

ОПРЕДЕЛЕНИЕ ЧИСЛОВЫХ ХАРАКТЕРИСТИК РЯДОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЫ И ХАРАКТЕРИСТИК ЕЁ НЕРАВНОМЕРНОСТИ ПО РЕГИОНАМ УКРАИНЫ

ДУБНИЦКИЙ В. Ю.

кандидат технических наук

ХОДЫРЕВ А. И.

Харьков

Статистике заработной платы уделено большое внимание во многих пособиях по экономической статистике [1, 2]. Практически во всех этих пособиях при описании рядов распределения отмечено, что такая характеристика, как среднее значение, имеет содержательный смысл только для симметричных распределений, например нормального. В то же время при статистическом анализе заработной платы используют

среднеарифметическое или средневзвешенное значение в качестве основной числовой характеристики ряда распределения. В этих же учебных пособиях рекомендуют определять такую характеристику, как мода, значительно более устойчивую к малым по удельному содержанию, но большим по абсолютной величине значениям изучаемой величины.

Цель работы: количественная оценка различия между модой и средним значением величины заработной платы для различных регионов Украины и вычисление для них меры неравномерности в распределении зарплаты – индексов Джини и Робина Гуда.

Все статистические сведения о рядах распределения заработной платы в Украине за октябрь 2011 г. и соответствующие им гистограммы были опубликованы в [3]. Эти материалы представлены в табл. 1.

Таблица 1

Частотное распределение (%) заработной платы (грн) в различных областях Украины

Код региона	Область (регион)	Распределение (%) получающих зарплату (грн)					Всего (%)
		До 960	960 – 2000	2000 – 3500	3500 – 5000	Свыше 5000	
1	Украина	6,4	5,9	42,6	8,7	29,5	93,1
2	Львовская	7,0	46,9	28,6	11,7	5,8	100
3	Волынская	8,2	50,8	28,1	9,1	3,8	100
4	Ривненская	8,3	47,7	29,3	9,3	5,4	100
5	Киев	2,9	34,9	25,4	18,5	18,3	100
6	Киевская	4,9	42,8	28,0	14,6	9,7	100
7	Житомирская	7,9	49,2	29,6	10,0	3,3	100
8	Черниговская	8,3	50,9	29,2	7,6	4,0	100
9	Сумская	8,6	43,7	30,4	13,0	4,3	100
10	Закарпатская	7,1	47,5	32,1	10,2	3,1	100
11	И.-Франковская	8,2	44,0	31,4	11,3	5,1	100
12	Тернопольская	8,7	54,2	26,3	8,2	2,6	100
13	Хмельницкая	8,3	52,9	27,5	8,7	3,6	101
14	Винницкая	9,1	46,5	30,1	10,3	4,0	100
15	Черкасская	6,6	47,9	30,2	10,9	4,4	100
16	Кировоградская	7,7	47,0	29,7	10,2	4,4	99
17	Полтавская	7,5	40,3	30,3	13,2	8,7	100
18	Харьковская	6,4	44,7	30,0	11,7	7,2	100
19	Черновицкая	10,3	48,8	29,2	8,5	3,2	100
20	Одесская	3,8	50,1	27,5	11,9	6,7	100
21	Николаевская	7,3	44,3	29,0	11,4	8,0	100
22	Херсонская	8,3	52,9	27,5	7,7	3,6	100
23	Запорожская	5,8	39,5	30,1	14,7	9,9	100
24	Днепропетровская	4,8	48,4	31,1	15,6	10,1	110
25	Донецкая	3,8	34,6	31,6	17,0	13,0	100
26	Луганская	4,8	38,2	31,0	15,4	10,6	100
27	Севастополь	5,3	41,3	32,9	13,8	6,7	100
28	АРК Крым	6,5	32,4	12,5	5,6	43,0	100

При анализе данных, приведенных в табл. 1, удивляет то, что общая сумма удельных весов по строке не во всех случаях равна 100%. Эти строки в ячейке «Всего» выделены жирным шрифтом. При дальнейшем анализе данные по Украине в целом (регион 1) и данные по Днепропетровской области (регион 24) не рассматривались из-за больших погрешностей. Данные по Хмельницкой (регион 13) и Кировоградской областям (регион 16) ввиду малой систематической погрешности были оставлены и уравновешены по хорошо известному в геодезии методу коррелат [4]. Данные по АРК Крым также удалены из дальнейшего анализа из-за противоречий в графике и числовых данных, приведенных в [3].

В табл. 2 приведены данные, принятые в качестве расчетных для дальнейшего анализа.

Для ряда распределения заработной платы по каждому региону в соответствии с методикой, описанной в работе [5], вычисляли среднее значение заработной платы X_{cp} , среднеквадратическое отклонение s , коэффициент вариации v , моду ряда распределения mo , абсолютную разницу между средним значением ряда распределения и его модой по формуле:

$$\Delta = X_{cp} - mo \quad (1)$$

относительную разницу между средним значением и модой, определяемую по формуле:

$$\varepsilon = 1 - \frac{mo}{X_{cp}}. \quad (2)$$

Результаты вычислений показаны в табл. 3.

Таблица 2

Уравновешенное частотное распределение (%) заработной платы (грн) в различных областях Украины

Распределение заработной платы по регионам Украины						
Код региона	Границы интервалов, грн					Всего, %
	до 960	960 – 2000	2000 – 3500	3500 – 5000	свыше 5000	
	Скорректированные границы интервалов					
	до 960	960 – 2000	2000 – 3500	3500 – 5000	5000 – 6500	
	Внутриинтервальные средние, грн					
	480	1480	2750	4250	5750	
2	7,0	46,9	28,6	11,7	5,8	100
3	8,2	50,8	28,1	9,1	3,8	100
4	8,3	47,7	29,3	9,3	5,4	100
5	2,9	34,9	25,4	18,5	18,3	100
6	4,9	42,8	28,0	14,6	9,7	100
7	7,9	49,2	29,6	10,0	3,3	100
8	8,3	50,9	29,2	7,6	4,0	100
9	8,6	43,7	30,4	13,0	4,3	100
10	7,1	47,5	32,1	10,2	3,1	100
11	8,2	44,0	31,4	11,3	5,1	100
12	8,7	54,2	26,3	8,2	2,6	100
13	8,1	52,7	27,3	8,5	3,4	100
14	9,1	46,5	30,1	10,3	4,0	100
15	6,6	47,9	30,2	10,9	4,4	100
16	7,9	47,2	29,9	10,4	4,6	100
17	7,5	40,3	30,3	13,2	8,7	100
18	6,4	44,7	30,0	11,7	7,2	100
19	10,3	48,8	29,2	8,5	3,2	100
20	3,8	50,1	27,5	11,9	6,7	100
21	7,3	44,3	29,0	11,4	8,0	100
22	8,3	52,9	27,5	7,7	3,6	100
23	5,8	39,5	30,1	14,7	9,9	100
25	3,8	34,6	31,6	17,0	13,0	100
26	4,8	38,2	31,0	15,4	10,6	100
27	5,3	41,3	32,9	13,8	6,7	100

Числовые характеристики рядов распределения заработной платы по регионам Украины

Код региона	Числовые характеристики рядов распределения заработной платы по регионам Украины					
	Хср	s	v	mo	Δ	ε
2	2344,97	1318,466	0,562253	1672,990	671,9803	0,286562
3	2169,20	1204,704	0,555368	1638,469	530,7314	0,244667
4	2257,30	1284,344	0,568974	1668,927	588,3727	0,260653
5	3067,44	1635,487	0,533177	1761,928	1305,512	0,425603
6	2605,21	1457,172	0,559330	1707,932	897,2783	0,344417
7	2194,83	1189,291	0,541860	1665,287	529,5426	0,241268
8	2149,16	1191,070	0,554203	1649,020	500,1398	0,232714
9	2323,79	1282,900	0,552072	1714,215	609,5751	0,262319
10	2231,58	1171,206	0,524833	1712,975	518,6051	0,232394
11	2327,56	1291,127	0,554713	1729,256	598,3038	0,257052
12	2065,17	1127,831	0,546120	1604,687	460,4834	0,222976
13	2155,76	1171,289	0,543330	1622,629	533,1314	0,247306
14	2227,38	1239,972	0,556695	1682,974	544,4060	0,244415
15	2287,35	1240,917	0,542513	1688,000	599,3500	0,262028
16	2235,81	1261,574	0,564258	1682,120	553,6899	0,247646
17	2526,94	1437,606	0,568912	1757,009	769,9307	0,304689
18	2428,53	1363,326	0,561379	1711,547	716,9828	0,295233
19	2119,93	1183,261	0,558160	1649,157	470,7734	0,222070
20	2406,97	1325,501	0,550693	1658,868	748,1021	0,310807
21	2432,68	1402,314	0,576448	1695,755	736,9247	0,302927
22	2113,26	1171,634	0,554420	1622,629	490,6314	0,232168
23	2634,19	1464,343	0,555899	1773,179	861,0113	0,326860
25	2869,32	1513,980	0,527644	1907,692	961,6277	0,335141
26	2704,90	1470,351	0,543588	1815,567	889,3335	0,328786
27	2513,18	1340,391	0,533345	1803,243	709,9368	0,282485

Из приведенных в табл. 3 данных видно, что наибольшая абсолютная и относительная разница между сравниваемыми характеристиками была в Киевской области, наименьшая – в Тернопольской.

Особенности применения среднего значения для несимметричных рядов распределения рассматривались не только в научной, но и в публицистической и художественной литературе. Лукавость статистической цифры подробно рассмотрена в работе [6], в поэме [7]:

*По-разному счастье курится,
По-разному
У разных мест:
Мотэлле мечтает о курице,
А инспектор
Курицу ест...*

Следует отметить, что проблема лукавости значения средней заработной платы нашла отражение и в музыке, в частности в «Марше единого фронта», написанного в тридцатые годы прошлого века гениальным драматургом и реформатором театра Бертольдом Брехтом:

*И так как все мы люди,
то нужны нам бабки без заплат,
и нас не согреет треск речей
под барабанный раскат!*

*И так как все мы люди,
то должны мы – извините! – что-то есть,
хотя кормить нас пустой болтовней –
к чертям! Спасибо за честь!*

Известно, что общепризнанным статистическим индикатором неравномерности распределения доходов служит индекс Джини. Методика его вычисления изложена в работе [8]. Результаты вычисления показаны в табл. 4. Основная расчётная формула имеет вид:

$$G = 1 - \sum_{k=2}^n (x_k - x_{k-1})(y_k + y_{k-1}), \quad (3)$$

где G – индекс Джини, x_k – накопленная сумма удельных весов лиц, не превосходящая k -й уровень, y_k – накопленная сумма удельных весов лиц, зарплата которых не превосходит k -ый уровень.

Результаты вычисления индекса Джини для регионов Украины

Код региона	Регион	Индекс Джини	Код региона	Регион	Индекс Джини
2	Львовская	0,29	15	Черкасская	0,28
3	Волынская	0,28	16	Кировоградская	0,29
4	Ривненская	0,29	17	Полтавская	0,30
5	Киев	0,29	18	Харьковская	0,29
6	Киевская	0,30	19	Черновицкая	0,28
7	Житомирская	0,28	20	Одесская	0,28
8	Черниговская	0,28	21	Николаевская	0,30
9	Сумская	0,29	22	Херсонская	0,27
10	Закарпатская	0,27	23	Запорожская	0,30
11	И.-Франковская	0,29	25	Донецкая	0,29
12	Тернопольская	0,27	26	Луганская	0,29
13	Хмельницкая	0,27	27	Севастополь	0,28
14	Винницкая	0,29	28	АРК Крым	0,31

Из табл. 4 видно, что практически по всем регионам Украины неравномерность распределения заработной платы примерно одинакова. В работе [10] приведены сведения аналогичного содержания по различным странам. Некоторые из этих данных показаны в табл. 5.

Таблица 5

Значения индекса Джини

Государство	Год определения	Числовое значение
Украина	2008	0,275
Финляндия	2008	0,269
Люксембург	2005	0,260
Великобритания	2008	0,340
Россия	2009	0,422
Европейский Союз	2009	0,304

Полученные нами результаты определения индекса Джини для отдельных регионов Украины не противоречат ранее вычисленному другими исследователями показателю для Украины в целом. Это можно считать независимым косвенным подтверждением полученных результатов.

Проанализируем, применив описанный выше подход, распределение пенсионеров Харьковской области по уровню получаемой пенсии на ноябрь 2011 г. Первичные исходные данные были опубликованы в [9]. Необходимые для расчёта данные приведены в табл. 6.

В результате вычислений получены следующие результаты: средний размер пенсии X_{cp} на указанную дату по Харьковской области составил 1382,5 грн; среднеквадратическое отклонение $s = 1022,11$ грн; мода $mo = 1158,37$; коэффициент вариации $V = 0,74$. Сравнивая эти данные с данными табл. 3, получим, что коэффициент вариации распределения пенсий по Харьковской области намного выше, чем неоднородность распределения по зарплате, примерно в 1,3 раза. Вычисленный по описанной методике индекс Джини для пенсионеров оказался равным величине 0,77. Для сравнения отметим, что в Намибии (2003 г.) он был равен 0,707 [10].

В последнее время в расчётах, связанных с определением неравенства в доходах, получил распространение индекс Робина Гуда – I_r . Этот индекс определяют по условию [10]:

$$I_r = \max_x (y_1(x) - y_2(x)), \quad (4)$$

где

$$\begin{aligned} y_1(x) &= x \\ y_2(x) &= 1/(3.80 - 2.78x). \end{aligned} \quad (5)$$

Первое из уравнений в условии (5) – фактически есть функция равномерного распределения при условии, что $0 < x < 1$, то есть распределения в смысле Шарикова [11]. Второе условие – уравнение кривой Лоренца, в виде, определённом в нашем случае.

Выполнив необходимые действия получим, что величина этого индекса для харьковских пенсионеров равна 0,407. Это означает, чтобы уравнивать пенсии, то есть

Таблица 6

Распределение пенсионеров Харьковской области по уровню получаемых пенсий

Границы интервалов, грн	784 – 1500	1500 – 2000	2000 – 3000	3000 – 10000	10000 – 15000	15000 – 20000	20000 – 25000	25000 – 31000	Итого
Всего пенсионеров, чел.	664447	58127	31341	17275	232	303	346	10	772081
Доля	0,860	0,075	0,040	0,022	0,0003	0,0004	0,0004	$13 \cdot 10^{-6}$	–

сделать их справедливыми по Шарикову (поднять их до уровня $y = x$), нужно перераспределить 40,7% их общей величины.

ВЫВОДЫ

1. Проанализированы данные по распределению зарплат по регионам Украины и вычислены их основные статистические характеристики.

2. Показано, что неравномерность в вычислении зарплат по отдельным регионам, определённая индексом Джини, близка к общеукраинской, то есть, нет особо выделяющихся регионов.

3. Вычислены аналогичные характеристики для распределения величины пенсий, выплачиваемых в Харьковской области.

4. Для количественной оценки неравенства выплачиваемых пенсий использован индекс Робина Гуда. ■

ЛИТЕРАТУРА

1. Елисеєва І. І. Статистика. Теорія і практика / І. І. Елисеєва. – СПб.: Изд. Питер, 2010. – 368 с.

2. Башкатов Б. І. Соціально-економічна статистика / Б. І. Башкатов. – М.: Издательство «ЮНИТИ-ДАНА», 2002. – 703 с.

3. Кто где и сколько зарабатывает // Сегодня. – 22 ноября, 2011. – С. 3.

4. Большаков В. Д. Теория математической обработки геодезических измерений / В. Д. Большаков, П. А. Гайдаев. – М.: Изд. «Недра», 1977. – 367 с.

5. Липкин И. И. Кривые распределения в экономических исследованиях / И. И. Липкин. – М.: Статистика, 1972. – 135 с.

6. Селюнин В. Лукавая цифра / В. Селюнин, Г. Ханин // Новый мир. – 1987. – № 2. – С. 181 – 201.

7. Уткин И. Повесть о рыжем Мотэле, господине инспекторе, равнине Исайте и комиссаре Блохе / Писатели Восточной Сибири: Учебная хрестоматия для 5 – 6-х классов общеобразоват. школ / Автор-сост. Шахерова О. Н. – Иркутск: Символ, 2001. – 304 с.

8. Башарин Г. П. Начала финансовой математики / Г. П. Башарин. – М.: ИНФРА-М, 1997. – 160 с.

9. На Харьковщине десять стариков получают пенсии от 25 тысяч гривен [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://for-ua.com/ukraine/2011/11/19/133749.html>

10. Индекс Джини для стран Мира [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://iformatsiya.ru/tab1/719-raspredelenie-semeynogo-dohoda-indeks-gini.html>

10. Райзберг Б. А. Современный экономический словарь / Б. А. Райзберг, Л. Ш. Лозовский, Е. Б. Стародубцева. – [5-е изд.]. – М., 2006.

11. Булгаков М. Собачье сердце / М. Булгаков. – М.: Изд. «Детская литература», 2009. – 416 с.

УДК 681.301(082)

МОДЕЛЮВАННЯ ТЕНДЕНЦІЙ СВІТОВОГО ФОНДОВОГО РИНКУ ЗА ДОПОМОГОЮ МЕТОДІВ ВЕЙВЛЕТ-АНАЛІЗУ

СТРИЖИЧЕНКО К. А.

кандидат економічних наук

ДМИТРУСЕНКО К. О.

Харків

У сучасному економічному просторі особливого розвитку набувають фінансові ринки, які виступають платформою для обороту значного обсягу фінансових ресурсів. З огляду на високий рівень ліквідності активів, які обертаються на даних ринках, зміни трендів динаміки показників, що їх характеризують, часто мають миттєвий характер. При цьому наслідки такого роду змін можуть мати значний вплив на функціонування як окремих підприємств, так і економічних систем цілих держав. Визначені факти підкреслюють актуальність дослідження у сфері моделювання тенденцій фінансових ринків взагалі та, зокрема, фондового ринку, як однієї з найважливіших складових фінансового ринку. Визначена актуальність сприяє розширенню методичних підходів і методів моделювання динаміки фондових ринків. Одним із напрямів даного розширення є використання методів вейвлет-розкладання.

Проблемам дослідження теорії вейвлетів присвятили свої праці такі вчені, як Добеши І., Дремін І. М., Іванов О. В., Нечитайло В. А., Астаф'єва Н. М. та інші [1 – 3]. Проблемам моделювання динаміки економічних індикаторів присвятили свої роботи Гренджер К. В., Дікей Д. А., Фуллер В. А., Кроулі П., Ли Дж., Массет П. [8 – 15] та інші. При цьому треба зазначити, що, попри наявність значної кількості розробок у сфері моделювання динаміки фінансових ринків, методичний апарат даного моделювання досі потребує удосконалення.

Таким чином, метою даної статті є моделювання тенденцій світового фондового ринку з використанням методів вейвлет-аналізу.

Об'єктом дослідження є процес функціонування світового фондового ринку.

Предметом дослідження є комплекс економіко-математичних моделей та методів моделювання динаміки фондового ринку.

Використання методів вейвлет-розкладання для моделювання динаміки фондових ринків доцільне у даній статті з огляду на співвідношення переваг даного методу та завдань, необхідних до вирішення (рис. 1).

У статті пропонується використання дискретного вейвлет-розкладання для моделювання динаміки світового фондового ринку, що базується на вейвлетах *haar*