

СТАТИСТИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ СРЕДНЕМЕСЯЧНОЙ НАЧИСЛЕННОЙ ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЫ ПО ФЕДЕРАЛЬНЫМ ОКРУГАМ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Н.В. Полетаева

*Территориальный орган Федеральной службы государственной статистики по
Челябинской области, главный специалист-эксперт, г. Челябинск, Россия*

74.poletaevanv@rosstat.gov.ru

Изучение изменений заработной платы является важным инструментом для оценки экономической ситуации и разработки стратегий как на уровне отдельных организаций, так и на уровне государства. Особый интерес представляет анализ реальной заработной платы, которая учитывает инфляцию и позволяет оценить, сколько товаров и услуг может приобрести работник за свои доходы. Данные о реальной заработной плате помогают правительствам разрабатывать эффективные социальные программы и политики, направленные на улучшение благосостояния граждан. Это важно для понимания уровня жизни населения. Сравнение реальной заработной платы между различными регионами помогает выявить экономические диспропорции и неравенство в доходах.

Целью данной статьи является формирование статистических моделей временных рядов с 2000 по 2023 год среднемесячной начисленной заработной платы в ценах 2000 года по федеральным округам Российской Федерации.

Задачи исследования:

- изучить динамику среднемесячной номинальной начисленной заработной платы на одного работника по полному кругу организаций с 2000 по 2023 год по федеральным округам Российской Федерации;
- выявить реальные изменения с 2000 по 2023 год среднемесячной начисленной заработной платы на одного работника по полному кругу организаций в ценах 2000 года по федеральным округам Российской Федерации;
- составить статистические модели временных рядов с 2000 по 2023 год среднемесячной начисленной заработной платы в ценах 2000 года по федеральным округам Российской Федерации и сделать прогноз на 2024 и 2025 года;
- сравнить статистические модели изменений с 2000 по 2023 год среднемесячной начисленной заработной платы в ценах 2000 года по федеральным округам Российской Федерации;
- интерпретировать результаты и сформулировать выводы.

Изучение данных проводилось при помощи программного кода в Python. Источником информации для исследования является Единая межведомственная информационно-статистическая система (ЕМИСС) [2]. Анализ проведен по данным федеральных округов, по которым есть информация с 2000 года.

Сначала исследуем 6 рядов данных – среднемесячной номинальной начисленной заработной платы на одного работника по полному кругу организаций с 2000 по 2023 год по федеральным округам России (рисунок 1, слева).

Построим линейные модели приведенных рядов и рассмотрим характеристики полученных моделей, приведенные в таблице 1. Проверка качества модели проводится по характеристикам остатков: случайность, нормальность распределения, равенство нулю среднего, независимость между собой [1, с. 79].

Таблица 1. Характеристики линейных моделей
изменения номинальной начисленной среднемесячной заработной платы

| Округ | b_1 | R-squared | A | Durbin-Watson | Prob (JB) |
|-------|----------|-----------|--------|---------------|-----------------------|
| ЦФО | 3674,681 | 0,951 | 42,649 | 0,198 | 0,0114 |
| ДФО | 3298,022 | 0,969 | 23,834 | 0,273 | 0,000058 |
| СЗФО | 3167,458 | 0,958 | 31,439 | 0,208 | 0,00793 |
| УФО | 2909,762 | 0,968 | 17,094 | 0,313 | $1,03 \times 10^{-7}$ |
| ПФО | 2075,565 | 0,953 | 28,514 | 0,300 | $8,95 \times 10^{-7}$ |
| ЮФО | 2065,423 | 0,961 | 33,043 | 0,278 | $7,27 \times 10^{-5}$ |

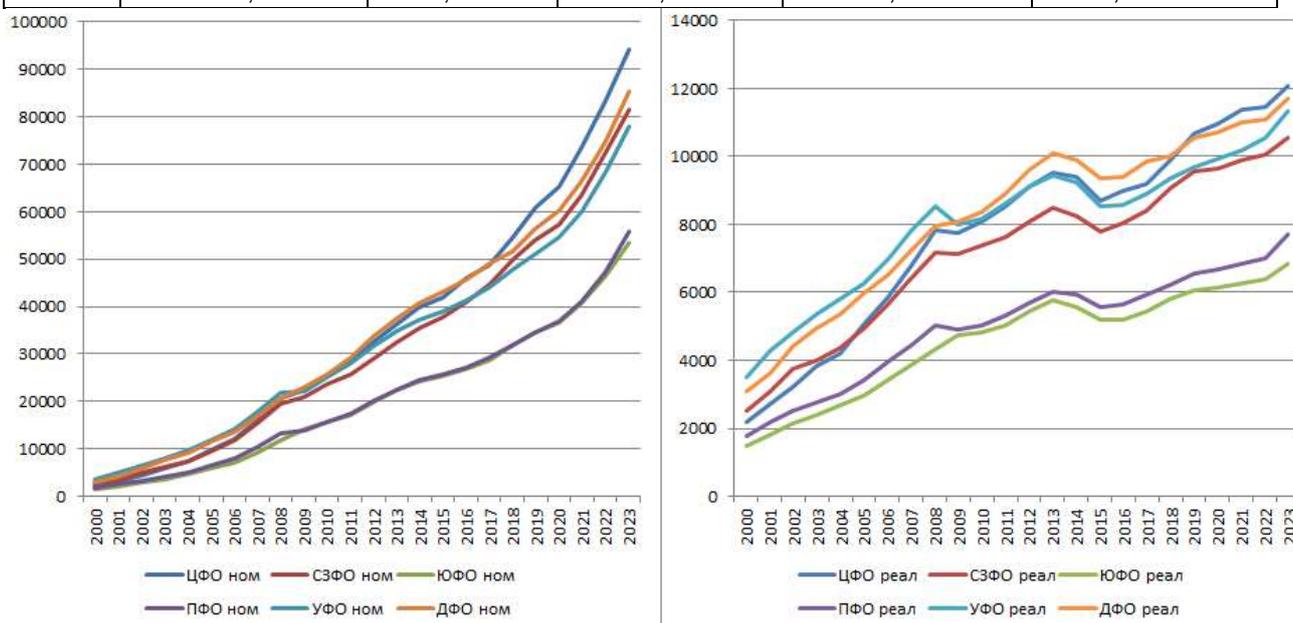


Рисунок 1. Изменение среднемесячной номинальной начисленной заработной платы на одного работника по полному кругу организаций – слева, изменение среднемесячной начисленной заработной платы на одного работника по полному кругу организаций в ценах 2000 года – справа

Линейные модели в пределах заданной значимости α (0,1) имеют следующие характеристики:

- коэффициент детерминации (R-squared) всех моделей больше 0,7, то есть модельные значения достаточно приближены к эмпирическим;
- ошибка аппроксимации (A) от 10 до 50 % (удовлетворительное качество моделей);
- статистика Дарбина-Уотсона (Durbin-Watson) не находится в пределах от 1,2 до (4-1,2) – интервал отсутствия автокорреляции остатков, то есть остатки зависимы;
- статистика Харке-Бера (Prob (JB)) меньше заданной значимости, следовательно остатки всех моделей не имеют нормального распределения.

Из вышеперечисленного следует, что пользоваться линейными моделями для получения прогнозных значений не стоит. Но для сравнения темпов роста показателя по федеральным округам можно воспользоваться сравнением коэффициентов b_1 при переменной, в таблице 1 данные отсортированы по этому коэффициенту. Самый высокий темп роста в Центральном федеральном округе, самый низкий в Южном федеральном округе.

Повышенный интерес представляет выявление реального роста заработной платы в ценах 2000 года. Этот расчет произведем с помощью индекса потребительских цен [4] по следующей формуле:

$$ЗП_{\text{реал}} = ЗП_{\text{реал пред}} \times \frac{ЗП_{\text{ном пред}}/ЗП_{\text{ном}},}{ИПЦ},$$

где $ЗП_{\text{реал}}$ – среднемесячная заработная плата в расчетный период в ценах 2000 года, $ЗП_{\text{реал пред}}$ – среднемесячная заработная плата в предыдущий период в ценах 2000 года, $ЗП_{\text{ном пред}}$ – среднемесячная номинальная заработная плата в расчетный период, $ЗП_{\text{ном}}$ – среднемесячная номинальная заработная плата в предыдущий

период, ИПЦ – индекс потребительских цен в расчетный период, $\frac{ЗП_{\text{ном пред}}}{ЗП_{\text{ном}}}$ – индекс номинальной среднемесячной начисленной заработной платы в расчетном году, $\frac{ЗП_{\text{ном пред}}}{ЗП_{\text{ном}} \cdot \text{ИПЦ}}$ – индекс реальной среднемесячной начисленной заработной платы в расчетном году [3].

В итоге получим временные ряды, приведенные в таблице 2 и на рисунке 1, справа. При формировании линейных моделей полученных рядов получили результаты, приведенные в таблице 3. Коэффициент при переменной b_1 уменьшился по сравнению с темпами роста среднемесячной номинальной заработной платы, но, тем не менее увеличение заработной платы в ценах 2000 года к 2023 году имеется в среднем в 3-4 раза, в то время как номинальные показатели возросли в среднем в 30-40 раз. Также самый высокий темп роста в ЦФО, самый низкий в ЮФО. В кризисные годы визуально видим снижение темпов роста среднемесячной номинальной заработной платы, а в ценах 2000 года уже не снижение темпов роста, а уменьшение среднемесячной зарплаты.

Таблица 2. Изменение среднемесячной заработной платы в ценах 2000 года

| Год | ЦФО | СЗФО | ЮФО | ПФО | УФО | ДФО | x_1 | x_2 |
|------|-----------|-----------|----------|----------|-----------|-----------|-------|-------|
| 2000 | 2173,000 | 2531,500 | 1481,000 | 1783,000 | 3486,500 | 3113,600 | 0 | 1 |
| 2001 | 2739,849 | 3089,426 | 1796,788 | 2167,936 | 4289,295 | 3649,486 | 0 | 1 |
| 2002 | 3219,588 | 3737,525 | 2130,270 | 2506,049 | 4810,591 | 4407,057 | 0 | 1 |
| 2003 | 3819,202 | 4002,930 | 2391,562 | 2772,915 | 5350,446 | 4937,834 | 0 | 1 |
| 2004 | 4222,296 | 4361,129 | 2683,958 | 2999,748 | 5809,504 | 5351,472 | 0 | 1 |
| 2005 | 5053,258 | 4947,297 | 2988,629 | 3421,918 | 6267,772 | 5961,537 | 0 | 1 |
| 2006 | 5838,457 | 5644,447 | 3415,197 | 3948,601 | 6970,276 | 6529,725 | 0 | 1 |
| 2007 | 6816,769 | 6450,692 | 3890,172 | 4451,603 | 7837,682 | 7260,687 | 0 | 1 |
| 2008 | 7833,459 | 7190,211 | 4341,996 | 5016,412 | 8517,007 | 7944,020 | 0 | 1 |
| 2009 | 7761,469 | 7136,976 | 4752,422 | 4921,854 | 7985,550 | 8071,617 | 0 | 0 |
| 2010 | 8075,641 | 7361,840 | 4821,920 | 5027,063 | 8173,019 | 8355,778 | 0 | 0 |
| 2011 | 8540,940 | 7622,798 | 5035,866 | 5321,205 | 8609,099 | 8886,208 | 0 | 0 |
| 2012 | 9119,371 | 8099,151 | 5431,233 | 5706,654 | 9111,390 | 9608,828 | 0 | 0 |
| 2013 | 9534,801 | 8508,920 | 5784,400 | 6030,031 | 9434,762 | 10090,843 | 0 | 0 |
| 2014 | 9391,482 | 8238,898 | 5586,738 | 5949,569 | 9215,455 | 9911,633 | 0 | 0 |
| 2015 | 8678,402 | 7792,420 | 5197,734 | 5553,039 | 8549,715 | 9343,318 | 1 | 1 |
| 2016 | 8976,732 | 8026,109 | 5208,204 | 5644,957 | 8578,190 | 9404,193 | 1 | 1 |
| 2017 | 9201,854 | 8427,475 | 5433,423 | 5930,615 | 8883,964 | 9850,560 | 1 | 1 |
| 2018 | 9896,120 | 9071,676 | 5796,740 | 6238,289 | 9351,933 | 10020,058 | 1 | 1 |
| 2019 | 10675,309 | 9571,315 | 6080,278 | 6566,451 | 9693,140 | 10535,231 | 1 | 1 |
| 2020 | 10959,102 | 9642,748 | 6144,921 | 6667,392 | 9940,626 | 10731,740 | 1 | 1 |
| 2021 | 11391,932 | 9873,244 | 6268,837 | 6828,428 | 10172,334 | 11013,883 | 1 | 1 |
| 2022 | 11449,019 | 10065,693 | 6381,141 | 7015,867 | 10533,710 | 11101,954 | 1 | 1 |
| 2023 | 12084,235 | 10561,728 | 6847,742 | 7711,094 | 11330,069 | 11711,728 | 1 | 1 |

Таблица 3. Характеристики линейных моделей изменения среднемесячной заработной платы в ценах 2000 года

| Округ | b_1 | R-squared | A | Durbin-Watson | Prob (JB) |
|-------|---------|-----------|--------|---------------|-----------|
| ЦФО | 401,180 | 0,932 | 11,405 | 0,252 | 0,287 |
| ДФО | 343,281 | 0,923 | 8,657 | 0,205 | 0,483 |
| СЗФО | 319,068 | 0,936 | 8,837 | 0,272 | 0,394 |
| УФО | 273,118 | 0,878 | 8,852 | 0,287 | 0,648 |
| ПФО | 226,708 | 0,936 | 9,021 | 0,317 | 0,318 |
| ЮФО | 216,132 | 0,917 | 10,669 | 0,212 | 0,260 |

Линейные модели в пределах заданной значимости α (0,1) имеют следующие характеристики:

- коэффициент детерминации (R-squared) всех моделей больше 0,7;
- ошибка аппроксимации (A) от 8 до 11 % (хорошее качество моделей);
- статистика Дарбина-Уотсона (Durbin-Watson) не лежит в пределах от 1,2 до (4-1,2) – остатки зависимы;

- статистика Харке-Бера (Prob (JB)) больше заданной значимости, следовательно остатки всех моделей имеют нормальное распределение.

Для прогнозирования не стоит пользоваться этими линейными моделями, так как у всех моделей статистика Дарбина-Уотсона не в пределах от 1,2 до 2,8, следовательно остатки зависимы между собой. Для преодоления самого сложного критерия качества, отсутствия автокорреляции остатков, были введены две фиктивные переменные (таблица 2) – смена булевой функции (0,1) в годы уменьшения зарплаты (2009, 2015):

- x_1 – первая фиктивная переменная (ЦФО, ДФО, СЗФО, ПФО, ЮФО);
- x_2 – вторая фиктивная переменная (УФО).

Методом подбора адекватных характеристик моделей были получены следующие уравнения по федеральным округам:

- ЦФО – $y=1030,240+818,168t-15,721t^2-5673,589x_1+252,066tx_1$;
- ДФО – $y=2445,100+655,890t-9,115t^2-1443,494x_1$;
- СЗФО – $y=1666,859+698,518t-16,049t^2-5639,100x_1+287,768tx_1$;
- УФО – $y=2789,501+942,641t-41,861t^2+0,031t^4-365,647x_2$;
- ПФО – $y=1183,470+484,190t-14,427t^2+0,282t^3-906,437x_1$;
- ЮФО – $y=952,026+404,151t-5,037t^2-1057,721x_1$;

где y – показатель изменения среднемесячной заработной платы в ценах 2000 года по округу, t – переменная времени (1, 2, 3...), x_1 – первая фиктивная переменная, x_2 – вторая фиктивная переменная. Все модели имеют адекватные характеристики и прошли все критерии качества (таблица 4).

Модели при заданной значимости α (0,1) имеют следующие характеристики:

- коэффициент детерминации всех моделей больше 0,7;
- ошибка аппроксимации меньше 4% (отличное качество моделей);
- статистика Дарбина-Уотсона находится в пределах от 1,2 до 2,8;
- статистика Харке-Бера (Prob (JB)) больше заданной значимости.

Все модели прошли критерии качества и допустимы для прогноза. Смоделированные значения представлены на рисунке 2 и в таблице 5. По всем моделям спрогнозирован рост среднемесячной заработной платы в ценах 2000 года.

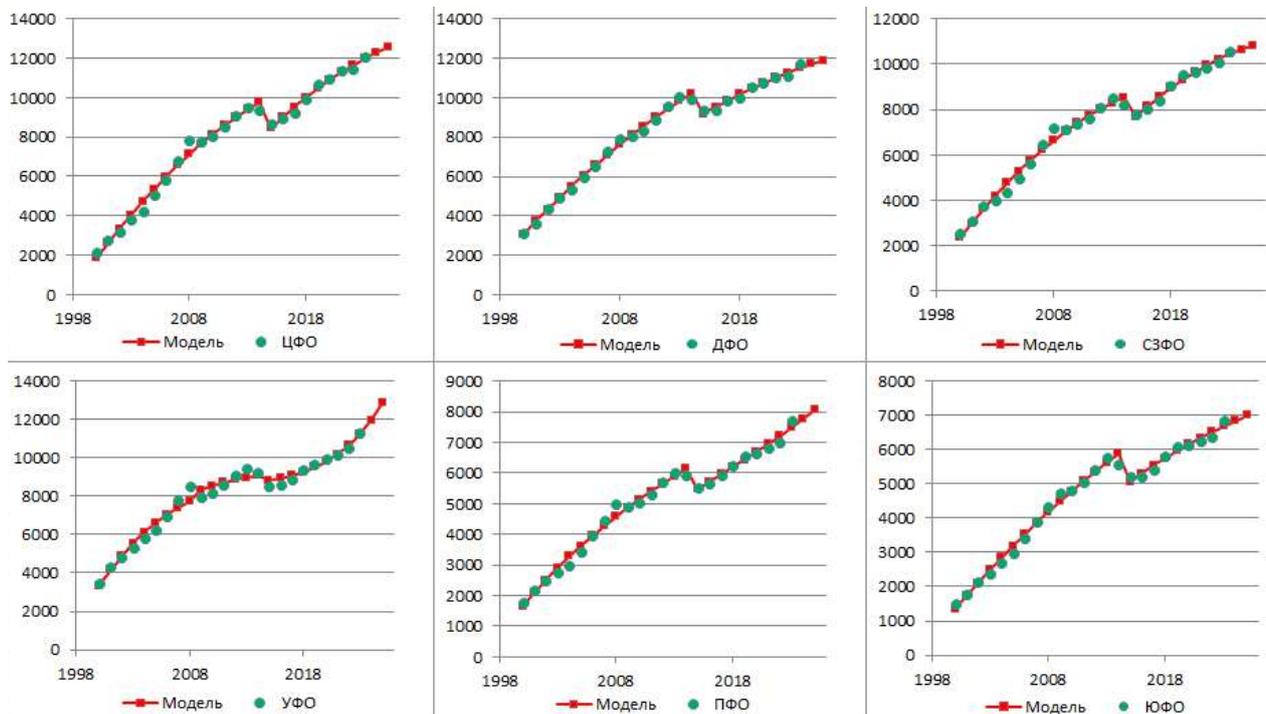


Рис. 2. Математические модели временных рядов с 2000 по 2025 год среднемесячной начисленной заработной платы в ценах 2000 года

У всех моделей смена булева значения фиктивной переменной в 2015 году показала снижение показателя, и это полностью отражает реальные значения зарплаты. Исключением является модель УФО, у которой самое сложное уравнение из-за снижения темпов роста зарплаты в 2009, а затем – повышения в 2015 году. Коэффициент при постоянной b_0 у УФО самый высокий (таблица 4), так как до 2010 года в УФО был самый высокий уровень зарплаты. Затем произошло смещение приоритетов на Дальневосточный федеральный округ и Центральный федеральный округ, и в этих округах возрос уровень среднемесячной заработной платы, а уровень зарплат в УФО оказался на третьем месте.

Таблица 4. Характеристики моделей изменения среднемесячной заработной платы в ценах 2000 года

| Округ | b_0 | R-squared | A | Durbin-Watson | Prob (JB) |
|-------|----------|-----------|-------|---------------|-----------|
| ЦФО | 1030,240 | 0,992 | 3,625 | 1,330 | 0,604 |
| ДФО | 2445,100 | 0,996 | 1,524 | 2,285 | 0,799 |
| СЗФО | 1666,859 | 0,992 | 2,889 | 1,330 | 0,872 |
| УФО | 2789,501 | 0,979 | 3,116 | 1,279 | 0,288 |
| ПФО | 1183,470 | 0,991 | 2,864 | 1,373 | 0,430 |
| ЮФО | 952,026 | 0,993 | 2,868 | 1,707 | 0,766 |

Таблица 5. Модели и прогноз среднемесячной заработной платы в ценах 2000 года

| Год | ЦФО | СЗФО | ЮФО | ПФО | УФО | ДФО |
|------|-----------|-----------|----------|----------|-----------|-----------|
| 2000 | 1832,687 | 2349,327 | 1351,140 | 1653,516 | 3324,666 | 3091,875 |
| 2001 | 2603,692 | 2999,697 | 1740,179 | 2096,398 | 4142,190 | 3720,419 |
| 2002 | 3343,255 | 3617,967 | 2119,143 | 2513,808 | 4877,547 | 4330,732 |
| 2003 | 4051,375 | 4204,139 | 2488,033 | 2907,438 | 5532,604 | 4922,815 |
| 2004 | 4728,053 | 4758,212 | 2846,847 | 3278,979 | 6109,976 | 5496,667 |
| 2005 | 5373,289 | 5280,186 | 3195,587 | 3630,123 | 6613,023 | 6052,289 |
| 2006 | 5987,082 | 5770,062 | 3534,252 | 3962,560 | 7045,853 | 6589,680 |
| 2007 | 6569,434 | 6227,838 | 3862,842 | 4277,984 | 7413,321 | 7108,841 |
| 2008 | 7120,342 | 6653,516 | 4181,357 | 4578,084 | 7721,027 | 7609,771 |
| 2009 | 7639,809 | 7047,095 | 4489,797 | 4864,554 | 8340,968 | 8092,470 |
| 2010 | 8127,833 | 7408,575 | 4788,163 | 5139,083 | 8548,945 | 8556,939 |
| 2011 | 8584,415 | 7737,956 | 5076,453 | 5403,364 | 8718,447 | 9003,177 |
| 2012 | 9009,555 | 8035,239 | 5354,669 | 5659,088 | 8858,062 | 9431,184 |
| 2013 | 9403,252 | 8300,423 | 5622,810 | 5907,946 | 8977,128 | 9840,961 |
| 2014 | 9765,507 | 8533,508 | 5880,876 | 6151,631 | 9085,725 | 10232,508 |
| 2015 | 8455,792 | 7698,789 | 5071,146 | 5485,396 | 8829,037 | 9162,329 |
| 2016 | 9007,229 | 8155,445 | 5309,063 | 5723,807 | 8949,935 | 9517,415 |
| 2017 | 9527,224 | 8580,002 | 5536,904 | 5962,118 | 9095,093 | 9854,269 |
| 2018 | 10015,776 | 8972,460 | 5754,671 | 6202,022 | 9277,584 | 10172,893 |
| 2019 | 10472,886 | 9332,819 | 5962,363 | 6445,209 | 9511,223 | 10473,287 |
| 2020 | 10898,554 | 9661,080 | 6159,980 | 6693,372 | 9810,575 | 10755,450 |
| 2021 | 11292,779 | 9957,241 | 6347,522 | 6948,200 | 10190,950 | 11019,382 |
| 2022 | 11655,562 | 10221,304 | 6524,989 | 7211,387 | 10668,406 | 11265,084 |
| 2023 | 11986,903 | 10453,268 | 6692,382 | 7484,623 | 11259,747 | 11492,555 |
| 2024 | 12286,801 | 10653,134 | 6849,700 | 7769,600 | 11982,525 | 11701,796 |
| 2025 | 12555,258 | 10820,900 | 6996,942 | 8068,009 | 12855,037 | 11892,805 |

Итак, в ходе проведенного исследования получены результаты:

- реальных изменений с 2000 по 2023 год среднемесячной начисленной заработной платы в ценах 2000 года по федеральным округам Российской Федерации;

- сравнения темпов роста с 2000 по 2023 год среднемесячной начисленной заработной платы в ценах 2000 года по федеральным округам Российской Федерации;

- построения математических моделей временных рядов с 2000 по 2023 год среднемесячной начисленной заработной платы в ценах 2000 года по федеральным округам Российской Федерации и сделан прогноз на 2024 и 2025 года.

СПИСОК ИСТОЧНИКОВ:

1. *Шанченко Н. И.* Лекции по эконометрике: учебное пособие для студентов высших учебных заведений, обучающихся по специальности «Прикладная информатика (в экономике)» / – Ульяновск: УлГТУ, 2008. –139 с.
2. Единая межведомственная информационно-статистическая система (ЕМИСС) – URL: <http://rosstat.gov.ru/emiss>
3. Официальный сайт Росстата – URL: <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/Zaynullina-12122019.pdf>
4. Официальный сайт Росстата – URL: <https://rosstat.gov.ru/statistics/price>