

Ультразвуковая диагностика гипертрофии миокарда левого желудочка: еще раз об индексации массы миокарда

С. Н. Богомолов¹, В. Н. Солнцев², А. Н. Куликов³, А. Н. Кучмин¹

¹ ФГБВОУ ВО «Военно-медицинская академия имени С. М. Кирова» МО РФ, Санкт-Петербург, Российская Федерация

² ФГБУ «НМИЦ им. В. А. Алмазова» МЗ РФ, Санкт-Петербург, Российская Федерация

³ ФГБОУ ВО «ПСПбГМУ им. акад. И. П. Павлова» МЗ РФ Санкт-Петербург, Российская Федерация

РЕЗЮМЕ

Рассмотрены исторические аспекты и особенности разных методов ультразвуковой диагностики гипертрофии миокарда левого желудочка, их достоинства и недостатки. Цель и методы исследования: при помощи некоторых методов статистического анализа оценить чувствительность, специфичность, диагностическую точность и согласованность двух наиболее часто используемых способов индексации массы миокарда левого желудочка (к площади поверхности тела и к росту в степени 2,7) среди пациентов с разным индексом массы тела. По результатам нашего исследования можно сделать вывод, что у пациентов с индексом массы тела менее 25,0 кг/м² оба способа индексации массы миокарда левого желудочка имеют хорошую согласованность между собой и одинаково эффективно могут быть использованы в диагностике гипертрофии миокарда левого желудочка. Достаточно хорошая согласованность между исследуемыми критериями в группах пациентов с индексом массы тела 25,0–29,9 кг/м² также, теоретически, позволяет использовать оба способа индексации для диагностики данной патологии. Учитывая плохую согласованность исследуемых критериев у пациентов с индексом массы тела более 30,0 кг/м², следует использовать индексацию массы миокарда левого желудочка только к росту в степени 2,7.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: гипертрофия миокарда левого желудочка, индекс массы миокарда левого желудочка, эхокардиография, согласованность критериев, чувствительность, специфичность, диагностическая точность.

Ultrasound diagnostics of left ventricular hypertrophy: once more about the indexation of myocardial mass

S. N. Bogomolov¹, V. N. Solntsev², A. N. Kulikov³, A. N. Kuchmin¹

¹ Military Medical Academy, St. Petersburg

² Almazov Federal Medical Research Centre, St. Petersburg

³ Pavlov Medical University, St. Petersburg

SUMMARY

We provided historical aspects and some features of different ultrasound diagnostic methods of left ventricular hypertrophy, their advantages and disadvantages. Using some methods of statistical analysis, we tried to assess the sensitivity, specificity, accuracy and consistency of the two most commonly used methods of left ventricular mass indexations (to the body surface area and to the height 2.7) among patients with different body mass indexes. According to our results, among patients with body mass index less than 25.0 kg/m², both left ventricular myocardial mass indexations have good consistency with each other and can be effectively used in the diagnostic of left ventricular hypertrophy. Fairly good consistency between the studied criteria among patients with a body mass index of 25.0–29.9 also, theoretically, allows to use both methods of indexation for the diagnosing of this pathology. According to the poor consistency of the studied criteria, in case of body mass index more than 30.0 kg/m², left ventricular myocardial mass indexation to height 2.7 should be used only.

KEY WORDS: left ventricular hypertrophy, left ventricular mass index, echocardiography, consistency of criteria, sensitivity, specificity, accuracy.

ВВЕДЕНИЕ. Заболевания сердечно-сосудистой системы сохраняют уверенное лидерство среди основных причин смертности, составляя до 40% от всех летальных исходов, несмотря на существенные достижения в диагностике и лечении [1]. Гипертрофию левого желудочка (ГЛЖ) часто обнаруживают при патологоанатомическом исследовании у лиц, умерших от сердечно-сосудистых причин. И, если в популяции встречаемость ГЛЖ достигает 15–20%, то среди лиц с артериальной гипертензией (АГ) она уже вдвое больше [2]. Таким образом, раннее выявление и своевременное начатое лечение ГЛЖ смогут привести к ее регрессии и, тем самым, к улучшению прогноза у таких пациентов [3], поскольку четкая связь между наличием ГЛЖ и высоким риском сердечно-сосудистых событий не вызывает сомнений [4]. Все вышесказанное делает ГЛЖ важным прогностическим фактором при оценке кардиоваскулярного риска [5].

Золотым стандартом оценки массы миокарда левого желудочка (ММЛЖ) выступает прямое измерение при аутопсии. При этом существует несколько способов посмертного измерения ММЛЖ [6, 7, 8], которые неплохо согласуются между собой, хотя имеют и определенные недостатки. Но лишь способ, предложенный P. Casale и соавт., предлагает индексировать ММЛЖ к площади поверхности тела (ППТ) [8]. По понятным причинам, прямое прижизненное измерение ММЛЖ невозможно. Поэтому, в клинической практике суждения о наличии ГЛЖ выносят на основании результатов косвенной оценки — по данным электрокардиографии или лучевых методов диагностики.

С 70-х годов прошлого столетия получила бурное развитие эхокардиография (ЭхоКГ), исследователи смогли визуализировать левый желудочек (ЛЖ), изучить его геометрические особенности, а на основе размеров его полости и толщины стенок были

предложены математические способы расчета как ММЛЖ [9, 10, 11, 12], так и ее индексированных производных [13, 14, 15, 16].

При ультразвуковом определении ММЛЖ используется методика, основанная на получении одно-, двух- и трехмерных изображений сердца. Расчет ММЛЖ при использовании одномерного (линейного) метода хорошо воспроизводим, доступен и прост при скрининговых обследованиях, демонстрирует высокую прогностическую ценность на основе большого количества опубликованных данных [17]. Однако, при этом, дает большую погрешность измерений при асимметрическом типе ГЛЖ, при большом конечно-диастолическом размере левого желудочка (КДРЛЖ), при разной толщине его стенок в разных сегментах, а также очень чувствителен к незначительным ошибкам в измерениях, поскольку входящие в расчеты линейные размеры возводятся в кубическую степень.

При аномальной форме и измененной геометрии ЛЖ использует данные двухмерных измерений (формулы «площадь-длина» и «усеченного эллипсоида») [12]. Ограничением данного метода являются: зависимость от получения хорошего «акустического окна», четкость определения границ эпикарда и эндокарда, еще более низкая по сравнению с линейным методом межисследовательская воспроизводимость, а также высокая вариабельность данных, получаемых при измерениях.

С целью повышения точности измерения, с начала 2000-х годов в клинической практике используется трехмерная ЭхоКГ, позволяющая непосредственно оценить объем миокарда ЛЖ. Очевидно, что при его умножении на величину условной средней плотности миокарда ($1,05 \text{ г/см}^3$) и получается искомая величина ММЛЖ. Исследованиями показано, что погрешность в величине ММЛЖ при использовании трехмерного режима составляет всего 3%, тогда как при использовании одно- и двухмерного режимов — уже на порядок больше [18]. Таким образом, главным преимуществом трехмерной ЭхоКГ является более высокая по сравнению с одномерным и двухмерным методами точность измерения, что, вероятно, является актуальным у пациентов с региональными различиями в толщине стенок и аномальной геометрией ЛЖ [19]. При этом, значимыми недостатками метода являются: большая трудоемкость исследования, недостаточная оснащенность медицинских учреждений соответствующей аппаратурой, а также отсутствие надежных критериев верхней границы нормы для ММЛЖ при использовании данного метода [20].

Итак, несмотря на более высокую диагностическую точность двух- и трехмерной ЭхоКГ, ММЛЖ, рассчитанная по данным одномерной ЭхоКГ, по-прежнему, остается самым изученным и распространенным методом оценки ГЛЖ «у постели больного».

Хорошо известно, что средние показатели ММЛЖ, зависят от индивидуальных особенностей пациентов, таких как пол, возраст, этнос, факт наличия избыточной массы тела, рост [21, 16, 22, 23]. С целью адаптации величины ММЛЖ к вышеуказанным индивидуальным особенностям, проводится ее индексация к наиболее чувствительным из них — рассчитывается индекс массы миокарда левого желудочка (ИММЛЖ). В рутинной клинической работе чаще всего ММЛЖ индексируется к площади поверхности тела (ППТ), рассчитываемой по разным формулам, из которых наиболее часто используют формулу Р. Мостеллера [24]. В литературе описаны и другие способы индексации ММЛЖ: к росту, росту^{2,0}, росту^{2,13}, росту^{2,7}, росту^{3,0}, коррекции с помощью регрессионной модели ММЛЖ в зависимости от возраста,

индекса массы тела и ППТ [14, 15, 5]. Не совсем понятно, какой из показателей индексации является наиболее точным, однако, по мнению Х. Чиринсо и соавт., индексация к росту в степенях 1,7, 2,13 и 2,7, имеет преимущества перед индексацией к ППТ у пациентов с избыточной массой тела [16].

Согласно действующим рекомендациям по лечению артериальной гипертензии четко указано, что индексация к ППТ может быть использована только у пациентов с нормальной массой тела [25], т. е., у пациентов, с индексом массы тела, (ИМТ) не превышающим $24,9 \text{ кг/м}^2$ [26]. Таким образом, если ИМТ превышает $25,0 \text{ кг/м}^2$, то должна использоваться только индексация к росту в степени 2,7 (рост^{2,7}).

Насколько важно придерживаться этого правила в реальной клинической практике?

Цель исследования. Сравнить данные двух вышеперечисленных способов индексирования ММЛЖ, полученной при линейном методе измерения, у пациентов с различным ИМТ.

Материалы и методы. Были проанализированы данные 374 стационарных пациентов, проходивших лечение в клинике пропедевтики внутренних болезней Военно-медицинской академии им. С. М. Кирова в период с 2014 по 2018 гг., распределенных по степени упитанности, характеризующейся величиной индекса массы тела (ИМТ), в соответствии с рекомендациями Всемирной Организации Здравоохранения (ВОЗ) [26] (таблица 1).

Таблица 1
Распределение пациентов в зависимости от индекса массы тела (ИМТ)

ИМТ (кг/м ²)	Описание	Количество пациентов	
		n	%
<18,5	Дефицит массы тела	3	0,8
18,5–24,9	Нормальная масса тела	127	34,0
25,0–29,9	Избыточная масса тела	133	35,6
30,0–34,9	Ожирение I степени	80	21,4
35,0–39,9	Ожирение II степени	25	6,7
≥40	Ожирение III степени	6	1,6

Для корректного статистического анализа нам пришлось исключить из исследования больных с дефицитом массы тела ($n = 3$) и с ожирением III степени ($n = 6$) из-за малого их числа.

Таким образом, окончательный объем выборки пациентов, включенных в исследование, сократился до 365: 129 женщин и 236 мужчин в возрасте от 14 до 92 лет. Медиана возраста женщин равна 64 года, квартили: 54 и 74 года, медиана возраста мужчин — 61,5 лет, квартили: 44 и 71 год.

Пациенты были распределены на группы в зависимости от величины ИМТ. В частности, группа «1» ($n = 127$, 34,8%): 18,5–24,9 кг/м²; группа «2» ($n = 133$, 36,4%): 25,0–29,9 кг/м²; группа «3» ($n = 80$, 21,9%): 30,0–34,9 кг/м²; группа «4» ($n = 25$, 6,9%): 35,0–39,9 кг/м².

Перечень анализируемых данных включал:

- I. Антропометрические данные: возраст, рост, масса тела, ИМТ.
- II. Эхокардиографические данные с расчетом ММЛЖ и ИММЛЖ, где в качестве критериев ГЛЖ рассмотрены два варианта:

1. ИММЛЖ, представленный отношением ММЛЖ к ППТ — ИММЛЖ (ASE):

$$\text{ИММЛЖ (ASE)} = \text{ММЛЖ (ASE)} / \text{ППТ}.$$

В данной формуле ММЛЖ (ASE) — масса миокарда левого желудочка, рассчитанная по формуле ASE (American Society of Echocardiography) [11].

$$\text{ММЛЖ (ASE)} = 0,8 \times [1,04 \times \{(\text{КДРЛЖ} + \text{МЖП} + \text{ЗСЛЖ})^3 - \text{КДРЛЖ}^3\}] + 0,6,$$

где КДРЛЖ — конечно-диастолический размер левого желудочка, см; МЖП — толщина межжелудочковой перегородки, см; ЗСЛЖ — толщина задней стенки левого желудочка, см.

Величина площадь поверхности тела (ППТ), вычисляемая по формуле Р. Мостеллера [24].

$$\text{ППТ} = \sqrt{(m \times h) / 60},$$

где m — масса тела, кг; h — рост, см.

ГЛЖ в этом случае регистрируется, если ИММЛЖ (ASE) более 115 г/м² у мужчин или более 95 г/м² женщин [20].

2. Критерий с аллометрическим масштабированием, предложенный для использования у пациентов, чей ИМТ превышает 24,9 кг/м² — ИММЛЖ (2,7).

$$\text{ИММЛЖ (2,7)} = \text{ММЛЖ (ASE)} / h^{2,7},$$

где h — рост, м.

ГЛЖ регистрируется, если ИММЛЖ (2,7) больше 50 г/м^{2,7} у мужчин или больше 47 г/м^{2,7} у женщин [25].

III. Статистические расчетные характеристики связи между тестами и характеристики согласованности критериев:

- B — коэффициент линейного уравнения регрессии, которое можно использовать для предсказания референтных значений ИММЛЖ по сравниваемым:

$$y = B \cdot x + \text{Const},$$

где x — значение ИММЛЖ, сравниваемого с референтным;

y — значение референтного ИММЛЖ; Const — константа этого уравнения.

- 95% ДИ — ширина 95%-го интервала для прогноза референтного ИММЛЖ по уравнению линейной регрессии;
- rS — коэффициент корреляции Спирмена между ИММЛЖ (ASE) и ИММЛЖ (2,7);
- ϕ (фи-коэффициент) — коэффициент согласия, отражающий силу (величину) связи между исследуемыми критериями ГЛЖ;
- gI — информационный коэффициент корреляции между критериями ГЛЖ [27].
- Информационные характеристики сравниваемого критерия ГЛЖ относительно референтного: чувствительность (TPR), специфичность (TNR), положительная прогностическая ценность (PPV), отрицательная прогностическая ценность (NPV), диагностическая точность (ACC), согласованность критериев собой (к-критерий, или каппа-критерий Козна):

Результаты исследования. Распределение пациентов, включенных в исследование по полу и группам в зависимости от ИМТ, представлено в таблице 2 (указаны количество пациентов в абсолютных величинах и доля в процентах, от общей численности по строкам).

Распределение мужчин и женщин по группам оказалось почти аналогичным ($p=0,02$), разброс ИМТ у женщин несколько больше, чем у мужчин, так как у мужчин несколько меньше доля лиц с ожирением II степени.

Учитывая, что критерии ГЛЖ формируются в зависимости от пола пациента, имеет смысл рассмотреть средние характе-

ристики показателей, участвующих в анализе, отдельно для женщин и мужчин. В таблице 3 приведены медианы, квантили и p -значения критерия Манна-Уитни.

Далее был проведен анализ соответствия между показателями ИММЛЖ (ASE) и ИММЛЖ (2,7), а также построенными по ним критериям ГЛЖ в каждой группе для всех пациентов вместе без разделения по полу. Причем, для группы «1» в качестве референтного показателя наличия ГЛЖ выступал ИММЛЖ (ASE), а в качестве сравниваемого — ИММЛЖ (2,7). Для прочих групп, по понятным соображениям, ситуация обратная: в качестве референтного критерия ГЛЖ уже выступает ИММЛЖ (2,7), а в качестве сравниваемого — ИММЛЖ (ASE).

В таблице 4 приведено фактическое соответствие оценок наличия ГЛЖ по двум критериям в выборках пациентов без разделения по полу.

По результатам регрессионного анализа установлена достаточно хорошая однородность групп «2», «3» и «4», в которых вне прогностических границ остается менее 5% исследуемых пациентов, тогда как группа «1» предстала менее однородной: вне прогностических границ оказалось 6,3% пациентов. Основной проблемой анализа связи между ИММЛЖ в группах, не разделенных по полу, является оценка двух порогов (для мужчин и женщин) по одному уравнению регрессии. Рекомендуемые расстояния между порогами в двух индексах оказываются несопоставимыми. Для ИММЛЖ (ASE) расстояние между порогами равно 20 условных единиц (115–95), тогда как для ИММЛЖ (2,7) это расстояние равно 3 условным единицам (50–47), т. е. почти в 7 раз меньше. Это, возможно, и является основной причиной некоторого «рассогласования» критериев ГЛЖ.

Анализ связи между двумя ИММЛЖ в группе «1» показал ее заметную неоднородность. Пороговому значению для женщин ИММЛЖ (ASE) равному 95 г/м² по уравнению регрессии соответствует порог ИММЛЖ (2,7) равный $38,9 \pm 8,3$ г/рост^{2,7}, а для

Таблица 2
Распределение пациентов по группам в зависимости от пола и ИМТ

Группа (ИМТ, кг/м ²)	«1» (18,5–24,9)	«2» (25,0–29,9)	«3» (30,0–34,9)	«4» (35,0–39,9)	Всего
Женщины	41; 31,8%	45; 34,9%	27; 20,9%	16; 12,4%	129
Мужчины	86; 36,4%	88; 37,3%	53; 22,5%	9; 3,8%	236
Всего	127; 34,8%	133; 36,4%	80; 21,9%	25; 6,9%	365

Таблица 3
Значения антропометрических показателей характеристик ГЛЖ у мужчин и женщин всех групп («1», «2», «3», «4»), включенных в исследование

Показатель	Женщины	Мужчины	p
Рост	161 (156; 165)	175 (170; 180)	<0,0001
Масса тела	71 (62; 84)	82 (72; 93)	<0,0001
ИМТ	27,5 (24,1; 31,6)	27,0 (23,5; 30,1)	0,14
ППТ	1,78 (1,68; 1,93)	2,00 (1,88; 2,13)	<0,0001
МЖП	1,1 (1,0; 1,2)	1,2 (1,0; 1,3)	0,003
ЗСЛЖ	1,0 (0,9; 1,1)	1,1 (1,0; 1,2)	0,003
КДРАЖ	4,7 (4,5; 4,9)	5,1 (4,8; 5,5)	<0,0001
ММЛЖ (ASE)	181 (157; 212)	220 (182; 271)	<0,0001
ИММЛЖ (ASE)	98,9 (86,4; 115,6)	107,7 (92,3; 129,5)	0,002
ИММЛЖ (2,7)	51,1 (41,7; 59,7)	48,2 (38,6; 59,2)	0,38

Таблица 4
Согласованность случаев диагностики ГЛЖ
при 2-х способах ее индексации
для пациентов обоих полов

Группы пациентов			Каппа-критерий
Группа «1»			0,89
ГЛЖ (ASE) = 0	ГЛЖ (ASE) = 0	ГЛЖ (ASE) = 1	
ГЛЖ (2,7) = 0	82	6	
ГЛЖ (2,7) = 1	0	39	
Группа «2»			0,85
ГЛЖ (2,7) = 0	ГЛЖ (2,7) = 0	ГЛЖ (2,7) = 1	
ГЛЖ (ASE) = 0	58	8	
ГЛЖ (ASE) = 1	2	65	
Группа «3»			0,70
ГЛЖ (2,7) = 0	ГЛЖ (2,7) = 0	ГЛЖ (2,7) = 1	
ГЛЖ (ASE) = 0	29	11	
ГЛЖ (ASE) = 1	1	39	
Группа «4»			0,30
ГЛЖ (2,7) = 0	ГЛЖ (2,7) = 0	ГЛЖ (2,7) = 1	
ГЛЖ (ASE) = 0	3	8	
ГЛЖ (ASE) = 1	0	14	

мужчин $48,0 \pm 8,3$ г/рост^{2,7}, вместо рекомендуемых порогов 47 и 50 г/рост^{2,7}, соответственно. Расчеты показывают, что такой выбор мог бы обеспечить несколько худшую согласованность критериев в данной подгруппе: величина каппа-критерия (κ) уменьшится с 0,89 до 0,88; фи-коэффициента (ϕ) — с 0,90 до 0,88, диагностической точности (ACC) — с 95,3% до 94,5% и информационного коэффициента корреляции (r_I) — с 0,78 до 0,77. В группе «2» пороговым значениям ИММЛЖ (2,7) равным 47 и 50 г/рост^{2,7} (для женщин и мужчин) по уравнению регрессии соответствуют пороги ИММЛЖ (ASE) равные $101,4 \pm 3,6$ и $107,7 \pm 3,6$ г/м², вместо рекомендуемых порогов 95 и 115 г/м², что, как и в группе «1», приводит к худшей согласованности критериев в данной подгруппе: величина каппа-критерия (κ) и фи-коэффициента (ϕ) уменьшится с 0,85 до 0,82, диагностической точности (ACC) — с 92,5% до 91,0% и информационного коэффициента корреляции (r_I) — с 0,76 до 0,73. При анализе согласованности исследуемых критериев в достаточно однородной группе «3» пороговым значениям ИММЛЖ (2,7) равным 47 и 50 г/рост^{2,7} (для женщин и мужчин) по уравнению регрессии соответствуют пороги ИММЛЖ (ASE) равные $94,6 \pm 3,5$ и $100,6 \pm 3,5$ г/м², вместо рекомендуемых порогов 95 и 115 г/м². При замене порога на вычисленные по уравнению регрессии согласованность критериев ГЛЖ улучшается. Величина каппа-критерия (κ) увеличивается с 0,70 до 0,78; фи-коэффициента (ϕ) — с 0,72 до 0,79, диагностической точности (ACC) — с 85,0% до 90,0% и информационного коэффициента корреляции (r_I) — с 0,68 до 0,71. В группе «4» пороговым значениям ИММЛЖ (2,7) равным 47 и 50 г/рост^{2,7} (для женщин и мужчин) по уравнению регрессии соответствуют пороги ИММЛЖ (ASE) равные $85,4 \pm 5,3$ и $90,4 \pm 5,3$ г/м², вместо рекомендуемых порогов 95 и 115 г/м². При замене порога на вычисленные по уравнению регрессии согласованность критериев ГЛЖ по одним показателям улучшается, а по другим — ухудшается. Величина каппа-критерия (κ) увеличивается с 0,30 до 0,34; фи-коэффициента (ϕ) уменьшается с 0,42 до 0,35, диагностической точности (ACC) увеличивается с 68,0% до 88,0%, а информационного коэффициента корреляции (r_I) уменьшается с 0,44 до 0,28.

В таблице 5 приведены характеристики соответствия критериев ИММЛЖ (ASE) и ИММЛЖ (2,7) для исследуемых групп у пациентов, включенных в исследование без разделения по полу.

По результатам регрессионного анализа видно, что исходные показатели ИММЛЖ, используемые для построения критериев ГЛЖ, хорошо согласуются друг с другом в каждой из рассматриваемых групп. Все уравнения регрессии оказались сильно значимы ($p < 0,0001$). Однако, коэффициент линейного уравнения регрессии (B) для группы «4» значительно меньше такового в группах «2» и «3». При этом группа «4» сильно отличается от остальных как по информационным характеристикам (особенно по коэффициентам корреляции ϕ и r_I), так и по величине κ -критерия. Это может быть связано как с относительно небольшим объемом группы «4» ($n = 25$), так и с возможным влиянием ожирения II степени. При этом наиболее ценными характеристиками следует считать величины κ -критерия и информационного коэффициента корреляции (r_I).

В дальнейшем был проведен анализ соответствия между показателями ИММЛЖ (ASE) и ИММЛЖ (2,7), а также построенными по ним критериям ГЛЖ в каждой группе для мужчин и женщин в отдельности. Полученные данные показали, что как среди пациентов мужского, так и женского пола в каждой из рассматриваемых групп, показатели ИММЛЖ (ASE) и ИММЛЖ (рост^{2,7}), используемые для построения критериев ГЛЖ, хорошо согласуются друг с другом, подтверждая тенденцию, исследованную на выборках пациентов без разделения по полу. При этом как среди пациентов женского, так и мужского пола, в группах «2», «3» и «4», у которых в качестве референтного критерия выступал ИММЛЖ (2,7), показатель ИММЛЖ (ASE) продемонстрировал наибольшую взвешенность по показателям качества теста в группе «2»: для лиц женского пола — чувствительность 100% при диагностической точности 97,8%, для мужчин — чувствительность 95,5% при диагностической точности 89,8%, тогда как при увеличении ИМТ эти показатели закономерно снижались.

Также было показано, что имеется, хотя и небольшое, но систематическое различие между характеристиками мужчин и женщин, причем согласие между двумя критериями у мужчин

Таблица 5
Соответствие критериев ГЛЖ для исследуемых групп пациентов
без разделения по полу

	Группа «1»	Группа «2»	Группа «3»	Группа «4»
B	$2,18 \pm 0,04$	$0,48 \pm 0,01$	$0,50 \pm 0,01$	$0,60 \pm 0,04$
Const.	$10,2 \pm 2,1$	$-1,5 \pm 1,1$	$-0,4 \pm 1,6$	$-4,4 \pm 5,1$
95% ДИ	16,3	7,0	6,8	10,3
rS	0,97	0,96	0,94	0,87
ϕ	0,90	0,85	0,72	0,42
r_I	0,78	0,76	0,68	0,44
TPR, %	100	96,7	96,7	100
(95% ДИ)	(99, 100)	(89, 100)	(83, 100)	(29, 100)
TNR, %	86,7	89,0	78,0	63,6
(95% ДИ)	(85, 88)	(88, 90)	(77, 79)	(61, 66)
PPV, %	93,2	87,9	72,5	27,3
(95% ДИ)	(86, 98)	(87, 88)	(71, 74)	(24, 32)
NPV, %	100	97,0	97,5	100
(95% ДИ)	(98, 100)	(96, 98)	(96, 98)	(95, 100)
ACC, %	95,3	92,5	85,0	68,0
(95% ДИ)	(95, 97)	(92, 93)	(84, 86)	(66, 70)
κ -критерий	0,89	0,85	0,70	0,30

Примечание: для процентных показателей приведены их 95%-е доверительные интервалы.

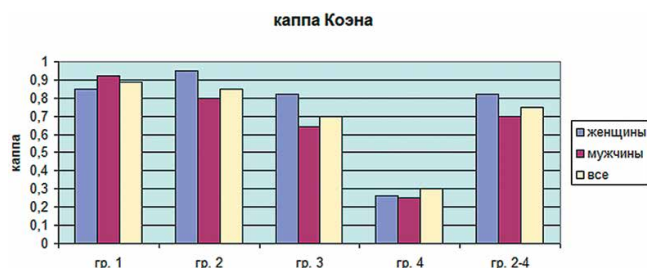


Рисунок 1. Согласованность исследуемых показателей индексов массы миокарда левого желудочка между собой («ASE» и «2,7») в четырех исследуемых группах пациентов

оказывается слабее (рисунок 1).

Обсуждение. Наиболее простым способом сравнения двух критериев ГЛЖ является проверка факта статистической связи между ответами на данные критерии. В нашем исследовании для ответа на этот вопрос был использован критерий хи-квадрат Пирсона. Поскольку во всех случаях такая связь оказалась статистически значимой, встал вопрос о силе, величине этой связи. В качестве показателей силы связи были выбраны три величины; коэффициент согласия ϕ (фи), информационный коэффициент корреляции (rI) и каппа-критерий Козна (κ). Такое большое количество характеристик связи было использовано по нескольким причинам.

Во-первых, не существует одной «правильной» характеристики соответствия или связи между двумя показателями, каждая характеристика имеет свои преимущества, недостатки и ограничения. В таком случае целесообразно применить комбинированные методы, использующие одновременно несколько показателей.

Во-вторых, в случае сравнения двух показателей, измеряющих одну и ту же количественную величину, обычно рекомендуется применение процедуры Бленда-Альтмана, которая позволяет оценить наличие смещения между показателями, характер этого смещения и относительную погрешность между ними.

В-третьих, при оценке связи между дискретными показателями имеется много характеристик, основывающихся на анализе их сопряженности. Чаще всего для этих целей используется какой-либо вариант критерия хи-квадрат Пирсона, либо иные варианты коэффициентов корреляции.

И, наконец, если сравниваются бинарные показатели (показывающие наличие или отсутствие какого-то состояния), рекомендуется использовать каппа-критерий Козна.

В нашем исследовании сравниваемые критерии ГЛЖ сформированы на основе двух различных ИММЛЖ. Очевидно, что согласованность критериев ГЛЖ определяется согласованностью используемых индексов. Однако, метод Бленда-Альтмана в нашем случае имеет ограничения, т.к. любой индекс является не измеряемой величиной, а вычисляемой характеристикой, да, к тому же, еще и имеет разный масштаб.

Учитывая вышесказанное, в нашем исследовании, вместо метода Бленда-Альтмана был использован анализ диаграммы рассеяния значений двух ИММЛЖ с одновременным построением уравнения линейной регрессии и «анализом остатков» для этого уравнения.

Как видно, сравнение методов определения ГЛЖ по результатам индексации ИММЛЖ к ППТ и к росту в степени 2,7 у пациентов с разной степенью упитанности (с разным ИМТ) изначально

представляет определенные трудности, связанные с фактическим отсутствием не только «истинного» показателя ГЛЖ, но и единого устойчивого референтного критерия. Фактически оба эти критерия (как ИММЛЖ (ASE), так и ИММЛЖ (2,7)) оказываются референтными друг для друга. С одной стороны, в такой ситуации не вполне корректно говорить о критериях качества тестов (чувствительность, специфичность и диагностическая точность), поскольку они являются асимметричными и требуют четких указаний, какой из них является референтным, а какой исследуемым. С другой стороны, с учетом более частого использования индексации ИММЛЖ к ППТ в рутинной клинической практике, было целесообразным провести анализ показателей качества тестов, поменяв местами референтный и исследуемый критерии в выборках пациентов с ИМТ $\geq 25,0$ кг/м².

Из наших данных следует, что у пациентов группы «1» (мужчины, женщины, объединенная) с ИМТ $< 25,0$ кг/м² отмечена высокие чувствительность, диагностическая точность и специфичность исследуемого показателя ИММЛЖ (ASE) по отношению к ИММЛЖ (2,7). Между тем, у пациентов с ИМТ $> 25,0$ кг/м² высокие показатели качества теста отмечаются только среди обследуемых группы «2» (ИМТ 25,0–29,9 кг/м²), но не у лиц с ИМТ ≥ 30 кг/м² (группы «3» и «4»). Отмечена сильная значимость ($p < 0,0001$) всех уравнений регрессии и коэффициента корреляции Спирмена (rS), при этом по величине κ -критерия пациенты группы «4» значительно отличались от пациентов групп «2» и «3». В объединенной выборке пациентов отмечено хорошее согласование исследуемых критериев между собой, но несколько худшее, чем у мужчин и женщин по отдельности. Для мужчин характерна большая величина коэффициентов регрессии при меньшей точности прогноза в сравнении с женщинами.

Выводы

1. Показана различная точность в оценке степени гипертрофии миокарда левого желудочка при использовании критериев ИММЛЖ (ASE) и ИММЛЖ (2,7) в зависимости от индекса массы тела.
2. У пациентов с нормальной массой тела (ИМТ $< 25,0$ кг/м²) оба критерия ГЛЖ (ИММЛЖ (ASE) и ИММЛЖ (2,7)) имеют высокую согласованность между собой и одинаково эффективно могут быть использованы в диагностике ГЛЖ. Согласованность между исследуемыми критериями у лиц с ИМТ $< 30,0$ кг/м² также представляется приемлемой.
3. Лицам с ИМТ, превышающим 30 кг/м², для оценки степени гипертрофии миокарда левого желудочка целесообразно использовать только критерий ИММЛЖ (2,7), который, впрочем, и претендует на универсальность.

Авторы согласны с тем, что редакция имеет право на литературное и техническое редактирование и доведение статьи до редакторских стандартов, принятых в рамках журнала.

Список литературы / References:

1. Kalbfleisch, J. D. Competing risks: the statistical analysis of failure time data / J. D. Kalbfleisch, R. L. Prentice. — New York: John Wiley & Sons, 1980. — P. 163–188.
2. Oikarinen, L. Electrocardiographic assessment of left ventricular hypertrophy with time-voltage QRS and QRST-wave areas / L. Oikarinen, M. Karvonen // J. Hum Hypertens. — 2004. — Vol. 18, № 1. — P. 33–40. doi:10.1038/sj.jhh.1001631

3. Devereux R. B. Regression of left ventricular hypertrophy as a surrogate end-point for morbid events in hypertension treatment trials / R. B. Devereux, E. Agabiti-Rosei, B. Dahlöf // *J. Hypertens. Suppl.* — 1996. — Vol. 14, № 2. — S95-S101.
4. Koren, M. J. Changes in left ventricular mass predict risk in essential hypertension / M. J. Koren, D. D. Savage, P. N. Casale // *Circulation.* — 1990. — Vol. 82; suppl. 11. — P. 29.
5. Levy D. Prognostic implications of echocardiographically determined left ventricular mass in the Framingham Heart Study / D. Levy, R. J. Garrison, D. D. Savage // *N. Engl. J. Med.* — 1990. — Vol. 322. — P. 1561–1566. doi: 10.1056/NEJM199005313222203
6. Лившиц А. М. Классификация и критерии гипертрофии сердца по данным раздельного взвешивания его частей / А. М. Лившиц // *Архив патологии.* — 1981. — Т. 43, № 6. — С. 24–30.
Livshits A. M. Classification and criteria of hypertrophy of the heart according to the separate weighing of its parts / A. M. Livshits // *Archives of pathology.* — 1981. — Vol. 43, No. 6. — P. 24–30. (In Russ)
7. Bove K. E. Observations on the assessment of cardiac hypertrophy utilizing a chamber partition technique / K. E. Bove, D. T. Rowlands, R. C. Scott // *Circulation.* — 1966. — Vol. 33 — P. 558–568. doi: 10.1161/01.CIR.33.4.558
8. Casale, P. N. Improved sex-specific criteria of left ventricular hypertrophy for clinical and computer interpretation of electrocardiograms: validation with autopsy findings / P. N. Casale, R. B. Devereux, D. R. Alonso // *Circulation.* — 1987. — Vol. 75, № 3 — P. 565–572. doi: 10.1161/01.CIR.75.3.565
9. Troy B. L. Measurement of left ventricular wall thickness and mass by echocardiography / B. L. Troy, J. Pombo, C. E. Rackley // *Circulation.* — 1972. — Vol. 45. — P. 602–611. doi: 10.1161/01.CIR.45.3.602
10. Devereux R. B. Echocardiographic determination of left ventricular mass in man: Anatomic validation of the method / Devereux R. B., Reichek N. // *Circulation.* — 1977. — Vol. 55. P. 613–618. doi: 10.1161/01.CIR.55.4.613
11. Devereux R. B. Echocardiographic assessment of left ventricular hypertrophy: comparison to necropsy findings / R. B. Devereux, D. R. Alonso, E. M. Lutas // *Am. J. Cardiol.* — 1986. — Vol. 47. — P. 450–458. doi: 10.1016/0002-9149(86)90771-X
12. Park S. H. Two-dimensional echocardiographic calculation of left ventricular mass as recommended by the American Society of Echocardiography: correlation with autopsy and M-mode echocardiography / S. H. Park, C. Shub, T. P. Nobrega // *J. Am. Soc. Echocardiogr.* — 1996. — Vol. 9. — P. 119–128. PMID: 8849607
13. Reichek, N. Left ventricular hypertrophy: relation of anatomic, echocardiographic and electrocardiographic findings / N. Reichek, R. B. Devereux // *Circulation.* — 1981. — Vol. 63. — P. 1391–1398.
14. Antoniucci, D. Prevalence and correlates of echocardiographically determined left ventricular hypertrophy in 2318 asymptomatic middle-aged men: the ECCIS project. Epidemiologia e Clinica della Cardiopatia Ischemica Silente / D. Antoniucci, F. Seccareccia, A. Menotti // *J. Ital. Cardiology.* — 1997. — Vol. 27, № 4. — P. 363–369.
15. De Simone, G. Effect of growth on variability of left ventricular mass: assessment of allometric signals in adults and children and of their capacity to predict cardiovascular risk / G. De Simone, R. B. Devereux, S. R. Daniels // *J. Am. Coll. Cardiol.* — 1995. — Vol. 25. — P. 1056–1062.
16. Chirinos, J. A. Left ventricular mass: allometric scaling, normative values, effect of obesity, and prognostic performance / J. A. Chirinos [et al.] // *Hypertension.* — 2010. — Vol. 56. — P. 91–98.
17. Armstrong A. C. LV mass assessed by echocardiography and CMR, cardiovascular outcomes, and medical practice / A. C. Armstrong, S. Gidding, O. Gjesdal, C. Wu et al. // *JACC Cardiovasc. Imaging.* — 2012. — Vol. 5. — P. 837–848.
18. Mor-Avi V. Fast measurement of left ventricular mass with real-time three-dimensional echocardiography: comparison with magnetic resonance imaging / V. Mor-Avi, L. Sugeng, L. Weinert // *Circulation.* — 2004. — Vol. 110, № 13. — P. 1814–1818. doi: 10.1161/01.CIR.0000142670.65971.5F
19. Celebi A. S. Current cardiac imaging techniques for detection of left ventricular mass / A. S. Celebi, H. Yalcin, F. Yalcin // *Cardiovasc. Ultrasound.* — 2010. — Vol. 8. — P. 19. doi: 10.1186/1476-7120-8-19.
20. Lang R. M. Recommendations for Cardiac Chamber Quantification by Echocardiography in Adults: An Update from the American Society of Echocardiography and the European Association of Cardiovascular Imaging / R. M. Lang, L. P. Badano, V. Mor-Avi, et al. // *J. Am. Soc. Echocardiogr.* — 2015. — Vol. 28, № 1. — P. 1–39. doi: 10.1016/j.echo.2014.10.003.
21. Chahal N. S. Ethnicity-related differences in left ventricular function, structure and geometry: a population study of UK Indian Asian and European white subjects / N. S. Chahal [et al.] // *Heart.* — 2010. — Vol. 96. — P. 466–471.
22. Kizer, J. R. Differences in left ventricular structure between black and white hypertensive adults: The Hypertension Genetic Epidemiology Network study / J. R. Kizer [et al.] // *Hypertension.* — 2004. — Vol. 43. — P. 1182–1188.
23. Lauer, M. S. Sex-specific reference M-mode values in adults: population-derived values with consideration of the impact of height / M. S. Lauer, M. G. Larson, D. Levy // *J. Am. Coll. Cardiol.* — 1995. — Vol. 26. — P. 1039–1046.
24. Mosteller, R. D. Simplified calculation of body-surface area / R. D. Mosteller // *N. Engl. J. Med.* — 1987. — Vol. 317, № 17. — P. 1098. doi: 10.1056/NEJM198710223171717
25. Williams B. The Task Force for the management of arterial hypertension of the European Society of Cardiology (ESC) and European Society of Hypertension (ESH) / B. Williams, G. Mancia, W. Spiering, et al. // *European Heart Journal.* — 2018. — Vol. 00. — P. 1–98. doi: 10.1093/eurheartj/ehy339.
26. World Health Organization. Obesity: preventing and managing the global epidemic. 1997, Geneva: WHO.
27. Linfoot E. H. An Informational Measure of Correlation / E. H. Linfoot // *Information and Control, 1957.* — Vol. 1, № 1. — P. 85–89.

Сведения об авторах

Богомолов Сергей Николаевич, старший преподаватель кафедры пропедевтики внутренних болезней¹. ORCID: 0009-0008-1209-3554

Солнцев Владислав Николаевич, старший научный сотрудник НИЛ биостатистики НИО математического моделирования и анализа². ORCID: 0000-0003-2877-9627

Куликов Александр Николаевич, д.м.н., профессор, заведующий кафедрой функциональной диагностики³. ORCID: 0000-0002-4544-2967

Кучмин Алексей Николаевич, д.м.н., профессор заведующий кафедрой пропедевтики внутренних болезней¹. ORCID: 0000-0003-2888-9625

¹ ФГБОУ ВО «Военно-медицинская академия имени С. М. Кирова» МО РФ, Санкт-Петербург, Российская Федерация

² ФГБУ «НМИЦ им. В. А. Алмазова» МЗ РФ, Санкт-Петербург, Российская Федерация

³ ФГБОУ ВО «ПСПбГМУ им. акад. И. П. Павлова» МЗ РФ, Санкт-Петербург, Российская Федерация

Автор для переписки:

Богомолов Сергей Николаевич, e-mail: pashalesha@yandex.ru

About authors

Bogomolov S. N.¹, ORCID: 0009-0008-1209-3554

Solntsev V. N.², ORCID: 0000-0003-2877-9627

Kulikov A. N.³, ORCID: 0000-0002-4544-2967

Kuchmin A. N.¹, ORCID: 0000-0003-2888-9625

¹ Military Medical Academy, St. Petersburg

² Almazov Federal Medical Research Centre, St. Petersburg

³ Pavlov Medical University, St. Petersburg

Corresponding author:

Bogomolov S.N., e-mail: pashalesha@yandex.ru

Статья поступила / Received 28.08.2023

Получена после рецензирования / Revised 30.08.2023

Принята в печать / Accepted 30.08.2023

Для цитирования: Богомолов С. Н., Солнцев В. Н., Куликов А. Н., Кучмин А. Н. Ультразвуковая диагностика гипертрофии миокарда левого желудочка: еще раз об индексации массы миокарда. Медицинский алфавит. 2023;(22):44–49. <https://doi.org/10.33667/2078-5631-2023-22-44-49>

For citation: Bogomolov S. N., Solntsev V. N., Kulikov A. N., Kuchmin A. N. Ultrasound diagnostics of left ventricular hypertrophy: once more about the indexation of myocardial mass. Medical alphabet. 2023;(22):44–49. <https://doi.org/10.33667/2078-5631-2023-22-44-49>

