

УДК 519.6:311.214

В.Ю. Дубницький¹, А.М. Кобылин¹, О.А. Кобылин²¹ Харківський учебно-научний інститут ГВУЗ «Університет банківського дела», Харків² Харківський національний університет радіоелектроніки, Харків

ВЛИЯНИЕ ОСОБЕННОСТЕЙ ПОДГОТОВКИ ДАННЫХ НА ШИРИНУ ИНТЕРВАЛА НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ТИПА В ПРИ ВЫЧИСЛЕНИИ ОСНОВНЫХ ВИДОВ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ИНДЕКСОВ

В работе рассмотрены основные сводные индексы, используемые в экономической статистике. Приведены выражения для вычисления значений основных типов сводных индексов, используемых в экономической статистике, при условии их определения в виде интервальных чисел, заданных в системе центр-радиус. Проведен численный пример, иллюстрирующий полученные результаты. В результате численного эксперимента проверено влияние условий вычислений основных типов экономических индексов на величину получаемого интервала неопределённости типа В. Проверена гипотеза о неустойчивости величины интервала неопределённости типа В по отношению к виду вычисляемого индекса и количеству слагаемых, используемых при его определении. Проверена гипотеза о корректности применения выборочных методов при вычислении экономических индексов.

Ключевые слова. экономические индексы, индексный метод в статистике, интервальные вычисления, система центр-радиус, выборочный метод в статистике, непараметрические методы статистики, тесты Краскала-Уоллеса, медиан Муда.

Введение

В экономической статистике индексный метод служит одним из основных методов экономического анализа. Основы этого метода и особенности его применения рассмотрены, например, в работах [1...3]. В работе [1] дано такое определение: «Индексы - это относительные системные показатели, которые характеризуют изменения экономических, социальных и других явлений во времени, в пространстве или в сопоставлении с любой базой сравнения (стандартными, плановыми или средними величинами, показателями прошлых периодов, лучших предприятий, организаций, учреждений и т.д.)». При вычислении индексов, характеризующих локальные хозяйственные предприятия, в которых возможен сплошной бухгалтерский учет всех видов затрат, точность вычислений индексов гарантирована выполнением требований соответствующих нормативных документов. В том случае, когда элементы индексов определены по результатам выборочных наблюдений, возникает проблема оценки погрешности полученных результатов. Естественным способом уменьшения погрешности выборочного метода может быть увеличение объёма обследуемой выборки, что сопряжено с увеличением затрат на проведение исследования. Поэтому предварительное определение погрешности получаемых результатов может существенно сократить затраты на проведение исследований.

Анализ литературы. Одной из первых работ, в которых была рассмотрена задача определения погрешности экономических показателей, была работа [4]. В ней рассмотрены три взаимосвязанные про-

блемы: достоверность в связи с построением экономических показателей; методы ее оценки; чувствительность и устойчивость показателей. Для оценки погрешности определения экономических показателей автор работы [4] использовал методы теории погрешностей вычислений и методы математической статистики. В работе [5] методами имитационного моделирования было изучено влияние случайных погрешностей на изменение индексов, характеризующих динамику экономических показателей. Аналогичный приём использован и в работе [6]. В работе [7], используя метод линеаризации неслучайных функций случайных аргументов, в явном виде получены выражения необходимые для оценки дисперсии результатов вычисленных значений индексов. Приведены способы определения абсолютной и относительной погрешности численных значений индексов товарооборота, объёма реализации, индексов цен в форме Пааше и в форме Ласпейроса. Получены выражения для определения предельной относительной ошибки при вычислении этих индексов.

Так, как исходные данные для вычисления индексов, по предположения, получают по результатам выборочных исследований, то окончательному результату будет присуща некоторая неопределённость, которая должна быть учтена при анализе полученных результатов.

Для этого используем концепцию неопределённости измерений [8...10]. В соответствии с ней неопределённость делят на две группы. Неопределённость типа А, оцениваемая по результатам статистического анализа повторных наблюдений и неопределённость типа В, оцениваемая нестатистиче-

скими методами. В работе [7] решена задача определения интервала неопределённости типа **A**, которая возникает при применении индексного метода экономической статистики. Эта же задача при неопределённости типа **B**, насколько нам известно, в литературе не рассмотрена. В работе [11] показано, что при выполнении экономических расчётов в условиях неопределённости типа **B** целесообразно использовать методы интервальной арифметики. Наименьший интервал неопределённости результата вычислений в этом случае будет при использовании интервальных чисел, заданных в системе центр-радиус. Правила вычисления, используемые в этом случае, подробно описаны в работах [12, 13]

В данной работе будут рассмотрены следующие индексы, приведенные в работах [1...3] и представленные в форме, приведенной в работе [7]. В силу сложившейся традиции в индексном методе форма записи формул, несколько отличающаяся от принятой в математике. Примем в качестве исходных данных не только символику, но и названия индексов и способы их определения.

Сводный индекс товарооборота представим в виде:

$$I_{pq} = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_0} = \frac{\sum p_{1i} q_{1i}}{\sum p_{0i} q_{0i}}, \quad i = \overline{1, n}. \quad (1)$$

В этом и последующих выражениях индекс $i=1, 2, \dots, n$ и соответствует строке в таблице рис. 1, обозначающей вид продукции.

Сводный индекс физического объёма реализации представим в виде:

$$I_p = \frac{\sum p_0 q_1}{\sum p_0 q_0} = \frac{\sum p_{0i} q_{1i}}{\sum p_{0i} q_{0i}}, \quad i = \overline{1, n}. \quad (2)$$

Сводный индекс цен (по методу Пааше) представим в виде:

$$\Pi_q = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} = \frac{\sum p_{1i} q_{1i}}{\sum p_{0i} q_{1i}}, \quad i = \overline{1, n}. \quad (3)$$

Сводный индекс цен (по методу Ласпейреса) представим в виде:

$$L_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} = \frac{\sum p_{1i} q_{0i}}{\sum p_{0i} q_{0i}}, \quad i = \overline{1, n}. \quad (4)$$

В этих и последующих выражениях первый нижний индекс в соответствии с работой [2] обозначает соответственно данные, полученные в отчетном периоде, если он равен единице и данные, полученные в базисном периоде, если он равен нулю. Второй индекс $i=1, 2, \dots, n$ обозначает наименование вида продукции.

В работах [1]...[3] подробно рассмотрено экономическое содержание основных экономических индексов и техника их вычисления. Неопределённость результатов вычислений в них не рассмотрена.

Постановка задачи

Так как в нашем случае структура формул и особенности вычислений будут важнее конкретной предметной области, то рассмотрим выражение вида:

$$Z = \frac{\sum ab}{\sum cd} = \frac{\sum_{i=1}^n a_i b_i}{\sum_{i=1}^n c_i d_i}. \quad (5)$$

Рассматривая это выражение как некий обобщённый индекс, представим его в интервальном виде, используя систему центр-радиус:

$$\tilde{Z} = \langle z; r_z \rangle = \tilde{U} / \tilde{W} = \langle u; r_u \rangle / \langle w; r_w \rangle. \quad (6)$$

Числитель выражения (6) представим в виде

$$\langle u; r_u \rangle = \sum_{i=1}^n \langle a_i; r_{ai} \rangle \cdot \langle b_i; r_{bi} \rangle, \quad (7)$$

знаменатель выражения (6) представим в виде

$$\langle w; r_w \rangle = \sum_{i=1}^n \langle c_i; r_{ci} \rangle \cdot \langle d_i; r_{di} \rangle. \quad (8)$$

Представим слагаемое в (8) в таком виде:

$$\langle a_i; r_{ai} \rangle \cdot \langle b_i; r_{bi} \rangle = \left\langle \sum_{i=1}^n (a_i b_i + r_{ai} r_{bi}); \sum_{i=1}^n (a_i r_{bi} + b_i r_{ai}) \right\rangle. \quad (9)$$

Используя доказанное в работе [13] свойство ассоциативности для интервальных чисел, определённых в системе центр-радиус, условие (9) представим в виде:

$$\langle u; r_u \rangle = \left\langle \sum_{i=1}^n (a_i b_i + r_{ai} r_{bi}); \sum_{i=1}^n (a_i r_{bi} + b_i r_{ai}) \right\rangle. \quad (10)$$

Знаменатель условия (6) используя равенство (9) представим в виде:

$$\langle w; r_w \rangle = \left\langle \sum_{i=1}^n (c_i d_i + r_{ci} r_{di}); \sum_{i=1}^n (c_i r_{di} + d_i r_{ci}) \right\rangle. \quad (11)$$

Используя выражение (6) получим, что:

$$\frac{\langle u; r_u \rangle}{\langle w; r_w \rangle} = \left\langle \frac{uw + r_u r_w}{w^2 - r_w^2}, \frac{ar_b + br_a}{w^2 - r_w^2} \right\rangle. \quad (12)$$

Из условий (6) и (7) следует, что:

$$u = \sum_{i=1}^n (a_i b_i + r_{ai} r_{bi}); \quad (13)$$

$$r_u = \sum_{i=1}^n (a_i r_{bi} + b_i r_{ai}); \quad (14)$$

$$w = \sum_{i=1}^n (c_i d_i + r_{ci} r_{di}); \quad (15)$$

$$r_w = \sum_{i=1}^n (c_i r_{di} + d_i r_{ci}). \quad (16)$$

Рассмотрим пример, основанный на данных, приведенных в работе [7].

Исходные данные для расчета индексов в интервальном виде приведены на рис. 1.

Вид продукции	Базисный период				Отчетный период			
	Цена единицы, грн, в интервале p_0		Продано единиц, q_0 (в интервале)		Цена единицы, грн, p_1		Продано единиц, q_1	
	Базовая цена- центр	Отклонен ие цены в % -радиус	Количество проданной продукции- центр	Отклонение количество проданной продукции в % -радиус	Базовая цена- центр	Отклонен ие цены в % -радиус	Количество проданной продукции - центр	Отклонение количества проданной продукции в % -радиус
Продукция 1	12	10	18	5	12	5	15	8
Продукция 2	11	5	22	6	10	4	27	7
Продукция 3	9	5	20	7	7	5	24	9

Рис. 1. Исходные данные для расчета индексов в интервальном виде

Результаты расчета сводных индексов по традиционной методике, изложенной в работах [1]...[3], и в интервальном виде в форме «центр-радиус», изложенном в работах [11]...[13] представлены в табл. 1.

Таблица 1

Результаты вычислений индексов в евклидовом и интервальном, в системе центр-радиус, виде

Наименование индекса	Классическая, Евклидова, форма	Интервальные значения	
		Нижняя граница	Верхняя граница
Сводный индекс товаро- оборота, I_{pq}	0,969	0,754	1,245
Сводный индекс объема реализации, I_p	1,086	0,829	1,420
Сводный индекс цен по методу Паше, I_p	0,892	0,684	1,165
Сводный индекс цен по методу Ласпейреса, I_p	0,903	0,717	1,140

Следует обратить внимание на то, что на этом, примере уже видно, что интервал неопределенности, то есть разность значений верхней и нижней границы индексов, дает возможность с равным успехом утверждать, что в генеральной совокупности наблюдений мы наблюдаем спад экономики или её подъём. Причём оба эти вывода математически корректны. Заголовок работы [14] дает исчерпывающее объяснение этому обстоятельству.

Исходя из условий (6) – (16) предложена гипотеза о том, что на величину итогового интервала неопределенности типа **В** могут оказывать влияние следующие факторы, связанные с процессом организации вычислений:

- -порядок чисел сомножителей в каждом из слагаемых, входящих в тот или иной тип индекса;
- -наличие или отсутствие изменений, произошедших в изучаемой системе за анализируемый промежуток времени.
- -количество слагаемых, учитываемых при определении каждого из типов индексов.

Цель работы: проведение численного эксперимента для проверки сформулированной гипотезы.

Методика проведения численного эксперимента и полученные результаты

Обоснования для выбранных факторов, влияющих, по предположению авторов данного сообщения, на результат вычислений следующие. Например, при продаже товаров повседневного спроса цена каждого вида товара небольшая, количество единиц проданного товара велико и, следовательно, порядки чисел, входящих в сомножители в формулах вычисления индексов могут отличаться в разы. При изучении изменений, произошедших в экономических системах за заданный интервал времени итоговые интервалы неопределенности могут пересекаться, что затруднит корректные выводы о наличии или отсутствии изменений в развитии системы. При проведении выборочных наблюдений на результат вычислений может оказать влияние фактор объёма выборки. Вычислительный эксперимент был организован следующим образом.

На первом этапе моделировали данные для системы, в которой предполагали отсутствие изменений, схема «Роста нет». Для этого получали сто равномерно распределённых чисел в заданных интервалах. Эти данные имитировали данные, полученные в начале наблюдения за системой. Порядок соотношения сомножителей и результаты вычислений показаны в табл. 2. На втором шаге эксперимента эту процедуру повторяли, при этом интервалы, в которых моделировали данные, совпадали с интервалами первого этапа, что соответствовало схеме «Роста нет».

На втором этапе моделировали данные для системы, в которой предполагали наличие изменений, схема «Рост есть». Для этого на первом шаге получали сто равномерно распределённых чисел в заданных интервалах. Эти данные имитировали данные, полученные в начале наблюдения за системой.

Порядок соотношения сомножителей и результаты вычислений показаны в табл. 2 (схема «Роста нет»). На втором шаге эксперимента эту процедуру повторяли, но каждую пару данных умножали на увеличивающие коэффициенты, равномерно распределённые в заданных интервалах для каждой пары данных. Этот приём реализовывал схему «Рост есть». Для величины p_1 этот коэффициент составил

1,05...1,15; для величины q_1 этот коэффициент составил 1,20...1,30. Результаты приведены в табл. 2 (схема «Рост есть»).

Данные для изучения влияния на ширину интервала неопределённости типа индекса, соотношения порядка сомножителей и наличия или отсутствия динамики в процессе функционирования рассматриваемых систем представлены в табл. 3.

Таблица 2

Величина интервала неопределённости при вычислении основных типов экономических индексов

Вид индекса	Соотношение порядка сомножителей в каждом из слагаемых											
	1:1			1:2			1:3			1:4		
	НГ ⁽¹⁾	Ц	ВГ	НГ	Ц	ВГ	НГ	Ц	ВГ	НГ	Ц	ВГ
Схема «Роста нет»												
Ipq	0,989	0,990	0,991	1,028	1,033	1,038	1,184	1,184	1,185	0,947	0,948	0,949
Ip	0,960	0,963	0,965	0,999	1,000	1,001	0,993	0,993	0,993	0,968	0,972	0,977
Pq	1,025	1,029	1,032	1,028	1,033	1,039	1,193	1,193	1,194	0,971	0,975	0,978
Lp	1,005	1,005	1,006	1,002	1,004	1,005	1,168	1,170	1,171	0,926	0,928	0,930
Схема «Рост есть»												
Ipq	1,363	1,363	1,363	1,363	1,363	1,363	1,363	1,363	1,363	1,363	1,363	1,363
Ip	1,199	1,199	1,199	1,199	1,199	1,199	1,199	1,199	1,199	1,199	1,199	1,199
Pq	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131	1,131
Lp	1,105	1,105	1,105	1,105	1,105	1,105	1,105	1,105	1,105	1,105	1,105	1,105

Примечание: НГ – нижняя граница, Ц – центр, ВГ – верхняя граница интервала неопределённости

Таблица 3

Влияние на ширину интервала неопределённости при вычислении основных типов экономических индексов, соотношения порядка сомножителей и типа индекса

Соотношение порядков сомножителей	Границы интервала неопределённости	Ipq	Ip	Pq	Lp	min	max	Δ
Схема «Роста нет»								
1:1	НГ	0,989	0,960	1,025	1,005	0,960	1,025	0,065
	Ц	0,990	0,963	1,029	1,005	0,963	1,029	0,066
	ВГ	0,991	0,965	1,032	1,006	0,965	1,032	0,067
1:2	НГ	1,028	0,999	1,028	1,002	0,999	1,028	0,029
	Ц	1,033	1,000	1,033	1,004	1,000	1,033	0,034
	ВГ	1,038	1,001	1,039	1,005	1,001	1,039	0,039
1:3	НГ	1,184	0,993	1,193	1,168	0,993	1,193	0,200
	Ц	1,184	0,993	1,193	1,170	0,993	1,193	0,201
	ВГ	1,185	0,993	1,194	1,171	0,993	1,194	0,201
1:4	НГ	0,947	0,968	0,971	0,926	0,926	0,971	0,045
	Ц	0,948	0,972	0,975	0,928	0,928	0,975	0,047
	ВГ	0,949	0,977	0,978	0,930	0,930	0,978	0,048
min		0,947	0,960	0,971	0,926			
max		1,185	1,001	1,194	1,171			
Δ		0,238	0,040	0,223	0,245			
Схема «Рост есть»								
1:1	НГ	1,363	1,199	1,131	1,105	1,105	1,363	0,258
	Ц	1,364	1,202	1,135	1,106	1,106	1,364	0,259
	ВГ	1,366	1,205	1,139	1,106	1,106	1,366	0,259
1:2	НГ	1,417	1,250	1,131	1,106	1,106	1,417	0,311
	Ц	1,423	1,251	1,138	1,108	1,108	1,423	0,316
	ВГ	1,430	1,252	1,144	1,109	1,109	1,430	0,321
1:3	НГ	1,626	1,239	1,312	1,280	1,239	1,626	0,387
	Ц	1,627	1,239	1,313	1,282	1,239	1,627	0,388
	ВГ	1,628	1,239	1,314	1,283	1,239	1,628	0,388
1:4	НГ	1,297	1,209	1,064	1,017	1,017	1,297	0,280
	Ц	1,298	1,215	1,068	1,019	1,019	1,298	0,279
	ВГ	1,299	1,221	1,072	1,021	1,021	1,299	0,278
min		1,297	1,199	1,064	1,017			
max		1,628	1,252	1,314	1,283			
Δ		0,331	0,053	0,249	0,266			

Влияние исследуемых факторов на наименьшую и наибольшую ширину интервалов определения индексов показано в табл. 4.

Таблица 4

Влияние на наименьшую и наибольшую ширину интервала неопределённости при вычислении основных типов экономических индексов, соотношения порядка сомножителей и типа индекса

Ширина интервала	Соотношения порядка сомножителей	Тип индекса
Схема «Роста нет»		
Наименьшая	0,029	0,040
Наибольшая	0,201	0,245
Схема «Рост есть»		
Наименьшая	0,258	0,053
Наибольшая	0,388	0,331

Приведенные данные дают основание предположить, что процесс вычисления индексов неустойчив по отношению к изучаемым факторам.

Для сравнения результатов определений значений индексов сплошным и выборочным методом был выполнен экономический анализ, проведенный по следующей схеме.

Определению подлежал индекс I_{pq} для данных полученных по схеме «Роста нет».

Соотношение порядка сомножителей было принято 1:1.

Сплошной (исходной) выборке соответствовали сто данных, результаты обработки которых приведены в табл. 2, 3.

Из исходной выборки было сформировано десять выборок по десять результатов вычислений индексов. Для каждой из этих выборок ширина интервала (удвоенный радиус) показана в табл. 5.

Таблица 5

Ширина интервала неопределённости полученного при определении индекса I_{pq}

Соотношение порядка сомножителей			
1:1	1:2	1:3	1:4
0,03628	0,036951	0,011807	0,012425
0,02026	0,013371	0,008266	0,011174
0,017747	0,018756	0,004039	0,002121
0,005485	0,02158	0,011428	0,018228
0,015232	0,029416	0,010929	0,022903
0,009176	0,000361	0,006012	0,008928
0,009176	0,000361	0,00601	0,008928
0,006636	0,003453	0,00475	0,010321
0,013263	0,008104	0,023915	0,047052
0,00624	0,012614	0,018677	0,014333

Для проверки нестатистической гипотезы о совпадении результатов выборочных исследований между собой были сформулированы следующие статистические гипотезы: нулевая гипотеза о том, что медианы полученных выборок совпадают и альтернативная - медианы полученных выборок не совпадают.

Для проверки этих гипотез использованы непараметрические тесты Краскала-Уоллеса и медиан Муда в том виде, в котором они реализованы в системе STATGRAPHICS XV.1. Результаты вычислений приведены в табл. 6. Так как полученные величины P_v превышают величину $P_v=0,05$, следует принять нулевую гипотезу.

Таблица 6

Результаты проверки нестатистической гипотезы о совпадении результатов выборочных исследований при определении индекса I_{pq}

Тип теста	Значение критерия	Величина P_v
Краскала-Уоллеса	1,2450	0,7351
медиан Муда	0,8000	0,8449

Выводы

1. В работе использованы основные сводные индексы, используемые в экономической статистике.

2. Приведены выражения для вычисления значений основных типов сводных индексов, используемых в экономической статистике, при условии их

определения в виде интервальных чисел, заданных в системе центр-радиус. Приведен численный пример, иллюстрирующий полученные результаты.

3. В результате численного эксперимента проверено влияние условий вычислений основных типов экономических индексов на величину получаемого интервала неопределённости типа В.

4. Проверена гипотеза о неустойчивости величины интервала неопределённости типа В по отношению к виду вычисляемого индекса и количеству слагаемых, используемых при его определении.

5. Проверена гипотеза о корректности применения выборочных методов при вычислении экономических индексов.

Список литературы

1. Ковалевский Г.В. Статистика: учебник [Текст] / Г.В. Ковалевский; Харьк. нац. акад. гор. хоз-ва. – Х.: ХНАГХ, 2012. – 445 с.
2. Практикум по теории статистики: Учеб. пособие. [Текст] / Под ред. Р.А. Шмойловой. – М.: Финансы и статистика, 2003. – 416 с.
3. Эконометрия [Текст] / В.И. Суслов, Н.М. Ибрагимов, Л.П. Тальшева, А.А. Цыплаков. – Н-ск : Изд.-во СО РАН, 2005. – 744 с.
4. Эдельгауз Г.Е. Достоверность статистических показателей. [Текст] / Г.Е. Эдельгауз. М.: Статистика, 1977. – 278 с.
5. Абрамова Ю.С. Исследование проблемы точности планирования финансовых показателей предприятия с помощью имитационно-статистического моделирования: дис. канд. экон. наук: 08. 00. 05 [Текст] / Абрамова Юлия Сергеевна. – Москва, 2005. – 229 с.
6. Сильченко Т.Ю. Точность экономических расчётов при обосновании управленческих решений в производственных системах промышленных предприятий. [Текст] / Т.Ю. Сильченко // TERRA ECONOMICUS. – 2009. – Т. 7, № 3. – С. 86-90.
7. Дубницький В.Ю. Определение интервала неопределённости при применении индексного метода экономи-

ческой статистики [Текст] / В.Ю. Дубницький // Системи обробки інформації. – Х.: ХУПС, 2013. – Вип. 8(115). – С. 171-175.

8. Guide to the Expression of Uncertainty in Measurement: First edition. [Текст] / ISO, Switzerland, 1993.

9. ДСТУ-Н РМГ 43:2006 Метрологія. Застосування «Руководства по выражению неопределённости измерений» (РМГ 43:2001).

10. Поджаренко В.О. Опрацювання результатів вимірювань на основі концепції невизначеності. Навчальний посібник. [Текст] / В.О. Поджаренко, О.М. Васілевський, В.Ю.Кучерук. – Вінниця: ВНТУ, 2008. – 158 с.

11. Дубницький В.Ю. Порівняльний аналіз результатів планування нормативів банківської безпеки засобами класичної та нестандартної інтервальної математики. [Текст] / В.Ю. Дубницький, А.М. Кобилін // Радіоелектронні і комп'ютерні системи. – Х., 2014. – №5 (69). – С. 29-33.

12. Дубницький В.Ю. Вычисление значений элементарных функций с интервально заданным аргументом, определённым в системе центр-радиус [Текст] / В.Ю. Дубницький, А.М. Кобылин, О.А. Кобылин. // Системи обробки інформації. – Х.: ХУПС, 2016. – Вип. 7(144). – С. 107-112.

13. Жуковська О.А. Основи інтервального аналізу. [Текст] / О.А. Жуковська. – К.: Освіта України 2009. – 136 с.

14. Селюнин В. Лукавая цифра / В. Селюнин, Г. Ханнин // Новый мир. – 1987. – № 2. – С. 181-201.

Надійшла до редколегії 26.12.2016

Рецензент: д-р экон. наук, доц. С.В. Кавун, Харківського навчально-наукового інституту ДВНЗ «Університет банківської справи», Харків.

ВПЛИВ ОСОБЛИВОСТЕЙ ПІДГОТОВКИ ДАНИХ НА ШИРИНУ ІНТЕРВАЛУ НЕВИЗНАЧЕНОСТІ ТИПУ В ПРИ ОБЧИСЛЕННІ ОСНОВНИХ ВИДІВ ЕКОНОМІЧНИХ ІНДЕКСІВ

В.Ю. Дубницький, А.М. Кобилін, О.А. Кобилін

У роботі використано основні зведені індекси, які використовують в економічній статистиці. Наведено вирази для обчислення значень основних типів зведених індексів, що використовують в економічній статистиці, за умови їх визначення у вигляді інтервальних чисел, заданих в системі центр-радіус. Наведено чисельний приклад, що ілюструє отримані результати. В чисельному експерименті перевірено вплив умов обчислень основних типів економічних індексів на величину отриманого інтервалу невизначеності типу В. Перевірена гіпотеза про нестійкість величини інтервалу невизначеності типу В по відношенню до виду обчислюваного індексу і кількості доданків, що використано при його визначенні. Перевірена гіпотеза про коректність застосування вибірових методів при обчисленні економічних індексів.

Ключові слова: економічні індекси, індексний метод в статистиці, інтервальні обчислення, система центр-радіус, вибіровий метод в статистиці, непараметричні методи статистики, тести Краскала-Уоллеса, медіан Муда.

EFFECT OF DATA PREPARATION PECULIARITIES ON B TYPE INTERVAL OF UNCERTAINTY WIDTH IN CALCULATION OF BASIC KINDS OF ECONOMIC INDICES

V.Yu. Dubnitskiy, A.M. Kobylin, O.A. Kobylin

The work operates with basic composite indices as used in economic statistics. Expressions are specified for calculation of values of basic economic indices as used in economic statistics under the proviso that they were determined in the form of interval numbers set in center-radius system. A numeric example is given that illustrates the obtained results. By way of numeric experiment the effect of conditions for calculation of basic economic indices types on the value of obtained B type interval of uncertainty was checked. A hypothesis was tested of instability of B type interval of uncertainty value in relation to the type of calculated index and to the number of summands used in its definition. A hypothesis was tested of correctness of sampling methods application in calculation of economic indices.

Keywords: economic induces, index method in statistics, interval calculations, center-radius system, sampling method in statistics, non-parametric methods of statistics, Kruskal-Wallis test, Mood's median test.