому конкретному показателю отдельно, поскольку при общей однородности данных отдельные значения конкретного показателя для некоторых субъектов могут резко отличаться от групповых значений. Критерий стандартного отклонения здесь не подходит, поскольку само стандартное отклонение может быть искажено вследствие наличия выбросов. Такую дифференцированную очистку можно произвести по визуальному изучению графика упорядоченных по возрастанию значений показателя (график Кетле, рис. 1) [8]. Следует исключить значения, принадлежащие к конечным и разреженным участкам графика, оставив его центральную, плотную и близкую к линейной часть.

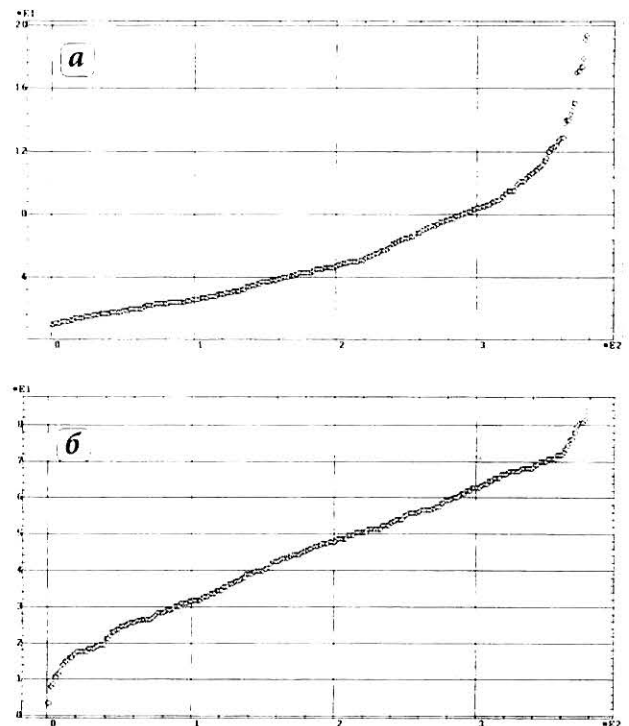


Рис. 1. График Кетле для значений показателей: а — ИН; б — pNN50. По вертикальной оси — значение показателя, по горизонтальной — номер измерения в упорядоченной по возрастанию последовательности значений

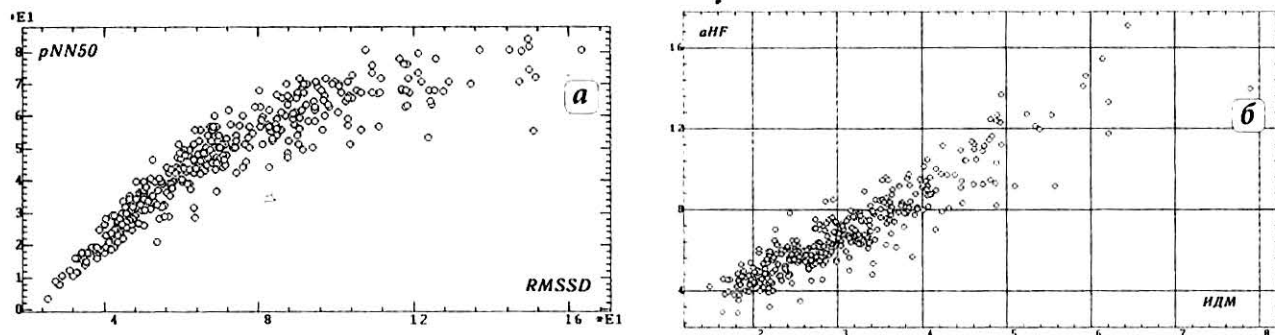


Рис. 2. Диаграммы рассеяния некоторых коррелированных показателей: а — ИДМ и aHF; б — RMSSD и pNN50. По осям — значения соответствующих показателей

После этого в качестве границ нормы можно принять два стандартных отклонения, покрывающих 95,72% нормально распределенной генеральной совокупности. Для очищенных по этой методике данных были вычислены средние значения показателей и их стандартные отклонения (табл. 1), где «клинические» нормативы преимущественно заимствованы из [1]. Как видно из табл. 1, значения клинической и спортивной норм для большинства показателей достаточно близки, что еще раз свидетельствует об эффективности проведенной очистки исходных данных. Отдельные различия могут быть следствием более оптимального в смысле энергоотдачи и энергоемкости состояния организма спортсменов.

Зависимые и коррелированные переменные

Кроме неоднородности исходных данных на качество результатов факторного анализа большое влияние оказывает наличие зависимых и высоко коррелированных переменных, которые вследствие дублирования своих дисперсий смещают геометрическое расположение главных факторов в пространстве исходных переменных [8]. Поэтому их необходимо предварительно исключить из матрицы данных.

Функционально зависимыми являются следующие показатели (обозначение $f(x)$ указывает на наличие близкой к 100% функциональной зависимости от показателя x): $ЧСС = f(RR)$, $Мода = f(RR)$, $LF/HF = f(HF_{norm})$, $LF_{norm} = f(HF_{norm})$, $w/L = f(ИМА)$, $Kr = f(ИМА)$, $Kr = f(w/L)$. Высоко коррелированными являются следующие показатели (в качестве множителей указаны коэффициенты корреляции): $Мода = 0,96 \cdot ЧСС$, $АМо = 0,93 \cdot ИВР = 0,91 \cdot ПАПР$, $ИВР = 0,96 \cdot ИН$, $ВПР = 0,95 \cdot ИН = 0,91 \cdot ВПР$, $ПАПР =$

$0,95 \cdot ИН = 0,91 \cdot ВПР$, $dRR = 0,92 \cdot SDNN$, $RMSSD = 0,91 \cdot pNN50$, $HF\% = 0,91 \cdot ИДМ$, $aHF = 0,91 \cdot ИДМ$, $LF/HF = 0,9 \cdot VLF\%$, $w = 0,91 \cdot pNN50$, $Br = 0,91 \cdot w/L = 0,91 \cdot Kr$.

Следует отметить, что парные зависимые и высоко коррелированные переменные не только необходимо исключить из факторного анализа, но они являются избыточными и для вариационной диагностики, поскольку синхронно отражают соответствующие аспекты сердечной деятельности. В частности, как показывает вышеприведенное перечисление, все показатели КР являются функциональными или высоко коррелированными дублями показателей ВП.

В качестве иллюстрации связи переменных на рис. 2 приведены диаграммы двух пар показателей: $RMSSD$ и $pNN50$, $ИДМ$ и aHF , коррелированных далеко не на самом высоком уровне 0,91. Как видно из рис. 2, эти пары показателей связаны отчетливой линейной зависимостью с некоторыми элементами нелинейности. Поэтому при функциональной диагностике вполне можно ориентироваться только на один из каждой пары показателей.

Совместный анализ показателей

При совместном анализе показателей ВП и СА выделяются три главных фактора (рис. 3а)¹, объясняющие 32,3, 17,3 и 15% общей дисперсии (это соотношение близко к результатам [10]). Четвертый фактор объясняет лишь 6,9% дисперсии, то есть менее 50% от фактора 3, поэтому этот и последующие факторы можно считать малозначимыми и в дальнейшем не рассматривать. Проек-

¹ Собственное значение фактора показывает величину приходящейся на него дисперсии стандартизованных исходных данных.

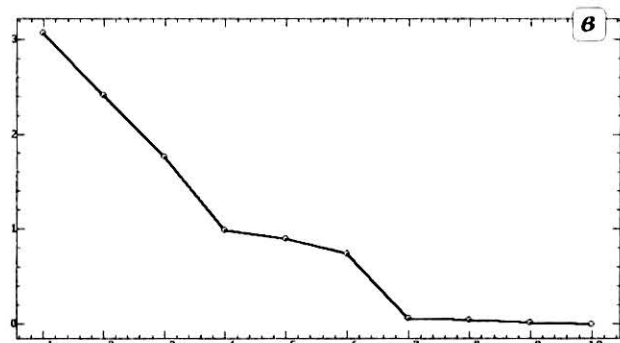
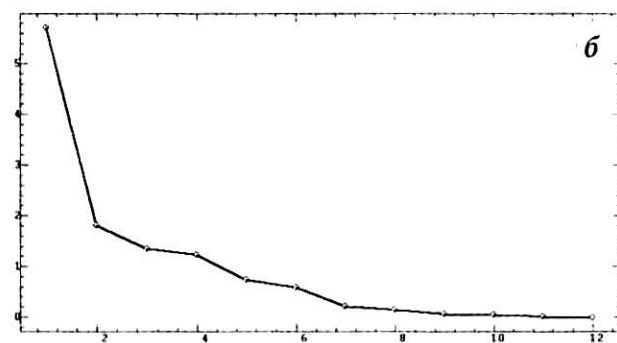
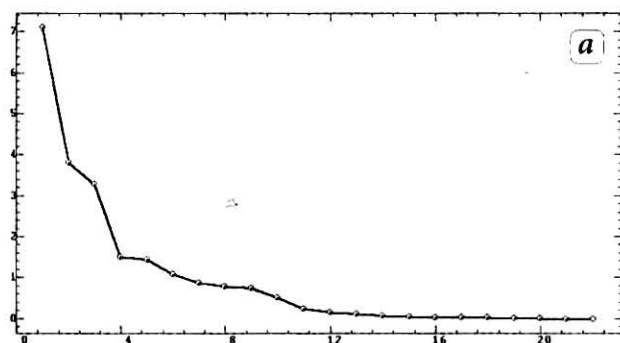


Рис. 3. Графики собственных значений факторов «каменная осыпь»: а — для показателей ВП и СА; б — для показателей ВП; в — для показателей СА. По вертикальной оси — собственные значения факторов, по горизонтальной оси — номера факторов в порядке уменьшения их значимости

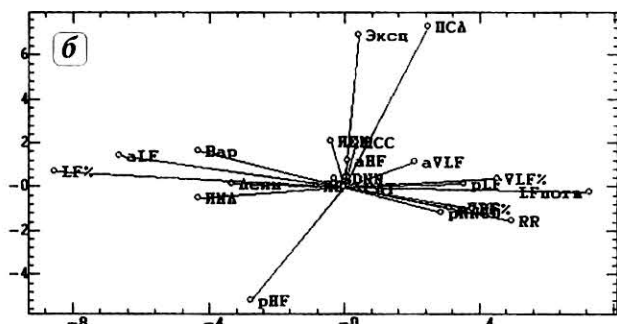
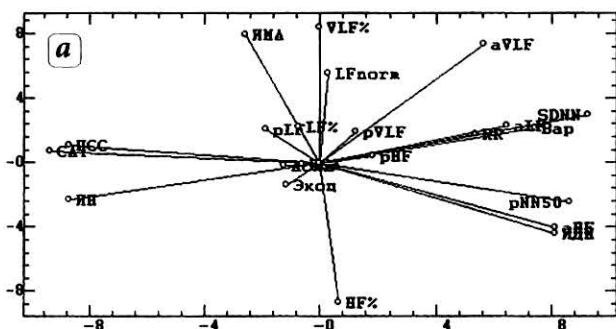


Рис. 4. Факторные нагрузки показателей ВП и СА: а — плоскость факторов 1 (горизонтальная ось) и 2 (вертикальная ось); б — плоскость факторов 3 (горизонтальная ось) и 4 (вертикальная ось). По осям — значения факторных нагрузок

ции факторных нагрузок¹ на плоскости первых четырех факторов приведены на рис. 4. Из визуального анализа этих проекций можно сделать следующие выводы.

1. На горизонтальную ось фактора 1 (рис. 4а) проектируются с разными знаками две группы показателей: САТ, ПСС, ИН и SDNN, рNN50, Вар, RR, LF%, ИДМ, HF%. Тем самым этот фактор, в основ-

ном, определяется теми показателями, которые характеризуют соотношение напряженного и уравновешенного состояния организма.

2. На вертикальную ось фактора 2 проектируются переменные, характеризующие соотношение медленноволновой (ИМА, VLF%, LF_{norm}) и высокочастотной (HF%) составляющих в сердечном ритме.

3. На третий фактор (горизонтальная ось рис. 4б) проецируются преимущественно показатели СА. При этом разные показатели диапазона LF выступают как антагонисты, что может свидетельствовать или о неоднозначности данного диапазона, или о искажающем влиянии показателей ВП на факторную структуру показателей СА.

4. На четвертый, малозначимый фактор проецируются Экси и ПСА.

5. Имеет смысл отметить также «факторную близость» индекса ИМА к LF% и LF_{norm} (рис. 4а), а

¹ Факторная нагрузка показывает насколько геометрически близка переменная к фактору и насколько велика с учетом этой близости приходящаяся на эту переменную часть общей дисперсии объектов. Математически факторная нагрузка равна косинусу угла между фактором и переменной, умноженному на корень квадратный из собственного значения фактора. На графике факторных нагрузок для каждой переменной соотношение значений ее нагрузок на один и другой фактор (проекций) изображаются радиус-вектором.

также к *LF%* и *aLF* (рис. 4б), а индекса ИДМ — к *aHF* (рис. 4а). Тем самым эти индексы ВП действительно отражают именно то, для чего они и задумывались [5] — медленноволновые и дыхательные компоненты сердечной деятельности.

Первые четыре вывода позволяют высказать предположение о том, что показатели ВП и СА отражают существенно различные аспекты сердечной деятельности, они демонстрируют факторную несвязанность, ортогональность друг к другу. Это подтверждает и корреляционный анализ: корреляции «мощностных» индексов с большинством показателей ВП не превышают 0,1–0,2. Поэтому на следующем этапе целесообразно произвести раздельный анализ этих двух категорий показателей.

Анализ показателей вариационной пульсометрии

При отдельном анализе показателей ВП выделяются четыре главных фактора (рис. 3б), объясняющие 47,6, 15,2, 11,3 и 10,4% общей дисперсии, на пятый фактор приходится лишь 6,18% диспер-

сивым доминированием первого фактора. Проекция факторных нагрузок на плоскости первых четырех факторов приведены на рис. 5. Из визуального анализа этих проекций можно сделать следующие выводы.

1. Первый доминирующий фактор (рис. 5а), также как и по вышеприведенным результатам совместного анализа, определяется показателями напряженности сердечной деятельности *САТ*, *ПСС*, *ИН* и их контраптернерами *SDNN*, *pNN50*, *ИДМ*. Тем самым этот фактор, несомненно, является устойчивым и ведущим.

Следует также отметить, что хотя показатели *САТ*, *ПСС*, *ИН* имеют близкое факторное расположение и связаны частными корреляциями от 0,522 до 0,312, но рассматривать их как идентичные или близкие нет достаточных оснований. Действительно, их диаграммы рассеяния (рис. 6) достаточно «распылены», и на фиксированное значение одного показателя приходится от 25 до 50% диапазона другого показателя (по сравнению с показателями на рис. 2а, б). Тем самым они могут по-разному «работать» и иметь разную эффективность при оценке разных функциональных состояний и

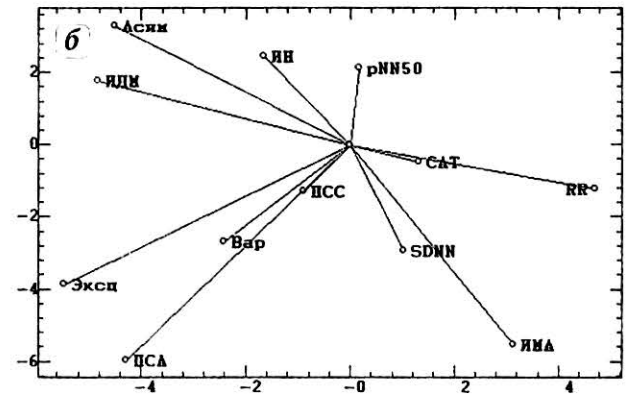
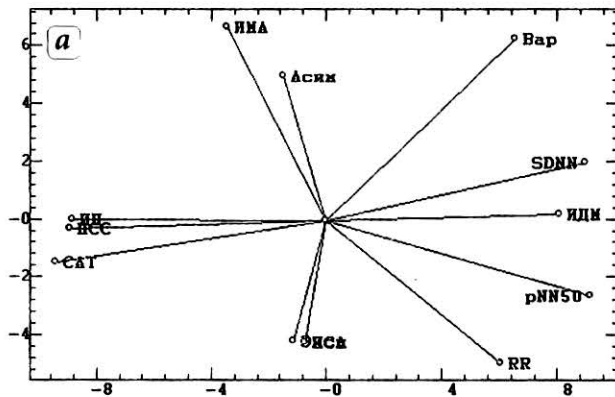


Рис. 5. Факторные нагрузки показателей ВП: а — плоскость факторов 1 (горизонтальная ось) и 2 (вертикальная ось); б — плоскость факторов 3 (горизонтальная ось) и 4 (вертикальная ось). По осям — значения факторных нагрузок

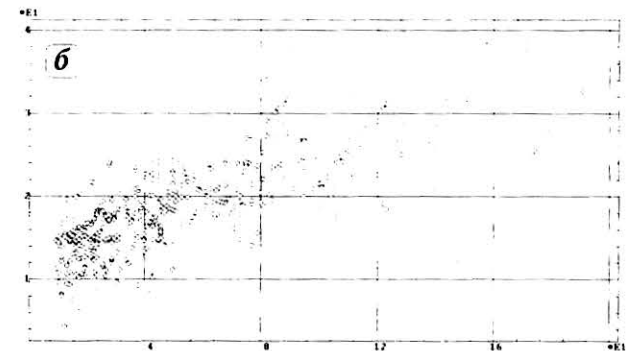
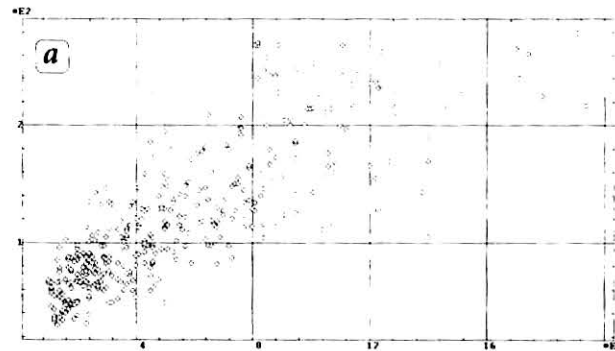


Рис. 6. Диаграммы рассеяния показателей: а — САТ и ИН; б — ПСС и ИН. По осям — значения соответствующих показателей

функциональных проб.

2. Второй фактор частично определяется двумя антагонистическими парами показателей (рис. 5а): *Асим*, *ИМА* и *Эски*, *ПСА*. Поэтому его можно обозначить как характеризующий соотношения стабильности, вариативности, аритмичности сердечной деятельности.

3. На третий фактор (рис. 5б) частично проецируются показатели *Асим*, *Эски*, *ИДМ* и *RR*.

4. Четвертый фактор преимущественно определяется *ПСА* и частично — *ИМА* и *Эски*. Большинство из этих показателей уже имеют доминирующие проекции в плоскости первых двух факторов, поэтому здесь самостоятельное их факторное значение не велико.

Тем самым фактически здесь мы наблюдаем двухфакторную структуру, где последующие факторы лишь дифференцируют вторичные различия показателей. Существенное увеличение значимости первого фактора с 32,3 до 47,6% указывает на то, что его действие при совместном анализе маскировалось присутствием показателей СА. Это является дополнительным подтверждением предположения о различной факторной природе показателей ВП и СА.

Анализ спектральных показателей

При отдельном анализе показателей СА выделяются шесть главных факторов (рис. 3в), объясняющие 30,7%, 24,1%, 17,7%, 9,96%, 8,98% и 7,44% общей дисперсии, на четыре незначимых фактора остается всего 1,1% дисперсии. Проекции факторных нагрузок на плоскости первых четырех факторов приведены на рис. 7. Из визуального анализа этих проекций можно сделать следующие выводы.

1. Такую факторную структуру нельзя признать однозначной или «простой» [8], поскольку выделяется достаточно много (шесть) факторов в пространстве всего лишь 10 показателей, характеризующих три частотных диапазона. Такая факторная структура в статистике называется «слабой», и она характерна для переменных, взаимные зна-

чения которых соотносятся подобно случайному шуму, и их совокупность не несет общей значимой информации. Тем самым показатели СА существенно разнородны между собой даже в рамках одного частотного диапазона.

2. Принципиальное различие факторных структур показателей ВП и СА окончательно подтверждает предположение об их факторной несоместности.

3. Факторной устойчивостью обладает только диапазон HF: все его три показателя проецируются на первый и третий факторы (горизонтальные оси на рис. 7а, б). Другие диапазоны не обладают таким свойством: их показатели проецируются на разные факторные оси, то есть они ортогональны друг к другу, не связаны между собой. Тем самым значимость диапазонов LF и VLF для функциональной диагностики вызывает большие сомнения. По-видимому, они не отражают устойчивые и значимые аспекты сердечной деятельности. Отметим, что выводы 2, 3 согласуются с результатами ряда исследований [11].

4. Рассмотренная ситуация со слабой факторной структурой несколько не улучшается, даже если ограничиться показателями только одного частотного диапазона. Так в диапазоне HF, наиболее обоснованном в плане физиологической интерпретации, среди 7 показателей выделяются 4 главных фактора покрывающих 99,1% дисперсии объектов с ее соответственным распределением в 39,78%, 25,87%, 21,85%, 11,59%.

Поэтому, не следует рекомендовать использование оценок мощности спектра, которые плохо согласуются друг с другом, поскольку прямо зависят от размеров частотных диапазонов, которые в свою очередь различаются в 2–6 раз. В этом отношении предпочтительнее использование средних амплитуд спектра, которые в свою очередь не плохо коррелируют с рядом показателей ВП в диапазоне значений от 0,4 до 0,7. Для функциональной диагностики вместо неустойчивых показателей СА можно рекомендовать

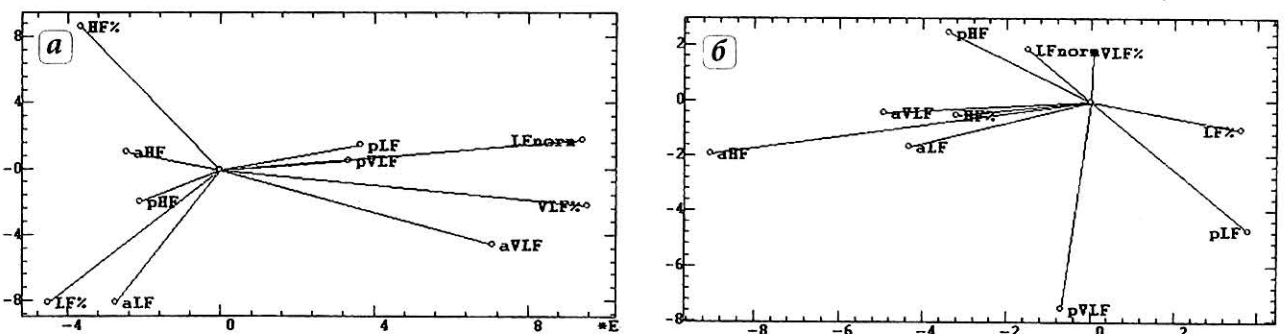


Рис. 7. Факторные нагрузки показателей СА: а — плоскость факторов 1 (горизонтальная ось) и 2 (вертикальная ось); б — плоскость факторов 3 (горизонтальная ось) и 4 (вертикальная ось). По осям — значения факторных нагрузок

использование вышеотмеченных вариационных показателей ИДМ и ИМА (вывод 5 из раздела совместного анализа).

Погрешности спектра кардиоинтервалов

Остановимся на некоторых инструментальных погрешностях спектрального анализа [7] применительно к последовательности кардиоинтервалов, обычно визуализируемой интервалограммой [3]. Во-первых, мощности в частотных диапазонах существенно зависят от «реального» разрешения по частоте, которое в свою очередь зависит, по крайней мере, от трех факторов: от длины записи ЭКГ, от величин КИ и от выбранного шага перенормировки последовательности КИ для приведения ее к равномерному временному шагу. Это уже само по себе накладывает ограничения на сравнимость различных спектров даже в нормализованном виде.

Теперь попробуем упростить эту многоплановую ситуацию и будем рассматривать типичную 2-минутную интервалограмму со средней длительностью КИ, равной 1 с, как идеальный временной ряд, включающий 120 измерений, выполненных с фиксированным шагом 1 с. Тогда в полосе от 0 до 1 Гц мы будем иметь 60 спектральных линий с шагом 0,017 Гц, которые распределяются по частотным диапазонам от 0 до 0,4 Гц следующим образом: HF — 15 спектральных линий, LF — 6 и VLF — 3. Понятно, что говорить здесь о хорошем спектральном разрешении в диапазонах LF и VLF достаточно проблематично. В такой ситуации утечка мощности от высокоамплитудных пиков и боковые пики вследствие амплитудной модуляции ритмики будут простираются далеко в соседние диапазоны, внося значительные и неконтролируемые искажения. При более длительных интервалах наблюдения разрешение по частоте улучшается, но начинают сказываться эффекты смены ритмики вследствие привыкания, утомления и нестабильности функционального состояния, в связи с чем искажения от медленной амплитудной модуляции могут существенно возрасти, а амплитуды спектральных пиков понизиться.

Во-вторых, при записи ЭКГ не нормируется главный действующий фактор — дыхательный ритм, который может иметь разную частоту и глубину (частота дыхания регламентируется только в пробах глубокого дыхания и гипервентиляции). А о сравнимости спектров в диапазонах HF и LF можно было бы вести речь только тогда, когда пробы выполняются с фиксированным периодом и амплитудой дыхания. Для учета и контроля влияния дыхательного ритма следовало бы запись ЭКГ дополнять регистрацией грудного и

брюшного или носового дыхания, вычлняя из интервалограммы или корректируя корреляционные влияния.

И, наконец, само разбиение спектра КИ на существующие диапазоны достаточно условно и статистически не обосновано. Для такого обоснования следовало бы на представительном экспериментальном материале опробовать различные разбиения и выбрать наиболее значимое и устойчивое в плане факторной интерпретации.

Отметим, что намного ранее кардиологии методы спектрального анализа начали применяться в электроэнцефалографии, и используемое там традиционное разбиение на частотные диапазоны более глубоко физиологически аргументировано и напрямую связано с различными функциональными состояниями. Однако и в этой области применение методов спектрального анализа наталкивается на ряд принципиальных трудностей [9].

Общее заключение

1. Набор наиболее употребительных в практике показателей ВСП избыточен, более 41% (15 из 36) в нем составляют функционально связанные и высоко коррелированные показатели. В частности, все показатели КР в указанном смысле дублируются показателями ВП, тем самым этот раздел являет лишь удобную визуальную форму представления информации (скаттерграмму).
2. Показатели ВП и СА отражают существенно различные и ортогональные факторные структуры.
3. Среди показателей ВП наибольшую факторную значимость имеют две группы показателей: а) САТ, ПСС, ИН, SDNN, pNN50, ИДМ, характеризующие различные аспекты напряженности сердечной деятельности; б) ИМА, ПСА, характеризующие медленную ритмику и аритмичность сердечной деятельности.
4. В отношении показателей СА значимость диапазонов LF и VLF для функциональной диагностики сомнительна, поскольку факторное соответствие их показателей неоднозначно и противоречиво, а сами спектры подвержены влиянию многочисленных и неконтролируемых искажений.
5. Вместо неустойчивых и неоднозначных показателей СА возможно использование ИДМ и ИМА, отражающих дыхательные и медленно-волновые компоненты сердечной вариативности. Вместо оценок мощности в диапазонах предпочтительнее использование средних амплитуд спектра. ❖

Список литературы

1. Бабунц И.В., Мириджанян Э.М., Машаех Ю.А. Алфавит анализа вариабельности сердечного ритма. Ставрополь, 2002. 111 с.
2. Баевский Р.М., Иванов, Г.Г., Чирейкин, Л.В. и др. Анализ вариабельности сердечного ритма при использовании различных электрокардиографических систем // Вестник аритмологии. 2002. № 24. С. 65–75.
3. Вариабельность сердечного ритма: стандарты измерения, физиологической интерпретации и клинического использования // Вестник аритмологии. 1999. № 11. С. 53–78.
4. Зайцев В.К., Филиппенко А.Н. Тренировка функциональных систем хоккеиста. М.: РГАФК, 2002. 167 с.
5. Каплан А.Я. Вариабельность ритма сердца и характеристики обратной связи по результатам операторской деятельности у человека // Журнал высшей нервной деятельности. 1999. Т. 49. № 2. С. 345–350.
6. Кулаицев А.П. Оценка отклонений в вариабельности сердечного ритма // Функциональная диагностика. 2010. № 4. С. 25–29.
7. Кулаицев А.П. Компьютерная электрофизиология и функциональная диагностика (учебное пособие для классического университетского образования). Изд. 4-е. М.: Форум, Инфра-М, 2007. 640 с.
8. Кулаицев А.П. Методы и средства комплексного анализа данных (учебное пособие для классического университетского образования). Изд. 4-е. М.: Форум, Инфра-М, 2006. 512 с.
9. Кулаицев А.П. Некоторые методические проблемы частотного анализа ЭЭГ // Журнал высшей нервной деятельности. 1997. № 5. С. 918–926.
10. Мясоедова С.Е., Ярченкова Л.Л., Уткина М.Н. и др. Сравнительное изучение вариабельности сердечного ритма при ювенильной артериальной гипертензии и гипертонической болезни с использованием факторного анализа // Вестник аритмологии. 2002. № 29. С. 41–46.
11. Шейх-Заде Ю.Р., Скибицкий В.В., Катханов А.М. и др. Альтернативный подход к оценке вариабельности сердечного ритма // Вестник аритмологии. 2001. № 22. С. 49–55.